

بررسی مدل چسبندگی قیمت سازگار با اقتصاد ایران*

هومن کرمی خرم‌آبادی^۱

علیرضا عرفانی^{۲*}

حسین توکلیان^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۰۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۰۵

چکیده

در این مقاله به منظور بررسی مدل قیمت‌گذاری سازگار با داده‌های اقتصاد ایران، تورم اقلام تشکیل‌دهنده شاخص قیمت مصرف‌کننده به دو بخش شوک‌های کلان و ویژه با بهره‌گیری از یک مدل عامل تفکیک‌شده است. بر پایه نتایج مشاهده‌شده مبنی بر واکنش متفاوت قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه دو مدل نظری عدم واکنش عقلایی و مدل چسبندگی قیمت چندبخشی می‌توانند واکنش کند قیمت‌ها به شوک کلان و واکنش سریع قیمت‌ها را به شوک ویژه توضیح دهند. با استفاده از نتایج به‌دست‌آمده از مدل عامل و دیگر خصوصیات آماری مربوط به تورم‌های اقلام، این نتیجه به دست آمد که فراوانی تغییر قیمت‌ها سهم بسیار ناچیزی در توضیح دهندگی تغییرات اندازه و سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک کلان دارد. از طرف دیگر بخش‌هایی که شوک‌های ویژه نوسانات بیشتری دارند، دارای واکنش کندتری نسبت به شوک‌های کلان می‌باشند. همه این حقایق مشاهده‌شده با مدل عدم واکنش عقلایی تطابق دارند.

کلید واژه‌ها: مدل قیمت‌گذاری، مدل عامل، پاسخ به ضربه، فراوانی تغییر قیمت‌ها.

طبقه‌بندی JEL: C11, D22, E31.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه سمنان
Email: karami.hooman@gmail.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان (*نویسنده مسئول)
Email: aerfani@semnan.ac.ir

۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی
Email: hossein.tavakolian@atu.ac.ir

* این مقاله برگرفته از رساله دکتری هومن کرمی خرم‌آبادی با عنوان «بررسی رفتار قیمت‌گذاری در سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده با تأکید بر اثرات حقیقی سیاست پولی»، تحت راهنمایی دکتر علیرضا عرفانی در دانشگاه سمنان است.

۱. مقدمه

آیا قیمت‌ها چسبنده هستند یا انعطاف‌پذیر؟ این سؤال همواره در مباحث مربوط به اقتصاد کلان مطرح بوده و ادبیات تجربی گسترده‌ای در این زمینه به دنبال پاسخ به این پرسش مهم شکل گرفته است. دستیابی به پاسخ این سؤال و آگاهی یافتن از نحوه تعدیل قیمت‌ها علاوه بر آنکه به درک منشأ نوسانات اقتصادی (چرخه‌های تجاری) کمک می‌نماید، میزان اثرگذاری سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد را نیز مشخص می‌کند.

الگوی ادوار تجاری حقیقی کیدلند و پرسکات^۱ (۱۹۸۲) و نیز الگوی پولی کلاسیک‌ها (کولی و هانسن^۲، ۱۹۸۹) با فرض انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها و دستمزدها نشان دادند که پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت خنثی است. با وجود این فرض هرگونه تغییر در سیاست پولی باعث تعدیل متناسب در سطح قیمت‌ها شده و بنابراین سیاست پولی حتی در کوتاه‌مدت فاقد آثار حقیقی خواهد بود. اما برخی از مطالعات تجربی این نتیجه را تأیید نکردند و نشان دادند که سیاست پولی حداقل در کوتاه‌مدت قابلیت اثرگذاری بر بخش حقیقی را دارد (وودفورد^۳، ۲۰۰۳: ۱۴۳). به عبارت دیگر با اضافه نمودن فرض چسبندگی قیمت‌ها در چنین مطالعاتی، با اعمال سیاست پولی تعدیل سطح قیمت‌ها در کوتاه‌مدت کامل نبوده و منبع لازم برای ایجاد آثار حقیقی فراهم می‌گردد.

نخستین الگوی چسبندگی قیمت‌ها براساس مطالعات تیلور^۴ (۱۹۸۰)، روتمبرگ^۵ (۱۹۸۲) و کالوو^۶ (۱۹۸۳) معرفی و فرم استاندارد منحنی فیلیپس نیوکینزین از آن به دست آمد. مدل قیمت‌گذاری کالوو به دلیل سادگی در مدل‌سازی از مقبولیت بیشتری نسبت به سایر مدل‌ها برخوردار است و به‌طور وسیع در ادبیات کینزین جدید مورد استفاده قرار می‌گیرد. اما مطالعات بسیاری مانند منکیو و ریس^۷ (۲۰۰۲) و دیکسون و کارا^۸ (۲۰۱۰) به اشکالات و نقاط ضعف این مدل اشاره کرده‌اند. به‌عنوان مثال مدل قیمت‌گذاری کالوو نمی‌تواند درجه بالای غیرخنثی بودن پول را در سطح کلان حداقل بدون فرض چسبندگی‌های بالای حقیقی توضیح دهد (مکوویاک و استمز^۹، ۲۰۰۹: ۲۹۲). علاوه بر آن مشاهده برخی از ویژگی‌های آماری متفاوت در سطح خرد و کلان مانند پایداری تورم کل و فراوانی نسبتاً بالای تعدیل قیمت‌ها در سطح خرد، حاکی از آن است که مدل قیمت‌گذاری کالوو نمی‌تواند این

-
1. Kidland and Prescott
 2. Cooley and Hansen
 3. Woodford
 4. Taylor
 5. Rotemberg
 6. Calvo
 7. Mankiw and Reis
 8. Dixton and Kara
 9. Makowiak and Smets

حقایق را توضیح دهد. عدم تطابق حقایق مشاهده شده در سطح خرد و کلان قیمت‌ها توسط بویوین^۱ و همکاران (۲۰۰۹) و مکویاک^۲ و همکاران (۲۰۰۹) ارائه شد. آن‌ها در ابتدا تورم هریک از اقلام را به دو بخش تجزیه نمودند که بخش اول آن را که بین همه اقلام مشترک است شوک کلان و بخش دوم را که مخصوص هر قلم است شوک ویژه نامیدند^۳. بویوین و همکاران (۲۰۰۹) و مکویاک و همکاران (۲۰۰۹) با تجزیه تورم به شوک‌های کلان و ویژه نشان دادند که قیمت‌ها به شوک‌های کلان به آهستگی و به شوک‌های ویژه سریعاً عکس‌العمل نشان می‌دهند. پس از مشاهده یافته‌های فوق برخی مدل‌های نظری در مطالعات مربوط به اقتصاد پولی با این هدف معرفی شدند که بتوانند حقایق مشاهده شده در خصوص رفتار سطح عمومی قیمت را با رفتار قیمت‌گذاری خرد بنگاه‌ها تطبیق دهند.

کاروالو^۴ (۲۰۰۶) و ناکومورا و استینن^۵ (۲۰۱۰) واکنش آهسته قیمت‌ها نسبت به شوک‌های کلان را نتیجه تکامل قیمت‌گذاری بین‌بخشی می‌دانند. به عبارت دیگر، اگر تولیدات یک بخش به‌عنوان نهاده در جریان تولید سایر بخش‌ها مورداستفاده قرار گیرد حتی با وجود فرض انعطاف‌پذیری کامل قیمت در آن بخش، باز هم به دلیل تعامل بین بخش‌ها شوک کلان می‌تواند ابتدا بخش نهاده را متأثر کند و سپس با تأخیر بر قیمت‌های سایر بخش‌ها اثر داشته باشد. در مقابل، در بازار نهاده‌های اولیه در سطح یک بخش، واکنش به شوک‌های ویژه همان بخش بسیار سریع‌تر رخ می‌دهد. با توجه به استدلال مطرح شده در خصوص نحوه تکامل قیمت‌ها، مدل قیمت‌گذاری مذکور، مدل «چندبخشی»^۶ نام گرفت. کاروالو و لی^۷ (۲۰۱۱) نشان دادند که تعمیم مدل چندبخشی با قابلیت جانشینی در قیمت‌گذاری درون بخشی می‌تواند واکنش سریع‌تر قیمت‌ها به شوک‌های ویژه را نیز نتیجه دهد.

از طرف دیگر مکویاک و وایدروهل^۸ (۲۰۰۹) استدلال می‌کنند که اگر شوک‌های ویژه نسبت به شوک‌های کلان بزرگ‌تر باشند، برای بنگاه‌ها عقلایی است که بیشتر به شوک‌های ویژه توجه داشته باشند؛ چون همواره اطلاعات گسترده‌ای برای بنگاه‌ها وجود دارد که بر مبنای آن می‌توانند قیمت بهینه محصول خود را انتخاب کنند اما توجه به همه اطلاعات غیرممکن است. هزینه دستیابی به اطلاعات و پردازش اطلاعات به‌دست‌آمده یکی از مهم‌ترین عللی است که بنگاه به دنبال همه اطلاعات موجود نمی‌رود. بنابراین بنگاه (تصمیم‌گیرنده) به برخی از اطلاعات توجه بیشتری می‌کند، به

1. Boivin and

2. Mackowiak and

۳. شوک کلان خلاصه‌ای از همه متغیرهای کلان اقتصادی و شوک ویژه می‌تواند شوک بهره‌وری مربوط به بخش تولید همان قلم کالا یا خدمت باشد.

4. Carvalho

5. Nakamura and Steinsson

6. Multiple sectors

7. Carvalho and Lee

8. Mackowiak and Wiedrholt

برخی کمتر و برخی دیگر از اطلاعات را نادیده می‌گیرد. با توجه به اینکه بنگاه رفتار عقلایی دارد و به برخی از شوک‌ها توجه نمی‌کند، این مدل قیمت‌گذاری به مدل «عدم واکنش عقلایی»^۱ شهرت یافته است. در واقع در این مدل فرض می‌شود که بنگاه بیشتر توجه خود را به شوک‌ها و رویدادهای مربوط به بخش خود معطوف می‌کند و نسبت به سایر عوامل بسیار کمتر توجه می‌کند. بر اساس فروض مدل عدم واکنش عقلایی انتظار می‌رود بنگاه در واکنش به شوک‌های ویژه قیمت‌ها را به سرعت تعدیل و در واکنش به شوک‌های کلان به آهستگی قیمت‌ها را تعدیل کند. به‌عنوان یک نتیجه حتی اگر قیمت‌ها در هر دوره امکان تعدیل داشته باشند، وقوع شوک‌های کلان به آهستگی بر قیمت‌ها اثر می‌گذارد درحالی‌که شوک‌های ویژه واکنش‌های سریع‌تر و بزرگ‌تری دارند. بنابراین مدل‌های قیمت‌گذاری «چندبخشی» و «عدم واکنش عقلایی» از جمله مدل‌هایی هستند که می‌توانند رفتار دوگانه قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه را توضیح دهند.

با توجه به اینکه در مطالعات مربوط به حوزه سیاست‌گذاری پولی، مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی کاربرد گسترده‌ای دارند مشاهده می‌شود که در مطالعات داخلی عمدتاً از مدل قیمت‌گذاری کالوو (یا هزینه منو) در قسمت چسبندگی قیمت‌ها استفاده شده است بدون آنکه مطالعاتی در خصوص معتبر بودن مدل قیمت‌گذاری مذکور صورت گرفته باشد. از این رو سؤال اصلی مقاله حاضر این است که آیا مدل قیمت‌گذاری کالوو که در مطالعات داخلی به کرات از آن استفاده می‌شود، با داده‌ها و مشاهدات مربوط به قیمت‌ها سازگاری دارد یا خیر. برای پاسخ به این پرسش در ابتدا با استفاده از یک مدل عامل، تورم‌های اقلام تشکیل‌دهنده شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی^۲ به اجزای مشترک (کلان) و ویژه تجزیه می‌شوند. بر پایه این تجزیه، واکنش قیمت اقلام تشکیل‌دهنده شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به شوک‌های کلان و ویژه مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرند. در صورت واکنش متفاوت قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه برای داده‌های اقتصاد ایران، این حقایق نیازمند یک مدل نظری است که بتواند تفاوت واکنش بنگاه‌ها به شوک‌های کلان و ویژه را توضیح دهد. از این رو، بررسی می‌شود که کدام‌یک از مدل‌های قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی و چندبخشی با حقایق مشاهده‌شده تطابق دارد.

ادامه مقاله به این شرح است که در بخش دوم، پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم پس از معرفی داده‌های مورد استفاده به مدل آماری مورد نظر و روش تخمین آن پرداخته می‌شود. در بخش چهارم نتایج حاصل از برآورد مدل آماری ارائه و سپس با استفاده از تحلیل رگرسیون، میزان انطباق شواهد به دست آمده با مدل‌های قیمت‌گذاری چندبخشی و عدم واکنش عقلایی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و بخش پنجم این مقاله به جمع‌بندی نتایج و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

1. Rational inattention

2. CPI

۲. پیشینه تحقیق

تقریباً در همه مطالعات داخلی که از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده نموده‌اند، بدون بررسی مدل قیمت‌گذاری سازگار با اقتصاد ایران و البته فقدان مطالعات تجربی در این رابطه، غالباً مدل‌های قیمت‌گذاری کالوو یا هزینه منو را به‌عنوان مدل‌های چسبندگی قیمت در نظر گرفته‌اند. به‌عنوان مثال عرفانی و همکاران (۱۳۹۷)، فطرس و معبودی (۱۳۹۵)، امیری (۱۳۹۴)، کرمانی و همکاران (۱۳۹۳) و توکلین (۱۳۹۱) در مدل‌های مورد استفاده چسبندگی قیمت‌ها را براساس مدل قیمت‌گذاری کالوو مدل‌سازی نموده‌اند و یا جلالی نائینی و همکاران (۱۳۹۸)، بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۷)، احمدیان (۱۳۹۵)، پروین و همکاران (۱۳۹۳)، بهرامی و رافعی (۱۳۹۳)، شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۲)، بهرامی و قریشی (۱۳۹۰)، متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) و تقوی و صفرزاده (۱۳۸۹) چسبندگی قیمت‌ها را با در نظر گرفتن هزینه تعدیل قیمت برای بنگاه‌ها و استفاده از مدل هزینه منو (روتبرگ (۱۹۸۲)) به‌کاربرده‌اند. در جدول ۱ خلاصه‌ای از مطالعات داخلی با رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، ذکر شده است.

جدول ۱: مدل چسبندگی در مطالعات داخلی با رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

نویسنده(گان)	سال چاپ	مدل قیمت‌گذاری	نتیجه مطالعه
جلالی نائینی و همکاران	۱۳۹۸	هزینه منو	لحاظ ورود و خروج درون‌زای بنگاه‌ها به تغییر در شدت و طول دوره چرخه‌های تجاری منجر می‌گردد.
عرفانی و همکاران	۱۳۹۷	کالوو	به دنبال وقوع تکانه مالی انبساطی، نظام سیاست کلان احتیاطی به تلاطم کمتر در متغیرهای اقتصادی از جمله تورم و تولید منجر می‌گردد.
بهرامی‌نیا و همکاران	۱۳۹۷	هزینه منو	تکانه فناوری در بخش غیر مسکن باعث افزایش تولید و سرمایه‌گذاری و کاهش نرخ تورم در این بخش و افزایش مخارج مصرفی خانوارها شده و در بخش مسکن تولید و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.
فطرس و معبودی	۱۳۹۵	کالوو	شوک‌های پایه پولی و مخارج دولت علاوه بر افزایش رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهند.
احمدیان	۱۳۹۵	هزینه منو	با افزایش مطالبات معوق، سرمایه‌گذاری و تولید کاهش، تورم افزایش می‌یابد و با افزایش مطالبات از شبکه بانکی، سرمایه‌گذاری و تولید افزایش و تورم کاهش می‌یابد.
امیری	۱۳۹۴	کالوو	شوک مثبت مارک آپ قیمت داخلی بر سرمایه‌گذاری، مصرف، هزینه نهایی داخلی و تولید در کوتاه‌مدت تأثیر معنادار منفی دارد.

شوک نرخ سود بانکی موجب افزایش تولید و کاهش تورم و شوک نسبت ذخیره قانونی موجب کاهش تولید و افزایش تورم می‌گردد.	هزینه منو	۱۳۹۳	پروین و همکاران
طراحی قواعد مالی سبب تخفیف آثار وقوع شوک‌ها نسبت به متغیرهای کلان می‌گردد.	هزینه منو	۱۳۹۳	بهرامی و رافعی
افزایش استقلال بانک مرکزی و کاهش وابستگی دولت به درآمد ناشی از حق الضرب نقش مهمی در کاهش نرخ تورم ایران دارد.	کالوو	۱۳۹۳	کرمانی و همکاران
وجود مطالبات معوق در شبکه بانکی موجب کاهش اثربخشی سیاست پولی در جهت مقابله با نوسانات اقتصادی دارد.	هزینه منو	۱۳۹۱	شاه‌حسینی و بهرامی
منحنی فیلیپس کینزی جدید که در آن تورم انتظاری و تورم دوره قبل وارد می‌شود، بهتر می‌تواند اقتصاد ایران توضیح دهد.	کالوو	۱۳۹۱	توکلیان
در صورت هدف‌گذاری تورم، بروز شوک درآمد نفتی متغیرهای اقتصادی کمتر دچار نوسان می‌شوند.	هزینه منو	۱۳۹۰	بهرامی و قریشی
طراحی یک مدل برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت.	هزینه منو	۱۳۸۹	متوسلی و همکاران
قاعده پولی فریدمن در اقتصاد ایران صادق نبوده و نرخ بهینه تورم و رشد نقدینگی در این اقتصاد به‌طور فصلی به ترتیب ۲ و ۳ درصد است.	هزینه منو	۱۳۸۹	تقوی و صفرزاده

با توجه به نبود مطالعات کافی در خصوص بررسی مدل قیمت‌گذاری سازگار با داده‌های اقتصاد ایران و وابستگی تحلیل و ارزیابی سیاست‌های پولی به نوع مدل قیمت‌گذاری در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، ضرورت دارد مدل قیمت‌گذاری متناسب با اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور در مطالعات داخلی همتی (۱۳۹۵) با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی که در آن ناهمگنی رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در نظر گرفته شده است، ۵ مدل قیمت‌گذاری کالوو با شاخص‌بندی جزئی، اطلاعات چسبنده، چسبندگی دوگانه، کالوو تعمیم‌یافته و ترکیبی را مورد بررسی قرار داده است؛ نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که چسبندگی اطلاعات در فرآیند قیمت‌گذاری بنگاه‌ها با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران تأیید می‌شود. البته صارم (۱۳۹۳) و صمدی و اوجی‌مهر (۱۳۹۴) با استفاده از روش‌های متفاوت به دو نتیجه عکس در رابطه با قابلیت الگوی اطلاعات چسبنده در توضیح پویایی‌های نرخ تورم ایران دست یافته‌اند. صارم (۱۳۹۳) به ارزیابی و مقایسه الگوی اطلاعات چسبنده با الگوهای قیمت‌گذاری کالوو، گذشته‌نگر (یا همان مدل کالوو با شاخص‌بندی) و هیبریدی^۱ در توضیح پویایی‌های تورم و تولید پرداخته است. در این مطالعه با در نظر گرفتن الگوهای قیمت‌گذاری مختلفی شامل اطلاعات چسبنده، کالوو، کالوو با شاخص‌بندی و هیبریدی به این نتیجه

1. Hybrid

رسیده است که الگوی اطلاعات چسبنده با واقعیات اقتصادی ایران تطابق بیشتری دارد. از طرف دیگر صمدی و اوجی مهر (۱۳۹۴) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی و ارزیابی دو الگوی چسبندگی قیمت هیبرید و اطلاعات چسبنده منکیو و ریس (۲۰۰۲) پرداختند و به این نتیجه رسیدند که الگوی چسبندگی قیمت هیبرید بهتر از الگوی اطلاعات چسبنده، سکون و پایداری نرخ تورم را نشان می‌دهد. کرمی و همتی (۱۳۹۴) نیز با استفاده از داده‌های خرد مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده به منظور بررسی مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی به ارزیابی ناهمگنی در نحوه واکنش زیراجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک‌های کلان و بخشی پرداختند. با توجه به عدم انجام مطالعات کافی در رابطه با میزان انطباق مدل‌های قیمت‌گذاری مختلف به‌ویژه مدل‌هایی که بتوانند براساس مشاهدات مربوط به داده‌های خرد ارزیابی شوند، نمی‌توان با قطعیت در رابطه با مدل قیمت‌گذاری متناسب با اقتصاد ایران صحبت کرد و از آن در مدل‌های مختلف خصوصاً به‌منظور تحلیل اثرگذاری سیاست پولی بهره برد.

در ادامه مطالعاتی که در کشورهای دیگر در رابطه با بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری انجام گرفته است، مورد بررسی قرار می‌گیرد. لافرته^۱ (۲۰۰۷) و کرنوک و سوانسون^۲ (۲۰۰۷) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی سه مدل قیمت‌گذاری را در نظر گرفته و سری‌های شبیه‌سازی شده را با داده‌های موجود مورد مقایسه و ارزیابی قرار دادند تا از بین سه مدل قیمت‌گذاری سازگارترین مدل انتخاب شود. مکوویاک و همکاران (۲۰۰۹) به‌منظور بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری، با بهره‌گیری از یک مدل عامل پویا، سرعت و اندازه واکنش قیمت کالاها و خدمات مصرفی در آمریکا را به شوک‌های کلان و بخشی برآورد کردند و نشان دادند مدل عدم واکنش عقلایی (مکوویاک و وایدروهل، ۲۰۰۹) می‌تواند بدون وضع هیچ قیدی - بر قیمت حداکثرکننده سود بنگاه - با نتایج تجربی سازگار باشد. مطالعات اخیر نیز نشان می‌دهند که بسیاری از پدیده‌های اقتصادی از این واقعیت نشأت می‌گیرند که یک فرد نمی‌تواند همه اطلاعات موجود را درک و تجزیه و تحلیل کند؛ مکوویاک و همکاران (۲۰۱۸) با در نظر گرفتن این اصل و تلفیق آن با اقتصاد رفتاری الگویی ترکیبی از قیمت‌گذاری ارائه داده‌اند که می‌تواند در مقایسه با هریک از این دو مدل واکنش آحاد اقتصادی به سیاست‌های پولی و وضعیت‌های مختلف اقتصادی را بهتر توضیح دهد.

در مقابل این رویکرد و به دنبال مطالعات پیشین در خصوص رفتار دوگانه قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه، بویوین و همکاران (۲۰۰۹) با برآورد یک مدل خودرگرسیون تعمیم یافته با عامل و با استفاده از داده‌های شاخص قیمت کالاها و خدمات در دو سطح مصرف‌کننده و تولیدکننده آمریکا نشان دادند که قیمت‌های بخشی در واکنش به شوک‌های کلان چسبنده هستند درحالی که به

1. Laforte

2. Korenok and Swanson

شوکه‌های ویژه بخش خود به سرعت واکنش نشان می‌دهند. آن‌ها در توضیح این رفتار دوگانه، مدل قیمت چسبنده چندبخشی (کاروالو، ۲۰۰۶) را که در آن هر بخش دارای یک احتمال تعدیل قیمت مختلف است مناسب دانستند. کافمن و لین^۱ (۲۰۱۳) از یک مدل عامل برای بررسی واکنش قیمت کالاها و خدمات مصرفی در سوئیس به شوکه‌های کلان و بخشی استفاده کردند. آن‌ها با استفاده از تحلیل رگرسیون به این نتیجه رسیدند که فراوانی تغییر قیمت‌ها سهم قابل‌توجهی از اختلاف بین بخش‌ها را از نظر سرعت و اندازه واکنش به شوکه‌ها توضیح می‌دهد و چنین نتیجه گرفتند که انطباق این نتایج با مدل قیمت چسبنده چندبخشی نسبت به مدل عدم واکنش عقلایی پیشنهاد شده توسط مک‌وویاک و وایدروولت (۲۰۰۹) بیشتر است. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد حتی با فرض تصریح‌های مختلف برای اطمینان از نتایج باز هم فراوانی تغییر قیمت‌ها می‌تواند واکنش کند قیمت‌ها به شوکه‌های کلان را توضیح دهد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. توصیف داده‌ها

در این مقاله از داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص قیمت کالاها و خدمات موجود در سبد مصرفی خانوار شهری با تواتر ماهانه، در دوره زمانی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴ که توسط اداره آمار بانک مرکزی جمع‌آوری و تهیه می‌گردد، استفاده می‌شود. در دوره زمانی مذکور سال پایه شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۸۳ و ۱۳۹۰ تغییر کرده است. در سال‌های پایه ۱۳۶۹، ۱۳۷۶، ۱۳۸۳ و ۱۳۹۰ شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به ترتیب با قیمت‌گیری از ۳۱۰، ۳۱۳، ۳۵۹ و ۳۸۴ قلم کالا و خدمت محاسبه شده است. از آنجاکه تا ۱۳۹۶:۴ شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی همچنان با سال پایه ۱۳۹۰ محاسبه و منتشر شده لذا داده‌های مورداستفاده در این پژوهش از ۱۳۹۵ به بعد با سال پایه ۱۳۹۰ است و مشمول تغییر سال پایه نشده است. لازم به توضیح است که با تغییر سال پایه هر چند سبد مصرفی خانوار نمونه دستخوش تغییر می‌گردد اما شاخص قیمت هر یک از اقلام کالاها و خدمات نظیر برنج ایرانی، نان لواش و ... براساس نرخ‌های رشد به‌سادگی قابل‌تبدیل به سال پایه جدید می‌باشند که البته این کار توسط اداره آمار بانک مرکزی صورت گرفته و همه اقلام مربوط به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در دوره‌های مذکور براساس سال پایه ۱۳۹۰ در اختیار نویسندگان مقاله حاضر قرار گرفته است. آنچه که اهمیت دارد آن است که برای تخمین مدل در طول دوره موردنظر باید بین سه دوره مختلف که سال پایه تغییر کرده است (۱۳۷۶، ۱۳۸۳ و ۱۳۹۰) کالاها و خدماتی که در طول این سال‌ها مشترک بوده‌اند شناسایی

1. Kaufman and Lein

شوند. با انجام این کار تعداد اقلام مشترک به ۲۱۷ قلم کالا و خدمت تقلیل پیدا می‌کند که این اقلام در حدود ۸۰ درصد از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی را در سال پایه ۱۳۹۰ پوشش می‌دهند. قبل از تخمین مدل، داده‌های مورداستفاده در سه مرحله آماده‌سازی می‌شوند. در مرحله اول با استفاده از فیلتر X12 اثرات فصلی قیمت اقلام حذف می‌شوند. در مرحله دوم از داده‌های مرحله قبل لگاریتم طبیعی و سپس تفاضل گرفته تا تورم ماهانه قیمت اقلام محاسبه شود. در مرحله سوم در ابتدا مشاهدات پرت^۱ کنار گذاشته می‌شوند و سپس داده‌ها نرمال می‌شوند. کنار گذاشتن مشاهدات پرت به این صورت انجام می‌شود که برای هر قلم در طول دوره موردبررسی مشاهداتی که بیش از ۲ انحراف معیار از میانگین تورم کل دوره آن قلم کمتر و یا بیشتر باشند با میانگین تورم آن قلم جایگزین می‌شود. در مرحله آخر نرمال‌سازی داده‌ها با کسر میانگین تورم هر قلم از تورم آن قلم و تقسیم حاصل بر انحراف معیار تورم قلم موردنظر انجام می‌شود. ضرورت انجام این نرمال‌سازی به این علت است که پاسخ به ضربه در بین اقلام مختلف باهم مقایسه‌پذیر شوند.

۳-۲. مدل آماری

برای بررسی نحوه واکنش قیمت‌های اقلام تشکیل‌دهنده شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی نسبت به شوک‌های کلان و ویژه، مدل آماری (۱) به پیروی از مطالعه مکویاک و همکاران (۲۰۰۹) در نظر گرفته می‌شود. این مدل قادر است تغییرات قیمت‌ها را به دو نوع شوک‌های کلان و ویژه تفکیک کند.

$$\pi_{nt} = A_n(L)C_t + B_n(L)S_{nt} \quad (1)$$

در مدل (۱)، π_{nt} نرخ تورم ماهانه قلم n در زمان t ، $A_n(L)$ و $B_n(L)$ چند جمله‌ای‌های عملگر وقفه و C_t بردار عوامل مشترک استخراج شده از همه اقلام است. عوامل مشترک متغیرهایی غیرقابل مشاهده هستند که فرض می‌شود از یک فرآیند نوفه سفید با توزیع نرمال و واریانس واحد تبعیت می‌کنند. ضمناً هر یک از S_{nt} ها نیز که شوک ویژه هر قلم نامیده می‌شود از یک فرآیند نوفه سفید با واریانس یک پیروی می‌کند. شوک‌های S_{nt} به صورت دو به دو مستقل از هم هستند و علاوه بر آن هر یک از S_{nt} ها نسبت به هر یک از C_t ها نیز مستقل است. به این ترتیب می‌توان تورم هر قلم را به صورت معادله (۲) به دو قسمت تقسیم نمود.

$$\pi_{nt} = \pi_{nt}^C + \pi_{nt}^S \quad (2)$$

π_{nt}^C نشان‌دهنده جز مشترک تورم قلم n است که به صورت معادله (۳) قابل نمایش است:

$$\pi_{nt}^C = A_n(L)C_t \quad (3)$$

در این مدل مرتبه چندجمله‌ای $A_n(L)$ که در واقع تعداد وقفه‌های شوک کلان است حداکثر دوره پاسخ به ضربه را تعیین می‌کند که براساس قاعده سرانگشتی^۱ باید تعداد وقفه‌ها برای مدل به گونه‌ای انتخاب گردد که تا انتهای دوره مربوط به پاسخ به ضربه حداقل ۹۵ درصد از اثر شوک تخلیه شده باشد. در این مطالعه تعداد وقفه‌ها برابر با ۲۴ در نظر گرفته شده و به عبارت دیگر در معادله (۱)، هر یک از C_t ها به همراه ۲۴ وقفه در مدل حضور دارند. در قسمت نتایج مشخص می‌گردد که با انتخاب این تعداد از وقفه‌ها تقریباً همه آثار شوک کلان بر قیمت‌ها تخلیه می‌گردد.

π_{nt}^S نیز جز ویژه تورم هر قلم است که به صورت معادله (۴) قابل نمایش است:

$$\pi_{nt}^S = B_n(L)S_{nt} \quad (4)$$

برای کم کردن تعداد پارامترهای مدل (۱)، جزء ویژه تورم هر قلم به صورت یک فرآیند خودرگرسیون به صورت معادله (۵) نوشته می‌شود:

$$\pi_{nt}^S = \hat{B}_n(L)\pi_{nt}^S + \hat{B}_{n0}S_{nt} \quad (5)$$

در معادله (۵)، $\hat{B}_n(L)$ چندجمله‌ای عملگر وقفه است که در آن \hat{B}_{n0} برابر صفر است.^۲ در این مقاله برای تخمین مدل معرفی شده از روش بیزین استفاده می‌شود. روش بیزین این مزیت را دارد که نمونه‌گیری‌های عوامل مشترک و پارامترهای مدل را باهم از تابع چگالی مشترک پسین انجام می‌دهد. روش کار به این صورت است که برای هر معادله که مربوط به یکی از ۲۱۷ قلم کالا و خدمت است، از تابع چگالی پسین عوامل مشترک و همچنین پارامترهای معادله، ۷۵۰۰ انتخاب گرفته می‌شود. از این تعداد انتخاب، ۱۵۰۰ انتخاب اول کنار گذاشته شده و از ۶۰۰۰ انتخاب باقی‌مانده ۱۰۰۰ انتخاب به صورت تصادفی گرفته می‌شود. بنابراین از این فرآیند، ۲۱۷۰۰۰ مجموعه پارامتر و برای هر عامل مشترک ۱۰۰۰ نمونه به دست می‌آید. در پیوست ۱ مقاله روش تخمین بیزین مدل و همچنین نمونه‌گیری گیبس به طور کامل توضیح داده شده است؛ همچنین جهت برآورد مدل عامل پویای بیزی، با استفاده از نرم‌افزار متلب کدنویسی‌های موردنیاز انجام شده که در صورت نیاز کدهای مربوطه برای خوانندگان قابل ارسال می‌باشند.

قبل از ارائه نتایج برآورد مدل در ابتدا آزمون مربوط به اولین فرض مدل آماری را که همان نوفه سفید بودن جزء پسماند است، انجام می‌شود. با توجه به اینکه مدل آماری مورد استفاده شامل ۲۱۷ جزء پسماند بوده و برای هر یک از آن‌ها ۱۰۰۰ نمونه انتخاب شده است، بنابراین آزمون نوفه سفید بودن برای میانه جزء پسماند مدل انجام می‌گیرد. شکل (۱) که نتایج مربوط به آزمون آماری خودهمبستگی

1. Rule of thumb

۲. در این مقاله مرتبه $\hat{B}_n(L)$ با استفاده از معیار شوارتز برابر با ۶ تعیین شده است.

و خودهمبستگی جزئی پسماند مدل آماری را نشان می‌دهد حاکی از آن است که فرضیه نوفه سفید بودن سری زمانی پسماند مدل آماری رد نمی‌شود. علاوه بر آن به منظور آزمون نیکویی برازش مدل مورد استفاده از معیار ضریب تعیین استفاده شده است؛ نتایج نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن ۲ شوک کلان در حدود ۳۴ درصد از واریانس تورم اقلام تشکیل دهنده شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی توسط شوک‌های کلان توضیح داده می‌شوند و شوک‌های ویژه سهم غالب در توضیح نوسانات اقلام را به خود اختصاص داده‌اند که البته این نتیجه با یافته‌های مکوویاک و همکاران (۲۰۰۹) مشابهت دارد.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.051	-0.051	0.5889	0.443
		2	0.078	0.076	1.9733	0.373
		3	-0.034	-0.027	2.2388	0.524
		4	-0.053	-0.062	2.8786	0.578
		5	-0.012	-0.013	2.9114	0.714
		6	0.002	0.009	2.9127	0.820
		7	-0.052	-0.054	3.5275	0.832
		8	-0.056	-0.067	4.2413	0.835
		9	-0.044	-0.043	4.6836	0.861
		10	-0.102	-0.102	7.0902	0.717
		11	-0.017	-0.033	7.1589	0.786
		12	0.036	0.037	7.4566	0.826

شکل ۱: آزمون مربوط به فرضیه نوفه سفید بودن جزء پسماند مدل آماری

۴. نتایج برآورد مدل

۴-۱. خصوصیات آماری تورم

جدول ۲ نشان می‌دهد که انحراف معیار تورم کل ۱/۳۰ درصد است، در حالی که میانگین انحراف معیار تورم‌های بخشی معادل ۳/۷۱ درصد است. به طور مشابه ستون پنجم جدول ۲ نشان می‌دهد که لختی تورم کل (۰/۸۰) بیشتر از میانگین لختی تورم‌های بخشی (۰/۴۳) است. این یافته‌ها با مطالعات متعددی که نشان می‌دهند فرآیند تجمیع سازی شاخص قیمت‌های بخشی می‌تواند مقدار زیادی از علت لختی تورم را توضیح دهد تطابق دارد (نگاه کنید به آلتیسیمو و همکاران^۱، ۲۰۰۹، برای منطقه یورو، و المر و مگ^۲، ۲۰۰۹، برای سوئیس).

علاوه بر آن تفاوت خصوصیات آماری تورم‌های بخشی به تفکیک تورم ویژه و مشترک نشان می‌دهد که جزء ویژه تورم‌های بخشی به طور متداول متلاطم و جزء مشترک دارای لختی نسبتاً

1. Altissimo *et al.*
2. Elmer and Maag

بیشتری است. برای تورم‌های بخشی، میانگین انحراف معیار اجزاء ویژه (۳/۰۱) بی‌شتر از میانگین انحراف معیار اجزای مشترک (۱/۷۵) است. به‌طور مشابه تورم‌های بخشی ویژه دارای لختی پایینی هستند (۰/۲۳) درحالی‌که تورم‌های بخشی مشترک دارای لختی و ماندگاری بیشتری هستند (۰/۷۱). با تجمیع تورم‌های بخشی، شوک‌های ویژه تا حدود زیادی یکدیگر را خنثی می‌کنند و بنابراین تورم کل نسبت به تورم‌های بخشی دارای نوسانات کمتر و لختی و ماندگاری بیشتری خواهد شد. در نتیجه تورم کل به‌طور عمده می‌تواند توسط شوک‌های کلان توضیح داده شود. همان‌طور که نتایج ستون چهارم جدول ۲ نشان می‌دهد سهم عمده‌ای از تورم کل توسط دو عامل مشترک توضیح داده می‌شود ($R^2=0/54$) و در مقابل، عوامل مشترک به‌طور میانگین تنها ۳۴ درصد از تورم‌های بخشی را توضیح می‌دهند. این نتایج حکایت از این دارد که شوک‌های ویژه نسبت به شوک‌های کلان در توضیح دادن تورم‌های بخشی اهمیت بیشتری دارند. میانگین پایین ضریب تعیین برای تورم بخشی نشان می‌دهد که تنها سهم کوچکی از تورم‌های بخشی با شوک‌های کلان توضیح داده می‌شود. در نتیجه تورم بخشی به‌طور عمده با تغییرات قیمت در واکنش به شوک‌های ویژه تشکیل می‌شود.

جدول ۲: خصوصیات آماری تورم کل و تورم‌های بخشی

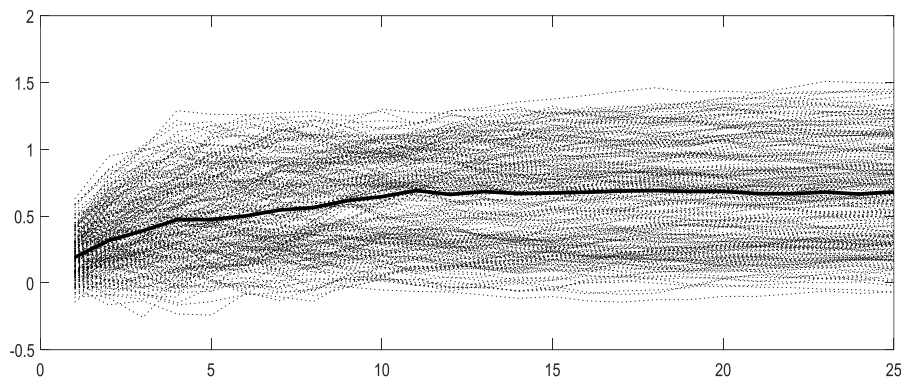
$\rho(\pi_{nt}^S)$	$\rho(\pi_{nt}^A)$	$\rho(\pi_{nt})$	R^2	$sd(\pi_{nt}^S)$	$sd(\pi_{nt}^A)$	$sd(\pi_{nt})$	
۰/۲۲	۰/۸۱	۰/۸۰	۰/۵۴	۷/۰۰	۲/۹۵	۱/۳۰	تورم کل
							تورم بخشی
۰/۲۳	۰/۷۱	۰/۴۳	۰/۳۴	۳/۰۱	۱/۷۵	۳/۷۱	میانگین
۰/۲۵	۰/۸۰	۰/۵۹	۰/۳۳	۱/۷۵	۱/۳۲	۲/۳۶	میانه

توضیحات: این جدول خصوصیات آماری تورم کل و تورم‌های بخشی را نشان می‌دهد. sd نشان‌دهنده انحراف معیار و ρ اندازه لختی هر یک از تورم‌های کل و بخشی است. انحراف معیار به صورت درصد اندازه‌گیری شده است. با توجه به ماهانه بودن داده‌ها، لختی تورم از مجموع ضرایب خودرگرسیون تا ۱۲ وقفه محاسبه شده است (در واقع فرض شده که حافظه هر یک از داده‌ها حداکثر به مدت یک سال است). R^2 نیز سهم توضیح‌دهندگی عامل‌های مشترک از نوسانات تورم کل و تورم‌های بخشی را نشان می‌دهد.

۴-۲. پاسخ به ضربه قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه

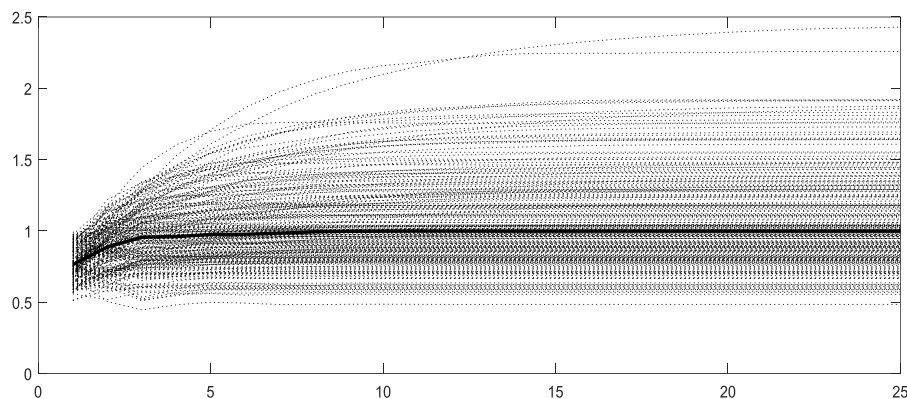
نتایج مربوط به خصوصیات آماری تورم و تورم‌های بخشی به‌نوعی نشان می‌دهند که رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها به نوع شوک‌های وارد شده وابستگی دارد. علاوه بر خصوصیات آماری ذکر شده در زیربخش قبل، شکل‌های ۲ و ۳ که پاسخ به ضربه قیمت‌ها را نسبت به شوک‌های کلان و ویژه نشان می‌دهد مؤید این موضوع است که درحالی‌که قیمت بنگاه‌ها نسبت به شوک‌های ویژه بسیار سریع واکنش نشان می‌دهد، نسبت به شوک‌های کلان به آهستگی عکس‌العمل دارد. در بی‌شتر بخش‌ها شوک ویژه تقریباً در دو ماه بیشترین اثر خود را بر قیمت‌ها وارد می‌کند؛ این موضوع برای میانه پاسخ به ضربه‌ها نیز مشابه است. در مقابل واکنش قیمت بنگاه‌ها به شوک کلان به آهستگی

صورت می‌پذیرد و تقریباً ۱۲ ماه طول می‌کشد تا قیمت‌ها پس از وقوع شوک به سطح جدید تعادلی برسند.



شکل ۲: پاسخ به ضربه قیمت‌ها به شوک کلان اول

توضیحات: این نمودار پاسخ به ضربه قیمت‌ها را نسبت به یک انحراف معیار از شوک کلان نشان می‌دهد. خط‌چین‌ها نشان‌دهنده پاسخ به ضربه قیمت‌های بخشی و خط پررنگ میانه آن‌ها را نشان می‌دهد.



شکل ۳: پاسخ به ضربه قیمت‌ها به شوک ویژه

توضیحات: این شکل پاسخ به ضربه قیمت‌ها را نسبت به یک انحراف معیار از شوک ویژه نشان می‌دهد. خط‌چین‌ها نشان‌دهنده پاسخ به ضربه قیمت‌های بخشی و خط پررنگ میانه آن‌ها را نشان می‌دهد.

۳-۴. سرعت واکنش به شوک‌های کلان و ویژه

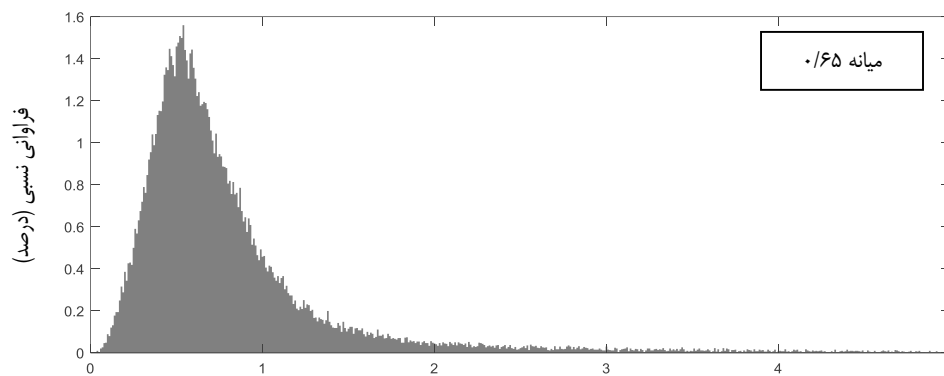
در این بخش به منظور بررسی دقیق‌تر ناهمگنی در نحوه واکنش قیمت‌ها به دو نوع شوک کلان و ویژه، از آماره‌ای به نام سرعت واکنش استفاده می‌شود. سرعت واکنش نسبت واکنش قیمت به یک شوک در کوتاه‌مدت به بلندمدت تعریف می‌شود. کوتاه‌مدت از لحظه وقوع شوک تا ۵ ماه پس از آن و

بلندمدت از ماه ۱۹ تا ۲۴ در نظر گرفته می‌شود. با این تعریف، سرعت واکنش قیمت قلم π نسبت به شوک‌های ویژه و کلان به ترتیب به صورت رابطه‌های ۶ و ۷ محاسبه می‌شوند:

$$Speed_n^s = \frac{\frac{1}{6} \sum_{m=0}^5 |A_{nm}|}{\frac{1}{6} \sum_{m=19}^{24} |A_{nm}|} \quad (6)$$

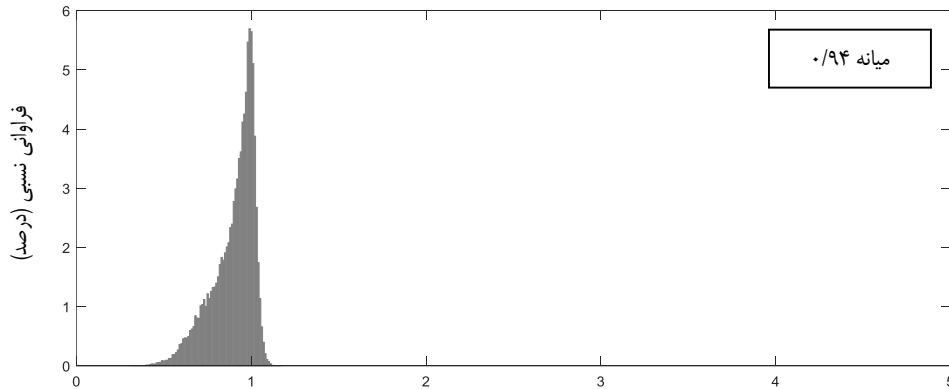
$$Speed_n^c = \frac{\frac{1}{6} \sum_{m=0}^5 |B_{nm}|}{\frac{1}{6} \sum_{m=19}^{24} |B_{nm}|} \quad (7)$$

شکل‌های ۴ و ۵ توزیع سرعت واکنش قیمت‌ها را نسبت به شوک‌های کلان و ویژه نشان می‌دهد. از این نمودارها دو ویژگی مهم در خصوص نحوه واکنش قیمت‌ها به شوک‌های مختلف قابل مشاهده است. اول، میانه توزیع سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک کلان برابر با ۰/۶۵ است در حالی که میانه این توزیع برای شوک ویژه برابر با ۰/۹۴ است. یعنی به طور متوسط سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک ویژه بیشتر از شوک کلان است. دوم، توزیع سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک کلان در مقایسه با شوک ویژه، پراکندگی بیشتری دارد که نشان‌دهنده ناهمگنی بیشتر سرعت واکنش قیمت‌ها در مواجهه با شوک کلان است. این در حالی است که تفاوت کمتری در نحوه واکنش قیمت‌ها به شوک ویژه دیده می‌شود و توزیع سرعت واکنش به این نوع شوک حول میانه متمرکزتر است.



شکل ۴: سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک کلان

۱. تحلیل حساسیت مربوط به تعیین معیار کوتاه‌مدت و بلندمدت در پیوست ۲ مقاله آمده است.



شکل ۵: سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک ویژه

تا این قسمت نتایج نشان می‌دهند که اولاً بخش زیادی از شوک‌های ویژه هنگام تجمیع همدیگر را خنثی می‌سازند و بنابراین بخش عمده‌ای از تورم کل با شوک‌های کلان توضیح داده می‌شود. دوم، قیمت‌ها در واکنش به شوک‌های ویژه نسبت به شوک‌های کلان، شدیدتر و سریع‌تر واکنش نشان می‌دهند. دو مدل نظری مشهور «عدم واکنش عقلایی» و «چندبخشی» قادر به توضیح این نتایج تجربی هستند. در هر دو مدل، بنگاه‌ها به شوک‌های ویژه نسبت به شوک‌های کلان سریع‌تر و شدیدتر واکنش نشان می‌دهند، اما در هر یک به دو دلیل متفاوت این نوع از واکنش متفاوت به شوک‌های ویژه و کلان رخ می‌دهد. در مدل چندبخشی، بنگاه‌ها هرچند در مواقع شوک‌های ویژه و کلان رفتار مشابهی برای تغییر قیمت محصول خود دارند (کاروالو، ۲۰۰۶، ناکامورا و استینسون، ۲۰۱۰)، اما واکنش کند قیمت‌ها به شوک‌های کلان به دلیل تکامل زنجیره قیمت‌گذاری بین بخشی در طی زمان رخ می‌دهد. این در حالی است که در مدل عدم واکنش عقلایی، بنگاه‌ها نسبت به شوک‌های کلان به‌کندی واکنش نشان می‌دهند چون بیشتر توجه خود را به شوک‌های بخش مربوط به خود دارند (مکوویاک و وایدروهل، ۲۰۰۹).

۴-۴. بررسی تطابق مدل‌های قیمت‌گذاری با حقایق آشکارشده

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که ضریب همبستگی بین سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک کلان با فراوانی تغییر قیمت‌ها نزدیک به صفر است. این نتیجه با مدل قیمت‌گذاری چندبخشی تطابق ندارد؛ چون این مدل پیش‌بینی می‌کند که واکنش قیمت‌ها به شوک کلان در بخشی که فراوانی تغییر قیمت نسبتاً بالایی دارد باید بیشتر باشد به دلیل آنکه فرآیند تکامل قیمت‌گذاری در آن بخش سریع‌تر انجام می‌شود. علاوه بر آن ضریب همبستگی بین سرعت واکنش قیمت به شوک کلان و ویژه منفی است. به عبارت دیگر در بخشی که سرعت واکنش قیمت به شوک کلان نسبتاً پایین است در همان بخش

سرعت واکنش قیمت به شوک ویژه نسبتاً بالا است؛ این یافته با مدل عدم واکنش عقلایی همخوانی دارد.

کاروالو و لی (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که در مدل قیمت‌گذاری چندبخشی سرعت واکنش قیمت به شوک کلان نسبت به شوک ویژه توزیع همگن‌تری دارد؛ با این استدلال که نحوه واکنش بنگاه‌ها در مواجهه با شوک کلان با یکدیگر تفاوت چندانی ندارد درحالی‌که نوع واکنش بنگاه‌ها به شوک ویژه می‌تواند مقداری متفاوت باشد. اما در شکل‌های ۴ و ۵ برعکس آن مشاهده می‌شود. مطابق این شکل‌ها سرعت واکنش قیمت به شوک‌های ویژه دارای پراکندگی کمتری نسبت به سرعت واکنش قیمت به شوک کلان است. در واقع مطابق با مدل عدم واکنش عقلایی بنگاه‌ها توجه بیشتری به شوک‌های بخش خود و توجه کمتری به شوک‌های کلان دارند.

جدول ۳: ضریب همبستگی خصوصیات آماری تورم بخشی

$speed_n^{idio}$	$speed_n^{macro}$	FPC_n	$\frac{sd(\pi_{nt}^S)}{sd(\pi_{nt}^A)}$	$sd(\pi_{nt}^S)$	$sd(\pi_{nt}^A)$	$sd(\pi_{nt})$	
						۱/۰۰	$sd(\pi_{nt})$
					۱/۰۰	۰/۸۵	$sd(\pi_{nt}^A)$
				۱/۰۰	۰/۷۵	۰/۹۸	$sd(\pi_{nt}^S)$
			۱/۰۰	۰/۴۹	-۰/۰۸	۰/۳۷	$\frac{sd(\pi_{nt}^S)}{sd(\pi_{nt}^A)}$
		۱/۰۰	-۰/۴۵	-۰/۰۱	۰/۳۱	۰/۰۶	FPC_i
	۱/۰۰	-۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۳۸	۰/۴۱	۰/۴۲	$speed_i^{macro}$
۱/۰۰	-۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۳۴	۰/۳۰	۰/۳۵	$speed_i^{idio}$

توضیحات: این جدول ضریب همبستگی خصوصیات آماری تورم را به صورت بخشی (مقطعی) نشان می‌دهد. $sd(\pi_{nt})$ انحراف معیار تورم بخش n ، $sd(\pi_{nt}^A)$ انحراف معیار تورم مشترک بخش n و $sd(\pi_{nt}^S)$ انحراف معیار تورم ویژه بخش n است. علاوه بر آن، FPC_n فراوانی تغییر قیمت‌ها و $speed_n^{macro.idio}$ سرعت واکنش قیمت به شوک‌های کلان و ویژه است.

با توجه به اینکه ضریب همبستگی تنها بین دو متغیر رابطه متقابل تغییرات دو متغیر را نشان می‌دهد و دیگر متغیرهای مرتبط کنترل نمی‌شوند در بخش بعدی مقاله به تحلیل رگرسیون پرداخته می‌شود. به‌عنوان مثال هرچند مدل عدم واکنش عقلایی پیش‌بینی می‌کند که بخشی که تورم ویژه پر نوسانی دارد نسبت به شوک‌های کلان واکنش کمتری دارد، اما این نتیجه در صورتی قابل‌اعتماد است که تورم مشترک کنترل شده باشد. جدول ۴ نتایج تخمین رگرسیون اندازه واکنش قیمت‌ها به شوک کلان را بعد از ۴ ماه به‌عنوان متغیر وابسته و سری‌های زمانی خصوصیات آماری تورم‌های بخشی نشان می‌دهد. همان‌طور که ستون اول جدول ۴ نشان می‌دهد اندازه واکنش قیمت به شوک کلان با افزایش انحراف معیار جزء ویژه تورم رابطه معکوس دارد؛ ملاحظه می‌شود که ضریب برآورد شده منفی و از نظر آماری معنادار است. این نتیجه با مدل چندبخشی در تطابق نیست درحالی‌که کاملاً با

مدل عدم واکنش عقلایی مطابقت دارد. علاوه بر آن بر مبنای مدل عدم واکنش عقلایی انتظار می‌رود که بین اندازه واکنش قیمت به شوک کلان و انحراف معیار جزء مشترک تورم رابطه مستقیم وجود داشته باشد (کافمن و لین، ۲۰۱۳: ۳۸۹). همان‌طور که در ستون دوم مشاهده می‌شود ضریب برآورد شده در این خصوص مثبت و معنادار است. علاوه بر آن در ستون سوم نیز که متغیر انحراف معیار تورم جزء مشترک کنترل شده است همچنان ضریب برآورد شده برای انحراف معیار جزء ویژه مثبت و از لحاظ آماری معنادار است. ضریب تعیین در ستون دوم معادل $0/08$ است و در ستون سوم که انحراف معیار جزء ویژه تورم به رگرسیون اضافه می‌شود به $0/52$ افزایش می‌یابد. همچنین نتیجه رگرسیون ستون چهارم نیز با مدل عدم واکنش عقلایی سازگار است. ضریب نسبت انحراف معیار جزء ویژه تورم به جزء مشترک منفی و معنادار است. یعنی هرچه در یک بخش نسبت نوسان شوک ویژه به شوک کلان بیشتر باشد، واکنش قیمت به شوک کلان آهسته‌تر رخ می‌دهد. به بیان دیگر بنگاه به بخش کلان توجه کمتری دارد.

در یک مدل چسبنده اندازه و سرعت واکنش قیمت به شوک‌های کلان و ویژه عمدتاً به وسیله فراوانی تغییر قیمت‌ها تعیین می‌شود. به‌طور مشخص یک مدل قیمت چسبنده باید دارای این ویژگی باشد که واکنش قیمت به شوک کلان در بخشی که فراوانی تغییر قیمت بالاتری دارد، باید سریع‌تر باشد؛ چون امکان تعدیل قیمت در این بخش سریع‌تر اتفاق می‌افتد و با شوک کلان فرآیند تکامل قیمت‌گذاری با سرعت بیشتری انجام می‌شود. اما ستون پنجم جدول ۴ با توجه به ضریب پایین برآورد شده نشان می‌دهد که ارتباط اندکی بین اندازه واکنش قیمت به شوک کلان و فراوانی تغییر قیمت‌ها وجود دارد. همچنین نتایج ستون هشتم که در آن نسبت انحراف معیار تورم جزء ویژه به جزء مشترک کنترل شده است نشان می‌دهد که ضریب مثبت فراوانی تغییر قیمت‌ها از استحکام لازم برخوردار نیست.

برای بررسی بیشتر در جدول ۵ سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک کلان را به‌عنوان متغیر وابسته و سایر خصوصیات آماری تورم‌های بخشی را به‌عنوان متغیرهای توضیح‌دهنده در نظر می‌گیریم. جدول ۴ نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده با مدل عدم واکنش عقلایی همخوانی دارد. به‌عنوان مثال ضریب نسبت انحراف معیار تورم ویژه به انحراف معیار تورم مشترک، منفی و معنادار است؛ علاوه بر آن فراوانی تغییر قیمت‌ها در هر سه تصریح مختلف در ستون‌های ۵، ۷ و ۸ در حدود صفر برآورد شده است. به بیان دیگر فراوانی تغییر قیمت‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای در نحوه واکنش قیمت‌ها به شوک‌های کلان ندارد.

جدول ۴: تحلیل رگرسیون اندازه واکنش قیمت‌ها به شوک کلان

(۸)	(۷)	(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	$resp_{n,t}^{macro}$
-	-	-	-	-	-۱/۲۱*	-	-۰/۷۸*	$sd(\pi_{nt}^S)$
-	-	-	-	-	۱/۰۸*	۰/۶۶*	-	$sd(\pi_{nt}^A)$
-۳/۰۶*	-	-	-	-۲/۷۰*	-	-	-	$\frac{sd(\pi_{nt}^S)}{sd(\pi_{nt}^A)}$
-۰/۰۴*	۰/۰۸*	-	۰/۰۳*	-	-	-	-	FPC_n
-	-۰/۶۳*	-۰/۳۷*	-	-	-	-	-	$Size_n$
۱۳/۴۸*	۱/۵۴*	۶/۴۹*	۳/۴۶*	۱۰/۲۶*	۷/۱۸*	۶/۵۹*	۷/۷۸*	Constant
۰/۶۹	۰/۳۴	۰/۱۴	۰/۰۳	۰/۶۵	۰/۵۲	۰/۰۸	۰/۴۲	R^2

توضیحات: این جدول نتایج مربوط به تحلیل رگرسیون مقطعی را با استفاده از اندازه واکنش قیمت به شوک کلان بعد از ۴ دوره به‌عنوان متغیر وابسته نشان می‌دهد. متغیرهای توضیحی عبارتند از انحراف معیار شوک‌های ویژه ($sd(\pi_{nt}^S)$)، انحراف معیار شوک‌های کلان ($sd(\pi_{nt}^A)$)، نسبت انحراف معیار شوک‌های ویژه به کلان، فراوانی تغییر قیمت‌ها (FPC_n) و میانگین قدر مطلق اندازه تغییر قیمت‌ها ($Size_n$). اندازه واکنش تورم و انحراف معیارها به‌صورت درصد اندازه‌گیری شده است. ضرایب با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شده است. علامت * معناداری ضرایب را در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد.

جدول ۵: تحلیل رگرسیون سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک کلان

(۸)	(۷)	(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	$speed_n^{macro}$
-	-	-	-	-	-۰/۰۲	-	-۰/۰۴*	$sd(\pi_{nt}^S)$
-	-	-	-	-	۰/۰۶*	۰/۰۸*	-	$sd(\pi_{nt}^A)$
-۰/۰۴	-	-	-	-۰/۰۳	-	-	-	$\frac{sd(\pi_{nt}^S)}{sd(\pi_{nt}^A)}$
۰/۰۰	۰/۰۰*	-	۰/۰۰	-	-	-	-	FPC_i
-	-۰/۰۴*	-۰/۰۳*	-	-	-	-	-	$Size_i$
۰/۶۰*	۰/۸۴*	۰/۶۳*	۰/۷۳*	۰/۶۶*	۰/۵۶*	۰/۵۷*	۰/۵۹*	Constant
۰/۰۱	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۱۵	R^2

توضیحات: این جدول نتایج مربوط به تحلیل رگرسیون مقطعی را با استفاده از سرعت واکنش قیمت به شوک کلان بعد از ۴ دوره به‌عنوان متغیر وابسته نشان می‌دهد. جهت توضیحات بیشتر به جدول ۴ مراجعه شود.

همان‌طور که در قسمت مقدمه مقاله ذکر شد، مدل کالوو (۱۹۸۳) رفتار دوگانه قیمت‌ها را به شوک‌های کلان و ویژه نمی‌تواند توضیح بدهد. در یک نگاه با یک هزینه منو (هزینه تغییر قیمت بهینه) داده شده، تعدیل قیمت در بخشی که نو سانات بیشتری دارد باید بیشتر باشد چون با وجود شوک‌های بزرگ، در دفعات بیشتری منفعت تغییر قیمت بر هزینه انجام آن غلبه پیدا می‌کند. بنابراین انتظار داریم بین نوسانات تورم بخشی جزء ویژه و مشترک با فراوانی تغییر قیمت‌ها رابطه مستقیم وجود داشته باشد.

جدول ۶ نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری بین فراوانی تغییر قیمت‌ها و انحراف معیار تورم بخشی جزء ویژه و مشترک وجود دارد. ستون سوم این جدول نشان می‌دهد که انحراف معیار جزء مشترک تورم به قدرت توضیح دهنده‌ی جزء ویژه مقدار نسبتاً قابل توجهی اضافه می‌کند. به طوری که مقدار ضریب تعیین در رگرسیون ستون اول از ۰/۰۸ به ۰/۲۴ افزایش می‌یابد.

جدول ۶: تحلیل رگرسیون فراوانی تغییر قیمت

FPC_n^{macro}	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
$sd(\pi_{nt}^S)$	۰/۱۱*	-	۰/۰۹*	-
$sd(\pi_{nt}^A)$	-	۴/۲۸*	۳/۲۹*	-
$\frac{sd(\pi_{nt}^S)}{sd(\pi_{nt}^A)}$	-	-	-	-۹/۰۹*
Constant	۶۶/۱۰*	۵۸/۳۰*	۶۰/۳۵*	۸۲/۰۱*
R^2	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۲۴	۰/۲۱

توضیحات: این جدول نتایج مربوط به تحلیل رگرسیون مقطعی را با استفاده از فراوانی تغییر قیمت‌ها به عنوان متغیر وابسته نشان می‌دهد. متغیرهای توضیحی عبارتند از انحراف معیار شوک‌های ویژه ($sd(\pi_{nt}^S)$)، انحراف معیار شوک‌های کلان ($sd(\pi_{nt}^A)$) و نسبت انحراف معیار شوک‌های ویژه به کلان. فراوانی تغییر قیمت‌ها و انحراف معیارها به صورت درصد اندازه‌گیری شده است. ضرایب با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شده است. علامت * معناداری ضرایب را در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد.

نتیجه‌گیری

در این مقاله با هدف ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری در اقتصاد ایران، با استفاده از مدل عامل، تورم اقلام تشکیل‌دهنده شاخص قیمت مصرف‌کننده به دو بخش کلان و ویژه تفکیک شده است. خصوصیات آماری تورم‌های تفکیک‌شده نشان می‌دهد که رفتار قیمت‌ها در سطح خرد و کلان نامتقارن است؛ به عنوان مثال تورم کل دارای لختی نسبتاً بالایی است در حالی که تورم‌های بخشی لختی نسبتاً پایین‌تری دارند. علاوه بر آن واکنش قیمت‌ها در مواجهه با شوک‌های کلان به کندی صورت می‌پذیرد در حالی که نسبت به شوک‌های ویژه بسیار سریع‌تر واکنش نشان می‌دهند. با توجه به اینکه مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری نظیر کالوو رفتار دوگانه قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه را نمی‌توانند توضیح دهند، مدل‌های قیمت‌گذاری چندبخشی و عدم واکنش عقلایی معرفی شدند که هر یک با استدلالی متفاوت قادر هستند این رفتار را به صورت نظری توضیح دهند. با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه مبنی بر اینکه فراوانی تغییر قیمت‌ها سهم بسیار اندکی در توضیح دهنده‌ی اندازه و سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک کلان دارد، فرضیه مدل چسبندگی قیمت چندبخشی تأیید نمی‌شود.

از طرف دیگر نتایج نشان می‌دهند که هر چه نوسانات شوک‌های ویژه در یک بخش بیشتر باشد، واکنش آن بخش به شوک‌های کلان کمتر است. این مشاهده با فرض بنیادین مدل عدم واکنش عقلایی تطابق دارد. در این مدل علت واکنش کند قیمت‌ها به شوک‌های کلان را توجه بیشتر بنگاه‌ها به شوک‌های کلان و توجه کمتر به شوک‌های کلان می‌داند. بنابراین با توجه به مشاهدات آماری و تحلیل رگرسیون‌های مختلف به منظور پرهیز از خطای تصریح، این نتیجه حاصل می‌شود که مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی در خصوص داده‌های مربوط به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی ایران تأیید می‌گردد.

منابع

- احمدیان، اعظم. (۱۳۹۵). «مدل سازی شوک مصارف در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، *فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، سال چهارم، شماره سوم، ۹۱-۱۰۸.
- امیری، حسین. (۱۳۹۴). «مدل سازی شوک های مارک آپ با استفاده از مدل DSGE: مورد ایران»، *فصلنامه برنامه ریزی و بودجه*، سال بیستم، شماره ۳، ۱۲۴-۹۵.
- بهرامی، جاوید و قریشی، نیره سادات. (۱۳۹۰). «تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی»، *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱، ۲۲-۱.
- بهرامی نیا، ابراهیم؛ ابوالحسنی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز. (۱۳۹۷). «مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن»، *نشریه علمی-پژوهشی سیاست گذاری اقتصادی*، سال دهم، شماره ۲۰، ۷۱-۱۰۲.
- پروین، سهیلا؛ شاکری، عباس و احمدیان، اعظم. (۱۳۹۳). «ارزیابی اثرات ترانزنامه ای سیاست های پولی در شبکه بانکی کشور بر متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران (رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی)»، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، سال نوزدهم، شماره ۵۸، ۷۷-۱۱۵.
- تقوی، مهدی و صفرزاده، اسماعیل. (۱۳۸۹). «نرخ بهینه رشد نقدینگی در اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید»، *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۳، ۷۷-۱۰۴.
- توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). «بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۷، شماره ۳، ۲۲-۱.
- جلالی نائینی، سید احمد رضا؛ توکلیان، حسین؛ زمان زاده، حمید و داودی، پدram. (۱۳۹۸). «لحاظ ورود و خروج بنگاه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران»، *فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال هشتم، شماره ۲۹، ۱-۳۹.
- رافعی، میثم؛ بهرامی، جاوید و دانش جعفری، داوود. (۱۳۹۳). «ارزیابی سیاست مالی برای اقتصاد ایران در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی»، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، سال چهاردهم، شماره ۵۴، ۳۳-۶۵.
- شاه حسینی، سمیه و بهرامی، جاوید. (۱۳۹۲). «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی»، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، سال هفدهم، شماره ۵۳، ۸۳-۵۵.
- صارم، مهدی. (۱۳۹۳). «انتخاب الگوی قیمت گذاری مناسب برای اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، سال بیست و دوم، شماره ۷۰، ۱۶۱-۱۸۰.
- صباغ کرمانی، مجید؛ موسوی نیک، سیدهادی؛ یآوری، کاظم و باقری پرمهر، شعله. (۱۳۹۳). «بررسی اثر حاکمیت مالی بر نرخ تورم اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)»، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال چهاردهم، شماره اول، ۱-۲۶.
- صمدی، علی حسین و اوجی مهر، سکینه. (۱۳۹۴). «بررسی پایداری و سکون تورم در ایران: مقایسه دو الگوی چسبندگی قیمت هیبرید و چسبندگی اطلاعات»، *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۱۹، ۴۱-۷۲.

- عرفانی، علیرضا؛ توکلیمان، حسین و طالب بیدختی، آزاده. (۱۳۹۷). «ارزیابی عملکرد تثبیتی سیاست ترکیبی پولی و کلان احتیاطی در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال هجدهم، شماره چهارم، ۱۶۰-۱۳۳.
- فطرس، محمدحسین و معبودی، رضا. (۱۳۹۵). «اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا»، *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال پنجم، شماره ۱۹، ۸۲-۵۹.
- کرمی، هومن و همتی، مریم. (۱۳۹۴). «ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری در سطح خرده‌فروشی: رویکرد مدل عامل پویای بیزی»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۲۰، شماره ۶۵، ۱۲۹-۱۵۷.
- متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر. (۱۳۸۹). «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوگینزی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، شماره چهارم، ۸۷-۱۱۶.
- همتی، مریم. (۱۳۹۵). *ارزیابی مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری در تبیین پویایی‌های تورم در اقتصاد ایران با استفاده از مدل DSGE*، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه الزهرا (س).
- Altissimo, F., Mojon, B., & Zaffaroni, P. (2009). "Can aggregation explain the persistence of inflation?", *Journal of Monetary Economic*, 56(2), 231-241.
- Boivin, J., Giannoni, M. P. and Ilian Mihov (2009). "Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data", *American Economic Review*, vol. 99, no. 1, 350-384.
- Calvo, G. A. (1983). "Staggered prices in a utility-maximizing framework". *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Carvalho, C. (2006). "Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks". *Frontiers of Macroeconomics*, 2(1), Article 1.
- Carvalho, C., and Jae Won Lee (2011). *Sectoral Price Facts in a Sticky-Price Model*, FRB of New York Staff Report, vol. 495.
- Cooley, T. F., & Hansen, G. D. (1989). "The inflation tax in a real business cycle model". *The American Economic Review*, 733-748.
- Dixon, H., & Kara, E. (2010). "Can We Explain Inflation Persistence in a Way that Is Consistent with the Micro evidence on Nominal Rigidity?", *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1), 151-170.
- Elmer, S., & Maag, T. (2009). *The persistence of inflation in Switzerland: Evidence from disaggregate data*.
- Kaufmann, D., and Sarah M. Lein (2013). "Sticky Prices or Rational Inattention—What Can We Learn from Sectoral Price Data?", *European Economic Review*, vol. 64, 384-394.
- Korenok, O. and Norman R. Swanson (2007). "How Sticky is Sticky Enough? a Distributional and Impulse Response Analysis of New Keynesian DSGE Models", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, no. 6, 1481-1508.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). "Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*", *Journal of the Econometric Society*, 1345-1370.

- Laforte, J. P. (2007). "Pricing Models: a Bayesian DSGE Approach for the US Economy", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, 127-154.
- Mackowiak, B., & Smets, F. (2009). *Implications of microeconomic price data for macroeconomic models*. Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy: A Phillips Curve Retrospective, ed. by J. Fuhrer, JS Little, YK Kodrzycki, and GP Olivei, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 291-332.
- Maćkowiak, B., and Mirko Wiederholt (2009). "Optimal Sticky Prices under Rational Inattention", *The American Economic Review*, vol. 99, no. 3, 769-803.
- Mackowiak, B., F. Matějka, and M. Wiederholt (2018). *Rational inattention: A disciplined behavioral model*.
- Maćkowiak, B., Moench, E., and Mirko Wiederholt (2009). "Sectoral Price Data and Models of Price Setting", *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, S78-S99.
- Mankiw, N. G. and Ricardo Reis (2002). "Sticky Information versus Sticky Prices: a Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, no. 4, 1295-1328.
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2010). "Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model". *The Quarterly journal of economics*, 125(3), 961-1013.
- Rotemberg, J. J. (1982). "Monopolistic price adjustment and aggregate output". *The Review of Economic Studies*, 49(4), 517-531.
- Taylor, J. B. (1980). "Aggregate dynamics and staggered contracts". *Journal of political economy*, 88(1), 1-23.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices*. New Jersey: Princeton University Press.

پیوست ۱: روش برآورد بیزین مدل آماری

در این قسمت از مقاله به جزئیات مربوط به روش برآورد مدل (بیزین) پرداخته می‌شود؛ با توجه به اینکه در مدل معرفی شده عامل‌های مشترک نیز غیرقابل مشاهده می‌باشند بنابراین علاوه بر پارامترها، عامل‌های مشترک نیز برآورد می‌شوند. روش کار برای برآورد عامل‌های مشترک و پارامترهای مدل نمونه‌گیری از توزیع پسین^۱ عامل‌ها و پارامترها با استفاده از روش نمونه‌گیری گیبس^۲ است. این روش شامل دو مرحله است که به‌طور پیاپی انجام شود؛ در مرحله اول، از توزیع شرطی پسین^۳ عامل‌ها با فرض پارامترهای داده شده مدل نمونه‌گیری می‌شود (کارتر و کان^۴، ۱۹۹۴) و کیم و نلسون^۵، ۱۹۹۹) و در مرحله دوم، از توزیع شرطی پسین پارامترهای مدل با در نظر گرفتن عامل‌های داده شده (در مرحله قبل) نمونه‌گیری انجام می‌شود (چیب و گرینبرگ^۶، ۱۹۹۴). در ادامه به‌طور مبسوط در مورد این دو مرحله توضیح داده می‌شود.

مرحله ۱. نمونه‌گیری از عامل‌ها با فرض پارامترهای داده شده

همانند بخش ۳،۱. مقاله مدل عامل پویای زیر را در نظر بگیرید:

$$\tilde{\pi}_{nt} = a'_n(L)c_t + \tilde{\pi}_{nt}^S \quad (۱)$$

$$\tilde{\pi}_{nt}^S = b'_n(L)\tilde{\pi}_{nt}^S + \varepsilon_{nt} \quad (۲)$$

در معادلات (۱) و (۲)، $\tilde{\pi}_{nt}$ تورم ماهانه قلم n در دوره t و بردار $K \times 1$ از عوامل مشترک است. $a'_n(L)$ و $b'_n(L)$ چندجمله‌ای‌های عملگر وقفه از مرتبه M و S هستند. در این مرحله از توزیع شرطی عامل‌ها با فرض معلوم بودن پارامترهای مدل $\{a'_n(L), b'_n(L), \sigma_n\}$ نمونه‌گیری می‌شود (کارتر و کان، ۱۹۹۴؛ کیم و نلسون، ۱۹۹۹). به این منظور باید معادلات (۱) و (۲) به فرم حالت-فضا^۷ تبدیل شوند. از ترکیب معادلات (۱) و (۲)، معادله (۳) به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\tilde{\pi}_{nt}^* = g'_n(L)c_t + \varepsilon_{nt} \quad (۳)$$

در معادله (۳) $\tilde{\pi}_{nt}^* = (1 - b'_n(L))\tilde{\pi}_{nt}$ و $g'_n(L) = (1 - b'_n(L))a'_n(L)$ است. با تعریف $g'_n(L)$ و $F_t = (c_t; c_{t-1}; \dots; c_{t-(M+S)})$ و G_t به ترتیب به‌صورت بردار G_t و F_t ، معادله مشاهده^۸ به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

1. Joint Posterior Density
2. Gibbs Sampling
3. Conditional Posterior Density
4. Carter and Kohn
5. Kim and Nelson
6. Chib and Greenberg
7. State Space
8. Observation Equation

$$\tilde{\pi}_{nt}^* = GF_t + \varepsilon_t \quad (۴)$$

با تعریف R به عنوان ماتریس واریانس-کوواریانس ε_t در معادله (۴)، عناصر قطری آن عبارتند از: $\sigma_1^2, \dots, \sigma_N^2$. معادله حالت مربوط به معادلات حالت-فضا، به شکل معادله (۵) در نظر گرفته می‌شود:

$$F_{t+1} = JF_t + \tilde{u}_{t+1} \quad (۵)$$

فرض کنید Q ماتریس واریانس-کوواریانس \tilde{u}_{t+1} باشد که K عنصر قطری اول آن مساوی با یک و بقیه عناصر آن برابر با صفر است. برای برآورد عوامل مشترک از فیلتر کالمن -از دوره ۱ تا T - استفاده می‌شود. برای این منظور معادلات مربوط به فیلتر کالمن (معادلات ریکاتی) به صورت زیر قابل نمایش است:

$$F_{t|t} = F_{t|t-1} + P_{t|t-1}G'(GP_{t|t-1}G' + R)^{-1}(\tilde{\pi}_t^* - GF_{t|t-1}) \quad (۶)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} + P_{t|t-1}G'(GP_{t|t-1}G' + R)^{-1}GP_{t|t-1} \quad (۷)$$

$$F_{t+1|t} = JF_{t|t}$$

$$P_{t+1|t} = JP_{t|t}J' + Q$$

برای شروع فیلتر کالمن باید $P_{1|0}$ مقداردهی شود. برای این منظور از توزیع غیرشرطی بردار حالت به نحوی استفاده می‌شود که $F_{1|0}$ یک بردار صفر باشد. سپس، از تابع توزیع احتمال F_t با در نظر گرفتن داده‌ها (تورم اقلام) تا دوره T نمونه‌گیری می‌شود. به همین ترتیب به صورت بازگشتی از T تا ۱ از تابع توزیع احتمال F_t با در نظر گرفتن F_{t+1} و همچنین داده‌ها نمونه‌گیری می‌شود.

مرحله ۲. نمونه‌گیری از پارامترها با فرض عامل‌های داده شده

در این بخش از روش پیشنهاد شده توسط چیب و گرینبرگ (۱۹۹۴) برای نمونه‌گیری از توزیع پسین شرطی پارامترهای مدل $\{a'_n(L), b'_n(L), \sigma_n\}$ با فرض معلوم بودن عوامل، استفاده می‌شود. در این بخش به جهت سهولت در نگارش فرمول‌ها، زیرنویس n حذف می‌شود. در ابتدا معادلات (۱) و (۲) به شکل ماتریسی به صورت زیر بازنویسی می‌شوند:

$$\tilde{\Pi} = X\theta + \tilde{\Pi}^S$$

$$\tilde{\Pi}^S = \tilde{X}\varphi + \varepsilon$$

بردارهای θ و φ متناظر با چندجمله‌ای‌های عملگرهای وقفه $a'_n(L)$ و $b'_n(L)$ می‌باشند. همچنین بردارهای X و \tilde{X} به صورت $X_t = (c_t; c_{t-1}; \dots; c_{t-M})$ و $\tilde{X}_t = (\tilde{\pi}_{t-1}^S; \dots; \tilde{\pi}_{t-S}^S)$ تعریف می‌شوند.

توزیع پیشین مشترک θ, φ و σ^2 به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$[\theta, \varphi, \sigma^2] = [\theta][\varphi][\sigma^2] = N(\theta_0, \theta_0^{-1})[N(\theta_0, \theta_0^{-1})I(\theta)]IG[v_0/2, \delta_0/2]$$

و N و IG به ترتیب توزیع نرمال و توزیع معکوس گاما^۱ را نشان می‌دهند. $I(\theta)$ تابع نشانگر^۲ است به طوری که این تابع در حالتی که همه مقادیر ویژه θ کمتر از یک باشد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است. $\bar{\Pi} = (\bar{\Pi}_1; \bar{\Pi}_2)$ به صورت $\bar{\Pi} = (\bar{\Pi}_1; \bar{\Pi}_2)$ افزایش می‌شود به طوری که طول بردارهای $\bar{\Pi}_1$ و $\bar{\Pi}_2$ به ترتیب S و $T-S$ است. به طور مشابه ماتریس $X = (X_1; X_2)$ به صورت $X = (X_1; X_2)$ افزایش می‌شود که بردارهای X_1 و X_2 به ترتیب دارای طول $S \times K(M+1)$ و $T-S \times K(M+1)$ هستند. Σ که یک ماتریس $S \times S$ است به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$vec(\Sigma) = [I_{S^2} - (\Phi \otimes \Phi)]^{-1} + vec[(1; 0_{(S-1) \times 1})(1; 0_{(S-1) \times 1})']$$

$chol(\Sigma)$ را ریشه دوم چولسکی قسمت مثلث پایین Σ در نظر بگیرید. $X^* = \bar{\Pi}^* = (\bar{\Pi}_1^*; \bar{\Pi}_2^*)$ و $X_1^* = [chol(\Sigma)]^{-1} \bar{\Pi}_1 - 1$ به گونه‌ای تعریف می‌شوند که:

$$\bar{\Pi}_1^* = [chol(\Sigma)]^{-1} \bar{\Pi}_1 - 1$$

$$X_1^* = [chol(\Sigma)]^{-1} X_1 - 2$$

۳- $\bar{\Pi}_2^*$ برداری به طول $T-S$ است که سطر t -ام آن $[1 - b(L)]\bar{\pi}_t$ است.

۴- X_2^* ماتریسی به ابعاد $T-S \times K(M+1)$ است که سطر t -ام آن $[1 - b(L)]x_t$ است. برای هر $t = S+1, \dots, T$ داریم $e_t = \bar{\pi}_t - x_t' \theta$. علاوه بر آن ماتریس E با ابعاد $T-S \times S$ است به طوری که برای هر $t \geq S+1$ سطر t -ام این ماتریس برابر است با $(e_{t-1}; \dots; e_{t-S})$. چیب و گرینبرگ (۱۹۹۴) توزیع‌های پسین شرطی را به صورت ذیل استخراج کردند:

$$\theta | \varphi, \sigma^2 \sim N[\theta_T^{-1}(\theta_0 \theta_0 + \sigma^{-2} X^* \Pi^*)]$$

$$\sigma^2 | \varphi, \theta \sim IG\left[\left(\frac{v_0 + 2}{2}\right), \frac{\delta_0 + (\bar{\Pi}^* - X^* \theta)' (\bar{\Pi}^* - X^* \theta)}{2}\right]$$

$$\varphi | \theta, \sigma^2 \sim \psi(\varphi) \times N[\theta_T^{-1}(\Phi_0 \varphi_0 + \sigma^{-2} E' e), \Phi_T^{-1}] I(\Phi)$$

$$\theta_T = \theta_0 + \sigma^{-2} X^* X^*$$

$$\Phi_T = \Phi_0 + \sigma^{-2} E' E$$

$$\psi(\varphi) = |\Sigma(\varphi)|^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\bar{\Pi}_1 - X_1 \theta)' \Sigma(\varphi)^{-1} (\bar{\Pi}_1 - X_1 \theta)\right]$$

در این مقاله از تابع چگالی φ با استفاده از الگوریتم متروپلیس هستینگز^۳ نمونه‌گیری به عمل می‌آید (چیب و گرینبرگ (۱۹۹۴)). در هر تکرار j از نمونه‌گیری گیبس، یک انتخاب (ϕ^*) از توزیع $N[\theta_T^{-1}(\Phi_0 \varphi_0 + \sigma^{-2} E' e), \Phi_T^{-1}] I(\Phi)$ تولید می‌شود.

1. Inverse Gamma (IG)
2. Indicator Function
3. Metropolis-Hastings

تعیین مقادیر پیشین پارامترها

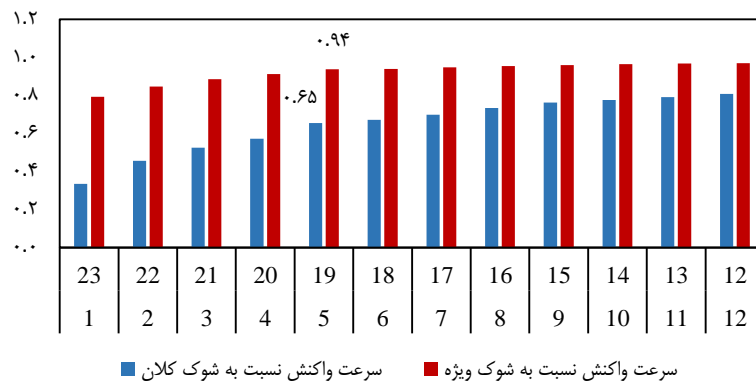
برای شروع الگوی نمونه‌گیری گیبس در ابتدا از داده‌ها که همان تورم اقلام تشکیل‌دهنده شاخص بهای کالاها و خدمات مصرف است، به روش مؤلفه‌های اصلی (PC)، تعداد K عامل اصلی استخراج شده و سپس مدل آماری (۱) با استفاده از داده‌ها و عوامل مشترک استخراج شده به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود؛ برآورد پارامترهای مدل در این مرحله به‌عنوان مقادیر اولیه برای پارامترهای مدل استفاده می‌شوند و مقادیر پیشین فوق پارامترها بر اساس مینوسوتا^۳ مقداردهی می‌شوند. فرض می‌شود که $\theta_0 = 0_{K(M+1) \times 1}$ است. علاوه بر آن θ_0 ماتریسی قطری با ابعاد $K(M+1) \times K(M+1)$ است به طوری که عناصر روی قطر اصلی آن عبارتند از: K عنصر اول و دوم برابر با یک، K عنصر بعدی نیز هر کدام برابر با ۴ و به همین ترتیب تا K عنصر آخر روی قطر اصلی θ_0 که برابر با M^2 است. این فروض دلالت بر این دارد که میانگین و انحراف معیار پیشین بارهای عاملی به ترتیب برابر با صفر و یک هستند. همچنین فرض می‌شود که $\varphi_0 = 0_{S \times 1}$ ، علاوه بر آن فرض می‌شود Φ_0 یک ماتریس قطری با ابعاد $S \times S$ است که در روی قطر اصلی $s=1, \dots, S$ و $(S/0.2)^2$ قرار دارد. این فروض دلالت بر این دارد که میانگین پیشین ضرایب خودرگرسیون برابر با صفر هستند و انحراف معیار پیشین ضرایب وقفه اول برابر با ۰.۲ و انحراف معیار پیشین ضرایب وقفه s ام برابر با $S/0.2$ هستند. در نهایت، فرض می‌شود که $v_0 = 4$ و $\delta_0 = 0.1$ است.

پیوست ۲: تحلیل حساسیت تعیین معیار کوتاه‌مدت و بلندمدت برای محاسبه سرعت واکنش

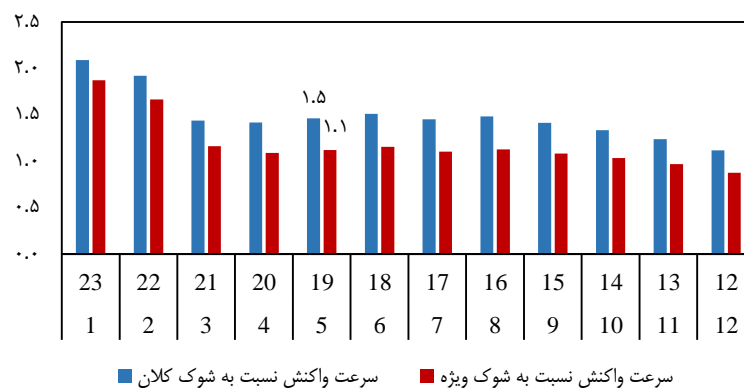
به‌منظور تحلیل حساسیت سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه، بازه واکنش به شوک‌ها در کوتاه‌مدت در هر مرحله از زمان وقوع شوک تا ماه اول، سپس تا ماه دوم و ... و تا ماه دوازدهم محاسبه می‌گردند؛ به‌طور هم‌زمان بازه واکنش قیمت‌ها به شوک‌ها در بلندمدت در هر مرحله از ماه بیست و سوم تا آخر، سپس از ماه بیست و دوم تا آخر و ... و از ماه دوازدهم تا آخر محاسبه شده که نتیجه آن برای شوک‌های کلان و ویژه در شکل ۵ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود با انتخاب هریک از معیارهای تعیین دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت همواره سرعت واکنش قیمت‌ها نسبت به شوک‌های کلان از سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک‌های ویژه کمتر است؛ علاوه بر آن براساس شکل ۶ که پراکندگی سرعت واکنش را نشان می‌دهد (این معیار از تفاضل بیشترین مقدار از کمترین مقدار تابع توزیع سرعت در هر مرحله محاسبه شده است)، مشاهده می‌شود که همواره پراکندگی سرعت واکنش قیمت‌ها نسبت به شوک‌های کلان از سرعت واکنش قیمت‌ها به

1. Principal Component
2. Hyperparameters
3. Minnesota

شوکه‌های ویژه بیهوشتر است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تغییر در تعریف بازه سرعت واکنش کلیت تحلیل‌ها را دچار تغییر نمی‌نماید.



شکل ۶: سرعت واکنش قیمت‌ها نسبت به شوک‌های کلان و ویژه



شکل ۷: پراکندگی سرعت واکنش قیمت‌ها نسبت به شوک‌های کلان و ویژه

The Investigation of Price Setting Models Compatible With the Economy of Iran

Karami Khoramabadi, H.¹, Efrani, A.^{2*}, Tavakolian, H.³

Abstract

In this paper, for evaluating the price setting model compatible with Iran's economy data, sectoral inflations are decomposed into macroeconomic and idiosyncratic shocks using a factor model. Based on the results, there is a significant difference in sectoral price responses to macroeconomic and idiosyncratic shocks. Some initial price setting models such as Calvo model cannot explain the heterogeneity price behavior of macroeconomic and idiosyncratic shocks. Two theoretical price-setting models that are able to explain this finding are rational-inattention model and multiple sector model with sticky prices. Using the results obtained from the factor model and other statistical characteristics of sectoral inflation, the frequency of price changes has little contribution to explaining the changes in size and the speed of response of prices to macroeconomic shock. Moreover, the idiosyncratic component is negatively correlated with the volatility of the common component. These findings can not support a multi-sector model with sticky prices. Because this model predicts that the price response to the macroeconomic shock in a sector that has a relatively high price change frequency should be greater because the pricing evolution process is performed faster. On the other hand, the results show that among the different sectors, idiosyncratic shocks that are more volatile are less responsive to macro shocks. These findings support the rational inattention model rather than a multi sector model with sticky prices.

Keywords: Price-setting models, Factor model, Impulse response, Frequency of price changes

JEL Classification: C11, D22, E31.

1. Ph.D. student in Monetary Economics, Semnan University

Email: karami.hooman@gmail.com

2. Associate Professor, Department of Economics, Semnan University

Email: aerfani@semnan.ac.ir

3. Associate Professor, Department of Economics, Allameh Tabatabai University

Email: hossein.tavakolian@atu.ac.ir