

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و یکم، شماره ۶۶، تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۶۸-۳۹

واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE

نادر مهرگان

دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا (نویسنده مسئول)
mehregannader@yahoo.com

حسن دلیری

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا
eco.hassan.daliri@gmail.com

بانک‌ها به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد کلان می‌توانند نقش مهمی در تعادل عمومی اقتصاد و انتقال شوک‌های اقتصادی در جامعه ایفا کنند. در این میان، یکی از مهم‌ترین بخش‌های انتقال پولی بخش بانکی است، در نتیجه بررسی اینکه بانک‌ها در صورت وقوع شوک پولی چه واکنشی نشان می‌دهند می‌تواند مفید باشد. در این مطالعه با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE و با بهره‌گیری از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در دوره (۱۳۸۷-۱۳۶۷) به بررسی واکنش بانک‌ها در صورت بروز شوک‌های پولی پرداختیم. برای برآورد پارامترهای مدل DSGE از روش برآورد بیزین بهره‌برداری و در انتها با استفاده از توابع عکس‌العمل به آزمون فروض پژوهش پرداخته شد. نتایج حاصل از مدل نشانگر آن است که بانک‌ها به‌دلیل عدم توانایی در تعدیل نرخ بهره پس از بروز شوک پولی نمی‌توانند به مکانیزم انتقال کمک چندانی کنند و شوک پولی باعث کاهش سپرده‌گذاری در بانک و افزایش تقاضا برای وام خواهد شد. این رخداد سبب بروز شوک در بخش کالاهای باداوام همچون مسکن شده و قیمت واقعی مسکن را نیز افزایش می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: *E51, E43, E32, C61*.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، صنعت بانکی، تعادل عمومی پویای تصادفی.

۱. مقدمه

نگاهی به صنعت بانکی حکایت از آن دارد که بانک‌ها همواره نقش مهم و کلیدی در اقتصاد ایفا می‌کنند. این اهمیت باعث توجه برنامه‌ریزان اقتصادی به صنعت بانکی می‌شود و سیاستگذاران اقتصادی راهکارهایی برای بهبود کارکرد این صنعت در سطوح خرد و کلان و برقراری همگنی میان ساختارهای صنعت با اهداف کلان ملی دارند، به گونه‌ای که ساختار صنعت بانکی پس از پیروزی انقلاب اسلامی دستخوش تغییر و تحولات مهمی قرار گرفته است. یکی از مهم‌ترین تحولات صورت گرفته در این بخش اجازه ورود به مؤسسات مالی و اعتباری خصوصی در سال ۱۳۷۶ بود. این قانون زیربنای تصویب قانون مجوز تأسیس بانک‌های خصوصی در سال ۱۳۷۷ بود. از این سال به بعد بانک‌های خصوصی پا به عرصه صنعت بانکی گذاشتند و در راستای اصل ۴۴ قانون اساسی سهام تعدادی دیگر از بانک‌ها دولتی در بازار سهام عرضه و تبدیل به بنگاه‌های خصوصی شدند. بانک‌های خصوصی در ایران توانستند با راهکارهای بازاریابی روح رقابت را در صنعت بانکی کشور بدمند، اما این رفتار بانک‌ها با شرایط مصوب بانک مرکزی و شورای پول اعتبار در رکورد نرخ‌های بهره در وام و سپرده و محدودیت در اهداف وام‌های پرداختی بانک‌ها این اجازه را از بانک‌ها سلب می‌کند که رقابت را در صنعت تقویت نمایند، اما یکی از مهم‌ترین چالش‌های صنعت بانکی در هر اقتصاد واکنشی است که این صنعت در برابر شوک‌های اقتصادی خواهد داشت. این اهمیت تا جایی است که در سال‌های اخیر صنعت بانکی در بسیاری از اقتصادهای توسعه یافته دنیا تاب مقاومت در برابر شوک‌های اقتصادی را نداشته و با توجه به نقشی که بانک‌ها در مکانیزم انتقال پولی ایفا می‌کنند، این شوک‌ها را به سایر بخش‌های اقتصاد تسری داده و اقتصاد کلان کشور را زمین گیر کرده‌اند. از این رو، مطالعه واکنش صنعت بانکی ایران در برابر شوک‌های عمده‌ای که هر ساله به اقتصاد ایران وارد می‌شود می‌تواند مفید باشد. در این مطالعه نیز به بررسی واکنش سیستم اقتصادی ایران در برابر شوک‌های پولی و درآمد نفتی با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی می‌پردازیم.

۲. ادبیات موضوع

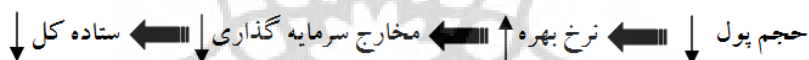
در این بخش تلاش می‌کنیم تا نقش بانک‌ها در مکانیزم انتقال پولی در اقتصاد و چگونگی واکنش آنها در برابر شوک‌ها را از لحاظ تئوریک توضیح دهیم. شاید بهترین شیوه توضیح این مسئله معرفی چارچوب تئوریک مکانیزم انتقال پولی در اقتصاد باشد.

سیاست پولی ابزاری برای تأثیرگذاری بر متغیرها و ساختار اقتصاد است، اما تأثیر بر ساختار اقتصادی بر پایه فرایندی شکل می‌گیرد که برای سیاستگذاری اهمیت ویژه‌ای دارد. در اصطلاح به فرایند تأثیر

سیاست پولی بر اقتصاد مکانیزم انتقال می‌گویند. به صورت کلی، مکانیزم انتقال سیاست پولی را می‌توان در چهار بخش عمده طبقه‌بندی نمود: کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی‌های بادوام و کانال اعتباری (میشکین، ۱۹۹۵). در این راستا، بانک‌ها در بخش کانال اعتباری نقش ویژه‌ای را در سیستم اقتصاد ایفا می‌کنند که در ادامه به اختصار در آن مورد توضیح خواهیم داد.

۱-۲. کانال نرخ بهره

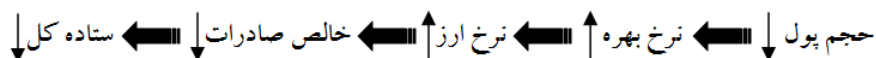
این بخش از مکانیزم پولی دارای چهره‌ای شناخته‌شده در بیشتر متون اقتصاد کلان است. اثر نرخ بهره شیوه اساسی در مکانیزم انتقال سیاست پولی از دیدگاه کینزین‌ها است. در تئوری سنتی کینز چگونگی اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:



به عبارت دیگر، در صورت اجرای سیاست پولی انقباضی و کاهش در مقدار حجم پول در جامعه نرخ بهره واقعی افزایش یافته و با افزایش نرخ بهره هزینه سرمایه نیز افزایش خواهد یافت. افزایش هزینه سرمایه مقدار مخارج سرمایه‌گذاری را در کشور کاهش می‌دهد، از این رو میزان ستاده کل اقتصاد کاهش می‌یابد. البته کانال نرخ بهره از مکانیزم انتقال سیاست پولی علاوه بر طرح کلی ارائه‌شده در معادله فوق شامل مخارج مصرفی خانوار برای کالاهای بادوام و مسکن نیز خواهد شد (میشکین، ۱۹۹۵).

۲-۲. کانال نرخ ارز

این کانال به صورت ضمنی شامل اثر نرخ بهره نیز می‌باشد، زیرا زمانی که نرخ بهره واقعی در داخل کشور افزایش می‌یابد سپرده‌های دلاری (با پول داخلی) جذاب‌تر از سپرده‌های صورت گرفته با پول‌های خارجی (سپرده‌های ارزی) می‌شود و از این طریق ارزش سپرده‌های دلاری نسبت به سایر سپرده‌های مالی افزایش می‌یابد. افزایش سپرده‌های دلاری سبب افزایش بهای دلار E خواهد شد. افزایش ارزش پول داخلی سبب می‌شود تا کالاهای داخلی گران‌تر از کالاهای خارجی شود و از این طریق خالص صادرات NX کاهش یابد، بنابراین ستاده کل نیز به تبع آن کاهش می‌یابد (میشکین، ۱۹۹۵)، بنابراین به اختصار خلاصه الگوی مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی از طریق نرخ ارز به صورت زیر خواهد بود:



۲-۳. کانال قیمت سایر دارایی‌ها

ایرادی اساسی به مدل‌های کینزی برای تحلیل مکانیزم انتقال پولی آن است که این مدل‌ها تنها بر قیمت نسبی دارایی‌ها، نرخ بهره یا مدل تیلور روی هر دو مورد نرخ بهره و نرخ ارز تأکید می‌کنند، در حالی که پولیون اعتقاد دارد که پول می‌تواند روی قیمت نسبی تمام دارایی‌های و ثروت حقیقی مؤثر باشد. پولیون اغلب اعتقاد دارند که مکانیزم انتقال پولی تغییراتی در طول ادوار تجاری می‌باشند. به هر حال، آنها روی دو کانال عمده در مورد مکانیزم انتقال پولی تأکید دارند. نخستین مورد شامل تئوری q توبین در خصوص سرمایه‌گذاری است و دومین مورد مربوط به اثر ثروت بر مصرف می‌باشد. تئوری q توبین مکانیزمی را توضیح می‌دهد که سیاست پولی از طریق تأثیری که بر مجموع بدهی‌های ترازنامه دارد قادر است بر اقتصاد مؤثر باشد. زمانی که q محاسبه شده بزرگتر از یک باشد، انگیزه بسیاری برای سرمایه‌گذاری وجود خواهد داشت. به عبارت دیگر، مقدار q بالا نشانه ارزشمندی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشد بنگاه‌ها است. از سوی دیگر، زمانی که q کم باشد بنگاه‌ها کالای سرمایه‌ای جدید را خریداری نمی‌کنند، زیرا ارزش بازاری بنگاه‌ها نسبت به هزینه سرمایه پایین‌تر است. پرسشی که مطرح می‌شود این است که چگونه ممکن است سیاست پولی روی قیمت دارایی‌ها مؤثر باشد؟ در نگرش پولیون زمانی که عرضه پول کم می‌شود جامعه متوجه خواهد شد که نیازش به پول بیش از مقدار پول موجود است (انتظارات عقلایی)، بنابراین تلاش می‌کند تا این عدم تطابق را با کاهش مخارج خود جبران نماید. به عبارت دیگر، جامعه مخارج کمتری را صرف خرید سهام می‌کند و تقاضای خود را از تجهیزات سرمایه‌ای کاهش می‌دهد، بنابراین قیمت دارایی‌ها کاهش خواهد یافت. کینزین‌ها اعتقاد دارند که افزایش نرخ بهره که از سیاست پولی انقباضی نشأت می‌گیرد سبب می‌شود تا اوراق قرضه نسبت به سایر دارایی‌ها جذاب‌تر شوند و در ادامه سبب کاهش قیمت دارایی‌ها در جامعه خواهد شد (میشکین، ۱۹۹۵). ترکیب این نگرش با این واقعیت که قیمت پایین‌تر سهام سبب مقدار کمتر q و کاهش مخارج سرمایه‌گذاری خواهد شد به ما این امکان را می‌دهد تا مکانیزم انتقال پولی را به صورت ذیل نمایش دهیم:



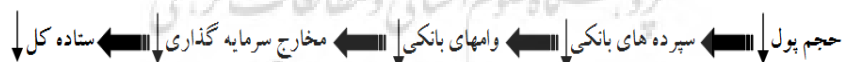
کانال دیگر در خصوص انتقال پولی در این بخش مربوط به اثر ثروت در تابع مصرف است. این نگرش به صورت عمده توسط مودیگلیانی^۱ و مدل MPS^۲ حمایت می‌شود. در مدل دوره زندگی

1. Modigliani
2. MIT-Penn-SSRC (MPS) Model

مودیکلیانی (۱۹۷۱) مخارج مصرفی به وسیله منابع استخراج شده توسط مصرف‌کننده در دوره زندگی خود تأمین می‌شود که این منابع شامل سرمایه انسانی، سرمایه حقیقی و ثروت مالی است. یکی از مهم‌ترین بخش‌های ثروت مالی نیز ارزش سهام و دارایی‌های افراد است. زمانی که قیمت دارایی‌ها و سهام کاهش می‌یابد ارزش ثروت‌های مالی افراد کاهش می‌یابد، در نتیجه منابع مصرفی فرد در دوره زندگی کاهش خواهد یافت. روشن است که فرد حاضر مخارج مصرفی خود را نیز در طول دوره زندگی کاهش می‌دهد.

۲-۴. کانال اعتباری

این کانال انتقال سیاست پولی زیرمجموعه‌ای از نگرش‌های غیرنوکلاسیکی به مکانیزم انتقال است. در این مدل‌ها فرض می‌شود که اوراق قرضه و اعتبارات بانکی جانشین ناقص یکدیگرند. با این فرض دو راهکار عمده برای اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد معرفی می‌شود: کانال وامدهی بانکی^۱ و کانال ترازنامه‌ای.^۲ بر اساس کانال وامدهی از آنجایی که بانک‌ها تمایل دارند با قرض‌گیرندگانی مطمئن و بدون ریسک مواجه شوند، بنابراین قادرند تا حد زیادی مسئله اطلاعات نامتقارن را در بازار اعتبارات حل کنند. براساس چارچوب کانال اعتباری در اثر اعمال یک سیاست پولی انقباضی دسترسی به منابع بانکی دشوارتر می‌شود و هزینه تأمین سرمایه بنگاه‌های کوچک افزایش می‌یابد. در مقابل، بنگاه‌های بزرگتر که دسترسی بیشتری به سایر بازارها و ابزارهای مالی دارند کمتر تحت تأثیر پیامدهای ناشی از سیاست پولی قرار خواهند گرفت (میشکین، ۱۹۹۵). به عبارت دیگر، مکانیزم انتقال پولی در صورت اجرای سیاست مالی انقباضی از کانال اعتباری را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:^۳



1. Bank Lending Channel

2. Balance-Sheet Channel

۳. لان و مرگان (۲۰۰۲) بیان می‌کنند که وام‌های بانکی می‌توانند نقش مهمی در نوسان‌های اقتصاد کلان ایفا کنند، اما کانال وامدهی بانک‌ها برای تغییرات سیاست پولی مقدار بسیار کمی است. به عبارت دیگر، اگرچه بسیاری از تحقیقات تجربی همچون (Gertler and Gilchrist, 1993, 1994; Kashyap and Stein, 1995; Peek and Rosengren, 1995, 1997) کانال اعتباری برای انتقال پولی را تأیید می‌کنند، اما تعدادی از کارهای تحقیقاتی همچون (Romer and Romer, 1989; Ramey, 1993) در صحت و سقم قدرت این کانال در انتقال پولی شک دارند. هر چند جستجو در مطالعات نشانگر آن است که تحقیقات تجربی فراوانی روی نقش مؤثر بانک‌ها در مکانیزم انتقال پولی صحه می‌گذارند که می‌توان اشاره کرد به: (Bernanke and Blinder, 1992; Kashyap, Stein and Wilcox, 1993; Oliner and Rudebusch, 1995). و اخیراً نیز مطالعاتی روی وجود اطلاعات نامتقارن و نقش آن در مکانیزم انتقال در بخش اعتباری صورت گرفته همچون: (Kashyap and Stein, 1995, 2000, De Bondt, 1998, Cecchetti, 1999, Kishan and Opiela, 2000, Ehrmann et al, 2003, Altunbas, Fazylov and Molyneux, 2002, Driscoll, 2004, Adams and Amel, 2005, Gambacorta, 2005).

البته اعتقاد بر آن است که مکانیزم انتقال پولی از سوی کانال اعتباری نه تنها روی تقاضا برای وام (از طریق تغییرات نرخ بهره) تأثیر دارد، بلکه قادر است تا بر عرضه اعتبارات بانکی در بازار مؤثر باشد و به دنبال آن سرمایه‌گذاری و مصرف را نیز تحت تأثیر قرار دهد. به عبارت دیگر، مکانیزم انتقال پولی از سمت کانال اعتباری هم روی قرض‌گیرندگان و هم قرض‌دهندگان مؤثر خواهد بود (جیمورن، ۲۰۰۹)، اما می‌توان در این فرایند روی نقش ثروت خالص در مکانیزم انتقال در کانال اعتباری نیز تأکید نمود. ثروت خالص کمتر به این معنا است که در واقع وام‌دهنده اموال گروبی کمتری برای وام‌هایی که اعطا کرده، بنابراین مقدار زیان‌های ناشی از انتخاب‌های ناسازگار برای این بانک‌ها بیشتر است. کاهش در مقدار خالص ثروت سبب افزایش احتمال بروز مسئله انتخاب ناسازگار شده و از این طریق منجر به کاهش وام‌دهی و کاهش مخارج سرمایه‌گذاری در جامعه خواهد شد، همچنین مقدار کمتر ثروت خالص بنگاه‌ها سبب افزایش مسئله مخاطرات اخلاقی نیز می‌شود، زیرا کاهش ثروت به این معناست که مالکین بنگاه‌ها اموال کمتری برای گرو گذاشتن دارند، از این رو انگیزه‌های بالاتری برای انتخاب پروژه‌های پرریسک دارند. به این معنا که احتمال آنکه وام‌دهنده نتواند وام پرداخت شده را بازپس گیرد افزایش می‌یابد، بنابراین کاهش در مقدار ثروت خالص بنگاه‌ها منجر به کاهش در وام‌دهی و کاهش در مخارج سرمایه‌گذاری خواهد شد (میشکین، ۱۹۹۵). از سوی دیگر، سیاست پولی قادر است از راه‌های مختلف روی ترازنامه بانک‌ها مؤثر باشد. سیاست پولی انقباضی سبب کاهش مقدار قیمت سهام می‌شود، در ادامه مقدار ثروت خالص بنگاه‌ها و نیز مقدار مخارج سرمایه‌گذاری و ستاده کل را کاهش می‌دهد، زیرا در این شرایط مسئله انتخاب ناسازگار و مخاطرات اخلاقی افزایش می‌یابد.^۱ مکانیزم انتقال پولی در این بخش را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

۱. بووین (۲۰۰۶) بیان می‌کند که در مکانیزم انتقال پولی بخشی دیگر به عنوان کانال سرمایه بانکی Bank Capital Channel وجود دارد که در این شرایط تراز بانک‌ها و مؤسسات واسطه مالی نقش مهمی در مقدار وام اعطایی آن در اقتصاد خواهد داشت. کاهش در قیمت دارایی‌ها می‌تواند سبب کاهش سبب وام بانک‌ها شود و به دلیل آنکه احتمال بازپس‌گیری وام‌ها در این شرایط کاهش می‌یابد سبب می‌شود تا متوازی اعتبارات بانکی کم شده یا حتی سبب کاهش ارزش دارایی‌های بانکی شود. این کاهش ارزش دارایی‌های بانکی می‌تواند سبب بروز کاهش سرمایه بانک‌ها و بروز بحران‌های مالی در دوره حاضر گردد. کمبود سرمایه بانکی منجر به کاهش عرضه اعتبارات بانکی به‌منظور ایجاد توازن در ترازنامه خود و بازسازی سرمایه تقویت‌شده می‌شود، به این معنا که قرض‌گیرندگان بانکی قادر به کسب اعتبار کمتری از بانک خواهند بود. سیاست پولی انقباضی به دو طریق قادر است تا ترازنامه بانک‌ها را بهبود دهد. نخست با وجود نرخ بهره کوتاه‌مدت پایین‌تر بانک‌ها تمایل دارند تا مقدار بهره خالص نهایی خود را افزایش دهند و این واکنش منجر می‌شود تا سود بانک‌ها افزایش یافته و سبب بهبود ترازنامه بانکی گردد. دیگر اینکه سیاست پولی انقباضی می‌تواند منجر به بهبود قیمت دارایی‌ها شده و این حادثه به صورت آتی مقدار سرمایه بانک را افزایش می‌دهد. در کانال سرمایه بانکی، سیاست پولی انقباضی سرمایه بانکی را افزایش خواهد داد، بنابراین وام‌دهی و تقاضای کل نیز متعاقباً افزایش خواهد یافت.

حجم پول ↓ قیمت سهام ↓ مخاطرات اخلاقی و انتخاب ناسازگار ↑ وام‌دهی ↓ سرمایه‌گذاری ↓ ستاده کل ↓

کانال ترازنامه‌ای ادله بیشتری برای اثر قیمت‌دارایی‌ها که در نگرش پولیون مطرح شد را بیان می‌کند. این کانال بر ارتباط میان قرارداد وام‌دهی و سلامت مالی بنگاه‌های وام‌گیرنده تأکید می‌کند. در این دیدگاه فرض بر این است که حق بیمه مالی خارجی^۱ به صورت معکوس با ثروت خالص وام‌گیرنده در ارتباط است. به عبارت دیگر، از آنجایی که وضعیت مالی وام‌گیرندگان بر حق بیمه مالی خارجی اثر دارد زمان بروز نوسان‌ها تغییرات ترازنامه فرض‌گیرنده سبب می‌شود تا مقدار مخارج سرمایه‌گذاری وی تحت الشعاع قرار گیرد (لنسنیک و استرکن، ۲۰۰۲). برای بیان این منطقی فرض کنید که سیاست پولی انقباضی در اقتصاد اجرا شود، در این صورت نرخ بهره افزایش خواهد یافت. این رخداد باعث می‌شود تا توازن ترازنامه بنگاه‌ها به دلیل کاهش جریان نقدی بدتر شود.^۲ کاهش جریان نقدی سبب افزایش مخاطرات اخلاقی و انتخاب ناسازگار می‌شود، از این رو مقدار وام‌دهی در جامعه کاهش می‌یابد و کاهش وام‌دهی مخارج سرمایه‌گذاری و به تبع آن ستاده کل را کاهش خواهد داد (میشکین، ۱۹۹۵).

حجم پول ↓ نرخ بهره ↑ جریان نقدی ↓ مخاطرات اخلاقی و انتخاب ناسازگار ↑ وام‌دهی ↓ سرمایه‌گذاری ↓ ستاده کل ↓

فرایند تبیین‌شده در کانال ترازنامه‌ای اذعان دارد از آنجا که بنگاه‌های کوچک نسبت به بنگاه‌های بزرگ با هزینه‌های واسطه‌ای بالاتری برای گرفتن وام مواجهند، بنابراین نوسان‌های اقتصادی دارای اثر بزرگتری بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌های کوچک در مقایسه با سرمایه‌گذاری بنگاه‌های بزرگ خواهد بود (برنانکر و گرتلر، ۱۹۸۹ و لنسنیک و استرکن، ۲۰۰۲).

۳. پیشینه تحقیق

در این بخش به اختصار پیشینه مطالعه در خصوص آثار سیاست پولی در قالب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی را مطرح خواهیم کرد. لازم به ذکر است با توجه به پیشینه موجود مطالعه حاضر نخستین پژوهشی است که تلاش نمود تا بخش بانکی اقتصاد ایران را وارد مدل‌های تعادل عمومی نماید (جدول ۱).

1. External Finance Premium

۲. البته باور بر این است که حتی اگر هم سیاست پولی اثر مستقیمی بر عرضه اعتبار بانکی نداشته باشد باز هم بانک‌ها ممکن است وام‌دهی خود را در اقتصاد محدود کرده یا آن را کلاً قطع نمایند (رامی، ۱۹۹۳).

جدول ۱. شیمای خلاصه‌ای از چارچوب مطالعات DSGE در اقتصاد ایران

مطالعه	عاملین اقتصادی										شوکه‌های وارده بر مدل	
	دولت	خانوار	بنگاهها	نفت	مسکن	خارجی	مالی	تکنولوژی	نفت	ارز	عرضه پول	سایر
شهرستانی و اربابی (۱۳۸۸)	-	دارد	دارد	دارد	-	دارد	-	دارد	دارد	-	-	بهره خارجی
متوسلی و ابراهیمی (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	دارد	-	-	-	دارد	دارد	-	دارد	-
شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	دارد	-	-	-	دارد	دارد	-	دارد	-
متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	دارد	-	-	-	دارد	دارد	-	دارد	مخارج دولت
تقوی و صفرزاده (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	دارد	-	-	-	دارد	دارد	-	دارد	مخارج دولت
بهرامی و قریشی (۱۳۹۰)	-	دارد	دارد	دارد	-	دارد	-	دارد	دارد	-	-	-
مشیری و همکاران (۱۳۹۰)	دارد	دارد	دارد	دارد	-	-	-	دارد	دارد	-	دارد	مخارج دولت
ابونوری و رجایی (۱۳۹۰)	-	دارد	دارد	دارد	-	-	-	-	-	-	-	اثرزنی
بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)	-	دارد	دارد	دارد	دارد	-	-	دارد	دارد	-	-	مسکن
فخرحسینی (۱۳۹۰)	دارد	دارد	دارد	دارد	-	-	-	دارد	دارد	-	دارد	-
باقرپور (۱۳۹۰)	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	-	-	دارد	دارد	-	-	-

البته در این مطالعه بخش نفت مدلسازی نشده است و تنها بخشی به نام تولیدکننده انرژی به‌عنوان یکی از بنگاه‌های تولیدی در کشور در نظر گرفته شده است
 مأخذ: نتایج تحقیق.

حسینی دولت‌آبادی و ندری (۱۳۹۱) بر اساس مطالعه‌شان بر این باوراند که بخش‌های اقتصادی در یک کشور واکنش‌های نامتوازنی به شوک‌های سیاست پولی نشان می‌دهند. در مقاله حاضر، بر خلاف سایر مطالعات این حوزه که نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته می‌شود پایه پولی را به‌عنوان متغیر سیاست‌گذاری پولی استفاده نموده است. در این مقاله، برای بررسی و آزمون وجود عدم تقارن میان واکنش بخش‌های کشاورزی، خدمات و صنعت به یک شوک سیاست پولی انبساطی از

مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR و داده‌های فصلی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۶۹) در اقتصاد ایران استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که واکنش بخش‌های اقتصادی به شوک سیاست پولی در ایران متفاوت است و میان تمام بخش‌های اقتصادی بخش صنعت بیشترین و سریعترین واکنش را نشان می‌دهد، همچنین سهم شوک سیاست پولی در تغییرات ارزش افزوده بخش صنعت نسبت به سهم این شوک در تغییرات ارزش افزوده دو بخش دیگر یعنی کشاورزی و خدمات بیشتر است.

شریفی‌رنانی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی نحوه تأثیرگذاری سیاست پولی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران در دوره (۱۳۸۷-۱۳۶۸) پرداختند. نتایج این مطالعه حکایت از آن دارد، زمانی که از نسبت سپرده قانونی به عنوان متغیر سیاستی استفاده شود هم در میان‌مدت و هم در بلندمدت کانال نرخ ارز مؤثرترین کانال در انتقال سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی اسمی بوده است، اما در کوتاه‌مدت نقش کانال شاخص قیمت مسکن در انتقال تغییرات حجم پولی مؤثرتر است.

شریفی‌رنانی و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی آثار سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وام‌دهی سیستم بانکی در ایران برای دوره (۱۳۸۷-۱۳۶۸) و با استفاده از داده‌های فصلی پرداختند. مدل مورد استفاده توسط آنان تصحیح خطای برداری بود که بر اساس آن به این نتیجه رسیدند که افزایش حجم پول به دلیل افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی تنها در کوتاه‌مدت سطح تولید را افزایش می‌دهد و حتی در بلندمدت اثر منفی بر تولید دارد، اما سطح عمومی قیمت‌ها را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت افزایش می‌دهد.

۴. معرفی مدل‌ها

در این بخش دو مدل برای مطالعه معرفی خواهد شد که مدل نخست ساختار پایه‌ای مدل‌های CIA را دنبال می‌کند و بر اساس آن تبیین می‌شود. مدل دوم از نوع نئوکینزی با لحاظ چسبندگی در قیمت و از نوع مدل‌های پایه‌ای MIU است. با حل و شبیه‌سازی هر دو مدل، آثار سیاست‌های پولی را بر اساس هر یک از آنها شناسایی و معرفی خواهیم کرد.

ساختار اصلی مدل اول از مطالعه ناسون و کوگلی، (۱۹۹۴) است و چارچوب آن برای اقتصاد ایران هماهنگ شده است که شامل خانوار، بانک مرکزی، بانک‌های تجاری، بنگاه‌ها، بخش نفت و دنیای خارج خواهد بود. در این مدل فرض می‌شود که خانوارها نقش سپرده‌گذاری در بانک‌ها را داشته و به بنگاه‌ها نیروی کار می‌دهند و در ازای آن دستمزد و سود توزیعی آنان را دریافت می‌کنند، بنگاه‌ها نیز از بانک‌ها وام

می‌گیرند و در مقابل به آنان بهره وام می‌دهند. بانک مرکزی نیز نقش سیاستگذاری کلان را در این اقتصاد خواهد داشت. در ادامه در مورد، هر بخش توضیحات بیشتری داده خواهد شد.

در این اقتصاد فرضی خانوارها مطلوبیت دوره زندگی خود را که متشکل از مصرف C_t و ساعات کارشان H_t است را حداکثر می‌کنند. این تصمیم در حالی صورت می‌گیرد که آنان تصمیم می‌گیرند که چه مقدار پول برای دوره آتی به صورت نقد نگهداری کنند، M_{t+1} چه مقدار پول در بانک سپرده‌گذاری کنند D_t تا قادر به کسب بهره $R_{H,t-1}$ از سپرده‌های خود باشند. با این وصف خانوار مسئله حداکثرسازی زیر را حل خواهد کرد:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [(1-\phi) \ln c_t + \phi \ln(1-H_t)] \right\} \quad (1)$$

$$P_t c_t \leq M_t - D_t + W_t H_t \quad (2)$$

$$0 \leq D_t \quad (3)$$

$$M_{t+1} = M_t - D_t + W_t H_t - P_t c_t + R_{H,t} D_t + F_t + B_t \quad (4)$$

معادله اول نشان‌دهنده مطلوبیت طول عمر خانوار، دومین معادله نشان‌دهنده محدودیت نقدی CIA، سومین معادله نشان می‌دهد که خانوار قادر به اخذ وام از بانک نیست و چهارمین معادله نیز نشانگر محدودیت بودجه خانوار است (سود توزیعی بنگاه‌ها F_t و سود توزیعی بانک‌ها B_t). بانک‌ها در انتهای دوره مقدار نقدینگی خانوار را به صورت سپرده و تزریق نقدینگی X_t را از بانک مرکزی دریافت می‌کنند (این مقدار تزریق برابر است با خالص تغییرات اسمی در تراز پول است: $M_{t+1} - M_t$). بانک از این منابع برای اعطای وام به بنگاه‌ها L_t استفاده می‌کند که برای او بازده‌هایی به اندازه $R_{F,t-1}$ دارد، البته بانک‌ها برای اعطای وام دارای محدودیت اعتباری است. به عبارت دیگر، مسئله بانک‌ها به صورت زیر است:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{b(t)}{c(t+1)P(t+1)} \right\} \quad (5)$$

$$b(t) + R_H(t)d(t) \leq R_F(t)l(t) + d(t) + X(t) - l(t) \quad (6)$$

$$X(t) + d(t) \leq l(t) \quad (7)$$

با توجه به اینکه فرض می‌کنیم بانک‌ها در شرایط رقابتی در بازار رفتار می‌کنند، بنابراین سودشان در تعادل برابر با صفر خواهد بود. به عبارت دیگر، سود اخذشده بر سپرده‌ها می‌بایست برابر با سود پرداختی به خالص وام اعطایی به بانک‌ها و تزریق پولی بانک مرکزی باشد.

$$R_H(t)d(t) = R_F(t)(l(t) - X(t)) \quad (۸)$$

بنگاه‌ها نیز در این اقتصاد فرضی به صورت رقابتی عمل نموده و به دنبال آن خواهند بود تا مسئله حداکثرسازی زیر را حل کنند:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{t+1} \frac{f(t)}{c(t+1)P(t+1)} \right\} \quad (۹)$$

$$f(t) + R_F(t)(l(t) + W(t)n(t) - l(t)) \leq P(t)(y(t) - i(t)) \quad (۱۰)$$

$$W(t)n(t) \leq l(t) \quad (۱۱)$$

در معادلات فوق، n_t : تقاضا برای نیروی کار، y_t : تولید نهایی بنگاه و $i(t)$: سرمایه‌گذاری فیزیکی است. معادله حرکت سرمایه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$i(t) = k(t+1) - (1-\delta)k(t) \quad (۱۲)$$

علاوه بر این، تولید نهایی بنگاه نیز بر اساس تابع تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس معرفی می‌شود:

$$y(t) = k(t)^{\theta} [A(t)n(t)]^{1-\theta} \quad (۱۳)$$

در این معادله $A(t)$ نشان‌دهنده فرایند حرکت تکنولوژی است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\ln A_t = \gamma + \ln A_{t-1} + \varepsilon_{A,t} \quad (۱۴)$$

در این معادله $\varepsilon_{A,t} \approx N(0, \sigma_A^2)$ نشان‌دهنده شوک تکنولوژی است. اغلب مدل‌های تعادل عمومی در کشورهای نفتی فرض بر آن است که درآمدهای حاصل از نفت به صورت فرایند خودرگرسیون مرتبه اول است، اما به توجه به آنکه یکی از متغیرهایی که می‌تواند بر میزان ریالی درآمد نفتی در اقتصاد مؤثر باشد نرخ ارز است، بنابراین نرخ ارز را نیز وارد تابع درآمد نفتی خواهیم کرد. به عبارت دیگر، از آنجایی که درآمد ریالی حاصل از نفت برابر است با $or_t = e_t P_{t, oil} Q_t$ ، بنابراین تغییرات نرخ ارز می‌تواند تأثیر بسزایی بر رفتار درآمدهای نفتی و تبدیل دلارهای نفتی به ریال ایفا کند؛ از این رو درآمدهای نفتی به صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$\ln or_t = (1-\mu) \ln or_t^* + \mu \ln or_{t-1} + \phi \ln e_t + \varepsilon_{or,t} \quad (۱۵)$$

که در این معادله، $\varepsilon_{ort} \approx N(0, \sigma_{ort}^2)$ نشان‌دهنده شوک درآمدهای نفتی، or^* مقدار ایستای درآمدهای نفتی و ضریب φ بیانگر تأثیری است که تغییرات نرخ ارز بر تغییرات درآمد نفتی در کشور خواهد داشت. علاوه بر این، از آنجایی که نرخ ارز در اقتصاد ایران از طریق بانک مرکزی تعیین می‌شود، اما در بخش غیررسمی می‌توان برای تعیین نرخ ارز در اقتصاد نیز فرایند اتورگرسیو مرتبه اول همانند مدل زیر در نظر گرفت:

$$e_t = (1-\tau)e^* + \tau e_{t-1} + \varepsilon_{e,t} \quad (16)$$

در این معادله نیز $\varepsilon_{e,t} \approx N(0, \sigma_e^2)$ نشان‌دهنده شوک نرخ ارز است. با توجه به ساختار اقتصاد ایران سیاستگذار پولی در این اقتصاد به گونه‌ای عمل می‌کند که فرض بر آن است که درآمدهای نفتی به صورت تلویحی بر تصمیمات پولی آن اثر خواهد داشت. در اقتصاد ایران این نرخ رشد پول به صورت فرایند خودرگرسیون برداری مرتبه اول بوده و علاوه بر این شوک‌های موجود در درآمدهای نفتی نیز قادرند تا بر نرخ رشد پول برنامه‌ریزی شده توسط بانک مرکزی مؤثر باشد، به عبارت دیگر نرخ رشد پول را می‌تواند به صورت زیر نمایش داد:

$$\ln m_t = (1-\rho) \ln m^* + \rho \ln m_{t-1} + \varepsilon_{ort} + \varepsilon_{mt} \quad (17)$$

در اینجا $m_t = M_{t+1}/M_t$ نشان‌دهنده نرخ رشد پول، $\varepsilon_{mt} \approx N(0, \sigma_m^2)$ نشان‌دهنده شوک رشد پول بوده و ρ بیانگر تأثیری است که شوک‌های موجود در درآمدهای نفتی کشور بر رشد پولی خواهد داشت. برای حل مدل و پس از به دست آوردن شرایط مرتبه اول برای بنگاه‌ها، خانوار و بانک‌ها فرض تقارن در مدل اجرا شده (معادله‌های ۲۱-۱۸) و همچنین بنا به ادبیات موجود در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی و بر اساس کار آیرلند^۱ (۲۰۰۲) نرخ تورم در مدل برابر با نسبت تغییرات قیمت معرفی می‌شود. برای حل مدل شرایط تسویه بازارها را نیز به صورت زیر تعریف خواهیم نمود:

$$C_t + I_t = Y_t \quad (18)$$

$$H_t = N_t \quad (19)$$

$$P_t C_t = M_t + X_t \quad (20)$$

$$R_{Ht} = R_{Ft} \quad (21)$$

همچنین، برای تحلیل اقتصادی به دور از وابستگی‌های کاذب نیازمند آن خواهیم بود که مدل را مانا کنیم. مشکل نامانایی در مدل حاضر از روند تصادفی موجود در تکنولوژی و پول حاصل می‌شود.

در حالت ایستا زمانی که شوک وجود ندارد متغیرهای حقیقی در سیستم با نرخ A_t (بجز نیروی کار که فرض کردیم نرخ رشد جمعیت برابر با صفر است و متغیری ماناست) و متغیرهای اسمی با نرخ M_t و سطح قیمت نیز با M_t/A_t رشد می‌کند. از این رو، برای روندزادایی از سیستم و مانا کردن متغیرها به این صورت عمل می‌کنیم که متغیرهای حقیقی سیستم بر تکنولوژی تقسیم می‌شود:

$$\hat{q}_t = \frac{q_t}{A_t} \rightarrow q_t = (y_t, c_t, i_t, k_{t+1}) \quad (22)$$

برای متغیرهای اسمی نیز متغیرهای اسمی را بر مقدار پول تقسیم خواهیم نمود:

$$\hat{Q}_t = \frac{Q_t}{A_t} \rightarrow Q_t = (d_t, l_t, W_t) \quad (23)$$

پس از این مرحله و به دست آوردن متغیرهایی مانا از سیستم اولیه اقتصادی با حل مدل و بازنویسی شرایط مرتبه اول، سیستم تعادلی مدل را به صورت زیر بازنویسی خواهیم نمود:^۱

$$E_t \left\{ \frac{\hat{P}_t}{\hat{P}_{t+1} \hat{C}_{t+1} m_t} \right\} + \beta e^{-\alpha(\gamma + \varepsilon_{A,t+1})} P_{t+1} \frac{\alpha \hat{K}_t^{\alpha-1} \hat{N}_{t+1}^{1-\alpha} + (1-\delta)}{\hat{P}_{t+2} \hat{C}_{t+2} m_{t+1}} = 0 \quad (24)$$

$$\hat{W}_t = \frac{\hat{L}_t}{\hat{N}_t} \quad (25)$$

$$\frac{\varphi}{1-\varphi} \left(\frac{\hat{P}_t \hat{C}_t}{1-N_t} \right) = \frac{\hat{L}_t}{\hat{N}_t} \quad (26)$$

۱. معادله اول نشان‌دهنده معادله اول در بازار کالا است که به نوعی تصمیم مصرف‌کننده در مصرف بین زمانی را نشان می‌دهد. دومین معادله بیان می‌کند که بنگاه برای فرض گرفتن با محدودیت مواجه است، به عبارت دیگر بنگاه از بانک‌ها وام خواهد گرفت تا برای پرداخت دستمزد نیروی کار خود تأمین مالی کند. سومین معادله نشان‌دهنده شرایط بهینه بین زمانی بازار کار است که میزان عرضه نیروی کار، تقاضای کار و نرخ نهایی جانشینی میان مصرف و استراحت را به یکدیگر ارتباط می‌دهد. چهارمین معادله تعادل نرخ بهره را نشان می‌دهد که مبین آن است که ارزش تولید نهایی نیروی کار برابر است با هزینه استقراض برای پرداخت دستمزد یک واحد اضافی از نیروی کار. پنجمین معادله بیانگر معادله اول در بازار اعتبار است که تضمین می‌نماید چشم‌پوشی کردن از یک واحد مصرف امروز برای انجام پس‌انداز برابر است با ارزش حال خالص مصرف آتی است. معادله (۶) بیانگر شرایط تسویه بازار در اقتصاد است. معادله (۷) بیان می‌کند که تعادل در ازای پول زمانی است که ارزش اسمی مصرف در زمان حال برابر است با کل تزریق پول اسمی در این دوره است. معادله (۸) تعادل در بازار اعتبار را نشان داده و معادله (۹) بیانگر تابع تولید است. معادله‌های (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) به ترتیب بیانگر فرایند تعریف شده برای رشد پول، درآمدهای نفت و نرخ ارز می‌باشند.

$$R_t = \frac{(1 - \alpha) \hat{P}_t e^{-\alpha(\gamma + \varepsilon_{A,t+1})} \hat{K}_{t-1}^\alpha \hat{N}_t^{1-\alpha}}{\hat{W}_t} \quad (27)$$

$$\frac{1}{\hat{P}_t \hat{C}_t} = \beta \frac{(1 - \alpha) \hat{P}_t e^{-\alpha(\gamma + \varepsilon_{A,t+1})} \hat{K}_{t-1}^\alpha \hat{N}_t^{1-\alpha}}{E_t(\hat{L}_t \hat{C}_{t+1} \hat{P}_{t+1} m_t)} \quad (28)$$

$$\hat{C}_t + \hat{K}_t = e^{-\alpha(\gamma + \varepsilon_{A,t+1})} \hat{K}_{t-1}^\alpha \hat{N}_t^{1-\alpha} + (1 - \delta) e^{-\alpha(\gamma + \varepsilon_{A,t+1})} \hat{K}_{t-1} \quad (29)$$

$$\hat{P}_t \hat{C}_t = m_t \quad (30)$$

$$m_t - 1 + \hat{D}_t = \hat{L}_t \quad (31)$$

$$\hat{Y}_t = e^{-\alpha(\gamma + \varepsilon_{A,t+1})} \hat{K}_{t-1}^\alpha \hat{N}_t^{1-\alpha} \quad (32)$$

$$\frac{A_t}{A_{t-1}} = dA_t = e^{\gamma + \varepsilon_{A,t}} \quad (33)$$

$$\ln m_t = (1 - \rho) \ln m^* + \rho \ln m_{t-1} + \varepsilon_{or,t} + \varepsilon_{m,t} \quad (34)$$

$$\ln or_t = (1 - \mu) \ln or^* + \mu \ln or_{t-1} + \varepsilon_{ne,t} + \varepsilon_{or,t} \quad (35)$$

$$\frac{Y_t}{Y_{t-1}} = e^{\gamma + \varepsilon_{A,t+1}} \frac{\hat{Y}_t}{\hat{Y}_{t+1}} \quad (36)$$

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{m_{t-1}}{e^{\gamma + \varepsilon_{A,t+1}}} \frac{\hat{P}_t}{\hat{P}_{t+1}} \quad (37)$$

تا به اینجا ساختار کلی مدل اول به پایان می‌رسد، در ادامه مدل دوم مورد استفاده در مطالعه معرفی می‌شود. ساختار پایه‌ای این مدل برگرفته از آندره و اوسیر (۲۰۱۲)، کیوتاکاکی و مور (۱۹۹۷)، آکوویلو (۲۰۰۵) و کرتلر و کیوتاکاکی (۲۰۱۰) است که با انجام تغییراتی برای چارچوب اقتصاد ایران بازنویسی شد. مدل اول کاستی‌هایی داشت که تلاش کردیم آن را در مدل جدید مرتفع نماییم. در مدل قبل محدودیتی برای دریافت وام از بانک وجود نداشت، همچنین آثار حقیقی پول به واسطه وجود محدودیت CIA بود، علاوه بر این چسبندگی در قیمت‌ها نیز وجود نداشت، اما در مدل دوم محدودیت وام و چسبندگی در قیمت‌های اسمی در مدل لحاظ شده و آثار پولی به واسطه مدل MIU بر ساختار اقتصادی وارد می‌شود. در این مدل فرض می‌کنیم که اقتصاد دارای بخش خانوار و کارفرمای اقتصادی (تولیدکننده کالای واسطه)، تولیدکننده کالای نهایی، دولت، بانک مرکزی، تولید نفت و بانک تجاری می‌باشد. بر

اساس مدل حاضر خانوار نمونه در این بخش از مصرف کالا c ، مصرف خدمات مسکن h و حجم واقعی پول m مطلوبیت کسب کرده و ساعات کار L برای وی عدم مطلوبیت خواهد داشت.^۱

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln c_t + j \ln h_t - \frac{(L_t')^\eta}{\eta} + \psi \ln \frac{M_t}{P_t}] \quad (38)$$

در معادله فوق، β نشان‌دهنده نرخ تنزیل خانوار است و مقداری بین صفر تا یک را دربرمی‌گیرد، در صورتی که مقدار قیمت واقعی مسکن برابر با $q_t = Q_t/P_t$ باشد. علاوه بر این، دستمزد واقعی نیز برابر با $w_t' = W_t/P_t$ خواهد بود. فرض بر این است که خانوار در هر دوره مقداری برابر با $-d_t = -D_t/P_t$ در بانک‌ها سپرده‌گذاری کرده و در پایان دوره موردنظر مقدار R واحد بهره بابت هر واحد سپرده‌گذاری در بانک دریافت می‌کند. در این صورت، قید بودجه خانوار بر اساس ساختار فوق را می‌توان به صورت زیر توضیح داد (F_t نشان‌دهنده سود خالص دریافتی از بنگاه‌ها):^۲

$$c_t' + q_t \Delta h_t + \frac{R_{t-1} d_{t-1}}{\pi_t} = d_t + w_t' L_t' + F_t + T_t' - \frac{\Delta M_t}{P_t} \quad (39)$$

خانوار در ابتدای دوره t دارای مقدار M_{t-1} واحد از پول است که از دوره قبل انتقال می‌یابد و از سوی دیگر دارای درآمدهایی است که از محل نیروی کار، سود تقسیم‌شده بنگاه‌ها و بهره حاصل از سپرده دوره قبل به دست می‌آورد. همچنین، خانوار حاضر M_t واحد از پول را به دوره آتی منتقل می‌کند. با توجه به شرایط، خانوار در مدل حاضر به دنبال آن خواهد بود تا مقدار مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه (۳۹) حداکثر نماید. با توجه به این مدل شرایط مرتبه اول خانوار به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{1}{c_t'} = \beta E_t \left(\frac{R_t}{\pi_{t+1} c_{t+1}'} \right) \quad (40)$$

$$\frac{1}{c_t'} = \beta E_t \left(\frac{1}{\pi_{t+1} c_{t+1}'} \right) + \frac{\psi}{(M_t/P_t)} \quad (41)$$

$$w_t' = (L_t')^{\eta-1} c_t' \quad (42)$$

۱. ساختار رفتار خانوار در اقتصاد حاضر مشابه جاویر و همکاران (۱۹۹۲) است که در مدل OLG از برای خانوار و بانک‌ها از آن بهره برده‌اند. علاوه بر این، برنانکه (۱۹۸۴) نیز برای توضیح کالاهای بادوام و بی‌دوام از این ساختار بهره برد. آکوویلو (۲۰۰۵) نیز از این ساختار برای معرفی خانوار اقتصادی بهره برده است.

۲. در این معادله بر اساس کار آیرلند (۲۰۰۲) مقدار تورم در هر دوره برابر خواهد بود با $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ ، رشد پول نیز برابر با $\mu_t = M_t/M_{t-1}$ است.

$$\frac{q_t}{c'_t} = \beta E_t \left(\frac{q_{t+1}}{c'_{t+1}} \right) + \frac{j}{c'_{t+1}} \quad (43)$$

بخش بعدی در اقتصاد فرضی حاضر کارفرمای اقتصادی یا همان تولیدکننده واسطه‌ای در اقتصاد است. کارفرمای اقتصادی با استفاده از ارزش ذخیره ثروت خود (به‌عنوان خدمات ساختمان) و نیروی کار^۱ بر اساس تابع تولید کاب - داگلاس تولید کالاهای واسطه‌ای را در هر دوره بر عهده دارد.

$$Y_t = A_t (h_{t-1})^\nu (L_t)^{1-\nu} \quad (44)$$

در معادله حاضر، A : پارامتر تکنولوژی، h : ارزش نهاده املاک و ساختمان و L : نهاده کار خواهد بود. ستاده تولیدشده نمی‌تواند بلافاصله به c تبدیل شود، بنابراین بر اساس کار برنانک (۱۹۹۹) فرض می‌کنیم که تولیدکنندگان نهایی مقدار y را از تولیدکنندگان واسطه یا همان کارفرمایان اقتصادی با قیمت P_t^w خریداری کرده و آن را به کالای نهایی مرکب با شاخص قیمت P_t تبدیل خواهند کرد. بر اساس این ساختار می‌توانیم بنویسیم که $x_t = P_t / P_t^w$ است که این مقدار نشان‌دهنده مقدار مارک آپ کالای نهایی به نسبت کالای واسطه خواهد بود. بر اساس مطالعه کیاکوتاکی و مور (۱۹۹۷) فرض می‌کنیم محدودیت‌هایی بر تعهدات کارفرمای اقتصادی وجود دارد. فرض بر این خواهد بود در صورتی که قرض‌گیرنده در اقتصاد بدهی خود به بانک را بازپرداخت نماید، بانک قادر خواهد بود با وثیقه و تعهدی که از وی گرفته است بدهی‌ها را وصول نماید. به عبارت دیگر، فرض بر آن است که بانک برای وصول مطالباتش هزینه مبادله $(1-\Phi)E_t q_{t+1} h_t$ را متحمل می‌شود. با توجه به شرایط فوق، کارفرمای اقتصادی برای اخذ وام با محدودیت زیر مواجه خواهد بود:

$$b_t \leq \Phi E_t \frac{q_{t+1} h_t \pi_{t+1}}{R_t} \quad (45)$$

فرض می‌کنیم که Φ در معادله حاضر مقداری ثابت بوده و توسط سیاستگذاران بانکی تعیین می‌شود، بنابراین کارفرمایان اقتصادی می‌توانند حداکثر به اندازه Φ درصد از ارزش واقعی آتی دارایی‌های خود در دوره حاضر وام بگیرند. علاوه بر این، کارفرمای اقتصادی به‌دنبال آن است تا مقدار مطلوبیت خود را که تنها شامل مصرف وی است حداکثر نماید.

۱. ساختار حاضر برای تابع تولید شرایط نرمال برای مدلسازی بانک‌ها در اقتصاد است که در مطالعاتی مورد استفاده قرار گرفته است.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t \text{Inc}_t \quad (46)$$

در اینجا فرض می‌کنیم که $\gamma < \beta$ باشد. این فرض تضمین می‌کند که کارفرمای اقتصادی وام گیرنده بوده و خانوار نیز نقش سپرده‌گذار را در این اقتصاد فرضی برعهده خواهد داشت. علاوه بر این، با توجه به این فرض می‌توان اطمینان داشت که نامعادله اخذ وام (معادله ۴۵) برای کارفرمای اقتصادی می‌بایست ایجاد محدودیت خواهد کرد. کارفرمای اقتصادی برای حداکثر کردن تابع هدف خود با محدودیت نقدینگی نیز مواجه خواهد بود که به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\frac{Y_t}{X_t} + b_t = c_t + q_t \Delta h_t + \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} + w'_t L_t \quad (47)$$

در معادله فوق، $R_{t-1} b_{t-1} / \pi_t$ مقدار بهره‌ای است که بابت وام دوره گذشته پرداخت می‌کند. سمت چپ معادله (۴۷) نشان‌دهنده منابع کارفرما شامل درآمد حاصل از فروش و وام دریافتی در دوره حاضر است و سمت راست معادله فوق شامل مصارف کارفرما است که مواردی همچون مصرف، ارزش خدمات مسکن، نرخ بهره وام و دستمزد اعطایی به نیروی کار را دربرمی‌گیرد. در مدل حاضر، کارفرما به دنبال حداکثر کردن معادله (۴۶) با توجه به محدودیت‌های (۴۵) و (۴۷) است. در صورتی که λ_t برابر با قیمت سرمایه‌ای محدودیت استقراض از بانک برای کارفرمای اقتصادی باشد می‌توان شرایط مرتبه اول را به صورت زیر نوشت که به ترتیب نشان‌دهنده معادله اولر برای کارفرما تقاضا بهینه برای مسکن و تقاضا بهینه برای نیروی کار خواهد بود.

$$\frac{1}{c_t} = \gamma E_t \left(\frac{R_t}{\pi_{t+1} c_{t+1}} \right) + \lambda_t R_t \quad (48)$$

$$\frac{q_t}{c_t} = E_t \left(\frac{\gamma}{c_{t+1}} \left(v \frac{Y_{t+1}}{X_{t+1} h_t} + q_{t+1} \right) + \lambda_t \Phi q_{t+1} \pi_{t+1} \right) \quad (49)$$

$$w'_t = (1-v) \frac{Y_t}{L_t X_t} \quad (50)$$

فرض بر این است که بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولیدشده توسط بنگاه‌های تولیدکننده واسطه Y_t را با قیمت P_t^w در بازاری رقابتی خریداری می‌کند و از ترکیب آنها کالایی نهایی تولید می‌کند که به خریداران نهایی با قیمت $P_t(z)$ به فروش می‌رساند. کالاهای واسطه متمایز و جانشین ناقص یکدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت ε (که مقداری بزرگتر از یک دارد) میان آنها برقرار است.

تولیدکننده کالای نهایی آنها را بر اساس یک جمعگر دیکست-استیگلیتز که به صورت زیر تعریف می‌شود ترکیب می‌کند.

$$Y_t^f = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{1-\varepsilon} dz \right]^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \quad (51)$$

بر این اساس، مقدار شاخص قیمت برای ستاده نهایی برابر خواهد بود با:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(z)^{1-\varepsilon} dz \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (52)$$

با توجه به شرایط فوق هر یک از تولیدکنندگان نهایی با مقدار تابع تقاضای $(P_t(z)/P_t)^{-\varepsilon} Y_t^f = Y_t(z)$ روبرو خواهند بود. هر تولیدکننده نهایی با توجه به قیمت کالای واسطه و تابع تقاضای خود مقدار $P_t(z)$ را انتخاب خواهد کرد. البته فرض بر آن خواهد بود که برای تعدیل قیمت شرایط کالو در اقتصاد حکمفرماست، به گونه‌ای که در هر دوره به احتمال $1-\theta$ قیمت‌ها می‌توانند تعدیل شوند. در صورتی که قیمت تعدیل شده و بهینه برابر با $P_t^*(z)$ بوده و مقدار تقاضا معادل با این سطح قیمت برابر با $Y_{t+k} = (P_t^*(z)/P_{t+k})^{-\varepsilon} Y_{t+k}^*$ باشد مقدار بهینه قیمت را می‌توانیم به صورت زیر نمایش دهیم:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \Lambda_{t,k} \left[\frac{P_t^*(z)}{P_{t+k}} - \frac{X}{X_{t+k}} \right] Y_{t+k}^*(z) \right\} = 0 \quad (53)$$

در صورتی که $\Lambda_{t,k} = \beta^k (c_t'/c_{t+k}')$ و X مقدار مارک آپ بنگاه باشد این مقدار در شرایط ایستای تعادلی دارای مقداری برابر با $X = \varepsilon / \varepsilon - 1$ است. در این شرایط سطوح قیمتی که بدون تغییر باقی می‌ماند را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

$$p_t = (\theta p_{t-1}^{1-\varepsilon} + (1-\theta)(p_t^*)^{1-\varepsilon})^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (54)$$

ترکیب معادله‌های (۵۴) و (۵۵) بیانگر منحنی فیلیس نوکیزی در اقتصاد خواهد بود. یکی دیگر از بخش‌های اقتصاد حاضر بانک‌ها هستند، بر اساس شرایط حاکم در اقتصاد بانک‌ها سپرده‌های مردمی را جمع کرده و آن را به کارفرمایان اقتصادی به عنوان وام اختصاص می‌دهند، در اینجا فرض می‌کنیم بانک‌ها قدرتی در انتخاب نرخ‌های بهره برای وام و سپرده ندارند و در اقتصاد مقدار نرخ بهره توسط شورای نظارتی (همانند شورای پول و اعتبار) بر اساس معادله تیلور انتخاب شده و در هر دوره به بانک‌ها ابلاغ می‌شود. البته نوع معادله تیلور در اقتصاد ایران به گونه‌ای در نظر گرفته می‌شود که با واقعیات اقتصاد بیشترین هماهنگی را داشته باشد. برای این کار فرض می‌کنیم که نرخ بهره به گونه‌ای رفتار خواهد کرد که با مقدار دوره قبل خود تفاوت چندانی

نداشته باشد، بنابراین امید ریاضی شرطی نرخ بهره در دوره t بسیار نزدیک به نرخ بهره در دوره گذشته خواهد بود. با توجه به فرض حاضر، تعدیلات صورت گرفته هر دوره‌ای برای نرخ بهره تنها به شوک‌های زودگذر بهره و نرخ تورم دوره گذشته مرتبط خواهد بود. البته ارتباط به نرخ تورم را تا حد امکان پایین در نظر می‌گیریم تا ثابت بودن نرخ بهره سپرده کاملاً نمایان شود. از آنجایی که در ایران نرخ بهره توسط شورای پول اعتبار به صورت دستوری ابلاغ می‌شود شاید روند معرفی شده در معادله حاضر به بهترین نحوه بتواند شرایط واقعی اقتصاد ایران را نمایش دهد، بنابراین نرخ بهره در هر دوره به صورت معادله زیر معرفی خواهد شد که برای نزدیکی به اقتصاد ایران π^e مقداری تقریباً برابر با صفر و π^R بسیار نزدیک به یک خواهد بود:

$$R_t = (R_{t-1})^{\pi^R} (\pi_{t-1}^{1+\pi^R} (\frac{Y_{t-1}}{Y_t})^{\pi^R} \bar{\pi})^{1-\pi^R} e_{R,t} \quad (55)$$

یکی دیگر از بخش‌های اقتصاد حاضر، دولت و بانک مرکزی است. برای مدلسازی این بخش از ساختار مدل ارائه شده توسط کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) بهره می‌بریم. از آنجایی که میزان استقلال بانک مرکزی در ایران پایین است فرض می‌کنیم دولت و بانک مرکزی موجودی واحد بود و رفتار یکسانی را در اقتصاد اعمال خواهند کرد. فرض بر آن است که ابزار سیاستگذاری پولی در اقتصاد ایران در اختیار بانک مرکزی و همان نرخ رشد حجم پول است، همچنین فرض بر آن است که تابع عکس‌العمل سیاستگذار پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاستگذار نرخ رشد حجم پول را به نحوی تعیین می‌کند که دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف را به حداقل برساند. بر این اساس، تابع عکس‌العملی که در اینجا معرفی می‌شود فرض بر آن خواهد بود که تورم هدف متغیر مشاهده‌ناپذیری است که تنها در اختیار سیاستگذاران بوده و سایر کارگزاران اقتصادی اطلاعی از آن ندارند. فرض می‌کنیم که این تورم هدف ضمنی از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول به صورت معادله (۵۷) تبعیت می‌کند که در آن ضریب مدل ρ_{π^*} نزدیک به یک است، بنابراین امید ریاضی شرطی تورم هدف در دوره t بسیار نزدیک به تورم هدف در دوره گذشته است. دلیل اعمال این فرض آن است که سیاستگذار پولی تلاش می‌کند تا به طور متوسط تورم هدف را در طول زمان ثابت نگهدارد، اما گاهی اوقات در دستیابی به این هدف ناکام می‌ماند. به توجه به این توضیحات تابع عکس‌العمل سیاستگذاری پولی به صورت لگاریتم خطی به صورت زیر تعریف می‌شود:^۱

۱. لازم به ذکر است که در اغلب مطالعات DSGE صورت گرفته برای اقتصاد ایران شوک پولی را برای ساده‌سازی به عنوان یک فرایند اتورگرسیو درجه اول مدلسازی می‌کردند، اما ساختاری مشابه آن می‌تواند از درجه صلاحیدیدی بودن تصمیمات سیاستگذار پولی بکاهد و آن را به فرایندی کاملاً تصادفی تبدیل کند. حال آنکه مطالعات صورت گرفته بر رفتار سیاستگذار پولی در ایران حکایت از آن دارد که رفتار سیاستگذاران پولی در ایران جنبه صلاحیدیدی دارد (توکلیان، ۱۳۹۱)، از این رو در مطالعه حاضر تلاش کردیم تا مدل را به گونه‌ای تغییر دهیم که صلاحیدیدی بودن رفتار سیاستگذار پولی در آن لحاظ گردد.

$$\hat{\mu}_t = \rho_\mu \hat{\mu}_{t-1} + \lambda^\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \lambda^y + \zeta_t \quad (56)$$

$$\pi_t^* = \rho_\pi \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^\pi \quad (57)$$

که در این معادله، $\varepsilon_t^\pi \approx N(0, \sigma_\pi^2)$ نشان‌دهنده شوکی است که به تورم هدف سیاستگذار پولی وارد می‌شود. علاوه بر این، ζ شوک پولی است که فرض می‌شود از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\zeta_t = \rho_\zeta \zeta_{t-1} + \varepsilon_t^{\text{mb}} \quad (58)$$

در این معادله نیز $\varepsilon_t^{\text{mb}} \approx N(0, \sigma_{\text{mb}}^2)$ خواهد بود. با این حال، باید توجه نمود که همچنان این تابع عکس‌العمل سیاستگذاری پولی نوعی قاعده سیاستگذاری خواهد بود. از آنجا که رفتار سیاستگذار پولی در اقتصاد ایران به صورت صلاح‌دید است نمی‌توان انتظار داشت که به خوبی واقعیات را نشان دهد (کميجانی و توکلیان، ۱۳۹۱)؛ در انتها شرایط تسویه بازار در مدل فوق به صورت زیر خواهد بود. این معادلات بیان می‌کنند که در هر دوره عرضه و تقاضای نیروی کار با یکدیگر برابر بوده و مقدار کل املاک و مستغلات موجود در کشور برابر است با مقدار ثابت H کل تولید شامل مصرف کارفرما و مصرف خانوار بوده و همچنین مقدار کل سپرده در هر دوره برابر با مقدار کل وام خواهد بود.

$$\begin{aligned} L_t &= L'_t \\ h_t + h'_t &= H \\ c_t + c'_t &= Y_t \\ b_t + d_t &= 0 \end{aligned} \quad (59)$$

تا به اینجا چارچوب کلی مدل دوم توضیح داده شد و شرایط مرتبه اول تمام فعالان اقتصادی مورد محاسبه قرار گرفت. در ادامه، برای حل مدل می‌بایست معادلات سیاستی را به صورت لگاریتم خطی بازنویسی نماییم. از این رو، با استفاده از روش اوهلینگ (۱۹۹۹) تمام معادله‌های تعادلی مدل را به صورت لگاریتم خطی محاسبه می‌شود. توجه به شرایط مذکور می‌توان معادلات لگاریتم خطی شده مدل حاضر را به صورت زیر بیان نمود:

$$\hat{Y}_t = \frac{c}{Y} \hat{c}_t + \frac{c'}{Y} \hat{c}'_t \quad (60)$$

$$\frac{\psi c R}{m} (c'_t + \hat{R}_t) = \hat{m}_t + R(\hat{m}_t + \hat{R}_t) \quad (61)$$

$$c \hat{c}_t = b \hat{b}_t + R b (\hat{\pi}_t - \hat{R}_{t-1} - \hat{b}_{t-1}) + \left(\frac{\nu Y}{X}\right) (\hat{Y}_t - \hat{X}_t) - q h \Delta \hat{h}_t \quad (62)$$

$$\hat{q}_t = \xi^e E_t \hat{q}_{t+1} + (1 - \xi^e) E_t (\hat{Y}_{t+1} - \hat{h}_t - \hat{X}_{t+1}) - \Phi \beta r \hat{r}_t - (1 - \Phi \beta) E_t \Delta \hat{c}_{t+1} \quad (63)$$

$$\hat{q}_t = E_t \hat{q}_{t+1} + (1-\beta) \frac{h}{h'} \hat{h}_t + \hat{c}'_t - E_t \hat{c}'_{t+1} \quad (64)$$

$$\hat{b}_t = E_t \hat{q}_{t+1} + \hat{h}_t - r\hat{r}_t \quad (65)$$

$$\hat{Y}_t = \frac{\eta v}{\eta - (1-v)} \hat{h}_t - \frac{1-v}{\eta - (1-v)} (\hat{X}_t + \hat{c}'_t) \quad (66)$$

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} - \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \hat{X}_t \quad (67)$$

$$\hat{R}_t = (1-r_R)((1+r_\pi)\hat{\pi}_{t-1} + r_y \hat{Y}_{t-1}) + r_R \hat{R}_{t-1} + \hat{e}_{R,t} \quad (68)$$

$$r\hat{r}_t = \hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1} \quad (69)$$

$$\hat{\mu}_t = \rho_\mu \hat{\mu}_{t-1} + \lambda^\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \lambda^y + \zeta_t \quad (70)$$

$$\pi_t^* = \rho_\pi \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (71)$$

$$\zeta_t = \rho_\zeta \zeta_{t-1} + \varepsilon_t^{mb} \quad (72)$$

در این معادله‌ها $\xi^c = \Phi\beta + (1-\Phi)\gamma$ است.

۵. نتایج

در مطالعاتی که از روش DSGE استفاده می‌شود به‌طور معمول از روش کالیبراسیون بهره‌برداری می‌شود که در آن پارامترهای برآورد شده از مطالعات قبلی در مدل قرار داده شده و مدل شبیه‌سازی و حل می‌شود، اما از آنجا که ساختار مدل‌ها با هم متفاوت است و بسیاری از پارامترها نیز برای اقتصاد ایران برآورد نشده است بهتر است تا پارامترها برای مدل برآورد گردد. برای برآورد پارامترها از روش بیزین استفاده می‌شود. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق داده‌های تعدیل شده فصلی شاخص بهای مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی بدون نفت برای دوره (۱۳۸۷-۱۳۶۷) می‌باشند. از این داده‌ها برای برآورد پارامترهای مدل استفاده می‌شود. برای برآورد پارامترها ابتدا توزیع میانگین و انحراف معیار پیشین^۱ برای هر یک از پارامترها را مشخص خواهیم نمود.^۲ این مقادیر با توجه به مطالعات قبلی در اقتصاد ایران و در

1. Prior Mean and Standard Deviation

۲. توزیع پیشین برای هر شاخص بر اساس ویژگی‌های آن شاخص و ویژگی‌های توزیع مدنظر انتخاب شده است. به‌عنوان مثال، توزیع بتا توزیعی است که با سه شاخص میانگین، انحراف معیار، حد پایین و بالا مشخص می‌شود؛ بنابراین برای برآورد شاخص‌هایی که در بازه خاصی از اعداد قرار می‌گیرند استفاده می‌شود.

پاره‌ای موارد با محاسبات اولیه به دست آمده است. در جداول (۲) و (۳) می‌توان نتایج حاصل از برآورد بیزین شاخص‌ها و انحراف معیار پسین^۱ مدل‌های اول و دوم را مشاهده نمود.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد بیزین از پارامترهای مدل (۱)

ضریب	نوع توزیع	توضیح	میانگین و انحراف معیار پیشین	منبع	برآورد
β	بتا	نرخ تنزیل زمانی	۰/۹۶ (۰/۰۰۲)	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۹۵۹
φ	بتا	ساعات کاری در مطلوبیت خانوار	۰/۷۶ (۰/۰۰۵)	-	۰/۷۵۸
θ	بتا	سهم سرمایه در تولید	۰/۴۱ (۰/۰۰۲)	شاهمرادی (۱۳۸۷)	۰/۴۰۶
δ	بتا	نرخ استهلاک	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۵)	شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۷)	۰/۰۴۴
γ	نرمال	عرض از مبدا تکنولوژی	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۳)	-	۰/۰۰۱۸
μ	بتا	اتور رگرسیون درآمد نفت	۰/۶۸ (۰/۰۱۸)	برآورد اتور رگرسیون	۰/۶۷۸
φ	بتا	ضریب نرخ ارز بر درآمد نفتی	۰/۱۷ (۰/۰۰۳)	برآورد اتور رگرسیون	۰/۱۶۹
ρ	بتا	اتور رگرسیون رشد پول	۰/۸ (۰/۰۰۲)	برآورد اتور رگرسیون	۰/۷۹۸
ϑ	بتا	اثر شوک نفتی بر رشد پول	۰/۰۴ (۰/۰۲۳)	شاهمرادی (۱۳۸۷)	۰/۰۳۸
m^*	نرمال	مقدار ایستای رشد پول	۱/۰۴ (۰/۰۰۷)	فخرحسینی (۱۳۹۰)	۱/۰۳۸
σ_m	گاما معکوس	شوک پولی	۰/۰۰۹	-	۰/۰۰۳۲

مأخذ: نتایج تحقیق.

1. Posterior Mean and Standard Deviation

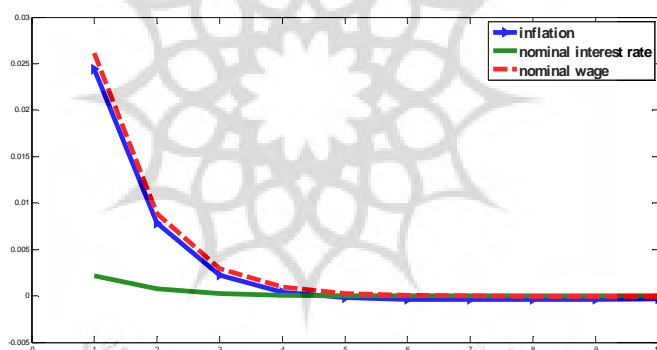
جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد بیزین از پارامترهای مدل (۲)

برآورد	منبع	میانگین و انحراف معیار پیشین	توضیح	نوع توزیع	ضریب
۱/۰۰۷۶	آندرس و آرک (۲۰۱۲)	۰/۸۵ (۰/۰۹)	ضریب محدودیت دریافت وام	گاما	Φ
۰/۴۹۹۴	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۵ (۰/۰۲)	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	بتا	θ
۰/۰۵۵۴	آندرس و آرک (۲۰۱۱)	۰/۰۶ (۰/۰۱)	سهم سرمایه املاک در تولید	بتا	ν
۰/۱۱۳۱	آندرس و آرک (۲۰۱۱)	۰/۱۱ (۰/۰۹)	اهمیت مسکن در مطلوبیت خانوار	گاما	j
۰/۹۰۹۴	-	۰/۹ (۰/۰۱)	درجه گذشته نگر بودن بهره سپرده	بتا	rr
۰/۰۳۱۲	-	۰/۰۶ (۰/۰۵)	ضریب شکاف تورمی در معادله تیلور	بتا	r_{π}
۰/۹۶۴۷	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۹۶۲۲ (۰/۰۲)	نرخ ترجیحات زمانی خانوار	بتا	β
۰/۹۰۸۵	آندرس و آرک (۲۰۱۱)	۰/۹۱۲ (۰/۰۲)	نرخ ترجیحات زمانی کارفرمای اقتصادی	بتا	γ
۲/۱۷۲	توکلیان (۱۳۹۱)	۲/۱۷ (۰/۱۲)	عکس کشش نیروی کار فریش	نرمال	η
۰/۷۰۴۵	و شاهمرادی (۱۳۸۷) برآورد اتو رگرسیو	۰/۷ (۰/۰۲)	ضریب اتورگرسیو در پایه پولی	بتا	ρ_m
۰/۸۹۱۲	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۹ (۰/۰۳)	ضریب اتورگرسیو تورم هدف	بتا	ρ_{π}
-۱/۰۶۰۷	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	-۱/۰۷ (۰/۰۲)	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل سیاست پولی	نرمال	λ_{π}
-۲/۴۹۹۹	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	-۲/۳۵ (۰/۰۲)	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل سیاست پولی	نرمال	λ_y
۰/۰۱۰۹	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۰۲	انحراف معیار شوک سیاست پولی	گاما معکوس	σ_{mb}

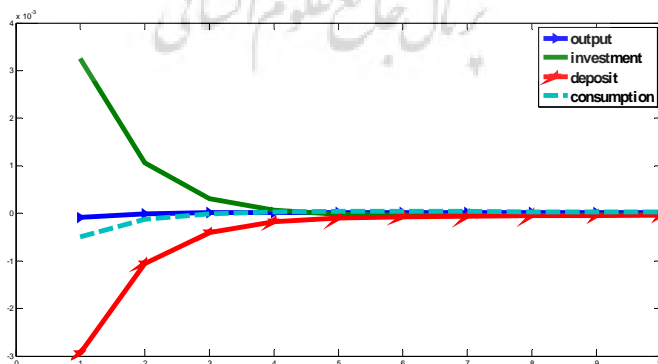
مأخذ: نتایج تحقیق.

با استفاده از پارامترهای برآورد شده در بخش قبل مدل‌ها را شبیه‌سازی و حل خواهیم نمود، از این رو با توجه به تعریف شوک‌های مختلف به بیان و معرفی نتایج بروز هر یک از آنان خواهیم پرداخت.

نتایج مدل (۱): افزایش رشد نقدینگی در جامعه سبب می‌شود تا متغیرهای اسمی در سیستم اقتصادی اعم از قیمت‌ها و دستمزدها و نرخ بهره اسمی با تغییرات مثبت مواجه شوند و افزایش یابند. با توجه به نمودار (۱) به دلیل افزایش بیشتر تورم در مقایسه با نرخ بهره، نرخ بهره واقعی در اقتصاد کاهش یافته و از این طریق شوک به سیستم بانکی منتقل خواهد شد. در سیستم بانکی رقابتی با بروز شوک پولی و کاهش نرخ بهره واقعی تمایل به دریافت وام افزایش یافته و تمایل به سپرده‌گذاری کاهش خواهد یافت. کاهش تمایل به سپرده‌گذاری در بانک‌ها همراه با افزایش تمایل افراد برای سرمایه‌گذاری در بازارهای جانبی می‌باشد. با توجه به نمودار (۲) سرمایه‌گذاری افزایش و تمایل به سپرده‌گذاری کاهش یافته است. علاوه بر این، در مدل حاضر به دلیل آنکه خانوارهای سپرده‌گذار نرخ بهره سپرده کمتری دریافت می‌کنند، بنابراین درآمد طول عمرشان کاسته شده و مصرف طول عمر آنان کاهش می‌یابد (نمودار ۲).



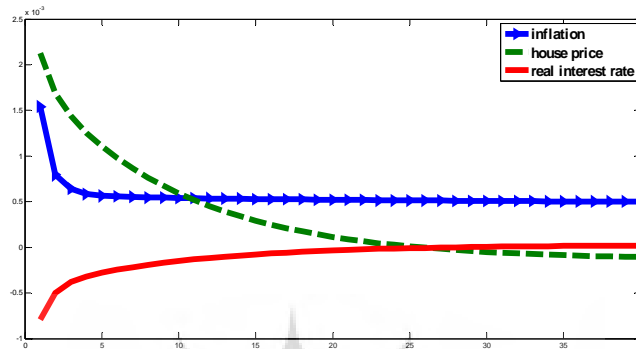
نمودار ۱. واکنش متغیرهای اسمی به بروز شوک پولی در مدل اول



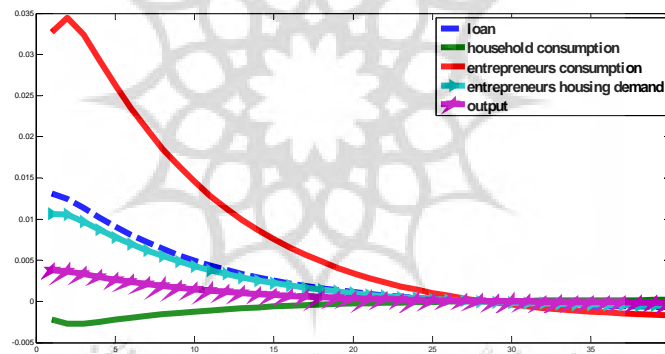
نمودار ۲. واکنش متغیرهای حقیقی به بروز شوک پولی در مدل اول

نتایج مدل (۲): بررسی نتایج مدل اول بیان می‌کند که مدل می‌تواند شرایط کلی حاصل از شوک‌های پولی را نمایش داده و گشتاورهای دنیای واقعی را توضیح دهد، اما به دلیل عدم وجود چسبندگی‌های اقتصاد در کمتر از ۵ دوره به تعادل ایستای خود باز می‌گردد. در دنیای واقعی وجود چسبندگی در قیمت‌های اسمی سبب می‌شود شوک‌ها آثار طولانی‌تری بر متغیرهای اسمی و حقیقی داشته باشند. مدل دوم این مشکل را برطرف می‌کند. علاوه بر این، به صورت تفکیک‌شده رفاه سپرده‌گذاران و وام‌گیرندگان را ارزیابی می‌کند. با توجه به موارد فوق، در صورت بروز شوک پولی در مدل دوم با توجه به نمودار (۳) تورم افزایش یافته و به واسطه آن نرخ بهره واقعی در اقتصاد کاهش می‌یابد. کاهش نرخ بهره واقعی سبب می‌شود تا مردم تمایل کمتری به سپرده‌گذاری در بانک داشته باشند، از این رو به دنبال بازارهای جانشین حرکت می‌کنند. این رفتار سبب می‌شود تا تقاضای سفته‌بازی مسکن افزایش یابد. نمودار (۴) نشان می‌دهد تقاضا برای مسکن در بازار افزایش یافته است. افزایش تقاضای مسکن خود باعث بروز شوک در قیمت مسکن شده و قیمت واقعی مسکن را در بازار افزایش می‌دهد (نمودار ۳). نتایج حاصل بر اساس نگرش تیلور نیز قابل تصدیق است، بر اساس این دیدگاه بروز سیاست پولی انبساطی سبب کاهش نرخ بهره شده و مقدار سرمایه‌گذاری ثابت، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، سرمایه‌گذاری در موجودی انبار و مخارج مصرفی کالاهای بادوام افزایش یافته و از این طریق مقدار ستاده کل اقتصاد نیز افزایش خواهد یافت (همانند نتایج معرفی شده در نمودارهای ۱-۴). همچنین، با وقوع شوک پولی تقاضا برای وام نرخ بهره اسمی به دلیل کاهش افزایش می‌یابد. با افزایش تقاضا برای وام و کاهش درآمد سپرده‌گذاران به واسطه کاهش نرخ واقعی بهره و وجود شرایط تورمی در اقتصاد به صورت تولیدی گویی از سپرده‌گذاران مالیات دریافت شده و به گیرندگان وام یارانه اعطا می‌شود، در این شرایط رفاه سپرده‌گذاران در اقتصاد کاهش و رفاه‌گیرندگان وام افزایش خواهد یافت. با توجه به نمودار (۴) می‌توان دریافت که مصرف کارفرمایان اقتصادی به عنوان وام‌گیرندگان افزایش و مصرف خانوارها به عنوان سپرده‌گذار کاهش خواهد یافت!

۱. استفاده از پیش‌بینی گذشته‌نگر Expost Forecast و محاسبه جذر میانگین مجذور خطای پیش‌بینی Root Mean Squared Error در مدل‌های اول و دوم نشان‌دهنده قدرت بالاتر مدل دوم در شبیه‌سازی و پیش‌بینی داده‌های واقعی اقتصاد ایران است. این نتیجه می‌تواند به دلیل وجود چسبندگی در قیمت‌ها و شرایط محدودیت دریافت وام در مدل دوم باشد که به واقعیت‌های اقتصاد ایران نزدیکتر است.



نمودار ۳. واکنش متغیرهای اسمی به بروز شوک پولی در مدل دوم



نمودار ۴. واکنش متغیرهای حقیقی به بروز شوک پولی در مدل دوم

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به دنبال آن هستیم تا چارچوب تعادل عمومی اقتصاد ایران را با توجه به وجود واسطه‌های مالی طرح‌ریزی کرده و واکنش سپرده‌گذاری و تقاضای وام در جامعه را به واسطه بروز شوک پولی بسنجیم. مطالعه حاضر حکایت از آن دارد که بروز شوک پولی سبب افزایش تمام متغیرهای اسمی سیستم اعم از دستمزد، بهره و سطح قیمت خواهد شد. این واقعه به دلیل ایجاد تمایل در خرج کردن نقدینگی به دست آمده و به دست آوردن بیشترین بازدهی اسمی می‌باشد، به گونه‌ای که سیستم مالی ناقص اقتصادی ایران آزادی عملی در انتخاب نرخ‌های تعادلی بهره در بخش سپرده و وام را به بانک‌ها نداده است، از این رو بخش واسطه‌گر مالی قادر به جمع‌آوری نقدینگی افزوده شده به اقتصاد نبوده و نقدینگی موجود (چه به دلیل شوک پولی و چه به دلیل شوک نفتی) به سمت بازارهایی با بازدهی بالاتر

همچون بازار مسکن سوق خواهد یافت. لازم به ذکر است که بروز چنین شوکی از آنجایی که متغیرهای اسمی مدل را افزایش می‌دهد باعث بروز ناطمینانی کاهش بازدهی انتظاری در بخش مولد خواهد شد، این زنجیره حوادث سبب رکود در بخش تولید حقیقی و غیرنفتی اقتصاد و به واسطه آن کاهش اشتغال می‌شود. مشاهده رفتار بانک‌ها در این سیستم اقتصادی نشان می‌دهد که بانک‌ها در واکنش به بروز شوک‌های پولی، از آنجایی که قدرت بازاری در صنعت بانکی حاضر وجود ندارد قادر به بهینه‌یابی و تعدیل نرخ‌های بهره برای سپرده و وام نبوده و ناگزیرند نرخ‌های موجود در سیستم را بپذیرند. با توجه به این ساختار، قدرت رقابت بانک‌ها به‌عنوان واسطه‌های مالی و جذب‌کننده سپرده‌های پس‌انداز مردم با سایر بازارهای رقیب کاهش یافته و در ادامه مردم تمایل کمتری به سپرده‌گذاری در سیستم خواهند داشت، حال آنکه به دلیل رشد قیمت‌ها بنگاه‌هایی که فشار تورمی بر آنها وارد شده تقاضای اخذ وام بالاتری نسبت به قبل دارند این امر بیش از پیش بر سیستم بانکی فشار وارد کرده و آن را در شرف ورشکستگی قرار خواهد داد. در شرایط حاضر، به دلیل وجود آثار تورمی ناشی از شوک پولی در سیستم، سپرده‌گذاران در جامعه متضرر و وام‌گیرندگان منتفع خواهند شد. این عمل باعث می‌شود تا شوک‌های پولی آثار مهمی بر سودآوری بانک‌ها و بازار دارایی‌های بادوام همچون مسکن بگذارد، به‌گونه‌ای که نتایج مدل دوم حکایت از آن دارد که بروز شوک پولی می‌تواند باعث افزایش قیمت مسکن و افزایش تقاضا برای سفته‌بازی آن شود. با توجه به نتایج مطالعه حاضر پیشنهاد می‌شود تا تمهیداتی برای اعطای قدرت رقابتی به بانک‌های موجود در اقتصاد ایران برای تعدیل و بهینه‌یابی نرخ‌های بهره در صورت وقوع شوک‌های اقتصادی انجام شود.

منابع

- بهرامی، جاوید و پروانه اصلانی (۱۳۹۰)، "بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی"، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، سال اول، شماره ۴، تابستان، ص ۵۷.
- بهرامی، جاوید و نیره سادات‌قزیشی (۱۳۹۰)، "تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی"، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال پنجم، شماره ۱، پیاپی ۱۳، صص ۲۲-۱.
- تقوی، مهدی و علی اصغر لطفی (۱۳۸۵)، "بررسی آثار سیاست پولی بر حجم سپرده‌ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور طی سال‌های (۱۳۸۲-۱۳۷۴)"، پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۲۰، صص ۱۶۶-۱۳۱.

توکلیان، حسین و اکبر کمیجانی (۱۳۹۱)، "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران"، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، سال دوم، شماره ۸، تابستان، ص ۸۷.

حسینی دولت‌آبادی، سیدمهدی و کامران ندری (۱۳۹۱)، "آثار بخشی سیاست پولی در چارچوب نظام بانکداری بدون ربا"، *دوفصلنامه علمی پژوهشی جستارهای اقتصادی*، سال نهم، شماره ۱۷، صص ۳۰-۹.

رضایی، ابراهیم و زهرا جلیلی (۱۳۹۰)، "نگرشی بر تأثیر سیاست پولی از کانال اعتبارات نظام بانکی در اقتصاد ایران"، *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۷، صص ۲۰۲-۱۶۹.

شاهمرادی، اصغر و ایلناز ابراهیمی (۱۳۸۹)، "ارزیابی آثار سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی"، *مجموعه مقالات بیستمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*.

شریفی‌رفانی، حسین، هنرور، نغمه، دایمی‌کریم‌زاده، سعید و فرزانه امراللهی بورشیرازی (۱۳۸۸)، "بررسی آثار سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وامدهی سیستم بانکی در ایران"، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۴، پیاپی ۱۰، صص ۴۸-۲۷.

شهرستانی، حمید و فرزین اربابی (۱۳۸۸)، "الگوی تعادل عمومی پویا برای ادوار تجاری اقتصاد ایران"، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره اول، صص ۶۶-۴۳.

فخرحسینی، سیدفخرالدین (۱۳۹۰)، "الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران"، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، سال اول، شماره ۳، بهار، صص ۲۸-۱.

کشاورداد، غلامرضا و امید مهدوی (۱۳۸۴) "آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کاتالی برای گذر سیاست پولی است؟"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۱، صص ۱۷۰-۱۴۷.

کمیجانی، اکبر (۱۳۷۳)، *سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی*، تهران: معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی.

متوسلی، محمود، ابراهیمی، ایلناز، شاهمرادی، اصغر و اکبر کمیجانی (۱۳۸۹)، "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دانشگاه تربیت مدرس، سال ۱۰، شماره چهارم، صص ۱۱۶-۸۷.

Aliaga-Díaz, R. & M. P. Oliveiro (2007), "Macroeconomic Implications of Market Power in Banking", Unpublished, Available at www.aeaweb.org/annual_mtg_papers/2008/2008_508.pdf.

André's Javier & Oscar Arce (2012), "Banking Competition, Housing Prices and Macroeconomic Stability", *The Economic Journal*, 122 December, 1346-1372. Doi:10.1111/j.1468-0297.2012.02531.x._2012

Ariss Rima Turk (2010), "On the Implications of Market Power in Banking: Evidence from Developing Countries", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 34, PP. 765-775.

Bernanke, B. S. & M. Gertler (1989), "Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations", *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, PP. 14-31.

- Bernanke, B. S., Gertler, M. & S. Gilchrist** (1999), *The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework*, In: Taylor, J. B., Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics, Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Elsevier, PP. 1341–1393, (Chapter 21).
- Bernanke, Ben S. & Mark Gertler** (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, PP. 27-48.
- Brzoza-Brzezina M., Marcin Kolasa & Krzysztof Makarski** (2013), "The Anatomy of Standard DSGE Models with Financial Frictions", *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 37, PP. 32–51.
- Calvo, G. A.** (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, Sept, Vol. 12, No. 3, PP. 983–998.
- Friedman, M. & A. J. Schwartz** (1963), *A Monetary History of the United States, (1867–1960)*, Princeton: Princeton University Press.
- Gerali, A., Neri, S., Sessa, L. & F.M. Signoretti** (2010), "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42 (s1), PP. 107–141.
- Güntner Jochen H. F.** (2011), "Competition Among Banks and the Pass-Through of Monetary Policy", *Economic Modeling*, Vol. 28, PP. 1891–1901.
- Iacoviello, M. & S. Neri** (2010), "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model", *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 2, PP. 125–64.
- Kiyotaki, N. & J. H. Moore** (1997), "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, PP. 211–48.
- Mishkin Frederic S.** (1995), "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, PP. 3-10.
- Mishkin, Frederic S.** (1978), "The Household Balance Sheet and the Great Depression", *Journal of Economic History*, Vol. 38, A4, PP. 918- 37.
- Nason, J. M. & T. Cogley** (1994), Testing the Implications of Long- Run Neutrality for Monetary Business Cycle Models", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9(S), S37.
- Reed Robert R. & Thanarak Laosuthi** (2012), "Banking Competition, Credit Market Activity and the Effects of Monetary Policy", Seminar Participants at the University of Kentucky Provided Important Suggestions.
- Romer, C. D. & D. H. Romer** (1990), "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, PP. 149–213.
- Smith, R. T.** (1998), "Banking Competition and Macroeconomic Performance", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 30, 793–815.
- Tobin, J.** (1980b), "Are New Classical Models Plausible Enough to Guide Policy?", *Journal of Money, Credit, and Banking*, November.
- Tobin, James** (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 1, PP. 15-29.



پښتونستان ښار علمي او مطالعاتي مرکز
پرتال جامع علوم انساني