-- Iranian Journal of Economic Research ------
Volume 27, Issue 92, Fall 2022, 45-75
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.58692.942

ATU PRESS

Original Research Received: 30/01/2021 Accepted: 07/09/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Effectiveness of Monetary Policy during Business Cycles Using Components of Producer and Consumer Price Indices

Hooman Karami Khoramabadi — PhD Student, Economics, Semnan University, Semnan, Iran

Alireza Erfani* — Professor, Economics, Semnan University, Semnan, Iran

Hosein Tavakolian — Associate Professor, Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

This paper investigates the effectiveness of monetary policy in recession and expansion periods of business cycles in Iran. It uses the distribution of price changes over time using micro-data of producer and consumer price indices from March 2004 to March 2007 and March 1990 to March 2017. Results show that the observed distribution price changes at the producer and consumer levels change significantly over time. Whereas price flexibility (or, similarly, price stickiness) is closely related to the impact of monetary policy, the variable distribution of price changes over time suggests that the effectiveness of monetary policy should also change over time. We estimated the related parameters using the Ss model and the observed facts from the distribution of price changes, the price flexibility index, which shows how prices react to a monetary policy shock. The correlation coefficient and regression analysis results showed that the price flexibility index is counter-cyclical; this means that during periods of economic recession, the index of price flexibility increases. Therefore, the impact of monetary policy on real output decreases. However, during periods of economic expansion, the impact of monetary policy increases.

Keywords: Monetary Policy, Frequency of Price Changes, Ss Model, Iran.

JEL Classification: E52, D31, E32.

- This paper is extracted from PhD thesis at Semnan University.

* Corresponding Author: aerfani@semnan.ac.ir

How to Cite: Karami Khoramabadi, H., Erfani, A., Tavakolian, H. (2022). The Effectiveness of Monetary Policy during Business Cycles Using Components of Producer and Consumer Price Indices. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (92)*, 45-75.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۲، پاییز ۱۴۰۱، ۴۵-۷۵

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.58692.942

کارایی سیاست پولی در دوران رکود و رونق اقتصادی با استفاده از داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده

هومن کرمی خرم‌آبادی | دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

علیرضا عرفانی * | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

حسین توکلیان | دانشیار، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

در این مقاله به منظور بررسی اثرگذاری سیاست پولی در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی در ایران با استفاده داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده، توزیع تغییرات قیمت در طول زمان استخراج و نشان داده شد که توزیع تجربی مشاهده شده از تغییرات قیمت در سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده در طول زمان به طور معناداری تغییر می‌کند. از آنجا که انعطاف‌پذیری قیمت‌ها (یا به طور مشابه میزان چسبندگی قیمت‌ها) با اثرگذاری سیاست پولی ارتباط تنگاتنگی دارد، متغیر بودن توزیع تغییرات قیمت در طول زمان گویای این واقعیت است که اثرگذاری سیاست پولی نیز در طول زمان باید متغیر باشد. به همین منظور با استفاده از مدل ساختاری *Ss* و تخمین پارامترهای مربوط به آن با استفاده از واقعیت‌های مشاهده شده از توزیع تغییرات اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب در دوره زمانی ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹۶:۱ و ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها که نحوه واکنش قیمت‌ها به تکانه سیاست پولی را نشان می‌دهد، استخراج شد. نتایج مربوط به تحلیل ضریب همبستگی و رگرسیون نشان داد که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به صورت ضدچرخه‌ای عمل می‌کند؛ به این معنا که در دوره‌های رکود اقتصادی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها افزایش یافته و بنابراین، اثرگذاری سیاست پولی بر تولید حقیقی کاهش می‌یابد و برعکس در دوره‌های رونق اقتصادی اثرگذاری سیاست پولی جهت رونق بیشتر به اقتصاد و یا برقراری ثبات اقتصادی افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، مدل Ss، انعطاف‌پذیری قیمت‌ها، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E52, E31, E32

- این مقاله برگرفته از رساله دکتری دانشگاه سمنان است.

* نویسنده مسئول: aerfani@semnan.ac.ir

۱. مقدمه

تاکنون مطالعات فراوانی نشان داده‌اند که اثر سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی در بلندمدت خنثی است، اما ممکن است به دلیل وجود چسبندگی قیمت‌ها در کوتاه‌مدت، سیاست پولی به طور موقت اثرات حقیقی داشته باشد و موجب ثبات‌بخشی به اقتصاد شود (Barro, 2013). در ادبیات کینزی جدید، وجود چسبندگی‌های اسمی است که سبب می‌شود تکانه‌های سیاست پولی بر اقتصاد اثر حقیقی داشته باشند. بنابراین، میزان واکنش سطح عمومی قیمت‌ها به تکانه‌های پولی، سوالی محوری در بین اقتصاددانان حوزه سیاست پولی و همچنین حوزه سیاست‌گذاری اقتصادی است؛ چسبندگی قیمت‌ها فرضی اساسی در مدل‌های کینزی جدید محسوب شده و برای درک واکنش متغیرهای اقتصاد کلان به تکانه‌های پولی از اهمیت خاصی برخوردار است.

درجه چسبندگی قیمت‌ها، اطلاعات مفیدی را در رابطه با واکنش تولید و تورم به تکانه‌های پولی و در نتیجه مکانیزم انتقال سیاست پولی ارائه می‌دهد، چراکه کانال نرخ بهره حقیقی به عنوان مهم‌ترین کانال انتقال سیاست پولی به صورت تنگاتنگی با میزان تغییر قیمت‌ها در مواجهه با تکانه‌های سیاست پولی در ارتباط است. به عنوان مثال، با اتخاذ سیاست پولی انقباضی با فرض عدم تغییر متناسب قیمت‌ها، نرخ بهره حقیقی افزایش یافته و موجب بالا رفتن هزینه سرمایه و کاهش مخارج سرمایه‌گذاری و در نهایت کاهش تقاضای کل و تولید خواهد شد. در مدل‌های چسبندگی قیمت فرض بر این است که بنگاه‌های اقتصادی در تعدیل قیمت کالای خود در هر دوره با محدودیت‌هایی مواجه هستند که باعث می‌شود قیمت‌ها در واکنش به تکانه‌های پولی به طور آنی تغییر نکنند و در نتیجه سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار باشد. هر چه قیمت‌ها چسبندگی بیشتری داشته باشند یا به عبارت دیگر، قیمت‌ها برای دوره طولانی‌تری به طور کامل تعدیل شوند، اثرگذاری سیاست پولی بیشتر و ماندگارتر است و در چنین حالتی مقامات سیاست‌گذار پولی می‌توانند در دوره رکود برای تحریک اقتصاد و بستن شکاف تولید از سیاست پولی انبساطی بهره گیرند. همچنین اگر سیاست‌گذار هدف کاهش تورم را دنبال کند و چسبندگی قیمت‌ها بالا باشد، سیاست کاهش تورم با کاهش شدیدتر تولید همراه خواهد بود. بنابراین، داشتن درک درستی از درجه چسبندگی قیمت در هر اقتصاد برای تحلیل دقیق اثرات سیاست‌های پولی مهم است. علاوه بر آن، میزان واکنش متغیرهای حقیقی و اسمی به تکانه‌های سیاست پولی در دوران

رونق و رکود برای برقراری ثبات اقتصادی اهمیت این موضوع را دو چندان می‌کند. به همین منظور ارزیابی آماره‌های مربوط به رفتار قیمت‌ها و نوع مدل قیمت‌گذاری در دوره‌های رونق و رکود نیز دارای اهمیت فراوان است. به عنوان مثال، اگر درجه چسبندگی قیمت‌ها در دوره رکود بالاتر از دوره رونق باشد، آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که اثرات حقیقی اعمال سیاست پولی انبساطی (سیاست‌های تسهیل پولی) در دوره رکود نسبت به دوره رونق قوی‌تر است و بنابراین، ابزار سیاست پولی می‌تواند به کاهش عمق رکود و بسته شدن شکاف تولید کمک کند، اما در شرایط رونق، ابزار سیاست پولی کمکی به ثبات رشد اقتصادی در جهت بستن شکاف تولید نمی‌کند و تنها اثرات کاهش تورم برای آن مشهود است.

به منظور ارزیابی دقیق اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی، برآورد درجه چسبندگی قیمت‌ها (یا فراوانی تغییرات قیمت‌ها) و پویایی‌های آن در دوره رونق و رکود باید متناسب با نوع مدل قیمت‌گذاری در اقتصاد باشد. چون علاوه بر تعداد دفعات تغییر قیمت‌ها در یک دوره، الگوی مورد استفاده بنگاه‌ها و خرده‌فروش‌ها نیز جهت تغییر قیمت‌ها بسیار حائز اهمیت است تا بتوان ارزیابی دقیقی از اثرات سیاست پولی انجام داد. هر یک از این دو اطلاع که موجود نباشد، نمی‌توان درک صحیح و دقیقی از تاثیر سیاست پولی داشت.

هدف از انجام این پژوهش برآورد یک شاخص برای اندازه‌گیری درجه انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و بررسی پویایی‌های آن در دوران رونق و رکود اقتصادی است. نوآوری پژوهش حاضر در این است که مدل استفاده شده به گونه‌ای است که تنها معطوف به یک مدل قیمت‌گذاری نبوده و طیف وسیعی از مدل‌های قیمت‌گذاری را دربر می‌گیرد. علاوه بر آن، در مطالعات داخلی پویایی‌های درجه چسبندگی قیمت‌ها در دوره‌های رونق و رکود مورد بررسی قرار نگرفته است.

سازماندهی مقاله در ادامه به این صورت است که در بخش دوم حقایق آماری مربوط به توزیع تغییرات قیمت شاخص‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده نشان داده می‌شود. در بخش سوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. در بخش چهارم روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل معرفی شده و نحوه برآورد پارامترهای مدل با استفاده از داده‌های قیمتی مشاهده شده شرح داده می‌شود. بخش پنجم به داده‌های مورد استفاده می‌پردازد. در بخش ششم نتایج حاصل از برآورد مدل ارائه می‌شود و با استفاده از تحلیل ضریب همبستگی و رگرسیون، نحوه تغییر رفتار شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در دوره‌های رونق و رکود و در

نهایت میزان اثرگذاری سیاست پولی در دوران مختلف چرخه‌های تجاری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و در نهایت بخش هفتم این مقاله به جمع‌بندی نتایج و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲. حقایق آشکار شده

شکل (۱) توزیع تغییرات اقلام شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی را در طول زمان نشان می دهد. در شکل (۱) چندک‌های مختلف تغییرات قیمت[۱] برای دو شاخص قیمتی مزبور با توجه به دوره‌های رونق و رکود[۲] که با پس زمینه تیره و روشن مشخص شده، نشان داده شده است. اولین مشاهده این است که توزیع تغییرات قیمت در هر دو شاخص قیمت به طور معنادار در طول زمان تغییر می‌کنند؛ میانگین بازه دامنه بین چارکی (صدک ۷۵ منهای صدک ۲۵) برای شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده حدود ۲ درصد است. همچنین تغییرات قیمت شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی از تغییرات قیمت شاخص قیمت تولیدکننده بیشتر بوده است. تغییرات قیمت در طول زمان مطمئنا به طور تصادفی نبوده است؛ یکی از عوامل مهمی که تغییرات قیمت‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد، چرخه‌های تجاری است.

در ادامه برای بررسی دقیق‌تر رابطه بین شکل توزیع تغییرات قیمت شاخص‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده از آماره ضریب همبستگی استفاده می‌شود.

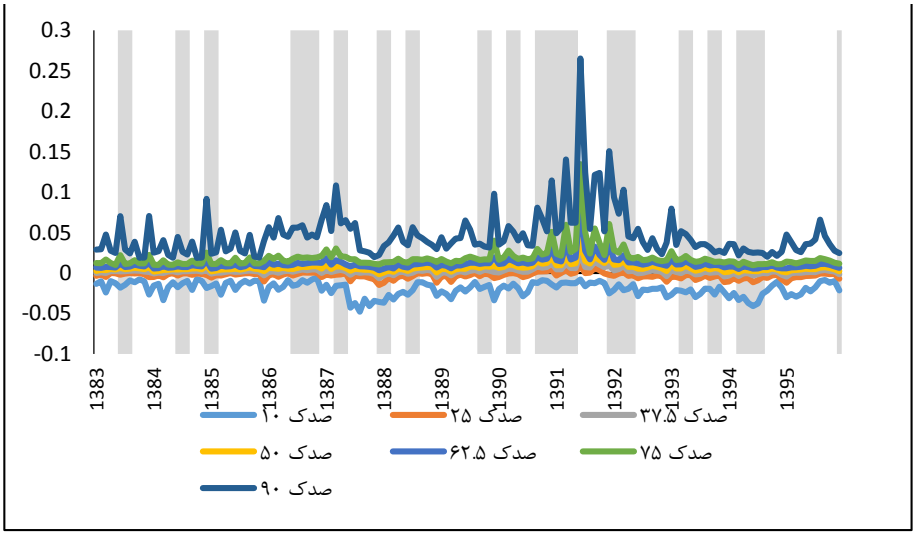
---

۱. روش محاسبه چندک‌های مختلف تغییرات قیمت به این صورت است که در هر ماه تغییرات قیمت شاخص اقلام تشکیل‌دهنده هریک از شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده محاسبه شده و به ترتیب صعودی مرتب می‌شوند، سپس با در نظر گرفتن ضریب اهمیت هریک از اقلام تشکیل‌دهنده شاخص مربوطه (تولیدکننده یا مصرف‌کننده) -که معادل با فراوانی نسبی است- چندک‌های موردنظر محاسبه شده است. این فرآیند در ماه‌های بعد تا انتهای دوره مورد بررسی تکرار شده تا سری زمانی چندک‌های مورد نظر حاصل شود.

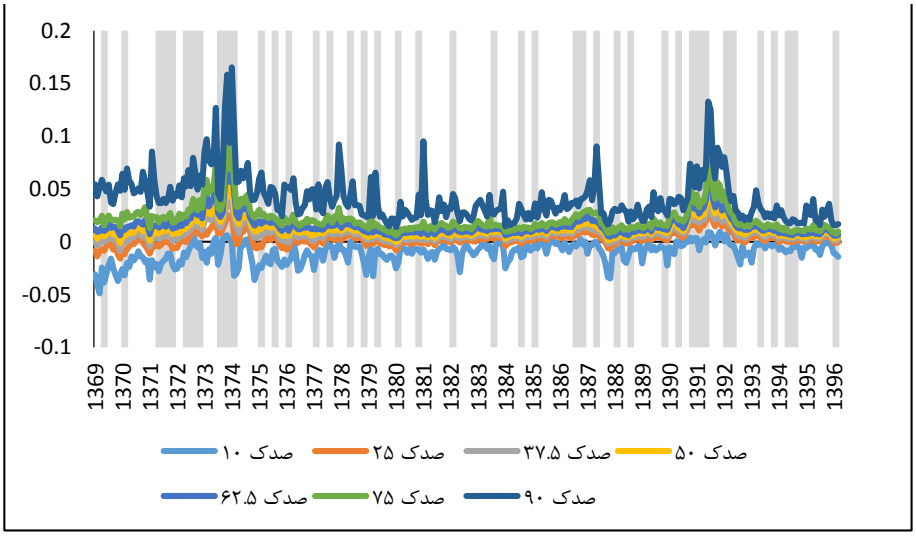
۲. بنا به تعریف هنگامی که اقتصاد از حضیض به سمت اوج حرکت می‌کند، اقتصاد در دوره رونق است و هنگامی که از اوج به سمت حضیض حرکت می‌کند، اقتصاد در رکود است. این تعریف همان‌گونه که مشاهده می‌شود براساس نرخ رشد مثبت و منفی نماگر اقتصادی است و حالت عادی اقتصاد (رشد مثبت) به عنوان رونق معرفی می‌شود (Hall et al., 2003).

شکل ۱. توزیع تغییرات قیمت در طول زمان

الف. شاخص قیمت تولیدکننده



ب. شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی



ماخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی دقیق‌تر رابطه بین توزیع تغییرات قیمت با چرخه‌های تجاری رونق و رکود، جدول (۱) خصوصیات چرخه‌ای قیمت‌گذاری را با تواتر فصلی نشان می‌دهد. با توجه به اینکه چون آمارهای مربوط به حساب‌های ملی ایران با تواتر فصلی جمع‌آوری و برآورد

می‌شود باید خصوصیات مربوط به خصوصیات توزیع تغییرات قیمت شاخص‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده از تواتر ماهانه به تواتر فصلی تبدیل شوند[1]. قبل از برآورد همبستگی میان فراوانی تغییر قیمت و گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت با رشد اقتصادی (به عنوان آماره‌ای جهت نمایش دوره‌های رونق و رکود) باید آماره‌های مزبور روندزدایی شوند. برای این منظور از دو روش مختلف استفاده شده است. در روش اول آماره فراوانی تغییر قیمت و سه گشتاور اول توزیع تغییرات قیمت با استفاده از فیلتر باکستر کینگ[2] فیلتر و روندزدایی شده است؛ قسمت اول جدول (۱) ضریب همبستگی آماره‌های روندزدایی شده را با نرخ شد تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) نشان می‌دهد. در روش دوم با استفاده از فیلتر هودریک و پرسکات[3] روندهای با تواتر پایین از آماره‌های فراوانی تغییر قیمت و گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت حذف شده و سپس با استفاده از میانگین متحرک مرتبه سوم (سه فصل) روندهای با تواتر بالا برای این آماره‌ها حذف شده است.

از نتایج جدول (۱) دو واقعیت آماری مهم برداشت می‌شود؛ اول آنکه فراوانی تغییر قیمت‌ها ضدچرخه‌ای است؛ یعنی در دوره‌های رونق فراوانی تغییر قیمت‌ها کاهش و به عبارت دیگر، چسبندگی قیمت‌ها بیشتر می‌شود. واورا[4] (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که این یافته برای دو مرحله از قیمت‌گذاری کالاها و خدمات؛ یعنی داده‌های مربوط به شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشور آمریکا برقرار است. واقعیت آماری دوم این است که پراکندگی قیمت‌ها نیز ضدچرخه‌ای است.

جدول (۱) پراکندگی قیمت‌ها را معیار انحراف معیار نشان می‌دهد؛ ضریب همبستگی منفی و معنادار انحراف معیار توزیع تغییرات قیمت برای هر دو شاخص تولیدکننده و مصرف‌کننده با رشد اقتصادی، ویژگی ضدچرخه‌ای پراکندگی قیمت‌ها را نشان می‌دهد. تفسیر این واقعیت آماری آن است که در دوره‌های رونق اقتصادی پراکندگی قیمت‌ها

---

۱. برای تبدیل تواتر خصوصیات آماری توزیع تغییرات قیمت شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده از ماهانه به فصلی از روش میانگین‌گیری استفاده شده است.

2. Baxter Kingg Filter
3. Hodrick Prescott Filter
4. Vavra, J.

کاهش می‌یابد. این واقعیت با یافته‌های بلوم و همکاران[1] (۲۰۱۸) و برگر و واورا[2] (۲۰۱۸) سازگاری دارد.

دو ستون آخر جدول (۱) نشان می‌دهد که چولگی توزیع تغییرات قیمت ویژگی ضدچرخه‌ای و کشیدگی آن خاصیت چرخه‌ای دارد. بین دو شاخص قیمتی، سازگاری شاخص قیمت تولیدکننده نسبت به شاخص قیمت مصرف‌کننده برای گشتاورهای سوم و چهارم توزیع تغییرات قیمت‌ها با چرخه‌های تجاری بیشتر است. همین رفتارهای مختلف بین شاخص‌های قیمتی اهمیت تحلیل همزمان رفتار قیمت‌گذاری را طی مراحل تولید نشان می‌دهد.

جدول ۱. همبستگی چرخه‌های تجاری با گشتاورهای تغییرات قیمت‌ها

	فراوانی	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
فیلتر باکستر کینگ				
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۰۵**	-۰/۰۳**	-۰/۰۱*	۰/۰۵*
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۰۶*	-۰/۰۴*	-۰/۰۴*	۰/۰۴*
فیلتر هودریک و پرسکات و میانگین متحرک				
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۰۲**	-۰/۲۰**	-۰/۰۵*	۰/۲۰*
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۰۳**	-۰/۰۲**	-۰/۲۰*	۰/۷۴*

- این جدول ضریب همبستگی بین مشخصات آماری توزیع تغییرات قیمت‌های اقلام تشکیل دهنده شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده را با رشد اقتصادی بدون نفت نشان می‌دهد. قبل از برآورد ضریب همبستگی، سری‌های زمانی مربوط به فراوانی تعدیل قیمت و گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت به دو روش فیلتر باکستر و کینگ (با پارامترهای ٦ و ۳۲) و فیلتر هودریک و پرسکات (با پارامتر ١٦٠٠) روندزدایی شده‌اند. داده‌های مورد استفاده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳٦۹:۱ تا ۱۳۹٦:٤ و برای شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹٦:۱ است.
- * و ** به ترتیب سطح معناداری را در ۱۰ و ۵ درصد نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) ضریب همبستگی فراوانی تغییرات قیمت‌ها را با گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت‌ها نشان می‌دهد. در مدل‌های قیمت‌گذاری، فراوانی تغییر قیمت‌ها به طور معمول ارتباط نزدیکی با انعطاف‌پذیری (چسبندگی) قیمت‌ها دارد؛ بنابراین، این نتایج برای بررسی

1. Bloom, N., et al.
2. Berger, D., & Vavra, J.

رابطه بین چگونگی تغییرات قیمت (توزیع تغییرات قیمت) و فراوانی تغییر قیمت‌ها مهم و کاربردی است. ستون دوم جدول (۲) نشان می‌دهد که فراوانی تعدیل قیمت‌ها به طور مثبت و معناداری با پراکندگی قیمت‌ها همبستگی دارد؛ این ویژگی با هر دو فیلتر مختلف روندزدایی برای شاخص‌های قیمتی تولیدکننده و مصرف‌کننده برقرار است. البته این رابطه برای شاخص قیمت مصرف‌کننده سازگاری بیشتری دارد، چون ضریب همبستگی برآورد شده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده حدود ۳۰ درصد از ضریب برآورد شده برای شاخص قیمت تولیدکننده بزرگ‌تر است. ستون بعدی جدول (۲) رابطه بین فراوانی تعدیل قیمت‌ها و چولگی توزیع تغییرات قیمت را نشان می‌دهد. همانند رابطه قبلی، برای هریک از شاخص‌های قیمتی، چولگی با فراوانی همبستگی مثبت و معنادار دارد و البته این همبستگی برای شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به شاخص قیمت تولیدکننده قوی‌تر است. در نهایت، ستون آخر جدول (۲) نشان می‌دهد که ارتباط ضعیف‌تر و معکوسی بین فراوانی و کشیدگی وجود دارد.

جدول ۲. همبستگی فراوانی تغییر قیمت‌ها با گشتاورهای تغییرات قیمت‌ها

	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
فیلتر باکستر کینگ			
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۴۳**	۰/۲۶**	-۰/۱۶*
شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۲۹*	۰/۲۵*	-۰/۲۱*
فیلتر هودریک و پرسکات و میانگین متحرک			
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۱۷**	۰/۰۷*	-۰/۰۸*
شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۱۸*	۰/۰۹*	-۰/۱۰*

- این جدول ضریب همبستگی بین فراوانی تعدیل قیمت‌ها را با مشخصات آماری توزیع تغییرات قیمت‌های اقلام تشکیل‌دهنده شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده نشان می‌دهد. قبل از برآورد ضریب همبستگی، سری‌های زمانی مربوط به فراوانی تعدیل قیمت و گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت به دو روش فیلتر باکستر و کینگ (با پارامترهای ٦ و ٣٢) و فیلتر هودریک و پرسکات (با پارامتر ١٦٠٠) روندزدایی شده‌اند. داده‌های مورد استفاده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹٦:٤ و برای شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹٦:۱ است.
- * و ** به ترتیب سطح معناداری را در ۱۰ و ۵ درصد نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

خلاصه یافته‌ها به این شرح است که شواهد محکمی وجود دارد که فراوانی، پراکندگی و چولگی تغییرات قیمت‌ها هر سه ضدچرخه‌ای هستند و فراوانی با دو آماره دیگر به طور هم‌جهت وابستگی دارند. همچنین کشیدگی توزیع تغییرات قیمت با چرخه‌های تجاری رابطه معکوس دارد.

در اینجا این سوال مطرح می‌شود که این واقعیت‌های تجربی و یافتن روابط بین خصوصیات آماری پراکندگی تغیرات قیمت چه اهمیتی دارد؟ در قسمت بعد نشان داده می‌شود که این واقعیت‌ها در مورد خصوصیات تغییر قیمت‌ها برای ارزیابی اثرگذاری سیاست پولی در دوره‌های رونق و رکود اهمیت بسزایی داشته و همه ویژگی‌های مربوط به توزیع تغییرات قیمت‌ها در هر زمان می‌تواند در یک سنجه مفید از انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و در نتیجه میزان اثرگذاری سیاست پولی بر تولید خلاصه شود.

۳. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با توجه به اینکه منشا هر نوع چسبندگی اسمی در سطح کلان، چسبندگی‌ها در سطح خرد است، مطالعات بسیاری در زمینه رفتار قیمت‌گذاری در سطح خرد به خصوص فراوانی تعدیل قیمت‌ها انجام شده است. به عنوان نمونه، داین و همکاران[1] (۲۰۰۶) با بررسی آمارهای تورم کشورهای عضو اتحادیه اروپا نشان دادند که میانگین ماندگاری (دیرش[2]) قیمت‌ها در این کشورها بین چهار تا پنج فصل است و بنابراین، انتظار می‌رود سیاست پولی حداقل در این دوره دارای اثرگذاری باشد؛ به طور مشابه ناکامورا و استینسون[3] (۲۰۰۸) برای داده‌های مربوط به کشور آمریکا، میانگین ماندگاری قیمت‌ها را در همین حدود برآورد کرده‌اند. البته کاوالو[4] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های قیمتی فروشگاه‌های آنلاین خرده‌فروشی کشور آمریکا نشان می‌دهد که قیمت‌ها نسبت به آنچه در مطالعات قبلی بیان شده چسبندگی بیشتری دارند. در مطالعات داخلی نیز ساعدی (۱۳۹۸) با به‌کارگیری داده‌های قیمتی ماهانه فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه در بازه زمانی ۱۳۷۹:۹ تا ۱۳۹۶:۷ نشان می‌دهد که حداکثر ماندگاری قیمت‌ها در ایران حدود ۳ ماه بوده و به طور متوسط قیمت‌ها دست کم در ۴۸ درصد از ماه‌های مورد

1. Dhyne, E., et al.
2. Duration
3. Nakamura, E. & Steinsson, J.
4. Cavallo, A.

بررسی دچار تغییر شده‌اند. ماهیت داده‌های استفاده شده به گونه‌ای است که بخش خدمات را شامل نشده و در نهایت ۴۵ درصد از اقلام شاخص قیمت مصرف‌کننده را دربر می‌گیرد.

یکی دیگر از یافته‌های مهم آن است که فراوانی و اندازه تغییر قیمت‌ها از متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید تاثیر می‌پذیرد (ساعدی، ۱۳۹۸). همتی و بیات (۲۰۱۳) نیز با استفاده از اقلام شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران، فراوانی تعدیل قیمت‌ها را در دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ حدود ۷۴/۵ درصد برآورد کرده‌اند که نشان‌دهنده سطح بالایی از انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در ایران است.

بیات و مدنی‌زاده (۱۳۹۸) با به‌کارگیری اطلاعات زیر اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده در بازه زمانی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۲:۱۲ نشان دادند رفتار قیمت‌گذاری در سطح خرده‌فروشی در نرخ‌های تورم پایین با نرخ‌های تورم بالا متفاوت است و به همین دلیل کارایی سیاست‌های پولی و مالی در این دو رژیم تورمی نیز متفاوت خواهد بود؛ به گونه‌ای که با عبور تورم از مرز ۲۲ درصد، رابطه‌ای مستقیم میان تورم و فراوانی تغییرات قیمت مشاهده می‌شود؛ به طوری‌که اگر تورم افزایش یابد، دفعات تغییر قیمت افزایش یافته و درجه چسبندگی قیمت‌ها کاهش می‌یابد.

سوال اصلی این است که چه ارتباطی بین میزان تعدیل قیمت‌ها در سطح خرد با چسبندگی قیمت‌ها در سطح کلان وجود دارد؟ کاپلین و اسپولر[1] (۱۹۸۷) با ارائه یک مدل نشان می‌دهند که هیچ ارتباطی بین این دو سنجه وجود ندارد. آن‌ها با استفاده از یک نوع مدل Ss برای نحوه تعدیل قیمت‌های خرد با در نظر گرفتن فروض خاصی مشاهده می‌کنند که سطح عمومی قیمت‌ها نسبت به تکانه‌های پولی به طور یک به یک واکنش نشان می‌دهد که نتیجه آن بی‌اثر بودن سیاست پولی بر تولید است.

در این مطالعه چسبندگی قیمت‌ها در سطح خرد وجود دارد، اما هیچ‌گونه چسبندگی در سطح کلان مشاهده نمی‌شود. علاوه بر این، گلوسو و لوکاس[2] (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که واکنش سطح عمومی قیمت‌ها به تکانه‌های پولی هنگامی که مدل قیمت‌گذاری بنگاه‌ها هزینه منو با یک مدل کالوو در نظر گرفته می‌شود، دارای بیش برآوردی است. به عبارت دیگر، مدل‌های Ss با چنین ساختاری موجب می‌شود که فراوانی تعدیل قیمت‌های خرد دچار

1. Caplin, A. S. & Spulber, D. F.
2. Golosov, M. & Lucas Jr, R. E.

بیش‌برآوردی انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها شوند. به طور مشابه، بیلز و کلینو[1] (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که انعطاف‌پذیری سری زمانی مربوط به سطح عمومی قیمت‌ها برای داده‌های خرده‌فروشی آمریکا به طور معناداری از فراوانی تعدیل قیمت‌های خرد مشاهده شده در داده‌های خرد بیشتر است. آن‌ها میانه فراوانی تعدیل قیمت‌های ماهانه را ۰/۲۱ برآورد کرده‌اند در حالی که مقدار خودهمبستگی مرتبه اول سری زمانی تورم ماهانه نشان می‌دهد که انعطاف‌پذیری قیمت‌ها حدود ۰/۸۰ است.

فارغ از این نمونه‌های گویا، سوال این است که آیا چهارچوب کلی‌تری وجود دارد که ارتباط بین فراوانی تعدیل قیمت‌ها در سطح خرد با درجه انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها را بیان کند؟ کابالرو و انگل[2] (۲۰۰۶) استدلال می‌کنند که یک رابطه ثابت و همیشگی بین این مفهوم وجود دارد. در این مطالعه نشان داده می‌شود که در طیف گسترده‌ای از مدل‌های Ss که تقریبا همه مدل‌های قیمت‌گذاری را شامل می‌شود، علاوه بر فراوانی تعدیل قیمت‌ها در سطح خرد، شکل توزیع تغییرات قیمت نیز بر شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در سطح کلان موثر است. در چهارچوب این مدل، کابالرو و انگل (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های قیمتی نشان می‌دهند که انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها در مقایسه با فراوانی تعدیل قیمت‌های خرد سه برابر بیشتر است. البته مطالعات متعددی نیز مانند کهو و میدریگان[3] (۲۰۱۵) و آلوارز و لیپی[4] (۲۰۱۴) نشان می‌دهند که با به‌کارگیری طیف گسترده‌ای از مدل‌های ساختاری، توزیع تغییرات قیمت دارای دلالت‌های مهمی برای شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها است. به پیروی از مدل کابالرو و انگل، پترلا و همکاران[5] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده کشور انگلستان به برآورد شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها علاوه بر آنکه در طول زمان به طور معناداری متغیر است با رشد اقتصادی رابطه معکوس و با تورم دارای رابطه مستقیم است.

مطالعات زیادی –که در سطرهای قبلی به آن اشاره شد– درخصوص روابط بین فراوانی و اندازه تغییر قیمت‌ها (گشتاور نخست توزیع تغییرات قیمت‌ها) و ارتباط آن با انعطاف‌پذیری

1. Bils, M. & Klenow, P. J.
2. Caballero, R. J., & Engel, E.
3. Kehoe, P. and Midrigan, V.
4. Alvarez, F., & Lippi, F.
5. Petrella, I., et al.

قیمت‌ها انجام شده است. در این مطالعات به گشتاورهای بالاتر توزیع تغییر قیمت‌ها و ارتباط آن با انعطاف‌پذیری قیمت‌ها کمتر توجه شده است.

با توجه به اهمیت موضوع اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران به‌خصوص در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی و فقدان مطالعات کاربردی داخلی در این زمینه در این مطالعه با استفاده از مشاهدات مربوط به توزیع تغییرات قیمت در دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده و همچنین مدل ساختاری Ss درخصوص نحوه قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها برآورد می‌شود. در واقع این شاخص نشان می‌دهد که واکنش قیمت‌ها به یک تکانه اسمی چگونه در طول زمان تغییر می‌کند و این شاخص در دوره‌های رونق و رکود چگونه تغییر می‌کند. علاوه بر آن، این شاخص به طور بالقوه می‌تواند برای تشخیص نوع مدل قیمت‌گذاری مفید واقع شود.

٤. روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل

٤-١. مدل کاپلین و اسپولر (۱۹۸۷)

در چهارچوب مدل کاپلین و اسپولر، p_{it} و p_{it}^* به ترتیب نشان‌دهنده لگاریتم قیمت واقعی و قیمت هدف بنگاه i در زمان t است. بنگاه‌ها به طور پیوسته در بازه $[0,1]$ قرار دارند. m_t لگاریتم تکانه سیاست پولی است و فرض می‌شود که مسیر حرکت پول پیوسته و صعودی است. همچنین در این مدل تکانه‌های ویژه بنگاه‌ها وجود ندارد. بنابراین، قیمت بهینه (هدف) بنگاه در هر دوره از زمان برابر با تکانه سیاست پولی خواهد بود (رابطه (۱)):

$$p_{it}^* = m_t \qquad (۱)$$

لگاریتم تولید کل به صورت رابطه (۲)، متناسب با لگاریتم تراز حقیقی پول است:

$$y_t = m_t - p_t \qquad (۲)$$

لگاریتم سطح عمومی قیمت‌ها به صورت رابطه (۳) تعریف می‌شود.

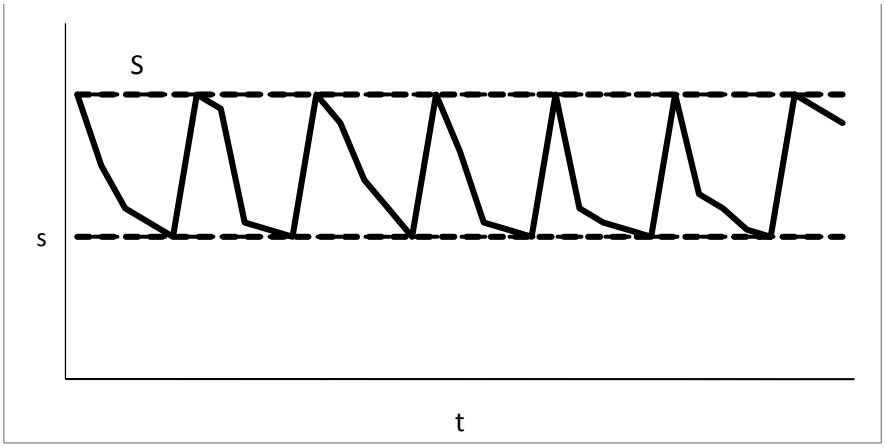
$$p_t = \int p_{it} di \qquad (۳)$$

اگر هیچ‌گونه اصطکاکی در تعدیل قیمت‌های خرد وجود نداشته باشد برای هر بنگاه $p_{it} = p_{it}^* = m_t$ و بنابراین $p_t = m_t$ شده است. از این رو، پول روی تولید کل بی‌اثر شده و به عبارت دیگر، پول خنثی است. اکنون فرض می‌شود یک هزینه ثابت برای تعدیل قیمت برای هر بنگاه وجود دارد (f) و در چنین شرایطی الزاما قیمت بنگاه با قیمت بهینه در هر زمان برابر نخواهد بود. انحراف قیمت بنگاه از قیمت بهینه آن به عنوان متغیر حالت به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$x_{it} = p_{it} - p_{it}^* \qquad (۴)$$

اگر انحراف قیمت بنگاه از هزینه تعدیل قیمت کمتر باشد، بنگاه قیمت خود را تغییر نمی‌دهد و به محض برابر شدن انحراف قیمت بنگاه با هزینه تعدیل قیمت، بنگاه بلافاصله قیمت خود را تعدیل خواهد کرد. بنابراین، انحراف قیمت بنگاه متغیری است که بین دو مقدار s و S قرار خواهد گرفت. شکل (۲) نحوه نوسان متغیر حالت را به طور فرضی نشان می‌دهد.

شکل ۲. نوسان متغیر حالت (انحراف قیمت بنگاه از قیمت بهینه) در بازه (s,S)



ماخذ: کاپلین و اسپولر (۱۹۸۷)

براساس قاعده تعدیل قیمت گفته شده، اگر متغیر حالت به مقدار $s - S$ برسد، بنگاه بلافاصله قیمت خود را به اندازه $S - s$ افزایش می‌دهد. کاپلین و اسپولر فرض می‌کنند که تابع توزیع متغیر حالت بین بنگاه‌ها در هر زمان ثابت و یکنواخت است. نتیجه اصلی و مهم

این مدل آن است که با وقوع یک تکانه انبساط پولی به اندازه Δm، تعداد $\frac{\Delta m}{S-s}$ بنگاه قیمت خود را به اندازه $(S-s)$ افزایش می‌دهند. تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها با توجه به فرض توزیع یکنواخت متغیر حالت به صورت رابطه (۵) است.

$$\Delta p = \frac{\Delta m}{S-s}(S-s) = \Delta m \qquad (۵)$$

بنابراین در این چهارچوب با اینکه چسبندگی تعدیل قیمت‌ها در سطح خرد وجود دارد، اما پول مطابق با رابطه (۶) خنثی است:

$$\Delta y = \Delta m - \Delta p = \Delta m - \Delta m = 0 \qquad (۶)$$

چهارچوب اصلی مدل معرفی شده در این بخش نخستین بار توسط کاپلین و اسپولر (۱۹۸۷) مطرح شده و از آن به بعد به مدل Ss در ادبیات مربوطه نام‌گذاری شده است.

٤-۲. مدل کابالرو و انگل (۲۰۰۷)

در این مطالعه به منظور برآورد شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها با استفاده از اطلاعات تعدیل قیمت‌های خرد از مدل Ss توسعه داده شده توسط کابالرو و انگل (۲۰۰۷) استفاده می‌شود. مقدمات این مدل به این شرح است؛ دو نوع تکانه ویژه و کلان وجود دارد که فرض می‌شود تکانه رشد پول Δm_t (و یا تکانه تقاضای اسمی) در طول زمان دارای توزیع یکسان و مستقل از یکدیگر[1] با میانگین μ_Aو واریانس σ_A^2 است. علاوه بر آن، بنگاه‌ها با تکانه‌های ویژه (بهره‌وری یا تقاضا) مواجه هستند (v_{it}) که این تکانه‌ها نیز دارای توزیع یکسان در طول زمان و مستقل از یکدیگر با واریانس (σ_I^2) هستند. همچنین تکانه‌های ویژه بین بنگاه‌ها مستقل از یکدیگر بوده و با تکانه‌های کلان همبستگی ندارند. تکانه‌های ویژه و کلان با رعایت ویژگی‌های بیان شده می‌توانند هر توزیعی داشته باشند. همانند مدل کاپلین و اسپولر قیمت بهینه (مطلوب) بنگاه برای بنگاه i به صورت رابطه (۷) می‌شود.

$$\Delta p_{it}^* = \Delta m_t + v_{it} \qquad (۷)$$

1. i.i.d

با فرض نبود هرگونه اصطکاک درخصوص تعدیل قیمت در سطح خرد، بنگاه i قیمت خود را نسبت به آخرین قیمت تعدیل شده به اندازه تکانه پولی و تکانه ویژه تغییر می‌دهد، اما اگر بنگاه برای تعدیل قیمت خود با هزینه یا هزینه‌هایی مواجه باشد، قیمت جاری بنگاه می‌تواند نسبت به قیمت بهینه آن اختلاف داشته باشد که این انحراف به صورت رابطه (۸) تعریف می‌شود.

$$x = p_{i,t-1} - p_{it}^{*} \qquad (۸)$$

شکاف قیمت، متغیر حالت است که در این مدل قیمت‌گذاری اگر قدرمطلق شکاف قیمت به اندازه کافی بزرگ باشد، بنگاه با احتمال زیاد قیمت خود را به سمت قیمت بهینه تعدیل می‌کند. فرض می‌شود که هزینه تعدیل قیمت (f) متغیری تصادفی با توزیع یکسان $(G(f))$ و مستقل از هم باشند. با جمع زدن همه حالت‌های ممکن از هزینه‌های تعدیل قیمت، تابع خطر تعدیل[1] قیمت $A(x)$ به دست می‌آید که مقدار این تابع احتمال تعدیل قیمت توسط یک بنگاه را در هر مقداری از متغیر شکاف قیمت نشان می‌دهد. واضح است که $A(x)$ برای نزولی و برای مقادیر صعودی است. به عبارت ساده‌تر، تابع خطر تعدیل قیمت نسبت به قدر مطلق شکاف قیمت بنگاه صعودی است[2].

خصوصیت جالب چهارچوب مدل Ss تعمیم یافته این است که با تعریف تابع احتمال $G(f)$ تعداد زیادی از مدل‌های قیمت‌گذاری را دربر می‌گیرد. به عنوان مثال، با تعریف تابع احتمال $G(f)$ به صورت نقطه‌ای، مدل قیمت‌گذاری استاندارد هزینه منو وقتی به دست می‌آید که در آن هزینه تعدیل قیمت به صورت رابطه (۹) برای هر شکاف قیمت ثابت است.

$$G(f) = F, for\ all\ f \qquad (۹)$$

همچنین اگر تابع احتمال $G(f)$ به صورت رابطه (۱۰) تعریف شود، مدل قیمت‌گذاری کالوو به دست می‌آید.

$$G(f) = \begin{cases} \omega, & for\ f = 0 \\ 1-\omega, & for\ f \gg 0 \end{cases} \qquad (۱۰)$$

1. Adjustment hazard function

۲. برای مطالعه بیشتر به کابارالو و انگل (۲۰۰۷) مراجعه شود.

در تابع احتمال ارائه شده در رابطه (۱۰)، ω درصدی از بنگاه‌ها است که بدون هزینه تعدیل قیمت، قیمت خود را به سمت قیمت بهینه تعدیل می‌کنند و برای $1-\omega$ درصد از بنگاه‌ها هزینه تعدیل قیمت به قدری بالا است که قیمت خود را تعدیل نمی‌کنند. بنابراین، در چهارچوب این مدل علاوه بر آنکه برای تابع احتمال $G(f)$ یا $A(x)$ می‌توان توزیع‌های مختلفی لحاظ کرد؛ از جمله می‌توان توزیعی در نظر گرفت که با توزیع تغییر قیمت‌های مشاهده شده در سطح خرد انطباق داشته باشد.

دیگر ویژگی مطلوب این مدل آن است که به راحتی برای سطح عمومی قیمت‌ها تجمیع می‌شود. برای این منظور اگر $f_t(x)$ را یک برش مقطعی در زمان t از توزیع شکاف قیمتی یک لحظه قبل از هر تعدیل قیمتی در نظر گرفته شود، تورم کل با استفاده از رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود.

$$\pi_t = -\int x A_t(x) f_t(x) dx \qquad (۱۱)$$

آگاهی داشتن از شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها یک معیار جایگزین مناسب برای میزان اثرپذیری سیاست پولی است. بنابراین، با تعریف $FI = \frac{\partial \pi_t}{\partial \Delta m_t}$ به عنوان شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها، می‌توان معیاری به دست آورد که واکنش سطح عمومی قیمت‌ها به یک تکانه اسمی را اندازه‌گیری کند. مطابق با ادبیات رایج در این زمینه (Nakamura, E., & Steinsson, J., 2010 ،Woodford, M., & Walsh, C. E., 2011 و Vavra, 2014)، اگر لگاریتم تقاضای اسمی از یک فرآیند گام تصادفی پیروی کند، شاخص انعطاف‌پذیری یک معیار خلاصه شده از غیرخنثی بودن پول است که مقدار زیاد این شاخص نشان‌دهنده انعطاف‌پذیری بیشتر قیمت‌ها و واکنش کمتر تولید به تکانه پولی است. کابالرو و انگل (۲۰۰۷) نشان می‌دهند که شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها در چهارچوب مدل Ss تعمیم یافته به صورت رابطه (۱۲) است.

$$FI = \lim_{\Delta m_t} \frac{\partial \pi_t}{\partial \Delta m_t} = \int A_t(x)\, f_t(x) dx + \int x A_t'(x) f_t\,(x) dx \qquad (۱۲)$$

شاخص انعطاف‌پذیری در رابطه (۱۲) به دو بخش قابل تفکیک است؛ بخش اول آن بخشی از تغییرات تورم است که معمولا به صورت شدید و یکباره رخ می‌دهد و حتی در

غیاب تکانه پولی نیز رخ می‌دهد. این بخش هم در مدل Ss و هم در مدل کالوو حضور دارد. بخش دوم آن تنها مختص مدل‌های وابسته به وضعیت است. این بخش از تورم به بنگاه‌هایی مربوط می‌شود که تصمیم‌گیری آن‌ها درخصوص تعدیل قیمت وابسته به تکانه پولی است. البته بخش دوم تورم در رابطه (۱۲) هم شامل بنگاه‌هایی می‌شود که در واکنش به تکانه پولی قیمت خود را تغییر داده‌اند و هم بنگاه‌هایی که با وجود توجه به تکانه پولی به دلیل اصطکاک‌های موجود تصمیم گرفته‌اند قیمت خود را تغییر ندهند. بخش دوم تورم تنها در مدل Ss حضور دارد و در مدل کالوو این بخش صفر است چون $A'_t(x)$ برابر با صفر است.

هرکدام از این دو بخش چه زمانی اهمیت بیشتری دارند؟ با توجه به خصوصیات بخش اول تغییرات تورم در رابطه (۱۲)، این بخش برابر است با فراوانی تعدیل قیمت‌ها. هر چقدر بنگاه‌های بیشتری قیمت‌های خود را در غیاب تکانه کلان تعدیل کنند، واکنش سطح عمومی قیمت‌ها هنگام وقوع تکانه کلان از این طریق بیشتر خواهد بود. بخش دوم تغییرات تورم در رابطه (۱۲) زمانی افزایش می‌یابد که تعداد بنگاه‌هایی که نزدیک حاشیه تعدیل قیمت قرار گرفته‌اند، بیشتر باشند (بنگاه‌هایی با $A'_t(x)$ بالا). همچنین این بخش در حالتی هم که انحراف قیمت جاری بنگاه‌ها از قیمت بهینه آن زیاد باشد، تشدید می‌شود. به عبارت دیگر، اگر اختلاف بین قیمت جاری و قیمت بهینه بنگاه زیاد باشد، آنگاه بنگاه‌های آماده برای تغییر قیمت، اثر بیشتری بر سطح عمومی قیمت‌ها خواهند داشت.

رابطه (۱۲) نشان می‌دهد اگر تابع خطر ($A_t(x)$) و توزیع احتمال شکاف قیمت ($f_t(x)$) معلوم باشد به راحتی شاخص انعطاف‌پذیری در هر لحظه از زمان قابل تخمین خواهد بود. این در حالی است که هر دوی این توابع غیرقابل مشاهده هستند. با این وجود، می‌توان با در نظر گرفتن یک ساختار حداقلی و همچنین داده‌های مشاهده شده از تغییرات قیمت‌ها طی زمان این هدف را محقق کرد.

حاصلضرب $A_t(x)$ در $f_t(x)$، شکاف‌های قیمتی مشاهده نشده با اندازه x را با تابع توزیع تغییرات قیمت مشاهده شده به اندازه x را مرتبط می‌کند. با توجه به مشخصات قابل انتظار برای تابع خطر که باید نسبت به قدرمطلق اندازه انحراف قیمت جاری با قیمت بهینه صعودی باشد، یک تابع درجه ۲ برای آن به صورت رابطه (۱۳) در نظر گرفته می‌شود (Berger, D., & Vavra, J., 2018).

$$A_t(x) = \min(a_t + b_t x^2, 1) \qquad (۱۳)$$

در نظر گرفتن چنین شکلی برای تابع خطر علاوه بر آنکه مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به وضعیت را بیان می‌کند، مدل کالوو را نیز شامل می‌شود.

برگر و وارا (۲۰۱۸) برای $f_t(x)$ توزیع پیرسون[1] نوع هفتم را انتخاب می‌کنند، چون خصوصیات این توزیع به گونه‌ای است که ۴ پارامتر آن؛ یعنی میانگین، واریانس، چولگی و کشیدگی کاملا غیرمقید بوده و بدون وابستگی این پارامترها به یکدیگر قابل برآورد هستند. البته برگر و واورا (۲۰۱۸) در ادامه مطالعه خود نشان می‌دهند که با استفاده از ترکیب دو تابع نرمال به جای توزیع پیرسون، نتایج به دست آمده تغییر چندانی نمی‌کند. همچنین گوونن و همکاران[2] (۲۰۱۴) با استفاده از ترکیبی از توزیع‌های نرمال برای $f_t(x)$ به نتایج مشابهی با برگر و واورا دست می‌یابند. در این مطالعه برای $f_t(x)$ ترکیبی از دو توزیع نرمال در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، با آگاهی داشتن از ۵ پارامتر برای تابع $f_t(x)$ (شامل دو میانگین و دو واریانس برای هریک از توریع‌های نرمال و یک وزن برای ترکیب وزنی دو توزیع نرمال) و دو پارامتر برای تابع خطر تعدیل قیمت با استفاده از رابطه (۱۲) می‌توان واکنش تغییرات تورم را به تکانه‌های پولی در هر لحظه از زمان را محاسبه کرد.

به منظور برآورد پارامترهای تابع $f_t(x)$ و $A_t(x)$ از خصوصیات آماری داده‌های مشاهده شده از جمله فراوانی تغییرات قیمت و ویژگی‌های توزیع مشاهده شده تغییرات قیمت از جمله میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی استفاده می‌شود به گونه‌ای که فراوانی و سایر ویژگی‌های آماری شبیه‌سازی شده از توابع مزبور دارای بهترین برازش با ویژگی‌های آماری مشاهده شده داشته باشد. همان‌گونه که پیشتر توضیح داده شده بخش اول رابطه (۱۲) ($\int A_t(x)\, f_t(x)dx$) نشان‌دهنده فراوانی تغییرات قیمت و سایر گشتاورها از تابع $f_t(x)$ قابل شبیه‌سازی است. بنابراین، مساله بهینه‌سازی به صورت رابطه (۱۴) قابل بیان است.

$$\min \sum_{i=1}^{5} \left(m_{it}^{sim} - m_{it}^{data}\right)^2, for\ t = 1{:}T \quad m_1 = frequency, m_2 = mean, m_3 = standard\ deviation, m_4 = skewness, m_5 = kurtosis \tag{۱۴}$$

1. Pearson Distribution
2. Guvenen, F., et al.

در مساله بهینه‌سازی رابطه (۱۴)، m^{sim} گشتاورهای شبیه‌سازی شده از با استفاده از توابع $f_t(x)$ و A_t شامل فراوانی، میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی و m^{data} گشتاورهای مزبور است که از داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده برآورد می‌شود. مساله بهینه‌سازی باید در هر دوره حل شود؛ بنابراین، تعداد $5 \times t$ پارامتر برآورد می‌شود[1]. پس از برآوردهای پارامترهای بیان شده و با استفاده از رابطه (۱۲) شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و یا به عبارت دیگر، شاخصی جهت برآورد میزان واکنش تغییرات تورم به تکانه‌های پولی در هر لحظه از زمان برآورد می‌شود.

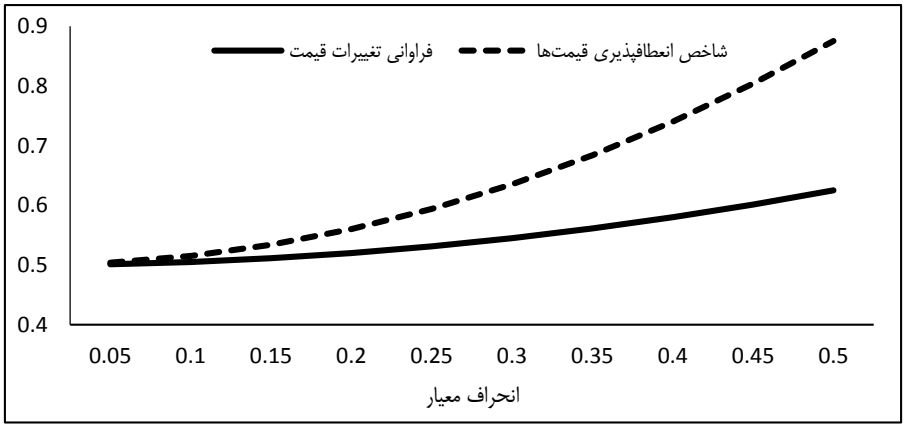
تغییر پارامترهای $A_t(x)$ و $f_t(x)$ چگونه توزیع تغییر قیمت‌ها و انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد؟ با در نظر گرفتن رابطه (۱۲) و استفاده از یک مجموعه پارامتر برای توابع فوق می‌توان با تغییر دادن پارامتر انحراف معیار میزان تغییرات فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را مشاهده کرد.

شکل (۳) چگونگی تغییر فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را با افزایش انحراف معیار تابع $f_t(x)$ نشان می‌دهد. همانطور که در این شکل به وضوح دیده می‌شود، فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها با افزایش انحراف معیار تغییرات قیمت افزایش می‌یابد. قسمت مهم آن، این است که این اثرپذیری به صورت غیرخطی است و علاوه بر آن، اثر انحراف معیار تغییرات قیمت‌ها بر شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها در مقایسه با فراوانی تغییرات قیمت بسیار محدب‌تر است. منطق پشت این یافته آن است که افزایش انحراف معیار توزیع شکاف قیمتی به این معنا است که چگالی مربوط به شکاف‌های قیمتی بالا بیشتر بوده و بنابراین احتمال بالاتری برای تعدیل قیمت وجود دارد. به طور مشابه می‌توان نشان داد که رابطه معکوسی بین کشیدگی و فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها وجود دارد؛ کشیدگی بالا به این معنا است که توزیع شکاف قیمتی نسبت به توزیع نرمال دارای دم‌های پهن‌تری است. به عبارت دیگر، اکثر شکاف‌های قیمتی حول میانگین تمرکز دارد و بنابراین، انتظار می‌رود غالب شکاف‌های مزبور از حد آستانه تعدیل قیمت کمتر باشند.

---

۱. مساله بهینه‌سازی مورد اشاره با استفاده از نرم‌افزار متلب (MATLAB) در طول دوره مربوط به داده‌های شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده حل شده است. در صورت نیاز با مکاتبه با نویسندگان این مقاله، کدهای مربوطه قابل ارائه است.

شکل ۳. تاثیر پارامتر انحراف معیار تابع $f_t(x)$ بر فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها



– این شکل نحوه تغییرات فراوانی تغییرات قیمت و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را برحسب تغییرات انحراف معیار توزیع تغییرات قیمت نشان می‌دهد. برای این منظور، ٤ پارامتر مورد نظر در رابطه (۱۲) ثابت در نظر گرفته شده و با تغییر پارامتر انحراف معیار از ۰/۰۵ تا ۰/۵ دو شاخص مزبور شبیه‌سازی شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. پایه‌های آماری

داده‌های مورد استفاده در این مقاله اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده با تواتر ماهانه و همچنین تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) با تواتر فصلی است. منبع جمع‌آوری همه داده‌های مورد اشاره بانک مرکزی است. با توجه به محدودیت‌های موجود درخصوص دسترسی به داده‌های اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمتی دوره مورد بررسی در این مطالعه برای اقلام شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴ برای اقلام شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹۶:۱ و برای تولید ناخالص داخلی از ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۶:۱ است.[1] با توجه به تغییر سال پایه درخصوص شاخص‌های قیمتی و تغییر سبد تشکیل‌دهنده آن‌ها، لازم است به منظور داشتن سری زمانی از هریک از اقلام

۱. در خصوص داده‌های مورد استفاده، اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده برای بانک مرکزی محرمانه بوده و این آمار هیچ‌گاه به صورت عمومی منتشر نشده است. در این مطالعه داده‌های مزبور تنها با اهداف پژوهشی دریافت شده و پس از ممنوعیت بانک مرکزی درخصوص اعلام ارقام مربوط به تورم‌های شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده از آبان ۱۳۹۷ متاسفانه امکان به روزرسانی داده‌های مزبور وجود ندارد. هرچند طول دوره مورد بررسی جهت دستیابی به نتایج مورد هدف در این مطالعه کافی است.

تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمتی، لازم است کالاها و خدماتی که در طول این سال‌ها مشترک بوده‌اند، شناسایی شوند. با انجام این کار تعداد اقلام مشترک در شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب به ۵۶۹ و ۲۱۷ قلم کالا و خدمت تقلیل پیدا می‌کند که این اقلام در حدود ۸۰ درصد از شاخص‌های قیمتی را در سال پایه ۱۳۹۰ پوشش می‌دهند.

قبل از تخمین پارامترهای مدل، داده‌های مورد استفاده در دو مرحله آماده‌سازی می‌شوند. از آنجا که سری‌های زمانی مربوط به متغیرهای اقتصادی از اجزای روند، چرخه (سیکل) و اثرات فصلی تشکیل شده‌اند باید برای تشخیص صحیح رابطه بین متغیرها، جزء فصلی آن‌ها حذف شود؛ به همین منظور در مرحله اول با استفاده از فیلتر X12-ARIMA که توسط اداره آمار آمریکا معرفی شده است، اثرات فصلی اقلام شاخص قیمت‌ها و تولید ناخالص داخلی را حذف می‌کنیم؛ این فیلتر با تخمین یک مدل ARIMA و شناسایی اثرات فصلی مشاهده شده در سری زمانی و انجام آزمون آماری (F-test) مبنی بر وجود اثرات فصلی، جزء فصلی مربوط به سری زمانی را حذف می‌کند. در مرحله دوم از داده‌های زیر اجزای شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی و شاخص قیمت تولیدکننده در مرحله قبل لگاریتم طبیعی و سپس تفاضل گرفته تا تورم ماهانه زیر اجزای قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده محاسبه شود. در مورد داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی نیز بعد از لگاریتم‌گیری طبیعی تفاضل گرفته می‌شود تا رشد فصلی تولید ناخالص داخلی به دست آید.

٦. برآورد مدل و تحلیل نتایج

در مطالعه حاضر به منظور برآورد پارامترهای مربوط به مدل Ss و در نهایت تخمین شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها از گشتاورهای بالاتر توزیع تغییرات قیمت (چولگی و کشیدگی) استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که توزیع تغییرات قیمت‌ها برای هر دو شاخص قیمتی تولیدکننده و مصرف‌کننده در طول زمان به طور معناداری تغییر می‌کند؛ بنابراین، انتظار می‌رود شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها نیز در طول زمان دارای نوسان باشد.

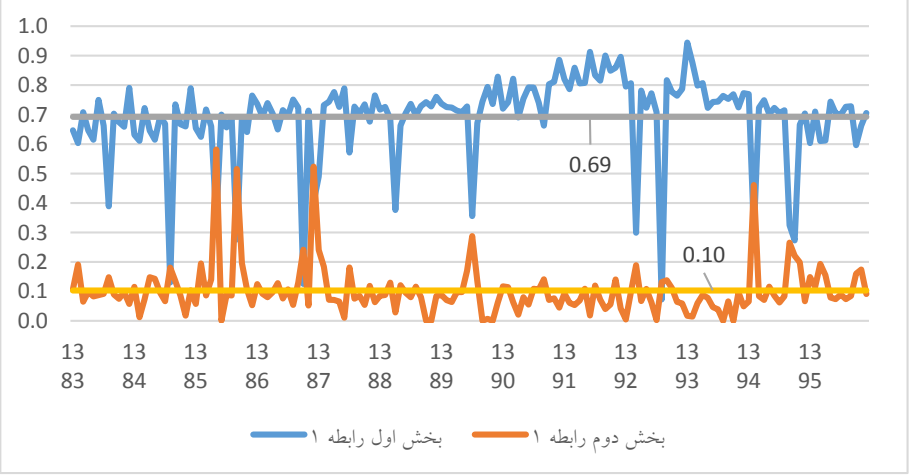
شکل (۴) نتایج برآورد رابطه (۱۲) را برای شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در طول زمان نشان می‌دهد. همانگونه که مشاهده می‌شود فراوانی تغییر قیمت‌ها در طول زمان برای دو شاخص قیمتی دارای نوسانات زیادی است. همچنین بخش اول رابطه (۱۲) که همان فراوانی تعدیل قیمت‌ها است به طور معناداری از بخش دوم آن برای هر دو شاخص قیمتی بزرگ‌تر است. علاوه بر آن، فراوانی تعدیل قیمت برای شاخص قیمت مصرف‌کننده اندکی

از فراوانی تعدیل قیمت برای شاخص قیمت تولیدکننده بزرگ‌تر است؛ میانگین فراوانی تعدیل قیمت برای شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب ۰/۷۳ و ۰/۶۹ است.

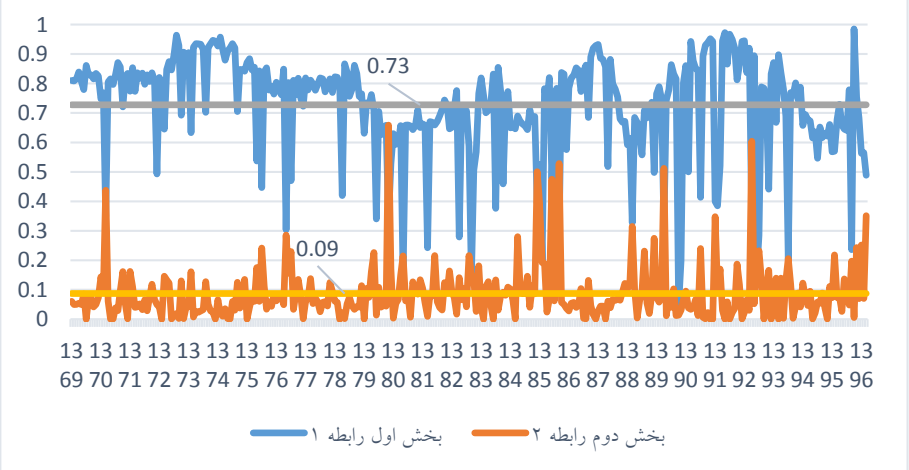
همانگونه که در بخش دوم مقاله اشاره شد، حاصل‌جمع بخش اول و دوم رابطه (۱۲) نشان‌دهنده شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها است؛ میانگین این شاخص برای شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب معادل با ۰/۷۹ و ۰/۸۲ برآورد شده است.

شکل ٤. شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در طول زمان

الف. شاخص قیمت تولیدکننده



ب. شاخص قیمت مصرف‌کننده



ماخذ: یافته‌های پژوهش

هدف اصلی از برآورد شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها، اندازه‌گیری میزان اثرگذاری سیاست پولی بر تولید اقتصاد است. ارقام بالای برآورد شده برای این شاخص – برای دو شاخص قیمتی– گویای این واقعیت است که سیاست پولی در اقتصاد ایران دارای اثرات محدودی بر تولید کل است و سهم عمده‌ای از تغییرات پول (پایه پولی یا نقدینگی) به تغییرات قیمت یا تورم منجر می‌شود. با این وجود، آگاهی داشتن از میزان اثرگذاری سیاست پولی در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی جهت ثبات بخشی از اقتصاد دارای اهمیت بیشتری است.

جدول (۳) مشخصات آماری توزیع شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در طول زمان نشان می‌دهد. نتایج این جدول نشان می‌دهد که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها برای هر دو شاخص قیمتی بعد از فیلتر نیز در طول زمان دارای تغییرات است؛ شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در طول زمان حدود ۱۵ درصد حول میانگین خود نوسان داشته است. همچنین این شاخص در سطح قیمت‌های مصرف‌کننده در مقایسه با قیمت‌های تولیدکننده دارای نوسان بیشتری در طول زمان است.

جدول ۳. مشخصات آماری شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها

	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
فیلتر باکستر کینگ				
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۸۱	۰/۱۳	−۰/۸۱	۱/۸۹
شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۷۹	۰/۱۰	−۰/۱۷	۱/۱۵
فیلتر هودریک و پرسکات و میانگین متحرک				
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۸۱	۰/۱۸	−۱/٤۷	٤/٤٤
شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۸۰	۰/۱٤	−۱/۱٤	۲/۰۵

– این جدول ضریب مشخصات آماری شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده که با استفاده از رابطه (۱۲) برآورد شده‌اند نشان می‌دهد. قبل از محاسبه مشخصات آماری، سری زمانی مربوط به شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به دو روش فیلتر باکستر و کینگ (با پارامترهای ٦ و ۳۲) و فیلتر هودریک و پرسکات (با پارامتر ۱٦۰۰) فیلتر شده‌اند. داده‌های مورد استفاده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳٦۹:۱ تا ۱۳۹٦:٤ و برای شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹٦:۱ است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۴) نتیجه مهم‌تری درخصوص تغییرات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در طول زمان نشان می‌دهد. ردیف اول جدول (۴) ضریب همبستگی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها

را بعد از فیلترهای روندزدایی با رشد اقتصادی بدون نفت نشان می‌دهد. همانگونه که مشخص است، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به طور معنادار، ویژگی ضدچرخه‌ای دارد. به عبارت دیگر، شاخص انعطاف‌پذیری برآورد شده در این مطالعه بالاتر است وقتی که رشد اقتصادی در سطوح پایین‌تری قرار دارد. این بدان مفهوم است که در دوره‌ای که رشد اقتصادی پایین است -یا اقتصاد در رکود به سر می‌برد- اعمال سیاست پولی انبساطی تولید اسمی را در مقایسه با تولید حقیقی بیشتر افزایش می‌دهد و برعکس در دوره رونق اقتصادی، اجرای سیاست پولی تولید حقیقی را به مراتب بیشتر از دوره‌های رکود اقتصادی متاثر می‌کند. نتیجه کلی این است که سیاست پولی در دوره‌های رکود اقتصادی به منظور برون‌رفت از وضعیت رکود دارای کارایی و اثرگذاری کمتری در مقایسه با دوره‌های رونق اقتصادی است.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با تعریف دو رژیم رونق و رکود نشان می‌دهند که اثرات سیاست پولی و اعتباردهی در این دو رژیم دارای اثرات نامتقارن است. بیات و جبل‌عاملی (۱۳۹۸) نیز با تحلیل رگرسیون به نتایج مشابهی دست یافته‌اند که رفتار قیمت‌گذاری در ایران تابع شرایط اقتصادی از جمله رشد اقتصادی است.

ستون‌های سوم و چهارم جدول (۴) تحلیل رگرسیون تغییرات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی نشان می‌دهد که نتایج آن با نتایج به دست آمده با تحلیل ضریب همبستگی کاملا مشابه و همراستا است.

به منظور بررسی بیشتر پویایی‌های شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و توضیح رفتار این شاخص در برابر دوره‌های رونق و رکود، لختی (اینرسی یا سکون) شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها نیز دارای اهمیت است. لختی، تطبیق آهسته یک متغیر اقتصادی نسبت به تغییرات وضعیت اقتصاد است که می‌تواند به علت چسبندگی اطلاعات رخ دهد. یکی از روش‌های رایج برای برآورد لختی یک متغیر اقتصادی استفاده از مدل خودرگرسیون است (Moreira et al., 2018). نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون نشان می‌دهد که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها برای دو شاخص قیمتی تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب برابر با

۰/۸۸ و ۰/۸۳ است[۱]. بالا بودن لختی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به این مفهوم است که در دوره‌های رکود اقتصادی که درجه چسبندگی قیمت‌ها افزایش یافته است. در دوره‌های بعدی نیز این شاخص کماکان بالا بوده است و بنابراین، وقفه اثرگذاری سیاست پولی را بر تولید کاهش می‌دهد.

جدول ٤. چرخه‌های تجاری و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها

تحلیل رگرسیون			
	ضریب همبستگی	عرض از مبدا	ضریب نرخ رشد
فیلتر باکستر کینگ			
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۱۳**	-۰/۰۰۲*	-۰/۱۲**
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۱۵**	-۰/۰۰٤*	-۰/۱۷**
فیلتر هودریک و پرسکات و میانگین متحرک			
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۱٤**	-۰/۰۰۳*	-۰/۱۸**
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۱۹**	-۰/۰۰۱*	-۰/۲۳**

- این جدول ضریب همبستگی و تحلیل رگرسیون شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده که با استفاده از رابطه (۱۲) برآورد شده‌اند با رشد اقتصادی بدون نفت نشان می‌دهد. قبل از محاسبه مشخصات آماری، سری زمانی مربوط به شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به دو روش فیلتر باکستر و کینگ (با پارامترهای ٦ و ۳۲) و فیلتر هودریک و پرسکات (با پارامتر ١٦٠٠) روندزدایی شده‌اند. داده‌های مورد استفاده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳٦۹:۱ تا ۱۳۹٦:٤، برای شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹٦:۱ و برای تولید ناخالص داخلی بدون نفت از ۱۳۹٦:۱ تا ۱۳۹٦:۱ است.

- * و ** به ترتیب سطح معناداری را در ۱۰ و ۵ درصد نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در بخش مدل توضیح داده شد، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها از دو بخش تشکیل شده است؛ بخش اول آن که همان فراوانی تغییرات قیمت است، پاسخ بنگاه‌هایی را به تکانه‌های پولی نشان می‌دهد که می‌توانند قیمت‌های خود را مستقل از اندازه تکانه پولی تعدیل کنند. بخش دوم آن نیز نشان‌دهنده اثرات اضافه تورم است که از تغییر در ترکیب بنگاه‌های تعدیل‌کننده قیمت ناشی می‌شود. در مدل کالوو A' برابر با صفر است؛ بنابراین، تنها بخش اول شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها که همان فراوانی تغییرات قیمت است، وجود

۱. به منظور برآورد لختی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها از حاصل جمع ضرایب برآورد شده مدل خودرگرسیون استفاده شده که وقفه بهینه براساس معیار آکائیک انتخاب شده است.

دارد. برآوردهای این مطالعه نشان می‌دهد که بخش دوم تشکیل‌دهنده شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها نیز وجود دارد و مخالف صفر است. بنابراین، مدل کالوو چندان با یافته‌های نتایج این مطالعه سازگاری ندارد. کرمی خرم‌آبادی و همکاران (۱۳۹۹) و کرمی و همتی (۱۳۹۴) نشان می‌دهند که ناهمگنی نحوه واکنش قیمت‌ها به تکانه‌های ویژه و کلان با مدل کالوو سازگار نیست.

جدول (۵) ضریب همبستگی بین بخش اول و دوم شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و تجزیه واریانس این شاخص را نشان می‌دهد. همانگونه که مشاهده می‌شود ضریب همبستگی بین بخش اول و دوم منفی است. علاوه بر آن، در مدل کالوو سهم توضیح‌دهندگی فراوانی تغییرات قیمت از نوسانات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها برابر ۱ (صددرصد) است. این در حالی است که نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که فراوانی تغییرات قیمت برای شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده به ترتیب حدود ۵۵ و ۳۷ درصد از نوسانات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را توضیح می‌دهد.

جدول ۵. ضریب همبستگی و سهم توضیح دهندگی بخش‌های اول دوم شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها

	$corr(IM, EM)$	$\frac{Var(IM)}{Var(F)}$	$\frac{Var(IM) + 2Cov(IM, EM)}{Var(F)}$
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۵۷	۱/۴۸	۰/۵۵
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۶۵	۱/۷۳	۰/۳۷

– این جدول ضریب همبستگی بین دو بخش برآورد شده از رابطه (۱۲) را نشان می‌دهد. همچنین این جدول سهم توضیح‌دهندگی فراوانی تعدیل قیمت‌ها را از نوسانات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه در ابتدا نشان داده شد که توزیع تجربی مشاهده شده از تغییرات قیمت در سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده در طول زمان به طور معناداری تغییر می‌کند. از آنجا که انعطاف‌پذیری قیمت‌ها (یا به طور مشابه میزان چسبندگی قیمت‌ها) با اثرگذاری سیاست پولی ارتباط تنگاتنگی دارد، متغیر بودن توزیع تغییرات قیمت در طول زمان گویای این واقعیت است که اثرگذاری سیاست پولی نیز در طول زمان باید متغیر باشد. به همین منظور با استفاده از مدل ساختاری Ss و تخمین پارامترهای مربوط به آن با استفاده از واقعیت‌های مشاهده

شده از توزیع تغییرات اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها که نحوه واکنش قیمت‌ها به تکانه سیاست پولی را نشان می‌دهد، استخراج شد.

نتایج مربوط به تحلیل ضریب همبستگی و رگرسیون نشان داد که ارتباط معناداری بین شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و چرخه‌های تجاری وجود دارد؛ به گونه‌ای که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به صورت ضدچرخه‌ای عمل می‌کند؛ به این معنا که در دوره‌های رکود اقتصادی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها افزایش یافته و بنابراین، اثرگذاری سیاست پولی بر تولید حقیقی کاهش می‌یابد و برعکس در دوره‌های رونق اقتصادی اثرگذاری سیاست پولی جهت رونق بیشتر به اقتصاد و یا برقراری ثبات اقتصادی افزایش می‌یابد.

به طور کلی می‌توان چنین نتیجه گرفت که در دوره‌های رکود اقتصادی با توجه به افزایش تعدیل قیمت‌ها اثرگذاری سیاست پولی جهت خروج اقتصاد از رکود حادث شده، کاهش می‌یابد، اما در دوره‌های رونق اقتصادی سیاست پولی می‌تواند در جهت افزایش بیشتر رشد اقتصادی موثرتر واقع شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

از اساتید محترم راهنما و مشاور که همواره با سعه صدر و گشاده‌رویی هدایت این مقاله را پذیرفتند، تشکر و قدردانی می‌نمایم.

ORCID

Hooman Karami Khoramabadi https://orcid.org/0000-0001-6192-4643
Alireza Erfani https://orcid.org/0000-0003-1493-216X
Hosein Tavakolian https://orcid.org/0000-0002-7513-6282

منابع

بیات، سعید و مدنی‌زاده، سید علی. (۱۳۹۸). واکنش شاخص‌های رفتار قیمت‌گذاری به نرخ تورم: کاربردی از اطلاعات خرد قیمتی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۹۰(۲۷)، ۷-۵۶.

بیات، سعید و جبل‌عاملی، پویا. (۱۳۹۸). الزامات سیاست‌گذاری تحت شرایط مختلف اقتصاد کلان: کاربردی از داده‌های خرد قیمتی. *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۳۹(۱۲)، ۱-۲۲.

جعفری صمیمی، احمد، احسانی، محمد علی، طهرانچیان، امیرمنصور و غلامی، زینب. (۱۳۹۶). تأثیر نامتقارن سیاست پولی و اعتبارات بانکی بر چرخه های تجاری در ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۲(۲)، ۹-۳۳. doi: 10.22075/jem.2018.2877

ساعدی، معصومه (۱۳۹۸). چسبندگی قیمت‌ها و عوامل مؤثر بر آن: شواهدی از اقتصاد ایران. رساله کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه صنعتی شریف.

کرمی خرمابادی، هومن، عرفانی، علیرضا و توکلیان، حسین. (۱۳۹۹). بررسی مدل چسبندگی قیمت سازگار با اقتصاد ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹(۳۳)، ۱-۲۹. doi: 10.22084/aes.2019.17976.2786

کرمی، هومن و همتی، مریم. (۱۳۹۴). ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری در سطح خرده‌فروشی: رویکرد مدل عامل پویای بیزی. *پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۵)، ۱۲۹-۱۵۷.

References

Alvarez, F., & Lippi, F. (2014). Price setting with menu cost for multiproduct firms. *Econometrica*, *82*(1), 89-135.

Barro, R. J. (2013). Inflation and economic growth. *Annals of Economics & Finance*, *14*(1).

Bayat S., Madanizadeh A. (2019). The threshold reaction of price setting behavior indexes to inflation rate changes: An application of price micro information to understand the changes of price rigidity degree. *Quarterly Journal of Economic Policies and Research, 27 (90)*, 7-56. [In Persian]

Bayat, S., Jabal Ameli, P. (2019). Policy requirements under different macroeconomic conditions: An application of micro CPI data**.** ***J****ournal of Monetary and Banking Research, 12(39)*, 22-1. [In Persian]

Berger, D., & Vavra, J. (2018). Dynamics of the US price distribution. *European Economic Review*, *103*, 60-82.

Bils, M., & Klenow, P. J. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of political economy*, *112*(5), 947-985.

Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., & Terry, S. J. (2018). Really uncertain business cycles. *Econometrica*, *86*(3), 1031-1065.

Caballero, R. J., & Engel, E. (2006). Price stickiness in Ss models: basic properties. *unpublished, MIT, October*.

Caplin, A. S., & Spulber, D. F. (1987). Menu costs and the neutrality of money. *The Quarterly Journal of Economics*, *102*(4), 703-725.

Cavallo, A. (2018). Scraped data and sticky prices. *Review of Economics and Statistics*, *100*(1), 105-119.

Dhyne, E., Alvarez, L. J., Le Bihan, H., Veronese, G., Dias, D., Hoffmann, J., ... & Vilmunen, J. (2006). Price changes in the euro area and the United States: Some facts from individual consumer price data. *Journal of Economic Perspectives*, *20*(2), 171-192.

Golosov, M., & Lucas Jr, R. E. (2007). Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, *115*(2), 171-199.

Guvenen, F., Ozkan, S., & Song, J. (2014). The nature of countercyclical income risk. *Journal of Political Economy*, *122*(3), 621-660.

Hall, R., Feldstein, M., Frankel, J., Gordon, R., Romer, C., Romer, D., & Zarnowitz, V. (2003). The NBER's Business-Cycle Dating Procedure. *Business Cycle Dating Committee, National Bureau of Economic Research*.

Hemmaty, M., & Bayat, S. (2013). Price setting in Iran: Some stylized facts from CPI micro data. *Journal of Money and Economy*, *8*(1), 75-108.

Jafari Samimi, A., Ehsani, M., tehranchian, A., Gholami, Z. (2017). The asymmetric impact of monetary policy and banking credits on business cycles in Iran: A threshold VAR approach. *Journal of Econometric Modelling*, 2(2), 9-33. doi: 10.22075/jem.2018.2877. [In Persian]

Karami Khoramabadi, H., erfani, A., Tavakoliyan, H. (2020). The investigation of price setting models compatible with the economy of Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(33), 1-29. doi: 10.22084/aes.2019.17976.2786. [In Persian]

Karami, H., Hematy, M. (2016). Evaluation of price setting models at retail level: Bayesian dynamic factor model approach. *Iranian Journal of Economic Research, 20(65)*, 129-157. [In Persian]

Kehoe, P., & Midrigan, V. (2015). Prices are sticky after all. *Journal of Monetary Economics*, *75*, 35-53.

Midrigan, V. (2010). Is firm pricing state or time dependent? Evidence from US manufacturing. *The Review of Economics and Statistics*, *92*(3), 643-656.

Moreira, R. R., Monte, E. Z., & Abdala, A. (2018). Inflation targeting and inflation deviation inertia: a study for Brazil based on the fractional integration approach. *Journal of Applied Economics*, *21*(1), 67-83.

Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008). Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models. *The Quarterly Journal of Economics*, *123*(4), 1415-1464.

Nakamura, E., & Steinsson, J. (2010). Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model. *The Quarterly journal of Economics*, *125*(3), 961-1013.

Petrella, I., Santoro, E., & de la Porte Simonsen, L. (2018). Time-varying price flexibility and inflation dynamics. *Discussion Paper 13027, CEPR.*

Saedi, M. (2019). Price stickiness and the factors affecting it: Evidence from the Iranian economy. Master thesis, Faculty of economics and management, Sharif nniversity of technology. [In Persian]

Vavra, J. (2014). Inflation dynamics and time-varying volatility: New evidence and a ss interpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, *129*(1), 215-258.

Woodford, M., & Walsh, C. E. (2005). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. *Macroeconomic Dynamics*, *9*(3), 462-468.

استناد به این مقاله: کرمی خرم‌آبادی، هومن، عرفانی، علیرضا، توکلیان، حسین. (۱۴۰۱). کارایی سیاست پولی در دوران رکود و رونق اقتصادی با استفاده از داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۴۵-۷۵.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.