

## ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری در سطح خرده‌فروشی: رویکرد مدل عامل پویای بیزی

هومن کرمی<sup>۱</sup>

مریم همتی<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۲۰

تاریخ ارسال: ۱۳۹۴/۰۵/۰۵

### چکیده

در این مطالعه به پیروی از مکروویاک و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده از الگوی عامل پویای بیزی، واکنش شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در اقتصاد ایران به دو نوع شوک کلان (مشترک) و ویژه (بخشی) بررسی می‌شود. به این منظور از داده‌های ماهانه مربوط به شاخص قیمت ۲۳۸ قلم کالا و خدمت مصرفی موجود در سبد خانوار شهری در دوره زمانی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۱:۹ استفاده شده است. تفکیک واکنش قیمت‌ها به این دو نوع شوک به منظور شناسایی مدل قیمت‌گذاری سازگار با اقتصاد ایران انجام می‌گیرد. به بیان دقیق‌تر، در صورت وجود تفاوت معنادار در سرعت و اندازه واکنش به هر یک از این شوک‌ها می‌توان نتیجه گرفت که برخی از مدل‌های قیمت‌گذاری متداول نظیر کالوو دیگر قادر به توضیح این تفاوت نیستند و برای تبیین رفتار قیمت‌گذاری باید مدل‌های دیگری مورد سنجش قرار گیرند. نتایج حاصل از این مطالعه دلالت بر وجود تفاوت معنادار در نحوه واکنش قیمت‌ها به دو نوع شوک کلان و ویژه دارد. همچنین مدل قیمت‌گذاری «عدم واکنش عقلایی» با این حقیقت آشکار شده در اقتصاد ایران انطباق زیادی دارد.

واژگان کلیدی: مدل قیمت‌گذاری، مدل عامل پویای بیزی، شوک کلان، شوک ویژه، سرعت

واکنش

طبقه‌بندی JEL: C11, D22, E31

۱- پژوهشگر گروه مدلسازی، پژوهشکده پولی و بانکی - نویسنده مسئول karami.hooman@gmail.com

۲- پژوهشگر گروه پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی m.hemmati@mbri.ac.ir

## ۱- مقدمه

اندازه و ماهیت چسبندگی‌های اسمی<sup>۱</sup> عامل مهمی در تحلیل اثرات شوک‌های اقتصاد کلان به خصوص شوک سیاست پولی است (پاستیان و هاگن<sup>۲</sup>، ۲۰۱۲). بویوین، جیانونی و میهو<sup>۳</sup> (۲۰۰۹) و مک‌ویاک، موئنچ و وایدرهولت<sup>۴</sup> (۲۰۰۹) به منظور روشن کردن ابعاد چسبندگی‌های اسمی، منبع نوسانات تورم‌های هر بخش را به دو عامل کلان و ویژه هر بخش تقسیم کرده‌اند.

نتایج تجربی در رابطه با منبع نوسانات تورم‌های بخشی را می‌توان در بررسی و اعتبارسنجی پایه‌های بنیادین مدل‌های قیمت‌گذاری مورد استفاده قرار داد.

مدل‌های قیمت‌گذاری متداول در ادبیات چسبندگی اسمی نظیر تیلور<sup>۵</sup> (۱۹۸۰)، کالوو<sup>۶</sup> (کالوو، ۱۹۸۳)، کالوو با شاخص‌بندی<sup>۷</sup> (اسمتز و ووترز<sup>۸</sup>، ۲۰۰۵)، هزینه منو (روتبرگ<sup>۹</sup>، ۱۹۸۲) و اطلاعات چسبنده (منکیو و ریس<sup>۱۰</sup>، ۲۰۰۲) تفاوتی بین شوک‌های کلان و ویژه در خصوص تغییر یا عدم تغییر قیمت قائل نیستند. بنابراین اگر شواهدی نشان دهد که نحوه واکنش قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه به طور معناداری متفاوت است، این مدل‌ها دیگر قادر به توضیح رفتار دوگانه قیمت‌ها نسبت به دو نوع شوک نیستند.

نتایج مطالعات بویوین و همکاران (۲۰۰۹) و مک‌ویاک و همکاران (۲۰۰۹) در رابطه با پویایی قیمت‌های بخشی<sup>۱۱</sup> نشان داد که نوسانات قیمت بخشی بیشتر ناشی از شوک‌ها و اختلالات بخشی<sup>۱۲</sup> است به نحوی که شوک‌های کلان<sup>۱۳</sup> (شوک‌هایی که

1- Nominal Rigidities

2- Paustian and Hagen

3- Boivin, Giannoni, and Mihov

4- Mackowiak, Moench and Wiederholt

5- Taylor

6- Calvo

7- Indexation

8- Smets and Wouters

9- Rotemberg

10- Mankiw and Reis

11- Sectoral Inflation

12- Sector-Specific Shocks

13- Aggregate Shocks

تمامی بخش‌ها را با هم متاثر می‌کند) تنها کسر کوچکی از تغییرات در قیمت بخش‌ها را توضیح می‌دهد. همچنین، قیمت‌های بخشی به کندی به شوک‌های کلان واکنش نشان می‌دهند و در واقع عامل پایداری قیمت بخشی، شوک‌های کلان است در حالی که واکنش قیمت‌ها به شوک‌های ویژه<sup>۱</sup> با سرعت بیشتری صورت می‌گیرد.

از آنجا که اطلاعات گسترده‌ای برای بنگاه‌های تولیدکننده وجود دارد که بر مبنای آن می‌توانند قیمت بهینه محصول خود را انتخاب کنند، اما توجه به همه اطلاعات غیرممکن است، بنابراین تصمیم‌گیرنده (بنگاه) به برخی از اطلاعات توجه بیشتر و به برخی توجه کمتری می‌کند. در مدل «عدم واکنش عقلایی»<sup>۲</sup> که توسط مک‌ویاک و همکاران (۲۰۰۹) معرفی شد، فرض می‌شود که بنگاه بیشتر توجه خود را به شوک‌ها و رویدادهای مربوط به بخش خود می‌کند و نسبت به سایر عوامل بسیار کمتر توجه می‌کند. بنابراین مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی برخلاف مدل‌های کالوو یا تیلور یکی از مدل‌هایی است که می‌تواند شواهد تجربی مشاهده شده مربوط به واکنش سریع قیمت‌های بخشی به شوک‌های ویژه و واکنش کند آنها به شوک‌های کلان را توضیح دهد.

کاروالو<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) و کاروالو و لی<sup>۴</sup> (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که مدل «قیمت چسبنده چندبخشی»<sup>۵</sup> نیز می‌تواند ناهمگنی در نحوه واکنش قیمت‌های بخشی به شوک‌های کلان و ویژه را توضیح دهد. در مدل قیمت چسبنده چندبخشی، واکنش کند قیمت‌ها به شوک‌های کلان ریشه در وابستگی در قیمت‌گذاری بین بخشی<sup>۶</sup> دارد.

به عبارت دیگر، اگر تولیدات یک بخش به عنوان نهاده در جریان تولید سایر بخش‌ها مورد استفاده قرار گیرد، حتی با وجود فرض انعطاف‌پذیری کامل قیمت در یک بخش، باز هم به دلیل تعامل بین بخش‌ها، شوک کلان می‌تواند با تاخیر بر قیمت‌های خرد اثر داشته باشد. در مقابل، در بازار نهاده‌های اولیه در سطح یک بخش، واکنش به

1- Idiosyncratic

2- Rational Inattention Model

3- Carvalho

4- Lee

5- Multi-sector Sticky Price Model

6- Across-Sector Pricing Complementarity

شوکل‌های مختص همان بخش بسیار سریع تر رخ می‌دهد. کاروالو و لی (۲۰۱۱) نشان دادند که تعمیم مدل چندبخشی با قابلیت جانشینی در قیمت‌گذاری درون بخشی<sup>۱</sup> می‌تواند واکنش سریع تر قیمت‌ها را به شوکل‌های بخشی نیز نتیجه دهد.

در این مطالعه قصد داریم با استفاده از داده‌های خرد مربوط به شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (CPI) و تفکیک تورم هر بخش به شوکل‌های کلان و ویژه، نحوه واکنش شاخص قیمت را به این دو نوع شوکل بررسی کرده و به سوالات ذیل پاسخ دهیم: آیا تفاوت معناداری میان واکنش شاخص قیمت‌ها به شوکل‌های کلان و ویژه در اقتصاد ایران وجود دارد؟

در صورت وجود تفاوت، آیا فروض بنیادین مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی با شواهد آشکار شده در اقتصاد ایران سازگاری دارد؟<sup>۲</sup>

نتایج حاصل از این پژوهش، نشان می‌دهد که نحوه واکنش شاخص قیمت‌ها به دو نوع شوکل کلان و ویژه تفاوت معناداری وجود دارد به طوری که بیش از ۷۰ درصد از واکنش بلندمدت قیمت‌ها به شوکل‌های ویژه در همان ماه اصابت شوکل اتفاق می‌افتد. این در حالی است که بیش از ۲۰ ماه طول می‌کشد تا اثر شوکل‌های کلان به طور کامل تخلیه شود.

همچنین آزمون تجربی فروض بنیادین مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی با استفاده از شواهد تجربی مربوط به اقتصاد ایران دلالت بر این دارد که این مدل می‌تواند ناهمگنی مشاهده شده در نحوه واکنش قیمت‌ها به شوکل‌های کلان و ویژه را به خوبی توضیح دهد.

ساختار مقاله پس از مقدمه به این شرح است که در بخش دوم، ادبیات تجربی مربوط به ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری با استفاده از دو رویکرد کلان و خرد مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم، مدل آماری مورد نظر معرفی و به روش تخمین آن می‌پردازد. در بخش چهارم داده‌های مورد استفاده توصیف می‌شود. در بخش پنجم نتایج حاصل از برآورد مدل آماری ارائه می‌شود. در بخش ششم با استفاده از تحلیل رگرسیون،

1- Within-Sector Pricing Substitutability

۲- بررسی مدل قیمت‌چسبده چندبخشی در مطالعات بعدی انجام خواهد شد.

میزان انطباق شواهد به دست آمده در بخش پنجم با مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و بخش هفتم و پایانی این مقاله به جمع‌بندی نتایج و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

## ۲- پیشینه پژوهش

بررسی مطالعات انجام شده در رابطه با اقتصاد ایران دلالت بر مغفول ماندن بررسی انطباق فروض بنیادین مدل‌های قیمت‌گذاری با داده‌های خرد قیمت‌ها دارد. با توجه به کمبود شواهد کافی در رابطه با رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در اقتصاد ایران، در حال حاضر هیچ توافق کلی در مورد نحوه معرفی چسبندگی‌های اسمی در مدل‌های کلان وجود ندارد. در این شرایط، انتخاب یک مدل قیمت‌گذاری کاملاً وابسته به نظر پژوهشگر است. نظر به اینکه تفاوت در مدل‌های قیمت‌گذاری به نتایج مختلفی از بررسی سیاست‌های پولی منجر می‌شود، از این رو نداشتن درک درستی از مدل قیمت‌گذاری می‌تواند صحت ارزیابی سیاست‌ها را با چالش جدی مواجه کند.

بررسی مطالعات بین‌المللی بیانگر آن است که ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری در سطح بنگاه با استفاده از دو رویکرد بهره‌گیری از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی<sup>۱</sup> (*DSGE*) و شبیه‌سازی پویایی‌های تورم و یا استفاده از داده‌های خرد مربوط به قیمت‌ها انجام می‌گیرد. از جمله مطالعاتی که از رویکرد اول برای مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری استفاده کرده‌اند، می‌توان به لافرت<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) و کرنوک و سوآنسون<sup>۳</sup> (۲۰۰۷) اشاره کرد. این مطالعات به بررسی این موضوع پرداختند که تا چه میزان داده‌های شبیه‌سازی شده از یک مدل *DSGE* - با فرض مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری بنگاه - می‌تواند پویایی‌های داده‌های تحقق یافته - به خصوص تورم - را باز تولید کند. برای این منظور، آنها سه مدل

---

1- Dynamic Stochastic General Equilibrium

2- Laforte

3- Korenok and Swanson

قیمت‌گذاری را با استفاده از روش‌های بررسی تابع پاسخ به ضربه<sup>۱</sup>، توابع خودهمبستگی و آزمون دقت توزیعی<sup>۲</sup> داده‌های شبیه‌سازی شده با داده‌های تاریخی، مورد مقایسه و ارزیابی قرار دادند.

در رویکرد دوم، یعنی استفاده از داده‌های خرد مربوط به قیمت کالاها و خدمات مصرفی، می‌توان به مطالعاتی اشاره کرد که به منظور مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری از رویکرد آماری و مدل‌های عامل پویا استفاده کرده‌اند. در این دسته از مطالعات با بهره‌گیری از قابلیت مدل‌های عامل پویا در تجزیه تورم هر یک از اقلام کالاها و خدمات به دو عامل مشترک<sup>۳</sup> و ویژه، سرعت و اندازه واکنش قیمت‌های خرد به این دو نوع شوک بررسی و در نهایت با تحلیل نتایج تجربی، سازگارترین مدل قیمت‌گذاری شناسایی می‌شود. چون تمرکز مقاله حاضر بر رویکرد دوم است، در ادامه برخی از این مطالعات با تفصیل بیشتری آورده شده است.

مکوویاک و همکاران (۲۰۰۹) به منظور بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری با بهره‌گیری از مدل عامل پویای ییزی<sup>۴</sup>، سرعت و اندازه واکنش قیمت کالاها و خدمات مصرفی در آمریکا را به شوک‌های کلان و ویژه برآورد کردند.

مکوویاک و همکارانش به این نتیجه رسیدند که در اثر اصابت یک شوک ویژه، صددرصد از واکنش شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در آن بخش در همان ماه اتفاق می‌افتد. مدل استاندارد کالوو و مدل اطلاعات چسبنده تنها تحت فروض حدی می‌توانند با این نتایج انطباق یابند. این در حالی است که مدل عدم واکنش عقلایی که توسط مکوویاک و وایدروولت (۲۰۰۹) پیشنهاد شده است می‌تواند بدون وضع هیچ قیدی با نتایج تجربی سازگار باشد.

براساس مدل عدم واکنش عقلایی، اگر تعداد دفعات بروز شوک‌های ویژه هر بخش نسبت به شوک‌های کلان بیشتر باشد، توجه و تمرکز بنگاه به این نوع از شوک‌ها

1- Impulse Response Function

2- Distributional Accuracy Test

3- Common Factor

4- Bayesian Dynamic Factor Model

و در نتیجه تعدیل قیمت کالا یا خدمت در واکنش به آن -نسبت به شوک‌های کلان- سریع‌تر است. به عبارت دیگر، حتی در صورتی که قیمت‌ها در هر دوره امکان تعدیل داشته باشند، تعدیل قیمت‌ها نسبت به شوک‌های ویژه بیشتر از شوک‌های کلان انجام می‌شوند.

کافمن و لین<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) به پیروی از مک‌کویاک و همکاران (۲۰۰۹) از یک مدل عامل تقریبی<sup>۲</sup> برای بررسی واکنش قیمت کالاها و خدمات مصرفی در سوئیس به شوک‌های کلان و ویژه استفاده کردند. آنها با استفاده از تحلیل رگرسیون به این نتیجه رسیدند که تواتر تغییر قیمت‌ها<sup>۳</sup> سهم قابل توجهی از اختلاف بین بخش‌ها را از نظر سرعت و اندازه واکنش به شوک‌ها توضیح می‌دهد.

کافمن و لین همچنین نشان دادند انطباق این نتایج با مدل قیمت چسبنده چندبخشی نسبت به مدل عدم واکنش عقلایی پیشنهاد شده توسط مک‌کویاک و وایدروولت (۲۰۰۹) بیشتر است. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد حتی با فرض تصریح‌های مختلف نیز تواتر تغییرات قیمت قادر به توضیح شواهد مربوط به سرعت واکنش قیمت‌ها به شوک‌های کلان است.

با توجه به اینکه در ایران تاکنون مطالعه تجربی در خصوص بررسی نحوه واکنش قیمت‌های خرده‌فروشی به دو نوع شوک کلان و ویژه انجام نشده است و نظر به اهمیت شناسایی و تحلیل این واکنش در تشخیص مدل قیمت‌گذاری، نوآوری مقاله حاضر، بررسی وجود یا عدم وجود ناهمگنی واکنش قیمت‌ها به دو نوع شوک کلان و ویژه است که در صورت تایید وجود ناهمگنی می‌توان میزان اثرگذاری یک سیاست پولی و همچنین میزان انطباق فروض بنیادین مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی با شواهد تجربی را مورد سنجش و ارزیابی قرار داد.

1- Kaufmann and Lein

2- Approximate Factor Model (AFM)

3- Frequency of Price Changes

### ۳- مدل آماری و روش تخمین

برای بررسی نحوه واکنش قیمت‌های زیر اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده<sup>۱</sup> نسبت به شوک‌های کلان و ویژه مدل آماری (۱) را در نظر می‌گیریم. این مدل قادر است تغییرات قیمت‌ها را به دو نوع شوک‌های کلان و ویژه تفکیک کند.

$$\pi_{nt} = \mu_n + A_n(L)u_t + B_n(L)v_{nt} \quad (1)$$

در مدل (۱)،  $\pi_{nt}$ : نرخ تورم ماهانه قلم  $n$  در زمان  $t$ ،  $\mu_n$ : جزء ثابت تورم هر قلم،  $A_n(L)$  و  $B_n(L)$  چند جمله‌ای‌های عملگر وقفه<sup>۲</sup> و  $u_t$ : بردار عوامل مشترک استخراج شده از همه اقلام است. عوامل مشترک متغیرهایی غیرقابل مشاهده هستند که فرض می‌شود از یک فرآیند نوفه سفید<sup>۳</sup> با توزیع نرمال و واریانس واحد تبعیت می‌کنند، ضمناً هر یک از  $v_{nt}$ ها نیز که شوک ویژه هر قلم نامیده می‌شود از یک فرآیند نوفه سفید با واریانس یک پیروی می‌کند. شوک‌های  $v_{nt}$  به صورت دو به دو مستقل از هم هستند و علاوه بر آن هر یک از  $v_{nt}$ ها نسبت به هر یک از  $u_t$ ها نیز مستقل است. به این ترتیب می‌توانیم تورم هر قلم را به صورت معادله (۲) به دو قسمت تقسیم کنیم.

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

که  $\pi_{nt}^A$  نشان‌دهنده جزء مشترک<sup>۴</sup> تورم قلم  $n$  است به صورت معادله (۳) قابل نمایش است:

$$\pi_{nt}^A = A_n(L)u_t \quad (3)$$

مرتب‌بندی چندجمله‌ای  $A_n(L)$  تا جایی که تخمین و محاسبه آن امکانپذیر باشد، انتخاب می‌شود. در این مطالعه مرتبه چندجمله‌ای پیش‌گفته برابر با ۲۴ در نظر گرفته می‌شود، به عبارت دیگر در معادله (۱)، هر یک از  $u_t$ ها به همراه ۲۴ وقفه حضور دارند. تعداد وقفه‌ها در مدل حداکثر دوره پاسخ به ضربه را تعیین می‌کند.

۱- در این مطالعه داده‌های مربوط به شاخص قیمت به تفکیک اقلام مصرفی، زیراجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده نامیده می‌شود.

2- Lag Polynomial

3- White Noise

4- Common Factor



$\pi_{nt}^S$  نیز که جزء ویژه تورم هر قلم است به صورت معادله (۴) قابل نمایش است:

$$\pi_{nt}^S = B_n(L)v_{nt} \quad (۴)$$

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

$$\pi_{nt}^S = C_n(L)\pi_{nt}^S + B_{n0}v_{nt} \quad (۵)$$

در معادله (۵)،  $C_n(L)$  چندجمله‌ای عملگر وقفه است که در آن  $C_{n0}$  برابر صفر است. در این مقاله مرتبه  $C_n(L)$  برابر شش در نظر گرفته شده است.

قبل از تخمین معادله (۱)، میانگین تورم هر قلم را از تورم آن قلم کم کرده و حاصل را بر انحراف معیار تورم قلم مربوطه تقسیم می‌کنیم. به این ترتیب تورم هر قلم دارای میانگین صفر و واریانس یک خواهد شد. با این نوع تعدیل داده‌ها، مدل قابل برآورد به صورت معادله (۶) تبدیل می‌شود:

$$\tilde{\pi}_{nt} = a_n(L)u_t + b_n(L)v_{nt} \quad (۶)$$

در معادله (۶)،  $\tilde{\pi}_{nt} = [(\pi_{nt} - \mu_n)/\sigma_{\pi_n}]$ ، نرخ تورم نرمال شده قلم  $n$  در دوره  $t$ ،  $a_n(L)$  و  $b_n(L)$ : چندجمله‌ای‌های عملگر وقفه و  $\sigma_{\pi_n}$ : انحراف معیار نرخ تورم قلم  $n$  هستند. به این ترتیب رابطه (۷) ارتباط بین چندجمله‌ای‌های عملگرهای وقفه را بین مدل (۶) با مدل (۱) بیان می‌کند.

$$\begin{cases} A_n(L) = \sigma_{\pi_n} a_n(L) \\ B_n(L) = \sigma_{\pi_n} b_n(L) \end{cases} \quad (۷)$$

ضرورت انجام این نرمال‌سازی به این علت است که پاسخ به ضربه در بین اقلام مختلف باهم مقایسه‌پذیر شوند. محاسبه پاسخ به ضربه با استفاده از ضرایب مربوط به چندجمله‌ای‌های  $a_n(L)$  و  $b_n(L)$ ، «پاسخ به ضربه نرمال شده»<sup>۱</sup> نامیده می‌شوند که در ادامه مقاله از ذکر پسوند «نرمال شده» خودداری می‌شود.

در این مقاله برای تخمین مدل معرفی شده در بالا از روش بیزی استفاده می‌شود. روش بیزی این مزیت را دارد که نمونه‌گیری‌های عوامل مشترک و پارامترهای مدل را با هم از تابع چگالی مشترک پسین<sup>۱</sup> انجام می‌دهد. در پیوست الف مقاله روش تخمین بیزی مدل و همچنین نمونه‌گیری گیبس به طور کامل توضیح داده شده است. همچنین جهت برآورد مدل عامل پویای بیزی از نرم افزار *Matlab* استفاده شده است.<sup>۲</sup>

#### ۴- توصیف داده‌ها

در این مقاله از داده‌های مربوط به اجزای شاخص قیمت کالاها و خدمات موجود در سبد مصرفی خانوار شهری با تواتر ماهانه در دوره زمانی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۱:۹ استفاده می‌شود. با توجه به طول دوره مورد بررسی، سال پایه شاخص قیمت مصرف‌کننده توسط اداره آمار بانک مرکزی در سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۸۳ و ۱۳۹۰ تغییر کرده است. شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اساس سال‌های پایه ۱۳۶۹، ۱۳۷۶، ۱۳۸۳ و ۱۳۹۰ به ترتیب با قیمت‌گیری از ۳۱۰، ۳۱۳، ۳۵۹ و ۳۸۴ قلم کالا و خدمت محاسبه شده است.

از آنجا که تا ۱۳۹۱:۹ شاخص قیمت مصرف‌کننده همچنان با سال پایه ۱۳۸۳ محاسبه و منتشر شده، از این رو داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از ۱۳۹۰ به بعد با سال پایه ۱۳۸۳ است و مشمول تغییر سال پایه قرار نگرفته است. با این توصیفات برای تخمین مدل در طول دوره مدنظر باید بین دو دوره مختلف که سال پایه تغییر کرده است (۱۳۷۶ و ۱۳۸۳) کالاها و خدماتی که در طول این سال‌ها مشترک بوده‌اند، شناسایی شوند. با انجام این کار تعداد زیراجزای مشترک به ۲۳۸ قلم کالا و خدمت تقلیل پیدا می‌کند که این زیراجزا، ۷۹ درصد از شاخص قیمت مصرف‌کننده را با سال پایه ۱۳۸۳ شامل می‌شود.

1- Posterior Density

۲- در صورت درخواست، کد متلب مورد استفاده برای برآورد مدل ارسال می‌شود.

قبل از تخمین مدل، داده‌های مورد استفاده در سه مرحله آماده‌سازی می‌شوند؛ در مرحله اول از زیراجزای شاخص قیمت لگاریتم طبیعی گرفته و با استفاده از فیلتر  $X12$  اثرات فصلی را حذف می‌کنیم. در مرحله دوم از داده‌های مرحله قبل تفاضل گرفته تا تورم ماهانه زیراجزای قیمت محاسبه شود. در مرحله سوم در ابتدا مشاهدات پرت<sup>۱</sup> را کنار گذاشته و داده‌ها را استاندارد می‌کنیم. کنار گذاشتن مشاهدات پرت به این صورت انجام می‌شود که در هر قلم مشاهداتی که بیش از دو انحراف معیار از میانگین تورم کل دوره آن قلم کمتر و یا بیشتر باشند با میانگین تورم آن قلم جایگزین می‌شود. استانداردسازی مشاهدات نیز از کسر میانگین تورم هر قلم از هر یک از مشاهدات آن قلم و تقسیم حاصل بر انحراف معیار تورم آن قلم محاسبه می‌شود.

قبل از برآورد مدل باید حجم و انسجام داده‌ها برای انجام تحلیل مدل عامل آزمون شود. در این مقاله از آزمون  $KMO$ <sup>۲</sup> برای اطمینان از کفایت تعداد داده‌ها و از آزمون بارتلت<sup>۳</sup> برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی استفاده شده است. نتایج آزمون‌های پیش‌گفته -در پیوست ب آورده شده- نشان می‌دهند که تعداد و ترکیب داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب است.

## ۵- نتایج

همانطور که در بخش معرفی مدل بیان شد، در این مقاله برای برآورد مدل عامل پویا از روش بیزی استفاده شده است. به این ترتیب که برای هر معادله که مربوط به یکی از ۲۳۸ قلم کالا و خدمت است از تابع چگالی پسین عوامل مشترک و همچنین پارامترهای معادله، ۷۵۰۰ نمونه (انتخاب)<sup>۴</sup> برای عامل‌ها و پارامترهای مدل گرفته می‌شود. از این تعداد انتخاب، ۱۵۰۰ انتخاب اول کنار گذاشته شده و از ۶۰۰۰ انتخاب باقی مانده ۱۰۰۰ انتخاب

1- Outliers

2- Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy

3- Bartlett's Test of Sphericity

4- Draws

به صورت تصادفی برگزیده می‌شود.<sup>۱</sup> از این فرآیند، ۲۳۸۰۰۰ مجموعه پارامتر و برای هر عامل مشترک ۱۰۰۰ نمونه به دست می‌آید. بنابراین در محاسبات بعدی (تجزیه واریانس، پاسخ به ضربه و ...) که با استفاده از مجموعه پارامترهای مدل انجام می‌شوند، هریک دارای ۲۳۸۰۰۰ نتیجه خواهد شد.

در این بخش از مقاله، نتایج براساس میانه محاسبات اشاره شده - که تحت «قلم میانه» نامگذاری می‌شود - گزارش می‌شوند. بازه‌های اطمینان نیز براساس صدک‌گیری از ۲۳۸۰۰۰ نتیجه به دست می‌آید.<sup>۲</sup>

در برآورد مدل عامل پویا در گام نخست لازم است تعداد بهینه عوامل مشترک مدل تعیین شود. برای این کار از تجزیه واریانس استفاده می‌کنیم تا سهم عوامل مشترک در توضیح نوسانات تورم اقلام مصرفی مشخص شود. جدول (۱) سهم شوک‌های کلان و ویژه را در توضیح واریانس تورم قلم میانه نشان می‌دهد. با در نظر گرفتن یک عامل مشترک، ۲۴ درصد از واریانس تورم قلم میانه توسط شوک مشترک و ۷۶ درصد از آن توسط شوک ویژه توضیح داده می‌شود. با در نظر گرفتن دو عامل مشترک، برآوردهای مدل حاکی از آن است که در مجموع ۳۵ درصد از واریانس تورم قلم میانه توسط دو عامل مشترک توضیح داده می‌شود و کماکان شوک‌های ویژه سهم غالب را در توضیح واریانس تورم بخشی دارا هستند (۶۵ درصد)، اما با توجه به سهم ۱۳ درصدی عامل مشترک دوم، مدل با دو عامل مشترک برآورد می‌شود.

۱- برای تحلیل حساسیت الگو نسبت به تعداد تکرار از معیار  $n = \frac{\Lambda^{n2} - \Lambda^{n1}}{\Lambda^{n1}}$  استفاده شده است. در این رابطه  $\Lambda^{n1}$  سرعت واکنش به ازای n1 تکرار و  $\Lambda^{n2}$  سرعت واکنش به ازای n2 تکرار و  $\Lambda^{n1}$  سرعت واکنش نسبت به شوک کلان اول، دوم و ویژه هرگاه تعداد تکرارها از ۷۵۰۰ به ۸۰۰۰ تکرار افزایش می‌یابد از یک درصد کمتر است. این نتیجه نشان می‌دهد که تعداد تکرار ۷۵۰۰ برای نتایج به دست آمده کافی است و تکرار بیشتر نتایج را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد.

۲- با توجه به اینکه هر یک از اقلام مصرفی در سبد مصرف‌کننده ضریب اهمیت مخصوص به خود را دارد، محاسبات مربوط به تجزیه واریانس، پاسخ به ضربه و ... نیز براساس ضریب اهمیت اقلام محاسبه شده است. بررسی‌ها نشان می‌دهد میانگین وزنی محاسبات صورت گرفته رفتاری تقریباً مشابه با میانه واکنش‌ها دارد. از این رو، همه نتایج تنها براساس میانه برآوردها گزارش می‌شود.

جدول (۱) - تجزیه واریانس تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک‌های کلان و ویژه (درصد)

تعداد عامل	سهم شوک ویژه	سهم شوک عامل کلان اول	سهم شوک عامل کلان دوم
۱	۷۶	۲۴	-
۲	۶۵	۲۲	۱۳

++ این جدول سهم توضیح‌دهندگی واریانس تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده را توسط شوک‌های کلان و ویژه نشان می‌دهد. عوامل کلان و ویژه با برآورد مدل آماری معرفی شده در بخش سه به دست آمده و دوره تخمین نیز از ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۱:۹ است.

### ۱-۵- پاسخ به ضربه شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک‌های کلان و ویژه

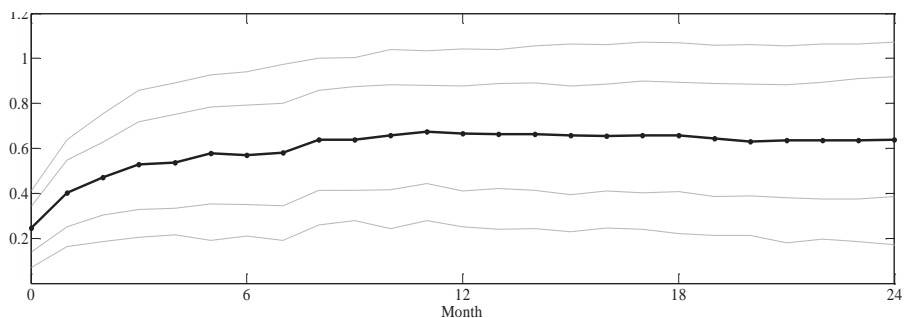
در این بخش نحوه واکنش شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک‌های کلان و ویژه با این هدف بررسی می‌شود که آیا ناهمگنی (تفاوت) معناداری در نحوه واکنش قیمت‌ها به این دو نوع شوک وجود دارد یا خیر؟

برای بررسی این موضوع پاسخ به ضربه شاخص قیمت نسبت به شوک‌های کلان و ویژه با استفاده از برآورد پارامترهای مدل (۱) محاسبه می‌شوند. براساس نمودار (۱)، با اصابت شوک عامل اول - به اندازه یک انحراف معیار - شاخص قیمت مصرف‌کننده به کندی واکنش نشان می‌دهد به گونه‌ای که پاسخ آنی<sup>۱</sup> (میزان پاسخ در همان ماه اصابت شوک) شاخص قیمت حدود ۰/۲۵ است و تقریباً ۲۱ ماه طول می‌کشد تا به تدریج اثر شوک عامل مشترک اول به طور کامل تخلیه شود و به مقدار بلندمدت خود برسد.

بررسی رفتار شاخص قیمت به شوک عامل مشترک دوم نیز دلالت بر واکنش کند قیمت‌ها به این نوع شوک دارد. نمودار (۲) نشان می‌دهد که شاخص قیمت به شوک عامل دوم به میزان ۰/۰۶ - است و اثر این شوک بعد از گذشت ۲۴ ماه میرا می‌شود. البته همانطور که از فواصل اطمینان در نمودار (۲) مشخص است، این پاسخ به ضربه از نظر آماری معنادار نیست.

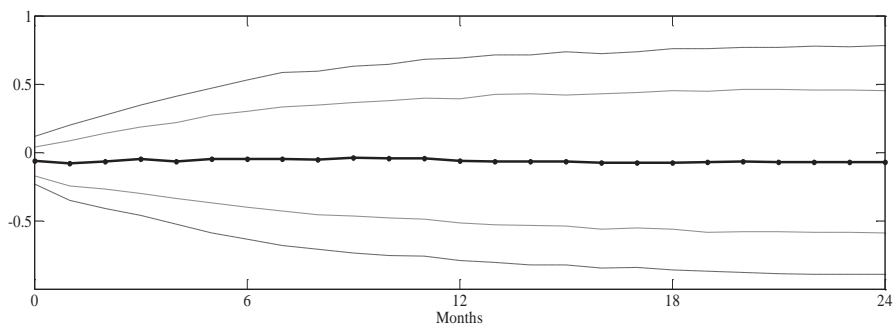
در ادامه مقاله، تنها به بررسی نتایج مربوط به اثرات شوک کلان اول می‌پردازیم و هر جا که به شوک کلان اشاره شود، منظور شوک مربوط به عامل اول است.

بر اساس نمودار (۳)، بر خلاف شوک‌های کلان، شاخص قیمت به شوک‌های ویژه واکنش سریع‌تری نشان می‌دهند به نحوی که در ماه اصابت شوک، میانه پاسخ آنی شاخص قیمت به شوک ویژه، ۰/۸ است و تقریباً ۱۱ ماه طول می‌کشد که این شوک به طور کامل تخلیه شود.



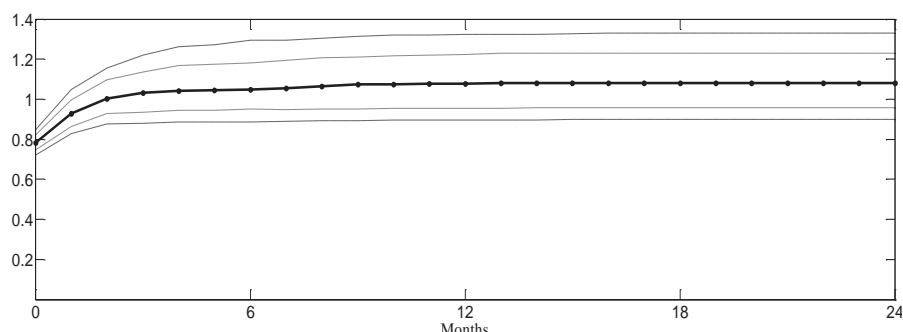
++ این نمودار پاسخ به ضربه شاخص قیمت مصرف‌کننده را نسبت به شوک کلان اول با بازه‌های اطمینان ۹۰ و ۹۰ درصدی نشان می‌دهد.

نمودار (۱) - پاسخ به ضربه شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک کلان اول



++ به توضیحات نمودار (۱) مراجعه شود.

نمودار (۲) - پاسخ به ضربه شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک کلان دوم



++ به توضیحات نمودار (۱) مراجعه شود.

نمودار (۳) - پاسخ به ضربه شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک ویژه

## ۲-۵- سرعت واکنش به شوک‌های کلان و ویژه

در این بخش به منظور بررسی دقیق‌تر ناهمگنی در نحوه واکنش قیمت مصرف‌کننده به دو نوع شوک کلان و ویژه از آماره‌ای به نام سرعت واکنش استفاده می‌شود.

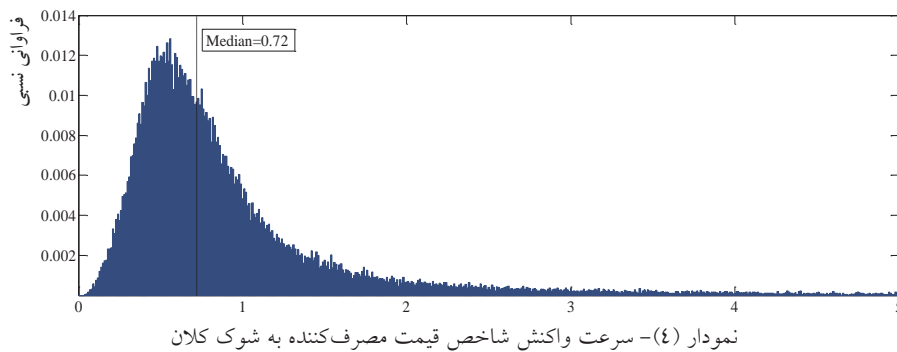
سرعت واکنش، نسبت واکنش قیمت به یک شوک در کوتاه‌مدت به بلندمدت تعریف می‌شود. کوتاه‌مدت از لحظه وقوع شوک تا ۵ ماه پس از آن و بلندمدت از ۱۹ ماه تا ۲۴ ماه پس از اصابت شوک در نظر گرفته می‌شود. با در نظر گرفتن  $\beta_{nm}$  به عنوان پاسخ به ضربه شاخص قیمت قلم  $n$  نسبت به شوک ویژه در  $m$  دوره بعد از وقوع شوک، سرعت واکنش شاخص قیمت قلم  $n$  نسبت به شوک ویژه به صورت معادله (۸) محاسبه می‌شود:

$$\Lambda_n^S = \frac{\frac{1}{6} \sum_{m=0}^5 |\beta_{nm}|}{\frac{1}{6} \sum_{m=19}^{24} |\beta_{nm}|} \quad (8)$$

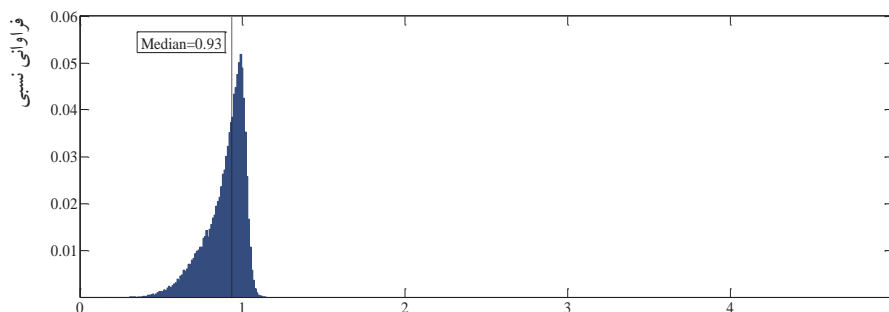
به طور مشابه با در نظر گرفتن  $\alpha_{nm}$  به عنوان پاسخ به ضربه شاخص قیمت قلم  $n$  نسبت به شوک کلان در  $m$  دوره بعد از وقوع شوک، سرعت واکنش شاخص قیمت قلم  $n$  نسبت به شوک کلان به صورت رابطه (۹) محاسبه می‌شود.

$$\Lambda_n^S = \frac{\frac{1}{6} \sum_{m=0}^5 |\alpha_{nm}|}{\frac{1}{6} \sum_{m=19}^{24} |\alpha_{nm}|} \quad (9)$$

نمودارهای (۴) و (۵) توزیع سرعت واکنش شاخص قیمت مصرف‌کننده را نسبت به شوک‌های کلان و ویژه نشان می‌دهد. از این نمودارها دو ویژگی مهم در خصوص نحوه واکنش شاخص قیمت به شوک‌های مختلف قابل مشاهده است: اول، میانه توزیع سرعت واکنش شاخص قیمت به شوک کلان برابر با ۰/۷۲ است در حالی که میانه این توزیع برای شوک ویژه برابر با ۰/۹۳ است، یعنی به طور متوسط سرعت واکنش شاخص قیمت به شوک ویژه بیشتر از شوک کلان است. این یافته با نتایج قسمت قبل کاملاً مطابقت دارد. دوم، توزیع سرعت واکنش شاخص قیمت به شوک کلان در مقایسه با شوک ویژه، پراکندگی بیشتری دارد که نشان دهنده ناهمگنی سرعت واکنش شاخص قیمت در مواجهه با شوک کلان است. این در حالی است که تفاوت کمتری در نحوه واکنش شاخص قیمت به شوک ویژه دیده می‌شود و توزیع سرعت واکنش به این نوع شوک حول میانه متمرکزتر است.





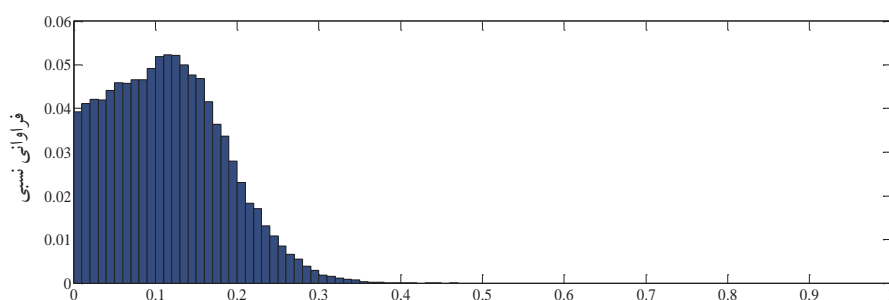


نمودار (۵) - سرعت واکنش شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک ویژه

### ۳-۵- پاسخ آنی در اثر اصابت شوک‌های کلان و ویژه

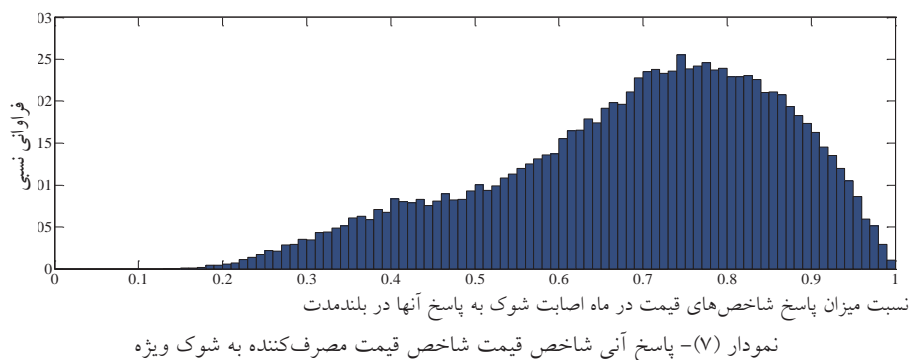
پاسخ آنی یا به عبارت دیگر میزان واکنش شاخص قیمت به شوک‌های کلان و ویژه در همان ماه اصابت شوک، آماره‌ای دیگری است که می‌تواند اطلاعات مفیدی را در رابطه با نحوه واکنش قیمت‌ها در اختیار ما قرار دهد.

بررسی‌ها نشان می‌دهد، واکنش ۹۰ درصد از اقلام شاخص قیمت در زمان اصابت شوک‌های کلان، کمتر از ۲۰ درصد واکنش آنها در بلندمدت است، در حالی که واکنش ۹۰ درصد اقلام شاخص قیمت به شوک‌های ویژه بیش از ۵۰ درصد واکنش بلندمدت آنها است (نمودارهای (۶) و (۷)). به عبارت دیگر، این ناهمگنی در نحوه واکنش شاخص‌های قیمت بخشی به شوک‌های کلان و ویژه حتی در میزان پاسخ آنی آنها نیز قابل رویت است.



نسبت میزان پاسخ شاخص‌های قیمت در ماه اصابت شوک به پاسخ آنها در بلندمدت

نمودار (۶) - پاسخ آنی شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک کلان



وجود تفاوت معنادار در سرعت و اندازه واکنش به هر یک از شوک‌های کلان و ویژه، نشان‌دهنده این واقعیت است که یک شوک پولی (به عنوان شوک کلان) به کندی بر سطح عمومی قیمت‌ها اثر می‌گذارد، بنابراین می‌تواند دارای اثرات واقعی باشد. همچنین این یافته برخی از مدل‌های قیمت‌گذاری متداول نظیر کالوو را به چالش می‌کشد، چراکه این مدل‌ها قادر به توضیح تفاوت واکنش قیمت نسبت به شوک‌های کلان و ویژه قائل نیستند. بنابراین در قسمت بعدی مقاله به بررسی میزان سازگاری مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی - که توانایی توضیح رفتار دو گانه شاخص قیمت را دارد - با یافته‌های این مقاله می‌پردازیم.

## ۶- بررسی میزان سازگاری مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی با حقایق آشکار شده

در این بخش به منظور بررسی میزان سازگاری مدل عدم واکنش عقلایی با حقایق آشکار شده در اقتصاد ایران با برآورد چندین رگرسیون به آزمون فروض بنیادین این مدل می‌پردازیم. در صورتی که این فروض در رابطه با ماهیت چسبندگی قیمت‌ها در اقتصاد ایران برقرار باشد، می‌توان ادعا کرد که مدل عدم واکنش عقلایی سازگاری بیشتری با شواهد خرد قیمت‌گذاری دارد. در مدل عدم واکنش عقلایی فرض بر این است که سرعت واکنش به یک نوع شوک به طور مثبت به نوسانات آن شوک بستگی دارد. به عبارت دیگر، هر قدر نوسانات یک شوک کمتر باشد، بنگاه توجه کمتری به این نوع شوک دارد و در نتیجه در اثر اصابت این شوک، واکنش بنگاه کندتر خواهد بود.

به عبارت دیگر، توجه بنگاه‌ها بیشتر به شوک‌هایی جلب می‌شود که به طور متوسط تغییرات بیشتری را در قیمت بهینه محصولشان سبب می‌شوند. بنابراین واکنش شاخص قیمت به یک شوک باید با انحراف معیار تورم ناشی از همان شوک رابطه مستقیم داشته باشد. برای بررسی این موضوع دو رگرسیون برآورد می‌شود. در این دو رگرسیون متغیر وابسته، میزان سرعت واکنش شاخص قیمت به ترتیب نسبت به شوک‌های کلان و ویژه است. متغیرهای توضیحی در این دو رگرسیون انحراف معیار تورم مربوط به این دو نوع شوک است.

همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، در رگرسیون اول، ضریب برآورد شده مثبت است. با توجه به اینکه بازه اطمینان ۹۰ درصدی مربوط به این تخمین عدد صفر را دربر نمی‌گیرد، مثبت بودن این ضریب از لحاظ آماری معنادار است. این نتیجه موید این فرض بنیادین مدل عدم واکنش عقلایی است که در بخش‌هایی که نوسانات شوک‌های کلان کمتر است، سرعت واکنش قیمت در این بخش‌ها به این نوع شوک کمتر است. در رگرسیون دوم نیز ضریب متغیر توضیحی مثبت و معنادار است، از این رو، این فرض که «سرعت واکنش به یک نوع شوک به طور مثبت به نوسانات آن شوک بستگی دارد» باز هم به طور تجربی تایید می‌شود.

جدول (۲) - رابطه میان سرعت واکنش نرخ تورم و انحراف معیار شوک‌های وارده

متغیر توضیحی		متغیر وابسته
انحراف معیار تورم مربوط به شوک ویژه	انحراف معیار تورم مربوط به شوک کلان	
-	۱/۶۲ (۱/۹۹ و ۱/۳۶)	سرعت واکنش شاخص قیمت به شوک کلان
۱/۳۸ (۱/۲۷ و ۱/۵۳)	-	سرعت واکنش شاخص قیمت به شوک ویژه

++ این جدول نتایج مربوط به تخمین ضریب رگرسیون سرعت واکنش شاخص قیمت روی انحراف معیار تورم مربوط به شوک‌های کلان و ویژه را نشان می‌دهد. عددهای پررنگ جدول نشان دهنده میانه ضریب برآورد شده از توزیع پسین است و اعداد داخل پرانتز بازه اطمینان ۹۰ درصدی را گزارش می‌کند. نحوه محاسبه سرعت واکنش شاخص قیمت به شوک‌ها در بخش ۲-۵ توضیح داده شده است.

## ۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله با استفاده از مدل عامل پویای بیزی، سرعت و اندازه واکنش شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در اقتصاد ایران به شوک‌های کلان و ویژه برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد این الگو، حکایت از ناهمگنی در نحوه واکنش شاخص قیمت به این دو نوع شوک دارد. بر اساس برآوردها، بیش از ۷۰ درصد از واکنش بلندمدت شاخص قیمت به شوک ویژه در همان ماه اصابت شوک اتفاق می‌افتد، این در حالی است که بیش از ۲۰ ماه طول می‌کشد تا اثر شوک کلان به طور کامل تخلیه شود.

همچنین بررسی سرعت واکنش شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی به شوک‌های کلان و ویژه، دو ویژگی مهم در خصوص نحوه واکنش شاخص قیمت را آشکار می‌کند؛ اول، سرعت واکنش شاخص قیمت نسبت به شوک ویژه بیشتر از شوک کلان است. دوم، توزیع سرعت واکنش شاخص قیمت به شوک کلان در مقایسه با شوک ویژه، پراکندگی بیشتری دارد که نشان‌دهنده ناهمگنی سرعت واکنش در بین اقلام در مواجهه با شوک کلان است. تمامی این شواهد موبد این حقیقت است که ناهمگنی معناداری در نحوه واکنش قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه وجود دارد.

مدل‌های قیمت‌گذاری که به طور متداول در مدل‌های اقتصاد کلان مورد استفاده قرار می‌گیرند (نظیر کالوو و هزینه منو و اطلاعات چسبنده) قادر به توضیح این رفتار ناهمگن قیمت‌ها به شوک‌های متفاوت نیستند، بنابراین می‌توان ادعا کرد که مدل قیمت‌گذاری عدم واکنش عقلایی می‌تواند تا حد زیادی حقایق آشکار شده در اقتصاد ایران در رابطه با ناهمگنی در نحوه واکنش قیمت‌ها به شوک‌های کلان و ویژه را توضیح دهد.

## پیوست الف - روش برآورد بیزی

در این مقاله از روش نمونه‌گیری گیبس<sup>۱</sup> به منظور نمونه‌گیری از توزیع پسین مشترک<sup>۲</sup> عامل‌ها  $\{u_t\}$  و پارامترهای مدل  $\{a_n(L), c_n(L), \sigma_n\}$  برای هر  $n$  استفاده شده است. این روش شامل دو مرحله است؛ در مرحله اول از توزیع شرطی پسین<sup>۳</sup> عامل‌ها با فرض پارامترهای داده شده مدل نمونه‌گیری می‌شود (کارتر و کان<sup>۴</sup>، ۱۹۹۴ و کیم و نلسون<sup>۵</sup>، ۱۹۹۹) و در مرحله دوم از توزیع شرطی پسین پارامترهای مدل با در نظر گرفتن عامل‌های داده شده نمونه‌گیری می‌شود (چیب و گرینبرگ<sup>۶</sup>، ۱۹۹۴). در ادامه به تفصیل راجع به این دو مرحله توضیح داده می‌شود.

مرحله اول: نمونه‌گیری از عامل‌ها با فرض پارامترهای داده شده

مدل عامل پویای (۱) و (۲) را در نظر بگیرید:

$$\tilde{\pi}_{nt} = a'_n(L)u_t + \tilde{\pi}_{nt}^S \quad (1)$$

$$\tilde{\pi}_{nt}^S = c_n(L)\tilde{\pi}_{nt}^S + \varepsilon_{nt} \quad (2)$$

در معادلات (۱) و (۲)،  $\tilde{\pi}_{nt}$ : تورم ماهانه قلم  $n$  در دوره  $t$  و  $u_t$ : بردار  $1 \times K$  از عوامل مشترک است.  $a_n(L)$  و  $c_n(L)$  نیز چندجمله‌ای‌های عملگر وقفه از مرتبه  $M$  و  $S$  هستند. به پیروی از روش کارتر و کان و کیم و نلسون از توزیع شرطی عامل‌ها با فرض معلوم بودن پارامترهای مدل  $\{a_n(L), c_n(L), \sigma_n\}$  نمونه‌گیری می‌شود. به این منظور باید معادلات (۱) و (۲) به فرم حالت-فضا<sup>۷</sup> تبدیل شود. از تجمیع معادلات (۱) و (۲)، معادله (۳) به دست می‌آید.

$$\tilde{\pi}_{nt}^* = g'_n(L)u_t + \varepsilon_{nt} \quad (3)$$

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

در معادله (۳)،  $\tilde{\pi}_{nt}^* = (1 - c_n(L))\tilde{\pi}_{nt}$  و  $g_n(L) = (1 - c_n(L))a_n(L)$  است. با تعریف  $g_n(L)$  و  $F_t$  به شکل بردار  $G_n$  و  $F_t = (u_t; u_t; u_{t-1}; \dots; u_{t-(M+S)})$ ، معادله مشاهده<sup>۱</sup> به صورت رابطه (۴) به دست می‌آید:

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

$R$ ، ماتریس واریانس-کوواریانس  $\varepsilon_t$  است که عناصر قطری آن عبارتند از:  $\sigma_1^2, \dots, \sigma_N^2$ . معادله حالت در شکل حالت-فضا، به صورت 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  $t = 1$  تا  $t = T$  - استفاده می‌شود. برای این منظور معادلات ریکاتی به صورت روابط (۶) و (۷) قابل نمایش است:

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

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

$$F_{t+1|t} = JF_{t|t} \quad (۷)$$

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

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 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 دوم: 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  $\{a_n(L), c_n(L), \sigma_n\}$  با فرض معلوم بودن عوامل استفاده می‌شود. در این بخش به دلیل سهولت در نگارش فرمول‌ها، زیرنویس  $n$  حذف می‌شود. بردارهای  $\theta$  و  $\phi$  دلالت بر چندجمله‌ای‌های عملگر وقفه  $a(L)$  و  $c(L)$  دارند. همچنین بردارهای  $x_t$  و  $\tilde{x}_t$  به صورت  $x_t = (u_t; u_{t-1}; \dots; u_{t-M})$  و  $\tilde{x}_t = (\tilde{\pi}_{t-1}^S; \dots; \tilde{\pi}_{t-S}^S)$  تعریف می‌شوند. بنابراین می‌توان مدل (۱) و (۲) را در شکل ماتریسی به صورت روابط (۸) و (۹) بازنویسی کرد:

$$\tilde{\Pi} = X\theta + \tilde{\Pi}^S \quad (۸)$$

$$\tilde{\Pi}^S = \tilde{X}\phi + \varepsilon \quad (۹)$$

توزیع پیشین مشترک  $\theta$ ،  $\phi$  و  $\sigma^2$  به صورت رابطه (۱۰) در نظر گرفته می‌شود:

$$[\theta, \phi, \sigma^2] = [\theta][\phi][\sigma^2] = N(\theta_0, \Theta_0^{-1})[N(\phi_0, \Theta_0^{-1})I(\Phi)]IG\left[\frac{\nu_0}{2}, \frac{\delta_0}{2}\right] \quad (۱۰)$$

که در آن،  $N$  و  $IG$  به ترتیب توزیع نرمال و توزیع معکوس گاما<sup>۱</sup> را نشان می‌دهند.  $I(\Phi)$  تابع نشانگر<sup>۲</sup> است (این تابع در حالتی که همه مقادیر ویژه  $\Phi$  کمتر از یک باشد، برابر با یک است).  $\tilde{\Pi}$  به صورت  $\tilde{\Pi} = (\tilde{\Pi}_1; \tilde{\Pi}_2)$  افزاز می‌شود. بردارهای  $\tilde{\Pi}_1$  و  $\tilde{\Pi}_2$  به ترتیب دارای طول  $S$  و  $T-S$  هستند.

همچنین  $X = (X_1; X_2)$  به افزار می‌شود. بردارهای  $X_1$  و  $X_2$  به ترتیب دارای طول  $S \times K(M+1)$  و  $T-S \times K(M+1)$  هستند.  $\Sigma$  که یک ماتریس  $S \times S$  است به صورت  $vec(\Sigma) = [I_{S^2} - (\Phi \otimes \Phi)]^{-1} + vec[(1; 0_{(S-1) \times 1})(1; 0_{(S-1) \times 1})']$  تعریف می‌شود. اگر  $chol(\Sigma)$  ریشه دوم چولسکی قسمت مثلث پایین  $\Sigma$  در نظر بگیریم.  $X^* = (X_1^*; X_2^*)$  و  $\tilde{\Pi}^* = (\tilde{\Pi}_1^*; \tilde{\Pi}_2^*)$  به گونه‌ای تعریف می‌شوند که نخست،  $\tilde{\Pi}_1^* = [chol(\Sigma)]^{-1} \tilde{\Pi}_1$  دوم  $X_1^* = [chol(\Sigma)]^{-1} X_1$  سوم  $\tilde{\Pi}_2^*$  برداری با طول

1- Inverse Gamma (IG)

2- Indicator Function

$T - S$  است که سطر  $t$ -ام آن  $[1 - c(L)] \tilde{\pi}_t$  است و چهارم  $X_2^*$  ماتریسی با اندازه  $T - S \times K(M + 1)$  است که سطر  $t$ -ام آن  $[1 - c(L)] x_t$  است. بنابراین برای هر  $t = S + 1, \dots, T$  داریم  $e_t = \tilde{\pi}_t - x_t' \theta$ . همچنین  $E$  ماتریسی با اندازه  $T - S \times S$  است به نحوی 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 روابط (۱۱) تا

(۱۳) استخراج کردند:

$$\theta | \varphi, \sigma^2 \sim N[\Theta_T^{-1}(\Theta_0 \theta_0 + \sigma^{-2} X^* \tilde{\Pi}^*), \Theta_T^{-1}] \quad (11)$$

$$\sigma^2 | \varphi, \theta \sim IG \left[ \left( \frac{\nu_0 + T}{2} \right), \frac{\delta_0 + (\tilde{\Pi}^* - X^* \theta)' (\tilde{\Pi}^* - X^* \theta)}{2} \right] \quad (12)$$

$$\varphi | \theta, \sigma^2 \propto \psi(\varphi) \times N[\Phi_T^{-1}(\Phi_0 \phi_0 + \sigma^{-2} E' e), \Phi_T^{-1}] I(\Phi) \quad (13)$$

که در این توابع توزیع

$$\Theta_T = \Theta_0 + \sigma^{-2} X^* X^*$$

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

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

به پیروی از چیب و گرینبرگ (۱۹۹۴) در این مقاله از چگالی  $\phi$  با استفاده از الگوریتم متروپلیس هستینگز<sup>۱</sup> نمونه‌گیری به عمل می‌آید. در هر تکرار از نمونه‌گیری گیبس، یک انتخاب ( $\phi^*$ ) از توزیع  $N[\Phi_T^{-1}(\Phi_0 \phi_0 + \sigma^{-2} E' e), \Phi_T^{-1}] I(\Phi)$  تولید می‌شود.

### تعیین مقادیر پیشین فوق پارامترها

به منظور شروع فرآیند نمونه‌گیری گیبس از داده‌ها به روش مولفه‌های اصلی (PC)<sup>۲</sup>، تعداد  $K$  عامل اصلی استخراج کرده و داده‌ها روی عوامل مشترک رگرس می‌شوند. تخمین ضرایب این رگرسیون به روش حداقل مربعات معمولی به عنوان مقادیر اولیه برای

1- Metropolis-Hastings

2- Principal Components



پارامترهای مدل استفاده می‌شوند. مقادیر پیشین فوق پارامترها<sup>۱</sup> بر اساس مینسوتا<sup>۲</sup> مقداردهی می‌شوند. فرض می‌شود که  $\theta_0 = 0_{K(M+1) \times 1}$  به علاوه  $\Theta_0$  یک ماتریس قطری با ابعاد  $K(M+1) \times K(M+1)$  است به نحوی که عناصر روی قطر اصلی آن عبارتند از:  $K$  عنصر اول و دوم برابر با یک،  $K$  عنصر بعدی هر کدام برابر با چهار و به همین ترتیب تا  $K$  عنصر آخر روی قطر اصلی  $\Theta_0$  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  $\Phi_0 = 0_{S \times 1}$  و  $\Theta_0$  یک ماتریس قطری با اندازه  $S \times S$  است که در روی قطر اصلی  $(s/0.2)2, s=1, \dots, S$  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 0.2 و انحراف معیار پیشین ضرایب وقفه  $k$ ام برابر با  $(0.2/S)$  هستند. در نهایت، فرض می‌شود که  $V_0=4$  و  $\delta_0=0.1$  است. انحراف معیار پیشین بارهای عاملی روی وقفه  $m$ ام عامل برابر  $(1/m1.5)$  فرض می‌شود. انحراف معیار پیشین ضرایب وقفه  $k$ ام برابر با  $(0.2/s1.5)$  در نظر گرفته می‌شود.

1- Hyper Parameters

2- Minnesota

### پیوست ب- ایجاد اطمینان از نمونه برای استفاده در مدل عامل

قبل از برآورد مدل عامل، لازم است حجم نمونه و انسجام داده‌ها برای انجام تحلیل عاملی آزمون شود. برای این منظور آماره‌ها و آزمون‌های متفاوتی وجود دارند که در این مقاله از آزمون  $KMO$ <sup>۱</sup> برای اطمینان از کفایت تعداد داده‌ها و از آزمون بارتلت<sup>۲</sup> برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها از نظر انسجام برای تحلیل عاملی استفاده شده است.

آماره آزمون  $KMO$  به گونه‌ای است که همواره بین اعداد ۰ و ۱ قرار خواهد گرفت. در صورتی که مقدار این آماره کمتر از ۰/۵ باشد، داده‌ها از نظر حجم نمونه برای تحلیل عاملی مناسب نیست و در صورتی که مقدار آن بزرگ‌تر از ۰/۷ باشد، داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب خواهند بود. قرار گرفتن آماره این آزمون بین ۰/۵ تا ۰/۶۹ باعث می‌شود با استفاده از داده‌های موجود مقداری با احتیاط به تحلیل عاملی پرداخت.

برای بررسی وجود عامل مشترک بین داده‌ها که زیربنای تحلیل عاملی است از آزمون بارتلت که فرضیه برابری ماتریس همبستگی داده‌ها را با ماتریس واحد آزمون می‌کند، استفاده می‌شود. مقصود از اجرای این آزمون، رد فرضیه صفر مبنی بر برابری ماتریس ضرایب همبستگی با ماتریس واحد است.

آماره این آزمون دارای توزیع کای دو است. برای آنکه جامعه مورد نظر مربوط به داده‌ها دارای حداقل یک عامل مشترک باشند، فرضیه صفر آزمون فوق رد خواهد شد و می‌توان با استفاده از داده‌های مورد نظر به برآورد و تحلیل مدل عامل پرداخت.

همانطور که جدول نشان می‌دهد مقدار آماره آزمون  $KMO$ ، ۰/۵۶ است، از این رو نمونه مورد استفاده در این مطالعه از نظر تعداد داده تقریباً مناسب است. اما مقدار آماره آزمون بارتلت حاکی از آن است که فرضیه صفر مبنی بر برابری ماتریس همبستگی داده‌ها

1- Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy

2- Bartlett's Test of Sphericity

با ماتریس واحد در سطح معناداری یک درصد رد شده است، بنابراین می‌توان با استفاده از داده‌های موردنظر به استخراج عامل مشترک و تحلیل عاملی پرداخت.

جدول مقادیر آزمون‌های *KMO* و بارتلت

مقدار آماره	آزمون
۰/۵۶	<i>KMO</i>
۵۷۶۳۶/۶۲**	بارتلت

\*\* نشان دهنده رد فرضیه صفر آزمون در سطح ۱ درصد است.

++ در این جدول نتایج آزمون مربوط به داده‌های زیراجزای شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی برای تحلیل مدل عامل از نظر کفایت تعداد داده‌ها و همچنین وجود عامل مشترک بین داده‌ها نشان داده می‌شود. داده‌های مورد استفاده از ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۱:۹ است.

## فهرست منابع

- Boivin, J. Giannoni, M. P. and Mihov, I (2009), “Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data”, *American Economic Review*, Vol. 99, No. 1, PP. 350–384.
- Calvo, G. (1983), “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, PP. 383–398.
- Carter, C. K. and Kohn, R (1994), “On Gibbs Sampling for State Space Models”, *Biometrika*, Vol. 81, PP. 541–553.
- Carvalho, C. (2006), “Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks”, *Frontiers in Macroeconomics*, Vol. 6, No. 3, PP 1-56.
- Carvalho, C. and Jae, J. W (2011), “Sectoral Price Facts in a Sticky-Price Model”, *FRB of New York Staff Report*, Vol. 495.
- Chib, S. and Greenberg, E (1994), “Bayes Inference in Regression Models with ARMA (p; q) Errors”, *Journal of Econometrics*, Vol. 64, PP. 183–206.
- Kaufmann, D., and Lein, S. M (2013), “Sticky Prices or Rational Inattention—What Can We Learn from Sectoral Price Data?”, *European Economic Review*, Vol. 64, PP. 384-394.
- Kim, C. J. and Nelson, C. R (1999), “State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications”, *Massachusetts Institute of Technology press*, PP.1-295.
- Korenok, O. and Swanson, N. R (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, PP. 1481-1508.
- Laforte, J. P. (2007), “Pricing Models: a Bayesian DSGE Approach for the US Economy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, PP. 127-154.
- Maćkowiak, B., and Wiederholt, M (2009), “Optimal Sticky Prices under Rational Inattention”, *The American Economic Review*, Vol. 99, No. 3, PP. 769-803.
- Maćkowiak, B., Moench, E., and Wiederholt, M (2009), “Sectoral Price Data and Models of Price Setting”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, PP. S78-S99.

- Mankiw, N. G. and Reis, R (2002), “Sticky Information versus Sticky Prices: a Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, PP. 1295-1328.
- Paustian, M. and Hagen, J (2012), “How Relevant are Nominal Contracting Schemes for Monetary Policy?”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 34, No. 3, PP. 723-740.
- Rotemberg, J. (1982), “Sticky Prices in the United States”, *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 6, PP. 1187-1211.
- Smets, F. and Wouters, R (2005), “Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles: a Bayesian DSGE APPROach”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No. 2, PP.161-183.
- Taylor, J. (1980), “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts”, *Journal of Political Economy*, Vol. 88, PP. 1-24.

