نقش ادغام مالی بین‌المللی بر نوسانات تولید و تورم در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی

پگاه پاشا زانوس[۱]، جاوید بهرامی[۲]

حسین توکلیان[۳]، تیمور محمدی[٤]

تاریخ دریافت:۹۸/۷/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۲/۲۰

چکیده

تاثیر ادغام مالی بین‌المللی بر نوسانات متغیرهای اقتصاد در پاسخ به شوک‌ها مساله‌ای است که اخیرا در ادبیات ادوار تجاری مورد تمرکز بوده است. در این مقاله نیز تلاش شده با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید با طراحی کانال تغییرات حساب سرمایه از طریق ورود و خروج سپرده‌های خارجی، به سناریوسازی شرایط ادغام مالی پرداخته شود. ضریب ادغام در قالب درصدی از کل سپرده‌ها که از خارج جذب شده، تعریف می‌شود. این ضریب تحت تاثیر تغییرات نرخ بهره موثر داخلی و نرخ بهره برون‌زای جهانی امکان تغییر دارد. نتایج این مقاله نشان می‌دهند در پاسخ به شوک نفتی نوسان متغیرهای تولید، مصرف، نرخ ارز حقیقی و متغیرهای سیستم بانکی از جمله سپرده-های دریافتی و وام‌های اعطایی در حالت ادغام مالی اندکی بیشتر بوده ولی در ارتباط با تورم تفاوت چشمگیری مشاهده نمی‌شود. در پاسخ به شوک تکنولوژی تفاوت محسوسی در واکنش متغیرها در دو حالت دیده نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: ادغام مالی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، نوسانات اقتصاد کلان.

طبقه‌بندی JEL: G15، F15، F32، F34

۱. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، نویسنده مسئول Email:Pasha.pegah916@gmail.com

۲. دانشیار دانشکده اقتصاددانشگاه علامه طباطبائی Email:Javid_bahrami@yahoo.com

۳. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی Email:tavakolianh@gmail.com

۴. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی Email:atmahmadi@gmail.com

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]

[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

۱.مقدمه

ادغام مالی به عنوان فرآیندی در نتیجه کاهش اصطکاک‌های مالی[1](که از جریان آزاد سرمایه در مرزهای بین‌المللی جلوگیری می‌کنند) تفسیر می‌شود. اثرات ادغام مالی بر متغیرهای اقتصاد کلان معمولا از دو زاویه رشد اقتصادی و نوسانات مورد بررسی قرار می‌گیرد. از طرفی پیوستن به بازار مالی جهانی از طریق فراهم آوردن وجوه و سرمایه بیشتر فرصت‌های سرمایه‌گذاری را در این اقتصادها گسترش می‌دهد. این کانال اثرگذاری عمدتا منجر به اثرات مثبت بر رشد اقتصادی می‌شود. در کنار این مساله دلایل مختلفی نیز وجود دارد که افزایش ادغام یک کشور در بازارهای مالی بین‌المللی می‌تواند در بروز ادوار تجاری اثرگذار باشد. آنچه تحت عنوان ادوار تجاری شناخته می‌شود به نوسانات کوتاه‌مدت قابل توجه در تولید و اشتغال کل اطلاق می‌شود. زمانی تولید و اشتغال سقوط می‌کنند و نرخ بیکاری افزایش می‌یابد و در زمان دیگر تولید و اشتغال سریعا افزایش می‌یابند و نرخ بیکاری سقوط می‌کند(اقتصاد کلان پیشرفته، دیوید رومر). ادغام مالی کشورها را در معرض افزایش آسیب پذیری‌های مالی در برابر شوک‌های خارجی قرار می‌دهد. زیرا که زیربنای مالی در این کشورها به قدر کافی توسعه پیدا نکرده است. از این زاویه عمدتا ادغام مالی تاثیرات خود را بر نوسانات متغیرها در پاسخ به شوک‌ها نشان می‌دهد(کاکیسی[2]،۲۰۱۱). تاثیر ادغام مالی بر میزان جذب شوک‌های وارده به اقتصاد در مطالعات دیگری نیز تایید شده است(برای مثال کاکیسی، ۲۰۱۱؛ هاتاچاریا و همکاران[3]، ۲۰۱۳؛ کیکو و همکاران[4]، ۲۰۱۰؛ استیفن[5]، ۲۰۱۲ ؛ ژنگ[6]، ۲۰۱۵ و راتاناوارارک[7]، ۲۰۱۸).

1 . Financial Frictions
2 . Cakici (2011)
3 . Bhattacharya et al. (2013)
4 . Cicco et al. (2010)
5 . Steffen (2012)
6 . Zheng (2015)
7 . Ratanavararak (2018)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

تمایل به استفاده از سرمایه‌های بین‌المللی در اقتصاد ایران نیز از دیرباز مطرح بوده است. این توجه عمدتا ناشی از کمبود منابع داخلی و تاثیرات مثبت احتمالی ورود سرمایه بر رشد اقتصادی بیان شده است. با این وجود چنانچه شرایطی فراهم شود که امکانی برای ورود سرمایه ایجاد شود، اثرات نوسانی آن نیز باید مورد ارزیابی قرار گیرد. این مساله خصوصا در ایران که تجربه نشان می‌دهد اقتصاد آن مستعد پیدایش بی‌ثباتی است، می‌تواند حائز اهمیت جدی باشد. به منظور بررسی اثرات نوسانی ناشی از ادغام مالی ابتدا باید روش-شناسی مشخصی تعریف کرد و سپس کانالی برای شبیه‌سازی این جریان مناسب با آن روش‌شناسی در نظر گرفت.

در این مقاله از رویکرد مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی به منظور بررسی موضوع استفاده شده است. کانال‌های منظور کردن ادغام مالی در این سبک مدل‌سازی متنوع است. برخی آن را به شکل هزینه‌های تامین مالی از خارج، در محدودیت بودجه خانوارها یا بنگاه‌ها لحاظ می‌کنند. برخی تفاوت نرخ بهره‌ای که کشور در بازار مالی جهانی با آن رو به رو می‌شود از نرخ بهره بدون ریسک بین‌المللی را تابعی از سطح بدهی کشور معرفی کرده و کاهش این تفاوت را به معنای ادغام مالی بیشتر تفسیر کرده‌اند. عده دیگری ادغام مالی را از کانال بانک‌ها و واسطه‌گرهای مالی و فرآیند جذب سپرده و استقراض بین‌المللی معرفی می‌کنند و درصدی از سپرده‌های خارجی را به کل میزان سپرده‌ای که سیستم بانکی جذب می‌کند، ملاکی از باز شدن حساب سرمایه کشور می‌دانند. گروه دیگری نیز از طریق بازار سهام و امکان خرید و فروش سهام در عرصه بین‌المللی باز شدن حساب سرمایه را توضیح می‌دهند. در این مقاله جذب سپرده‌های خارجی توسط واسطه‌گران مالی انتخاب شده است.

با ارائه این توضیحات و با تاکید مجدد بر اینکه هدف از این مقاله بررسی نوسانات است و به ابعاد موثر بر رشد اقتصادی ناشی از نقل و انتقالات سرمایه پرداخته نمی‌شود، سازمان-دهی مقاله بر این اساس خواهد بود. پس از مقدمه، بخش دوم به تشریح مبانی نظری می-پردازد. مروری بر سایر مطالعات داخلی و خارجی بخش سوم مقاله را به خود اختصاص

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

می‌دهد. ساختار مدل طراحی شده در بخش چهارم بیان شده و بخش پنجم شامل برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن است. در نهایت نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی آخرین قسمت از مقاله پیش رو هستند.

۲.مرور نظری

تاثیرات افزایش ادغام مالی بر افزایش یا کاهش نوسانات ادوار تجاری مورد بحث و اختلاف نظر است. یکپارچگی مالی می‌تواند از طریق فراهم کردن سرمایه برای تنوع بخشی بیشتر به تولیدات پایه، به کاهش نوسانات اقتصاد کلان کشورهایی با حساب سرمایه ضعیف‌تر کمک کند. از زاویه دیگر، ادغام مالی هرچند منجر به افزایش تخصص‌گرایی تولیدات بر اساس ملاحظات مزیت نسبی می‌شود، از همین مجرا اقتصاد را در برابر شوک-های صنعتی خاص آسیب پذیرتر می‌کند(کالملی- اوزکان و همکاران[1]، ۲۰۰۳). بعلاوه، تغییرات ناگهانی در هدایت جریان سرمایه می‌تواند شکل‌گیری چرخه‌های رونق و رکود را در کشورهای در حال توسعه تحریک کند. زیرا که در بیشتر این کشورها بخش مالی به قدر کافی توسعه نیافته است تا بر نوسانات جریان سرمایه غلبه کند(آقیون و همکاران[2]، ۱۹۹۹)(کوز و همکاران[3]، ۲۰۰۶). اوندر و اوزیل دیریم[4](۲۰۱۹) در تایید اهمیت توسعه مالی داخلی نشان می‌دهند سطوح بالای توسعه مالی داخلی می‌تواند جهت ارتباط میان ادغام بانک‌ها در سطح بین‌المللی و نوسانات کوتاه‌مدت تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری را تغییر دهد.

یکی دیگر از کانال‌های اثرگذاری که منجر به تخفیف اثرات شوک‌ها پیرو ادغام مالی می‌شود، تسهیم ریسک[5] است(برای مثال هاتاچاریا و همکاران، ۲۰۱۳ و ژنگ، ۲۰۱۵). مطابق این استدلال، با توجه به اینکه نوسانات تولید از همبستگی کامل در بین کشورها برخوردار نیست، تجارت در دارایی‌های مالی می‌تواند برای قطع پیوند مصرف ملی از

1 . Kalemli-Ozcan et al. (2003)
2 . Aghion et al. (1999)
3 . Kose et al. (2006)
4 .Önder & Özyıldırım (2019)
5 . Risk Sharing

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

اجزای خاص نوسانات تولید استفاده شود(آبستفلد و روگوف،[1] ۱۹۹۸)(پراساد و همکاران[2]، ۲۰۰۳). با این وجود دلایلی وجود دارد که کشورهای غیرصنعتی علی رغم افزایش درجه ادغام در بازار مالی جهانی در تسهیم ریسک کارا، توانمند نیستند. یکی از این دلایل، اتکای زیاد این کشورها به سرمایه‌های کم‌ثبات مانند وام‌دهی بانک‌ها و سایر انواع الگوهای تامین مالی مبتنی بر بدهی است. دلیل محتمل دیگر این است که ترکیب آزادسازی مالی داخلی و بین‌المللی ممکن است پدیده رشد سریع مصرف را به همراه بیاورد، مخصوصا زمانی که این رشد با انباشت بدهی‌ها تامین مالی شده است، می‌تواند نتایج سوء داشته باشد. از عوامل اثرگذار دیگر در کیفیت تسهیم ریسک، می‌توان به درجه باز بودن تجارت یا کیفیت سیستماتیک نهادها (کوز و همکاران[3]، ۲۰۰۷) و آزادسازی مالی داخلی کشور اشاره کرد (لی و لیو[4]، ۲۰۱۸).

کانال اثرگذاری دیگر به تغییرات حساب تجاری در پاسخ به شوک‌ها مرتبط است. زمانیکه حساب سرمایه بسته است، انتظار می‌رود تجارت در هر دوره توازن داشته باشد(در شرایط خودکفایی مالی، باید کسری حساب جاری کشور صفر باشد)، در نتیجه نوسانات تراز جاری اندک خواهد بود و انتظار می‌رود شوک بیرونی؛ در تولید، مصرف و سرمایه-گذاری پخش و منتشر شود (هاتاچاریا و همکاران، ۲۰۱۳).

منطق دیگر حاکم شرایطی را توضیح می‌دهد که گسترش ادغام مالی با افزایش نوسانات اقتصادهای نوظهور همراه خواهد شد. از آنجایی که انتظار می‌رود ادغام مالی با کاهش هزینه‌های استقراض بنگاه‌ها در بازار مالی جهانی همراه باشد، ممکن است قرض-گیرندگان به افزایش استقراض و نگهداری بیشتر "اهرم مالی[5]" تشویق شوند. به دلیل ناقص بودن بازارهای مالی اقتصادهای نوظهور افزایش سریع اهرم مالی آسیب پذیری اقتصاد را در برابر شوک‌ها افزایش می‌دهد. زیرا در این شرایط، شوک‌های منفی، بخش بزرگتری از

1 . Obstfeld & Rogoff (1998)
2 . Prasad et al. (2003)
3 . Kose et al. (2007)
4 . Li & Liu (2018)
5 . Leverage

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

ثروت و ارزش خالص بنگاه را هدف قرار می‌دهند. اینکه بین کانال "اهرم مالی" و کانال "هموار کننده"[1] که دیدگاه سنتی مبنی بر کاهش نوسانات پیرو ادغام مالی است، کدامیک حاکم می‌شود، بستگی به درجه اصطکاک مالی در بازار مالی داخلی دارد. عموما در کشورهای توسعه یافته کانال هموار کننده و در کشورهای در حال توسعه کانال اهرم مالی غالب می‌شوند (ژنگ، ۲۰۱۵).

نکته دیگر این است که جریان‌های ورودی سرمایه نه تنها به شرایط داخلی کشورهای گیرنده حساس هستند بلکه همچنین به شرایط اقتصاد کلان در کشورهای صنعتی نیز حساس می‌باشند. این شرایط شامل وضعیت نرخ بهره یا قرار گرفتن کشورهای صنعتی در مراحل مختلف ادوار تجاری، اثرات متفاوتی بر روی انواع مختلف جریانات ورودی سرمایه به اقتصادهای نوظهور دارد. برای مثال رینهارت و رینهارت[2](۲۰۰۱)، نشان می‌دهند جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی خالصی که به اقتصادهای نوظهور وارد می‌شود شدیدا و به صورت مثبت با ادوار تجاری آمریکا همبسته است. برعکس وام دهی بانک‌ها به این اقتصادها به صورت منفی با چرخه‌های آمریکا همبسته است. افزایش همبستگی بازارهای مالی بین کشوری نیز ریسک گرفتار شدن در حباب‌های بازارهای مالی را برای کشورهای در حال توسعه افزایش می‌دهد. به موازات اینکه سرمایه‌گذاران در جستجوی بازدهی‌های بالاتر و فرصت‌های سرمایه‌گذاری با تنوع بیشتر، سهم خود را از دارایی‌های بین‌المللی افزایش می‌دهند، با توجه به کاهش هزینه‌های اطلاعات و مبادله، دسترسی به طیف وسیع‌تری از فرصت‌های سرمایه‌گذاری بین کشوری میسر می‌شود. در نتیجه با افزایش پیوندهای مالی بین‌المللی کانال بالقوه‌ای از "اثرات مسری[3]" شکل می‌گیرد(پراساد و همکاران، ۲۰۰۳).

1 . Smoothing
2 . Reinhart & Reinhart (2001)
3 . Contagion Effects

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

۳. مرور تجربی

۳-۱. مطالعات داخلی

در میان مطالعات داخلی صورت گرفته مورد مشخصی که با بحث سناریوسازی ادغام مالی در قالب الگوی DSGE صورت گرفته باشد، مشاهده نشده است. با این وجود مقالاتی که در آن‌ها از این سبک مدل‌سازی با واردکردن سیستم بانکی و یا واسطه‌گران مالی استفاده شده است و یا به نوعی امکان شکل‌گیری جریان سرمایه میان داخل و خارج برای یکی از بخش‌های اقتصاد در آن‌ها تعریف شده است، می‌توانند تشابهاتی با مدل این مقاله داشته باشند. همچنین نوع دیگری از پژوهش‌ها که در این بخش به مواردی از آن‌ها اشاره می‌شود، مطالعاتی هستند که صرف نظر از روش‌شناسی، به لحاظ محتوایی با موضوع این مقاله مرتبط هستند. سه مطالعه متناسب با هریک از این دو گروه در این قسمت مورد بررسی قرار می‌گیرند.

از جمله نخستین مقالاتی که با اضافه کردن بخش بانکی به مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی صورت گرفته است می‌توان به مقاله شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۱) اشاره کرد. در این مدل بانک‌ها سپرده‌ها را از خانوارهای داخلی جذب کرده و به تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای وام پرداخت می‌کنند. نتایج این مقاله که نوآوری آن وارد کردن نقش واسطه‌گر مالی و سیستم جذب سپرده و وام‌دهی در سطح داخلی است، نشان می‌دهد وارد کردن بخش بانکی در مدل DSGE و ارزیابی تجربی آن، قابلیت تبیین نوسانات ادوار تجاری ایران را در بر داشته است.

در مطالعه دیگری دلیری و مهرگان(۲۰۱۵) با وارد کردن صنعت بانکداری به مدل DSGE برای اقتصاد ایران و استفاده از روش بیزین برای تخمین پارامترهای مدل، اثرات شوک‌های پولی را مورد برآورد قرار می‌دهند. مطابق نتایج این مقاله افزایش نقدینگی منجر به افزایش تولید، تورم، سرمایه‌گذاری و مصرف می‌شود. باید توجه داشت در این مقاله، در کنار وارد شدن بخش بانکی، روابط مربوط به پایه پولی و بانک مرکزی و از این رو ارتباطات میان بانک‌های تجاری و بانک مرکزی نیز در مدل گنجانده شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

مقاله دیگری که در اینجا مورد بررسی قرار می‌گیرد، مطالعه شهرستانی و اربابی(۱۳۸۸) است. در طراحی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در این مقاله، تحرک سرمایه به صورت ناکامل در قالب امکان خانوار برای دریافت وام با نرخ بهره جهانی لحاظ شده است. مطابق نتایج این مقاله در توضیح ادوار تجاری اقتصاد ایران، با یک شوک مثبت قیمت نفت، مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید افزایش می‌یابند و نتایج الگو همانند مشاهدات واقعی اقتصاد ایران است. شوک‌های نرخ بهره جهانی اثر اندک و ناچیزی بر روی تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری دارند.

باید توجه داشت با توجه به کاربست بسیار گسترده مدل‌های DSGE در سال‌های اخیر در مطالعات دانشگاهی اقتصاد ایران می‌توان موارد مختلفی را به این بخش افزود که تشریح آن‌ها از بعد حجم و عدم تناسب ماهوی با موضوع مقاله پیش رو و از آنجا که این مقاله از نوع مطالعات کاربردی بوده و پژوهشی صرفا نظری نیست، جایز و ضروری نیست.

در گروه دوم نیز مقالاتی که به نوعی به ورود سرمایه و عوامل موثر بر آن مرتبط هستند، از تنوع بالایی برخوردارند. از آن جمله می‌توان به محمدزاده و همکاران(۱۳۸۷) اشاره کرد که در آن با تکنیک داده‌های تابلویی متغیرهایی مانند نرخ بهره، سرمایه‌گذاری داخلی، اندازه دولت، نرخ رشد ارز و ساختار اقتصادی- اجتماعی کشورها به عنوان عوامل موثر در دریافت سرمایه خارجی در کشورهای در حال توسعه شناسایی می‌شوند. پژوهش طیبی و همکاران(۱۳۸۸) مورد دیگری است که می‌توان بیان کرد. در این مقاله که با هدف بررسی اثرات آزادسازی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشور صورت گرفته است، با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی ARDL و ECM، اثربخشی مثبت آزادسازی مالی مبتنی بر همگرایی نرخ بهره و همچنین خصوصی سازی بانک‌ها بر رشد اقتصادی کشور خصوصا در بلندمدت تایید می‌شود. تاثیر مثبت آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی و سرمایه-گذاری همچنین در مقاله مجتهد و احمدیان(۱۳۸۹) نیز مورد تایید قرار گرفته است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

۳-۲. مطالعات خارجی

مطالعات زیادی در دنیا صورت گرفته است که تاثیر ادغام مالی را بر نوسانات ادوار تجاری مورد بررسی قرار داده‌اند. در اینجا به چند نمونه پرداخته می‌شود و از باقی موارد به صورت فهرست‌وار عبور می‌شود. معیار انتخاب این آثار نمایش تنوع نتایج، تفاوت در فرم وارد کردن ادغام مالی در مدل‌سازی الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی و تاریخ نگارش آن‌ها است.

کاکیسی(۲۰۱۱)، در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با لحاظ کردن اصطکاک‌های اطلاعاتی و امکان استقراض خارجی، نشان می‌دهد که افزایش ادغام مالی اثرات شوک پولی موقتی مثبت را بر تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، تقاضای کار و تقاضای وام تقویت می‌کند. در حالیکه به سختی می‌توان گفت تاثیری بر نتایج شوک موقت و مثبت بهره‌وری در اقتصاد دارد. کانال وارد کردن ادغام مالی به مدل ایجاد امکان دریافت سپرده‌های خارجی در کنار سپرده‌های داخلی توسط واسطه‌گر مالی است.

ژنگ(۲۰۱۵)، در مقاله خود با استفاده از مدل ادوار تجاری حقیقی یک اقتصاد باز کوچک، اثبات می‌کند که واکنش چرخه‌های تجاری به ادغام مالی بستگی به میزان توسعه مالی داخلی دارد. در طراحی مدل این مقاله بانک‌ها به عنوان واسطه‌گرهای مالی عمل می‌کنند و وجوه را از سپرده‌گذاران بین‌المللی به واردکننده‌های داخلی انتقال می‌دهند.

همچنین در مطالعه دیگری برای اقتصاد کره نشان داده شده در شرایط انعطاف پذیری نرخ ارز، دست‌یابی به بازارهای مالی بین‌المللی نوسانات را در ایجاد ادوار تجاری افزایش می‌دهد. مطابق نتایج این مطالعه، بالارفتن درجه ادغام مالی در شرایط میخکوب شدن نرخ ارز اگر اقتصاد با هر دوی شوک‌های بهره‌وری و رابطه مبادله رو به رو باشد، دارای منافع بیشتری است.

اقتصاد کره در این مقاله به عنوان اقتصاد باز کوچک مدل‌سازی شده و از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی دو کشوری برای بررسی استفاده شده است که در آن اندازه اقتصاد باز کوچک (کشور خودی) به صورت نسبی در مقایسه با باقی جهان (که با عبارت

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

کشور خارجی شناخته می‌شود) صفر در نظر گرفته می‌شود. بنابراین تصمیمات سیاستی و پویایی‌های اقتصاد کلان در چنین کشوری تاثیری بر روی جهان نخواهد داشت. سه سناریو برای ادغام مالی و دو سناریو برای رژیم ارزی در مدل تعریف شده است: وضعیت خودکفایی، ادغام مالی ناقص که در آن تجارت دارایی‌ها محدود به اوراق قرضه اسمی است و بازارهای کامل تحت رژیم‌های ارزی میخکوب شده و شناور(کاکیاتور و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

راتاناوارا‌راک(۲۰۱۸) نیز با استفاده از یک مدل ادوار تجاری واقعی دو کشوری و با وارد کردن امکان استقراض بین مرزی و لحاظ دسترسی ناقص به بازارهای مالی بین‌المللی، نشان می‌دهد بدهی‌های خارجی بالاتر نوسانات تولید را افزایش می‌دهند اما نوسانات مصرف کارآفرینانی را که می‌توانند از خارج استقراض کنند کمی کاهش می‌دهند.

یااو[2] (۲۰۱۹) با استفاده از یک مدل ادوار تجاری واقعی بین‌المللی دو کالایی دو کشوری و با در نظر گرفتن اصطکاک‌های مالی تاثیرات ادغام مالی بر هم‌حرکتی ادوار تجاری را مورد بررسی قرار می‌دهد. در این مدل جهان از دو کشور ۱ و کشور ۲ (داخلی و خارجی) تشکیل شده است. در هر کشور دو گروه سرمایه‌گذار و پس‌انداز کننده وجود دارند. سرمایه‌گذار می‌تواند قرض بگیرد و با ظرفیت استقراضش ارزش سرمایه و ساختمانی که نگهداری می‌کند را تعیین کند. پس انداز کننده مصرف می‌کند، کار می‌کند و به سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی و پس اندازکنندگان خارجی وام می‌دهد. نتایج این مقاله نشان می‌دهد درجه ادغام مالی و تغییرات نرخ ارز در درک هم‌حرکتی ادوار تجاری به هنگام بروز شوک‌های مختلف حائز اهمیت هستند. به هنگام بروز شوک تکنولوژی، ادغام مالی بیشتر منجر به همبستگی بین کشوری کمتر می‌شود در حالی‌که به هنگام بروز شوک مالی، ادغام مالی بزرگ‌تر منجر به همبستگی بین کشوری بیشتر می‌شود.

1 . Cacciatore et al. (2016)
2 . Yao (2019)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

در جمع‌بندی این بخش باید اشاره کرد هرچند که استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در مطالعات داخلی و خارجی شناخته شده و رایج است، اما بکارگیری این روش در موضوع مقاله پیش رو میان مطالعات داخلی تاکنون صورت نگرفته است. از آنجا که در مدل‌سازی باید تناسب با شرایط موجود اقتصاد کشور مورد توجه و تاکید قرار گیرد، طراحی مدل مورد استفاده در این مقاله نیز نیازمند پرداختن به نکاتی بوده است که به ذات اقتصاد ایران مربوط بوده و با مطالعات مشابه خارجی برای اقتصادهای نوظهور متفاوت است. این تفاوت‌ها که نوآوری‌هایی مقاله پیش رو می‌باشند می‌توانند سهم این پژوهش را در غنای ادبیات موجود ادا کنند.

٤. مدل

ساختار مدل طراحی شده در این مقاله از بخش‌های خانوار، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، دولت، واسطه‌گر مالی، بانک مرکزی، بخش خارجی و بخش نفت(با توجه به شرایط خاص اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت) تشکیل شده است. همچنین این مدل بر اساس ایده مقاله کاکیسی (۲۰۱۱) و لحاظ کردن ویژگی‌های اقتصاد داخلی به گونه‌ای تغییر یافته است که امکان وارد کردن ادغام مالی به آن اضافه شود.

٤ – ١. خانوار

در این مدل، خانوار نمونه با عمر نامحدود، تابع مطلوبیت خود را که بستگی به مصرف، نگهداری مانده حقیقی پول و ساعات کاری او دارد، حداکثر می‌کند(برگرفته از دونکان[1] ، ۲۰۰۲) تابع مطلوبیت خانوار به صورت زیر است:

$$E_t\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[\log c_t+\psi_m\log\left(\frac{M_t}{P_t}\right)-\psi_n n_t\right]\right\} \qquad (۱)$$

که در آن E_t عملگر انتظارات، $0\le\beta\le 1$ عامل تنزیل، c_t مصرف حقیقی خانوارها و n_t ساعات کاری، M_t مانده اسمی پول و P_t سطح عمومی قیمت‌هاست. پارامتر ψ_m

1 . Duncan (2002)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

مربوط به کشش تقاضای پول و ψ_n پارامتر عدم ترجیحات عرضه کار است. افزایش مصرف و نگهداری مانده حقیقی پول مطلوبیت خانوار را افزایش و ساعات کاری بیشتر آن را کاهش می‌دهد.

خانوارها از عرضه نیروی کار و سرمایه به بنگاه‌های واسطه‌ای به میزان $w_t n_t$ و $r_t^k k_t$ درآمد کسب می‌کنند و در مورد میزان عرضه آن‌ها تصمیم‌گیری می‌کنند. همچنین فرض می‌شود مالکان نهایی واسطه‌گری‌های مالی و بنگاه‌های تولید کالاهای واسطه‌ای خانوارها هستند و بنابراین سود حقیقی آن‌ها $\frac{\pi_t^B}{P_t}$ و $\frac{\pi_t^F}{P_t}$ در نهایت به درآمدهای خانوارها افزوده می‌شود. از دیگر متغیرهای تصمیم‌گیری خانوارها، سپرده‌ای که نزد واسطه‌گر مالی جهت برخوردای از درآمد بهره‌ای نگهداری می‌کنند، DD_t، پول نقدی که به دوره بعدی منتقل می‌کنند، M_t و سطح مصرف ایشان است. از طرفی در مدل طراحی شده در این مقاله برای سادگی فرض شده است که سرمایه‌گذاری ماهیت وارداتی داشته و موجودی سرمایه ارائه شده خانوار به بنگاه‌های تولید کالاهای واسطه‌ای از خارج از کشور وارد می‌شود. منبع درآمدی که برای این کار خانوار در اختیار دارد ضریبی از درآمدهای نفتی دولت است که به شکل درآمد به منظور واردات کالای سرمایه‌ای مستقیما به قید بودجه خانوار افزوده می‌شود و نیز مالیات‌های دولت از درآمدهای خانوارها کسر می‌شود.

مجموع عرضه نیروی کار و سرمایه به بنگاه‌های مختلف و عرضه سپرده‌ها به واسطه‌گران مالی مختلف از برابری زیر تبعیت می‌کند:

$$n_t = \int_0^1 n_{jt} d_j \qquad K_t = \int_0^1 K_{jt} d_j \qquad DD_t = \int_0^1 DD_{jt} d_j$$

بخشی از درآمد خانوار که پس‌انداز می‌شود، در قالب سپرده‌های نزد واسطه‌گران مالی به دوره بعد منتقل می‌شود و بخش دیگری از درآمد آن‌ها صرف خرید کالاهای نهایی، تقاضای حقیقی پول، سرمایه‌گذاری i_t (با توجه به آنکه مالکان نهایی بنگاه‌های واسطه‌ای خانوارها هستند و سود آن‌ها به خانوارها تعلق می‌گیرد) و پرداخت مالیات می‌شود. موجودی سرمایه اقتصاد در هر دوره مطابق رابطه زیر تعدیل می‌شود:

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + i_t \quad (۲)$$

که در این رابطه δ نرخ استهلاک است. با توجه به این توضیحات، قید بودجه خانوار نمونه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{M_t}{P_t} + \frac{DD_t}{P_t} + c_t + \left(\frac{P_t^m}{P_t}\right) i_t + \frac{T_t}{P_t} = \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{W_t}{P_t} n_t + \frac{DD_{t-1}}{P_t}(R_{t-1}^D) + \left(\frac{R_t^K}{P_t}\right) K_t \quad (۳)$$
$$\frac{\pi_t^F}{P_t} + \frac{\pi_t^B}{P_t} + \left(\frac{S_t \gamma_t^o OIL_t}{P_t}\right)$$

که W_t و R_t^K به ترتیب دستمزد اسمی و نرخ بهره اسمی تعلق گرفته به نیروی کار و سرمایه، $\frac{DD_{t-1}}{P_t}(R_{t-1}^D)$ درآمد حقیقی بهره‌ای ناخالص ناشی از سپرده‌های دوره قبل، π_t^B سود اسمی مربوط به واسطه‌گران مالی و π_t^F سود اسمی ناشی از فعالیت بنگاه‌های واسطه‌ای است. $\frac{T_t}{P_t}$ مالیات پرداختی خانوار به دولت است و γ_t^o سهمی از درآمدهای نفتی است که توسط دولت به منظور واردات کالای سرمایه‌ای به خانوار پرداخت شده است. S_t نرخ ارز اسمی و P_t^m قیمت داخلی کالاهای سرمایه‌ای وارداتی است. بر این اساس می‌توان نرخ ارز حقیقی را مطابق رابطه زیر استخراج کرد:

$$P_t^m = S_t P_t^* \rightarrow \frac{P_t^m}{P_t} = \frac{S_t P_t^*}{P_t} = e_t \quad (۴)$$

که e_t نرخ ارز حقیقی و P_t^* گویای سطح قیمت‌های خارجی است.

با این توضیحات شرایط مرتبه اول مساله بهینه‌یابی خانوار نسبت به c_t، n_t، $dd_t = \frac{DD_t}{P_t}$، k_t و $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\lambda_t = \frac{1}{c_t} \quad (۵)$$

$$\lambda_t = \frac{\psi_n}{w_t} \quad (۶)$$

$$\lambda_t = \beta R_t^D E_t\left(\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right) \quad (۷)$$

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

$$\lambda_t = \left(\frac{\beta}{e_t}\right) E_t\left[\lambda_{t+1}\left((1-\delta)e_{t+1} + r^k_{t+1}\right)\right] \quad (۸)$$

$$\frac{\psi_m}{m_t} = \lambda_t - \beta E_t\left(\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right) \quad (۹)$$

٤ – ۲. بنگاه تولید کننده کالای نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، کالای نهایی y_t را با زنجیره‌ای از کالاهای واسطه‌ای تولید می‌کند. با این فرض که کالاهای واسطه‌ای، جانشین‌های ناقص با کشش جانشینی ثابت θ هستند، تابع جمع‌گر دیکسیت و استیگلیتز[1](۱۹۹۷)، برای تبیین تولید کالای نهایی در اقتصاد به صورت زیر است:

$$y_t \leq \left[\int_0^1 y_{jt}^{\frac{(\theta-1)}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۱۰)$$

با مشخص بودن قیمت کالاهای واسطه‌ای، بنگاه تولید کننده کالای نهایی که در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند، فعالیت خود را با خرید کالاهای واسطه‌ای صورت داده و مساله حداکثرسازی سود این بنگاه مطابق زیر تعریف می‌شود:

$$max\left\{P_t y_t - \int_0^1 P_{jt} y_{jt} dj\right\} \quad (۱۱)$$

با بدست آوردن شرایط مرتبه اول برای بنگاه تولید کننده کالای نهایی، به تابع تقاضای کالای واسطه‌ای دست خواهیم یافت:

$$y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} y_t \quad (۱۲)$$

مطابق این تابع تقاضا، تقاضا برای کالای واسطه‌ای j با نسبت قیمت کالای j به قیمت کالای نهایی تولید داخل مرتبط است. همچنین بر اساس شرایط سود صفر می‌توان به شاخص قیمت کالای نهایی تولید داخل دست یافت:

1 . Dixit & Stiglitz (1997)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

$$P_t = \left[\int_0^1 (P_{jt})^{1-\theta} dj\right]^{1/(1-\theta)} \quad (۱۳)$$

٤ – ۳. بنگاه‌های تولید کننده کالاهای واسطه

بنگاه تولید کننده کالای واسطه‌ای j، k_{jt} واحد از سرمایه و n_{jt} از نیروی کار را استخدام کرده و به تولید کالای واسطه‌ای بر اساس تکونولوژی با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، مطابق زیر مبادرت می‌ورزد:

$$y_{jt} = A_t k_{jt}^{\alpha} (\eta^t n_{jt})^{1-\alpha} \qquad \alpha \in [0,1] \quad (۱۴)$$

α سهم سرمایه در تولید و η^t نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار یا همان نرخ رشد اقتصاد است. A_t بیانگر تکنولوژی است که برای تمامی بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای مشترک بوده و فرض می‌شود که از فرآیند اتورگرسیو به صورتی که در ذیل آمده است، پیروی می‌کند:

$$log(A_t) = (1 - \rho_A)\, log(A) + \rho_A\, log(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \quad (۱۵)$$

که $\rho_A \in (-1,1)$ ، Aسطح باثبات تکنولوژی و ε_{At} شوک تصادفی برون‌زای ناهمبسته به لحاظ سریالی است با توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_A.

به منظور لحاظ کردن چسبندگی اسمی در مدل، فرض می‌شود بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای برای تعدیل قیمت کالای خود با هزینه تعدیل درجه دو رو به رو هستند که این فرم تابع هزینه نشان دهنده اثرات منفی تغییرات قیمت بر رابطه مصرف کننده- بنگاه است، به شکلی که با افزایش میزان تغییرات قیمت و مقیاس کلی فعالیت‌های بنگاه که در تولید کل کالاهای تمام شده خلاصه شده است، اهمیت این اثرات افزایش می‌یابد. تابع

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

هزینه تعدیل قیمت بر اساس روتمبرگ[1] (۱۹۸۲) به صورت زیر در مدل وارد می‌شود (منسا و دیب[2]، ۲۰۰۸):

$$AC_{jt} = \frac{\emptyset_p}{2}\left(\frac{P_{jt}}{\pi P_{jt-1}} - 1\right)^2 y_t \qquad (۱۶)$$

که $\emptyset_p$ پارامتر هزینه تعدیل قیمت است.

همچنین در این مدل فرض می‌شود هریک از بنگاه‌های تولید کننده کالاهای واسطه‌ای داخلی ناگزیرند برای تامین مالی مورد نیاز جهت استخدام نیروی کار اقدام به اخذ وام از واسطه‌گر مالی کنند. به عبارت دیگر وام اخذشده توسط بنگاه واسطه‌ای از واسطه‌گر مالی به منظور تامین سرمایه در گردش بنگاه مورد استفاده قرار می‌گیرد. بدین ترتیب بنگاه نمونه j با قید تامین مالی زیر رو به رو است:

$$L_{jt} = W_t n_{jt} \qquad (۱۷)$$

که L_{jt} وام دریافتی بنگاه نمونه j از واسطه‌گر مالی است. با توجه به نرخ بهره ناخالص R_t^L برای وام دریافتی، بنگاه در پایان دوره باید اصل و فرع وام $R_t^L L_{jt}$ را به واسطه‌گر مالی بپردازد. بنابراین این رقم در پایان دوره به هزینه‌های تولید بنگاه افزوده خواهد شد.

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای، با هدف حداکثر سازی سود مورد انتظار خود نسبت به انتخاب میزان سرمایه، نیروی کار و قیمت محصولات تولیدی خود تصمیم‌گیری می‌کند.

$$max E_t\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \frac{\pi_{jt}^F}{P_t}\right] \qquad (۱۸)$$

$$\pi_{jt}^F = P_{jt} y_{jt} - R_t^k k_{jt} - W_t n_{jt} + L_{jt} - P_t AC_{jt} - R_{t-1}^L W_{t-1} n_{jt-1} \qquad (۱۹)$$

که λ_t مطلوبیت نهایی ثروت حقیقی و $\beta^t \lambda_t$ عامل تنزیل سود بنگاه است که در نهایت با توجه به اینکه خانوارها مالکان بنگاه‌ها هستند، این سود به خانوارها تعلق خواهد

1 . Rotemberg (1982)
2 . Atta-Mensah and Dib (2008)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

گرفت. بر این اساس بهینه‌یابی بنگاه تولید کننده کالای واسطه‌ای نسبت به k_{jt} ، n_{jt} و P_{jt} منتج به شرایط مرتبه اول زیر خواهد شد:

$$r_t^k = \left(\frac{\alpha y_{jt}}{k_{jt}}\right)\frac{\xi_t}{\lambda_t} \quad (۲۰)$$

$$w_t = \frac{(\frac{\xi_t}{\lambda_t}(1-\alpha)\left(\frac{y_{jt}}{n_{jt}}\right)\pi_{t+1}\lambda_t)}{\beta\lambda_{t+1}R_t^L} \quad (۲۱)$$

$$\frac{\xi_t}{\lambda_t} = \left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)\frac{P_{jt}}{P_t} + \frac{\phi_P}{\theta}\frac{y_t}{y_{jt}}\left(\frac{P_{jt}}{\pi P_{jt-1}} - 1\right)\left(\frac{P_{jt}}{\pi P_{jt-1}}\right) - \beta\frac{\phi_P}{\theta}E\left[\left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\right)\left(\frac{y_{t+1}}{y_{jt}}\right)\left(\frac{P_{jt+1}}{\pi P_{jt}}\right)\left(\frac{P_{jt+1}}{\pi P_{jt}} - 1\right)\right] \quad (۲۲)$$

در معادله (۲۲)، مارک آپ قیمت روی هزنیه نهایی q_t را $\frac{\lambda_t}{\xi_t}$ تعریف می‌کنیم که در زمان انعطاف پذیری قیمت‌ها برابر $\frac{\theta}{\theta-1}$ خواهد بود.

٤-٤. واسطه‌گر مالی

تنها ابزار پس‌انداز خانوارها در این مدل افتتاح سپرده نزد واسطه‌گران مالی و تنها روش تامین مالی بنگاه‌ها برای مخارج سرمایه در گردش، استفاده از وام اعطایی واسطه‌گران مالی است. فرض می‌شود یک رشته از واسطه‌گران مالی در بازار رقابت انحصاری مشغول فعالیت هستند که این واسطه‌گران در نهایت متعلق به خانوارها بوده و سود حاصل از فعالیت آن‌ها به خانوارها خواهد رسید. واسطه‌گر مالی جریان سود مورد انتظار خود π_{jt}^B را پس از تنزیل با توجه به منابع مالی دریافتی و هزینه‌های پرداختی خود حداکثر می‌سازد. منابع مالی واسطه‌گران، سپرده‌های نقدی داخلی که از خانوارها دریافت می‌کنند DD_t و در ازای آن به آن‌ها سود پرداخت می‌کنند و سپرده‌های خارجی FD_t است که به پول داخلی تبدیل می‌شود و از این جهت مانند سپرده‌های داخلی نرخ بهره R^D توسط واسطه‌گر مالی برای آن‌ها پرداخت می‌شود. انتظار می‌رود سپرده‌گذاران خارجی برای تبدیل سود حاصل از سپرده‌گذاری خود به پول خارجی، نوسانات نرخ ارز را نیز مدنظر قرار دهند. از این جهت نرخ بهره‌ای که آن‌ها مبنای تصمیم‌گیری خود در سپرده‌گذاری قرار می‌دهند، نرخ بهره

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

موثر R_t^* است که بر اساس شرط برابری بهره بدون پوشش[1] بدست می‌آید. در فرم حقیقی این رابطه مطابق چین و ژانگ[2](۲۰۱۵) داریم:

$$log\left(\frac{e_{t+1}}{e_t}\right) = (R_t^D - R_t^*) - E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_{uipt} \quad (۲۳)$$

که ε_{uipt} شوک تصادفی برون‌زای ناهمبسته به لحاظ سریالی با توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{uip} است. π_{t+1} و π_{t+1}^* انتظارات از تورم داخلی و خارجی هستند.

سپرده‌گذاران خارجی بدین ترتیب نرخ بهره موثر انتظاری خود را در نظر گرفته و از مقایسه آن با نرخ بهره جهانی R_t^{**} مطابق رابطه (۲۴) پیرامون میزان سپرده‌گذاری تصمیم-گیری می‌کنند. در این رابطه φ_t تحت عنوان متغیر ادغام مالی شناخته می‌شود و درصدی از کل سپرده‌ها را نشان می‌دهد که از خارج کشور جذب سیستم بانکی شده است.

$$\varphi_t = \rho_2(R_t^* - R_t^{**}) \quad (۲۴)$$

بنابراین می‌توان روابط زیر را برای ارتباط میان سپرده‌های کل، سپرده‌های داخلی و خارجی تعریف کرد.

$$D_t = DD_t + FD_tS_t \quad (۲۵)$$
$$FD_tS_t = \varphi_t D_t$$
$$DD_t = (1 - \varphi_t)D_t$$

همچنین پارامتر ρ_2 در رابطه (۲۴) برای پیاده‌سازی دو سناریوی مورد استفاده در این مقاله به گونه‌ای مقداردهی می‌شود که در حالت اقتصاد بسته رقم صفر به خود گرفته و در نتیجه در این حالت کل سپرده‌های جذب شده توسط واسطه‌گر مالی از محل پس‌انداز

1 . Uncovered Interest Rate Parity (UIP) Condition

باید توجه داشت با توجه به محدودیت حجم مقاله روابط مربوط به توابع هدف، قیود و بهینه‌یابی های خانوارهای خارجی که تصمیم به سپرده-گذاری در کشور داخلی مورد مطالعه می‌کنند نیامده است. اما در واقع استخراج UIP با توجه به در نظر گرفتن بهینه‌یابی خانوارها به عنوان صاحبان سپرده در هر دو کشور داخلی و خارجی صورت می‌گیرد.

2 . Chinn & Zhang (2015)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

خانوارهای داخلی است و در حالت دوم، با در نظر گرفتن مقدار مثبت برای این پارامتر، متغیر ادغام مالی در وضعیت پایدار مدل مثبت خواهد شد. همچنین فرض می‌شود R_t^{**} از فرآیند اتورگرسیو به صورتی که در ذیل آمده است، پیروی می‌کند:

$$log(R_t^{**}) = (1-\rho_{R^{**}})\, log(R^{**}) + \rho_{R^{**}}\, log(R_{t-1}^{**}) + \varepsilon_{R^{**}t} \qquad (۲۶)$$

که $\rho_{R^{**}} \in (-1,1)$ ، R^{**} سطح باثبات نرخ بهره جهانی و $\varepsilon_{R^{**}t}$ شوک تصادفی برون‌زای ناهمبسته به لحاظ سریالی است با توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار $\sigma_{R^{**}}$.

واسطه‌گر مالی پس از کسر درصدی از این وجوه و اعطای آن به عنوان ذخایر قانونی به بانک مرکزی از باقی آن برای اعطای وام به بنگاه‌های تولید کننده کالای واسطه‌ای استفاده می‌کند و در ازای وام‌های اعطایی بهره اسمی R_t^L را دریافت می‌کند. در شروع هر دوره واسطه‌گر مالی وام‌هایی را که در دوره قبل به بنگاه‌ها پرداخت کرده است به همراه بهره آن‌ها دریافت می‌کند و سپرده‌های داخلی و خارجی که در دوره قبل دریافت کرده است را به همراه بهره‌های آن‌ها پرداخت می‌کند. سپرده‌های دوره جاری را از خانوارها و سپرده-گذاران خارجی دریافت می‌کند و وام‌های دوره جاری را به بنگاه‌ها پرداخت می‌کند. با توجه به این توضیحات مساله بهینه‌یابی واسطه‌گر مالی به صورت زیر نوشته می‌شود (کاکیسی، ۲۰۱۱):

$$max E_t\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t\, \lambda_t \frac{\pi_{jt}^B}{P_t}\right] \qquad (۲۷)$$

$$\frac{\pi_{jt}^B}{P_t} = \frac{R_{t-1}^L L_{t-1}}{P_t} - (R_{t-1}^D)\frac{DD_{t-1}}{P_t} - (R_{t-1}^D)\frac{FD_{t-1}S_{t-1}}{P_t} - \frac{L_t}{P_t} + \frac{DD_t}{P_t} + \frac{FD_t S_t}{P_t} \qquad (۲۸)$$

$\beta^t \lambda_t$ عامل تنزیل جریان سود و FD_t سپرده‌های خارجی است که بر حسب پول خارجی بیان شده و بنابراین در نرخ ارز اسمی S_t ضرب گشته و وارد تابع سود واسطه‌گر مالی شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

قید دیگری که واسطه‌گر مالی با آن رو به رو است مربوط به ترازنامه او است که نشان می‌دهد واسطه‌گر مالی درصدی از سپرده‌های دریافتی را به عنوان ذخایر قانونی با نرخ γ^D نزد بانک مرکزی گذاشته و از باقی آن برای اعطای وام استفاده می‌کند:

$$L_t = \left(\frac{(1-\gamma^D)}{(1-\varphi_t)}\right) DD_t \qquad (۲۹)$$

واسطه‌گر مالی نسبت به تعیین حجم سپرده کل و حجم وام تصمیم‌گیری می‌کند و با حل مساله بهینه‌یابی وی و تلفیق دو مورد به شرط مرتبه اول زیر در این بخش دست می‌یابیم:

$$R_t^L = \frac{R_t^D}{(1-\gamma^D)} + \frac{\lambda_t \pi_{t+1}\left((1-\gamma^D)-1\right)}{\beta \lambda_{t+1}(1-\gamma^D)} \qquad (۳۰)$$

٤ – ٥. بخش خارجی

صادرات در این مدل تنها شامل صادرات کالای نفت است که به طور کامل به خارج از کشور صادر شده و مصرف داخلی ندارد. درآمدهای حاصل از صادرات نفت از یک فرآیند خود رگرسیونی به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\log(oil_t) = (1-\rho_{oil})\log(oil) + \rho_{oil}\log(oil_{t-1}) + \varepsilon_{oilt} \qquad (۳۱)$$

که $\rho_{oil} \in (-1,1)$ ، oilسطح باثبات درآمدهای نفتی در وضعیت تعادل پایدار و oil_{t-1} درآمدهای نفتی در دوره گذشته است. ε_{oilt} شوک تصادفی برون‌زای ناهمبسته به لحاظ سریالی است با توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{oil}. همانطور که در بخش خانوار تشریح شد، واردات در این مدل شامل واردات کالای سرمایه‌ای است که توسط خانوار صورت می‌گیرد.

همچنین با توجه به سناریوسازی امکان ورود و خروج سرمایه از کانال سپرده‌های خارجی، این مدل علاوه بر حساب کالا، تغییرات حساب سرمایه را در نظر می‌گیرد که پیش‌تر در بخش مربوط به واسطه‌گر مالی توضیح آن آمده است. با توجه به این توضیحات رابطه تراز پرداخت‌ها را در این مدل می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$S_t FR_t = S_t FR_{t-1} + S_t oil_t - P_t^m i_t - (R_t^D - 1)FD_t S_t \qquad (۳۲)$$

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

که در این رابطه، FR_t خالص ذخایر خارجی اسمی بانک مرکزی در دوره t یعنی خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است که با استفاده از نرخ ارز به پول داخلی تبدیل شده است[1]. با تعدیل رابطه فوق نسبت به شاخص قیمت‌ها می‌توان رابطه حقیقی را به صورت زیر استخراج کرد:

$$e_t fr_t = \frac{e_t fr_{t-1}}{\pi_t^*} + e_t oil_t - e_t i_t - (R_t^D - 1)\left(\frac{\varphi_t}{1-\varphi_t}\right) dd_t \qquad (۳۳)$$

در این معادله، e_t نرخ حقیقی ارز و π_t^* سطح تورم خارجی، نسبت قیمت‌های خارجی در دوره t به دوره $t-1$ است.

٤ – ٦. دولت و بانک مرکزی

در این مدل درآمدهای دولت شامل درآمدهای ناشی از مالیات و فروش نفت است که دولت ضریبی از درآمدهای ناشی از صادرات نفت را به خانوارها انتقال می‌دهد و بخش دیگری از آن وارد قید بودجه دولت می‌شود. همچنین ضریب مورد نظر برای سادگی به صورت پارامتری برون‌زا تعریف می‌شود. در صورتی که دولت به کمک این منابع درآمدی نتواند توازن بودجه خود را حفظ کند، از طریق استقراض از بانک مرکزی یا برداشت سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی که به معنای خلق پول است، منابع مورد نیاز خود را تامین می‌کند. مشابه تقی پور و اصفهانیان(۱۳۹۵) قید بودجه حقیقی دولت به صورت زیر خواهد بود:

$$g_t = t_t + (1-\gamma^o)e_t oil_t + \left(\frac{DC_t - DC_{t-1}}{\pi_t}\right) \qquad (۳۴)$$

در این رابطه g_t مخارج دولتی است که برای سادگی فرض می‌شود از فرآیند اتورگرسیو زیر تبعیت می‌کند:

$$log(g_t) = (1-\rho_g)\, log(g) + \rho_g\, log(g_{t-1}) + \varepsilon_{gt} \qquad (۳۵)$$

۱ . سیستم ارزی در این حالت مشابه با حالت شناور مدیریت شده است. به این معنا که تغییرات اجزای تراز پرداخت‌ها می‌تواند به تغییر خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی منجر شود. به عبارت دیگر تغییرات در عرضه و تقاضای ارز بخشی در تغییر خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی و بخشی در تغییر نرخ ارز اسمی تاثیر خود را می‌گذارد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

مطابق معمول، $\rho_g \in (-1,1)$ ، gسطح باثبات مخارج دولت در وضعیت تعادل پایدار و g_{t-1} مخارج دولت در دوره گذشته است. ε_{gt} شوک تصادفی برون‌زای ناهمبسته به لحاظ سریالی است با توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_g.

پایه پولی بر حسب منابع یا تراز نامه بانک مرکزی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MB_t = DC_t + S_t FR_t \quad (۳۶)$$

که DC_t اعتبارات داخلی بانک مرکزی، S_t و FR_t نرخ ارز اسمی و خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی هستند و MB_t پایه پولی را نشان می‌دهد. بیان حقیقی رابطه فوق به صورت زیر خواهد بود:

$$mb_t = dc_t + e_t fr_t \quad (۳۷)$$

همچنین ارتباط میان پایه پولی و مانده حقیقی پول که نزد خانوارها نگهداری می‌شود به صورت زیر بیان می‌شود:

$$m_t = mb_t - \gamma^D \left(\frac{dd_t}{(1-\varphi_t)}\right) \quad (۳۸)$$

با توجه به اینکه با اجرای قانون عملیات بانکی بدون ربا و معرفی عقود با بازدهی ثابت و مشارکتی در کشور، نرخ‌های بهره بانکی تحت کنترل بانک مرکزی و شورای پول و اعتبار است، بانک مرکزی به عنوان مقام پولی قادر به تنظیم نرخ سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی است(شاه حسینی و بهرامی، ۱۳۹۱). بنابراین در این مقاله نیز فرض شده است بانک مرکزی به عنوان مقام پولی نرخ سپرده‌های بانکی را تعیین می‌کند و در تعیین نرخ سیاستی R^D از قاعده تیلور تعدیل شده[1] به صورت زیر استفاده می‌کند:

$$\log\left(\frac{R_t^D}{R^D}\right) = \alpha_R \log\left(\frac{R_{t-1}^D}{R^D}\right) + (1-\alpha_R)\left\{\alpha_\pi \log\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right) + \alpha_y \log\left(\frac{y_t}{y}\right)\right\} + \varepsilon_{Rt} \quad (۳۹)$$

1. Adjusted Taylor (1993)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

که α_R و α_π و α_y به ترتیب واکنش R_t^D را به انحراف نرخ بهره سپرده در دوره گذشته، نرخ تورم و سطح تولید از وضعیت باثبات نشان می‌دهند. شوک سیاست پولی ε_{Rt} شوک تصادفی برون‌زای ناهمبسته به لحاظ سریالی با توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_R است(فالاگیاردا و سایا[1]، ۲۰۱۳).

٤ – ۷. شرط تسویه بازار

در مدل‌های تعادل عمومی همه بازارها در شرایط تعادلی تسویه هستند که در این مدل شرط تسویه کلی بازار کالاها و خدمات به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t + e_t oil_t = c_t + i_t + g_t + e_t oil_t - im_t + ac_t \quad (۴۰)$$

به این معنا که جمع تولید نفتی و غیرنفتی باید با جمع مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولتی، خالص صادرات و هزینه تعدیل قیمت‌ها برابر باشد. ازآنجا که نفت تولید شده مصرف داخلی نداشته و تماما صادر می‌شود و همچنین واردات در این مدل برابر سرمایه-گذاری است، می‌توان شرط تسویه را به این صورت ساده کرد:

$$y_t = c_t + g_t + ac_t \quad (۴۱)$$

۵. حل مدل و تجزیه و تحلیل آن

۵ – ۱. استخراج روابط نهایی

اولین قدم در حل مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، انجام بهینه‌یابی بخش‌های مختلف با توجه به قیدهای موجود در هر بخش است که این مرحله منجر به استخراج شرایط مرتبه اول می-شود. برای رسیدن به روابط نهایی بر اساس شرایط مرتبه اول ابتدا باید فرض تقارن اعمال شود. به این معنا که فرض می‌شود کلیه بنگاه‌های تولید کننده کالای واسطه‌ای و کلیه واسطه‌گرهای مالی رفتار مشابهی دارند و بنابراین می‌توان متغیرهای k_{jt}، n_{jt}، y_{jt}، P_{jt}، l_{jt} و dd_{jt} را معادل k_t، n_t، y_t، P_t، l_t و dd_t در نظر گرفت. همچنین به منظور رسیدن به روابط نهایی مدل نیاز است

1. Falagiarda & saia (2013)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

متغیرهای مدل مطابق با نرخ رشد اقتصاد به صورت $\tilde{x} = \frac{X_t}{\eta^t}$ مانا شود. با انجام این تغییرات روابط نهایی به منظور استفاده در برآورد مقادیر باثبات متغیرها به صورت زیر استخراج می‌شوند:

$$\widetilde{w}_t = \psi_n \tilde{c}_t \quad (۴۲)$$

$$\left(\frac{\psi_m}{\tilde{m}_t}\right) = \left(\frac{1}{\tilde{c}_t}\right) - \beta E_t\left(\frac{1}{\tilde{c}_{t+1}.\eta.\tilde{\pi}_{t+1}}\right) \quad (۴۳)$$

$$\frac{\eta}{\tilde{c}_t} = (\beta.R_t^D)E_t\left[\frac{1}{\tilde{c}_{t+1}.\tilde{\pi}_{t+1}}\right] \quad (۴۴)$$

$$\frac{\eta}{\tilde{c}_t} = \left(\frac{\beta}{\tilde{e}_t}\right)E_t\left[\left(\frac{1}{\tilde{c}_{t+1}}\right)\{r_{t+1}^k + (1-\delta)\tilde{e}_{t+1}\}\right] \quad (۴۵)$$

$$\eta.\tilde{k}_{t+1} = (1-\delta)\tilde{k}_t + \tilde{\imath}_t \quad (۴۶)$$

$$r_t^k = \left(\frac{1}{q_t}\right)\alpha\left(\frac{\tilde{y}_t}{\tilde{k}_t}\right) \quad (۴۷)$$

$$\widetilde{w}_t = \frac{\left(\left(\frac{1}{q_t}\right)(1-\alpha)\left(\frac{\tilde{y}_t}{\tilde{n}_t}\right)\pi_{t+1}.\eta.\tilde{c}_{t+1}\right)}{\beta R_t^L \tilde{c}_t} \quad (۴۸)$$

$$q_t^{-1} = \frac{\theta-1}{\theta} + \frac{\emptyset_p}{\theta}\left(\frac{\pi_t}{\overline{\pi}} - 1\right)\left(\frac{\pi_t}{\overline{\pi}}\right) - \quad (۴۹)$$

$$\beta\frac{\emptyset_p}{\theta}E_t\left[\left(\frac{\pi_{t+1}}{\overline{\pi}} - 1\right)\left(\frac{\pi_{t+1}}{\overline{\pi}}\right)\left(\frac{\tilde{c}_t}{\eta\tilde{c}_{t+1}}\right)\left(\frac{\tilde{y}_{t+1}}{\tilde{y}_t}\eta\right)\right]$$

$$R_t^L = \frac{R_t^D}{(1-\gamma_t^D)} + \frac{\eta\tilde{c}_{t+1}\pi_{t+1}\left((1-\gamma^D)-1\right)}{\beta\tilde{c}_t(1-\gamma^D)} \quad (۵۰)$$

$$log\left(\frac{R_t^D}{\overline{R^d}}\right) = \alpha_R\, log\left(\frac{R_{t-1}^D}{\overline{R^d}}\right) + (1-\alpha_R)\left\{\alpha_\pi\, log\left(\frac{\pi_t}{\overline{\pi}}\right) + \alpha_y\, log\left(\frac{\tilde{y}_t}{\bar{y}}\right)\right\} + \varepsilon_{Rt} \quad (۵۱)$$

$$\tilde{y}_t = \left(\tilde{k}_t\right)^{\alpha}(A_t n_t)^{(1-\alpha)} \quad (۵۲)$$

$$\log(A_t) = (1-\rho_A)\log(\bar{A}) + \rho_A\log(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \quad (۵۳)$$

$$\tilde{l}_t = \widetilde{w}_t n_t \quad (۵۴)$$

$$\tilde{l}_t = \left(\frac{(1-\gamma^D)}{(1-\varphi_t)}\right)\widetilde{dd}_t \quad (۵۵)$$

$$\widetilde{mb}_t = \widetilde{dc}_t + e_t\widetilde{fr}_t \quad (۵۶)$$

$$\widetilde{m}_{t=}\widetilde{mb}_t - \left(\gamma^D\left(\frac{\widetilde{dd}_t}{(1-\varphi_t)}\right)\right) \quad (۵۷)$$

$$e_t\widetilde{fr}_t = \frac{e_t\widetilde{fr}_{t-1}}{\pi_t^*} + e_t\widetilde{oil}_t - e_t\tilde{\imath}_t - (R_t^D - 1)\left(\frac{\varphi_t}{1-\varphi_t}\right)\widetilde{dd}_t \quad (۵۸)$$

$$\log(oil_t) = (1-\rho_{oil})\log\left(\overline{oil}\right) + \rho_{oil}\log(oil_{t-1}) + \varepsilon_{oilt} \quad (۵۹)$$

$$\log(g_t) = \left(1-\rho_g\right)\log(\bar{g}) + \rho_g\log(g_{t-1}) + \varepsilon_{gt} \quad (۶۰)$$

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

$$\tilde{g}_t - \tilde{t}_t - \left(\gamma^o . \widetilde{oil}_t . e_t\right) = \widetilde{dc}_t - \left(\frac{\widetilde{dc}_{t-1}}{\eta . \pi_t}\right) \quad (۶۱)$$

$$\tilde{t}_t = \rho_1 . \tilde{y}_t \quad (۶۲)$$

$$log\left(\frac{e_{t+1}}{e_t}\right) = (R_t^D - R_t^*) - E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_{uipt} \quad (۶۳)$$

$$\varphi_t = \rho_2(R_t^* - R_t^{**}) \quad (۶۴)$$

$$log(R_t^{**}) = (1 - \rho_{R^{**}})\, log(R^{**}) + \rho_{R^{**}}\, log(R_{t-1}^{**}) + \varepsilon_{R^{**}t} \quad (۶۵)$$

$$\tilde{y}_t = \tilde{c}_t + \tilde{g}_t + \frac{\emptyset_p}{2}\left(\frac{P_{jt}}{\pi P_{jt-1}} - 1\right)^2 \tilde{y}_t \quad (۶۶)$$

بر این اساس سیستم معادلات این مقاله شامل ۲۵ معادله و ۲۵ متغیر مجهول است. قدم بعدی محاسبه وضعیت باثبات و ارزش متغیرها در این وضعیت است که پیش از آن باید اشاره کرد در تعادل پایدار ارزش متغیرها مستقل از دوره زمانی بوده و بنابراین سیستم معادلات این مقاله نیز فارغ از زمان بر اساس ارزش پارامترهای برون‌زا حل شده و مقادیر اولیه برای متغیرهای درون‌زا محاسبه شده است که به این مرحله کالیبره‌کردن مدل اطلاق می‌شود. شایان ذکر است مدل به روش غیرخطی حل و مقادیر اولیه استخراج شده‌اند.

۵ – ۲. مقداردهی پارامترها و ارزش اولیه متغیرهای مدل

مدل مورد استفاده در این مقاله دارای ۲۰ پارامتر بوده که به نحوی کالیبره شده‌اند تا ویژگی‌های اصلی اقتصاد ایران را در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۶ منعکس کنند. برای این منظور از داده‌های فصلی پس از تعدیل فصلی که مورد روندزدایی قرار گرفته‌اند، استفاده شده است. معرفی پارامترها و نحوه محاسبه آن‌ها در جدول ۱ پیوست ۱ این مقاله آمده است. از آنجا که مدل این مقاله به صورت غیرخطی حل شده است، نیاز است مقادیر اولیه که برای متغیرهای مدل به دست آمده نیز گزارش شود که در جدول (۱) به آن‌ها پرداخته می‌شود.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

جدول ۱. مقادیر اولیه متغیرهای درون‌زای مدل

ردیف	نام متغیر	نماد	مقدار در مدل پایه (ادغام مالی صفر)	مقدار در سناریوی ادغام مالی
۱	نرخ دستمزد نیروی کار	w_t	۲/۶	۲/۴۹۶
۲	ساعات کاری	n_t	۰/۱۴۵۳	۰/۱۴۵۳
۳	هزینه‌های مصرفی خصوصی	c_t	۰/۸	۰/۷۶۸
۴	حجم پول حقیقی	m_t	۰/۶۳	۰/۶۰۴۸
۵	نرخ تورم	pi_t	۱/۰۲۲	۱/۰۲۲
۶	نرخ بهره حقیقی ناخالص سپرده‌های بانکی	R_t^D	۱/۰۵	۱/۰۵
۷	نرخ بهره حقیقی سرمایه	r_t^k	۰/۰۵۵	۰/۰۶
۸	موجودی سرمایه	k_t	۶/۸۸	۶/۱۳۷
۹	سرمایه‌گذاری	i_t	۰/۲۵۴۵	۰/۲۲۶۴
۱۰	مارک آپ قیمت	q_t	۱/۳۱۵	۱/۳۱۵
۱۱	نرخ بهره حقیقی ناخالص وام بانکی	R_t^l	۱/۰۶	۱/۰۶
۱۲	تولید ناخالص داخلی بدون نفت	y_t	۱	۰/۹۶
۱۳	سطح تکنولوژی	A_t	۱	۱
۱۴	اعتبارات بانکی پرداختی	l_t	۰/۳۷۸	۰/۳۶۳
۱۵	حجم سپرده داخلی	dd_t	۰/۴۴	۰/۰۸۴
۱۶	اعتبارات داخلی بانک مرکزی	dc_t	۰/۳۷	۰/۱۰۸
۱۷	خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی	fr_t	۰/۳۱۳	۰/۴۹۵
۱۸	درآمدهای نفتی	oil_t	۰/۲۶	۰/۲۴۹۶
۱۹	مخارج دولتی	g_t	۰/۲۲	۰/۲۱۱۲
۲۰	مالیات	t_t	۰/۰۹۸	۰/۰۹۴
۲۱	نرخ واقعی ارز	e_t	۱/۰۵۵	۱/۱۳۷۳
۲۲	متغیر ادغام	φ_t	۰	۰/۸
۲۳	نرخ بهره موثر	R_t^*	۱/۰۳۳	۱/۰۳۳
۲۴	نرخ بهره خارجی	R_t^{**}	۱/۰۱	۱/۰۱
۲۵	پایه پولی	mb_t	۰/۷	۰/۶۷۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

۵ – ۳. ارزیابی برازش مدل

در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی آنچه به طور معمول پیش از بررسی توابع واکنش مورد دقت و ارزیابی قرار گرفته و از معیارهای برازش مدل است، مقایسه گشتاورهای مرتبه اول و دوم تولید شده توسط مدل با گشتاورهای داده‌ها در دنیای واقعی است که در جدول زیر این مقایسه برای برخی متغیرهای مهم مدل پایه صورت گرفته است. جدول ۲ نشان دهنده نتایج این مقایسه است. همچنین برای مقایسه از نسبت متغیرها به تولید ناخالص داخلی غیرنفتی استفاده شده است.

جدول ۲. مقایسه گشتاورهای مرتبه اول و دوم مدل و دنیای واقعی برای مدل پایه

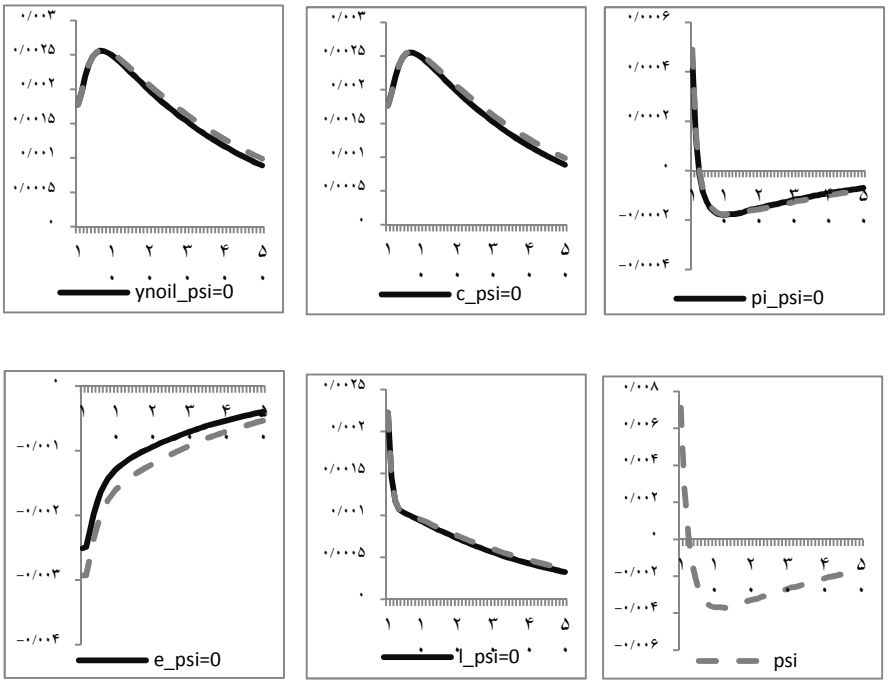
نام متغیر	میانگین		انحراف معیار	
	مدل	داده واقعی	مدل	داده واقعی
تولید غیرنفتی	۱/۰۲	۱	۰/۰۵	۰/۰۸
مخارج دولتی	۰/۲	۰/۱۵	۰/۰۴	۰/۰۳۵
سرمایه گذاری	۰/۲۶	۰/۳	۰/۰۶	۰/۰۶۵
درآمدهای نفتی	۰/۲۶	۰/۳۱	۰/۰۴	۰/۱

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵ – ٤. بررسی توابع عکس‌العمل آنی

در این قسمت واکنش متغیرهای کلیدی مدل در پاسخ به شوک‌های نفتی و شوک بهره‌وری در دو سناریوی بسته و باز(مقدار اولیه متغیر ادغام مالی در شرایط پایدار ۰/۸) ارائه می‌شود. لازم به ذکر است سناریوی ادغام صفر شرایط فعلی اقتصاد ایران را نشان می‌دهد که حساب سرمایه در آن عمدتا بسته است و در سناریوی دیگر که مربوط به ادغام مالی است، متغیر ادغام مالی در حالت پایدار مدل رقم مثبتی به خود می‌گیرد که نشان‌دهنده استفاده از سپرده‌های خارجی در ترکیب کلی سپرده‌های کشور است. همچنین برای دست-یابی به دید وسیع‌تر در زمینه واکنش متغیرهای هدف در سناریوی ادغام مالی که تمرکز اصلی این مقاله است، می‌توان به پیوست ۲ مراجعه کرد. نمودار ۱ نتایج مربوط به شوک مثبت نفتی را نشان می‌دهد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]



نمودار ۱. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده در برابر شوک نفتی

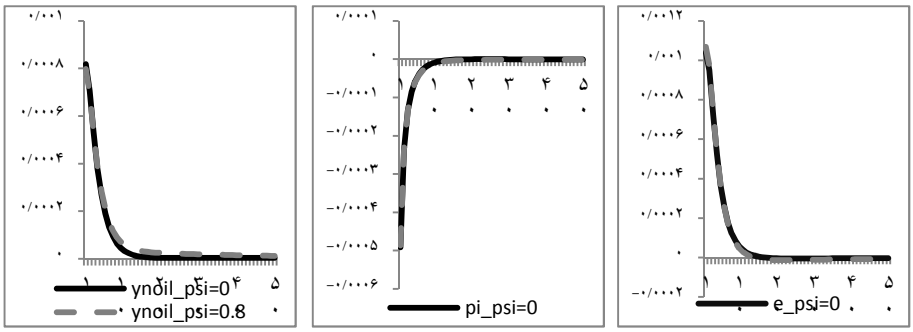
در این نمودار متغیرهای تولیدغیرنفتی، مصرف، نرخ ارز حقیقی، تورم، وام‌های اعطایی و ضریب ادغام به ترتیب با حروف ynoil، c ، e ، pi ، l و psi مشخص شده‌اند. همانطور که مشاهده می‌شود در پاسخ به شوک نفتی، سطح تولید و مصرف افزایش می‌یابد. همچنین افزایش اولیه شدیدی در تورم ایجاد می‌شود که با کاهش نرخ ارز حقیقی و افزایش موجودی سرمایه در اقتصاد همراه می‌شود[۱]. از طرفی افزایش حاصل شده در تقاضای سپرده به همراه شوک مثبت نفتی و افزایش تقاضای بنگاه‌ها برای دریافت وام‌های اعطایی واسطه‌گران مالی، منجر به افزایش حجم وام‌دهی در اقتصاد می‌شود که اثرات مثبت آن بر رونق تولید منعکس می‌شود. در مقایسه دو حالت بسته و باز، همانطور که دراشکال

۱. این نتایج با سایر مطالعات صورت گرفته که تمرکز بیشتری بر الگوسازی بخش نفت داشته‌اند از جمله کیانی و همکاران (۱۳۹۸) و ممی پور و عبدی (۱۳۹۷) نیز سازگار است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

نمودار ۱ مشخص است، افزایش تولید در مدل با ادغام مالی به میزان اندکی شدیدتر اتفاق می‌افتد. این مساله می‌تواند انعکاس افزایش متغیر ادغام مالی پیرو شوک مثبت نفتی باشد. از آنجا که کل سپرده‌های جذب شده در واسطه‌گری‌های مالی، از مجموع سپرده خانوارهای داخلی و سپرده‌های خارجی بدست می‌آید، افزایش ادغام مالی سهم سپرده‌های خارجی را در کل سپرده‌ها افزایش داده و این به معنای کمتر شدن سهم سپرده‌های داخلی است که انتظار می‌رود با کاهش سهم پس‌انداز از درآمد خانوارها و افزایش سهم مصرف و از آنجا اتبساط اقتصاد از کانال تقاضای کل همراه شود. همچنین افت بیشتر نرخ ارز حقیقی در حالت باز و با توجه به اینکه نرخ تورم تفاوت محسوسی در دو حالت نداشته است می‌تواند ناشی از کاهش شدیدتر نرخ ارز اسمی در حالت باز باشد، این اتفاق توان واردات سرمایه را افزایش داده و اثر مثبت بیشتری بر تولید به جا می‌گذارد.

شوک دیگری که مورد بررسی قرار می‌گیرد، شوک بهره‌وری است. واکنش متغیرهای کلیدی مدل در پاسخ به این شوک در نمودار ۲ به نمایش گذاشته شده است. با توجه به اینکه در این شوک تفاوت چندانی در نتایج دو حالت بسته و باز مشاهده نشده است، از تعداد متغیرهای کمتری برای تحلیل استفاده شده است. همچنین برای دست‌یابی به دید وسیع‌تر در زمینه واکنش متغیرهای هدف در سناریوی ادغام مالی که تمرکز اصلی این مقاله است، می‌توان به پیوست ۳ مراجعه کرد.



نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده در برابر شوک تکنولوژی

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

همانطور که مشاهده می‌شود واکنش متغیرهای مدل در پاسخ به شوک تکنولوژی مطابق انتظار است. تولید و مطابق آن مصرف افزایش می‌یابد، با توجه به افزایش عرضه، سطح تورم کاهش یافته و نرخ ارز حقیقی را افزایش می‌دهد. با توجه به اینکه کانال اثرگذاری تغییرات حساب سرمایه عمدتا در این مدل از مسیر تراز پرداخت‌ها و تغییرات نرخ ارز است، شوک تکنولوژی که ماهیت درونی دارد در دو حالت تفاوت قابل توجهی در نتایج ایجاد نمی‌کند.

٦. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

باز شدن اقتصاد کشور به روی جریانات مالی بین‌المللی از کانال‌های متفاوت قادر به اثرگذاری بر نوسانات متغیرهای داخلی اقتصاد در پاسخ به شوک‌ها است. در این مقاله تلاش شده است تا با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، امکانی برای بررسی تاثیر سناریوی ادغام مالی برای اقتصاد ایران از زاویه نوسانات ایجاد شود. در این راستا شرایطی در مدل طراحی شده است که امکان ورود و خروج سرمایه از کانال سپرده‌گذاری خارجی در داخل کشور ایجاد شود به گونه‌ای که ادغام مالی (در این مقاله نشان دهنده درصدی از کل سپرده‌ها که از خارج کشور جذب سیستم بانکی شده)، متناسب با تغییرات نرخ بهره موثر داخلی به نسبت نرخ بهره برون‌زای جهانی امکان تغییر داشته باشد.

نتایج این مقاله نشان می‌دهند در پاسخ به شوک تکنولوژی تفاوت محسوسی در واکنش متغیرهای مدل در دو حالت بسته بودن حساب سرمایه (وضع موجود) و باز شدن آن(سناریوی ادغام مالی) دیده نمی‌شود اما در پاسخ به شوک نفتی، نوسان متغیرهای تولید، مصرف، نرخ ارز حقیقی و متغیرهای سیستم بانکی از جمله سپرده‌های دریافتی و وام‌های اعطایی در حالت ادغام مالی کمی بیشتر بوده ولی در ارتباط با تورم تفاوت چشمگیری مشاهده نمی‌شود. در توضیح این نتایج باید به این نکته نیز اشاره کرد که در بررسی تاثیرات

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

ادغام مالی بر واکنش متغیرها به شوک‌ها نقش اصطکاک‌های مالی[1] گنجانده نشده است. این در حالی است که در صورت ورود کانالی برای لحاظ کردن آن‌ها، امکان تشدید یا تخفیف اثرگذاری ادغام مالی بر ایجاد نوسانات وجود دارد. همچنین رژیم ارزی که در اینجا منظور شده، رژیم غیرشناور است و تغییر آن به رژیم شناور ارزی نیز می‌تواند بر کیفیت نتایج اثرگذار باشد.

توصیه‌های سیاستی برگرفته از نتایج این مقاله را می‌توان در دو دسته کلی و جزئی مطرح ساخت. در حالت کلی و با توجه به اینکه تغییر در دو سناریوی بررسی شده در این مقاله در هیچ یک از شوک‌ها شدید گزارش نشده است، چنانچه از بعد نوسانات به باز شدن حساب سرمایه پرداخته شود، پیشنهاد می‌شود این سیاست در شرایطی دنبال شود که بازار مالی داخلی از سطح توسعه یافتگی مناسبی برخوردار باشد و در غیر این صورت حتما به صورت جداگانه در مطالعاتی به بررسی شیوه اثرگذاری ادغام مالی در شرایط وجود اصطکاک‌های داخلی پرداخته شود. به صورت جزئی نیز باید اشاره کرد با توجه به اینکه در شوک نفتی تفاوت اندکی در واکنش متغیرها دیده شده است، متناسب با تغییرات حساب سرمایه می‌توان از سیاست‌های مناسب ارزی و یا بودجه‌ای به منظور کاهش نوسانات متغیرهای کلیدی اقتصاد در پاسخ به شوک‌ها در شرایط ادغام مالی استفاده شود.

تقدیر و تشکر

مقاله حاضر بخشی از پایان‌نامه دوره دکتری رشته علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی می‌باشد که نویسندگان از حمایت‌های این دانشکده تشکر می‌نمایند.

1 . Financial Friction

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

منابع و مآخذ

- Aghion, P., Banerjee, A., and Piketty, T. (1999). Dualism and macroeconomic volatility. *Quarterly Journal of Economics 114*, pp 1359–1397.
- Atta-Mensah, J. Dib, Ali. (2008). Bank lending, credit shocks, and the transmission of Canadian monetary policy, *International Review of Economics and Finance*, 17, pp. 159–176.
- Bhattacharya, R., Patnaik, I., and Pundit, M. (2013). Emerging Economy Business Cycles: Financial Integration and Terms of Trade Shocks. *IMF Working Paper*, WP/13/119, pp 1-26.
- Buch, C. M., and Pierdzioch, Ch. (2005). The Integration of Imperfect Financial Markets: Implications for Business Cycle Volatility. *Kiel Institute for the World Economy* 24105.
- Cacciatore, M., Ghironi, F., and Lee, Y. (2016). Financial Market Integration, Exchange Rate Policy, and the Dynamics of Business and Employment in Korea. *Journal of The Japanese and International Economies*, doi: 10.1016/j.jjie.2016.09.002.
- Cakici, S.M. (2011). Financial Integration and Business Cycles in a Small Open Economy. *Journal of International Money and finance 30*, pp 1280-1302.
- Chinn, M.D., and Zhang, Y. (2015). Uncovered Interest Parity and Monetary Policy Near and Far from the Zero Lower Bound. *NBER Working Paper No. 21159.*
- Cicco, G.J., Pancrazi, R., and Uribe, M. (2010). Real Business cycles in emerging Countries?. *American Economics Review 100*, pp 2510-2531.
- Daliri, H., and Mehrgan, N. (2015). The Anatomy of DSGE Models with Banking Industry for Iran's Economy. Iranian Journal of Economic Studies, Vol. 4, No. 2, 17-49.
- Duncan, R (2002). How Well Does a Monetary Dynamic Equilibrium Model Account for Chi lean Data? *Central Bank of Chile Working Vol. 190.*
- Evans, M.D.D., and Hnatkovska, V.V. (2007). International Financial Integration and the Real Economy. *IMF Staff Papers. Vol.54, No.2*. pp 220-269.
- Falagiarda, M., and Saia, A. (2013). Credit Endogenous Collateral and Risky Assets: A DSGE Model. *Quaderni - Working Paper DSE No.916.*
- Kalemli-Ozcan, S., Sorensen, B., and Yosha, O. (2003). Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence. *American Economic Review 93*, pp 903–918.
- Kiani, A., Eslamloueyan, K., Shahnazi, R., and Rostamzadeh, P. (2020). The Effect of the Origin of Oil Price Shocks on Macroeconomic

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

Dynamics in an Oil-Exporting Country: An Open DSGE Model. *Journal of Economic Modeling Research*, 10 (38) :7-44. {In Persian}
- Kose, M.A., Prasad, E.S., and Terrones, M. E. (2006). How Do Trade and Financial Integration Affect the Relationship Between Growth and Volatility. *IZA Discussion Papers. No.2252*.
- Kose, M.A., Prasad, E.S., and Terrones, M. E. (2007). How Does Financial Globalization Affect Risk Sharing? Patterns and Channels. *IZA Discussion Papers. No.2903*.
- Li, Zh., Liu, L. (2018). Financial globalization, domestic financial freedom and risk sharing across countries, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, vol. 55, issue C, 151-169.
- Mamipour, S., and Abdi, H. (2019). The Effects of Oil Price Shocks on Transitional Dynamics of Business Cycles in Iran: Markov Switching Model with Time Varying Transition Probabilities (MS-TVTP). *Journal of Economic Modeling Research*, 9 (34) :31-70. {In Persian}
- Mohammadzadeh Asl, N., Sabri Baghaee, A., and Modir rosta, M.R. (2008). Factors Affecting FDI Flows into in Developing Countries. *Journal of Financial Economics*, Volume 5 , Number 2. {In Persian}
- Mojtahed A., and Ahmadian Yazdi, A. (2010). The Effects of Financial Liberalization on Economic Growth (MENA Region Countries). *Money and Economy (Persian)*, Volume 2, Number 2. {In Persian}
- Obstfeld, M., and Rogoff, K. (1998). Foundations of International Macroe*conomics. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.*
- Önder, Z., Özyıldırım, S. (2019). Foreign banks and short-term macroeconomic fluctuations: Do financial development and regions matter?. *Economic Systems*, Volume 43, Issue 1, Pages 63-76.
- Prasad, E.S., Rogoff, k., Wei, Sh, J., and Kose, M.A. (2003). Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence. *IMF Occasional Paper 220.*
- Ratanavararak, L. (2018). The Impact of Imperfect Financial Integration and Trade on Macroeconomic Volatility and Welfare in Emerging Markets. *PUEY UNGPHAKORN Institute for Economic Research, Discussion Paper No.79.*
- Reinhart, C. M., and Reinhart, V. R. (2001). What Hurts Most? G-3 Exchange Rate or Interest Rate Volatility. *NBER Working Paper No. 8535* (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- Shahhosseini, S., and Bahrami, J. (2013). Designing a New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Iran's Economy with Banking Sector. *Iranian Journal of Economic Research*, Volume:17 Issue: 53. {In Persian}

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

- Shahrestani, H., and Arbabi, F. (2009). DSGE Approach for Iran's Business Cycles. *Journal of Economic Research*, Volume 32, Issue 9. {In Persian}
- Steffen, C.G. (2012). Business Cycles and Financial Intermediation in Emerging Economies, *DIW Berlin, Mohrenstraße 58, 10117 Berlin, Germany*.
- Taghipour, A., and Esfahanian, H. (2016). Government Spending and the Transmission Channels of Their Effects on Macroeconomic Variables: A DSGE Approach. *Journal of Financial Economics (Financial Economics and Development)*, Volume 10, Number 35; Page(s) 75 To 102. {In Persian}
- Tayebi, K., Sameti, M., Abbaslou, Y., and Eshraghi Samani, F. (2009). Effects of Financial Liberalization and Development on Iran's Economic Growth. *Journal of Quantitative Economics*, Volume 3, Issue 6. {In Persian}
- Yao, W. (2019). International Business Cycles and Financial Frictions, *Journal of International Economics*, https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.03.002.
- Zheng, T. (2015). Financial Integration, Financial Frictions and Business Cycles of Emerging Market Economies. *University of Colorado Boulder Working Paper No.15-03.*

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

پیوست ۱

جدول ۱. معرفی پارامترها و نحوه محاسبه آن‌ها

پارامتر	نماد	مقدار	منبع محاسبه
پارامتر عرضه نیروی کار در تابع مطلوبیت	ψ_n	۳/۲۵	بر اساس بهینه‌یابی بخش خانوار و به منظور سازگاری نسبت متغیرهای اساسی سیستم با نسبت-های کلیدی اقتصاد ایران [۱]
پارامتر حجم حقیقی پول در تابع مطلوبیت	ψ_m	۰/۰۳۷	بر اساس بهینه‌یابی بخش خانوار و به منظور سازگاری نسبت متغیرهای اساسی سیستم با نسبت-های کلیدی اقتصاد ایران
پارامتر متناسب با نرخ رشد اقتصاد ایران	η	۱/۰۱۲	محاسبات محقق بر اساس داده‌های فصلی و روندزدایی شده تولید غیرنفتی
نرخ تنزیل ذهنی	β	۰/۹۸۵	محاسبات محقق بر اساس داده‌های نرخ سپرده و بهینه‌یابی بخش خانوار
نرخ استهلاک سرمایه	δ	۰/۰۲۵	محاسبات محقق بر اساس داده‌های موجود
سهم سرمایه در تابع تولید	α	۰/۵	به منظور سازگاری نسبت متغیرهای اساسی سیستم با نسبت‌های کلیدی اقتصاد ایران و همچنین سایر مقالات موجود برای ایران
کشش جانشینی میان گروه‌های مختلف کالاها	θ	۴/۱۸	متناظر با مارک آپ حدود ۳۰ درصدی بنگاه‌ها
ضریب خودهمبستگی شوک بهره-وری	ρ_A	۰/۷	بر اساس نتایج رگرسیون
ضریب خودهمبستگی شوک نفتی	ρ_{oil}	۰/۷	بر اساس نتایج رگرسیون
ضریب خودهمبستگی شوک مخارج دولت	ρ_g	۰/۸۵	بر اساس نتایج رگرسیون
نرخ مالیات بر درآمد	ρ_1	۰/۰۹۸	نزدیک به نسبت درآمدهای مالیاتی به درآمد ملی (غیرنفتی)
نرخ ذخیره قانونی	γ^d	۰/۱۵	ساده‌سازی با در نظرگرفتن نرخی نزدیک به نرخ بانک مرکزی

۱. در محاسبات مربوط به کالیبره کردن پارامترها دقت شده است نسبت‌های حائز اهمیت برای مثال نسبت مصرف به تولید و امثال آن با حقایق اقتصاد ایران سازگاری داشته باشد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

پارامتر	نماد	مقدار	منبع محاسبه
پارامتر هزینه تعدیل قیمت	$\emptyset_p$	۴۰	روابط مدل و مقادیر تعادل پایدار آمارهای موجود
وزن نرخ بهره سپرده‌های بانکی در سیاست پولی	α_R	۰/۵	به منظور سازگاری نسبت متغیرهای اساسی سیستم با نسبت‌های کلیدی اقتصاد ایران
وزن تورم در سیاست پولی	α_π	۱/۵	به منظور سازگاری نسبت متغیرهای اساسی سیستم با نسبت‌های کلیدی اقتصاد ایران
وزن تولید در سیاست پولی	α_y	۰/۰۱	به منظور سازگاری نسبت متغیرهای اساسی سیستم با نسبت‌های کلیدی اقتصاد ایران [1]
نرخ تورم خارجی	P^*	۱/۰۰۵	داده‌های آمریکا
سهم دولت از درآمدهای نفتی	γ^o	۰/۴	شبیه‌سازی
ضریب خودهمبستگی شوک نرخ بهره خارجی	$\rho_{R^{**}}$	۰/۷۵	محاسبات محقق متناسب با آمار جهانی
پارامتر سناریوسازی ضرایب ادغام	ρ_2	۰ -۳۴	شبیه‌سازی

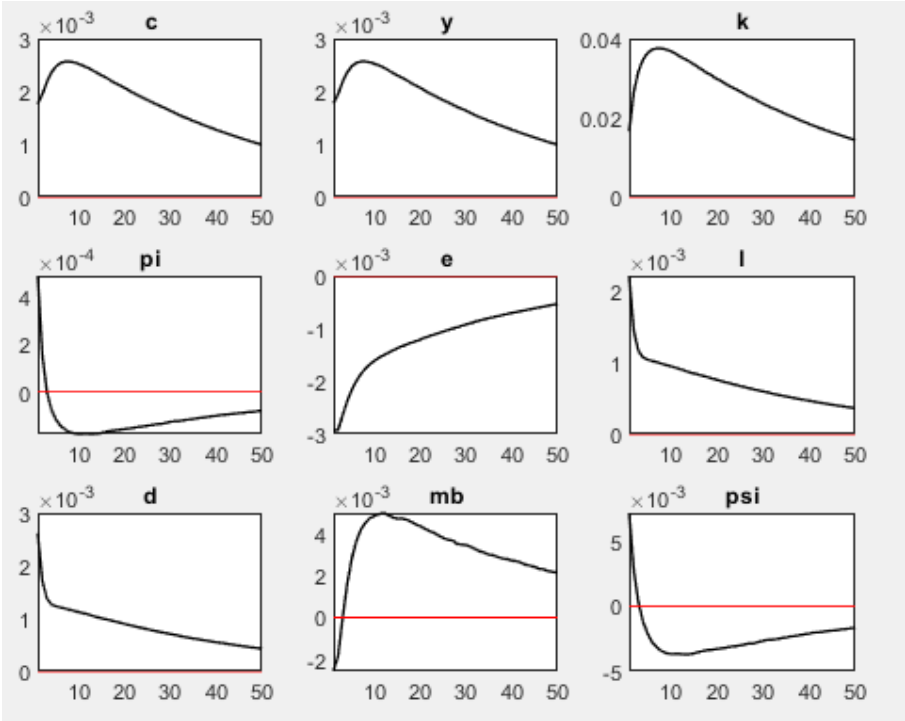
منبع: یافته‌های پژوهشگر

۱ . با توجه به وزن ناچیزی که اغلب به تولید در قاعده‌گذاری سیاست پولی داده می‌شود و برای اقتصاد ایران نیز چنین به نظر می‌رسد، این رقم در مطالعه فالاگیاردا و سایا(۲۰۱۳) صفر و در اینجا ۰،۰۱ در نظر گرفته شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

پیوست ۲

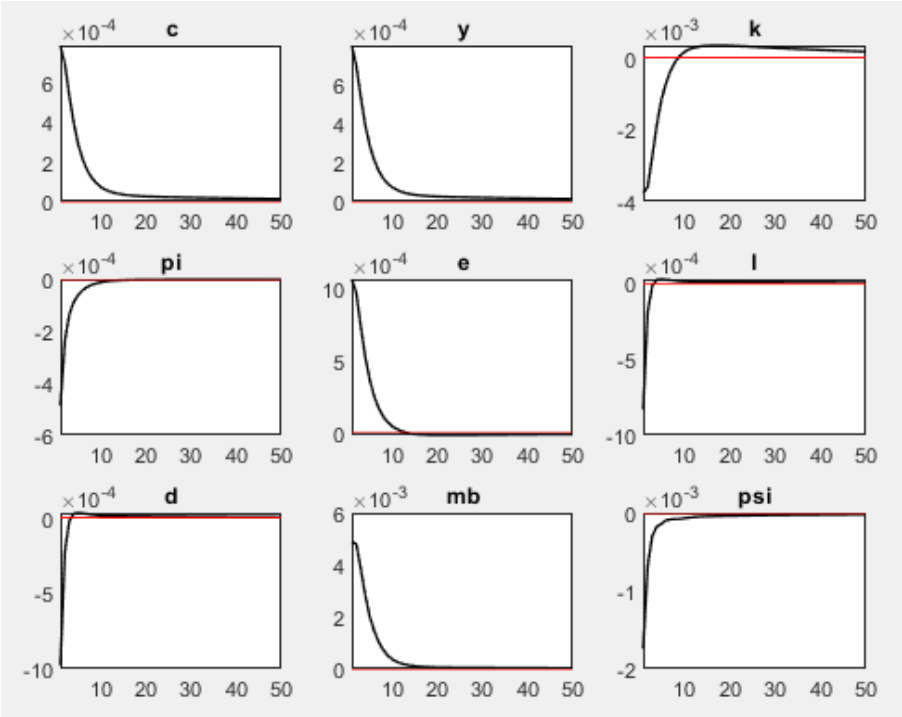
توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده در برابر شوک مثبت نفتی



[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

پیوست ۳

توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده در برابر شوک مثبت تکنولوژی



[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]
[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.39.5.2]

[DOI: 10.29252/jemr.10.39.7]

The Role of International Financial Integration in Production and Inflation Fluctuations in Iran: Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

Pegah Pasha Zanous[1]**; Javid Bahrami**[2]
Hossein Tavakkolian[3]**; Taymour Mohammadi**[4]

Received: 2019/10/20 Accepted: 2020/03/10

Abstract

The effects of International financial integration on the fluctuations of variables in response to shocks are a matter of heavily concentrated literature of the business cycle in recent years. In this paper, a New Keynesian DSGE model is developed in which there is a channel for capital account changes through the foreign deposit's inflow and outflow. Then the effects of financial integration are simulated. The integration factor is defined by the percentage of the total foreign deposits absorbed by the banking system. This coefficient could change due to changes in effective domestic interest rate and global interest rate. This paper shows in presence of oil shocks, the fluctuation of production, consumption, real exchange rate and variables of the banking system such as deposits and loans, is higher in financial integration but there is no significant difference in inflation. In presence of technology shocks, there is no significant difference.

Keywords: Financial Integration, DSGE, Macroeconomics Fluctuations.
JEL Classification: G15 ،F15 ،F32 ،F34

1 . Ph.D. Candidate At Allameh Tabataba'i University, Email:Pasha.pegah916@gmail.com
2. Associate Prof. at Department of Business Economics, Allameh Tabataba'i University, (Corresponding Author), Email: Javid_bahrami@yahoo.com
3. Associate Prof. at Department of Business Economics, Allameh Tabataba'i University, Email: tavakolianh@gmail.com
4. Associate Prof. at Department of Theoretical Economics, Allameh Tabataba'i University, Email: atmahmadi@gmail.com