فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره‌ی ۱۵. شماره‌ی ۱. بهار ۱۳۹۷. صص ۱۰۸- ۸۷
Archive of SID

شبیه‌سازی اثر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر مصرف مواد غذایی و غیر غذایی: رویکرد DSGE

امین پورمقدم [*]، حسین مهرابی بشرآبادی [**]، سید عبدالمجید جلایی [***] و حمیدرضا میرزایی [****]

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۱۲/۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۲۹

چکیده

کشورهای در حال توسعه، به‌واسطه‌ی سهم بزرگ بخش کشاورزی مشخص می‌شوند و در این کشورها قیمت و مصرف مواد غذایی از حساسیت بیشتری برخوردار است. با توجه به نیازهای معیشتی مردم، شوک‌ها در این کشورها بسیار پرهزینه هستند. اعمال سیاست‌های مختلف، می‌تواند باعث تغییرات اساسی در قیمت مواد غذایی و به تبع آن مصرف مواد غذایی شود. پژوهش حاضر تلاش دارد که اثر شوک‌های پولی، مالی و نفتی را بر قیمت و مصرف مواد غذایی در ایران، مورد بررسی قرار دهد. برای رسیدن به این هدف، از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد باز کوچک با توجه به خصوصیات اقتصادی کشور صادرکننده‌ی نفت استفاده شده است. پس از تبیین مدل، از روش کالیبراسیون برای تعیین مقادیر ورودی استفاده شد. نتایج حاصل از شبیه‌سازی متغیرهای مدل، اعتبار مدل در توصیف نوسانات اقتصادی را تأیید کرد. نتایج پژوهش، اثر مثبت شوک‌های پولی، مالی و نفتی را بر مصرف مواد غذایی در دوره‌ی مورد بررسی نشان می‌دهند؛ همچنین بر اساس نتایج، شوک‌های پولی، اثر بیشتری نسبت به شوک‌های مالی و نفتی دارند.

طبقه بندی JEL: E22 ، E27، E52، E62

واژه‌های کلیدی: *تعادل عمومی پویای تصادفی، شوک پولی و مالی، مصرف مواد غذایی*

[*] دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، بخش اقتصادکشاورزی، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

[**] استاد بخش اقتصادکشاورزی، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)، (hmehrabi@uk.ac.ir).

[***] استاد بخش اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

[****] استادیار بخش اقتصادکشاورزی، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

شاخص قیمت مواد غذایی جهانی فائو بین ژانویه‌ی ۲۰۰۶ و ژوئن ۲۰۰۸ و سپس بین دسامبر ۲۰۰۸ تا دسامبر ۲۰۱۰ بیش از ۵۰ درصد افزایش یافت (پوروی و همکاران[1]، ۲۰۱۶). این نوسانات زیاد در قیمت مواد غذایی جهانی، تورم داخلی را به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای نوظهور تحریک کرد. این موضوع، بانک‌های مرکزی به‌خصوص بانک‌هایی را که در طول دهه‌ی گذشته در تعیین سیاست خود تورم را به عنوان هدف در نظر گرفته بودند، به چالش کشید. در کشورهای کم‌درآمد نسبت به دیگر کشورها، بخش مواد غذایی (کشاورزی) سهم بیشتری در تولید و مصرف دارد؛ علاوه بر این، نرخ تورم در کشورهای کم‌درآمد به طور معمول فرارتر از کشورهای توسعه‌یافته است و دارای سهم بیشتری در نوسانات قیمت نسبی غذاست (پورتیلو[2]، ۲۰۱۶).

کشورهای در حال توسعه به واسطه‌ی سهم بزرگ بخش کشاورزی مشخص می‌شوند؛ این جنبه‌ی بسیار مهمی در تجزیه و تحلیل اثرات شوک سیاست‌ها بر یک اقتصاد باز کوچک است. بحران اخیر موادغذایی به عوامل مختلفی نسبت داده می‌شود؛ از جمله گسترش تولید سوخت‌های زیستی، قیمت بالای نفت، شوک‌های برون‌زای عرضه، سیاست‌های دولتی، هزینه‌های بالای حمل‌ونقل، افزایش قیمت نهاده‌های کشاورزی، نوسانات ارزی و استفاده کالاهای تولیدی توسط سرمایه‌گذاران مالی (اوریتز و همکاران[3]، ۲۰۱۱). به‌طور کلی عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی را می‌توان به دو دسته‌ی عوامل داخلی و خارجی تقسیم کرد. در بین عوامل داخلی مؤثر بر قیمت مواد غذایی، سیاست‌های اجرایی دولت و بانک مرکزی در حوزه‌های مختلف اقتصاد از نقشی مهم برخوردار است. سیاست‌های اجرایی دولت در بخش پولی و مالی از کانال‌های مختلفی بر تعیین قیمت در اقتصاد تأثیر دارد که قیمت مواد غذایی نیز از این قاعده مستثنی نیست.

مصرف خصوصی به‌عنوان مهم‌ترین جزء از اجزای تقاضای کل، می‌تواند تحت تأثیر متغیرهایی چون نرخ بهره، مالیات، سطح عمومی قیمت‌ها و هزینه‌های دولتی قرار گیرد که همگی متأثر از سیاست‌های کلان اقتصادی دولت هستند. دولت‌ها جهت تحقق اهداف اقتصادی، ابزارهای مختلفی دارند که به مقتضای اهداف موردنظر و وضعیت‌های اقتصادی موجود و با توجه به توان و محدودیت‌های خود در قالب سیاست‌های مالی و پولی، درآمدی و سایر سیاست‌ها آن‌ها را به کار می‌برند (اشرفی‌پور، ۱۳۹۲).

[1] Pourroy et al.
[2] Portillo et al.
[3] Ortiz et al.

www.SID.ir

Archive of SID

در بررسی‌های انجام شده، مطالعه‌ی خاصی که به بررسی اثر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر قیمت مواد غذایی در ایران پرداخته باشد مشاهده نشد؛ لذا با توجه به نقش تعیین‌کننده‌ی قیمت در تأمین امنیت غذایی و دسترسی به مواد غذایی و تفاوت موجود بین اثر سیاست‌ها و شوک‌ها بر قیمت، مطالعه‌ی حاضر تلاش دارد که اثر شوک‌های پولی، مالی و نفتی را بر قیمت و مصرف مواد غذایی در ایران مورد بررسی قرار دهد. برای رسیدن به این هدف از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[۴] برای یک اقتصاد باز کوچک استفاده شده است. در همین راستا، پس از ذکر مقدمه، در بخش دوم، به بررسی مطالعات پیشین پرداخته شده است و سپس در بخش سوم مبانی نظری ارائه شده است؛ همچنین در بخش چهارم به تصریح الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران پرداخته شده است. در بخش پنجم نیز به تجزیه و تحلیل نتایج پژوهش و بررسی توابع عکس‌العمل حاصل از شبیه‌سازی مدل پرداخته شده و بخش پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از مباحث مطرح شده اختصاص یافته است.

۲- مطالعات پیشین

هر چند مطالعات بسیاری به بررسی آثار شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر متغیرهای مختلف پرداخته‌اند؛ همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، مطالعه‌ای که به بررسی اثر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر قیمت مواد غذایی در ایران پرداخته باشد، مشاهده نشد؛ همچنین در این زمینه، مطالعات تجربی خارجی محدودی صورت گرفته است. در ادامه به چند مورد از مطالعاتی که به نوعی با موضوع مطالعه در ارتباط است اشاره می‌شود.

۲-۱- مطالعات خارجی

کاتائو و چانگ[۵] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به دنبال پاسخ به این سؤال که سیاست پولی چگونه باید به نوسانات شدید قیمت جهانی غذا پاسخ دهد، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا پرداختند. آن‌ها برای بررسی این موضوع، یک اقتصاد باز را که در آن سهم موادغذایی وارداتی در مصرف زیاد است، در نظر گرفتند؛ همچنین آن‌ها به عنوان نوآوری به نرخ ارز حقیقی و نرخ مبادله‌ی تجاری اجازه دادند که در واکنش به شوک قیمت مواد غذایی در جهات مختلف حرکت کنند. این موضوع مبادله بین سیاست تثبیت قیمت‌های محصول و نرخ ارز حقیقی را بدتر می‌کند و میزان آن به سهم ریسک و کشش قیمتی صادرات بستگی دارد. آن‌ها به خصوصیات پویایی، سیاست پولی بهینه و کارایی نسبی قواعد عملی سیاست پولی توجه کردند. نتایج آن‌ها به این موضوع دلالت دارد که اگر اشتراک-

[4] Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
[5] Catão & Chang

www.SID.ir

Archive of SID

گذاری ریسک بین المللی کامل باشد، در قاعده‌ی سیاست پولی، هدف قرار دادن CPI (شاخص قیمت مصرف‌کننده) و CPI انتظاری بر هدف قرار دادن PPI (شاخص قیمت تولیدکننده) ترجیح دارد؛ امّا انحرافات ظاهراً خفیف نیز باعث می‌شود که PPI ارجحیت یابد.

پوروی و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی اثرات شوک‌های قیمت موادغذایی جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی با توجه به قوانین سیاست پولی متفاوت پرداختند. آن‌ها در مطالعه‌ی خود اشاره دارند که انتخاب تورم غیر غذایی به‌عنوان یک پروکسی برای تورم هسته، ممکن است برای کشورهای کم‌درآمد و یا با درآمد متوسط مناسب نباشد؛ زیرا در کشورهای با درآمد متوسط و کم درآمد، مواد غذایی و به صورت دقیق‌تر مواد غذایی تولید شده‌ی داخلی، سهم بزرگی از مصرف خانوارها را تشکیل می‌دهند و برای کالاهایی که صرفاً داخلی هستند، سیاست پولی، تأثیر زیادی بر تعیین قیمت آن‌ها دارد که ممکن است به افزایش رفاه منجر شود. در نهایت، نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که هر چه کشور فقیرتر باشد، سهم محصولات غذایی داخلی در مصرف بیشتر خواهد داشت و برای این کشورها، عدم توجه به تحوّل در قیمت مواد غذایی خسارت‌آورتر است.

پورتیلو و همکاران (۲۰۱۶) به مطالعه‌ی تأثیر در نظر گرفتن یک سطح حداقل غذای مورد نیاز در سیاست‌گذاری پولی و تورم پرداختند. آن‌ها حداقل نیاز معیشتی به غذا را به عنوان بخشی از مصرف در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای کینزی جدید در نظر گرفتند. در مطالعه‌ی آنان قیمت در بخش غذایی انعطاف‌پذیر و در بخش غیرغذایی چسبنده در نظر گرفته شده است. آن‌ها به بررسی چگونگی تأثیر تحول ساختاری درون‌زای ناشی از سطح معیشت بر پویایی اقتصاد، طراحی سیاست‌های پولی و نرخ تورم در سطوح مختلف توسعه می‌پردازند و با به‌کارگیری نسخه‌ی کالیبره‌ی مدل خود برای کشورهای غنی و فقیر به طور گسترده‌ای اثرات تورم را در طیفی از توسعه با توجه به نقش غالب تغییرات نسبی قیمت مواد غذایی کشورهای فقیر بررسی کردند؛ همچنین برای بررسی سیاست پولی از یک تابع رفاه گمشده استفاده کردند و نشان دادند که با وجود حضور یک سطح امرار معاش مواد غذایی، سیاست بهینه خواستار تثبیت کامل (در برخی موارد نزدیک به کامل) تورم قیمت چسبنده مواد غیر غذایی است. آن‌ها استدلال می‌کنند که در نظر گرفتن یک سطح حداقل معیشتی در تابع مصرف؛ علاوه بر افزایش زیان رفاه حاصل از اشتباهات سیاسی، خطر سیاست‌های پولی در مراحل اولیه توسعه را نیز تقویت می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

۲-۲- مطالعات داخلی

خداپرست شیرازی (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات سیاست پولی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران پرداخت. وی با استفاده از روش‌شناسی نسبتاً جدید الگوهای خودتوضیح برداری عامل تعمیم‌یافته (FAVAR) و داده‌های فصلی سری زمانی ۱۱۰ متغیر اقتصاد کلان ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۶۹، سیاست‌های پولی را مورد ارزیابی قرار داد. وی جهت ارزیابی سیاست‌های پولی، با توجه به اجرای قانون بانک‌داری بدون ربا، به‌جای نرخ بهره از چهار متغیر حجم نقدینگی، پایه‌ی پولی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش خصوصی، به عنوان ابزار پولی استفاده کرده است. نتایج نشان داد که اثر سیاست پولی بر تولید در کوتاه‌مدت چندان روشن نیست؛ امّا خنثایی پول در بلندمدت را می‌توان پذیرفت؛ ضمن آنه‌که اجرای سیاست پولی انبساطی اثر پایداری بر سطح عمومی قیمت‌ها نشان داد و در کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش تورم شده است؛ همچنین نتایج مقایسه دو الگوی FAVAR و VAR و استفاده از الگوی FAVAR جهت ارزیابی اثر سیاست‌های پولی نشان داد معمای قیمت در اقتصاد ایران بوجود نیامده است.

پیش‌بهار و جاودان (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با عنوان تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی در ایران به بررسی اثر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی در ایران پرداختند. آن‌ها در مطالعه‌ی خود از تکنیک جوهانسون- جوسیلیوس و مدل تصحیح خطا و داده‌های سالانه ۱۳۸۷-۱۳۵۲ استفاده کردند و شوک‌های پولی را نیز با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات استخراج نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد که در بلندمدت، شوک‌های پولی مثبت اثر معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی در ایران دارند؛ لذا آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که سیاستگذاری‌ها به گونه‌ای باشد که آثار منفی شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی به حداقل برسد.

منظور و تقی‌پور (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی آثار شوک‌های پولی و بودجه‌ی دولت و درآمدهای نفتی بر برخی متغیرهای بخش حقیقی و اسمی اقتصاد در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی از نوع مدل کینزی جدید که در آن سیاست‌گذاری پولی با رویکردهای قاعده و صلاحدیدی لحاظ شده است، پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که شوک‌های پولی نقشی مهم در ایجاد تورم داشته است؛ ولی میزان اثرگذاری شوک پولی بر متغیرها در سیاست‌گذاری به روش قاعده و صلاحدیدی تا حدودی متفاوت است. شوک‌های مالی متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد را تحریک می‌کنند؛ ولی نکته‌ی قابل توجه آن است که بودجه‌ی عمرانی دولت، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به صورت آنی افزایش نداده است؛ ولی با وقفه‌ی سرمایه‌گذاری خصوصی تحریک می‌شود که این امر ممکن است به دلایل مختلفی؛ نظیر طولانی بودن اجرای پروژه‌های عمرانی و کم دقتی در انتخاب

www.SID.ir

Archive of SID

پروژه‌ها اتفاق بیفتد. در هنگام وقوع شوک‌های نفتی نیز نتایج نشان داد که به دلیل وابستگی ساختار اقتصادی کشور به درآمدهای ارزی حاصل از نفت، کلیه‌ی متغیرها در نتیجه این شوک متأثر می‌شوند.

۳- مبانی نظری

اقتصاد به عنوان یک سیستم تعادل عمومی پویای توأم با چسبندگی‌های اسمی از جمله چسبندگی قیمت در نظر گرفته می‌شود. در حالت کلی، در یک سیستم تعادل عمومی، بخش‌های اقتصادی را به دو صورت می‌توان تفکیک کرد:

۱- در حالت اول، دولت و متغیرهای وابسته به آن در تعیین تعادل و مسیر متغیرهای عمده اقتصادی نقشی ندارند. در این حالت الگوی اقتصادی تنها از دو بخش خانوار و بنگاه تشکیل می‌شود. نظریه‌ی سیکل تجاری حقیقی نئوکلاسیک‌ها در این دسته از مدل‌سازی قرار می‌گیرد که در آن دولت نقشی در تعادل اقتصادی ندارد.

۲- در حالت دوم، با در نظر گرفتن نقش دولت در تخصیص مجدد منابع و اثرات آن بر پویایی‌های اقتصادی، الگو علاوه بر دو بخش خانوار و بنگاه، شامل سیاست‌گذار اقتصادی نیز می‌شود که معمولاً شامل دولت و بانک مرکزی است. روش کینزی جدید در این دسته قرار می‌گیرد؛ زیرا با وجود فرض چسبندگی قیمت و شکست بازار، سیاست‌های پولی و مالی قابلیت اثرگذاری بر تعادل حقیقی اقتصاد (حداقل در کوتاه‌مدت) را دارند.

وجه تمایز دیگری که میان حالت اول و حالت دوم وجود دارد؛ این است که الگوی نئوکلاسیک‌ها به صورت یک اقتصاد بدون پول است که مبادله‌ی کالاها و خدمات بدون هیچ‌گونه واسطه‌ی مبادله (پول) انجام می‌شود و دارایی به نام پول وجود ندارد؛ امّا در تحلیل کینزی‌های جدید که برای دولت نقش تاثیرگذار قائل هستند، لزوم وجود پول در الگو ضروری است (توکلیان و صارم، ۱۳۹۶). از جمله موضوعات مهمی که به طور گسترده در اقتصاد کلان مطرح است، انتخاب سیاست‌ها و ابزارهای مناسب در جهت از بین بردن عدم تعادل و ایجاد ثبات اقتصادی است. سیاست‌های پولی یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاست‌گزاری برای رسیدن به اهداف کلان اقتصادی از جمله توزیع عادلانه درآمد، افزایش نرخ رشد اقتصادی، دسترسی به سطح اشتغال و ثبات قیمت‌ها است؛ به طور کلی هدف مشترک سیاست‌های پولی و مالی این است که تولید را در نزدیکی اشتغال کامل نگاه داشته و سطح قیمت‌های موجود در اقتصاد را تثبیت کنند؛ چرا که بروز مازاد

www.SID.ir

Archive of SID

تقاضا موجب تورم خواهد شد و از طرف دیگر کمبود تقاضا نیز بیکاری نیروی‌کار و افت قیمت‌ها را در پی خواهد داشت.

با توجه به اهمیّت تأمین غذایی در فرایند توسعه اقتصادی، بحث امنیت غذایی همواره در کشورهای در حال توسعه مطرح بوده و متغیر قیمت مواد غذایی به عنوان یک متغیر کلیدی و اثر گذار بر عرضه و تقاضا برای موادغذایی و محصولات کشاورزی مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است. تأثیرپذیری قیمت محصولات کشاورزی و غذایی از سیاست‌های کلان به نحو وسیعی در ادبیات اقتصادی مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. قیمت محصولات کشاورزی و غذایی به طور مستقیم از طریق سیاست‌های خاص بخش کشاورزی نظیر سیاست قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی و غذایی و یا به طور غیر مستقیم از طریق سیاست‌های کلان، تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

قاعده‌ی سیاست پولی، بخشی از سیاست پولی بانک مرکزی یا مقام پولی است و مشخص می‌کند که با توجه به خصوصیات اقتصاد کلان و اهداف سیاستی بانک مرکزی، چگونه ابزار سیاست پولی تغییر می‌کنند. برخلاف مدل‌های معمول DSGE نیوکینزی که یک مقام مستقل و حاکم بر سیاست های پولی در نظر می‌گیرند، بنا بر واقعیات اقتصاد ایران، چون بانک مرکزی از استقلال چندانی از دولت برخوردار نیست، در مطالعات انجام شده، معمولاً دولت- مقام پولی، یک کارگزار واحد تعریف شده است. (متوسلی و همکاران،۱۳۸۹، منظور و تقی‌پور،۱۳۹۴، فطرس و همکاران، ۱۳۹۳، کمیجانی و توکلیان،۱۳۹۱). سیاست پولی در مدل‌های DSGE نیوکینزی اغلب از طریق قاعده تیلور وارد مدل می‌شود. سیاست‌های پولی متداول، بیشتر از طریق ابزارهایی مانند تعیین نرخ بهره و حجم پول در اقتصاد شناخته می‌شوند؛ امّا با توجه به شرایط اقتصاد ایران، قاعده‌ی رشد پایه‌ی پولی، جهت عکس‌العمل بانک مرکزی به سطح تولید و تورم در نظرگرفته می‌شود (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱).

در اکثر مدل‌های DSGE نیوکینزی، دولت حضور مؤثری ندارد و اصولاً این مدل‌ها برای تحلیل سیاست‌های پولی گسترش یافته‌اند؛ امّا به دلیل نقش پررنگ دولت در اقتصاد ایران، دولت، بودجه‌ی آن و شوک مخارج دولت را نمی‌توان نادیده گرفت و باید در مدل‌سازی آن را لحاظ کرد. دولت عامل اجرای سیاست‌های مالی است. سیاست‌های مالی، بیشتر در اقتصاد توسط مؤلفه‌هایی مانند مخارج مصرفی دولت، سرمایه‌گذاری، پرداخت‌های انتقالی و مالیات بر دستمزد مشاهده می‌شوند. فرض اولیه این است که مخارج دولت تابعی از درآمد اقتصاد است؛ این درآمد، از محل فروش نفت، مالیات و خلق پول تأمین می‌شود.

نوسانات قیمت نفت، یکی از مهمترین علل بسیاری از بحران‌ها و نوسانات اقتصادی محسوب می‌شود. بررسی اثر تکانه‌ی قیمت نفت بر اقتصاد کلان، پس از بحران‌های دهه‌ی ۱۹۷۰ که اقتصاد آمریکا و برخی از کشورهای اروپایی را تحت

www.SID.ir

Archive of SID

تأثیر قرار داد، بیش از پیش مورد توجه قرار گرفت. تغییرات قیمت نفت، هم در کشورهای واردکننده‌ی نفت (به عنوان یکی از نهاده‌های تولید) و هم در کشورهای صادرکننده‌ی نفت، (به‌عنوان منبع اصلی تأمین مالی طرح‌ها و زیر ساخت‌ها)، بسیار مورد توجه است (حمدی و اسبیا[6]، ۲۰۱۳). در بیشتر کشورهای صادرکننده‌ی نفت، درآمد نفت جزء درآمدهای دولت محسوب می‌شود. از این رو تکانه‌ی درآمدهای نفتی با اثرگذاری بر مخارج دولت، عرضه‌ی پول، تورم و نرخ واقعی ارز، اثر معنی‌داری بر کارکرد اقتصاد دارد (امامی و ادیب‌پور، ۲۰۱۲). با افزایش درآمدهای نفتی، سیاست‌های مالی، انبساطی خواهد شد. از یک سو اگر این سیاست‌ها و افزایش مخارج عمومی موجب افزایش تولید بخش خصوصی شود، این درآمدها می‌تواند موجب افزایش سرمایه‌گذاری و تولید نیز گردد (بارو و سالای مارتین[7]،۱۹۹۲). از طرف دیگر، افزایش مخارج دولت به واسطه‌ی امکان بروز عدم کارایی در تخصیص منابع و یا فساد، از طریق اثر برون‌رانی می‌تواند موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نهایت کاهش رشد اقتصادی نیز گردد (دار و امیرخلخالی[8]، ۲۰۰۲).

مجرای دیگر اثرگذاری درآمدهای نفتی، اثر بر عرضه پول است. با افزایش درآمدها و مخارج دولت؛ می‌بایست ابتدا ارزهای حاصل از فروش نفت به پول داخلی کشور تبدیل شود. در این وضعیت اگر بانک مرکزی تمامی ارزها را به فروش برساند، ارزش واحد پول خارجی کاهش یافته و قیمت کالاهای خارجی در مقایسه با کالاهای داخلی ارزان‌تر شده و واردات افزایش خواهد یافت. این امر در نهایت موجب ورشکستگی بنگاه‌های تولیدی و افزایش بیکاری در داخل کشور خواهد شد. به‌منظور جلوگیری از چنین اتفاقی، بخشی از ارزهای حاصل از فروش نفت، در بازار ارز به فروش نخواهد رسید. در این حالت، ذخایر خارجی بانک مرکزی افزایش یافته و در نتیجه پایه‌ی پولی و عرضه پول نیز افزایش خواهد یافت. در این مجرای انتقال سیاست پولی، افزایش عرضه پول موجب افزایش تولید از طریق مجرای قیمت دارایی و اعتباری خواهد شد (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۵).

۴- تصریح مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

در مدل مورد نظر این مقاله، چارچوب تحلیلی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی با توجه به خصوصیات اقتصادی کشور صادرکننده نفت گسترش می‌یابد؛ لذا پارادایم مورداستفاده در فرایند ساخت مدل، پارادایم نیوکینزینی است؛ ولی با وجود آن‌که در اکثر مدل‌های DSGE نیوکینزی، دولت حضور مؤثری ندارد و اصولاً

[6] Hamdi & Sbia
[7] Barro & Sala-i-Martin
[8] Dar & Amirkhalkhali

www.SID.ir

Archive of SID

این مدل‌ها برای تحلیل سیاست‌های پولی گسترش یافته‌اند؛ لیکن در مقاله‌ی حاضر، به دلیل نقش پررنگ دولت در اقتصاد ایران، دولت، بودجه‌ی آن و شوک مخارج دولت وارد مدل شده است. چارچوب اصلی مدل در این مقاله با استفاده از مقالات پوروی و همکاران (۲۰۱۶)، پورتیلو و همکاران (۲۰۱۶) و منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴) طراحی شده است. مدل شامل پنج بخش خانوارها، بنگاه‌ها، دولت، نفت و مقام پولی است.

۴-۱- خانوارها

فرض می‌شود که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار با عمر بی‌نهایت تشکیل شده است و همه‌ی آن‌ها همگن هستند. خانوار از میزان مصرف کالاها (C) و نگهداری مانده‌های حقیقی پول (m) مطلوبیت کسب می‌کند و با ارائه‌ی کار (L) بیشتر از مطلوبیتش کاسته می‌شود. سبد مصرف شامل کالاهای داخلی (D) و کالاهای وارداتی (I) است. هر نوع از کالاها شامل دو گروه مختلف می‌شود: یکی غذایی (F) و دیگری غیرغذایی (N). همچنین خانوار صاحب بنگاه‌های داخلی است.

فرض شده است که مصرف کل از ترکیب کالاهای تولیدی داخلی (C^D) و وارداتی (C^I) تشکیل شده است که از طریق جمعگر دیگسیت-استیگلیتز[9] با هم ترکیب می‌شوند.

$$C_t = \left[\alpha_c^{\frac{1}{\eta_c}}\left(c_t^D\right)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + (1-\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}}\left(c_t^I\right)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}}\right]^{\frac{\eta_c}{\eta_c-1}} \qquad (۱)$$

که در آن η_C کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی و γ_C سهم تولیدات داخلی از مصرف است؛ همچنین C^D و C^I را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$C_t^D = \left[(\alpha_{DF})^{\frac{1}{\eta_D}}\left(C_t^{DF}\right)^{\frac{\eta_D-1}{\eta_D}} + (1-\alpha_{DF})^{\frac{1}{\eta_D}}\left(c_t^{DN}\right)^{\frac{\eta_D-1}{\eta_D}}\right]^{\frac{\eta_D}{\eta_D-1}} \qquad (۲)$$

$$C_t^I = \left[(\alpha_{IF})^{\frac{1}{\eta_I}}\left(C_t^{IF}\right)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}} + (1-\alpha_{IF})^{\frac{1}{\eta_I}}\left(c_t^{IN}\right)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}}\right]^{\frac{\eta_I}{\eta_I-1}} \qquad (۳)$$

با توجه به قیمت هر کالا P^{DF} ، P^{DN}، P^{IF} و P^{IN} و تعریف قیمت نسبی کالاهای داخلی (P^D)، وارداتی (P^I) و قیمت نسبی کل(P^C) داریم:

$$P_t^D = [\alpha_{DF}(P_t^{DF})^{1-\eta_D} + (1-\alpha_{DF})(P_t^{DN})^{1-\eta_D}]^{\frac{1}{1-\eta_D}} \qquad (۴)$$

$$P_t^I = [\alpha_{IF}(P_t^{IF})^{1-\eta_i} + (1-\alpha_{IF})(P_t^{IN})^{1-\eta_i}]^{\frac{1}{1-\eta_i}} \qquad (۵)$$

$$P_t^C = [\alpha_c(p_t^D)^{1-\eta_c} + (1-\alpha_c)(p_t^I)^{1-\eta_c}]^{\frac{1}{1-\eta_c}} \qquad (۶)$$

بنابراین تقاضا برای هر نوع کالای مصرفی عبارتست از:

[9] Dixit-Stiglitz

www.SID.ir

Archive of SID

$$C^{DF} = \alpha_{DF}\left(\frac{P^{DF}}{P^{D}}\right)^{-\eta_D} C^{D} \quad (۷)$$

$$C^{DN} = (1-\alpha_{DF})\left(\frac{P^{DN}}{P^{D}}\right)^{-\eta_D} C^{D} \quad (۸)$$

$$C^{IF} = \alpha_{if}\left(\frac{P^{IF}}{P^{I}}\right)^{-\eta_i} C^{I} \quad (۹)$$

$$C^{IN} = (1-\alpha_{IF})\left(\frac{P^{IN}}{P^{I}}\right)^{-\eta_I} C^{I} \quad (۱۰)$$

همچنین برای سرمایه‌گذاری داریم:

$$I_t = \left[\alpha_I^{\frac{1}{\eta_F}}\left(I_t^{D}\right)^{\frac{\eta_F-1}{\eta_F}} + (1-\alpha_I)^{\frac{1}{\eta_F}}\left(I_t^{I}\right)^{\frac{\eta_F-1}{\eta_F}}\right]^{\frac{\eta_F}{\eta_F-1}} \quad (۱۱)$$

که در آن I^D کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی، I^I کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی، α_I سهم کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی در سرمایه‌گذاری و η_F کشش جانشینی بین کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی است.

با ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار به دست می‌آورد، به شکل زیر خواهد بود:

$$E\sum_{t=0}^{\infty}\beta\,\zeta_{\beta,t}\left[\frac{(c_t-hc_{t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \zeta_{l,t}\frac{(L_t)^{1+\sigma_l}}{1+\sigma_l} + \zeta_{m,t}\frac{1}{1-\sigma_m}\left(\frac{M_t}{P_t^{c}}\right)^{1-\sigma_m}\right] \quad (۱۲)$$

که در آن $\beta \in (0,\ 1)$ عامل تنزیل ذهنی، E عملگر انتظارات، h عادات مصرفی خانوار، L عرضه نیروی کار، M نقدینگی در دست خانوار، P^C سطح عمومی قیمت‌ها، σ_c معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، σ_l معکوس کشش عرضه نیروی کار و σ_m معکوس کشش مانده حقیقی پول نسبت به نرخ بهره است؛ همچنین $\zeta_{\beta,t}$ ، $\zeta_{l,t}$ و $\zeta_{m,t}$ به ترتیب شوک ترجیحات، شوک عرضه نیروی کار و شوک تقاضای پول هستند که فرض شده است از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کنند.

خانوار دوره‌ی t را با اوراق مشارکت B_{t-1} با نرخ بهره‌ی اسمی R_{t-1}^{d} شروع می‌کند و در طول دوره t به میزان T_t مالیات می‌پردازد و میزان TR_t یارانه دریافت می‌کند و به میزان $W.L_t$درآمد حاصل از عرضه نیروی کار خواهد داشت. خانوار نماینده در هر دوره، علاوه بر مصارف خصوصی و نگهداری اسکناس و مسکوک، مازاد درآمد حاصل از عرضه نیروی کار را صرف سرمایه‌گذاری (I_t) و خرید اوراق مشارکت (B_t) می‌کند و از نرخ بازدهی آنها منتفع می‌شود. در نتیجه قید بودجه خانوار نمونه (برحسب قیمت‌های حقیقی) به صورت زیر خواهد بود:

$$c_t + i_t + b_t + m_t^{c} \le \left(1+r_{t-1}^{d}\right)\frac{b_{t-1}^{i}}{\pi_t^{c}} + \frac{m_{t-1}^{c}}{\pi_t^{c}} - t_t + w\,L_t + r_t^{k}\,k_{t-1} \quad (۱۳)$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن π^c نرخ تورم بر مبنای شاخص کل قیمت مصرف‌کننده و r^k نرخ بازدهی واقعی سرمایه است؛ همچنین مشابه کریستیانو و همکاران[10] (۲۰۰۵)، با لحاظ هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری فرض شده است که فرایند انباشت سرمایه از طریق معادله زیر انجام می‌شود:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right] I_t\, \zeta_{I,t} \qquad (۱۴)$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه، I_t سرمایه‌گذاری، $S(0)$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است که تابع مثبتی از تغییرات در سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود. در حالت وضعیت با ثبات $S'(1) = S(1) =0$ و $S''>0$ است؛ لذا هزینه‌ی تعدیل تنها به مشتق دوم بستگی دارد. با حداکثرسازی تابع مطلوبیت (۱۲) نسبت به قید بودجه (۱۳)، شرایط بهینه‌سازی خانوار منجر به معادلات زیر خواهد شد:

$$\zeta_{\beta,t}(c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c} = \lambda_t \qquad (۱۵)$$

$$Q_t = \beta E\lambda_{t+1}[R^K_{t+1}] + \beta(1-\delta)EQ_{t+1} \qquad (۱۶)$$

$$\beta E\lambda_{t+1}\left(1 + r^d_t\right)\frac{1}{\pi^c_{t+1}} = \lambda_t \qquad (۱۷)$$

$$\zeta_{\beta,t}(m_t)^{-\sigma_M} = \lambda_t - \beta E\lambda_{t+1}\frac{1}{\pi^c_{t+1}} \qquad (۱۸)$$

$$-\zeta_{\beta,t}L_t^{\sigma_l} + \lambda_t\frac{W_t}{P^c_t} = 0 \qquad (۱۹)$$

(۲۰)

$$Q_t\zeta_{I,t}\left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right).\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t\, Q_{t+1}\zeta_{I,t+1}\, S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right).\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)^2 = \lambda_t$$

۴-۲- بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه تولید کننده‌ی کالای نهایی کالاهای واسطه‌ای مختلف را خریداری می‌کند با استفاده از جمعگر دیکسیت- استیگلیتز کالای نهایی را تولید می‌کند.

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)} d_j\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad (۲۱)$$

که درآن Y_{jt} کالای واسطه‌ای j و θ کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای است. تولیدکننده‌ی کالای نهایی سعی می‌کند، خرید خود را از کالاهای واسطه با توجه به قیمت کالاهای واسطه‌ای متمایز طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود و در نتیجه تابع تقاضا برای محصول متمایز تولید شده توسط هر یک از بنگاه‌های واسطه به صورت ذیر است:

$$Y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \qquad (۲۲)$$

[10] Christiano et al.

www.SID.ir

Archive of SID

و قیمت برای کالای نهایی به صورت زیر است:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta}\, dj\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۲۳)$$

۴-۳- بنگاه‌های تولیدکننده‌ی کالاهای واسطه‌ای

در هر دو بخش غذایی و غیرغذایی، زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری فعالیت دارند که با به‌کارگیری نهاده‌های نیروی کار و سرمایه و با ترکیب آن‌ها تحت تکنولوژی مشخصی (A_t)، به تولید کالای واسطه‌ای (y_{it}) تحت یک تابع کاب-داگلاس به شکل زیر می‌پردازند:

$$Y_{Z,t} = A_t\left(K_{Z,t-1}\right)^{\alpha_Z}\left(L_{Z,t}\right)^{1-\alpha_Z} \qquad (۲۴)$$

که در آن Z=DF برای تولیدات مواد غذایی داخلی و یا Z=DN برای تولیدات غیرغذایی داخلی، L_t نیروی کار، K_{t-1} موجودی سرمایه و A_t سطح تکنولوژی است که بین بنگاه‌های واسطه‌ای مشترک است.

بنگاه‌های داخلی در یک بازار رقابت انحصاری تولید می‌کنند و با چسبندگی قیمت کالوو[11] (۱۹۸۳) مواجه هستند. در هر دوره تنها (1-θ) درصد از بنگاه‌ها قادرند تا به صورت بهینه قیمت خود را مجدداً تعدیل کنند. در هر بخش تمامی بنگاه‌هایی که قیمت خود را تعدیل می‌کنند، قیمت یکسانی را برای حداکثرسازی ارزش حال جریان سود مورد انتظار در دوره‌های آینده را با توجه به تابع تقاضای محصول انتخاب می‌کنند؛ بنابراین مسئله‌ی بنگاه به صورت زیر خواهد بود:

$$\text{Max}\, E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \theta^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t}\left\{\prod_{s=1}^{k}\left(\pi_{t+s-1}^{d}\right)^{\tau_\pi}\frac{P_t^j}{P_{t+k}^d} - mc_{t+k}^d\right\} y_{t+k}^j \qquad (۲۵)$$

S.t :

$$y_{t+k}^j = \left[\prod_{s=1}^{k}\left(\pi_{t+s-1}^{d}\right)^{\tau_\pi}\frac{P_t^j}{P_{t+k}^d}\right]^{-\frac{1+\lambda_{t+k}^p}{\lambda_{t+k}^p}} y_{t+k}$$

نتیجه‌ی حاصل از شرط مرتبه‌ی اول برای معادله‌ی فوق و ترکیب آن با رابطه‌ی شاخص قیمت تولیدی داخل، منجر به منحنی فیلیپس نیوکنزینی هیبرید[12] به صورت زیر می‌شود:

$$\hat{\pi}_{Z,t} = \frac{\beta}{1+\beta\tau^z}E_t\hat{\pi}_{Z,t+1} + \frac{\tau^Z}{1+\beta\tau^z}\hat{\pi}_{Z,t-1} + \frac{1}{1+\beta\tau^z}\frac{(1-\theta_z\beta)(1-\theta_z)}{\theta_z}\widehat{mc}_t^Z + \hat{\lambda}_t^Z \qquad (۲۶)$$

که در آن τ^Z پارامتری است که درجه شاخص‌بندی قیمت‌ها را نشان می‌دهد و mc^z انحراف هزینه‌ی نهایی تولید داخلی از وضعیت باثبات آن است و بر حسب قیمت‌های واقعی می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$mc_t^Z = \frac{1}{A_t}\left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}(w)^{1-\alpha}\left(r_t^K\right)^{\alpha} \qquad (۲۷)$$

[11] Calvo
[12] Hybrid New Keynesian Philips Curve (HNKPC)

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۴- بنگاه‌های وارد کننده

در این مطالعه، کالاهای وارداتی نیز به دو گروه مواد غذایی و غیرغذایی دسته‌بندی شده‌اند. مشابه با مدل آدولفسون و همکاران[۱۳] (۲۰۰۷) بخش واردات شامل تعداد زیادی بنگاه است که کالای همگن را از خارج خریداری و در عوض آن را با استفاده از برندسازی به کالاهای متمایز تبدیل می‌کنند و آن‌ها را با توجه به مسأله‌ی چسبندگی پول ملی، به خانوارهای داخلی می‌فروشند. چهارچوبی که در اینجا برای بنگاه‌های وارداتی در نظر گرفته شده است در مورد تنظیم قیمت، مشابه با چهارچوب بنگاه‌های واسطه است؛ لذا مشابه با تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای، بنگاه‌های واردکننده سود خود را با توجه به محدودیت چسبندگی قیمت کالوو (۱۹۸۳) حداکثر می‌کنند. در نتیجه منحنی فیلیپس تورم برای هر نوع از کالاهای وارداتی به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\pi}_{Z,t} = \frac{\beta}{1+\beta\tau^{z}} E_t\hat{\pi}_{Z,t+1} + \frac{\tau^{Z}}{1+\beta\tau^{Z}}\hat{\pi}_{Z,t-1} + \frac{1}{1+\beta\tau^{z}}\frac{(1-\theta_z\beta)(1-\theta_z)}{\theta_z}\widehat{mc}_t^{Z} + \hat{\lambda}_t^{Z} \quad (۲۸)$$

که در آن Z=IF برای مواد غذایی وارداتی و یا Z=IN برای مواد غیرغذایی وارداتی است؛ همچنین $mc_{t+k}^{m} = \frac{EX_{t+k}(1+trf_t^{m})p_t^{*}}{p_t^{m}}$ است که در آن EX نرخ ارز اسمی، p_t^{m} شاخص قیمت واردات، $\hat{\lambda}_t^{Z}$ مارک-آپ قیمت و trf_t^{m} نرخ تعرفه واردات است که فرض شده است در هر دو گروه کالا از یک فرآیند AR(1) به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$trf_t^{IF} = \rho trf_{t-1}^{IF} + \varepsilon_t^{IF} \quad (۲۹)$$

$$trf_t^{IN} = \rho trf_{t-1}^{IN} + \varepsilon_t^{IN} \quad (۳۰)$$

۴-۵- بنگاه‌های صادرکننده

بنگاه‌های صادرکننده، کالاها را از بنگاه‌های تولیدی داخلی خریداری و آن را در بازارهای جهانی می‌فروشند. تابع تقاضا برای صادرات ایران را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$x = \left(\frac{P_t^{e}}{P_t^{*}}\right)^{-\eta^{*}} C_t^{*} \quad (۳۱)$$

که در آن η^{*} کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی در بازارهای جهانی است، P^{*} شاخص قیمت (CPI) جهانی، P^{e} شاخص قیمت کالاهای صادراتی ایران برحسب دلار و C^{*} سطح کل مصرف جهان است. از آن‌جایی که اقتصاد ایران در مقایسه با جهان خیلی کوچک است؛ لذا اقتصاد جهان نسبت به اقتصاد ایران بسته محسوب می‌شود؛ زیرا صادرات ایران سهم نسبتاً ناچیزی از کل

[13] Adolfson et al.

www.SID.ir

Archive of SID

سطح مصرف دنیا را تشکیل می‌دهد؛ بنابراین، به جای C^* می‌توان تولیدناخالص داخلی دنیا y^* را جایگزین کرد (منظور و تقی‌پور،۱۳۹۴):

$$x = \left(\frac{P_t^e}{P_t^*}\right)^{-\eta^*} y_t^* \qquad (۳۲)$$

به علاوه، فرض می‌شود که در بازار صادرات، قانون قیمت واحد برقرار است؛ زیرا سهم صادرات ایران در تولید جهانی خیلی ناچیز است و لذا کالاهای صادراتی ایران در بازارهای جهانی گیرنده قیمت است؛ بنابراین، هرگونه افزایش در نرخ ارز و قیمت جهانی با قیمت محصولات صادراتی ایران برحسب پول داخلی، رابطه یک به یک دارد، یعنی:

$$P_t^e = \frac{P_t^d}{EX} \qquad (۳۳)$$

که در آن EX نرخ ارز اسمی در بازار (قیمت هر واحد ارز خارجی بر حسب پول داخلی) و P^d قیمت کالاهای تولیدی داخلی است.

۴-۶- مقام پولی و دولت

به‌دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی کرد؛ بلکه باید هر دوی این دو بخش را در یک چارچوب در نظر گرفت. با فرض اینکه دولت به دنبال متوازن نگه داشتن بودجه است، بانک مرکزی به شکلی عمل می‌کند که دولت بتواند به هدف خود دست یابد. قید بودجه‌ی دولت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$G_t + DC_{t-1} + (1+i)B_{t-1} = T_t + Oil_t + DC_t + B_t \qquad (۳۴)$$

که در آن G کل مخارج دولت، DC خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی، oil درآمدهای نفتی، b اوراق مشارکت، T خالص درآمدهای مالیاتی است. فرض شده است که مخارج دولت و خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی از یک فرآیند خودتوضیح مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کنند:

$$G = \rho^g G_{t-1} + \varepsilon_t^g \qquad (۳۵)$$

$$DC_t = \rho^{dc} DC_{t-1} + \varepsilon_t^{DC} \qquad (۳۶)$$

به دلیل اینکه جریان تولید نفت به ذخایر نفتی یک کشور وابسته است و با افزایش سرمایه و کار نمی‌توان آن را تغییر داد، در مطالعه‌ی حاضر تولید نفت از طریق بنگاه‌های تولیدی، مدل‌سازی نشده و به صورت برونزا تعیین می‌شود. چون قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین می‌شود و سهمیه‌ی صادراتی ایران نیز از طریق اوپک مشخص می‌شود، درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به صورت برون‌زا است و فرض می‌شود که از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$Oil = \rho^{oil} Oil_{t-1} + \varepsilon_t^{oil} \qquad (۳۷)$$

www.SID.ir

Archive of SID

به‌علاوه، ترازنامه‌ی بانک مرکزی به صورت زیر تعریف شده است:

$$MB = DC^{g} + EX.FR \quad (۳۸)$$

که در آن MB پایه‌ی پولی، FR خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و EX نرخ ارز اسمی است؛ همچنین فرض می‌شود که ابزار سیاست‌گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد پایه‌ی پولی است؛ به همین دلیل تابع عکس العمل سیاست‌گذاری پولی به نحوی بیان می‌شود که در آن نرخ رشد پایه‌ی پولی بر اساس انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف آن‌ها تعیین شود که این موضوع تابع عکس العمل سیاست‌گذاری پولی را به صورت زیر نتیجه می‌دهد:

$$\hat{\theta} = \rho_{\theta}\hat{\theta}_{t-1} + \theta_{\pi}(\hat{\pi} - \hat{\pi}^{*}) + \theta_{y}\hat{y} + \zeta_{\Theta,t} \quad (۳۹)$$

که در آن Θ نرخ رشد اسمی پایه پولی، π و y به ترتیب انحراف نرخ تورم و لگاریتم تولید و π_{θ} و θ_{y} ضریب اهمیّتی است که سیاستگذار برای شکاف تورم و تولید لحاظ می‌کند، π^{*} تورم هدف ضمنی و $\zeta_{\Theta,t}$ شوک سیاست گذاری پولی است که فرض شده است از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کنند.

۴-۷- شرط تسویه بازار

بازار کالای نهایی، وقتی در تعادل است که تولید برابر تقاضای خانوارها برای مصرف و سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات منهای واردات باشد؛ لذا داریم:

$$y + \frac{EX_t}{P_t^C} oil = C + I + G + \frac{EX_t}{P_t^C} P^e x_t - IMP_t \quad (۴۰)$$

$$IMP_t = C_t^I + I_t^I \quad (۴۱)$$

معادلات مدل حول مقادیر تعادلی بلندمدت لگاریتم خطی‌سازی شده‌اند. مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها برپایه‌ی معادلات مربوط به هرکدام محاسبه شده که به دلیل حجم بالای سیستم معادلات خطی‌سازی شده و معادلات مربوط به محاسبه مقادیر تعادلی بلندمدت از گزارش آن خودداری شده است.

۵- حل و تقریب مدل

در این بخش، قبل از انجام فرآیند شبیه‌سازی و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی[۱۴] مدل، نتایج حاصل از کالیبراسیون پارامترهای ساختاری مدل گزارش می‌شود. مقدار کالیبره شده‌ی بسیاری از پارامترها از مطالعات پیشین گرفته شده که در جدول ۱ به مطالعه‌ی مربوطه اشاره شده است. برخی دیگر از پارامترها برپایه‌ی داده‌ها و اطلاعات در دسترس و محاسبات اقتصادسنجی کالیبره و برآورد شده‌اند. جدول شماره ۱، بیان‌کننده‌ی مقدار کالیبره شده پارامترهای مدل است.

[14] Impulse Response Function

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱: مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل

پارامتر ساختاری	مقدار	منبع
عامل تنزیل ذهنی	β = ۰/۹۷	توکلیان (۱۳۹۱)
سهم مصرف داخلی از کل مصرف	α_c = ۰/۸۹	خیابانی و امیری (۱۳۹۳)
درجه پایداری عادات مصرفی	h = ۰/۳	منظور و همکاران (۱۳۹۴)
سهم کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی در سرمایه‌گذاری	α_I = ۰/۳۵	خیابانی و امیری (۱۳۹۳)
کشش جانشینی کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی	η_C = ۱/۵۶	خیابانی و امیری (۱۳۹۳)
معکوس کشش جانشینی بین دوره ای مصرف	σ_c = ۱/۵۷۱	توکلیان (۱۳۹۱)
عکس کشش نیروی کار نسبت به دستمزد	σ_l = ۲/۱۷	طائی (۱۳۸۵)
کشش تابع هزینه تعدیل سرمایه گذاری	Φ = ۳/۹۳	منظور و همکاران (۱۳۹۴)
سهم سرمایه از تولید محصولات غیرغذایی	α_M = ۰/۴۱۲	فطرس و همکاران (۱۳۹۳)

۶- ارزیابی اعتبار مدل

پس از شبیه‌سازی مدل با مقایسه‌ی گشتاورهای به دست آمده از مدل با گشتاورهای موجود در داده‌های فصلی متغیرها در دوره‌ی مورد بررسی (۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳) مشخص شد که مدل در شبیه‌سازی اطلاعات متغیرها در اقتصاد ایران تا حدود زیادی موفق بوده است؛ بنابراین، در ادامه توابع عکس‌العمل آنی شوک‌های مورد نظر بررسی می‌شود.

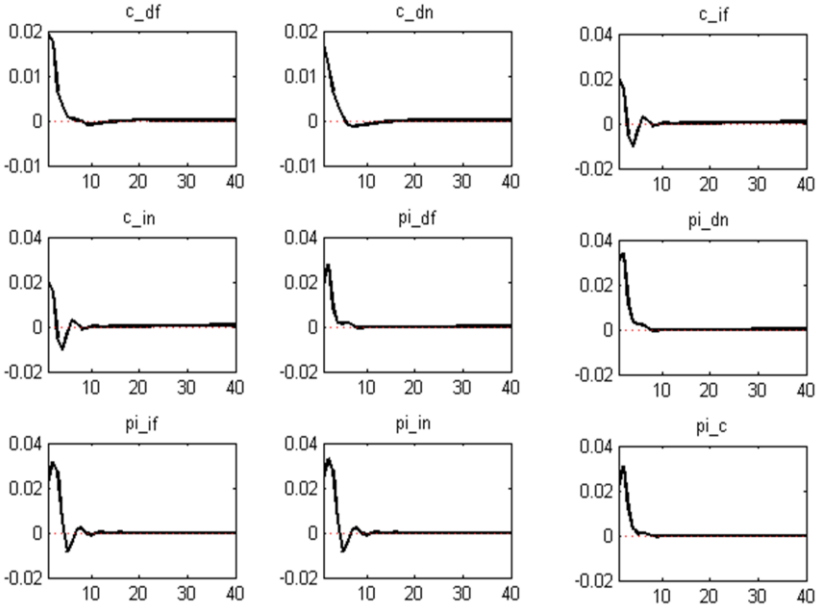
۶-۱- آثار شوک پولی

برای بررسی آثار شوک پولی بر روی متغیرها، ابتدا یک شوک به نرخ رشد اسمی پایه‌ی پولی به اندازه‌ی ۱ انحراف معیار وارد شد. فرایند شوک پولی به صورت خودهمبستگی مرتبه اول است. در نمودارهای شماره ۱ آثار این شوک با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی نشان داده شده است. با توجه به این که متغیرهای مدل به صورت انحراف لگاریتمی از مقادیر باثباتشان بیان شده‌اند، مقادیر محور عمودی نمودارهای عکس‌العمل، در حقیقت نشان دهنده‌ی درصد تغییرات متغیرهاست. با اعمال یک انحراف معیار شوک به نرخ رشد پایه‌ی پولی، موجب افزایش ۲/۲ درصدی تورم می‌شود؛ در این حال با کاهش نرخ بهره‌ی حقیقی و به‌وجود آمدن شرایط تورمی، میزان مصرف نیز از طریق معادله‌ی اولر افزایش خواهد یافت؛ زیرا در فرایند بهینه‌یابی، مطلوبیت نهایی پس‌انداز خانوارها نسبت به مصرف کاهش می‌یابد و لذا آن‌ها مصرف خود را افزایش می‌دهند؛ همچنین بر اساس نتایج، این شوک باعث افزایش قیمت مواد غذایی و غیر غذایی داخلی می‌شود؛ امّا تاثیر منفی افزایش قیمت بر روی مصرف، به حدی نیست که اثر مثبت اولیه را خنثی کند؛ به‌طوری که شوک پولی وارد شده، مصرف مواد غذایی و غیرغذایی داخلی را به ترتیب ۲ و ۱/۸ درصد افزایش می‌دهد؛ همچنین افزایش رشد پایه‌ی پولی، منجر به افزایش واردات، به‌ویژه واردات کالاهای مصرفی می‌شود؛ همان‌طور که ملاحظه می‌شود، شوک وارد شده به رشد اسمی پایه‌ی پولی منجر به افزایش مصرف مواد غذایی و غیرغذایی وارداتی به ترتیب حدود ۲/۱ و ۲/۰ درصد شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۱: آثار شوک پولی بر متغیرهای هدف مدل



مأخذ: یافته‌های تحقیق

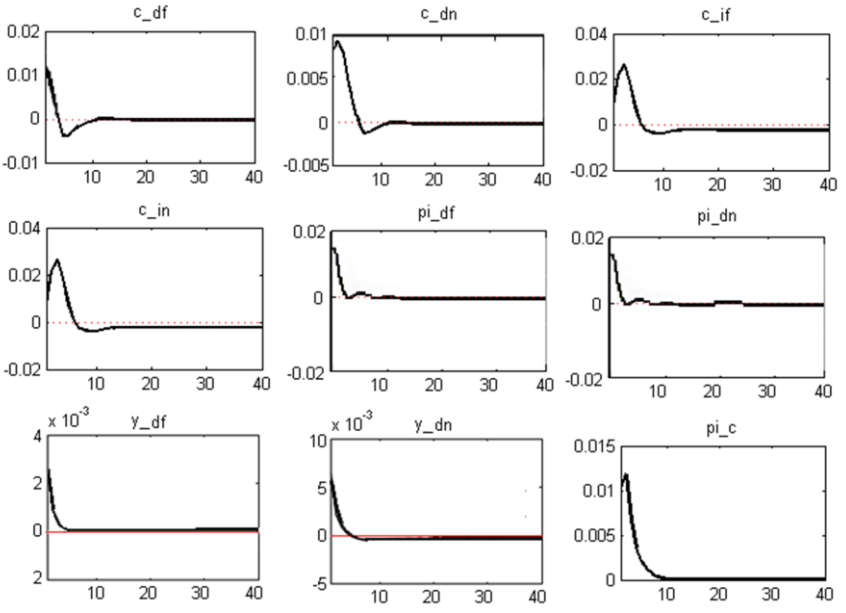
۶-۲- آثار شوک مالی

نتایج حاصل از اعمال یک شوک به اندازه‌ی انحراف معیار به مخارج دولت بر روی متغیرهای هدف با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی در نمودارهای شماره‌ی ۲ نشان داده شده است. اعمال یک شوک مثبت در مخارج دولت، مصرف را افزایش می‌دهد. دلیل آن وجود اثرات مثبت ناشی از افزایش تقاضای کل است که باعث افزایش مصرف می‌شود؛ همچنین با توجه به اینکه در تابع مطلوبیت مصرف کل ترکیبی از کالاها و خدمات عمومی دولت و خدمات و کالاهای مصرفی خصوصی است، در نتیجه با افزایش مخارج دولت، میزان برخورداری خانوارها از این کالاها و خدمات افزایش می‌یابد که خود باعث افزایش مصرف کل آن‌ها می‌شود؛ بنابراین، افزایش مخارج دولت به قیمت واقعی به اندازه‌ی یک انحراف معیار، مصرف را به میزان ۳/۲ درصد افزایش می دهد. از آن‌جا که مخارج دولت، یکی از اجزای مهم تقاضای کل است، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، افزایش آن باعث افزایش تقاضای کل و در نتیجه افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود؛ بنابراین، اعمال شوک به اندازه‌ی یک انحراف معیار در مخارج دولت، تورم را به میزان ۱/۱ واحد افزایش می‌دهد. شوک مخارج دولت بر مصرف، تأثیری شبیه به شوک سیاست پولی دارد و قیمت و مصرف مواد غذایی و غیرغذایی را افزایش می‌دهد. بر اساس نتایج، میزان افزایش مصرف مواد غذایی و غیرغذایی به ترتیب ۱/۱ و ۰/۹ درصد خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۲: آثار شوک مالی بر متغیرهای هدف مدل



مأخذ: یافته‌های تحقیق

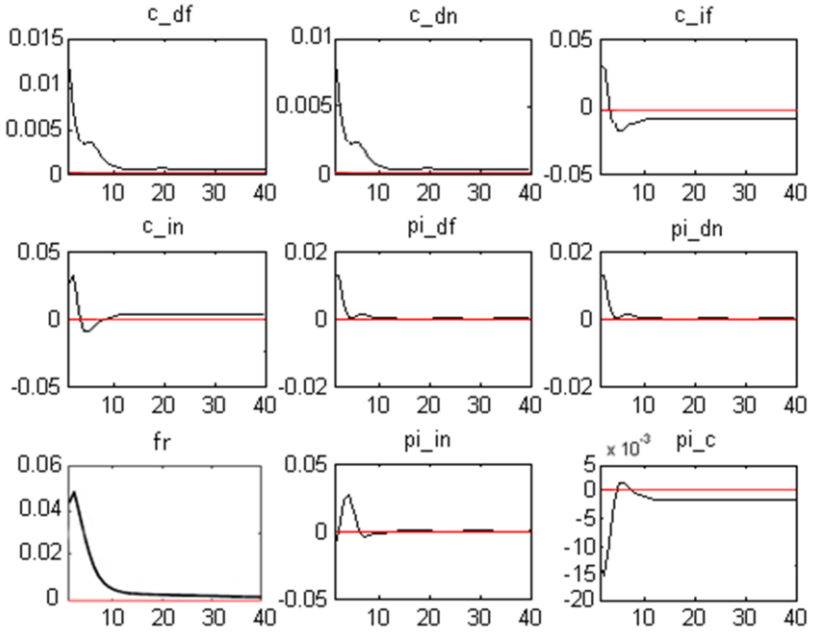
۶-۳- آثار شوک درآمدهای نفتی

در نمودار شماره‌ی ۳، آثار شوک درآمدهای ارزی نفتی دولت بر متغیرهای هدف با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی ارائه شده است. با توجه به مدل، درآمدهای نفتی از دو طریق اثرگذار خواهند بود. اوّل اینکه با تغییر در خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی باعث تغییر در پایه‌ی پولی و حجم پول می‌شود و دوّم اینکه با تغییر در درآمدهای نفتی دولت، میزان مخارج دولت تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ همان‌طور که نمودارهای شماره‌ی ۳، نشان می‌دهند با افزایش درآمدهای نفتی، چون سهم زیادی از این درآمد به بانک مرکزی فروخته می‌شود، ذخایر خارجی بانک مرکزی افزایش می‌یابد که منجر به افزایش پایه‌ی پولی می‌شود؛ به‌گونه‌ای که یک انحراف معیار افزایش در درآمدهای نفتی، باعث افزایش حدود ۴/۵ درصدی خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌شود که به تدریج به مقادیر باثبات خود برمی‌گردد. به دنبال افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، پایه‌ی پولی به قیمت واقعی نیز به تدریج افزایش می‌یابد و سپس به سطح با ثبات خود برمی‌گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۳: آثار شوک درآمد نفتی بر متغیرهای هدف مدل



مأخذ: یافته‌های تحقیق

بهبود وضعیت ارزی دولت، باعث می‌شود تا واردات نیز افزایش یابد. از نمودارهای شماره‌ی ۳ می‌توان چنین استدلال کرد که تقاضا برای واردات موادغذایی و غیرغذایی مصرفی به ترتیب به میزان ۰/۴ و ۰/۳۶ درصد افزایش می‌یابد و در نتیجه شوک افزایش درآمدهای نفتی هم به وسیله دولت و واردات کالاها و خدمات و هم با افزایش پایه پولی، حالت انبساطی دارد که منجر به افزایش مصرف خصوصی می‌شود. شوک اعمال شده به درآمد نفتی دولت، باعث افزایش مصرف مواد غذایی و غیر غذایی داخلی به ترتیب به میزان ۱/۲ و ۰/۷ درصد می‌شود. با توجه به انبساط طرف تقاضا و همچنین افزایش میزان سرمایه‌گذاری، نرخ تورم به میزان ۱/۵ واحد درصد کاهش می‌یابد و تولید افزایش می‌یابد.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه، به تبیین یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد باز کوچک صادرکننده‌ی نفت با تأکید بر اقتصاد ایران با توجه به چارچوب مکتب کینزی جدید پرداخته شده است. هدف اصلی مدل بررسی نقش شوک‌های پولی، مالی و نفتی است. در این مدل بخش‌های خانوار، بنگاه‌های داخلی، دولت، سیاست‌گذاری پولی، نفت، صادرات غیرنفتی و واردات نیز مدل‌سازی شده است. از آن‌جا که حجم صادرات غیرنفتی ایران در مقایسه با حجم تجارت دنیا بسیار کوچک است، قیمت صادراتی محصولات داخلی به صورت برون‌زا فرض شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

پس از تبیین مدل از روش کالیبراسیون برای تعیین مقادیر ورودی استفاده شد. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل بیانگر این بود که افزایش در نرخ رشد اسمی پایه‌ی پولی در اقتصاد ایران باعث می‌شود تورم در ابتدا افزایش یابد که در دوره‌های بعدی کاهش پیدا کرده و به سمت مقدار باثباتش حرکت می‌کند. در این حال با به وجود آمدن شرایط تورمی، میزان مصرف (هم مصرف موادغذایی و هم غیرغذایی) نیز از طریق معادله اولر افزایش خواهد یافت؛ همچنین این شوک باعث افزایش قیمت مواد غذایی و غیر غذایی داخلی می‌شود؛ همچنین نتایج نشان داد که افزایش مخارج دولت به قیمت واقعی، به اندازه‌ی یک انحراف معیار، مصرف کل و مصرف بخش خصوصی را افزایش می‌دهد. دلیل آن وجود اثرات مثبت ناشی از افزایش تقاضای کل است که باعث افزایش مصرف می‌شود؛ البته وقوع این شوک همچنین باعث افزایش تورم نیز می‌شود.

افزایش درآمدهای نفتی نیز باعث ایجاد افزایش در خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در دوره‌ی اول می‌شود که در دوره‌های بعد کاهش پیدا کرده و به سمت مقدار باثباتش حرکت می‌کند. شوک اعمال شده به درآمد نفتی دولت از طریق افزایش پایه‌ی پولی و افزایش مخارج دولت، باعث افزایش مصرف نیز خواهد شد. نهایتاً با توجه به حالت انبساطی طرف تقاضا و افزایش سرمایه‌گذاری، نرخ تورم کاهش یافته و میزان تولید افزایش می‌یابد.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

۱. اشرفی‌پور، محمدعلی. (۱۳۹۲). «آثار سیاست‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در ایران». *مجله‌ی اقتصادی*. شماره‌های ۷و ۸: صص ۵۱-۷۲۲.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۶). نماگرهای مختلف.

۳. توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). «بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در چهارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، *تحقیقات اقتصادی*. ۴۷(۱۰۰): صص ۲۲-۱

۴. جعفری صمیمی، احمد، روزبه بالونژاد نوری و امیر منصور طهران چیان. (۱۳۹۵). «بررسی اثر تکانه درآمدهای نفتی بر تولید و تورم در شرایط وجود چسبندگی در قیمت و دستمزد» *فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی*. ۱۲ (۴۸): صص ۱-۳۲

۵. خیابانی، ناصر و حسین امیری. (۱۳۹۳). «جایگاه سیاست‌های پولی و مالی ایران با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل‌های DSGE». *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*. ۱۴: صص ۱۳۳-۱۷۳

۶. طائی، حسن. (۱۳۸۵). «تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی برپایه داده‌های خرد» *پژوهش‌های اقتصادی ایران*. ۲۹: صص ۹۳-۱۱۲۷.

۷. فرازمند، حسن، مجتبی قربان‌نژاد و عبدالله پورجوان. (۱۳۹۲). «تعیین قواعد سیاست پولی و مالی بهینه در اقتصاد ایران». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۲۱ (۶۷): صص ۸۸-۶۹

۸. فطرس، محمدحسن، حسین توکلیان و رضا معبودی. (۱۳۹۳). «اثر تکانه‌ی پولی بر رشد اقتصادی و تورم ایران رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویا». *دوفصلنامه‌ی اقتصاد پولی. مالی (دانش وتوسعه سابق)*. ۲۱ (۸): صص ۱-۲۹

۹. کمیجانی، اکبر و حسین توکلیان. (۱۳۹۱). «سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه‌ی مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران». *فصلنامه‌ی تحقیقات مدلسازی اقتصادی*. ۸: صص ۸۷-۱۱۷

۱۰. متوسلی، محمود، ایلناز ابراهیمی، اصغر شاهمرادی و اکبر کمیجانی. (۱۳۸۹). «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده‌ی نفت»، *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی*. ۱۰ (۴): صص ۸۷-۱۱۶

۱۱. منظور، داود و انوشیروان تقی‌پور. (۱۳۹۴). «تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی(DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده‌ی نفت؛ مورد مطالعه: ایران». *فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۲۳ (۷۵): صص ۷-۴۴.

1. Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé & M. Villani. (2007). Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-through. Journal of International Economics, 72(2), 481-511.

2. Barro, R.J. & X. Sala-i-Martin. (1992). Public Finance in Models of Economic Growth. The Review of Economic Studies, 59(4), 645-661.

3. Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in A Utility-Maximizing Framework. Journal of monetary Economics, 12(3), 383-398.

www.SID.ir

Archive of SID

4. Catão, L.A. & R. Chang. (2015). World Food Prices and Monetary Policy. Journal of Monetary Economics, 75, 69-88.
5. Christiano, L.J., M. Eichenbaum & C.L. Evans. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. Journal of political Economy, 113(1), 1-45.
6. Dar, A.A. & S. Amirkhalkhali. (2002). Government Size, Factor Accumulation and Economic Growth: Evidence from OECD countries. Journal of policy modeling, 24, 679-692.
7. Emami, K. & M. Adibpour. (2012). Oil Income Shocks and Economic Growth in Iran. Economic Modelling, 29, 1774-1779.
8. Gali, J., & Monacelli, T. (2005). Optimal monetary and fiscal policy in a currency union (No. w11815). National Bureau of Economic Research.
9. Gelain, P. & D. Kulikov. (2009). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Estonia. Eesti Pank.
10. Hamdi, H. & R. Sbia. (2013). Dynamic Relationships Between Oil Revenues, Government Spending and Economic Growth in an Oil-Dependent Economy. Economic Modeling, 35, 118-125.
11. Ortiz, I., J. Chai & M. Cummins. (2011). Escalating Food Prices: The Threat to Poor Households and Policies to Safeguard a Recovery for All. UNICEF Social and Economic Policy Working Paper.
12. Portillo, R., L-F. Zanna, S.A. O'Connell & R. Peck. (2016). Implications of Food Subsistence for Monetary Policy and Inflation. International Monetary Fund Working Paper.
13. Pourroy, M., B. Carton & D. Coulibaly. (2012). Food prices and inflation targeting in emerging economies. International Monetary Fund Working Paper.
14. Pourroy, M., B. Carton & D. Coulibaly. (2016). Food Prices and Inflation Targeting in Emerging Economies. International Economics, 146, 108-140.

www.SID.ir