Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

مدل‌سازی شوک‌های مارک‌آپ با استفاده از مدل DSGE: مورد ایران

حسین امیری | h.amiri@khu.ac.ir

استادیار گروه اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشکده اقتصاد،
دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

دریافت: ۱۳۹۴/۷/۱۲ | پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۵

چکیده: این مقاله به منظور بررسی تأثیر افزایش قدرت بازاری و انحصار در بازار محصولات داخلی و صادراتی در بعد کلان اقتصادی، تأثیر شوک‌های مارک‌آپ قیمت کالاهای داخلی و صادراتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی و در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز نیوکینزی برای ایران بررسی می‌کند. برای این منظور، فرآیند قیمت‌گذاری بهینه بنگاه‌های کالاهای داخلی، وارداتی و صادراتی در چارچوب مدل چسبندگی قیمت کالو (۱۹۸۳)، با لحاظ پویایی مارک‌آپ قیمت‌ها و تصریح فرآیند گام تصادفی برای شوک‌های مارک‌آپ مدل‌سازی شده است. نتایج شبیه‌سازی و تحلیل پویای تأثیر شوک‌ها نشان می‌دهد، شوک مثبت مارک‌آپ قیمت داخلی بر سرمایه‌گذاری، مصرف، هزینه نهایی داخلی و تولید در کوتاه‌مدت تأثیر معنادار منفی دارد. از سوی دیگر، شوک‌های مثبت مارک‌آپ داخلی بر صادرات و واردات اثر مثبت و کوتاه‌مدت دارد. همچنین، شوک مثبت مارک‌آپ قیمت صادراتی، در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری، هزینه نهایی داخلی و تولید کالاهای صادراتی و تولید را کاهش می‌دهد. بر پایه نتایج، شوک‌های مارک‌آپ به عنوان عامل افزایش قدرت بازاری و انحصار، اثرات مخربی بر روی تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف در ایران دارد. از این‌رو، وضع و اجرای قوانین و سیاست‌های ضدتراست و انحصار در راستای کنترل قدرت بازاری و انحصار ضروری است.

کلیدواژه‌ها: شوک مارک‌آپ، قدرت بازاری، چسبندگی قیمت‌ها، اقتصاد باز، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: F12, E31, E37.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم | شماره ۳ | پاییز ۱۳۹۴ | ص ص ۱۲۴-۹۵

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

مقدمه

در ساختار بازار رقابت انحصاری، مارک‌آپ قیمت[1] یکی از معیارهای ساختار بازار و سنجش قدرت بازاری بنگاه‌هاست. به نحوی که بسیاری از پژوهشگران معتقدند برای ارزیابی شدت رقابت بازار باید به مارک‌آپ توجه کرد (شهیکی‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲، شهیکی‌تاش، ۱۳۹۲). مارک‌آپ تفاوت میان هزینه و قیمت فروش یک واحد کالاست که از سوی تولیدکننده به منظور کسب انتفاع و بدون کاهش سهم بازاری بنگاه، تعیین می‌شود. به بیانی دیگر، مازاد قیمت تعیین‌شده بر هزینه نهایی به وسیله تولیدکننده در سطح خاصی از تولید بنگاه، مارک‌آپ نامیده می‌شود. در واقع، مارک‌آپ برابر با نسبت قیمت به هزینه نهایی یا معکوس هزینه نهایی حقیقی بنگاه است (Nekarda & Ramey, 2013) و عموماً بر اساس شاخص لرنر[2] محاسبه می‌شود[3] (شهیکی‌تاش و حجتی، ۱۳۹۲، شهیکی‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲). بنابراین در شرایط رقابت کامل مارک‌آپ قیمت برابر با یک و در ساختار بازار انحصاری بزرگ‌تر از یک است. از این رو افزایش مارک‌آپ موجب افزایش قدرت بازاری بنگاه و کاهش شدت رقابت بازار می‌شود (شهیکی‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲).

مارک‌آپ در مدل‌های اقتصاد کلان نیز نقش کلیدی را بازی می‌کند. از یک‌سو، این متغیر بیانگر اختلاف سطح حقیقی و کارای تولید است و از سوی دیگر، با معکوس سهم نیروی کار از تولید اندازه‌گیری می‌شود (Khan & Kim, 2013). از این‌رو افزایش مارک‌آپ می‌تواند به عنوان کاهش سهم عامل تولید نیروی کار و افزایش نقش سرمایه در تولید تفسیر شود. از سوی دیگر، در چرخه‌های تجاری، مارک‌آپ رفتار متناقض و ضدادواری دارد (Rotemberg & Woodford, 2010).

جنبه دیگر بحث، ارتباط چسبندگی قیمت‌ها با مارک‌آپ است. چسبندگی قیمت‌ها در مدل‌های کینزی جدید فرض بسیار کلیدی است و برای درک واکنش متغیرهای مهم اقتصاد کلان به شوک‌های پولی از اهمیت خاصی برخوردار است. درجه چسبندگی قیمت، اطلاعات ارزشمندی را در مورد واکنش متغیرهای اقتصادی نسبت به شوک‌های اقتصادی از جمله شوک‌های مارک‌آپ ارائه می‌دهد. بر پایه مطالعات تئوریک، مارک‌آپ قیمت‌ها در چارچوب یک اقتصاد با لحاظ چسبندگی قیمت‌ها، رفتاری پویا و ناایستا دارد و با وجود چسبندگی قیمت‌ها، انتظار بروز شوک‌های مارک‌آپ وجود

1. Markup of Price
2. Lerner Index

۳. شاخص لرنر یکی از متعارف‌ترین معیارهای سنجش قدرت انحصاری بازار است و برابر با نسبت تفاضل قیمت از هزینه نهایی به قیمت است که از فرآیند حداکثرسازی سود بنگاه انحصاری در قالب مدل یک‌مرحله‌ای کورنوی به دست می‌آید.

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

دارد (Christiano, Eichenbaum & Evans, 2010). از این‌رو، نقش این شوک‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی و شکل‌گیری چرخه‌های تجاری بیشتر برجسته می‌شود. بر همین اساس، هدف اصلی این مقاله ارائه شواهدی جدید از نقش چسبندگی قیمت‌ها و شوک‌های مارک‌آپ در بازارهای داخلی، صادراتی و وارداتی ایران است. به بیانی دیگر، این مقاله تأثیر شوک‌های مارک‌آپ قیمت کالاهای داخلی و صادراتی در ایران را، به عنوان معیار افزایش قدرت بازاری و انحصاری بنگاه‌های داخلی، صادراتی و وارداتی، بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی می‌کند که بر پایه اطلاعات پژوهشگر این مقاله، تنها مطالعه داخلی است که در بعد کلان و با استفاده از مدل‌های مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGEM)[1] ، به بررسی اثرات افزایش قدرت بازاری و انحصار می‌پردازد.

برای این منظور از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی اقتصاد باز در مقیاس بزرگ، با مدل‌سازی شوک مارک‌آپ قیمت کالاهای داخلی، کالاهای صادراتی و وارداتی، و نقش چسبندگی قیمت‌ها در این سه بخش استفاده می‌شود.

وجوه بارز و متمایز این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین را می‌توان به این ترتیب تشریح کرد. اولاً، این مطالعه مارک‌آپ قیمت را در سه بخش بنگاه‌های داخلی، بنگاه‌های وارداتی و بنگاه‌های صادراتی مدل‌سازی می‌کند. در واقع، برای هر سه بخش بر پایه چسبندگی قیمت‌ها در کالاهای داخلی، وارداتی و صادراتی در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالو[2] (۱۹۸۳)، منحنی‌های فیلیپس‌هایبریدی کینزین‌های جدید استخراج شده است. ثانیاً، تمرکز این مطالعه روی بررسی تأثیر شوک مارک‌آپ قیمت‌ها بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران است. به نحوی که، برای مارک‌آپ قیمت کالاهای داخلی، وارداتی و صادراتی، به پیروی از مطالعه آدولفسون و همکاران[3] (۲۰۰۵)، فرآیند پویای گام تصادفی[4] تصریح شده است و تأثیر شوک‌های مارک‌آپ، به عنوان معیار افزایش قدرت بازاری و انحصاری در بنگاه‌های داخلی، صادراتی و وارداتی، بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی حاصل از کالیبراسیون و شبیه‌سازی مدل DSGE، بررسی می‌شود.

نتایج تحلیل تجربی مدل DSGE نشان می‌دهد که شوک مثبت مارک‌آپ قیمت‌های داخلی در کوتاه‌مدت با افزایش انحصار، اثرات منفی بر سرمایه‌گذاری و تولید دارد. به صورتی که این شوک، با کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری داخلی، بر تولید تأثیر منفی دارد. همچنین بروز یک شوک مثبت

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium Model
2. Calvo, G.
3. Adolfson *et al*.
4. Random Walk

مارک‌آپ قیمت در بازار کالاهای صادراتی، کاهش سرمایه‌گذاری و به تبع آن تولید را در کوتاه‌مدت به همراه دارد.

در ادامه مقاله، در بخش دوم مروری بر ادبیات نظری و تجربی موضوع صورت می‌پذیرد. در بخش سوم مدل DSGE برای اقتصاد ایران ارائه می‌شود. در بخش چهارم نتایج حاصل از شبیه‌سازی مدل تشریح می‌شود و تحلیل پویای توابع عکس‌العمل آنی ارائه می‌شود. در نهایت در بخش پنجم مقاله، خلاصه نتایج مقاله آورده خواهد شد.

پیشینه پژوهش

در اقتصاد بنگاه، مطالعه قیمت و هزینه از جایگاه ویژه برخوردار است. از اوایل دهه ۱۹۸۰، همگام با ورود پایه‌های خرد اقتصادی به مدل‌های کلان و بررسی قیمت‌گذاری بهینه بنگاه در قالب مدل‌های اقتصاد کلان، مطالعه قیمت و هزینه بنگاه در قالب مدل‌های کلان اقتصادی مورد توجه واقع شد (Nekarda & Ramey, 2013). به ویژه از زمانی که چسبندگی قیمت‌ها در چارچوب مدل کالو (۱۹۸۳) وارد ادبیات مدل‌های نیوکینزی شد، بررسی نقش شوک‌های مارک‌آپ قیمت‌ها به موضوعی قابل بحث تبدیل شد. در این زمینه، کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) نشان داده‌اند که چسبندگی قیمت‌ها و مارک‌آپ قیمت نقش مهمی در پایداری تورم بعد از بروز شوک‌های پولی و مالی بازی می‌کنند. به طوری‌که روتنبرگ و وودفورد (۱۹۹۲) نشان داده‌اند که افزایش در مخارج دولت، موجب افزایش در دستمزد حقیقی در چارچوب رقابت ناقص می‌شود که این به نوبه خود منجر به مارک‌آپ ضدادواری می‌شود. ضمن آنکه، مدل نیوکینزی نیز مارک‌آپ ضدادواری را به دنبال اجرای سیاست‌های پولی و مالی انبساطی نتیجه می‌دهد (Goodfriend & King, 1997).

به طور کلی در ادبیات کینزی جدید در مورد تعیین رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی دو دسته مدل قیمت‌گذاری وابسته به زمان[1] و وابسته به وضعیت[2] معرفی شده‌اند. در مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به زمان فرض بر این است که زمان‌بندی تغییر قیمت به وسیله بنگاه‌های اقتصادی به صورت برون‌زا و بدون در نظرگرفتن شرایط اقتصادی تعیین می‌شود. در حالی که در مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به وضعیت، بنگاه‌ها با توجه به وضعیت متغیرهای کلان در مورد تعدیل قیمت کالای خود تصمیم‌گیری می‌کنند. هر یک از انواع مختلف مدل‌های چسبندگی قیمت،

1. Time Dependent Pricing Model
2. State Dependent Pricing Model

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

دلالت‌های سیاستگذاری متفاوتی را به همراه دارند. به عنوان مثال در مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به وضعیت، اعمال سیاست‌های پولی انبساطی در ابعاد وسیع باعث می‌شود قیمت کالاها فاصله زیادی از قیمت بهینه پیدا کند و بنگاه‌های بیشتری اقدام به واکنش سریع به شوک پولی کنند. واکنش سریع بنگاه‌ها به شوک پولی در نهایت منجر به خنثی‌شدن سیاست پولی در اقتصاد می‌شود. بنابراین شناسایی رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی و تشخیص سازگارترین مدل تعدیل قیمت در هر اقتصاد، برای تحلیل سیاست‌های اقتصادی مهم و حیاتی است (همتی و بیات، ۱۳۹۱).

نکته قابل‌تأمل و پراهمیت در زمینه ارتباط چسبندگی قیمت‌ها با مارک‌آپ آن است که بر پایه مطالعات تئوریک، اگر قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پذیر باشند، مارک‌آپ برابر با مقدار ثابت $\frac{\theta}{1-\theta}$ خواهد بود، که در آن θ کشش جانشینی میان کالاها در بازار رقابت انحصاری است. اما تحت فرض چسبندگی قیمت‌ها در چارچوب تئوری کالو، مارک‌آپ به تورم بستگی غیرخطی به فرم U شکل دارد (Casares, 2007). در واقع، در طول چرخه‌های تجاری، اگرچه نسبت مارک‌آپ هدف ثابت می‌ماند ولی به دلیل وجود چسبندگی قیمت‌ها، مارک‌آپ رفتاری پویا و نامانا دارد (Kim, 2010). به این ترتیب در این چارچوب، انتظار بروز شوک‌های مارک‌آپ وجود دارد.

از دیدگاه خرد اقتصادی، مارک‌آپ به عنوان قدرت بازاری یا انحصاری تفسیر می‌شود (شهیکی‌تاش و حجتی، ۱۳۹۲). قدرت بازاری عبارت است از توانایی یک گروه از مشارکت‌کنندگان بازار در تعیین قیمت و مقدار محصول، بدون آنکه سهم بازار و سودشان کاهش پیدا کند. افزایش مارک‌آپ یا اعمال قدرت بازاری، برای بنگاه انحصاری سود بیشتر و مزایای اجتماعی و سیاسی گسترده به دنبال دارد (بیگدلی، ۱۳۸۸). قدرت بازاری ممکن است به سبب خواست بنگاه جهت کسب سود بیشتر یا در نتیجه نوآوری، اختراع، پژوهش و توسعه، کنترل منابع و نهاده‌ها یا حمایت‌های قانونی و غیرقانونی باشد. با توجه به ریشه‌های بروز قدرت بازاری و مارک‌آپ، انتظار می‌رود افزایش آن سبب کاهش تولید، افزایش تورم و نابرابری درآمد شود (بیگدلی، ۱۳۸۸).

در ادامه این بخش، مروری بر چند مطالعه تجربی صورت می‌پذیرد. ابتدا به مرور چند مطالعه خارجی تجربی انجام‌شده می‌پردازیم. آدولفسون و همکاران (۲۰۰۵) با بهره‌گیری از یک مدل DSGE اقتصاد باز، مارک‌آپ قیمت کالاهای صادراتی، وارداتی و مارک‌آپ قیمت داخلی را در قالب توابع خودرگرسیونی مرتبه اول مدل‌سازی کرده‌اند. نتایج آنها از اهمیت چسبندگی قیمت‌ها در قیمت‌های هر سه بخش صادراتی، وارداتی و داخلی حتی با فرض وجود همبستگی مارک‌آپ قیمت‌های این سه بخش حکایت دارد. کیم (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای تجربی برای اقتصاد آمریکا، تأثیر شوک مارک‌آپ قیمت

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

را بر پویایی متغیرهای کلان در قالب یک مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری (SVAR)[1] بررسی کرده است. نتایج وی نشان می‌دهد شوک مارک‌آپ تأثیر معنادار و مثبت بر مصرف، سرمایه‌گذاری و درآمد دارد. بر پایه نتایج این مطالعه، تصریح پویایی اقتصاد کلان آمریکا بدون توجه به شوک‌های پایدار مارک‌آپ امکان‌پذیر نیست. گالی و همکاران[2] (۲۰۱۱) یک مدل کلان نیوکینزی را برای داده‌های اقتصاد آمریکا جهت بررسی تأثیر شوک‌های قیمت و دستمزد مارک‌آپ برآورد کرده‌اند. نتایج آنها بیانگر تأثیر مثبت شوک مارک‌آپ قیمت بر تولید و اشتغال است. خان و کیم (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای تجربی برای کشور کانادا، به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت و مارک‌آپ قیمت بر روی متغیرهای کلان اقتصادی در قالب یک مدل SVAR پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد، شوک مارک‌آپ قیمت‌ها تأثیر منفی و معنادار بر تولید، هزینه نهایی و دستمزد حقیقی دارد. اوزان ایکسی[3] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با عنوان مارک‌آپ درون‌زا در مدل کینزی جدید (کاربردهایی از رابطه تورم-تولید و رفاه) به بررسی کاربرد سیاست‌های پولی در قبال یک مدل کینزی جدید پرداخت. وی نشان داد که برخلاف شوک‌های مارک‌آپ برون‌زا و چسبندگی واقعی دستمزد، شوک‌های مارک‌آپ درون‌زا مدل‌های نیوکینزی را در شکل‌دهی مبادله بین تورم-تولید بهبود نخواهند داد. همچنین وی نتیجه گرفت سیاست پولی بهینه در این چارچوب هدف‌گذاری بر اساس قیمت تعادلی انعطاف‌پذیر است. آنتونیو آفانسو و تووار جالس[4] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای تحت عنوان رفتار چرخه‌ای مارک‌آپ و نقش شوک‌های عرضه و تقاضا با استفاده از روش خودرگرسیونی ساختاری برداری به بررسی اثرات شوک‌های عرضه و تقاضا بر شوک‌های مارک‌آپ برای ۱۴ کشور عضو OECD پرداخت. وی نتیجه گرفت که واکنش انفرادی مارک‌آپ به شوک‌های تقاضا، مارک‌آپ را برای بیشتر کشورها کاهش می‌دهد. از طرف دیگر شوک عرضه دارای یک اثر ترکیبی بر روی مارک‌آپ است.

در داخل کشور تنها چند مطالعه محدود در سطح خرد اقتصادی در زمینه نقش مارک‌آپ قیمت صورت پذیرفته است. برای مثال، شهیکی‌تاش و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای تجربی برای صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط میان تمرکز یا انحصار، مارک‌آپ و بازده سهام را طی دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که ارتباط معنادار غیرمستقیم میان بازده سهام و مارک‌آپ وجود دارد. در مطالعه‌ای دیگر، شهیکی‌تاش (۱۳۹۲) برای

1. Structural Vector Auto Regressive
2. Gali *et al.*
3. Ozan Eksi
4. Antonio Afonso & Tovar Jalles

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

صنایع کارخانه‌ای ایران شاخص لرنر را محاسبه کرده است. نتایج وی نشان می‌دهد صنایعی که دارای شاخص لرنر بالاتر هستند از شدت تمرکز و انحصار بیشتر برخوردارند.

مبانی نظری پژوهش

در این بخش، به معرفی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید اقتصاد باز برای ایران پرداخته می‌شود. این مدل شامل پنج بخش خانوار که تصمیمات بهینه بر روی مصرف، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری، عرضه نیروی کار، نگهداری پول و اوراق مشارکت انجام می‌دهد، بنگاه‌های اقتصادی شامل بنگاه‌های داخلی، وارداتی و صادراتی که در چارچوب بازار رقابت انحصاری و چسبندگی قیمت‌ها به تفکیک این سه بخش، به دنبال قیمت‌گذاری بهینه هستند، دولت و بانک مرکزی که تصمیمات تلفیقی بر سیاست‌های پولی و مالی دارند و در نهایت بخش خارجی شامل درآمد و سطح قیمت اقتصاد خارج است.

بخش خانوار

بخش خانوار، فرآیند حداکثرسازی مطلوبیت تنزیل‌شده انتظاری بین‌دوره‌ای زیر را مورد توجه قرار می‌دهد:

$$E_t\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\varepsilon_t^{\beta}\{\frac{1}{1-\sigma_c}(c_t^i)^{1-\sigma_c}-\frac{1}{1+\sigma_L}(L_t^i)^{1+\sigma_L}+\frac{\kappa_M}{1+\sigma_M}(M_t^i)^{1+\sigma_M}\} \qquad (۱)$$

در معادله (۱)، $\{c_t^i : t\geq 0\}$ بیانگر مصرف طی ادوار زندگی، $\{L_t^i : t\geq 0\}$ عرضه نیروی کار و $\{M_t^i : t\geq 0\}$ تراز نقدی طی ادوار زندگی است. در این معادله، σ_c معکوس کشش جانشینی بین دوره مصرف، σ_L معکوس کشش نیروی کار با توجه به دستمزد حقیقی و σ_M معکوس کشش تراز پرداخت‌های نقدی است. κ_M ضریب ترجیح مانده پولی است. همچنین ε_t^{β} شوک ترجیحات است و فرض می‌شود که از یک فرآیند AR(1) با ضریب ρ_{β} تبعیت می‌کند. از طرفی، قید بودجه اسمی بخش خانوار در دوره tام، در قالب معادله (۲) تصریح می‌شود:

$$P_t^c C_t^i + P_t^I I_t^i + B_t^{i,n} + M_t^{i,n} = R_{t-1}^n B_{t-1}^{i,n} + W_t^i L_t^i + R_t^k K_{t-1}^{i,n} + M_{t-1}^{i,n} + div_t^{i,n} + T_t^{i,n} \qquad (۲)$$

در معادله (۲)، T_t^i خالص مالیات‌ها، div_t^i سود تقسیم‌شده به وسیله بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، P_t^c شاخص قیمت مصرف‌کننده یا CPI، W_t^i دستمزد نیروی کار و R_t^k بازدهی (عایدی) سرمایه است. با تقسیم دو طرف معادله (۲) بر P_t^c، معادله قید بودجه به صورت حقیقی قابل دستیابی است:

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

$$C_t^i+\frac{P_t^I}{P_t^C}I_t^i+B_t^i+M_t^i=R_{t-1}^n\frac{B_{t-1}^{i,n}}{P_t^C}+\frac{W_t^i}{P_t^C}L_t^i+R_t^kK_{t-1}^i+\frac{M_{t-1}^{i,n}}{P_t^C}+div_t^i+T_t^i \qquad (۳)$$

از آنجا که $\frac{B_{t-1}^{i,n}}{P_t^C}\frac{P_{t-1}^C}{P_{t-1}^C}=\frac{B_{t-1}^i}{\pi_t^C}$ و $\frac{M_{t-1}^{i,n}}{P_t^C}\frac{P_{t-1}^C}{P_{t-1}^C}=\frac{M_{t-1}^i}{\pi_t^C}$، از این رو می‌توان قید بودجه حقیقی بخش خانوار را به صورت معادله (۴) بازنویسی کرد:

$$C_t^i+\frac{P_t^I}{P_t^C}I_t^i+B_t^i+M_t^i=R_{t-1}^n\frac{B_{t-1}^i}{\pi_t^C}+\frac{W_t^i}{P_t^C}L_t^i+R_t^kK_{t-1}^i+\frac{M_{t-1}^i}{\pi_t^C}+div_t^i+T_t^i \qquad (۴)$$

از سوی دیگر، معادله تشکیل سرمایه بخش خانوار در هر دوره زمانی ($t\geq 0$) به صورت معادله (۵) تصریح می‌شود:

$$K_t=(1-\delta)K_{t-1}+[1-S(\frac{I_t}{I_{t-1}})]I_tx_t \qquad (۵)$$

فرض می‌شود که معادله (۵) برای تمامی خانوارها یکسان است. در معادله فوق، δ نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت است و x_t شوک سرمایه‌گذاری است که فرض می‌شود از یک فرآیند AR(1) با ضریب ρ_x پیروی می‌کند. در معادله (۵)، $S(\frac{I_t}{I_{t-1}})$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است که وابسته به سرمایه‌گذاری جاری و باوقفه است. فرض می‌شود $S(۰)$ یک تابع محدب و فزاینده است. ویژگی‌های این تابع عبارتند از:

$$S(1)=S'(1)=0 \quad \text{و} \quad S''(1)=\kappa^A>0 \qquad (۶)$$

که در آن نماد A دلالت بر کل[1] دارد (Christiano, *et al.*, 2005). این فرم تابعی اشاره به این دارد که تغییردادن سطح سرمایه‌گذاری هزینه‌بر است، تغییر در سرمایه‌گذاری هزینه را افزایش می‌دهد و هیچ هزینه تعدیلی در شرایط باثبات وجود ندارد و پویایی‌های لگاریتم خطی‌شده در اطراف شرایط باثبات تنها با انحنای تابع هزینه تعدیل تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد (κ^A). وجود هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری، ایستایی در سرمایه‌گذاری را بیان می‌کند به گونه‌ای که در وقفه سرمایه‌گذاری منعکس می‌شود. ضمن آنکه تصمیم سرمایه‌گذاری آینده‌نگر است، به طوری که تغییردادن سطح سرمایه‌گذاری هزینه‌بر می‌شود. کشش سرمایه‌گذاری با توجه به افزایش موقتی در مقدار سرمایه جاری نصب‌شده به صورت معکوس با پارامتر هزینه تعدیل مرتبط است و با $\xi^A\equiv\frac{1}{\kappa^A}$ نمایش داده می‌شود.

در معادله قید بودجه حقیقی بخش خانوار، c_t و I_t توابعی CES از کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری

1. Aggregate

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

داخلی و خارجی به صورت معادله (۷) هستند[1]:

$$C_t = [(1-\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}} (C_t^D)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + (\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}} (C_t^F)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}}]^{\frac{\eta_c}{\eta_c-1}} \quad (۷)$$

به طوری که در آن، C_t^D مصرف کالاهای داخلی و C_t^F مصرف کالاهای خارجی (وارداتی) است. همچنین α_c سهم واردات در مصرف کل و η_c کشش جانشینی میان کالاهای مصرفی داخل و وارداتی است. خانوار، C_t را با توجه به قید هزینه (۸) حداکثر می‌کند:

$$P_t^D C_t^D + P_t^{F,c} C_t^F = P_t^C C_t \quad (۸)$$

که در آن P_t^D شاخص قیمت کالاهای داخلی و $P_t^{F,c}$ شاخص قیمت کالاهای مصرفی وارداتی است و شاخص قیمت CPI (P_t^C) برابر است با:

$$P_t^C = [(1-\alpha_c)(P_t^D)^{1-\eta_c} + (\alpha_c)(P_t^{F,c})^{1-\eta_c}]^{\frac{1}{1-\eta_c}} \quad (۹)$$

با انجام فرآیند حداکثرسازی فوق، معادلات زیر را برای مصرف کالاهای داخلی و وارداتی به دست می‌آوریم:

$$C_t^D = (1-\alpha_c)(\frac{P_t^D}{P_t^c})^{-\eta_c} C_t \quad (۱۰)$$

$$C_t^F = \alpha_c(\frac{P_t^{F,C}}{P_t^c})^{-\eta_c} C_t \quad (۱۱)$$

از طرفی، سرمایه‌گذاری فرم CES به صورت رابطه (۱۲) دارد:

$$I_t = [(1-\alpha_I)^{\frac{1}{\eta_I}} (I_t^D)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}} + (\alpha_I)^{\frac{1}{\eta_I}} (I_t^F)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}}]^{\frac{\eta_I}{\eta_I-1}} \quad (۱۲)$$

که در آن، I_t^D کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی، I_t^F کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی (خارجی)، α_I سهم واردات در سرمایه‌گذاری و η_I کشش جانشینی میان کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی است. خانوار I_t را با توجه به قید هزینه (۱۳) حداکثر می‌کند:

$$P_t^D I_t^D + P_t^{F,I} I_t^F = P_t^I I_t \quad (۱۳)$$

که در آن، $P_t^{F,I}$ شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی است و شاخص قیمت سرمایه‌گذاری کـــل (P_t^I) برابر است با:

$$P_t^I = [(1-\alpha_I)(P_t^D)^{1-\eta_I} + (\alpha_I)(P_t^{F,I})^{1-\eta_I}]^{\frac{1}{1-\eta_I}} \quad (۱۴)$$

درمعادله (۱۴)، P_t^D و $P_t^{F,I}$ شاخص قیمت داخلی و شاخص قیمتی کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی است. پروسه حداکثرسازی تابع سرمایه‌گذاری نسبت به قید هزینه (۱۳)، معادله‌های ذکر شده

1. Gelain & Julikov

را برای سرمایه‌گذاری کالاهای داخلی و وارداتی در پی دارد:

$$I_t^D = (1-\alpha_I)(\frac{P_t^D}{P_t^I})^{-\eta_i} I_t \qquad (۱۵)$$

$$I_t^F = \alpha_I (\frac{P_t^{F,I}}{P_t^I})^{-\eta_i} I_t \qquad (۱۶)$$

با توجه به مجموعه معادلات بالا، مسئله خانوار به صورت رابطه (۱۷) تصریح می‌شود:

$$l_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{\varepsilon_t^\beta [\frac{1}{1-\sigma_c}(\mathrm{c}_t^i)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_L}(\mathrm{L}_t^i)^{1+\sigma_L} + \frac{\kappa_M}{1-\sigma_M}(M_t^i)^{1-\sigma_M}] +$$

$$\lambda_t [R_{t-1}^n \frac{B_{t-1}^i}{\pi_t^C} + \frac{W_t^i}{P_t^C} L_t^i + R_t^k K_{t-1}^i + \frac{M_{t-1}^i}{\pi_t^C} + div_t^i + T_t^i - C_t^i - \frac{P_t^I}{P_t^C} I_t^i - B_t^i - M_t^i] + \qquad (۱۷)$$

$$\mathrm{Q}_t [(1-\delta)K_{t-1}^i + [1 - S(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i})] I_t^i x_t^i - K_t^i]\}$$

که در آن، λ_t و Q_t ضرایب لاگرانژ هستند. شروط مرتبه اول به دست‌آمده برای حداکثرسازی مطلوبیت بخش خانوار به صورت رابطه‌های زیر است[۱]:

$$\frac{\partial l}{\partial C_t} = 0 \Rightarrow \lambda_t = \varepsilon_t^\beta \, \mathrm{c}_t^{-\sigma_c} \qquad (۱۸)$$

$$\frac{\partial l}{\partial I_t} = 0 \Rightarrow -\beta^t \lambda_t \frac{P_t^I}{P_t^C} + \beta^t Q_t x_t [1 - S(\frac{I_t}{I_{t-1}}) - S'(\frac{I_t}{I_{t-1}})\frac{I_t}{I_{t-1}}] + \beta^{t+1} E_t \{Q_{t+1} x_{t+1} S'(\frac{I_{t+1}}{I_t})(\frac{I_{t+1}}{I_t})^2] = 0 \qquad (۱۹)$$

$$\frac{\partial l}{\partial K_t} = 0 \Rightarrow E_t\{\beta^{t+1}\lambda_{t+1} R_{t+1}^k\} - \beta^t Q_t + E_t\{\beta^{t+1} Q_{t+1}(1-\delta)\} = 0 \qquad (۲۰)$$

$$\frac{\partial l}{\partial B_t} = 0 \Rightarrow \beta^t \lambda_t - E_t\{\beta^{t+1}\lambda_{t+1} R_t^n \frac{1}{\pi_{t+1}^C}\} = 0 \qquad (۲۱)$$

$$\frac{\partial l}{\partial L_t} = 0 \Rightarrow -\varepsilon_t^\beta \beta^t (\mathrm{L}_t)^{\sigma_L} + \varepsilon_t^\beta \beta^t \lambda_t \frac{W_t}{P_t^C} = 0 \qquad (۲۲)$$

$$\frac{\partial l}{\partial M_t} = 0 \Rightarrow \beta^t \varepsilon_t^\beta \kappa_M M_t^{-\sigma_M} - \beta^t \lambda_t + E_t \beta^{t+1} \lambda_{t+1} \frac{1}{\pi_t^C} = 0 \qquad (۲۳)$$

۱. دقت شود که اندیس i کنار گذاشته می‌شود. علت این است که راه‌حل غیرمتمرکز، یکسان است همانگونه که راه‌حل متمرکز یکی است، از این رو شرایط مرتبه اول یکسان است. به عبارت دیگر زمانی که بازارها کامل و مطلوبیت مجزا باشد، مطلوبیت‌های نهایی در تمامی حالت‌های طبیعی و همه دوره‌ها برابر خواهند بود.

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

از معادله (۱۸) می‌توان معادله (۲۴) را نتیجه گرفت:

$$E_t \frac{\varepsilon_t^{\beta} \mathrm{c}_t^{-\sigma_c}}{\varepsilon_{t+1}^{\beta} \mathrm{c}_{t+1}^{-\sigma_c}} = E_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} \qquad (۲۴)$$

معادله (۱۹) نتیجه می‌دهد:

$$\frac{P_t^I}{P_t^C} = q_t x_t [1 - S(\frac{I_t}{I_{t-1}}) - S'(\frac{I_t}{I_{t-1}}) \frac{I_t}{I_{t-1}}] + \beta E_t \{q_{t+1} x_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} S'(\frac{I_{t+1}}{I_t})(\frac{I_{t+1}}{I_t})^2] \qquad (۲۵)$$

که در آن، q_t نسبت دو ضریب لاگرانژ ($\frac{Q_t}{\lambda_t}$) یا نسبت ارزش بازاری بر حسب ارزش جایگزینی یا ارزش سرمایه نصب‌شده بر حسب هزینه جایگزینی است که اصطلاحاً q_t توبین نهایی نامیده می‌شود. این معادله بیان می‌کند که اگر $S(.) = 0$ باشد (یعنی هزینه‌های تعدیل وجود ندارد)، داریم:

$$q_t = \frac{P_t^I}{P_t^C} \frac{1}{x_t} \qquad (۲۶)$$

یعنی Q نهایی توبین برابر با هزینه جایگزینی سرمایه (قیمت نسبی سرمایه) است که با X_t نسبت عکس دارد. بنابراین، قیمت نسبی سرمایه در طول زمان کاهش می‌یابد همانگونه که X_t افزایش می‌یابد. بنابراین اگر $X_t = 1$ باشد، قیمت نسبی سرمایه برابر با یک می‌شود. شرط مرتبه اول برای موجودی سرمایه را با انجام ساده‌سازی به صورت معادله (۲۷) بازنویسی می‌کنیم:

$$\mathrm{q}_t = \beta E_t \{\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (R_{t+1}^k + \mathrm{q}_{t+1}(1-\delta)\} \qquad (۲۷)$$

معادله (۲۷)، نشان‌دهنده قیمت‌گذاری برای سرمایه است که بیان می‌کند، قیمت نسبی سرمایه برابر با بازدهی مورد انتظاری است که ما در دوره بعد خواهیم گرفت. معادله (۲۷) روشی بهینه برای تعیین قیمت سرمایه است که در آن بازدهی آتی و نرخ استهلاک سرمایه برای تعیین قیمت سرمایه به حساب آورده شده است. از طرفی، شکل ساده‌شده معادله (۲۱) به صورت معادله (۲۸) است:

$$E_t \{\frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}}\} = \beta E_t \{R_t^n \frac{1}{\pi_{t+1}^C}\} \qquad (۲۸)$$

با ترکیب دو معادله (۲۴) و (۲۸) داریم:

$$E_t \frac{\varepsilon_t^{\beta} \mathrm{c}_t^{-\sigma_c}}{\varepsilon_{t+1}^{\beta} \mathrm{c}_{t+1}^{-\sigma_c}} = \beta E_t \{R_t^n \frac{1}{\pi_{t+1}^C}\} \qquad (۲۹)$$

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

معادله (۲۹) به معادله اولر[1] مشهور است. از سوی دیگر، عرضه نیروی کار در معادله (۲۲)، به صورت معادله (۳۰) قابل بازنویسی است:

$$(L_t)^{\sigma_L} = c_t^{-\sigma_c} \frac{W_t}{P_t^C} \qquad (۳۰)$$

و در نهایت، صورت ساده‌شده شرط مرتبه اول برای تقاضای پول که از ترکیب معادلات (۲۳) و (۲۴) به دست می‌آید، به صورت معادله (۳۱) است:

$$\kappa_M M_t^{-\sigma_M} = c_t^{-\sigma_c}(1-\frac{1}{R_t^n}) \qquad (۳۱)$$

بخش بنگاه

بخش بنگاه شامل بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، واردکنندگان و صادرکنندگان است.

بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی

برای این دسته از بنگاه‌ها فرض بر این است که، کالای نهایی با استفاده از فناوری (۳۲) تولید می‌شود[2]:

$$Y_t = [\int_0^1 (Y_t^j)^{\frac{1}{1+\lambda_t^p}} dj]^{1+\lambda_t^p} \qquad (۳۲)$$

که در آن Y_t^j تولید بنگاه jام در بازار رقابت انحصاری، Y_t کل تولید و λ_t^p مارک‌آپ متغیر قیمت در طول زمان است.

$$\log \lambda_t^p = \log \overline{\lambda}^p + u_t^p, u_t^p \sim N(0, \sigma_{\lambda^p}^2) \qquad (۳۳)$$

در معادله (۳۳)، $\overline{\lambda}^p$ مقدار باثبات[3] λ_t^p است. این معادله به عنوان شوک فشار هزینه برای معادله تورم کالای نهایی شناخته می‌شود. از این رو این معادله می‌تواند بازگوکننده مولفه‌های موثر بر

1. Euler Equation

۲. در چارچوب‌های استاندارد فناوری نوشته می‌شود: $Y_t = [\int_0^1 (Y_t^j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ که کشش قیمتی تقاضا برای کالای jام است و مارک آپ ناخالص $(1+\lambda_t^p)$ برابر با $\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$ است. در اینجا به دلیل وجود فرض چسبندگی قیمت‌ها، متغیر و برابر با $\varepsilon_t = \frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}$ است.

3. Steady State

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

هزینه تولید کالاهای نهایی داخلی نظیر قیمت انرژی و افزایش قیمت مواد اولیه وارداتی باشد. شروط حداقل‌سازی هزینه در بخش کالاهای نهایی به صورت معادله‌های (۳۵-۳۴) تصریح می‌شود:

$$Y_t^j = \left(\frac{P_t^j}{P_t^D}\right)^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} Y_t \qquad (۳۴)$$

$$P_t^D = \left[\int_0^1 (P_t^j)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} dj\right]^{-\lambda_t^p} \qquad (۳۵)$$

که در آن، P_t^j قیمت کالای واسطه‌ای jام و P_t^D شاخص قیمت داخلی است.

تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای

بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای در یک بازار رقابتی فعالیت می‌کنند. آنها نیروی کار را از خانوارها گرفته و حقوق W_t را به آنها پرداخت می‌کنند. همچنین سرمایه را اجاره کرده و عایدی R_t^k را پرداخت می‌کنند. بنگاه jام، Y_t^j را بر اساس تابع تولید کاب‌ـداگلاس (۳۷-۳۶) تولید می‌کند:

$$Y_t^j = A_t (K_{t-1}^j)^{\alpha} (L_t^j)^{1-\alpha} - \Phi \qquad (۳۶)$$

$$LogA_t = \rho_a LogA_{t-1} + u_t^a, u_t^a \sim N(0, \sigma_A^2) \qquad (۳۷)$$

که در آن، Φ هزینه ثابت بنگاه است که متضمن سود صفر در شرایط باثبات است. معادله (۳۷)، فرآیند مانای شوک فناوری را نشان می‌دهد. بنگاه‌های واسطه‌ای هزینه خود را با توجه به قید تابع تولید حداقل می‌کنند. از این‌رو مسئله پیش روی بنگاه‌های واسطه‌ای به صورت رابطه (۳۸) است:

$$\underset{(L_t^j, K_{t-1}^j)}{Min} \left(\frac{W_t}{P_t^D}\right) L_t^j + R_t^K K_{t-1}^j \qquad (۳۸)$$

که نسبت به قید (۳۶) دارای تابع لاگرانژی به صورت معادله (۳۹) خواهد بود:

$$Minl_t = \left(\frac{w_t}{P_t^D}\right) L_t^j + R_t^K K_{t-1}^j + \zeta_t [Y_t^j - A_t (K_{t-1}^j)^{\alpha} (L_t^j)^{1-\alpha}] \qquad (۳۹)$$

شرایط مرتبه اول نسبت به نیروی کار و سرمایه از معادله (۳۹)، به صورت رابطه (۴۰) است:

$$\frac{\partial l_t}{\partial K_{t-1}^j} = 0 \Rightarrow R_t^K - \zeta_t A_t \alpha (K_{t-1}^j)^{\alpha-1} (L_t^j)^{1-\alpha} = 0 \qquad (۴۰)$$

$$\frac{\partial l_t}{\partial L_t^j}=0\Rightarrow\frac{W_t}{P_t^D}-\zeta_t A_t(1-\alpha)(K_{t-1}^j)^{\alpha}(L_t^j)^{-\alpha}=0 \qquad (۴۱)$$

ضریب لاگرانژ ζ_t بیانگر هزینه نهایی حقیقی است. ترکیب و ساده‌سازی دو معادله بالا، معادله هزینه نهایی تولید را به صورت معادله (۴۲) نتیجه می‌دهد:

$$MC_t=\frac{1}{A_t}(\frac{1}{1-\alpha})^{1-\alpha}(\frac{1}{\alpha})^{\alpha}(\frac{W_t}{P_t^D})^{1-\alpha}(R_t^K)^{\alpha} \qquad (۴۲)$$

اما تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای با مسئله دیگری نیز روبه‌رو هستند. در هر دوره تنها بخشی از آنها یعنی معادل با $(1-\theta)$ از بنگاه‌ها (که به صورت نرمال انتخاب می‌شوند) می‌توانند به صورت بهینه قیمت‌هایشان را تعدیل کنند (Calvo, 1983). برای بنگاه‌هایی که نمی‌توانند بهینه‌یابی کنند، قیمت‌ها با تورم دوره قبل شاخص‌بندی می‌شود:

$$P_{t+1}^D=(\pi_t^D)^{\tau_\pi}P_t^D \qquad (۴۳)$$

در رابطه (۴۳)، τ_π پارامتری است که درجه شاخص‌بندی قیمت را تعیین می‌کند. در چنین شرایطی، مسئله حداکثرسازی سود تنزیل‌شده انتظاری بنگاه به صورت رابطه (۴۴) است:

$$MaxE_t\sum_{i=0}^{\infty}(\beta\theta)^i\frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t}\{[\prod_{s=1}^{i}(\pi_{t+s-1}^D)^{\tau_\pi}\frac{P_t^j}{P_{t+i}^D}-MC_{t+i}]Y_{t+i}^j\} \qquad (۴۴)$$
$$\{P_t^j\}$$

که با توجه به تابع تقاضای کالای واسطه به وسیله تولیدکنندگان نهایی حداکثر می‌شود:

$$Y_{t+i}^j=[\prod_{s=1}^{i}(\pi_{t+s-1}^D)^{\tau_\pi}\frac{P_t^j}{P_{t+i}^D}]^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}}Y_{t+j} \qquad (۴۵)$$

شرط مرتبه اول برای قیمت بهینه P_t^* به صورت معادله (۴۶) است[۱]:

۱. چون همه بنگاه‌ها با شوک فناوری یکسانی روبه‌رو هستند و نسبت سرمایه به تولید بهینه برای همه تولیدکنندگان واسطه‌ای مشابه است، قیمت بهینه P_t^* برای همه بنگاه‌ها یکسان خواهد بود. حل معادله فوق برای P_t^* و با فرض اینکه قیمت‌ها انعطاف‌پذیر است $(\theta=0)$، نتیجه مطابق با رقابت انحصاری استاندارد به دست می‌آید که در آن همه بنگاه‌ها قیمت‌هایشان را مساوی با مارک‌آپی بر روی هزینه نهایی اسمی تنظیم می‌کنند و بنابراین: $P_t^*=(1+\lambda_t^p)MC_t$

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

$$E_t\sum_{i=0}^{\infty}(\beta\theta)^i\lambda_{t+i}\{[(-\frac{1}{\lambda_t^p})\prod_{s=1}^{i}(\frac{\pi_{t+s-1}^D}{\pi_{t+s}^D})^{\tau_\pi}]^{-\frac{1}{\lambda_t^p}}\frac{P_t^*}{P_t^D}+(\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p})[\prod_{s=1}^{i}(\frac{\pi_{t+s-1}^D}{\pi_{t+s}^D})^{\tau_\pi}]^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}}MC_{t+i}]Y_{t+i}^j\}=0 \qquad (۴۶)$$

با فرض اینکه در هر دوره زمانی بخشی از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت‌های خود را به صورت بهینه تنظیم کنند و بقیه قیمت‌های خود را با استفاده از نرخ تورم گذشته شاخص‌بندی می‌کنند، شاخص قیمت کل مطابق با متوسط وزنی معادله‌های (۴۸-۴۷) است:

$$P_t^D=[\int_0^{\theta}[P_{t-1}^D(\pi_{t-1}^D)^{\tau_\pi}]^{-\frac{1}{\lambda_t^p}}+\int_0^1(P_t^*)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}}]^{-\lambda_t^p} \qquad (۴۷)$$

$$(P_t^D)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}}=\theta[P_{t-1}^D(\pi_{t-1}^D)^{\tau_\pi}]^{-\frac{1}{\lambda_t^p}}+(1-\theta)(P_t^*)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} \qquad (۴۸)$$

ترکیب معادلات (۴۶) تا (۴۸)، منحنی فیلیپس‌هایبریدی کینزین‌های جدید را برای تورم داخلی به دست می‌دهد. صورت لگاریتم خطی‌سازی‌شده[1] این منحنی به صورت معادله (۴۹) است:

$$\hat{\pi}_t^D=\frac{\beta}{1+\beta\tau_\pi}E_t\hat{\pi}_{t+1}^D+\frac{\tau_\pi}{1+\beta\tau_\pi}\hat{\pi}_{t-1}^D+\frac{1}{1+\beta\tau_\pi}\frac{(1-\theta\beta)(1-\theta)}{\theta}(\widehat{mc}_t+\hat{u}_t^p) \qquad (۴۹)$$

توجه شود که اگر قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پذیر باشند ($\theta=0$) و مارک‌آپ قیمت صفر باشد، معادله قبلی به معادله‌ای که در آن هزینه نهایی حقیقی مساوی با یک است، تبدیل می‌شود.

واردکنندگان و صادرکنندگان

در مدل ارائه‌شده، بخش‌های واردات و صادرات بر اساس مدل آدولفسون و همکاران (۲۰۰۷) تصریح شده است. بخش واردات شامل تعداد زیادی بنگاه است که کالای همگن را از خارج خریداری می‌کنند و در عوض آن را تبدیل به کالاهای متمایز می‌کنند (این کار با استفاده از برندسازی صورت می‌گیرد). این کالاهای متمایز سپس به خانوارهای داخلی و با توجه به مسئله چسبندگی پول محلی[2] فروخته می‌شود. بدیهی است که، بنگاه‌ها کالاهای همگن را در قیمت PR_t^* خریداری می‌کنند (CPI خارجی). چارچوبی که برای بنگاه‌های وارداتی در نظر گرفته شده است با چارچوب بنگاه‌های واسطه‌ای در مورد چسبندگی قیمت‌ها و درجه تنظیم قیمت‌ها یکسان است. تنها بخشی

1. Log-linearization
2. Local Currency

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

از واردکنندگان $(1-\theta_F)$ می‌توانند در هر دوره بهینه‌یابی کنند. برای آن دسته از بنگاه‌هایی که نمی‌توانند بهینه‌یابی کنند، قیمت به صورت معادله (۵۰) تعیین می‌شود:

$$P_{t+1}^F = (\pi_t^F)^{\tau_F} P_t^F \qquad (۵۰)$$

که در آن، τ_F درجه شاخص‌بندی قیمت کالاهای وارداتی است. شاخص قیمت کالاهای وارداتی به صورت معادله (۵۱) است:

$$P_t^F = [\int_0^1 (P_t^{j,F})^{-\frac{1}{\lambda_t^F}} dj]^{-\lambda_t^F} \qquad (۵۱)$$

و معادله گام تصادفی برای مارک‌آپ قیمت کالاهای وارداتی به صورت معادله (۵۲) است:

$$\log \lambda_t^F = \log \overline{\lambda}^F + u_t^F, u_t^F \sim N(0, \sigma_F^2) \qquad (۵۲)$$

به طوری که در آن، $\overline{\lambda}^F$ مقدار باثبات مارک‌آپ کالاهای وارداتی است. معادله (۵۲) دلالت دارد بر شوک مارک‌آپ قیمت کالاهای وارداتی که ناشی از افزایش CPI داخلی شرکای تجاری یا کاهش نرخ ارز[۱] است. کالاهای واردشده ترکیبی پیوسته از j کالای وارداتی متمایز است که هر یک به وسیله بنگاهی متمایز و با قیمت $P_t^{j,F}$ عرضه می‌شود و از یک تابع CES به صورت معادله (۵۳) تبعیت می‌کنند:

$$IMP_t^F = [\int_0^1 (IMP_t^{j,F})^{\frac{1}{1+\lambda_t^F}} dj]^{1+\lambda_t^F} \qquad (۵۳)$$

این معادله دلالت بر این دارد که تقاضا برای کالاهای واردشده به صورت معادله (۵۴) است:

$$IMP_t^{j,F} = (\frac{P_t^{j,F}}{P_t^F})^{-\frac{1+\lambda_t^F}{\lambda_t^F}} IMP_t^F \qquad (۵۴)$$

مشابه با تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای، بنگاه‌های واردکننده سود خود را با توجه به کالو (۱۹۸۳) و براساس محدودیت چسبندگی قیمت حداکثر می‌کنند. جهت خلاصه‌سازی به مسئله قیمت‌گذاری بهینه بنگاه‌های واردکننده پرداخته نمی‌شود. در نهایت منحنی فیلیپس‌هایبریدی در بخش کالاهای وارداتی دارای فرم لگاریتم خطی‌سازی‌شده به صورت معادله (۵۵) خواهد بود:

۱. کاهش نرخ ارز یا تقویت پول داخلی در مقابل ارزهای خارجی، سبب ایجاد اضافه تقاضا برای کالاهای وارداتی و افزایش نسبی قیمت این کالاها می‌شود.

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

$$\hat{\pi}_t^F = \frac{\beta}{1+\beta\tau_F} E_t\hat{\pi}_{t+1}^F + \frac{\tau_F}{1+\beta\tau_F}\hat{\pi}_{t-1}^F + \frac{1}{1+\beta\tau_F}\frac{(1-\theta_F\beta)(1-\theta_F)}{\theta_F}(\widehat{mc}_t^F + \hat{u}_t^F) \quad (۵۵)$$

که در آن π_t^F تورم ناشی از قیمت کالاهای وارداتی در دوره tام است.

در یک چارچوب مشابه با فرض آنکه θ_x ضریب چسبندگی قیمت کالاهای صادراتی و τ_X درجه شاخص‌بندی قیمت کالاهای صادراتی باشد، منحنی فیلیپس تورم کالاهای صادراتی دارای شکل لگاریتم خطی‌سازی‌شده به صورت معادله (۵۶) است:

$$\hat{\pi}_t^X = \frac{\beta}{1+\beta\tau_X} E_t\hat{\pi}_{t+1}^X + \frac{\tau_X}{1+\beta\tau_X}\hat{\pi}_{t-1}^X + \frac{1}{1+\beta\tau_X}\frac{(1-\theta_X\beta)(1-\theta_X)}{\theta_X}(\widehat{mc}_t^X + \hat{u}_t^X) \quad (۵۶)$$

و شوک مارک‌آپ قیمت کالاهای صادراتی نیز از یک گام تصادفی به صورت معادله (۵۷) تبعیت خواهد کرد:

$$\log\lambda_t^X = \log\bar{\lambda}^X + u_t^X, u_t^X \sim N(0,\sigma_F^2) \quad (۵۷)$$

به نحوی که در آن، $\bar{\lambda}^F$ مقدار باثبات مارک‌آپ قیمت کالاهای صادراتی است. در واقع، معادله (۵۷) بیانگر شوک مارک‌آپ ناشی از فشار هزینه تولید داخل یا کاهش نرخ ارز[۱] است. ضمن آنکه، با فرض پیروی صادرات از یک تابع CES، تقاضای خارجی برای کالاهای داخلی به صورت معادله(۵۸) است:

$$EXP_t^X = \left(\frac{P_t^X}{PR_t^*}\right)^{-\eta^*} Y_t^* \quad (۵۸)$$

که در آن، P_t^X شاخص قیمت کالاهای صادراتی، PR_t^* شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشورهای خارجی، η^* کشش جانشینی میان کالاهای صادرات داخلی و خارجی و Y_t^* کل صادرات خارجی است.

دولت و بانک مرکزی

فرض می‌کنیم که مخارج دولتی فرم کاب داگلاس از درآمدهای نفتی، مالیات‌ها و شوک مخارج دولت به صورت معادله (۵۹) داشته باشد:

$$G_t = f(OR_t, T_t) = OR_t^{\nu} \times T_t^{1-\nu} \times e^{\varepsilon_t^g} \quad (۵۹)$$

۱. افزایش نرخ ارز یا تضعیف پول داخلی در مقابل ارزهای خارجی، سبب ایجاد اضافه تقاضا برای کالاهای صادراتی و افزایش نسبی قیمت این رده از کالاها می‌شود.

که در آن، ν کشش درآمدهای نفتی و ε_t^g شوک مخارج دولت است.

همچنین، فرض می‌شود که مالیات تابعی از درآمدهای ملی است به‌طوری که از یک قاعده به صورت معادله (۶۰) پیروی می‌کند:

$$\log T_t = \rho_T \log Y_T + \varepsilon_t^T, \varepsilon_t^T \sim N(0, \sigma_T^2) \quad (۶۰)$$

با توجه به برون‌زایی قیمت نفت، صادرات ناشی از نفت بر حسب ریال به صورت معادله (۶۱) تعیین می‌شود:

$$Eoil_t = RE_t \times P_t^o \times Y_t^o \quad (۶۱)$$

که در آن، P_t^o قیمت نفت، Y_t^o تولید نفت و RE_t نرخ حقیقی ارز است. همچنین قیمت نفت و تولید نفت از یک فرآیند AR(1) به صورت معادله (۶۲) تبعیت می‌کند:

$$\log P_t^o = \rho_{PO} Log P_{t-1}^o + \varepsilon_t^{PO}, \varepsilon_t^{PO} \sim N(0, \sigma_{PO}^2) \quad (۶۲)$$

$$\log Y_t^o = \rho_{YO} Log Y_{t-1}^o + \varepsilon_t^{YO}, \varepsilon_t^{YO} \sim N(0, \sigma_{YO}^2) \quad (۶۳)$$

از طرفی فرض می‌شود که درآمدهای نفتی (OR) معادل ضریب ρ_{OR} از صادرات نفتی است که مقدار آن ρ_{OR} در واقع نشان‌دهنده این است که چند درصد از صادرات نفتی به حساب ذخیره ارزی رفته و چند درصد آن تحت عنوان درآمدهای نفتی به بودجه دولت می‌رود.

از طرفی قید بودجه اسمی دولت به صورت معادله (۶۴) در نظر گرفته شده است:

$$\Delta B_t^{m,n} + \Delta B_t^n = G_t^n + i_{t-1} B_{t-1}^n - T_t^n \quad (۶۴)$$

که در آن، $\Delta B_t^{m,n}$ تغییرات اوراق مشارکت اسمی دولت است که به وسیله بانک مرکزی نگهداری می‌شود و ΔB_t^n بیانگر تغییرات اوراق مشارکت نگهداری‌شده به وسیله مردم است. از طرف دیگر تراز پرداخت‌های بانک مرکزی به صورت معادله (۶۵) است:

$$\Delta M_t^{c,n} + \Delta RB_t^n = e_t \Delta Z_t^n + \Delta B_t^{m,n} \quad (۶۵)$$

در معادله (۶۵)، $\Delta M_t^{c,n}$ تغییرات اسمی پول، ΔRB_t^n تغییرات اسمی منابع بانک‌ها، e_t نرخ ارز اسمی، ΔZ_t^n تغییرات دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به صورت اسمی و $\Delta B_t^{m,n}$ تغییرات اوراق مشارکت اسمی دولت که به وسیله بانک مرکزی نگهداری می‌شود، هستند. در معادله (۶۵)، $\Delta RB_t^n + \Delta M_t^{c,n}$ همان تغییرات پایه پولی یا پول پرقدرت است که با نماد ΔM_t^n نشان داده می‌شود، بنابراین می‌توان نوشت:

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

$$M_t^n = M_t^{c,n} + RB_t^n \quad (۶۶)$$

با توجه به نفوذ دولت بر بانک مرکزی، لازم است که قیود دولت و بانک مرکزی ترکیب شود که حساب تلفیقی دولت و بانک مرکزی نامیده می‌شود. ترکیب معادلات (۶۴) تا (۶۶) حساب تلفیقی دولت و بانک مرکزی را به صورت معادله (۶۷) به دست می‌دهد:

$$M_t^n - e_t Z_t^n + B_t^n = M_{t-1}^n - e_t Z_{t-1}^n + G_t^n + R_{t-1}^n B_{t-1}^n - T_t^n \quad (۶۷)$$

با تقسیم دو طرف معادله (۶۷) بر شاخص قیمت CPI، معادله مربوط به حساب تلفیقی دولت و بانک مرکزی به صورت حقیقی درمی‌آید:

$$M_t - RE_t Z_t + B_t = \frac{M_{t-1}}{\pi_t^C} - RE_t Z_{t-1} + G_t + R_{t-1}^n \frac{B_{t-1}}{\pi_t^C} - T_t \quad (۶۸)$$

به طوری که در آن، RE_t نرخ ارز حقیقی و e_t نرخ ارز اسمی است. نرخ ارز حقیقی از رابطه (۶۹) قابل دستیابی است:

$$RE_t = \frac{e_t PR_t^*}{P_t^c} \quad (۶۹)$$

بخش خارجی

برای سادگی، فرض می‌شود که تولید و تورم بخش خارجی از فرآیندهای خودرگرسیونی مرتبه اول زیر تبعیت کنند:

$$\log(Y_t^*) = \rho_{Y^*} \log Y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{Y^*}, \varepsilon_t^{Y^*} \sim N(0, \sigma_{Y^*}^2) \quad (۷۰)$$

$$\log \pi_t^* = \rho_{\pi^*} \log \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*}, \varepsilon_t^{\pi^*} \sim N(0, \sigma_{\pi^*}^2) \quad (۷۱)$$

که در آن، $\varepsilon_t^{Y^*}$ و $\varepsilon_t^{\pi^*}$ به ترتیب شوک تولید و تورم بخش خارجی هستند.

شرط تسویه بازارها

یکی از ویژگی‌های بارز مدل‌های DSGE، تسویه کامل بازارهاست. در این مقاله، تسویه بازارها در قالب دو شرط برقراری اتحاد درآمد ملی در رابطه (۷۲) و تراز حساب پرداخت‌ها در رابطه (۷۳) به صورت معادله (۷۳-۷۲) بیان شده است:

$$GDP_t = C_t^D + C_t^F + I_t^D + I_t^F + G_t + EXP_t^X - IMP_t + \mathrm{Eoil}_t, IMP_t = C_t^F + I_t^F \quad (۷۲)$$

$$RE_t \Delta Z_t = Eoil_t OR_t + RE_t EXP_t^X - IMP_t \quad (۷۳)$$

به منظور شبیه‌سازی و تحلیل مدل، معادله‌ها را حول مقادیر تعادلی بلندمدت لگاریتم خطی‌سازی[1] می‌کنیم. ضمن آنکه، مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها بر پایه معادله‌های مربوط به هرکدام محاسبه شده است، که به دلیل حجم بالای معادله‌های خطی‌سازی‌شده و معادله‌های مربوط به محاسبه مقادیر تعادلی بلندمدت از گزارش آن خودداری شده است. از طرفی، مجموعه پارامترهای مدل را که باید کالیبره[2] یا برآورد[3] شوند، در قالب مجموعه رابطه (۷۴) می‌توان بیان کرد[4]:

$$\begin{aligned}\Lambda = \{&\sigma_c, \sigma_L, \sigma_M, \alpha_c, \alpha_I, \delta, \beta, \kappa_M, \xi^A, \bar{\lambda}^p, \bar{\lambda}^F, \bar{\lambda}^X, \bar{\varepsilon}, \alpha, \tau_P, \tau_F, \tau_X, \\ &\nu, \rho_T, \rho_{PO}, \rho_{YO}, \eta^{F,\mathrm{I}}, \eta^{F,C}, \rho_{YO}, \rho_a, \rho_{Y^*}, \rho_{P^*}, \eta^*, \eta_C, \eta_I, \theta, \theta_F, \theta_X, \\ &\mathrm{b}_1, \mathrm{b}_2, \mathrm{b}_3, \mathrm{b}_4, \mathrm{z}_1, \mathrm{z}_2, \mathrm{z}_3, \mathrm{z}_4\}\end{aligned} \quad (۷۴)$$

روش پژوهش و تجزیه و تحلیل نتایج

در ابتدای این بخش، به منظور شبیه‌سازی مدل لگاریتم خطی‌سازی‌شده، مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها محاسبه می‌شود و مجموعه پارامترهای Λ در رابطه (۷۴) کالیبره خواهد شد. برخی از پارامترهای ساختاری در رابطه (۷۴) با استفاده از مطالعات پیشین کالیبره شده‌اند. برخی دیگر از این پارامترها که در مطالعات پیشین برآورد یا کالیبره نشده‌اند، براساس محاسبه‌های اقتصادسنجی بر روی داده‌های سری زمانی واقعی از اقتصاد ایران برآورد شده‌اند. داده‌های مورد نیاز از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی اخذ شده‌اند. مجموعه این نتیجه‌ها در جدول‌های (۱) و (۲) در ادامه گزارش شده است. به این صورت که جدول (۱) مقادیر تعادل بلندمدت متغیرهای مدل را به نمایش می‌گذارد و در جدول (۲) مقادیر پارامترهای مدل که یا از مطالعات پیشین اخذ شده‌اند یا بر اساس محاسبه‌های اقتصادسنجی نویسندگان به دست آمده‌اند، گزارش شده است.

1. Log-linearization Around Steady State
2. Calibration
3. Estimation

۴. بدیهی است در صورت درخواست خوانندگان، فرآیند مربوط به لگاریتم خطی‌سازی معادله‌ها و محاسبه تعادل بلندمدت متغیرها در اختیارشان قرار می‌گیرد.

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

جدول ۱: مقادیر باثبات بلندمدت متغیرهای مدل

متغیر	مقدار	متغیر	مقدار	متغیر	مقدار
$\overline{C}$	۰/۳۹	$\overline{I}$	۰/۴۰۳	$\overline{re}$	۰/۹۶
$\overline{C}^D$	۰/۳۷	$\overline{I}^F$	۰/۳۲	$\overline{Y}^O$	۱
$\overline{C}^F$	۰/۰۲۴	$\overline{I}^D$	۰/۰۹	$\overline{Y}$	۱/۹۱
$\overline{L}$	۲/۵۰	$\overline{K}$	۹/۶	$\overline{B}$	۲/۳۳
$\overline{R}^n$	۱/۰۴	$\overline{R}^k$	۰/۰۸	$\overline{IMP}^F$	۰/۱۲
$\overline{M}$	۱/۰۶	$\overline{MC}$	۰/۷۷	$\overline{Y}^*$	۱
$\overline{MC}^j$	۱	$\overline{MC}^F$	۱	$\overline{P}^O$	۱
$\overline{G}$	۱/۰۱	$\overline{T}$	۲/۴۱	$\overline{Eoil}$	۲/۹۶
$\overline{OR}$	۲/۹۶	$\overline{\pi}^D$	۰/۹۲	$\overline{Z}$	۰/۷۸
$\overline{\pi}^F$	۰/۹۲	$\overline{\pi}^X$	۱	$\overline{q}$	۱
$\overline{\pi}^*$	۱	$\overline{EXP}^X$	۰/۱۲		

منبع: محاسبه‌های پژوهش

جدول ۲: مقادیر پارامترهای مدل

نام پارامتر	توضیحات	مقدار کالیبره‌شده	منبع
β	مولفه تنزیل	۰/۹۶	توکلیان (۱۳۹۱)
δ	نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت	۰/۰۴۲	شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹)
σ_c	معکوس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای مصرف	۱/۵۷۱	توکلیان (۱۳۹۱)
σ_L	معکوس کشش عرضه نیروی کار	۲/۱۷	طائی (۱۳۸۵)، توکلیان (۱۳۹۱)
σ_M	معکوس کشش تراز پرداخت‌های نقدی	۲/۳۹	توکلیان (۱۳۹۱)
α_c	سهم واردات در مصرف کل	۰/۱۱	محاسبات پژوهش
α_I	سهم واردات در سرمایه‌گذاری	۰/۳۵	محاسبات پژوهش
α	سهم سرمایه از تولید	۰/۴۲	توکلیان (۱۳۹۱)
κ_M	ضریب ترجیح مانده پولی	۰/۲	شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)
$\xi^{\phi} \equiv \frac{1}{\kappa^{\phi}}$	پارامتر هزینه تعدیل	۱/۱	فرانسیسکو و لوئیس[1] (۲۰۰۲) برای کشور ونزوئلا

1. Francisco & Luis

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

ادامه جدول ۲: مقادیر پارامترهای مدل

نام پارامتر	توضیحات	مقدار کالیبره‌شده	منبع
θ	ضریب‌چسبندگی‌قیمت‌تولیدکنندگان‌داخلی	۰/۵	توکلیان (۱۳۹۱)
θ_F	ضریب چسبندگی قیمت کالاهای وارداتی	۰/۵	گلاین و کولیکوف[1] (۲۰۰۹)
θ_X	ضریب چسبندگی قیمت کالاهای صادراتی	۰/۵	گلاین و کولیکوف (۲۰۰۹)
ν	کشش درآمدهای نفتی	۰/۷۴	محاسبات پژوهش
η^*	کشش جانشینی میان کالاهای صادرات داخلی و خارجی	۷/۲۴	خیابانی (۱۳۸۷)
τ_P	درجه‌بندی شاخص قیمت کالاهای داخلی	۰/۷۱۵	توکلیان (۱۳۹۱)
τ_F	درجه‌بندی شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۰/۵	گلاین و کولیکوف (۲۰۰۹)
τ_X	درجه‌بندی شاخص قیمت کالاهای صادراتی	۰/۵	گلاین و کولیکوف (۲۰۰۹)
$\bar{\lambda}^P$	مقدار باثبات مارک‌آپ قیمت داخلی	۱/۳ (۳۰ درصد)	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
$\bar{\varepsilon}$	کشش جانشینی میان کالاهای مختلف داخلی	۴/۳۳	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
$\bar{\lambda}^F$	مقدار مارک‌آپ قیمت کالاهای وارداتی	۱/۲۵	گلاین و کولیکوف (۲۰۰۹)
$\bar{\lambda}^X$	مقدار مارک‌آپ قیمت کالاهای صادراتی	۱/۲۵	گلاین و کولیکوف (۲۰۰۹)
η_C	کشش جانشینی میان کالاهای مصرفی داخل و وارداتی	۱/۵۶	محاسبات پژوهش
$\eta^{F,C}$	کشش جانشینی میان کالاهای مصرفی وارداتی	۳/۵	گلاین و کولیکوف (۲۰۰۹)
η_I	کشش جانشینی میان کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی	۱/۵	آدولفسون و همکاران (۲۰۰۷)
ρ_T	ضریب درآمد در معادله مالیات	۰/۵۹	محاسبات پژوهش
ρ_{PO}	ضریب AR(1) معادله قیمت نفت	۰/۸۵	محاسبات پژوهش
ρ_{YO}	ضریب AR(1) معادله تولید نفت	۰/۷۲	محاسبات پژوهش
ρ_{OR}	سهم درآمدهای نفتی از صادرات نفتی	۱	انتخابی
ρ_{Y^*}	ضریب AR(1) معادله تولید خارجی	۰/۸	انتخابی
ρ_{P^*}	ضریب AR(1) معادله تورم خارجی	۰/۸	انتخابی
ρ_a	ضریب AR(1) فرآیند فناوری	۰/۷۲	مشیری و همکاران (۱۳۹۰)
ρ_β	ضریب AR(1) مربوط به معادله ترجیحات مصرف‌کننده	۰/۸	انتخابی
ρ_x	ضریب AR(1) مربوط به معادله سرمایه‌گذاری	۰/۸	انتخابی

منبع: مطالعه‌های پیشین تجربی و محاسبه‌های پژوهش

1. Gelain & Kulikov

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

همچنان که ملاحظه می‌شود، جدول (۲) شامل چهار ستون است. ستون اول و دوم بیانگر نماد و توضیحات مربوط به پارامترهاست. ستون سوم مقادیر پارامترها را گزارش می‌دهد که برخی از آنها از مطالعات پیشین گرفته شده‌اند و برخی دیگر بر اساس محاسبات صورت‌گرفته بر روی داده‌ها به دست آمده‌اند و ستون چهارم منبع اخذشده مقادیر پارامترها گزارش شده است. به عنوان مثال، به منظور برآورد سهم واردات در مصرف و سرمایه‌گذاری و کشش جانشینی میان کالاهای مصرفی داخل و وارداتی، فرم لگاریتمی توابع CES تصریح‌شده در روابط (۹) و (۱۲) پس از خطی‌سازی مرتبه اول تیلر حول $\eta_C = 0$ و $\eta_I = 0$، با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹ برآورد شده‌اند. از طرفی، کشش درآمدهای نفتی از برآورد تابع مخارج کاپ داگلاس مخارج دولت با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره زمانی ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۹ به دست آمده است. همچنین، ضرایب خودرگرسیونی معادلات مربوط به قیمت، تولید و صادرات نفت از برآورد مدل خودرگرسیونی سری زمانی بر روی داده‌های قیمت، تولید و صادرات نفت طی دوره زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۹ به دست آمده‌اند که بر اساس نتایج حاصل از برآورد رگرسیونی تابع مخارج دولت برابر با ۰/۷۴ برآورد شد.

پس از مقداردهی به مدل خطی‌سازی‌شده، در قالب نرم‌افزار داینار تحت MATLAB مدل نهایی شبیه‌سازی شده است. به منظور ارزیابی مدل و تطبیق آن با داده‌های واقعی از اقتصاد ایران در جدول (۳)، گشتاورهای برخی از متغیرهای درون‌زای مدل ارائه شده است. این گشتاورها شامل مقایسه انحراف معیار و میانگین متغیرهای شبیه‌سازی‌شده با داده‌های واقعی است. شایان ذکر است که با توجه به لگاریتم خطی‌سازی مدل، متغیرهای درون‌زا به فرم انحراف از تعادل بلندمدت لگاریتم درآمده‌اند، از این رو با بهره‌گیری از فیلتر هودریک-پرسکات[1]، فرم انحراف از بلندمدت لگاریتم سری‌های زمانی واقعی محاسبه شده است.

جدول ۳: گشتاورهای حاصل از داده‌های شبیه‌سازی‌شده و داده‌های واقعی

گشتاور	میانگین		انحراف معیار	
متغیر	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی‌شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی‌شده
تولید	۱/۰۰۲	۱/۰۳	۰/۰۷	۰/۰۹
مصرف	۱/۰۰	۱/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴۳
مخارج دولت	۱/۰۲	۱/۰۷	۰/۲۰	۰/۲۱۵
سرمایه‌گذاری	۱/۰۰۳	۱/۰۰۹	۰/۰۷	۰/۰۸۷
تورم	۱/۰۰۵	۱/۰۴	۰/۱۰	۰/۱۲۷

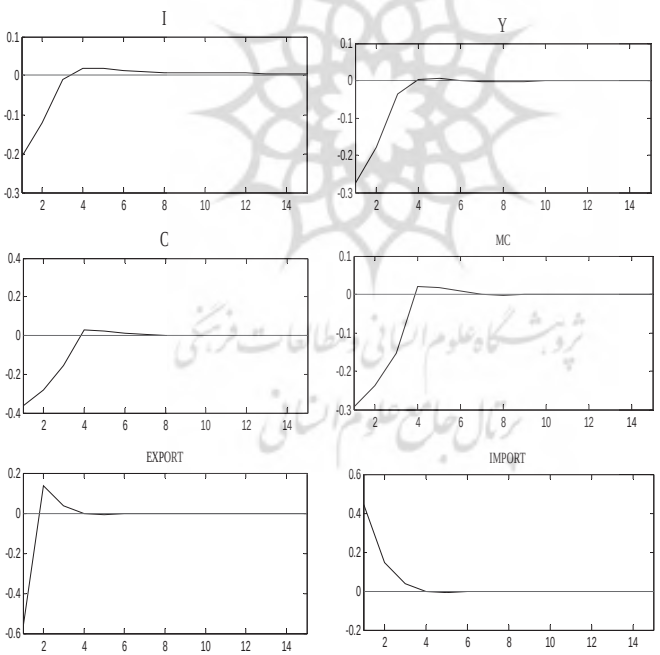
منبع: محاسبه‌های پژوهش

1. Hodrick-Prescott Filter

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

گشتاورهای گزارش‌شده در جدول (۳)، بیانگر توانایی بالای مدل در شبیه‌سازی داده‌های واقعی از اقتصاد ایران است، از این رو مدل تصریح‌شده با داده‌های واقعی از اقتصاد ایران مطابقت دارد. یکی از مهم‌ترین کاربردهای مدل‌های DSGE، بررسی تأثیر پویای شوک‌ها در قالب توابع عکس‌العمل آنی است. این توابع واکنش متغیرها را به شوک‌ها برای دوره‌های زمانی آتی به نمایش می‌گذارند. شوک‌های مورد علاقه این مقاله با توجه به هدف، شوک‌های مربوط به مارک‌آپ قیمت کالاهای داخلی و شوک مارک‌آپ قیمت کالاهای صادراتی است.

بر این اساس، مجموعه نمودارهای (۱) توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف، هزینه نهایی و صادرات و واردات را نسبت به شوک مارک‌آپ قیمت کالاهای داخلی برای پانزده دوره آتی به نمایش می‌گذارد. محور افقی نمودارها زمان و محور عمودی اندازه اثرگذاری شوک‌ها را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: توابع عکس‌العمل آنی به شوک مارک‌آپ قیمت‌های داخلی

منبع: محاسبه‌های پژوهش‌ها

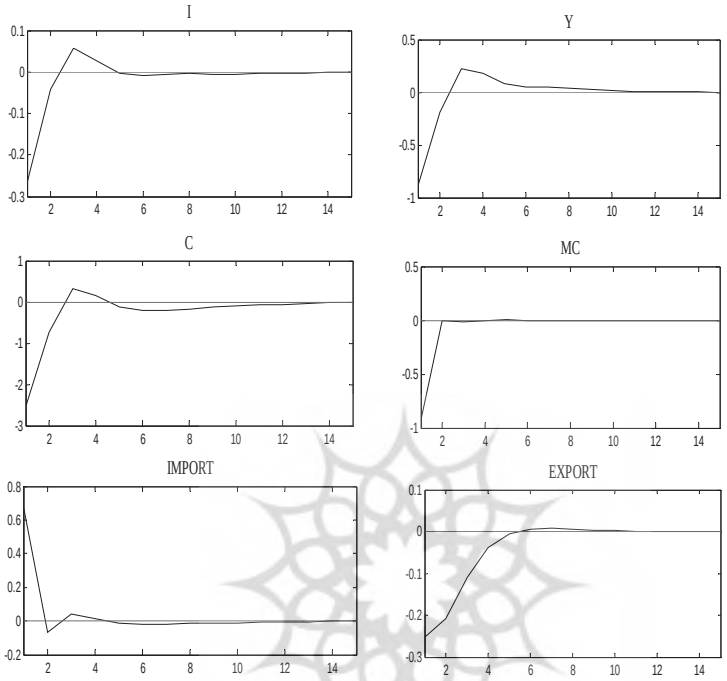
Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

همچنان که در مجموعه نمودارهای (۱) دیده می‌شود مطابق انتظارات، شوک مثبت مارک‌آپ قیمت‌های داخلی با افزایش انحصار در بنگاه‌های داخلی، واکنش منفی سرمایه‌گذاری و در پی آن، کاهش تولید را در کوتاه‌مدت در پی دارد. در واقع در کوتاه‌مدت، یک شوک مثبت مارک‌آپ سبب کاهش سرمایه‌گذاری و تولید می‌شود. به مرور و با گذشت چند دوره (کمتر از پنج دوره) اثر این شوک تعدیل می‌شود و متغیرها به سمت تعادل بلندمدت همگرا می‌شوند. هزینه نهایی تولید کالاهای داخلی نیز از شوک مثبت مارک‌آپ تأثیر منفی می‌پذیرد که با توجه به رابطه معکوس میان این دو متغیر، این نتیجه بدیهی است. از طرف دیگر، مصرف داخلی به شوک مثبت مارک‌آپ قیمت داخلی واکنش منفی و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد و بعد از دو دوره اثر این شوک کاملاً تعدیل می‌شود و مصرف به روند پایدارش بازمی‌گردد. در واقع، شوک مثبت مارک‌آپ داخلی، قدرت خرید مصرف‌کنندگان را کاهش می‌دهد و از این کانال مصرف داخلی را به عنوان یک شاخص رفاه کاهش می‌دهد. بر پایه توابع عکس‌العمل آنی، صادرات به مارک‌آپ قیمت‌های داخلی واکنش آنی و منفی نشان می‌دهند ولی این اثر به سرعت تعدیل می‌شود و این متغیرها به سطح پایدار بلندمدت خود برمی‌گردند. در مقابل مطابق با انتظارات، واردات به شوک مارک‌آپ قیمت‌های داخلی واکنش مثبت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد و تعدیل اثر این شوک در کمتر از چهار دوره زمانی صورت می‌پذیرد. با توجه به نتایج، به نظر می‌رسد که شوک مارک‌آپ نقش چشمگیری در شکل‌گیری چرخه‌های تجاری و نوسانات بلندمدت متغیرهای کلان نداشته باشد و اثرگذاری این شوک‌ها محدود به یک دوره زمانی آنی در کوتاه‌مدت باشد.

در مجموعه نمودارهای (۲)، توابع واکنش آنی به شوک مارک‌آپ قیمت کالاهای صادراتی گزارش شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017



نمودار ۲: توابع عکس‌العمل آنی به شوک مارک‌آپ قیمت بنگاه‌های صادراتی

منبع: محاسبه‌های پژوهش

بر پایه توابع عکس‌العمل آنی، شوک مثبت مارک‌آپ قیمت بنگاه‌های صادراتی سبب کاهش صادرات می‌شود و اثر این شوک در کمتر از چهار دوره زمانی کاملاً تسویه می‌شود. از طرفی، شوک مثبت مارک‌آپ با کاهش تقاضا در بازار کالاهای صادراتی منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و به تبع آن کاهش تولید می‌شود. توابع عکس‌العمل آنی نیز این فرآیند را تایید می‌کنند. هزینه نهایی تولید کالاهای صادراتی نیز نسبت به شوک مارک‌آپ قیمت واکنش منفی نشان می‌دهد که با توجه به رابطه معکوس میان مارک‌آپ و هزینه نهایی منطقی است. از سوی دیگر، در کوتاه‌مدت، شوک مثبت مارک‌آپ قیمت کالاهای صادراتی تأثیر مثبت بر مصرف داخلی دارد. همچنین، واکنش واردات نسبت به شوک مارک‌آپ قیمت کالاهای صادراتی مثبت، آنی و کوتاه‌مدت است. همچنان که نمودارها نشان

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

می‌دهند، مشابه با شوک بازار داخلی، شوک مارک‌آپ قیمت بازار صادراتی نیز تنها در کوتاه‌مدت متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد را تحت‌تأثیر قرارمی‌دهد.

نتیجه‌گیری

این مطالعه نقش چسبندگی قیمت‌ها، شوک مارک‌آپ قیمت بازارهای داخلی، وارداتی و صادراتی و افزایش قدرت بازاری انحصاری در این بازارها را در اقتصاد ایران، مدل‌سازی و مورد بررسی قرار داده است. برای این منظور، از یک مدل DSGE اقتصاد باز با مقیاس بزرگ استفاده شد. در این مدل، نقش چسبندگی قیمت‌ها در هر سه بازار داخلی، وارداتی و صادراتی مدل‌سازی شد و شوک‌های مارک‌آپ قیمت در این بازارها به صورت یک فرآیند گام تصادفی تصریح شد.

بعد از لگاریتم خطی‌سازی مدل و تعیین مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها، به شبیه‌سازی و تحلیل پویای آن پرداخته شد. نتایج نشان داد شوک‌های مارک‌آپ قیمت‌ها تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید دارد. با این حال، این اثر کوتاه‌مدت است و تعدیل آن کمتر از پنج دوره به طول می‌انجامد. نتایج پژوهش بیانگر اثرات مخرب افزایش قدرت بازاری و انحصارات بر تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف در بازار محصولات داخلی و صادراتی است. از این رو، وضع و اجرای قوانینی در جهت کاهش یا محدودساختن بهره‌گیری از قدرت بازاری، اجرای قوانین ضدتراست در راستای رقابتی‌کردن بازارها می‌تواند راهگشا باشد. شورای رقابت که با هدف کنترل انحصارات و شناسایی رویه‌های ضدرقابتی تشکیل شده است در راستای تحقق همزمان کنترل انحصار و افزایش رقابت نقش چشمگیری را ایفا می‌کند. به عبارت دیگر شورای رقابت باید سازوکاری را طراحی کند که با کنترل بنگاه‌هایی که دارای بالاترین قدرت بازاری (داخلی، صادراتی و وارداتی) هستند، مانع از اتخاذ مارک‌آپ بالا در این صنایع شود. بنابراین تحقق اهداف مذکور در بالا در گرو نظارت مستمر دولت بر فعالیت‌های شورای رقابت و حفظ اصالت این شورا در انجام مسئولیت‌ها و وظایف این نهاد است.

منابع:

الف) فارسی

بیگدلی، محمد (۱۳۸۸). نقش تنظیم و نهادهای ضدانحصار در صنعت بانکداری کشور، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۱۷، شماره ۵۱، صص ۷۴-۴۱.

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۷، شماره ۱۰۰، صص ۲۲-۱.

خیابانی، ناصر (۱۳۸۷). یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه برای ارزیابی افزایش قیمت تمامی حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران، *مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۵، شماره ۱۶، صص ۳۴-۱.

شاه‌حسینی، سمیه و بهرامی، جاوید (۱۳۹۱). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۷، شماره ۵۳، صص ۸۴-۵۵.

شاهمرادی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی، *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۳، صص ۵۶-۳۱.

شهیکی‌تاش، محمدنبی (۱۳۹۲). سنجش قدرت بازای در صنایع کارخانه‌ای ایران، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۸، شماره ۲، صص ۶۴-۴۳.

شهیکی‌تاش، محمدنبی و حجتی، حمید (۱۳۹۲). سنجش کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در صنایع منتخب ایران، *مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران*، دوره ۲، شماره ۶، صص ۱۰۳-۸۵.

شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ دریکنده، علی؛ حشمتی، محمدرسول و حسینی، سیدحسن (۱۳۹۲). ارتباط تمرکز، مارک‌آپ و بازده سهام (مطالعه موردی: صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران)، *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، دوره ۲، شماره ۶، صص ۱۷۵-۱۵۵.

طائی، حسن (۱۳۸۵). تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۴، شماره ۲۹، صص ۱۱۲-۹۳.

متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۴، صص ۱۱۶-۸۷.

مشیری، سعید؛ باقری‌پرمهر، شعله و موسوی‌نیک، سیدهادی (۱۳۹۰). بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۱، صص ۹۰-۶۹.

همتی ، مریم و بیات، سعید (۱۳۹۱). بررسی درجه چسبندگی قیمت‌ها، *فصلنامه تازه‌های اقتصاد*، شماره ۱۳۸.

ب) انگلیسی

Adolfson, Malin; Stefan Laséen; Jesper Lindé & Mattias Villani (2005). The Role of Sticky Prices in an Open Economy DSGE Model: A Bayesian Investigation, *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, 3 (23), pp. 444-457.

Afonso, Antonio & Jalles, Tovar (2016). Markups Cyclical Behavior: The Role of Demand and Supply Shocks, *Applied Economics Letters*, 23 (1): pp. 1-5.

Downloaded from jpbud.ir at 8:36 IRST on Wednesday January 18th 2017

Calvo, Guillermo (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12: pp. 383.98.

Casares, Miguel (2007). Monopolistic Competition, Sticky Prices, and the Minimal Mark-Up in Steady State, *Econ Paper article*.

Christiano, Lawrence; Martin Eichenbaum & Charles Evans (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, *Journal of Political Economy*: 113 (1), pp. 1-45.

DeJong, David & Dave, Chetan (2007). *Structural Macro Econometrics*, Princeton: Princeton University Press.

Eksi, Ozan (2015). Endogenous Markups in the New Keynesian Model: Implications for Inflation–Output Trade-off and Welfare, *Economic Modelling*, 51, pp. 626-634.

Ferroni, Filippo; Grassi, Stefano & Ledesma, Miguel (2015). Fundamental Shock Selection in DSGE Models, *School of Economics Discussion Papers*, University of Kent.

Gali, Jordi; Smets, Frank & Wouters, Rafael (2011). Unemployment in an Estimated New Keynesian Model, *NBER Working Paper*, No. 17084.

Gelain, Paolo & Julikov, Dmitry (2009). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Estonia, Working Paper Series 5, The Working Paper is Available on the Eesti Pank Web Site at: *www. Bank of estonia. info /pub/ en/ dokumendid/ publikatsioonid/ seeriad/uuringud.*

Goodfriend, Marvin & King, Robert G. (1997). The Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy, *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, pp. 231-283.

Khan, Hashmat & Kim, Bae-Geun (2013). Markups and Oil Prices in Canada, *Economic Modeling*, 30: pp. 799-813.

Kim, Bae.Geun (2010). Identifying a Permanent Markup Shock and its Application for Macroeconomics Dynamics, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 34 (8): pp. 1471-1491.

Nekarda, Christopher. J & Ramey, Valerie. A (2013). The Cyclical Behavior of the Price-Cost Markup, *NBER Working Paper*, No.19099.

Ravn, Morten; Schmitt, Stephanie. & Uribe, Martin (2010). Incomplete Cost Pass-Through under Deep Habits, *Review of Economic Dynamics*, 13 (2): pp. 317-332.

Rotemberg, Julio & Woodford, Michael (1992). Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity. *Journal of Political Economy*. 100 (6): pp. 1153-1207.