Pricing Behavior Indicators and the Factors Affecting It: Evidence from Refah Stores' Price Microdata

Seyed Ali Madanizadeh[1] | madanizadeh@sharif.edu
Masoumeh Saedi[2]

Received: 06/02/2021 | Accepted: 06/06/2021

Abstract Price stickiness, measured by indicators like frequency and duration of price changes, determines the short-term real effects of monetary policy in the economy. Discovering the factors affecting price adjustment allows the monetary policymaker to predict the changes in pricing behavior by monitoring the changes of these influential factors. Employing microdata of 84 million monthly price observations from the Refah chain stores in Iran shows that on average, goods' prices did not last more than 2.52 months and the price of at least 47.34 percent of examined goods changed every month, meaning that the price stickiness is pretty weak in Iran's economy and there is a little room for the monetary authority to influence the real economy. Moreover, as regards the factors affecting the price-setting behaviors, the results show that the frequency of price changes has a positive threshold correlation with the inflation rate; As the inflation crosses 18%, the intensity of this positive effect decreases. It is important to note that inflation is not the only factor explaining the pricing behavior, but the growth rate of liquidity, GDP and exchange rate also have significant positive effects on the frequency and magnitude of price changes.

Keywords: Pricing Behavior, Price Stickiness, Frequency of Price Changes, Magnitude of Price Changes, Duration of Price Changes.

JEL Classification: E30, E31, E5.

1. Assistant Professor, Faculty of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran (Corresponding Author).
2. M.A. in Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.

The Journal of PLANNING & BUDGETING
Vol. 26 | No. 1 | Spring 2021 | PP 69-113
doi 10.52547/jpbud.26.1.69 | ISSN: 2251-9092

شاخص‌های رفتار قیمتگذاری و عوامل موثر بر آن: شواهدی از داده‌های خرد قیمتی کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه رفاه

سیدعلی مدنی‌زاده | madanizadeh@sharif.edu

استادیار اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

معصومه ساعدی

کارشناسی ارشد اقتصاد، از دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۱۸ | پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۱۶

چکیده: چسبندگی قیمت‌ها که با شاخص‌هایی همچون بسامد تغییرات قیمت و دورهٔ ماندگاری قیمت‌ها اندازه‌گیری می‌شود، یکی از مولفه‌های تاثیرگذار بر نحوه مدیریت و کنترل نقش‌آفرینی سیاست‌های پولی در اقتصاد است. در واقع، می‌توان گفت چسبندگی قیمت‌ها از جهت ایجاد امکان بهبود متغیرهای حقیقی در کوتاه‌مدت به نفع سیاستگذاری پولی است. کشف عوامل موثر بر شاخص‌های رفتار قیمتگذاری نیز به سیاستگذار پولی این امکان را می‌دهد که بتواند از طریق رصد تحولات این عوامل تاثیرگذار، تغییرات شاخص‌های رفتار قیمتگذاری را تا حدودی پیش‌بینی کند. محاسبات صورت‌گرفته برای دوره زمانی ۱۷ ساله ـ از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ ـ با استفاده از ۸۴ میلیون داده خرد قیمتی کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه که وزن ۵۰ درصدی از سبد مصرفی خانوارها را شامل می‌شود، حاکی از آن است که قیمت کالاها به‌طور متوسط بیش از ۲/۵۲ ماه ماندگاری ندارد و در هر ماه به‌طور متوسط قیمت دست‌کم ۴۷/۳۴ درصد کالاهای مورد بررسی دستخوش تغییر شده است. این امر نشانگر کم بودن چسبندگی قیمت در ایران است. در راستای کشف عوامل موثر بر شاخص‌های رفتار قیمتگذاری، نتایج نشان می‌دهد که بسامد تغییرات قیمت با نرخ تورم (بر مبنای هر دو شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده) رابطهٔ مثبت آستانه‌ای دارد، به‌طوری که با عبور از نرخ تورم آستانه ۱۸ درصد، شدت این اثر مثبت کم‌تر می‌شود. همچنین، نرخ ارز روندزدایی‌شده با اندازه تغییر قیمت همبستگی مستقیم دارد. نکته قابل‌توجه آن‌که نرخ تورم به‌تنهایی عامل اصلی توضیح‌دهنده رفتار قیمتگذاری نیست، بلکه رشد نقدینگی، رشد تولید، و رشد نرخ ارز نیز اثرات مثبت قابل‌توجهی بر بسامد و اندازهٔ تغییرات قیمت دارند.

کلیدواژه‌ها: رفتار قیمتگذاری، چسبندگی قیمت، بسامد تغییرات قیمت، اندازه تغییرات قیمت، دوره ماندگاری قیمت.

طبقه‌بندی JEL: E5, E31, E30.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه

شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.26.1.69

سال بیست و ششم | شماره ۱ | بهار ۱۴۰۰ | ص ص ۱۱۳-۶۹

مقدمه

این پژوهش با استفاده از ۸۴ میلیون داده قیمتی ماهانه فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه برای دوره زمانی ۱۷ ساله ـ از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ - ابتدا شاخص‌های رفتار قیمتگذاری را محاسبه می‌کند و سپس میزان و نوع رابطه آن‌ها با نرخ تورم (خطی، درجه دوم یا آستانه‌ای) را شناسایی می‌نماید. به علاوه، پژوهش حاضر تاثیر یا عدم تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نقدینگی و نرخ ارز بر شاخص‌های رفتار قیمتگذاری و همچنین تاثیر این متغیرها را بر رابطه میان شاخص‌ها و نرخ تورم بررسی می‌کند.

چسبندگی یا همان انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها که با شاخص‌هایی همچون بسامد تغییرات قیمت[1]، اندازه تغییرات قیمت[2]، و دوره ماندگاری قیمت‌ها[3] تعیین می‌شود، یکی از مولفه‌های تاثیرگذار بر نحوه مدیریت و کنترل نقش‌آفرینی سیاست‌های پولی در اقتصاد است. در واقع، درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها میزان تاثیر پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد ازجمله تولید و بیکاری را در کوتاه‌مدت تعیین می‌کند. برای مثال، با فرض انعطاف‌پذیر بودن قیمت‌ها در صورتی که حجم پول افزایش یابد، طبق نظریه رفتار عقلایی، مردم به این واقعیت واقفند که نسبت دستمزدها و قیمت‌ها تغییری نکرده است. در نتیجهٔ این روند تمام نوسانات حجم پول روی قیمت تخلیه خواهد شد و افزایش حجم پول تاثیری بر هیچ متغیر حقیقی اقتصاد نخواهد داشت (Lucas, 1996; Sargent & Wallace, 1975; 1976). اما در عمل ممکن است به علت هزینه‌بر بودن پردازش اطلاعات و فرایند تغییر قیمت، قیمت‌ها انعطاف‌پذیری خود را تا حدودی از دست بدهند. در این صورت چسبندگی قیمت‌ها باعث به تاخیر افتادن تخلیه نوسانات حجم پول روی قیمت‌ها یا همان ایجاد تورم می‌شود و سیاستگذار پولی می‌تواند برای دستیابی به موفقیت‌های گذرا و کوتاه‌مدتی همچون کاهش بیکاری، بدون داشتن نگرانی از بالا رفتن تورم در آینده نزدیک، پایه پولی را افزایش دهد. از این‌رو، می‌توان گفت چسبندگی قیمت‌ها از جهت ایجاد امکان کاهش بیکاری یا افزایش تولید در کوتاه‌مدت به نفع سیاستگذاری پولی است.

مطالعاتی همچون گولوسوف و لوکاس[4] (۲۰۰۷)، میزان چسبندگی قیمت‌ها را بررسی می‌کنند تا به ملاحظات سیاستگذاران در خصوص توانایی‌های سیاست پولی برای دستیابی به اهداف کوتاه‌مدت در مورد بیکاری یا تولید بپردازند. به منظور استفاده از چسبندگی محاسبه‌شده قیمت‌ها در تحلیل

1. Frequency of Price Changes
2. Magnitude of Price Changes
3. Duration
4. Golosov & Lucas

میزان کارامدی سیاست‌های پولی، عوامل موثر بر چسبندگی قیمت‌ها نیز باید مورد بررسی قرار گیرند. بنابراین، علاوه بر محاسبهٔ میزان چسبندگی قیمت‌ها، شناسایی عوامل موثر بر آن نیز از اهمیت بالایی برخوردار است. این مهم در سال‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران این حوزه واقع شده است. ازجمله مهم‌ترین این عوامل می‌توان به نرخ تورم اشاره کرد، چرا که این متغیر برای آحاد اقتصادی قابل مشاهده و ملموس است و می‌تواند به‌طور مستقیم بر تصمیم‌های بنگاه‌های اقتصادی درباره تعدیل قیمت‌هایشان اثرگذار باشد. مطالعات سال‌های اخیر هر یک به‌گونه‌ای به تبیین چگونگی و شدت تاثیرپذیری بسامد و اندازه تغییر قیمت از نرخ تورم پرداخته و برخی از آن‌ها، بسامد و اندازه تغییرات قیمت را با نرخ تورم همبسته یافته‌اند (همتی و بیات ۱۳۹۱؛ و Bayat & Madanizadeh, 2019; Bayat & Jabal Ameli, 2019). در همین راستا، این پژوهش با استفاده از داده‌های خرد قیمتی فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه، ابتدا طبق روش گگنون[1] (۲۰۰۹)، بسامد و اندازه تغییرات قیمت را محاسبه می‌کند. سپس تحت مدل رگرسیونی پانل با اثرات ثابت، به بررسی چگونگی (خطی، درجه دوم یا آستانه‌ای) و شدت تاثیرپذیری شاخص‌های رفتار قیمتگذاری از نرخ تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده و سایر متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازد.

تفاوت اصلی پژوهش حاضر نسبت به مطالعات پیشین انجام‌شده در ایران را می‌توان در داده‌های مورد استفاده دانست. در این پژوهش از داده خرد فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه مشتمل بر ۸۴ میلیون مشاهده از قیمت ماهانه اجناس موجود در شعب سراسر کشور این فروشگاه، برای بازه زمانی ۱۷ ساله از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ استفاده شده است. این مجموعه داده‌ها طیف وسیعی از کالاها را که در شش گروه مواد غذایی و آشامیدنی، مواد غذایی تازه، بهداشتی و آرایشی، لوازم خانگی و صنعتی سبک، لوازم تحریر اداری فرهنگی، پوشاک و منسوجات طبقه‌بندی شده‌اند، شامل می‌شود.

محاسبات صورت‌گرفته نشان می‌دهد میانگین بسامد تغییرات قیمت کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه رفاه برابر با ۴۷/۳۴ درصد است. این بدان معناست که در هر ماه به‌طور متوسط قیمت ۴۷/۳۴ درصد از کل کالاهای فروشگاه‌های رفاه تغییر کرده است. همچنین، میانگین دوره ماندگاری ضمنی قیمت‌ها برابر با ۲/۵۲ ماه است، بدین معنا که قیمت‌ها به‌طور متوسط ۲/۵۲ ماه ثابت باقی مانده‌اند. در مورد رابطه میان شاخص‌های رفتار قیمتگذاری با نرخ تورم و سایر متغیرهای کلان اقتصادی مشاهده می‌شود که بین بسامد تغییر قیمت و نرخ تورم رابطهٔ مستقیم آستانه‌ای (با نرخ تورم آستانه‌ای ۱۸ درصد) به‌گونه‌ای برقرار است که شدت این رابطه بعد از آستانه کم‌تر می‌شود. به‌طوری که با ثبات

1. Gagnon

سایر شرایط، افزایش یک واحد درصد تورم، بسامد تغییر قیمت را در زمان پایین‌تر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط ۰/۶۱۸ واحد درصد، و در زمان بالاتر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط ۰/۰۴۴ واحد درصد افزایش می‌دهد. بر اساس این، به نظر می‌رسد که در زمان‌های تورم بالا، قیمتگذاران چون به کاهش قدرت خرید مردم در سطح جامعه واقف هستند، کم‌تر از زمان‌های تورم پایین قیمت کالاها را تغییر می‌دهند. به علاوه، نشان داده می‌شود که نقدینگی اثر مثبت بر بسامد تغییرات قیمت دارد، به‌طوری که این اثر در زمان‌هایی که نقدینگی روندزدایی‌شده در حال افزایش است، شدیدتر است. تولید در زمان‌های رکود اثر منفی و در زمان‌های رونق اثر مثبت قابل‌توجهی بر بسامد تغییرات قیمت دارد. همچنین، نقدینگی در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است و نرخ ارز در زمان‌هایی که خالص نرخ ارز در حال افزایش است، اثر مثبت بر اندازه تغییر قیمت دارند. از این‌رو، به نظر می‌رسد سیاستگذار پولی برای پیش‌بینی اثر سیاست‌ها نباید تنها تحولات نرخ تورم را بررسی کند، بلکه لازم است به تغییرات نقدینگی، تولید، و نرخ ارز نیز توجه ویژه‌ای داشته باشد. برای مثال، در زمان‌هایی که نرخ ارز روندزدایی‌شده در حال کاهش است، با ۰/۰۱ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نرخ ارز، اندازهٔ تغییر قیمت ۰/۰۶ واحد کم می‌شود. اما در زمان‌هایی که نرخ ارز روندزدایی‌شده در حال افزایش است، با افزایش ۰/۰۱ واحد تغییرات خالص لگاریتم نرخ ارز، اندازهٔ تغییر قیمت ۰/۰۶ (۰/۱۲ + ۰/۰۶-) واحد افزایش می‌یابد. علاوه بر این، در مورد اثر تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده مشاهده می‌شود در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال کاهش است، با ۰/۰۱ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، بسامد تغییر قیمت ۰/۶۶ واحد زیاد می‌شود. از طرف دیگر، در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است، اثر شدیدتر می‌شود و با افزایش ۰/۰۱ واحد تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، بسامد تغییر قیمت ۰/۸۶ (۰/۰۲۰ + ۰/۶۶) واحد افزایش می‌یابد. در همین راستا، اثر لگاریتم نقدینگی بر میزان تغییر قیمت در زمان‌های افزایش و کاهش خالص نقدینگی در بازه (۰/۶۰ + ۰/۳۸-) قرار می‌گیرد.

در خصوص تولید نیز می‌توان گفت که ۰/۰۱ واحد افزایش تغییرات خالص لگاریتم تولید به ۶/۲۹ واحد کاهش بسامد تغییر قیمت منجر می‌شود، در صورتی که این متغیر مثبت با همین میزان بسامد تغییر قیمت ۷/۸۰ (۱۴/۰۹ + ۶/۲۹-) واحد افزایش می‌یابد. بنابراین، تغییرات خالص تولید در زمان‌های رکود، اثر منفی و در زمان‌های رونق اثر مثبت بر تغییرات بسامد تغییر قیمت دارد.

مبانی نظری پژوهش

قیمت‌های چسبنده یکی از عناصر اصلی سازوکارهای انتقال در بسیاری از مدل‌های اقتصاد کلان هستند. طی ۲۰ سال گذشته، در خلال کارهای تجربی فراوان سعی شده است که چسبندگی قیمت‌ها اندازه‌گیری و اساس خُرد[1] آن فهمیده شود، چرا که این موضوع در تعیین میزان اثرگذاری سیاست‌های پولی بر وضعیت حقیقی اقتصاد نقش مهمی دارد. طبق مبانی نظری، سیاست‌های پولی تنها زمانی می‌توانند بر متغیرهای حقیقی اقتصاد کلان مانند بیکاری و تولید در کوتاه‌مدت اثر بگذارند که قیمت‌ها چسبنده باشند، زیرا در غیر این صورت تمام نوسانات حجم پول روی قیمت‌ها تخلیه خواهد شد و افزایش حجم پول تاثیری بر هیچ متغیر حقیقی اقتصاد نخواهد داشت.

در نخستین پژوهش‌هایی که در زمینه سیاست‌های پولی و عوامل تاثیرگذار و تاثیرپذیر از آن نوشته شده، به نظر می‌رسد یکی از اهداف اصلی پژوهشگران کمک به سیاستگذاران برای تصمیم‌گیری بوده است. برای مثال مک‌کانلس و وبر[2] (۱۹۹۵)، با بررسی ۱۱۰ کشور طی ۳۰ سال، در راستای ملاحظات سیاستگذاران در خصوص توانایی‌های سیاست پولی برای دستیابی به اهداف کوتاه‌مدت در مورد تورم یا تولید، ارتباط بلندمدت میان رشد پول و سایر متغیرها را بررسی می‌کنند. آن‌ها درمی‌یابند که بین نرخ رشد عرضه پول و نرخ تورم در بلندمدت، با هر دو نوع تعریف گسترده و محدود از پول، همبستگی نزدیک به یک وجود دارد که این یافته با نظریهٔ مقداری پول نیز همخوانی دارد. تلز و زو[3] (۲۰۰۵)، نیز با نظر به اهمیت فراهم کردن نقدینگی با کشش در قیمت‌های باثبات از منظر سیاستگذاری پولی، به تخمین تقاضای پایدار پول می‌پردازند و ادعا می‌کنند که پس از اعمال تغییرات قانونی و نوآوری‌هایی که از ۱۹۸۰ به بعد در صنعت پرداخت ایجاد شده است، M1 معیار مناسبی برای پول نیست و استفاده از MZM[4] باعث می‌شود رابطهٔ بلندمدت بین پول و هزینه‌فرصت آن حفظ شود.

از حدود ۲۰ سال پیش که دسترسی به مظنه‌های قیمتی و شاخص قیمت اقلام سبد مصرف‌کننده برای پژوهشگران ممکن شد، پژوهش‌های متعددی برای کشورهای مختلف صورت گرفت که در آن‌ها

1. Micro Foundation
2. McCandless & Weber
3. Teles & Zhou

۴. سپرده‌های کوتاه‌مدت و سپرده‌های قرض‌الحسنه که جزو شبه‌پول به حساب می‌آیند و نهایتاً جزو نقدینگی لحاظ می‌شوند، در واقع درست مثل حجم پول عمل می‌کنند. بنابراین، در یک تعریف ساده می‌توان MZM (Money Zero Maturity) را حاصل‌جمع حجم پول، سپرده‌های کوتاه‌مدت، و سپرده‌های قرض‌الحسنه دانست.

پژوهشگران به محاسبهٔ شاخص‌های رفتار قیمتگذاری پرداختند. برای مثال بیلز و کلنو[1] (۲۰۰۴)، با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده در آمریکا درمی‌یابند که نیمی از قیمت‌ها کم‌تر از ۴/۳ ماه ثابت مانده‌اند. کار بیلز و کلنو (۲۰۰۴) توسط ناکامورا و استاینسون[2] (۲۰۰۸) ادامه یافت، اما با این تفاوت که ناکامورا و استاینسون (۲۰۰۸) از اطلاعاتی با جزئیات بیش‌تر استفاده می‌کنند. آن‌ها نشان می‌دهند که میانهٔ بسامد تغییر قیمت با در نظرگرفتن حراج‌ها حدود ۲۰ درصد در ماه و در حالت غیرحراج برای همان کالاها، بسته به بازه زمانی حدود ۹ تا ۱۲ درصد در ماه است. ولفسبرگ[3] (۲۰۰۹)، نیز با استفاده از بیش از ۱۴ میلیون قیمت ماهانه خرده‌فروشی در نروژ نشان می‌دهد که قیمت‌ها در تورم بالا به‌طور متوسط هر ۷ ماه یک‌بار و در تورم پایین هر ۱۲ ماه یک‌بار تغییر کرده‌اند.

علاوه بر محاسبه میزان چسبندگی قیمت‌ها توسط آماره‌های مختلف، پژوهشگران به مدلسازی رفتار قیمتگذاری نیز پرداخته‌اند. امروزه در مبانی نظری دو دسته مدل برای توضیح رفتار قیمتگذاری وجود دارد: مدل وابسته به زمان[4] و مدل وابسته به وضعیت[5]. در مدل وابسته به زمان، تعداد و میزان تغییرات قیمت متغیری برون‌زا و جدا از وضعیت اقتصاد کلان است. ولی در مدل وابسته به وضعیت رفتار قیمتگذاری متغیری درون‌زا فرض می‌شود که وابسته به شاخص‌های کلان اقتصادی است و از آن‌ها تاثیر می‌پذیرد. کالوو[6] (۱۹۸۳) و تیلور[7] (۱۹۸۰)، به توضیح مدل‌های وابسته به زمان و بارو[8] (۱۹۷۲) و ششینسکی و ویز[9] (۱۹۷۷) به توضیح مدل‌های وابسته به وضعیت می‌پردازند، اما آلوارز و همکاران[10] (۲۰۱۷) با ارائه شواهدی نشان می‌دهند که فقط برای شوک‌های پولی بزرگ مدل‌های وابسته به زمان و وضعیت واقعاً متفاوت هستند. آن‌ها معتقدند که به‌طور خاص در کلاس گستردهٔ مدل‌هایی که در آن‌ها شوک‌ها مسیر پیوسته دارند، زمانی که شوک‌ها کوچک‌اند انتشار یک ضربهٔ پولی، مستقل از ماهیت اصطکاک قیمت چسبنده است. در عوض، انتشار شوک‌های بزرگ به ماهیت اصطکاک بستگی دارد. در مدل‌های وابسته به زمان، پاسخ ضربه‌ای تورم به شوک‌های پولی مستقل از

1. Bils & Klenow
2. Nakamura & Steinsson
3. Wulfsberg
4. Time-Dependent
5. State-Dependent
6. Calvo
7. Taylor
8. Barro
9. Sheshinski & Weiss
10. Alvarez *et al*.

اندازهٔ شوک است، در حالی که در مدل‌های وابسته به وضعیت، غیرخطی است.

پس از ارائه مدل‌های رفتار قیمتگذاری، مطالعات متعددی به شناسایی عوامل تاثیرگذار بر چسبندگی قیمت‌ها پرداخته و تلاش کرده‌اند مشخص کنند رفتار قیمتگذاری از مدل وابسته به زمان تبعیت می‌کند یا از مدل وابسته به وضعیت. برای مثال ناکامورا و استاینسون (۲۰۰۸)، نشان می‌دهند که بسامد افزایش قیمت برای کشور آمریکا به‌شدت با تورم تغییر می‌کند، در حالی که در مورد بسامد کاهش قیمت و اندازهٔ افزایش و کاهش قیمت این‌طور نیست. ولفسبرگ (۲۰۰۹)، نیز با بررسی دوره زمانی ۳۰ ساله نروژ درمی‌یابد که بنگاه‌ها نه‌تنها اندازهٔ تغییر قیمت، بلکه زمان تغییر قیمت را نیز به عنوان متغیر تصمیم‌گیری در نظر می‌گیرند، بنابراین، باید احتمال تغییر قیمت‌ها را متغیری درون‌زا در نظر گرفت که به وضعیت اقتصاد بستگی دارد.

از آن‌جا که تغییرات کوچک تورم مانع نتیجه‌گیری دقیق در مورد نحوهٔ اثرگذاری تورم بر تغییرات قیمت می‌شود، برخی مطالعات به بررسی دوره‌هایی می‌پردازند که هم تورم پایین و هم تورم بالا را شامل شود. برای مثال آلوارز و همکاران (۲۰۱۹)، با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده آرژانتین نتیجه می‌گیرند که در نزدیکی تورم صفر، بسامد متوسط تغییر قیمت تقریباً به تورم بستگی ندارد، اما در نرخ‌های بالای تورم، کشش بسامد متوسط تغییرات قیمت نسبت به تورم تقریباً دوسوم است. گگنون (۲۰۰۹)، نیز با استفاده از اطلاعات خرد مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده در مکزیک برای سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۴ که در آن تورم بین ۶/۵ تا بیش از ۹۰ درصد متغیر بود، نشان می‌دهد که در تورم‌های پایین (کم‌تر از ۱۵-۱۰ درصد)، به‌طور کلی اقتصاد ویژگی‌های مشترکی با مدل‌های وابسته به زمان دارد و در تورم‌های بالا (بیش‌تر از ۱۵-۱۰ درصد) به‌شدت وابسته به وضعیت عمل می‌کند. یعنی در نرخ‌های تورم پایین رابطه‌ای بین رفتار قیمتگذاری و نرخ تورم وجود ندارد، اما در نرخ‌های تورم بالا رابطه‌ای مثبت و معنادار بین رفتار قیمتگذاری و نرخ تورم مشاهده می‌شود.

در همین راستا برای بررسی رفتار قیمتگذاری در اقتصاد ایران نیز مطالعاتی انجام شده است که ازجمله می‌توان به پژوهش بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹) اشاره کرد. آن‌ها به دلیل عدم دسترسی به مظنه‌های قیمتی از اطلاعات زیراجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده در بازه زمانی ۲۳ ساله از فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۹۲ استفاده می‌کنند و به بررسی واکنش شاخص‌های رفتار قیمتگذاری به تحولات نرخ تورم می‌پردازند، و نشان می‌دهند که رفتار اقلام قیمتگذاری‌شده توسط دولت اولاً نسبت به تورم واکنش آستانه‌ای دارد و ثانیاً نسبت به نرخ تورم غالباً بی‌معناست. همچنین آن‌ها نشان می‌دهند که آستانه تورم تولیدکننده ۱۸ درصد و آستانه تورم مصرف‌کننده ۱۵ درصد است. بیات و جبل‌عاملی

(۲۰۱۹)، مطالعه مزبور را یک قدم پیش می‌برند و علاوه بر نرخ تورم، وضعیت رونق و رکود و رژیم ارزی را نیز به عنوان فضای اقتصاد کلان در نظر می‌گیرند و از این طریق تصویر دقیق‌تری از تاثیر محیط اقتصاد کلان بر رفتار قیمتگذاری به‌دست می‌آورند. محاسبات آن‌ها نشان می‌دهد که حتی در شرایط تورم پایین، رکود اقتصادی و ثبات ارزی نیز ۶۱/۷ درصد از کالاها طی یک ماه تغییر قیمت می‌دهند و عملاً اثرگذاری سیاست پولی در ایران بسیار اندک است. همتی و بیات (۲۰۱۳)، نشان می‌دهند که ماهانه ۷۵ درصد از قیمت کالاهای موجود در سبد خانوار تغییر می‌کنند. صیقلانی و رحمانی (۲۰۱۸)، نشان می‌دهد که چسبندگی قیمت در گروه‌های کالایی مختلف متفاوت است. هرچه بازار گروه‌های کالایی به رقابتی نزدیک‌تر باشد، چسبندگی کم‌تری از خود نشان می‌دهند و هرچه قیمتگذاری و انحصار در این گروه‌ها بیش‌تر باشد (مانند بازار انرژی) پاسخ این گروه‌های کالایی به شوک نقدینگی ضعیف‌تر است. در نهایت کرمی و همکاران (۲۰۱۶)، نشان می‌دهند که متغیرهای تورم، رشد نقدینگی، رشد کسری بودجه، رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نرخ ارز، و انتظارات تورمی به‌خوبی می‌تواند مسیرهای سیاستگذاری مناسب را برای کنترل و هدفگذاری تورم ارائه کند که این موضوع همگام با یافته‌های پژوهش حاضر است.

نظر به اهمیت فراوان موضوع چسبندگی قیمت‌ها در حوزه سیاستگذاری پولی، این پژوهش قصد دارد به این پرسش‌ها پاسخ دهد: میزان چسبندگی قیمت (متوسط بسامد تغییرات قیمت) کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه‌های رفاه چقدر است؟ بسامد تغییرات قیمت به نرخ تورم وابسته است یا خیر؟ اگر وابسته است کدام نرخ تورم (مصرف‌کننده یا تولیدکننده) و چگونه (خطی، درجه دو یا آستانه‌ای)؟ آیا متغیرهای کلان اقتصادی بر بسامد تغییرات قیمت اثرگذارند؟ آیا متغیرهای کلان اقتصادی بر میزان رابطهٔ بسامد تغییرات قیمت و نرخ تورم نیز موثرند؟ با یافتن پاسخ این پرسش‌ها می‌توان رفتار قیمتگذاری بنگاه‌های اقتصادی را در ایران شناسایی کرد و به درک بهتری از میزان کارامدی سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران دست یافت. جدول (۱)، خلاصه‌ای از برخی مطالعات پیشین انجام‌شده را در زمینهٔ موضوع چسبندگی قیمت‌ها ارائه می‌کند.

جدول ۱: مرور ادبیات

منبع	زمینه پژوهش	بازه زمانی	داده (خرده‌فروشی)	مظنه قیمتی	نتایج
Bils & Klenow (2004)	ایالات متحده	۲۰۰۲-۱۹۹۵		*	دوره ماندگاری قیمت‌ها: ۴/۳ ماه.
Nakamura & Steinsson (2008)	ایالات متحده	۲۰۰۵-۱۹۹۸		*	فرکانس افزایش قیمت به‌شدت با تورم همبسته است، اما فرکانس کاهش قیمت و اندازه افزایش و کاهش قیمت نه.
Wulfsberg (2009)	نروژ	۲۰۰۴-۱۹۷۰	*		همبستگی شدید فرکانس افزایش قیمت و تورم، همبستگی منفی اندازه تغییر قیمت و تورم.
Gagnon (2009)	مکزیک	۲۰۰۴-۱۹۹۴		*	رابطه آستانه‌ای (تنها زمانی که تورم بیش از ۱۵-۱۰ درصد باشد، فرکانس تغییر قیمت با تورم همبسته است)، همبستگی قوی تورم، و اندازه تغییر قیمت هم در زمان تورم زیاد و هم تورم کم.
Alvarez *et al.* (2017)	آرژانتین	۱۹۹۷-۱۹۸۸		*	ناهمبستگی فرکانس تغییر قیمت با تورم در تورم‌های کم‌تر از ۲۰ درصد.
Bayat & Madanizadeh (2019)	ایران	۲۰۱۳-۱۹۹۰		*	رفتار قیمتگذاری در نرخ‌های تورم زیاد و کم متفاوت است.

روش‌شناسی پژوهش

طبق مطالعه بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹)، میانگین بسامد تغییرات قیمت ۲۰۰ قلم[1] زیراجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده در بازه زمانی فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۹۲، ۶۹ درصد بوده است. این مطالعه همچنین تاثیر نرخ تورم تولیدکننده بر بسامد تغییرات قیمت را آستانه‌ای و مثبت یافته است، به‌طوری که تا وقتی نرخ تورم تولیدکننده کم‌تر از سطح آستانه ۱۸ درصد باشد، اثرات مثبت

۱. تعداد اقلام زیراجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده ۳۵۰ قلم است، اما با توجه به این‌که در بازه زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲ سال پایه سه بار تغییر کرده، در این پژوهش تنها اقلام مشترک موجود در این سال‌ها مبتنی بر سال پایه ۱۳۹۰ مد نظر قرار گرفته که تعداد آن‌ها ۲۰۰ قلم بوده است.

نرخ تورم تولیدکننده قوی‌تر از زمانی است که نرخ تورم تولیدکننده بیش‌تر از سطح آستانه ۱۸ درصد باشد. بنابراین، در سطوح پایین تورم، تغییرات نرخ تورم تولیدکننده با شدت بیش‌تری بسامد تغییرات قیمت را متاثر می‌کند. طبق توضیحات مذکور سه فرضیه زیر را برای پاسخ پرسش‌های این پژوهش مطرح می‌کنیم.

H_1: *میزان چسبندگی قیمت کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه‌های رفاه بیش از ۵۰ درصد و دوره ماندگاری قیمت‌ها حدود دو ماه است.*

H_2: *بسامد تغییرات قیمت با نرخ تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده رابطه آستانه‌ای دارد.*

H_3: *متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ تورم، نقدینگی، تولید، نرخ ارز، حجم واردات کل، قیمت نفت، متغیرهای مجازی هدفمندی یارانه‌ها، تحریم، دولت یازدهم، گروه کالا و استان) بر بسامد تغییرات قیمت اثرگذارند. متغیرهای کلان اقتصادی همچنین بر میزان رابطه بسامد تغییرات قیمت و نرخ تورم نیز موثرند.*

برای بررسی این فرضیه‌ها از مدل‌های ارائه‌شده در بخش تصریح مدل استفاده می‌کنیم.

داده

در این پژوهش از داده‌های قیمتی ماهانه فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه[1] در بازه زمانی ۱۷ ساله از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ استفاده شده است[2]. اطلاعات مربوط به آبان سال ۱۳۹۶ به بعد جزو سال مالی جاری شرکت محسوب می‌شود و به دلیل محرمانه بودن قابل‌دسترسی نیست. شرکت فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه یکی از گسترده‌ترین شبکه‌های توزیع کالا در ایران است که از اردیبهشت سال ۱۳۷۴ با هدف تهیه، تامین، توزیع و فروش کالاهای مصرفی و بادوام در سطح خرده‌فروشی فعالیت می‌کند. این شرکت در حال حاضر با ۳۵۰ فروشگاه به همراه ۷۰۰۰ کارکن در سراسر کشور و با مشارکت بیش از ۳۲۰۰ شرکت تولیدی و تامین‌کننده در حال خدمت‌رسانی به خانواده‌های ایرانی است. اقلام عرضه‌شده در این فروشگاه‌ها طیف وسیعی از کالاهای مصرفی و بادوام را پوشش می‌دهد که می‌توان آن‌ها را در شش گروه مواد غذایی و آشامیدنی، مواد غذایی تازه، بهداشتی و آرایشی، لوازم خانگی و صنعتی سبک، لوازم تحریر اداری فرهنگی، پوشاک و منسوجات دسته‌بندی کرد. مجموعه داده‌های مذکور مشتمل بر ۸۴ میلیون مشاهده از قیمت ماهانه کالاهای موجود در شعب

1. https://refah.ir

۲. فرایند پاکسازی داده‌ها به تشریح در پیوست ارائه گردیده است.

سراسر کشور این فروشگاه است و به تفکیک استان و شعبه قابل‌دسترسی است. در طی این ۱۷ سال اطلاعات قیمتی برای ۱۰۲۰۴۱۷ قلم کالا به ثبت رسیده که ۱۸/۵ درصد این اقلام متعلق به گروه مواد غذایی و آشامیدنی، ۰/۷ درصد متعلق به مواد غذایی تازه، ۱۰/۳ درصد لوازم بهداشتی و آرایشی، ۲۸/۳ درصد مربوط به لوازم خانگی و صنعتی، ۱۹/۵ درصد لوازم تحریر اداری فرهنگی، و ۲۲/۶ درصد پوشاک و منسوجات بوده است. علاوه بر داده‌های مذکور، از اطلاعات مربوط به برخی متغیرهای کلان اقتصادی که می‌توانند بسامد و اندازه تغییرات قیمت را تحت تاثیر قرار دهند نیز در تصریحات مدل رگرسیون استفاده شده است. این متغیرها عبارت‌اند از نرخ تورم ماهانه و نقطه‌به‌نقطه شاخص قیمت تولیدکننده، نرخ تورم ماهانه و نقطه‌به‌نقطه شاخص قیمت مصرف‌کننده، نقدینگی، نرخ ارز، حجم کل واردات، قیمت نفت و تولید. تمامی این اطلاعات از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[1] استخراج شده است.

شاخص‌های رفتار قیمتگذاری

در اقتصاد برای توصیف رفتار قیمتگذاری بنگاه‌ها، سه آماره اصلی وجود دارد که عبارت‌اند از بسامد تغییر قیمت، اندازه تغییر قیمت، و دوره ماندگاری قیمت‌ها. بسامد و اندازه تغییر قیمت را می‌توان به بسامد و اندازه افزایش و کاهش قیمت نیز تفکیک کرد. در ادامه به تعریف و نحوهٔ محاسبه این آماره‌ها پرداخته می‌شود.

ابتدا شاخص تغییر قیمت هر کالا که نشان‌دهنده تغییر یا عدم تغییر قیمت کالا نسبت به ماه قبل است، به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود که در آن p_{ijt} قیمت کالای i در استان j و ماه t است:

$$I_{ijt} = \begin{cases} ۰ & if \quad p_{ijt} = p_{ijt-۱} \\ ۱ & if \quad p_{ijt} \neq p_{ijt-۱} \end{cases} \qquad (۱)$$

این پژوهش بسامد تغییر قیمت را به روش گگنون (۲۰۰۹) محاسبه می‌کند. گگنون (۲۰۰۹)، بسامد تغییرات قیمت در هر ماه را به صورت نسبت تعداد کالاهای تغییرقیمت‌یافته در آن ماه به تعداد کل کالاها تعریف می‌کند. از آن‌جایی که داده‌های قیمتی مورد استفاده در این پژوهش به تفکیک استان قابل‌دسترسی هستند، تفکیک استان را در تعریف بسامد تغییر قیمت به روش گگنون (۲۰۰۹) طبق رابطه (۲) لحاظ می‌کنیم.

1. https://www.cbi.ir

$$f_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^{n} I_{ijt}}{n_{jt}} * ۱۰۰ \qquad (۲)$$

به‌طوری که I_{ijt} شاخص تغییر قیمت کالای i در استان j و ماه t است که در رابطه (۱) تعریف شد. f_{jt} بسامد تغییر قیمت برای استان j در ماه t و n_{jt} تعداد کل کالاها در استان j و ماه t است. تعریف بسامد افزایش و کاهش قیمت، که آن‌ها را به‌ترتیب با f_{jt}^{+} و f_{jt}^{-} نمایش می‌دهیم، در رابطه (۳) و (۴) بیان شده است.

$$f_{jt}^{+} = \frac{\sum_{i=1}^{n} I_{ijt}^{+}}{n_{jt}} * ۱۰۰ \qquad (۳)$$

$$f_{jt}^{-} = \frac{\sum_{i=1}^{n} I_{ijt}^{-}}{n_{jt}} * ۱۰۰ \qquad (۴)$$

که در آن‌ها I_{ijt}^{+} شاخص افزایش قیمت کالای i در استان j و ماه t و I_{ijt}^{-} شاخص کاهش قیمت کالای i در استان j و ماه t است و n_{jt} تعداد کل کالاها در استان j و ماه t است. طبق تعاریف ارائه‌شده در روابط (۲) تا (۴)، رابطه $f_{jt} = f_{jt}^{+} + f_{jt}^{-}$ برقرار است.

آماره دوم مورد محاسبه، اندازه تغییر قیمت کالای i در استان j و ماه t است که آن را با ΔP_{ijt} نمایش می‌دهیم و طبق رابطه (۵) محاسبه می‌شود. این آماره بیان می‌کند که یک کالای خاص در ماه مورد نظر به‌طور متوسط چه میزان (قدر مطلق) تغییر قیمت داشته است.

$$\Delta P_{ijt} = \frac{\frac{P_{ijt} - P_{ij(t-\Delta t)}}{P_{ij(t-\Delta t)}}}{\Delta t} * ۱۰۰ \qquad (۵)$$

که در آن P_{ijt} قیمت کالای i در استان j و ماه t، و Δt بازه زمانی است که در آن کالا دچار تغییر قیمت شده است. رابطه (۶)، نحوهٔ محاسبه اندازه افزایش قیمت کالای i را در استان j و ماه t که با ΔP_{ijt}^{+} نمایش می‌دهیم، نشان می‌دهد.

$$\Delta P_{ijt}^{+} = \frac{\frac{\Delta P_{ij(t-\Delta t),t}^{+}}{P_{ij(t-\Delta t)}}}{\Delta t} * ۱۰۰ \qquad (۶)$$

همانند اندازه افزایش قیمت، اندازه کاهش قیمت را نیز توسط رابطه (۷) محاسبه می‌کنیم.

$$\Delta P_{ijt}^{-} = \frac{\frac{\Delta P_{ij(t-\Delta t),t}^{-}}{P_{ij(t-\Delta t)}}}{\Delta t} * ۱۰۰ \qquad (۷)$$

آماره دیگری که در بررسی رفتار قیمتگذاری باید محاسبه شود، دوره ماندگاری قیمت‌هاست. این آماره با بسامد تغییر قیمت رابطه معکوس دارد. اگر احتمال تغییر قیمت‌ها در هر دوره ثابت باشد، آن‌گاه دوره ماندگاری ضمنی[1] قیمت‌ها طبق رابطه (۸) محاسبه می‌شود (Hemmaty & Bayat, 2013). این آماره بیان می‌کند که کالای i در استان j و ماه t چه مدت زمان (برحسب ماه) ثابت مانده است.

$$ID_{jt} = \frac{-۱۰۰}{\ln\left(۱ - f_{jt}/۱۰۰\right)} \qquad (۸)$$

که در آن f_{jt} بسامد تغییر قیمت کالاها در استان j در ماه t است.

اما اگر فرض کنیم که تغییر قیمت‌ها حداکثر یک‌بار در ماه به‌وقوع می‌پیوندد، ماندگاری تغییرات قیمت، ماندگاری کاذب[2] نامیده می‌شود و از رابطه (۹) برای محاسبه آن استفاده می‌شود (Hemmaty & Bayat, 2013).

$$PD_{jt} = \frac{۱۰۰}{f_{jt}} \qquad (۹)$$

که در آن f_{jt} بسامد تغییر قیمت کالاها در استان j در ماه t است.

خلاصه آماری داده

در این بخش ابتدا آماره‌های مربوط به رفتار قیمتگذاری یعنی بسامد تغییر، اندازه تغییر، و دوره ماندگاری قیمت‌ها طبق تعاریف ارائه‌شده در بخش قبل محاسبه می‌شود و سپس بر مبنای این محاسبات، رابطه میان این آماره‌ها و نرخ تورم بررسی می‌شود[3]. نیاز به یادآوری است که در این محاسبات برای «تغییر» قیمت تعاریف متفاوتی می‌توان در نظر گرفت. در محاسبات این پژوهش تغییرات بزرگ‌تر از صفر به عنوان تغییر قیمت در نظرگرفته شده است. جدول (۲) میانه، میانگین، و انحراف استاندارد بسامد تغییر، اندازه تغییر، و دوره ماندگاری قیمت‌ها را ارائه می‌دهد. همچنین در این جدول، آماره‌ها به تفکیک افزایش و کاهش قیمت گزارش شده‌اند.

1. Implied Duration
2. Pseudo Duration

۳. خلاصه آماری داده‌ها به تفکیک گروه‌های کالایی در جداول (۱پ) و (۲پ) بخش پیوست ارائه شده است.

جدول ۲: خلاصه آماری از داده

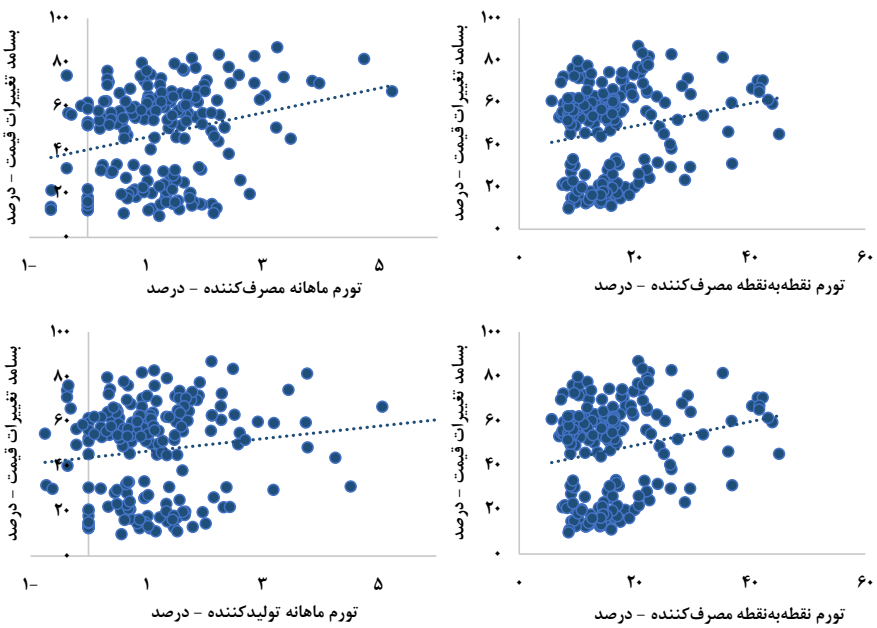
	میانه	میانگین	انحراف استاندارد	تعداد مشاهده
فرکانس تغییر قیمت	۵۳/۳۵	۴۷/۳۴	۲۲/۴۱	۵۵۴۸
فرکانس افزایش قیمت	۲۰/۵۵	۲۹/۱۲	۲۰/۴۷	۵۵۴۸
فرکانس کاهش قیمت	۸/۱۲	۱۸/۲۲	۲۰/۱۱	۵۵۴۸
دوره ماندگاری کاذب	۱/۸۷	۳/۰۸	۲/۳۷	۵۵۴۸
دوره ماندگاری ضمنی	۱/۳۱	۲/۵۲	۲/۴۰	۵۵۴۸
فرکانس تغییر قیمت طبق پژوهش بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹)	۷۱/۴	۶۹	۱۸/۹	-
اندازه تغییر قیمت	۰/۹۶	۱/۸۸	۱۲/۲۸	۷۷۷۰۵۷۸
اندازه افزایش قیمت	۳/۱۲	۵/۶۵	۱۴/۱۳	۴۷۱۲۲۲۴
اندازه کاهش قیمت	۲/۶۷	۳/۹۳	۴/۴۷	۳۰۵۸۳۵۴

توضیح: بسامدهای تغییر قیمت بر اساس روش ارائه‌شده در پژوهش گگنون (۲۰۰۹) محاسبه شده‌اند. در این روش، بسامد تغییر قیمت در هر استان-ماه به صورت نسبت تعداد کالاهای تغییر قیمت‌یافته در آن استان-ماه به تعداد کل کالاها تعریف می‌شود (نتایج مطالعه بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹) به دلیل ایجاد امکان مقایسه آورده شده است). اعداد بسامد و اندازه به درصد و دوره ماندگاری قیمت‌ها به ماه است. در محاسبات تغییرات «بزرگ‌تر از صفر» به عنوان تغییر قیمت در نظر گرفته شده است.

نتایج محاسبات ارائه‌شده در جدول (۲) نشان می‌دهد میانگین بسامد تغییر قیمت برابر با ۴۷/۳۴ درصد است. این بدان معناست که در هر ماه به‌طور متوسط قیمت ۴۷/۳۴ درصد از کل کالاها تغییر کرده است. همچنین در این جدول مشاهده می‌شود که میانگین بسامد افزایش قیمت نسبت به میانگین بسامد کاهش قیمت بیش‌تر است، که این بیش‌تر بودن با نتایج به‌دست‌آمده در سایر کشورها سازگار است. اما سهم کاهش قیمت‌ها از کل تغییرات در نتایج این پژوهش بیش‌تر از سایر کشورهاست، به‌طوری که ۳۸/۵ درصد از تغییرات قیمت مربوط به کاهش قیمت است که این عدد برای دوران با تورم بالا در نروژ ۲۴ درصد گزارش شده است. نکته دیگر این‌که با توجه به تعاریف بسامد تغییر، افزایش و کاهش قیمت، همان‌طور که انتظار می‌رفت، مجموع میانگین بسامد افزایش قیمت و میانگین بسامد کاهش قیمت برابر با میانگین بسامد تغییر قیمت است.

میانگین بسامد تغییر قیمت به‌دست‌آمده در بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹) ۶۹ درصد بوده است. دلیل بیش‌تر بودن این عدد نسبت به ۴۷/۳۴ درصد، این است که دادهٔ مورد استفاده آن‌ها دادهٔ تجمیع‌شده بوده، اما دادهٔ مورد استفاده در این پژوهش در سطح خرد است. میانگین دوره ماندگاری ضمنی

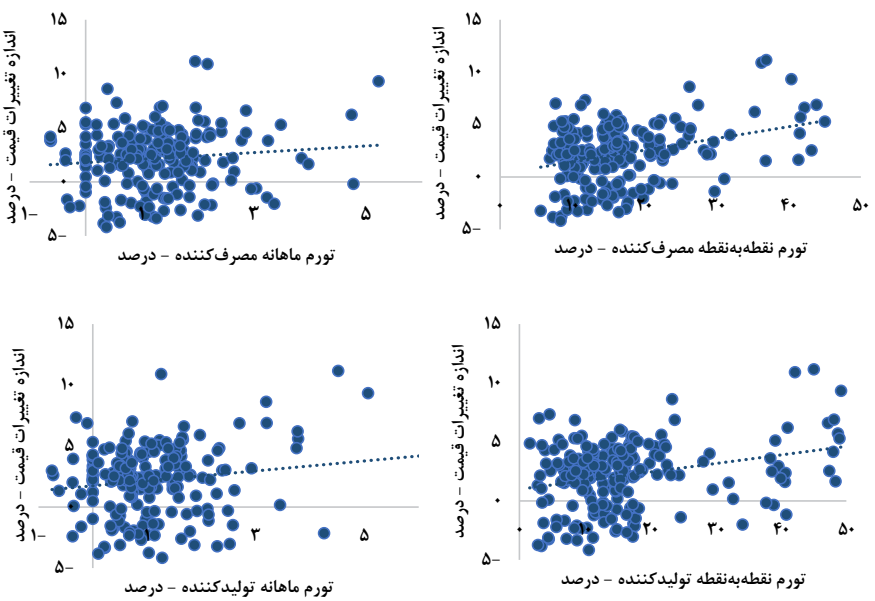
قیمت‌ها برابر با ۲/۵۲ ماه به‌دست آمده که بیانگر این است که قیمت‌ها به‌طور متوسط ۲/۵۲ ماه ثابت باقی مانده‌اند. همان‌طور که انتظار می‌رفت، این نتایج حاکی از ضعیف بودن چسبندگی قیمت کالاها در اقتصاد ایران است. البته با توجه به محدودیت‌های دادهٔ مورد استفاده، نمی‌توان دقیقاً همین اعداد را به کل قیمت‌ها در کشور تعمیم داد، اما می‌توان گفت که دوره ماندگاری قیمت‌ها در ایران بیش‌تر از اعداد گزارش‌شده برای قیمت‌های فروشگاه رفاه نیست.



شکل ۱: بسامد تغییرات قیمت (محور عمودی) و تورم (محور افقی)

انتظار می‌رود که در ابتدای امر و حتی بدون در نظرگرفتن سایر متغیرهای توضیحی لازم، بین بسامد تغییرات قیمت و نرخ تورم رابطه مستقیم مشاهده شود. بدین منظور شکل‌های (۱) و (۲)، برای دستیابی به دید کلی از این رابطه رسم شده‌اند. در این اشکال برای بررسی رابطه میان بسامد و اندازه تغییرات قیمت با نرخ تورم، از تورم ماهانه و نقطه‌به‌نقطه برای هر دو نرخ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده استفاده شده است. شکل (۱)، رابطه بین بسامد تغییر

قیمت و نرخ‌های تورم و شکل (۲)، رابطه بین اندازه تغییرات قیمت و نرخ تورم را نمایش می‌دهد. بررسی این شکل‌ها نشان می‌دهد که در ابتدای امر و حتی بدون کنترل اثر سایر متغیرهای توضیحی، بین نرخ تورم با بسامد و اندازه تغییر قیمت رابطه مثبتی مشاهده می‌شود. البته برای محاسبه دقیق میزان و جهت اثرگذاری نرخ تورم بر بسامد و اندازه تغییر قیمت، لازم است اثر تمامی عوامل موثر دیگر کنترل شود. در ادامه، تمامی متغیرهای توضیحی که احتمالاً می‌توانند بر رفتار قیمتگذاری آحاد اقتصادی اثرگذار باشند به همراه سازوکار اثرگذاری هر یک معرفی می‌شود و مدل‌های رگرسیونی مناسب برای تخمین میزان اثرگذاری آن‌ها شرح داده می‌شود.



شکل ۲: اندازه تغییرات قیمت (محور عمودی) و تورم (محور افقی)

تصریح مدل

الگوهای رگرسیونی

در بخش مبانی نظری پژوهش بیان شد که برخی پژوهش‌ها ازجمله ولفسبرگ (۲۰۰۹) رابطه بسامد و اندازه تغییرات قیمت با نرخ تورم را خطی و مثبت یافته‌اند. از این‌رو، برای آزمون وجود رابطه خطی بین نرخ تورم با بسامد و اندازه تغییرات قیمت به‌ترتیب از رگرسیون‌های روابط (۱۰) و (۱۱) استفاده می‌کنیم.

$$f_{jt} = \alpha + \beta\pi_t + \boldsymbol{\gamma X_{jt}} + \boldsymbol{\delta X'_t} + \boldsymbol{\delta' X'_t Z_t} + \epsilon_{jt} \quad (۱۰)$$

$$m_{ijt} = \alpha + \beta\pi_t + \boldsymbol{\gamma X_{ijt}} + \boldsymbol{\delta X'_t} + \boldsymbol{\delta' X'_t Z_t} + \epsilon_{ijt} \quad (۱۱)$$

برخی پژوهش‌ها مانند بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹) بیان می‌کنند که نرخ تورم ممکن است اثر درجه دو بر بسامد و اندازه تغییرات قیمت داشته باشد. به همین دلیل رگرسیون‌های روابط (۱۲) و (۱۳) برای آزمون وجود رابطه درجه دوم بین نرخ تورم به‌ترتیب با بسامد و اندازه تغییرات قیمت ارائه شده است.

$$f_{jt} = \alpha + \beta\pi_t + \beta'\pi_t^{۲} + \boldsymbol{\gamma X_{jt}} + \boldsymbol{\delta X'_t} + \boldsymbol{\delta' X'_t Z_t} + \epsilon_{jt} \quad (۱۲)$$

$$m_{ijt} = \alpha + \beta\pi_t + \beta'\pi_t^{۲} + \boldsymbol{\gamma X_{ijt}} + \boldsymbol{\delta X'_t} + \boldsymbol{\delta' X'_t Z_t} + \epsilon_{ijt} \quad (۱۳)$$

در روابط (۱۰) تا (۱۳)، f_{jt} بسامد تغییرات قیمت و m_{ijt} نمایانگر اندازه تغییرات قیمت است. π_t نرخ تورم و X' بردار نماینده آن دسته از متغیرهای توضیحی است که می‌خواهیم اثر آن‌ها را در زمان‌های مثبت یا منفی بودنشان به‌طور جداگانه بررسی کنیم. X نیز بردار نماینده سایر متغیرهای توضیحی مدل است که در بخش متغیرهای توضیحی مدل توضیح داده می‌شود. Z_t بردار متغیرهای صفر و یکی است که مثبت یا منفی بودن متغیرهای بردار X' را مشخص می‌کند و مولفه‌های آن به صورت رابطه (۱۴) تعریف می‌شود.

$$z_t = \begin{cases} ۰ & if \quad x'_t < ۰ \\ ۱ & if \quad x'_t \geq ۰ \end{cases} \quad (۱۴)$$

یکی دیگر از فرضیه‌های مطرح، وجود رابطه آستانه‌ای بسامد و اندازه تغییرات قیمت با نرخ تورم است که گگنون (۲۰۰۹)، آلوارز و همکاران (۲۰۱۹)، و بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹) آن را تایید می‌کنند. برای آزمون این فرضیه در مورد داده‌های فروشگاه رفاه از مدل‌های رگرسیونی آستانه‌ای روابط (۱۵)

و (۱۶) استفاده می‌کنیم.[۱]

$$f_{jt} = \left(\alpha_{.} + \beta_{.}\pi_t\right) I(\pi_t, \pi^*) + \left(\alpha_{۱} + \beta_{۱}\pi_t\right) I(\pi_t, \pi^*) + \boldsymbol{\gamma X_{jt}} + \boldsymbol{\delta X'_t} + \boldsymbol{\delta' X'_t Z_t} + \epsilon_{jt} \quad (۱۵)$$

$$m_{ijt} = \left(\alpha_{.} + \beta_{.}\pi_t\right) I(\pi_t, \pi^*) + \left(\alpha_{۱} + \beta_{۱}\pi_t\right) I(\pi_t, \pi^*) + \boldsymbol{\gamma X_{ijt}} + \boldsymbol{\delta X'_t} + \boldsymbol{\delta' X'_t Z_t} + \epsilon_{ijt} \quad (۱۶)$$

که در آن‌ها f_{jt} بسامد تغییرات قیمت و m_{ijt} نمایانگر اندازه تغییرات قیمت است. π^* سطح آستانه‌ای تورم است و $I(\pi_t, \pi^*)$ متغیر صفر و یکی است که بالا یا پایین‌تر بودن نرخ تورم از سطح آستانه را مشخص می‌کند و به صورت رابطه (۱۷) تعریف می‌شود. X' بردار نماینده آن دسته از متغیرهای توضیحی است که می‌خواهیم اثر آن‌ها را در زمان‌های مثبت یا منفی بودنشان به‌طور جداگانه بررسی کنیم. X نیز بردار نماینده سایر متغیرهای توضیحی مدل است که در بخش متغیرهای توضیحی مدل توضیح داده می‌شود. Z_t بردار متغیرهای صفر و یکی است که مثبت یا منفی بودن متغیرهای بردار X' را مشخص می‌کند و مولفه‌های آن به صورت رابطه (۱۸) تعریف می‌شود.

$$I(\pi_t, \pi^*) = \begin{cases} ۰ & if \quad \pi_t < \pi^* \\ ۱ & if \quad \pi_t \geq \pi^* \end{cases} \quad (۱۷)$$

$$z_t = \begin{cases} ۰ & if \quad x'_t < ۰ \\ ۱ & if \quad x'_t \geq ۰ \end{cases} \quad (۱۸)$$

بر اساس فرضیه‌های مطرح‌شده، انتظار می‌رود اجرای تصریحات مذکور، رابطه آستانه‌ای متغیرهای رفتار قیمتگذاری را با نرخ تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده نشان دهند. به علاوه، انتظار می‌رود این تصریحات، تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بسامد تغییرات قیمت و همچنین تاثیر آن‌ها را بر میزان رابطه بسامد تغییرات قیمت و نرخ تورم آشکار سازد.

متغیرهای توضیحی مدل

این بخش به معرفی سایر متغیرهای توضیحی (علاوه بر نرخ تورم) و تبیین دلیل انتخاب آن‌ها و این‌که از طریق چه سازوکاری بر متغیرهای وابسته یعنی بسامد و اندازه تغییرات قیمت اثر می‌گذارند می‌پردازد. این متغیرها عبارت‌اند از تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده، تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده، تغییرات تولید

۱. یکسان‌سازی عرض از مبدأ خط رگرسیون در نقطه آستانه به روش بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹) انجام شده است.

روندزدایی‌شده، لگاریتم حجم واردات کل، رشد قیمت نفت، متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها، متغیر مجازی تحریم‌ها، متغیر مجازی دولت یازدهم، متغیر مجازی گروه کالا، و متغیر مجازی استان.

تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده: از آن‌جا که رشد نقدینگی مهم‌ترین عامل موثر بر تورم در بلندمدت است، افزایش آن می‌تواند سیگنالی برای افزایش نرخ تورم در آینده باشد، زیرا در هنگام افزایش رشد نقدینگی، قیمتگذاران برای حفظ سودآوری خود در مقابل افزایش تورم در آینده، قیمت‌هایشان را با تصمیم‌گیری درباره بسامد و اندازه تغییرات قیمت تعدیل می‌کنند. علاوه بر این، با افزایش نقدینگی تمایل مردم برای خرید کالا نیز افزایش می‌یابد و این منجر می‌شود که فروشندگان تقاضای بیش‌تری را احساس کنند و در نتیجه، قیمت‌هایشان را تعدیل نمایند. برای جداسازی مسیر بلندمدت نقدینگی در اقتصاد ایران که به عوامل ساختاری مرتبط است، این متغیر روندزدایی شده است. به علاوه، به منظور بررسی جداگانه تاثیر تغییرات نقدینگی بر بسامد تغییرات قیمت در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال کاهش یا افزایش است، این متغیر به تفکیک مقادیر مثبت و منفی در مدل لحاظ شده است.

تغییرات تولید روندزدایی‌شده: تحولات رشد تولید نمایانگر دوران رکود یا رونق در اقتصاد کشور است. در پی افزایش رشد تولید یا همان پررونق شدن شرایط اقتصادی کشور، معاملات انجام‌شده در بازار نیز رونق می‌گیرند. در این شرایط طبیعی به نظر می‌رسد که قیمتگذاران برای کسب سود بیش‌تر، درباره قیمت محصولات خود تجدیدنظر کنند. برای جداسازی مسیر بلندمدت تولید در اقتصاد ایران که به عوامل ساختاری همچون بهره‌وری مرتبط است، این متغیر روندزدایی شده است. به علاوه، به منظور بررسی جداگانه تاثیر تغییرات تولید بر بسامد تغییرات قیمت در زمان‌های رکود و رونق، این متغیر به تفکیک مقادیر مثبت و منفی در مدل لحاظ شده است.

لگاریتم حجم واردات کل: تغییرات حجم واردات به نوعی نشان‌دهنده تحولات تنوع کالاهای موجود در بازار است. به بیان دقیق‌تر، با افزایش حجم واردات کل، محصولات رقیب بیش‌تر و متنوع‌تری برای محصولات موجود در بازار عرضه می‌شود و ممکن است قیمتگذاران برای عقب نماندن از این رقابت قیمت محصولاتشان را به تناسب تعدیل کنند. بنابراین، می‌توان گفت که حجم واردات کل، بسامد و اندازه تغییر قیمت‌ها را متاثر می‌سازد.

تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده: نرخ ارز، لنگر انتظارات تورمی مردم در ایران است. افزایش نرخ ارز، بر قیمت کالاهای وارداتی و نیز قیمت کالاهای واسطه‌ای وارداتی اثر می‌گذارد و سیگنال افزایش قیمت‌های آتی در اقتصاد را می‌دهد. در نتیجه، می‌تواند متغیرهای تصمیم‌گیری قیمتگذاران را تحت

تاثیر قرار دهد. برای جداسازی مسیر بلندمدت نرخ ارز در اقتصاد ایران که به عوامل ساختاری مرتبط است، این متغیر روندزدایی شده است. به علاوه، به منظور بررسی جداگانه تاثیر تغییرات نرخ ارز بر بسامد تغییرات قیمت در زمان‌هایی که خالص نرخ ارز در حال کاهش یا افزایش است، این متغیر به تفکیک مقادیر مثبت و منفی در مدل لحاظ شده است.

رشد قیمت نفت: رشد قیمت نفت از کانال تامین مالی کسری بودجه دولت بر نرخ تورم اثرگذار است. تغییرات نرخ تورم نیز رفتار قیمتگذاران را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها: طرح هدفمندی یارانه‌ها از طریق افزایش نقدینگی می‌تواند بر تورم آتی اثرگذار باشد.

متغیر مجازی تحریم: تحریم‌های اقتصادی تحمیل‌شده بر کشور را می‌توان به عنوان شوک منفی واردشده بر اقتصاد در نظر گرفت که با کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای، سیگنال افزایش قیمت‌های آتی در اقتصاد را می‌دهد که این می‌تواند عامل تغییر روال تعدیل قیمت‌ها باشد.

متغیر مجازی دولت یازدهم: دولت یازدهم با هدف قرار دادن نرخ تورم و در نتیجه تا حدودی مدیریت انتظارات توانست مردم کشور را نسبت به آینده اقتصاد خوش‌بین کند و فضای کلی جامعه را به سمت آرامش و اطمینان سوق دهد. بدین ترتیب، انتظار می‌رود که در این دوران رویه قبلی قیمتگذاران مبنی بر واکنش‌های سریع نسبت به هر سیگنال کوچک اقتصادی تغییر کند و در عوض مردم با التهاب و نگرانی کم‌تری نسبت به تعدیل قیمت محصولاتشان بپردازند.

متغیر مجازی گروه کالا: در بخش خلاصه آماری از داده‌ها، نشان داده شد که بسامد و اندازه تغییرات قیمت میان گروه‌های مختلف کالا ناهمگون است. بنابراین، برای جدا کردن اثر گروه‌های کالا پنج متغیر مجازی (برای شش گروه کالا) در نظر گرفته شد.

متغیر مجازی استان: ناهمگونی بسامد و اندازه تغییرات قیمت میان استان‌های مختلف کشور نیز در بخش خلاصه آماری داده‌ها ارائه شد. در نتیجه، علاوه بر گروه‌های کالا، اثر استان نیز باید جدا شود. به همین منظور ۳۱ متغیر مجازی (برای ۳۲ استان کشور) در نظرگرفته شد.

تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

این بخش به ارائه پاسخ پرسش‌های این پژوهش که در بخش مبانی نظری پژوهش بیان شد، می‌پردازد. محاسبات صورت‌گرفته حاکی از آن است که میانگین بسامد تغییرات قیمت برابر با ۴۷/۳۴ درصد است، این بدان معناست که در هر ماه به‌طور متوسط قیمت ۴۷/۳۴ درصد از کل کالاهای

فروشگاه‌های رفاه تغییر کرده است. مطابق با نتایج ارائه‌شده در جدول (۳)، بسامد تغییرات قیمت با نرخ‌های تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده رابطه آستانه‌ای مثبت دارد، به‌طوری که با عبور از نرخ تورم آستانه از شدت این اثر مثبت کاسته می‌شود. در ادامه، به جزئیات این روابط و تحلیل کمّی اثرات پرداخته خواهد شد.

نتایج مربوط به بسامد تغییرات قیمت

جدول (۳)، تصریحات رگرسیون بسامد تغییرات قیمت بر نرخ تورم و سایر متغیرهای توضیحی را ارائه می‌دهد[۱]. در این جدول، در هر تصریح متغیرهای توضیحی یک‌به‌یک به مدل اضافه شده‌اند، زیرا با افزودن مرحله‌به‌مرحلهٔ متغیرهای توضیحی می‌توان تغییری را که هر متغیر در ضرایب رگرسیون ایجاد می‌کند مشاهده کرد. در ستون ۱ این جدول (۳)، مشاهده می‌شود که بدون کنترل هیچ متغیر دیگری، رابطه آستانه‌ای بین بسامد تغییر قیمت و تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده وجود دارد، به‌طوری که زمانی که سطح تورم پایین‌تر از نقطه آستانه یعنی ۱۸ درصد قرار دارد، رابطه معکوس است و با افزایش یک واحد تورم، بسامد تغییر قیمت به‌طور میانگین ۰/۱۸۵ واحد کاهش می‌یابد. اما زمانی که تورم بالای ۱۸ درصد است، رابطه مستقیم است و با افزایش یک واحد تورم، بسامد تغییر قیمت به‌طور میانگین ۰/۶۳ (۰/۸۱۵ + ۰/۱۸۵-) واحد افزایش می‌یابد. دلیل این رابطه مثبت را می‌توان این‌طور توضیح داد که افزایش نرخ تورم تولیدکننده سیگنالی از افزایش قیمت مصرف‌کننده در آینده است. در واقع انتظار می‌رود با افزایش قیمت نهاده‌های تولید قیمت نهایی کالاها نیز افزایش یابد. بنابراین، هرچه تورم تولیدکننده بیش‌تر باشد، تعداد تغییر قیمت کالاهای نهایی نیز برای پوشش هزینه‌های تولید بیش‌تر خواهد شد.

در ستون ۲ جدول (۳)، متغیر تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده به تفکیک زمان‌هایی که این متغیر مثبت یا منفی است (یعنی به‌ترتیب در زمان‌های افزایش یا کاهش خالص نقدینگی) به مدل اضافه شده است. ستون ۳ نیز به‌طور جداگانه در زمان‌های مثبت یا منفی بودن تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده (یعنی به‌ترتیب در زمان‌های افزایش یا کاهش خالص نرخ ارز)، تاثیر این متغیر بر بسامد تغییر قیمت را شامل می‌شود. مشاهده می‌شود که با اضافه کردن این دو متغیر، ضریب تورم

۱. جداول (۳پ) و (۴پ) پیوست رگرسیون‌ها را به صورت تک‌متغیره برای اندازه تغییر و بسامد تغییرات تخمین می‌زند تا رابطه کلی و تاثیرگذاری هر متغیر را نشان دهد.

در زمان‌هایی که تورم بالاتر از سطح آستانه قرار دارد، همچنان مثبت است اما ۰/۰۸۷ واحد نسبت به ستون ۱ کم‌تر شده است.

در ستون ۹ جدول (۳)، با قرار دادن تمام متغیرهای توضیحی در مدل، اثر هر یک از آن‌ها در کنار حضور متغیرهای دیگر بررسی شده است. در این تصریح مشاهده می‌شود که بین نرخ تورم و بسامد تغییر قیمت، هم قبل و هم بعد از آستانه نرخ تورم رابطه مستقیم برقرار است، اما شدت این رابطه بعد از آستانه کم‌تر می‌شود، به‌طوری که افزایش یک واحد تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده با ثبات تمام سایر شرایط، بسامد تغییر قیمت را در زمان پایین‌تر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط ۰/۶۱۸ واحد و در زمان بالاتر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط ۰/۰۴۴ واحد افزایش می‌دهد. کاهش شدت اثر مستقیم تورم بر بسامد تغییر قیمت را می‌توان این‌طور توضیح داد که زمانی که تورم از سطح آستانه بالاتر می‌رود، قدرت خرید مردم در سطح جامعه بسیار کاهش می‌یابد و قیمتگذاران چون به این واقعیت واقفند کم‌تر از زمان‌های تورم پایین، قیمت کالاهایشان را تغییر می‌دهند.

در این تصریح در مورد اثر تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده مشاهده می‌شود که در صورت منفی بودن این متغیر، یعنی در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال کاهش است، با ۰/۰۱ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، بسامد تغییر قیمت ۰/۶۶ واحد زیاد می‌شود. از طرف دیگر، در صورتی که این متغیر مثبت باشد، یعنی در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است، اثر شدیدتر می‌شود و با افزایش ۰/۰۱ واحد تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، بسامد تغییر قیمت ۰/۸۶ (۰/۰۲۰ + ۰/۶۶) واحد افزایش می‌یابد، زیرا افزایش نقدینگی انتظاراتی در راستای افزایش تورم در آینده ایجاد می‌کند. بنابراین، قیمتگذاران برای مقابله با آن، قیمت تعداد بیش‌تری از کالاها را تغییر می‌دهند و بسامد تغییر قیمت افزایش می‌یابد.

در مورد تغییرات تولید روندزدایی‌شده مشاهده می‌شود، زمانی که این متغیر منفی است، یعنی در زمان‌هایی که خالص تولید در حال کاهش است، ۰/۰۱ واحد افزایش تغییرات خالص لگاریتم تولید به ۶/۲۹ واحد کاهش بسامد تغییر قیمت منجر می‌شود، اما در صورتی که این متغیر مثبت باشد، یعنی در زمان‌هایی که خالص تولید در حال افزایش است، با افزایش ۰/۰۱ واحد تغییرات خالص لگاریتم تولید، بسامد تغییر قیمت ۷/۸۰ (۱۴/۰۹ + ۶/۲۹-) واحد افزایش می‌یابد. بنابراین، تغییرات خالص تولید در زمان‌های رکود، اثر منفی و در زمان‌های رونق اثر مثبت بر تغییرات بسامد تغییر قیمت دارد.

افزایش حجم واردات می‌تواند نشانه‌ای از افزایش تنوع کالاهای بازار باشد. بنابراین قیمتگذاران داخلی، قیمت تعداد کالاهای بیش‌تری را به منظور رقابت با کالاهای خارجی تغییر می‌دهند. طبق

ستون ۹ جدول (۳)، یک درصد افزایش حجم واردات، بسامد تغییر قیمت را به‌طور متوسط ۱۳/۴۴ واحد افزایش می‌دهد.

اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها از کانال افزایش تورم انتظاری بر بسامد تغییر قیمت‌ها اثر دارد، زیرا با اجرای این طرح مردم این سیگنال را دریافت می‌کنند که این امر در آینده باعث افزایش نرخ تورم خواهد شد. ستون ۹ جدول (۳) نشان می‌دهد که اجرای هدفمندی یارانه‌ها به‌طور متوسط ۸/۹۷۵ واحد افزایش بسامد تغییر قیمت را در پی دارد. همچنین، با اعمال تحریم‌ها و در صورت ثبات سایر شرایط، بسامد تغییر قیمت به‌طور متوسط ۵/۷۰۱ واحد بیش‌تر می‌شود، زیرا اعمال تحریم‌ها شوک منفی برای اقتصاد تلقی می‌شود و با ایجاد التهاب و نگرانی در میان آحاد اقتصادی، انتظار افراد را از تورم آینده بالا می‌برد و باعث می‌شود قیمتگذاران قیمت تعداد کالاهای بیش‌تری را تغییر دهند. ضریب مربوط به متغیر مجازی دولت یازدهم در ستون ۹ منفی است. با توجه به اثر مثبتی که این دولت در شرایط عمومی جامعه از ثبات و آرامش اقتصادی داشته، این نتیجه منطقی و مورد انتظار است.

جدول ۳: نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت بر متغیرهای توضیحی

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده	-۰/۱۸۵***	-۰/۱۶۲***	-۰/۲۳۸***	۰/۰۷۵۶*	۰/۲۲۸***	۰/۸۵۲***	۰/۷۳۱***	۰/۶۳۹***	۰/۶۱۸***
	(-۵/۳۲)	(-۵/۴۵)	(-۷/۷۷)	(۲/۶۴)	(۷/۰۵)	(۲۰/۷۵)	(۱۶/۱۴)	(۱۳/۸۲)	(۱۳/۲۲)
متغیر آستانه تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده	۰/۸۱۵***	۰/۸۴۳***	۰/۷۸۱***	۰/۳۹۸***	۰/۲۶۰***	-۰/۴۲۸***	-۰/۴۴۴***	-۰/۳۷۴***	-۰/۵۷۴***
	(۱۵/۷۸)	(۱۷/۳۹)	(۱۷/۰۵)	(۹/۶۳)	(۷/۶۰)	(-۱۱/۱۵)	(-۱۱/۰۸)	(-۸/۹۰)	(-۱۳/۵۱)
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده -		-۵۳۲/۶***	-۵۸۵/۰***	۳۴/۲۱	۱۰۸/۳***	۹۹/۹۳***	-۵/۴۳۴	۳۶/۵۹*	۶۵/۸۴***
		(-۱۶/۱۵)	(-۱۷/۷۷)	(۱/۶۴)	(۵/۴۰)	(۵/۱۸)	(-۰/۳۷)	(۲/۲۹)	(۴/۰۸)
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده +		۶۰۸/۹***	۷۱۸/۸***	۳۱/۴۰	-۱۸۵/۷***	-۵۲/۸۲	۷۶/۸۴**	۵۱/۸۰*	۲۰/۱۲
		(۱۱/۶۴)	(۱۳/۷۶)	(۰/۸۳)	(-۵/۹۵)	(-۱/۷۸)	(۳/۱۶)	(۲/۰۸)	(۰/۸۰)
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده -			-۲۹۶/۲***	-۲۹۰/۹***	-۲۴۳/۲***	-۱۶۶/۵***	-۱۶۱/۵***	-۱۵۴/۷***	-۱۴۳/۳***
			(-۳۶/۲۶)	(-۳۴/۲۸)	(-۳۲/۴۹)	(-۳۱/۱۹)	(-۳۱/۰۲)	(-۳۰/۵۷)	(-۲۶/۶۴)
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده +			۳۴۷/۸***	۳۴۱/۱***	۲۴۵/۵***	۱۴۰/۵***	۱۱۹/۵***	۱۱۱/۲***	۷۱/۶۵***
			(۳۹/۶۹)	(۳۷/۵۶)	(۳۱/۹۲)	(۲۷/۹۲)	(۲۶/۷۵)	(۲۵/۱۵)	(۱۲/۲۶)
تغییرات تولید روندزدایی‌شده -				-۸۱۳/۶***	-۸۵۰/۰***	-۷۹۷/۰***	-۷۳۲/۵***	-۷۳۰/۵***	-۶۲۸/۸***
				(-۴۴/۰۶)	(-۴۲/۵۵)	(-۳۹/۷۰)	(-۳۸/۶۶)	(-۳۸/۴۷)	(-۳۲/۹۴)
تغییرات تولید روندزدایی‌شده +				۱۴۶۲/۹***	۱۵۶۰/۳***	۱۵۹۴/۳***	۱۴۹۱/۵***	۱۴۹۶/۶***	۱۴۰۸/۹***
				(۴۰/۰۸)	(۳۹/۱۸)	(۴۰/۱۱)	(۳۸/۷۵)	(۳۸/۸۹)	(۳۷/۱۴)
حجم واردات					۱۶/۰۲***	۱۴/۰۰***	۱۶/۱۶***	۱۴/۴۹***	۱۳/۴۴***
					(۲۶/۶۲)	(۲۳/۱۳)	(۲۶/۹۶)	(۲۴/۱۹)	(۲۴/۶۰)
رشد قیمت نفت						-۰/۲۰۵***	-۰/۱۵۳***	-۰/۱۶۶***	-۰/۱۹۲***
						(-۲۸/۶۵)	(-۲۱/۰۸)	(-۲۱/۳۶)	(-۲۶/۹۳)

ادامه جدول ۳: نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت بر متغیرهای توضیحی

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها							۶/۶۷۲*** (۱۴/۸۶)	۲/۰۴۱*** (۴/۳۰)	۸/۹۷۵*** (۱۱/۱۹)
متغیر مجازی تحریم								۵/۸۱۳*** (۱۱/۶۴)	۵/۷۰۱*** (۱۱/۴۲)
متغیر مجازی دولت یازدهم									-۹/۴۳۵*** (-۱۰/۴۱)
ثابت	۳۴/۷۷*** (۴۶/۱۷)	۳۱/۱۴*** (۳۸/۲۹)	۲۶/۶۵*** (۲۹/۵۹)	۲۰/۶۳*** (۲۲/۳۱)	-۱۰۵/۹*** (-۱۹/۸۷)	-۹۳/۸۷*** (-۱۷/۷۶)	-۱۱۲/۴*** (-۲۱/۷۵)	-۹۸/۲۳*** (-۱۹/۰۰)	-۸۸/۵۵*** (-۱۸/۸۳)
تعداد مشاهده	۵۵۴۸	۵۲۶۸	۵۲۶۸	۵۰۱۶	۳۹۷۸	۳۹۷۸	۳۹۷۸	۳۹۷۸	۳۹۷۸
R2	۰/۲۹۲	۰/۳۲۹	۰/۳۶۰	۰/۴۴۰	۰/۴۷۶	۰/۵۳۴	۰/۵۴۳	۰/۵۴۸	۰/۵۵۶

این جدول نتایج حاصل از رگرسیون بسامد تغییر قیمت محاسبه‌شده را به روش گگنون (۲۰۰۹) بر نرخ تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده به همراه کنترل مرحله‌به‌مرحله اثر سایر متغیرهای توضیحی ارائه می‌کند. رگرسیون‌های پانل به صورت Fixed Effect تخمین زده شده‌اند. اعداد داخل پرانتز نمایانگر مقدار آماره t هستند. علامت * نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد، و *** در سطح ۰/۱ درصد است.

نتایج مربوط به اندازه تغییرات قیمت

جدول (۴)، تصریحات رگرسیون اندازه تغییرات قیمت را بر نرخ تورم و سایر متغیرهای توضیحی ارائه می‌دهد. در این جدول نیز، در هر تصریح، متغیرهای توضیحی یک‌به‌یک به مدل اضافه شده‌اند، زیرا با افزودن مرحله‌به‌مرحلهٔ متغیرهای توضیحی می‌توان تغییری را که هر متغیر در ضرایب رگرسیون ایجاد می‌کند مشاهده کرد. در ستون ۱ جدول (۴)، مشاهده می‌شود که بدون کنترل سایر شرایط، با افزایش یک واحد تورم ماهانه تولیدکننده، اندازه تغییر قیمت به‌طور میانگین ۰/۶۰۸ واحد افزایش می‌یابد. پیش‌تر دیدیم که بسامد تغییر قیمت به روش گگنون (۲۰۰۹) نیز با تورم تولیدکننده رابطه مثبت معناداری دارد. در واقع، این‌طور به نظر می‌رسد که با افزایش نرخ تورم تولیدکننده و افزایش قیمت نهاده‌های تولید، قیمتگذاران انگیزه دارند که برای پوشش هزینه‌های تولید قیمت نهایی کالاها را با اندازه بیش‌تری نیز تغییر دهند تا سود خود را حفظ کنند.

در ستون ۹ جدول (۴) با قرار دادن تمام متغیرهای توضیحی در مدل، اثر هر یک از آن‌ها در کنار حضور متغیرهای دیگر بررسی شده است. در این تصریح مشاهده می‌شود که افزایش یک واحد تورم ماهانه تولیدکننده با ثبات تمام سایر شرایط، اندازه تغییر قیمت را به‌طور متوسط ۰/۵۲۶ واحد افزایش می‌دهد. مشاهده می‌شود که ضریب مربوط به نرخ تورم ماهانه تولیدکننده از ستون اول (۰/۶۰۸) تا دهم (۰/۵۲۶)، ۰/۰۸۲ واحد کم شده است. این بدان معناست که در تصریح اول ۰/۰۸۲ واحد از ضریب تورم در اصل مربوط به سایر متغیرهای کلان اقتصادی است که تغییر آن‌ها در نهایت موجب تغییر در نرخ تورم می‌شود و اضافه کردن آن‌ها در تصریحات بعدی باعث می‌شود اثرشان از ضریب تورم خارج شود و این ضریب کاهش یابد.

در مورد اثر تغییرات نقدینگی روندزایی‌شده در ستون ۹ جدول (۴) مشاهده می‌شود که در صورت منفی بودن این متغیر، یعنی در زمان‌هایی که نقدینگی روندزدایی‌شده در حال کاهش است، با ۰/۰۱ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، اندازه تغییر قیمت ۰/۳۸ واحد کم می‌شود. از طرف دیگر، در صورتی که این متغیر مثبت باشد، یعنی در زمان‌هایی که نقدینگی روندزدایی‌شده در حال افزایش است، اثر این متغیر معکوس می‌شود و با افزایش ۰/۰۱ واحد افزایش تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، اندازه تغییر قیمت ۰/۲۲ (۰/۶۰ + ۰/۳۸-) واحد افزایش می‌یابد، زیرا افزایش نقدینگی انتظاراتی را در راستای افزایش تورم در آینده ایجاد می‌کند و قیمتگذاران برای مقابله با آن، قیمت کالاهای خود را به میزان بیش‌تری تغییر می‌دهند.

اثر تغییرات نرخ ارز روندزایی‌شده نیز در ستون ۹ جدول (۴) مشاهده می‌شود. در صورت منفی بودن این متغیر، یعنی در زمان‌هایی که نرخ ارز روندزدایی‌شده در حال کاهش است، با ۰/۰۱ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نرخ ارز، اندازه تغییر قیمت ۰/۰۶ واحد کم می‌شود. اما در صورتی که این متغیر مثبت باشد، یعنی در زمان‌هایی که نرخ ارز روندزدایی‌شده در حال افزایش است، با افزایش ۰/۰۱ واحد تغییرات خالص لگاریتم نرخ ارز، اندازه تغییر قیمت ۰/۰۶ (۰/۱۲ + ۰/۰۶-) واحد افزایش می‌یابد، زیرا افزایش نرخ ارز روندزدایی‌شده نسبت به ماه قبل سیگنالی از افزایش قیمت کالاهای وارداتی در آینده به‌نسبت نزدیک است. بنابراین، قیمتگذاران داخلی مزیت نسبی دارند و با توجه به افزایش قیمت کالای رقیب، میزان قیمت کالای خود را با فراغ بال بیش‌تری تغییر می‌دهند.

اثر مستقیم هدفمندی یارانه‌ها نیز مورد انتظار بود، زیرا اجرای این طرح از طریق افزایش تورم انتظاری، واکنش قیمتگذاران را در پی دارد. با توجه به ستون ۹ جدول (۴)، اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها به‌طور میانگین باعث ۰/۹۴۵ واحد افزایش اندازه تغییر قیمت می‌شود.

ضریب مربوط به متغیر مجازی دولت یازدهم نیز در ستون ۹ جدول (۴) منفی است. با توجه به اثر مثبتی که این دولت در شرایط عمومی جامعه از ثبات و آرامش اقتصادی دارد، این نتیجه منطقی و مورد انتظار است. ثبات و آرامش ایجادشده در سطح جامعه طی این دولت، باعث می‌شود که قیمتگذاران اندازه تغییر قیمت کالاهای خود را کاهش دهند.

جدول ۴: نتایج رگرسیون اندازه تغییرات قیمت بر متغیرهای توضیحی

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
تورم ماهانه تولیدکننده	۰/۶۰۸***	۰/۶۱۹***	۰/۶۰۸***	۰/۷۱۰***	۰/۶۴۳***	۰/۶۴۵***	۰/۶۳۷***	۰/۶۴۵***	۰/۵۲۶***
	(۱۰۶/۷۲)	(۱۰۶/۵۴)	(۱۰۳/۶۲)	(۱۱۷/۷۴)	(۱۰۱/۹۳)	(۸۴/۲۷)	(۸۵/۹۶)	(۷۸/۶۹)	(۶۶/۱۷)
مجذور تورم ماهانه تولیدکننده	-۰/۰۳۴۸***	-۰/۰۳۵۰***	-۰/۰۴۲۸***	-۰/۰۴۸۹***	-۰/۰۴۱۵***	-۰/۰۴۱۷***	-۰/۰۴۱۲***	-۰/۰۴۱۸***	-۰/۰۳۳۱***
	(-۷۶/۲۸)	(-۷۵/۵۷)	(-۸۵/۵۸)	(-۹۵/۶۳)	(-۷۹/۲۱)	(-۶۹/۸۴)	(-۷۰/۱۷)	(-۶۵/۴۱)	(-۵۲/۹۱)
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده -	-۳۴/۷۶***	-۳۷/۹۲***	-۶۲/۶۴***	-۳۷/۹۱***	-۳۷/۹۳***	-۴۰/۰۸***	-۴۰/۷۴***	-۳۸/۳۳***	
	(-۶۳/۷۸)	(-۷۰/۱۵)	(-۹۹/۹۳)	(-۵۷/۱۴)	(-۵۷/۲۸)	(-۵۶/۹۵)	(-۵۵/۲۷)	(-۵۲/۴۴)	
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده +	۶۱/۵۸***	۶۶/۰۶***	۸۷/۱۶***	۶۸/۶۶***	۶۸/۷۷***	۷۰/۹۱***	۷۱/۳۸***	۶۰/۱۰***	
	(۷۱/۸۳)	(۷۷/۷۰)	(۹۲/۸۸)	(۷۲/۶۱)	(۷۲/۲۰)	(۳۶/۷۲)	(۷۱/۲۸)	(۶۰/۹۷)	
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده -	-۱۲/۵۶***	-۱۳/۶۴***	-۱۱/۳۲***	-۱۱/۳۰***	-۱۱/۱۲***	-۱۱/۳۹***	-۶/۵۳۷***		
	(-۴۱/۲۱)	(-۴۲/۶۷)	(-۳۵/۱۳)	(-۳۴/۸۹)	(-۳۴/۶۲)	(-۳۶/۰۵)	(-۲۰/۵۵)		
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده +	۲۰/۳۹***	۲۱/۷۹***	۲۱/۷۷***	۲۱/۷۵***	۲۱/۲۲***	۲۱/۵۴***	۱۲/۰۴***		
	(۵۳/۹۹)	(۵۵/۲۶)	(۵۴/۹۴)	(۵۴/۸۸)	(۵۴/۰۳)	(۵۵/۰۷)	(۲۹/۸۴)		
تغییرات تولید روندزدایی‌شده -	-۳/۵۷۲***	-۵/۳۷۸***	-۵/۳۴۹***	-۴/۳۴۲***	-۴/۳۵۳***	۳/۷۱۶***			
	(-۵/۴۸)	(-۸/۱۵)	(-۸/۲۴)	(-۶/۶۵)	(-۶/۶۶)	(۵/۶۶)			
تغییرات تولید روندزدایی‌شده +	-۲۶/۲۰***	-۲۴/۱۰***	-۲۴/۰۸***	-۲۵/۶۷***	-۲۶/۳۵***	-۳۲/۴۰***			
	(-۲۷/۴۰)	(-۲۳/۹۲)	(-۲۳/۷۵)	(-۲۵/۰۴)	(-۲۵/۹۶)	(-۳۱/۹۶)			
لگاریتم حجم واردات	-۳/۳۸۷***	-۳/۳۸۸***	-۳/۳۱۰***	-۳/۲۸۰***	-۳/۰۲۳***				
	(-۱۳۷/۴۱)	(-۱۳۵/۶۰)	(-۱۳۵/۷۲)	(-۱۳۴/۸۱)	(-۱۲۱/۸۴)				
رشد قیمت نفت	-۰/۰۰۰۲۳۳	۰/۰۰۰۰۵۰۵	۰/۰۰۰۵۹۸*	-۰/۰۰۵۰۱***					
	(-۰/۸۴)	(۰/۱۹)	(۲/۵۴)	(-۱۹/۱۰)					

ادامه جدول ۴: نتایج رگرسیون اندازه تغییرات قیمت بر متغیرهای توضیحی

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها							۰/۱۴۴*** (۸/۳۱)	۰/۲۵۴*** (۸/۶۷)	۰/۹۴۵*** (۲۹/۲۱)
متغیر مجازی تحریم								-۰/۱۵۰*** (-۵/۵۰)	-۰/۲۰۰*** (-۷/۳۲)
متغیر مجازی دولت یازدهم									-۱/۵۵۱*** (-۸۱/۰۱)
ثابت	۱/۱۹۱*** (۶۶/۵۱)	۰/۶۴۳*** (۳۳/۵۱)	۰/۲۸۹*** (۱۳/۴۹)	-۰/۰۴۳ (-۱/۸۱)	۲۷/۳۵*** (۱۳۶/۹۸)	۲۷/۳۵*** (۱۳۵/۷۵)	۲۶/۶۵*** (۱۳۲/۷۹)	۲۶/۴۲*** (۱۳۱/۸۷)	۲۴/۸۴*** (۱۲۲/۱۸)
تعداد مشاهده	۷۷۷۰۵۷۸	۷۳۲۹۱۴۷	۷۳۲۹۱۴۷	۶۸۸۲۱۲۸	۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶
R2	۰/۰۲۷	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۵	۰/۰۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۲۸

این جدول نتایج حاصل از رگرسیون اندازه تغییر قیمت را بر نرخ تورم ماهانه تولیدکننده و مجذور آن به همراه کنترل مرحله‌به‌مرحله اثر سایر متغیرهای توضیحی ارائه می‌کند. رگرسیون‌های پانل به صورت Fixed Effect تخمین زده شده‌اند. اعداد داخل پرانتز نمایانگر مقدار آماره t هستند. علامت * نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد، و *** در سطح ۰/۱ درصد است.

آزمون‌های پایداری نتایج

جداول (۵) و (۶)، پایداری نتایج ارائه‌شده در بخش قبل را نسبت به نرخ تورم‌های مختلف، یعنی ماهانه و نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده یا تولیدکننده نشان می‌دهند. همان‌طور که در تصریحات جدول (۵) مشاهده می‌شود، بسامد تغییر قیمت با همه نرخ تورم‌های ماهانه و نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده و تولیدکننده رابطه مستقیم آستانه‌ای دارد، به‌طوری که شدت اثرگذاری بعد از آستانه کاهش می‌یابد. به علاوه، رابطه مثبت تولید با بسامد تغییر قیمت در زمان‌های رونق و رابطه منفی آن‌ها در زمان‌های رکود نیز در هر چهار تصریح جدول (۵) پایدار است. جدول (۶)، نیز نشان می‌دهد که بین اندازه تغییر قیمت و همه نرخ تورم‌های ماهانه و نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده و تولیدکننده رابطهٔ مستقیم برقرار است. به علاوه، نقدینگی در زمان‌هایی که نقدینگی در حال افزایش است و نرخ ارز در زمان‌هایی که نرخ ارز در حال افزایش است، در هر چهار تصریح اثر مثبت معناداری بر اندازه تغییر قیمت دارند.

جدول ۵: آزمون‌های پایداری نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
تورم ماهانه مصرف‌کننده	۴/۰۲۹***			
	(۲۰/۵۹)			
متغیر آستانه تورم ماهانه مصرف‌کننده	-۰/۰۳۳۳			
	(-۰/۱۱)			
تورم نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده		۰/۹۴۰***		
		(۱۶/۷۵)		
متغیر آستانه تورم نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده		-۰/۹۳۷***		
		(-۱۵/۵۶)		
تورم ماهانه تولیدکننده			۱/۰۴۸***	
			(۷/۷۶)	
متغیر آستانه تورم ماهانه تولیدکننده			-۱/۰۳۷***	
			(-۷/۵۸)	
تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده				۰/۶۱۸***
				(۱۳/۲۲)
متغیر آستانه تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده				-۰/۵۷۴***
				(-۱۳/۵۱)
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده -	۱۳۷/۷***	۹۵/۴۱***	۲۷/۱۳	۶۵/۸۴***
	(۷/۸۱)	(۶/۴۳)	(۱/۴۲)	(۴/۰۸)
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده +	-۱۰۵/۷***	-۱۰/۳۸	۶۶/۴۶*	۲۰/۱۲
	(-۳/۸۵)	(-۰/۴۴)	(۲/۳۰)	(۰/۸۰)
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده -	-۱۴۴/۶***	-۱۴۶/۸***	-۱۶۱/۲***	-۱۴۳/۳***
	(-۲۴/۰۸)	(-۲۶/۶۷)	(-۲۵/۹۳)	(-۲۶/۶۴)

ادامه جدول ۵: آزمون‌های پایداری نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده +	۴۹/۳۸***	۷۵/۱۱***	۹۳/۱۱***	۷۱/۶۵***
	(۸/۰۲)	(۱۳/۲۶)	(۱۴/۱۰)	(۱۲/۲۶)
تغییرات تولید روندزدایی‌شده -	-۵۸۵/۷***	-۶۱۶/۸***	-۵۹۲/۵***	-۶۲۸/۸***
	(-۳۳/۰۵)	(-۳۵۰/۱۰)	(-۳۲/۲۴)	(-۳۲/۹۴)
تغییرات تولید روندزدایی‌شده +	۱۳۲۵/۱***	۱۴۰۸/۵***	۱۳۳۱/۷***	۱۴۰۸/۹***
	(۳۵/۵۷)	(۳۸/۸۵)	(۳۴/۵۶)	(۳۷/۱۴)
حجم واردات	۱۲/۱۹***	۱۳/۶۱***	۱۳/۲۳***	۱۳/۴۴***
	(۲۰/۱۵)	(۲۶/۴۳)	(۲۱/۴۵)	(۲۴/۶۰)
رشد قیمت نفت	-۰/۱۶۳***	-۰/۱۶۴***	-۰/۱۵۶***	-۰/۱۹۲***
	(-۲۷/۲۴)	(-۲۹/۱۰)	(-۲۷/۵۱)	(-۲۶/۹۳)
متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها	۸/۲۱۴***	۸/۱۸۸***	۱۱/۰۵***	۸/۹۷۵***
	(۱۵/۲۶)	(۱۲/۶۷)	(۲۰/۰۹)	(۱۱/۱۹)
متغیر مجازی تحریم	۶/۷۴۱***	۶/۶۶۷***	۷/۴۱۶***	۵/۷۰۱***
	(۱۳/۰۵)	(۱۲/۸۳)	(۱۴/۱۱)	(۱۱/۴۲)
متغیر مجازی دولت یازدهم	-۸/۲۶۸***	-۹/۷۷۲***	-۱۱/۲۸***	-۹/۴۳۵***
	(-۱۱/۳۵)	(-۱۲/۵۸)	(-۱۵/۱۶)	(-۱۰/۴۱)
ثابت	۷۲/۴۵***	۹۵/۶۰***	۸۱/۷۱***	-۸۸/۵۵***
	(۱۴/۲۰)	(۲۰/۱۴)	(۱۵/۶۷)	(-۱۸/۸۳)
تعداد مشاهده	۳۹۷۸	۳۹۷۸	۳۹۷۸	۳۹۷۸
R2	۰/۵۶۶	۰/۵۶۲	۰/۵۴۶	۰/۵۵۶

اعداد داخل پرانتز نمایانگر مقدار آماره t هستند. علامت * نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد، و *** در سطح ۰/۱ درصد است.

جدول ۶: آزمون‌های پایداری نتایج رگرسیون اندازه تغییرات قیمت

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
تورم ماهانه مصرف‌کننده	۰/۵۲۵***			
	(۶۴/۲۴)			
تورم نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده		۰/۰۸۶۵***		
		(۱۰۶/۳۱)		
تورم ماهانه تولیدکننده			۰/۱۸۸***	
			(۴۹/۳۰)	
تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده				۰/۰۵۱۰***
				(۶۳/۹۶)
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده -	-۲۳/۶۶***	-۲۷/۱۰***	-۳۵/۱۷***	-۳۸/۱۲***
	(-۳۲/۲۹)	(-۳۶/۹۳)	(-۴۸/۷۱)	(-۵۲/۷۴)
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده +	۳۴/۷۷***	۳۴/۴۵***	۵۴/۹۸***	۵۰/۵۰***
	(۳۳/۶۸)	(۳۴/۱۳)	(۵۶/۲۸)	(۵۱/۲۲)
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده -	-۲/۰۹۳***	۴/۲۶۲***	-۳/۷۰۱***	-۲/۵۴۹***
	(-۶/۷۲)	(۱۳/۳۴)	(-۱۱/۷۸)	(-۸/۱۱)
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده +	۴/۹۳۱***	۰/۴۱۱	۴/۹۹۹***	۹/۵۶۹***
	(۱۳/۲۱)	(۱/۰۹)	(۱۲/۸۰)	(۲۶/۱۵)
تغییرات تولید روندزدایی‌شده -	-۰/۰۳۴۰	-۱۰/۱۷***	۰/۹۳۹	-۱۳/۰۹***
	(-۰/۰۵)	(-۱۵/۲۲)	(۱/۴۲)	(-۱۸/۶۶)
تغییرات تولید روندزدایی‌شده +	-۲۰/۱۵***	۰/۴۷۷	-۲۴/۸۳***	-۴/۶۰۸***
	(-۱۹/۷۸)	(۰/۴۶)	(-۲۴/۲۹)	(-۴/۳۱)

ادامه جدول ۶: آزمون‌های پایداری نتایج رگرسیون اندازه تغییرات قیمت

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
حجم واردات	-۳/۲۵۷***	-۲/۲۸۵***	-۳/۱۲۷***	-۲/۵۷۷***
	(-۱۳۲/۴۳)	(-۹۰/۶۴)	(-۱۲۶/۵۰)	(-۱۰۳/۸۸)
رشد قیمت نفت	-۰/۰۰۳۱۴***	-۰/۰۰۲۰۱***	-۰/۰۰۲۶۸***	-۰/۰۰۵۵۹***
	(-۱۲/۵۹)	(-۸/۱۲)	(-۱۰/۶۷)	(-۲۰/۰۸)
متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها	۰/۷۱۶***	۰/۴۴۶***	۱/۰۵۱***	۰/۲۱۶***
	(۲۲/۵۷)	(۱۳/۶۰)	(۳۱/۶۷)	(۶/۴۳)
متغیر مجازی تحریم	-۰/۱۹۰***	-۰/۲۶۰***	-۰/۰۸۱۱***	-۰/۲۶۷***
	(-۷/۱۲)	(-۹/۸۹)	(-۳/۰۸)	(-۱۰/۰۱)
متغیر مجازی دولت یازدهم	-۱/۳۴۳***	-۱/۰۴۴***	-۱/۷۵۵***	-۰/۹۴۰***
	(-۶۹/۳۲)	(-۵۱/۹۳)	(-۸۹/۰۱)	(-۴۱/۷۷)
ثابت	۲۷/۲۹***	۱۸/۴۲***	۲۶/۱۱***	۲۱/۳۴***
	(۱۳۶/۴۰)	(۸۸/۲۸)	(۱۲۹/۳۸)	(۱۰۴/۵۴)
تعداد مشاهده	۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶
R2	۰/۰۲۹	۰/۰۲۹	۰/۰۲۸	۰/۰۲۸

اعداد داخل پرانتز نمایانگر مقدار آماره t هستند. علامت * نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد، و *** در سطح ۰/۱ درصد است.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش از ۸۴ میلیون داده خرد قیمتی فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه در بازه زمانی ۱۷ ساله، از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ استفاده کرده است تا شاخص‌های رفتار قیمتگذاری و در نتیجه میزان چسبندگی قیمت کالاها را محاسبه کند و چگونگی تاثیرپذیری این شاخص‌ها را از نرخ تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بررسی نماید.

این پژوهش در ابتدا به محاسبه آماره‌های توصیف‌کنندهٔ چسبندگی قیمت پرداخته است. طبق محاسبات صورت‌گرفته میانگین بسامد تغییر قیمت برابر با ۴۷/۳۴ درصد است، یعنی در هر ماه به‌طور میانگین ۴۷/۳۴ درصد از کالاهای مورد بررسی دچار تغییر قیمت شده‌اند. همچنین، میانگین دوره ماندگاری ضمنی قیمت‌ها برابر با ۲/۵۲ ماه است، بدین معنا که قیمت‌ها به‌طور متوسط ۲/۵۲ ماه ثابت باقی مانده‌اند. البته با توجه به محدودیت‌های داده مورد استفاده، نمی‌توان دقیقاً همین اعداد را به کل قیمت‌ها در کشور تعمیم داد، اما با توجه به این محدودیت که فروشگاه رفاه شامل کالاهایی است که قیمت آن‌ها به‌طور دولتی و سراسری تعیین می‌شود، می‌توان گفت که دوره ماندگاری قیمت کالاها در ایران بیش‌تر از اعداد محاسبه‌شده برای قیمت‌های فروشگاه رفاه نیست.

سپس برای پاسخ به این پرسش که «آیا چسبندگی قیمت‌ها از متغیرهای کلان اقتصادی به‌ویژه نرخ تورم اثر می‌پذیرد یا خیر؟»، بسامد تغییر قیمت و اندازه تغییر قیمت به عنوان متغیر وابسته به همراه متغیرهای توضیحی مناسبی که طبق مبانی نظری انتظار تاثیرگذاری آن‌ها وجود داشت، در مدل‌های رگرسیونی خطی و آستانه‌ای قرار داده شد. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که نرخ تورم بر بسامد و اندازه تغییرات قیمت اثر مثبت و معناداری دارد. محاسبات نشان می‌دهد که بین بسامد تغییر قیمت و نرخ تورم رابطه مستقیم آستانه‌ای (با نرخ تورم آستانه ۱۸ درصد) به‌گونه‌ای برقرار است که شدت این رابطه بعد از آستانه کم‌تر می‌شود. به‌طوری که با ثبات سایر شرایط، افزایش یک واحد درصد تورم، بسامد تغییر قیمت را در زمان پایین‌تر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط ۰/۶۱۸ واحد درصد و در زمان بالاتر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط ۰/۰۴۴ واحد درصد افزایش می‌دهد. بر اساس این، به نظر می‌رسد که در زمان‌های تورم بالا، قیمتگذاران چون به کاهش قدرت خرید مردم در سطح جامعه واقفند، قیمت کالاها را کم‌تر از زمان‌های تورم پایین تغییر می‌دهند. به علاوه، نشان داده شد که متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد نقدینگی، نرخ ارز، و تولید نیز بر بسامد و اندازه تغییر قیمت اثرگذارند.

طبق رگرسیون‌های انجام‌شده مشخص شد که نقدینگی اثر مثبت بر «بسامد» تغییرات قیمت

دارد، به‌طوری که این اثر در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است شدیدتر است. تولید در زمان‌های رکود اثر منفی و در زمان‌های رونق اثر مثبت قابل‌توجهی بر «بسامد» تغییرات قیمت دارد. همچنین، نقدینگی در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است و نرخ ارز در زمان‌هایی که خالص نرخ ارز در حال افزایش است، اثر مثبت بر «اندازه» تغییر قیمت دارند. از این‌رو، به نظر می‌رسد سیاستگذار پولی برای پیش‌بینی اثر سیاست‌ها نباید تنها تحولات نرخ تورم را بررسی کند، بلکه لازم است به تغییرات نقدینگی، تولید، و نرخ ارز نیز توجه ویژه‌ای داشته باشد.

نتایج مذکور نسبت به نرخ تورم‌های ماهانه و نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده و تولیدکننده پایدار است. در نهایت گفتنی است که تخمین‌های انجام‌شده با محدودیت‌های داده‌ای همراه بوده که این محدودیت‌ها به تشریح در بخش محدودیت‌های داده در پیوست مورد بحث قرار گرفته است.

اظهاریه

با تشکر و قدردانی از مدیریت دفتر مرکزی فروشگاه رفاه که با در اختیار قرار دادن داده‌های مورد نیاز، امکان انجام این پژوهش را فراهم کردند.

منابع

الف) انگلیسی

Alvarez, F., Beraja, M., Gonzalez-Rozada, M., & Neumeyer, P. A. (2019). From Hyperinflation to Stable Prices: Argentina's Evidence on Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics, 134*(1), 451-505. https://doi.org/10.1093/qje/qjy022

Alvarez, F., Lippi, F., & Passadore, J. (2017). Are State-and Time-Dependent Models Really Different? *NBER Macroeconomics Annual, 31*(1), 379-457. https://doi.org/10.1086/690243

Barro, R. J. (1972). A Theory of Monopolistic Price Adjustment. *The Review of Economic Studies, 39*(1), 17-26. https://doi.org/10.2307/2296440

Bayat, S., & Jabal Ameli, P. (2019). Policy Requirements under Different Macroeconomic Conditions: An Application of Micro CPI Data. *Journal of Monetary & Banking Research, 12*(39), 1-22. http://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-1146-fa.html

Bayat, S., & Madanizadeh, S. 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 Research and Policies, 27*(90), 7-56. http://qjerp.ir/article-1-2136-en.html

Bils, M., & Klenow, P. J. (2004). Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy, 112*(5), 947-985. https://doi.org/10.1086/422559

Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics, 12*(3), 383-398. https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0

Gagnon, E. (2009). Price Setting During Low and High Inflation: Evidence from Mexico. *The Quarterly Journal of Economics, 124*(3), 1221-1263. https://doi.org/10.1162/qjec.2009.124.3.1221

Golosov, M., & Lucas Jr, R. E. (2007). Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy, 115*(2), 171-199. https://doi.org/10.1086/512625

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.

Karami, H., Bayat, S., & Bahador, A. (2016). Policy Making Requirements for Inflation Targeting Framework in Iran: Applying SVARX Model. *The Journal of Planning and Budgeting, 20*(4), 31-54. http://jpbud.ir/article-1-1150-fa.html

Lucas Jr, R. E. (1996). Nobel Lecture: Monetary Neutrality. *Journal of Political Economy, 104*(4), 661-682. https://doi.org/10.1086/262037

McCandless, G. T., & Weber, W. E. (1995). Some Monetary Facts. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 19(3), 2-11.

Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008). Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics, 123*(4), 1415-1464. https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.4.1415

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1975). "Rational" Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy, 83*(2), 241-254. https://doi.org/10.1086/260321

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1976). Rational Expectations and the Theory of Economic Policy. *Journal of Monetary Economics, 2*(2), 169-183. https://doi.org/10.1016/0304-3932(76)90032-5

Seighalani, S., & Rahmani, T. (2018). An Analysis of the Relationship between Monetary Shocks and Inflation Rate of CPI Components for Testing Price Stickiness. *The Journal of Planning and Budgeting, 22*(3), 3-22. http://jpbud.ir/article-1-1742-fa.html

Sheshinski, E., & Weiss, Y. (1977). Inflation and Costs of Price Adjustment. *The Review of Economic Studies, 44*(2), 287-303. https://doi.org/10.2307/2297067

Taylor, J. B. (1980). Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy, 88*(1), 1-23. https://doi.org/10.1086/260845

Teles, P., & Zhou, R. (2005). A Stable Money Demand: Looking for the Right Monetary Aggregate. *Federal Reserve Bank of Chicago, 29*(I), 50-63.

Wulfsberg, F. (2009). *Price Adjustments and Inflation-Evidence from Norwegian Consumer Price Data 1975-2004:* Working Paper, No. 2009/11. http://hdl.handle.net/11250/2577448

ب) فارسی

همتی، مریم، و بیات، سعید (۱۳۹۱). بررسی درجه چسبندگی قیمت‌ها. *نشریه تازه‌های اقتصاد*، ۱(۱۳۸)، ۶۵-۶۴.

پیوست

الف. محدودیت‌های داده

در این بخش، محدودیت‌هایی که در داده‌های مورد استفاده وجود دارد، شرح داده می‌شود:

کالاهای حراج: بخشی از کالاهای حراج از طریق کد کالا قابل‌تفکیک هستند، اما بخش دیگر قابل‌شناسایی نیستند.

اقلام دولتی و غیردولتی: کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه‌های رفاه از نظر سیستم قیمتگذاری دو دسته‌اند: دستهٔ اول کالاهای سراسری که قیمت آن‌ها در کل کشور به‌طور هماهنگ تعیین می‌شود. دستهٔ دوم کالاهای محلی که قیمتشان سراسری نیست. این دو دسته کالا از طریق کد کالاها قابل‌تفکیک نیستند. به دلیل کم بودن واریانس قیمت هر کالا میان شعبه‌های مختلف یک استان، شعبهٔ اصلی هر استان را نگه داشته و باقی شعب را از داده‌ها حذف کرده‌ایم. با حذف شعب فرعی استان‌ها، تعداد مشاهده‌ها از ۸۴ میلیون به ۲۹ میلیون مشاهده تقلیل یافت.

دادهٔ مورد استفاده در این پژوهش، ۵۵ درصد وزنی سبد مصرف‌کننده (که در محاسبه شاخص قیمت مصرف‌کننده توسط بانک مرکزی مورد استفاده قرار می‌گیرد) را شامل نمی‌شود که این امر به دلیل وجود مواردی ازجمله اجاره مسکن (با وزن ۲۵)، داروها و خدمات پزشکی (با وزن ۵/۵)، خودروها (با وزن ۵)، هزینه حمل‌ونقل (با وزن ۲/۸۵)، اجرت خدمات مختلف مانند شهریه تحصیل (با وزن ۲)، انرژی و سوخت، خدمات مسافرتی و غیره در سبد مصرف‌کننده است که در فروشگاه‌های رفاه عرضه نمی‌شود. هرچند داده‌های فروشگاه رفاه از جنس مظنه هستند، اما در مورد تغییر قیمت این اقلام انتظار می‌رود هیئت‌مدیره فروشگاه نقش جدی داشته باشد، یعنی ممکن است اگر داده‌های فروشگاه دیگری (حتی با اقلام مشابه فروشگاه رفاه) مبنای محاسبات قرار گیرد، ماندگاری قیمت‌ها متفاوت از این مطالعه به‌دست آید. بنابراین، نقص کار کردن با این داده‌ها این است که میزان ماندگاری قیمت به‌دست‌آمده از این مطالعه لزوماً نمایندهٔ کاملی از ماندگاری قیمت کالاها در اقتصاد ایران نیست.

ب. پاکسازی داده

این بخش نحوه پاکسازی داده‌ها قبل از انجام محاسبات را شرح می‌دهد. برای جلوگیری از ایجاد خطای اندازه‌گیری در محاسبه نتایج مورد نظر، داده‌ها را به این روش تمیز کرده‌ایم: بدین منظور

مقادیری از متغیرها که به دلیل خطای اپراتور یا هر دلیل دیگری اشتباه ثبت شده بود شناسایی شد. سپس در صورت امکان اصلاح شد و در غیر این صورت از داده‌ها حذف شد. لیست موارد اصلاح یا حذف‌شده به شرح زیر است:

قیمت نامعتبر: مواردی که قیمتشان به‌طور غیرمنطقی کوچک‌تر از ۱۰۰ ریال بود از داده‌ها حذف شد. مواردی همچون تلویزیون، رادیوضبط، اتوبخار، گوشت، مرغ، و بخاری گازی با این قیمت غیرمنطقی بودند و حذف شدند. اما کیسه نایلکس مخصوص حمل کالا در انواع سایزها با قیمت کم‌تر از ۱۰۰ ریال منطقی بود.

کد کالای نامعتبر: مواردی که کد کالای آن‌ها مجموعه‌ای از اشکال نامفهوم بود از داده‌ها حذف شد.

تاریخ نامعتبر: مواردی که در آن‌ها عددی خارج از بازه ۱ تا ۱۲ برای ماه ثبت شده بود در صورت امکان اصلاح شد و در غیر این صورت حذف شد.

کالاهای اشانتیون: این دسته اجناس که از روی کد یکتای کالاها قابل‌تشخیص بودند نیز از داده‌ها حذف شدند، چون قیمتی برای آن‌ها ثبت نشده بود.

از آن‌جا که این پژوهش قصد بررسی روند تغییرات قیمت کالاها را در طول زمان دارد، برای قیمت هر کالا طول دادهٔ قابل‌قبولی مورد نیاز است. به همین دلیل، کالاها با توالی قیمت کم‌تر از ۲۴ ماه را نیز از داده‌ها کنار گذاشتیم. پس از این اصلاح، تعداد مشاهده‌ها از ۲۹ میلیون به ۱۶ میلیون مشاهده تقلیل یافت.

پ. خلاصه آماری از داده

یکی از موضوعات قابل‌توجه که در داده‌ها مشاهده می‌شود، وجود ناهمگونی بسامد تغییرات قیمت در میان گروه‌های مختلف کالایی است. میانگین و انحراف استاندارد بسامد تغییرات قیمت و اندازه تغییرات قیمت به تفکیک گروه‌های کالایی در جداول (۱پ) و (۲پ) گزارش شده است. همان‌طور که در جدول (۱پ) مشاهده می‌شود، مواد غذایی تازه بیش‌ترین بسامد «تغییر» و «افزایش» قیمت، و لوازم تحریر و اداری کم‌ترین بسامد «تغییر»، «افزایش» و «کاهش» قیمت را داشته‌اند. بیش‌ترین بسامد «کاهش» قیمت مربوط به گروه پوشاک بوده است.

جدول ۱پ: خلاصه آماری بسامد تغییرات قیمت به تفکیک گروه‌های کالا

	بهداشتی آرایشی	تحریر و اداری	خانگی و صنعتی	خوراکی آشامیدنی	غذایی تازه	پوشاک	کل
فرکانس تغییر قیمت	۴۶،۹۱ (۲۳،۵۴)	۳۴،۶۱ (۲۱،۹۲)	۴۶،۳۶ (۲۴،۱۲)	۴۹،۰۶ (۲۰،۶۶)	۵۲،۳۳ (۲۸،۳۷)	۴۵،۰۷ (۲۵،۰۳)	۴۵،۷۲ (۲۴،۶۴)
فرکانس افزایش قیمت	۲۸،۶۶ (۲۱،۱۰)	۱۹،۳۷ (۱۹،۰۳)	۲۸،۰۴ (۲۲،۰۹)	۳۱،۰۴ (۱۹،۵۵)	۳۲،۹۹ (۲۶،۱۹)	۲۵،۳۰ (۲۲،۵۱)	۲۷،۵۷ (۲۲،۲۶)
فرکانس کاهش قیمت	۱۸،۲۵ (۲۰،۴۴)	۱۵،۲۴ (۲۰،۰۳)	۱۸،۳۲ (۲۳،۵۲)	۱۸،۰۱ (۱۸،۴۷)	۱۹،۳۴ (۲۵،۴۶)	۱۹،۷۷ (۲۳،۹۲)	۱۸،۱۶ (۲۲،۱۱)
دوره ماندگاری قیمت	۳،۳۸۸ (۳،۱۲۵)	۶،۵۸۳ (۷،۱۷۲)	۳،۵۱۰ (۳،۱۲۹)	۲،۶۳۱ (۱،۵۴۶)	۴،۶۸۱ (۹،۱۴۷)	۴،۳۹۹ (۴،۶۳۰)	۴،۱۹۹ (۵،۵۸۷)
تعداد مشاهده							۱۲۱۸

جدول ۲پ: خلاصه آماری اندازه تغییرات قیمت به تفکیک گروه‌های کالا

	بهداشتی آرایشی	تحریر و اداری	خانگی و صنعتی	خوراکی آشامیدنی	غذایی تازه	پوشاک	کل
اندازه تغییر قیمت	۱،۶۸۲ (۹،۸۷۳)	۱،۱۹۲ (۲۰،۷۱)	۱،۸۴۴ (۱۲،۸۷)	۲،۲۰۹ (۱۰،۹۸)	۴،۲۶۳ (۱۰۷،۶)	۰،۶۹۱ (۹،۲۱۲)	۱،۸۷۷ (۱۲،۲۸)
اندازه افزایش قیمت	۵،۶۰۶ (۱۰،۴۰)	۴،۲۳۸ (۲۷،۵۳)	۵،۶۹۰ (۱۵،۲۳)	۵،۸۶۱ (۱۲،۰۴)	۹،۴۵۱ (۱۳۷،۴)	۴،۳۹۹ (۱۰،۶۹)	۵،۶۴۷ (۱۴،۱۳)
اندازه کاهش قیمت	۴،۱۷۸ (۴،۹۲۲)	۲،۴۵۲ (۳،۲۸۵)	۳،۷۵۴ (۴،۰۰۴)	۳،۹۳۹ (۴،۳۵۰)	۳،۸۸۵ (۴،۱۲۳)	۳،۶۶۶ (۳،۸۹۳)	۳،۹۳۱ (۴،۴۷۳)
تعداد مشاهده							۷۷۶۹۲۵۶

با توجه به جدول (۲پ)، بیش‌ترین و کم‌ترین اندازه «تغییر» قیمت به‌ترتیب مربوط به گروه مواد غذایی تازه و پوشاک و منسوجات بوده است. مواد غذایی تازه همچنین بیش‌ترین اندازه «افزایش» قیمت را نیز داشته است، اما بیش‌ترین اندازه «کاهش» قیمت مربوط به گروه بهداشتی و آرایشی بوده است.

ت. جداول رگرسیون

در راستای کشف رابطه نرخ تورم با بسامد تغییر قیمت و همچنین تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شدت این رابطه، در جدول (۳پ) در هر مرحله، تورم ماهانه تولیدکننده را همراه با تنها یکی از متغیرهای توضیحی در مدل رگرسیون قرار دادیم تا بتوانیم تاثیر قرارگیری هر متغیر همراه را با نرخ تورم در مدل مشاهده کنیم. در واقع، به این طریق می‌توان دید که با اضافه کردن هر متغیر به تصریح، ضریب تورم در مدل چه تغییری می‌کند. جدول (۴پ) نیز همین روند را برای اندازه تغییرات قیمت نشان می‌دهد.

جدول ۳پ: نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت بر هر متغیر توضیحی به صورت جداگانه

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده	-۰،۱۸۵***	۰،۴۱۱***	۰،۲۷۵***	۰،۴۷۱***	۰،۳۳۲***	۰،۴۴۳***	۰،۱۷۰***	۰،۰۲۴۴	۰،۴۷۱***
	(-۵،۳۲)	(۱۹،۵۵)	(۱۳،۹۱)	(۲۱،۸۱)	(۱۶،۹۷)	(۱۹،۷۴)	(۹،۲۹)	(۱،۳۲)	(۲۲،۲۸)
متغیر آستانه تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده	۰،۸۱۵***								
	(۱۵،۷۸)								
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده -		-۴۹۵،۸***							
		(-۱۴،۶۷)							
تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده +		۵۶۹،۲***							
		(۱۰،۷۹)							
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده -			-۲۷۷،۶***						
			(-۳۵،۳۲)						
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده +			۳۰۹،۸***						
			(۳۳،۱۸)						
تغییرات تولید روندزدایی‌شده -				-۸۴۶،۲***					
				(-۴۵،۹۴)					
تغییرات تولید روندزدایی‌شده +				۱۴۶۳،۲***					
				(۳۷،۸۵)					
حجم واردات					۸،۱۴۴***				
					(۱۴،۸۹)				
رشد قیمت نفت						-۰،۱۳۴***			
						(-۲۲،۵۴)			

ادامه جدول ۳پ: نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت بر هر متغیر توضیحی به صورت جداگانه

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها							۱۳،۳۹***		
							(۲۵،۹۶)		
متغیر مجازی تحریم								۱۳،۶۱***	
								(۲۳،۷۴)	
متغیر مجازی دولت یازدهم									۱۰،۵۹***
									(۱۷،۲۹)
ثابت	۳۴،۷۷***	۲۵،۰۳***	۲۵،۵۷***	۲۱،۴۲***	-۳۲،۴۵***	۲۸،۶۸***	۲۶،۳۵***	۲۹،۴۶***	۲۵،۲۶***
	(۴۶،۱۷)	(۳۲،۹۳)	(۳۵،۶۰)	(۳۲،۳۳)	(-۶،۷۹)	(۴۳،۳۰)	(۴۷،۹۷)	(۴۵،۹۳)	(۳۹،۶۴)
تعداد مشاهده	۵۵۴۸	۵۲۶۸	۵۵۴۸	۵۰۱۶	۴۵۱۰	۵۵۴۸	۵۵۴۸	۵۵۴۸	۵۵۴۸
R2	۰،۲۹۲	۰،۳۱۶	۰،۳۰۹	۰،۴۰۶	۰،۳۰۱	۰،۳۱۰	۰،۳۵۵	۰،۳۳۱	۰،۳۱۷

این جدول نتایج حاصل از رگرسیون بسامد تغییر قیمت محاسبه‌شده را به روش گگنون (۲۰۰۹) بر نرخ تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده به همراه کنترل مرحله‌به‌مرحله اثر سایر متغیرهای توضیحی ارائه می‌کند. رگرسیون‌های پانل به صورت Fixed Effect تخمین زده شده‌اند. اعداد داخل پرانتز نمایانگر مقدار آماره tهستند. علامت * نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد، و *** در سطح ۰/۱ درصد است.

جدول ۴پ: نتایج رگرسیون اندازه تغییرات قیمت بر هر متغیر توضیحی به صورت جداگانه

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)	(۱۰)
تورم ماهانه تولیدکننده	۰،۶۰۸*** (۱۰۶،۷۲)	۰،۶۱۹*** (۱۰۶،۵۴)	۰،۵۹۳*** (۱۰۲،۶۹)	۰،۷۰۰*** (۱۱۸،۲۹)	۰،۶۴۳*** (۱۱۱،۹۰)	۰،۵۷۶*** (۹۷،۲۴)	۰،۶۴۲*** (۹۴،۰۸)	۰،۵۷۱*** (۱۰۳،۱۹)	۰،۵۶۸*** (۹۰،۰۷)	۰،۴۶۷*** (۷۶،۶۸)
مجذور تورم ماهانه تولیدکننده	-۰،۰۳۴۸*** (-۷۶،۲۸)	-۰،۰۳۵۰*** (-۷۵،۵۷)	-۰،۰۴۱۳*** (-۸۳،۵۹)	-۰،۰۳۹۷*** (-۸۴،۴۱)	-۰،۰۴۳۳*** (-۹۱،۹۵)	-۰،۰۲۶۹*** (-۵۷،۲۷)	-۰،۰۳۷۰*** (-۷۱،۴۳)	-۰،۰۳۳۸*** (-۷۴،۶۸)	-۰،۰۳۲۷*** (-۶۸،۴۱)	-۰،۰۲۷۲*** (-۵۷،۶۸)
تغییرات‌نقدینگی روندزدایی‌شده -		-۳۴،۷۶*** (-۶۳،۷۸)								
تغییرات‌نقدینگی روندزدایی‌شده +		۶۱،۵۸*** (۷۱،۸۳)								
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده -			-۵،۳۵۷*** (-۱۷،۸۲)							
تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده +			۱۱،۹۲*** (۳۱،۷۸)							
تغییرات تولید روندزدایی‌شده -				-۱۸،۷۰*** (-۲۹،۶۵)						
تغییرات تولید روندزدایی‌شده +				۱۰،۹۷*** (۱۲،۴۲)						
رشد اقتصادی سالانه					-۰،۲۲۲*** (-۱۳۳،۹۶)					

ادامه جدول ۴پ: نتایج رگرسیون اندازه تغییرات قیمت بر هر متغیر توضیحی به صورت جداگانه

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)	(۱۰)
حجم واردات						-۳،۲۷۳***				
						(-۱۴۷،۰۰)				
رشد قیمت نفت							-۰،۰۰۲۷۳***			
							(-۱۳،۵۵)			
متغیرمجازی هدفمندی‌یارانه‌ها								۰،۸۷۱***		
								(۵۲،۹۵)		
متغیر مجازی تحریم									۰،۳۰۲***	
									(۲۲،۸۲)	
متغیر مجازی دولت یازدهم										-۱،۰۵۱***
										(-۸۵،۵۵)
ثابت	۱،۱۹۱***	۰،۶۴۳***	۱،۰۶۸***	۰،۵۹۱***	۱،۱۷۱***	۲۷،۴۸***	۱،۱۵۶***	۰،۷۱۱***	۱،۰۸۹***	۱،۶۸۱***
	(۶۶،۵۱)	(۳۳،۵۱)	(۵۳،۵۲)	(۲۸،۴۳)	(۵۶،۵۹)	(۱۵۴،۱۴)	(۶۳،۵۷)	(۳۳،۱۵)	(۵۸،۱۰)	(۸۸،۰۸)
تعداد مشاهده	۷۷۷۰۵۷۸	۷۳۲۹۱۴۷	۷۷۷۰۵۷۸	۶۸۸۲۱۲۸	۶۸۸۲۱۲۸	۷۰۸۶۴۰۶	۷۷۷۰۵۷۸	۷۷۷۰۵۷۸	۷۷۷۰۵۷۸	۷۷۷۰۵۷۸
R2	۰،۰۲۷	۰،۰۲۶	۰،۰۲۷	۰،۰۲۳	۰،۰۲۷	۰،۰۲۹	۰،۰۲۷	۰،۰۲۸	۰،۰۲۷	۰،۰۲۸

این جدول نتایج حاصل از رگرسیون اندازه تغییر قیمت را بر نرخ تورم ماهانه تولیدکننده و مجذور آن به همراه کنترل مرحله‌به‌مرحله اثر سایر متغیرهای توضیحی ارائه می‌کند. رگرسیون‌های پانل به صورت Fixed Effect تخمین زده شده‌اند. اعداد داخل پرانتز نمایانگر مقدار آماره t هستند. علامت * نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد، و *** در سطح ۰/۱ درصد است.