فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال چهاردهم، شماره ۵۰، زمستان ۱۴۰۰
صفحات ۶۸۷_۷۱۸

برآورد شاخصه‌های کمّی چسبندگی قیمت‌ها با استفاده از داده‌های خرد CPI در ایران

نوشین محسنی [*]
حسین اصغرپور [†]
بهزاد سلمانی [‡]
جعفر حقیقت [§]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۵

چکیده

هدف این پژوهش برآورد مشخصه‌های آماری شناخته‌شدهٔ چسبندگی قیمت‌های اسمی در سطوح مختلف کالایی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ است. برای این منظور، داده‌های خرد شاخص قیمت مصرف‌کننده طراحی و از این طریق چسبندگی بین آنها مقایسه شده است. ۴۲۱ قلم محصول از پایگاه دادهٔ طرح آمارگیری شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ مرکز آمار ایران انتخاب شده است. این نمونه شامل ۲۲,۶۰۷,۲۳۰ مظنهٔ قیمت، ۶۵۸,۴۸۲ کالای نوعی بوده و حدود ۹۳ درصد از تعداد اقلام سبد مصرف‌کننده در سال پایهٔ ۱۳۹۵ و ۶۷ درصد از مخارج مصرف‌کننده در سال پایهٔ ۱۳۹۰ را پوشش می‌دهد. برآورد شاخص چسبندگی قیمت‌های اسمی در این پژوهش با استفاده از روش تعداد تغییرات قیمت و میانگین مدت ثبات قیمت صورت گرفته است. طبق نتایج، این شاخص براساس تعداد تغییرات قیمت در کل اقتصاد حدود ۲۹ درصد و براساس میانگین مدت ثبات قیمت حدود ۲/۹۹ ماه (تقریباً یک فصل) برآورد می‌شود. براین‌اساس، چسبندگی قیمت‌های اسمی نسبت به کشورهای پیشرفته کمتر است. مقایسهٔ شاخص‌ها در سطح اقلام و نیز گروه‌های کالایی کویکوپ نشان‌دهندهٔ وجود ناهمگنی در چسبندگی قیمت‌های اسمی است. گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و گروه مسکن، آب، برق، گاز، و سایر سوخت‌ها کمترین و گروه ارتباطات و آموزش بیشترین چسبندگی قیمت را دارند.

واژه‌های کلیدی: چسبندگی قیمت‌ها، مدت ثبات قیمت‌ها، تعداد تغییرات قیمت، داده‌های خرد CPI، اقتصاد ایران.
طبقه‌بندی JEL: D43، E31، L11

[*] دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تبریز، (نویسندهٔ مسئول)؛ N.mohseni@tabrizu.ac.ir
[†] استاد دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز؛ asgharpurh@gmail.com
[‡] استاد دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز؛ behsalmani@gmail.com
[§] استاد دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز؛ jafarhaghighat@yahoo.com

۱ مقدمه

در اواخر دههٔ ۱۹۷۰، اکثر اقتصاددانان در یکی از سه اردوگاه کینزی‌ها، پول‌گرایان، و کلاسیک‌های جدید جای می‌گرفتند. در این دهه، مکتب کینزی‌های جدید در واکنش به حملهٔ نظری به اقتصاد کینزی مطرح و با ارائهٔ الگوهای چسبندگی دستمزد و قیمت بر پایهٔ رفتار بهینه‌سازی و انتظارات عقلایی باعث تجدید حیات اقتصاد کینزی شد. این مکتب نشان داد با کنارگذاشتن فرض تسویهٔ آنی بازارها، حتی درصورتی‌که انتظارات عقلایی هم در نظر گرفته شود، تکانه‌های طرف تقاضای اقتصاد تأثیرات حقیقی خواهند داشت. فرض تسویهٔ آنی بازارها ازجمله بازار کالا در مقابل تعدیل کُند، یا به‌اصطلاح چسبندهٔ قیمت‌ها چالش سختی، میان نحله‌های فکری مختلف در توضیح تأثیرات سیاست پولی بین تولید و تورم به‌وجود آورده است. به‌عبارت دیگر، یکی از دلایل مهم عدم توافق در زمینهٔ تأثیرات حقیقی سیاست پولی، چسبندگی قیمت‌هاست (اسنودان و وین، ۱۳۹۲).

چسبندگی قیمت پیامدهای مهمی در سیاست‌های کلان اقتصادی به‌همراه دارد. این پارامتر ضمن آنکه مهم‌ترین عامل عدم خنثایی پول محسوب می‌شود، عامل تعیین‌کنندهٔ اثر تورم در هزینهٔ نهایی حقیقی، شیب منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید، یا مبادلهٔ تورم و بیکاری در کوتاه‌مدت است و از این طریق در بلوک عرضهٔ کل اقتصاد ایفای نقش می‌کند. از طرفی، عامل مؤثر در تفکیک نقش انتظارات جلونگر و گذشته‌نگر در منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید هیبریدی[1] بوده و نیز تعیین‌کنندهٔ مسیر پویایی‌های تورم است. همچنین، ازآنجاکه لزوماً درجهٔ چسبندگی قیمت کالاهای مختلف برابر نیست، قیمت‌های نسبی به‌عنوان تکانهٔ عرضه در منحنی فیلیپس عمل می‌کند. براساس ادبیات اقتصاد باز، تحلیل عبور نرخ ارز به چسبندگی قیمت‌ها بستگی دارد. از نظر تیلور[2] (۲۰۰۰)، چسبندگی قیمت‌های وارداتی منجر به عبور ناقص نرخ ارز می‌شود. براساس مباحث مطرح‌شده، مسئلهٔ اساسی تعیین وضعیت چسبندگی قیمت‌ها در اقتصاد ایران است.

با توجه به اهمیت و پیامدهای چسبندگی قیمت‌ها از یک‌سو و وجود خلأ مطالعاتی در این رابطه از سوی دیگر، پژوهش حاضر با هدف برآورد این پارامتر در سطوح مختلف کالایی طراحی شده است و از این طریق چسبندگی بین گروه‌های مختلف کالایی را نیز مقایسه می‌کند. از طرفی با توجه به اینکه محاسبات شاخص‌های چسبندگی قیمت‌ها به سطح

---

[1] Hybrid New Keynesian Philips Curve, HNKPC

عنوان هیبریدی با عناوین تلفیقی، پیوندی، و مرکب نیز ترجمه شده است.

[2] Taylor

اطلاعات قیمتی حساس است، لذا هرچه اطلاعات قیمتی ریزتر باشد، نتایج به دنیای واقعی نزدیک‌تر بوده و سیاست‌گذار را در اتخاذ سیاست‌های مناسب یا اجرای سیاست‌های اثربخش بهتر رهنمون می‌کند. در این راستا، برخلاف مطالعات داخلی انجام‌شده که از اطلاعات شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده کرده‌اند، در پژوهش حاضر از کلان‌دادهٔ[1] خام شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ مرکز آمار ایران طی بازهٔ فروردین ۱۳۹۰ تا مرداد ۱۳۹۹ استفاده شده که از نظر تعداد، بالغ بر ۲۲ میلیون مظنهٔ قیمت است. استفاده از داده‌های یادشده در سطح کشور برای این پژوهش یک نوآوری کلیدی محسوب می‌شود. استخراج آماره‌های توصیفی موردنظر با ابزار متعارف محاسباتی[2] امکان‌پذیر نیست. در پژوهش حاضر، از دو روش تعداد تغییرات قیمت و مدت ثبات قیمت استفاده شده است. بدیهی است یافته‌های تجربی آن می‌تواند واقعیت‌های اقتصادی کشور را برای سیاست‌گذاران به‌تصویر بکشد. همچنین، پژوهشگران و تحلیلگران حوزهٔ اقتصاد کلان می‌توانند در مطالعات خود از مقادیری استفاده کنند که با داده‌های ایران سازگاری دارد و نیازی به اعمال فروض مربوط به کشورهای دیگر نیست. در این راستا، ادامهٔ مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی شده است:

مقالهٔ حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. به‌این‌ترتیب که پس از مقدمه، در بخش ۲ ادبیات موضوع شامل مبانی نظری چسبندگی قیمت و پیشینهٔ تحقیق مرور می‌شود. در بخش ۳، به روش‌شناسی تحقیق شامل روش انجام‌دادن محاسبات و معرفی داده‌ها پرداخته شده است. در بخش ۴، یافته‌های تجربی گزارش شده و سرانجام در بخش ۵، نتایج و پیامدهای آن برای پژوهش‌های حوزهٔ اقتصاد پولی و برخی توصیه‌ها و پیشنهادها ارائه شده است.

۲ ادبیات موضوع

بیش از سه دهه است که موضوع چسبندگی قیمت‌های اسمی، عوامل ایجادکننده، و همچنین برآورد شاخصه‌های کمّی آن توجه پژوهشگران اقتصادی بسیاری را به خود جلب کرده است. می‌توان گفت بلایندر[3] (۱۹۹۱) اولین پژوهش جامع در راستای بررسی چسبندگی قیمت‌ها را با استفاده از داده‌های پرسش‌نامه‌ای انجام داد. روش پرسش‌نامه به‌نوبهٔ خود نقش عمده‌ای در راه‌اندازی موضوع رفتار قیمت‌ها و بررسی تحلیلی آن ایفا می‌کند. بلایندر و همکاران (۱۹۹۸) توانستند دامنهٔ مطالعهٔ قبل را گسترش دهند و به اهمیت و ابعاد این موضوع شامل

---

[1] Big Data

[2] Computational

[3] Blinder

حقایق مشاهده و نظریه‌های مربوط به آن پرداختند. در سال‌های بعد، استفاده از داده‌های خرد شاخص قیمت مصرف‌کننده[۱] و شاخص قیمت تولیدکننده[۲] کمک بیشتری به برآورد شاخصه‌های کمّی از چسبندگی قیمت‌ها و بررسی تحلیلی داده‌های بقایی کرد.

در ادامهٔ این بخش، ابتدا ضمن مروری کلی بر مفاهیم مربوط به داده‌های خرد و مشکلات عملی در جمع‌آوری و کار با مظنهٔ قیمت ارائه شده و سپس در بخش مبانی نظری، نظریه‌های چسبندگی قیمت، علل، عوامل، و دلایل چسبندگی قیمت بررسی می‌شود. در انتها، به‌اختصار پژوهش‌های خارجی و داخلی انجام‌شده موردبررسی قرار گرفته است.

۱.۲ مفاهیم و اصطلاحات

اصولاً داده‌هایی که برای محاسبهٔ شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در بازه چندساله جمع‌آوری می‌شوند، بالغ بر چند میلیون داده و از جهت نوع محصول، پراکندگی جغرافیایی، محل فروش، و غیره بسیار متنوع‌اند. ازاین‌رو، هر نوع کار با داده‌های خرد CPI مستلزم تعریف دقیق و بررسی سطوح مختلف کالایی از جزئی به کلی است. جزئی‌ترین سطح داده‌های خرد CPI یا محصول ـ فروشگاه پایه[۳] (کالای نوعی[۴])، کالا یا خدماتی است که با جزئی‌ترین مشخصات مانند برند، بسته‌بندی، و غیره تعریف شده است و در فروشگاهی خاص به فروش می‌رسد (گوویا[۵]، ۲۰۰۷)؛ برای مثال، برنج درجه یک با برند تجاری X در بسته‌های ۵ کیلوگرمی که در فروشگاه Y به‌فروش می‌رسد، کالای نوعی است. آمارگیر در هر دوره با مشاهدهٔ کالای نوعی، قیمت آن را ثبت می‌کند که به آن مظنهٔ قیمت[۶] گفته می‌شود. مظنهٔ قیمت در کنار اطلاعات غیرقیمتی دیگر در قالب فراداده[۷] شکل می‌گیرد که در جدول ۱ ارائه شده است.

---

[1] Consumer Price Index, CPI
[2] Producer Price Index, PPI
[3] Elementary Product-Outlet
[4] Individual Product
[5] Gouvea
[6] Price Quotation
[7] Metadata

جدول ۱
خلاصه‌ای از اطلاعات لازم در مظنهٔ قیمت

ردیف	اطلاعات	شرح
۱	تاریخ مظنه‌گیری	برحسب سال و ماه
۲	کد موقعیت جغرافیایی	شامل کد استان، شهرستان، شهر، منطقه، ناحیه، یا کد آدرس
۳	کد فروشگاه	
۴	کد قلم محصول	کد ده‌رقمی کویکوپ یا شمارهٔ محصول
۵	قیمت محصول	برحسب واحد پول ملی
۶	مشخصات عام	
۷	مشخصات خاص	مانند نوع، بسته‌بندی (شامل وزن یا تعداد موجود در بسته)، و علامت تجاری محصول
۸	سایر مشخصات قلم	شامل جایگزینی محصول، ناموجودی موقت و دائم، حراج، و تخفیف همگانی یا موقت

منبع: آکرمان و داین[1]، ۲۰۰۴؛ بامگارتنر و همکاران[2]، ۲۰۰۵

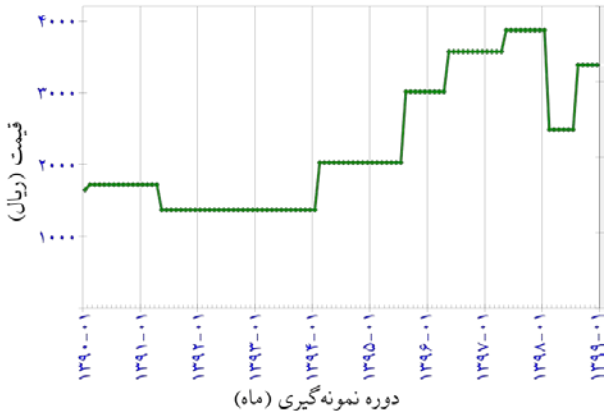
محصول پایه[3] کالای نوعی است که در فروشگاه‌های مختلف به‌فروش می‌رسد؛ برای مثال، برنج درجه یک با برند تجاری X در بسته‌های ۵ کیلوگرمی که در فروشگاه‌های مختلف به‌فروش می‌رسد. قلم محصول[4] شامل تمام محصولات پایه است که متعلق به نوع کلی‌تری هستند. در مثال فوق، برنج قلم محصول است. قلم محصول در واقع آن چیزی است که در حالت کلی در سبد مصرفی خانوار وجود دارد مانند برنج، شیر، چای، نوشابه، موبایل، و غیره. طبقه‌بندی مصرف فردی بر مبنای هدف[5] (کویکوپ)، نوعی افراز اقلام براساس اهداف خاصی است که مورداستفادهٔ مصرف‌کننده قرار می‌گیرند و شامل ۱۲ گروه اصلی کالاها و خدمات مصرفی خانوار می‌شود. در نهایت براساس اطلاعات به‌دست‌آمده، شاخص CPI محاسبه می‌شود. خلاصه‌ای از سطوح مختلف داده‌های خرد در جدول ۲ نمایش داده می‌شود.

[1] Aucremanne & Dhyne
[2] Baumgartner et al.
[3] Elementary Product
[4] Product Category
[5] Classification of Individual COnsumption by Purpose (COICOP)

جدول ۲
سطوح مختلف داده‌های خرد CPI

سطح	عنوان
۱	محصول ـ فروشگاه پایه (کالای نوعی)
۲	محصول پایه
۳	قلم محصول
۴	گروه COICOP
۵	CPI

به دنبالهٔ سری داده‌های جمع‌آوری‌شده از مظنه‌های قیمت طی دورهٔ زمانی نمونه‌گیری، خط سیر قیمت[1] گفته می‌شود. شکل ۱ نمونه‌ای از خط سیر قیمت فرضی را نمایش می‌دهد.



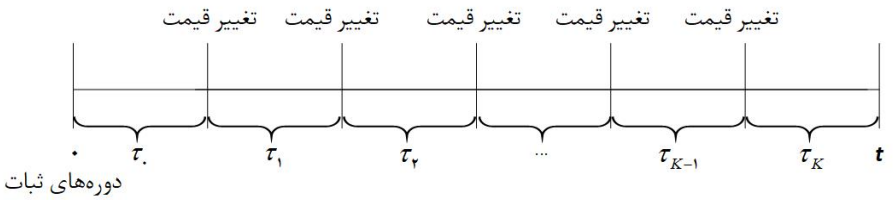
شکل ۱. خط سیر قیمت فرضی
منبع: آلوارز[2]، ۲۰۰۸

به دنبالهٔ مظنهٔ قیمت با قیمت ثابت طی یک دورهٔ معین، دورهٔ ثبات قیمت‌ها[3] گفته می‌شود. به کمک این مفهوم، خط سیر قیمت‌ها را می‌توان به‌صورت مشابه دیگری مانند

[1] Price Trajectory
[2] Alvarez
[3] Price Spell

شکل ۲ براساس دنباله‌ای از دوره‌های ثبات قیمت‌ها نمایش داد. در این شکل، ۰ و t به‌ترتیب ابتدا و انتهای دورهٔ نمونه‌گیری و هریک از τها نشان‌دهندهٔ یک دورهٔ ثبات قیمت‌هاست. به‌عبارت دیگر، داریم:

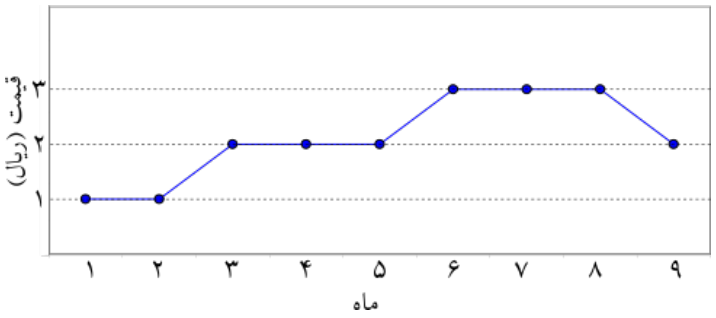
$$T = (\tau_0, \tau_1, \ldots, \tau_K)$$



شکل ۲. نمایش دنبالهٔ قیمت‌ها براساس دوره‌های ثبات.
منبع: آی‌کِی‌دا و نیشیوکا[1]، ۲۰۰۷

ورونسه و همکاران[2] (۲۰۰۵) خط سیر قیمت را به‌صورت دنباله‌ای از دوره‌های ثبات قیمت‌ها نمایش می‌دهند که از زمان t_0 آغاز می‌شود و در قیمت P به‌مدت k دوره ادامه می‌یابد؛ به‌عنوان مثال، خط سیر قیمت فرضی در شکل ۳ را می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد:

[1] Ikeda & Nishioka
[2] Veronese et al.



شکل ۳. خط سیر قیمت فرضی T_1 . منبع: ورونسه و همکاران، ۲۰۰۵

$$T_1 = (\{P = 1, t_0 = 1, k_1 = 2\}; \{P = 2, t_0 = 3, k_2 = 3\};$$
$$\{P = 3, t_0 = 6, k_3 = 3\}; \{P = 2, t_0 = 9, k_4 = 1\})$$

در فرایند گردآوری مظنهٔ قیمت، یک‌سری مسائل رایج در تمام کشورها برای آمارگیر و پژوهشگر حوزهٔ چسبندگی قیمت وجود دارد که باید به‌نحوی مدیریت کرد تا بتوان آن‌ها را در قالب مناسب برای تحلیل‌های آماری درآورد. برخی جنبه‌های متفاوت چالش پیش روی پژوهشگران و راهکارهای پیشنهادشده برای حل آن‌ها بحث می‌شوند.

۱- ناموجودی فصلی[1]: برخی اقلام به‌ویژه اقلام خوراکی (مانند گلابی، هلو، گیلاس، آلبالو، انگور، انار، کیوی، پرتقال، نارنگی، لیموشیرین، لیموترش، خربزه، هندوانه، طالبی، و...) و پوشاک ماهیت فصلی دارند و امکان قیمت‌گیری از آن‌ها در دوره‌هایی از سال وجود ندارد. بادری و همکاران[2] (۲۰۰۴) پیشنهاد می‌کنند پژوهشگر در این دوره‌ها قیمت را برابر قیمت آخرین دورهٔ مشاهده‌شده فرض کند. به این رویه «فرایند پیشروی»[3] و به داده‌های جایگزین‌شده شبه‌مشاهده[4] گفته می‌شود.

۲- ناموجودی موقت[5]: گاهی موجودی محصول به‌صورت موقت در یک فروشگاه تمام یا آن فروشگاه به‌صورت موقت تعطیل می‌شود یا حتی امکان حضور آمارگیر در آن فروشگاه وجود ندارد. به این‌گونه مشکلات «ناموجودی موقت محصول» گفته می‌شود. در صورت

---

[1] Seasonal Unavailability
[2] Baudry et al.
[3] "Carry Forward" Procedure
[4] Pseudo-Observations
[5] Temporal Unavailability

بروز این مسئله، می‌توان از فرایند پیشروی استفاده کرد؛ یعنی به‌جای مظنهٔ قیمت آن دوره، مظنهٔ قیمت دورهٔ قبل گزارش شود. استفاده از این تکنیک تنها برای یک دوره مجاز است و امکان استفاده برای بیش از یک دوره وجود ندارد. این کار مانع از ایجاد سانسور در دورهٔ ثبات قیمت و تورش روبه‌بالا در مدت آن می‌شود. همچنین، می‌توان از فرایند درون‌یابی استفاده و قیمت جایگزین محاسبه کرد. فرایند درون‌یابی عبارت از تعدیل قیمت قبلی براساس نرخ تغییر شاخص قیمت در آن منطقهٔ جغرافیایی است. جایگزینی قیمت نیز به این ترتیب است که از قیمت محصول مشابه در همان فروشگاه یا فروشگاه دیگر استفاده می‌شود.

۳- ازدست‌دادن[1] کالای نوعی: آمارگیران در مراجعات خود به‌دنبال رصد کالای نوعی هستند که تمام ویژگی‌های آن از قبیل علامت تجاری، بسته‌بندی، فروشگاه، و سایر ویژگی‌ها در طول زمان ثابت است. باوجوداین، گاهی دیگر فروشگاه آن کالای نوعی را به فروش نمی‌رساند، آن را با علامت تجاری یا ویژگی‌های کیفی دیگری جایگزین می‌کند، یا فروشگاه در طول زمان تعطیل می‌شود. چنین رویدادهایی سبب بریده‌شدن[2] خط سیر قیمتی می‌شود. در این موارد، آمارگیر به‌اجبار کالا یا فروشگاه مشابهی را جایگزین می‌کند. آکرمان و داین (۲۰۰۴) پیشنهاد می‌کنند پژوهشگر گزارش جایگزینی محصول را معادل تغییر قیمت فرض کند و خط سیر قیمتی را ادامه دهد، ولی در صورت گزارش جایگزینی فروشگاه، خط سیر قیمتی را ختم کند.

۴- اختصاص تخفیفات[3] در قالب تخفیف فصلی[4]، فروش ویژه[5]، و ری‌بیت[6]: یکی از ویژگی‌های رایج فروش کالاها، اختصاص تخفیف در قالب‌های یادشده به مشتریان است. تخفیف فصلی در مورد خوراکی‌ها، پوشاک، و کفش بیشتر مشاهده می‌شود. فروش‌های ویژه پیشنهادهای کوتاه‌مدتی است که با درک ارزندگی محصول، باعث کاهش هزینه برای مشتری و در نهایت وفاداری به محصول می‌شود. ری‌بیت نوعی دیگر از تخفیف است که فروشنده تحت شروط خاص مبلغی از فروش را به خریدار بازپرداخت می‌کند؛

---

[1] Attrition
[2] Truncation
[3] Sales
[4] Seasonal Sale
[5] Promotion
[6] Rebate

مثلاً به‌ازای خرید مبلغ یا تعداد مشخص از محصول، شامل تخفیف خواهد شد. این مبلغ می‌تواند به‌صورت نقد به مشتری بازپرداخت شود یا در خریدهای بعد به وی تعلق گیرد.

ازآنجاکه آگاهی از تخفیف در مظنهٔ قیمتی منوط به گزارش آمارگیر است، دو نوع نحوهٔ اطلاع برای پژوهشگر وجود دارد. در حالت اول آمارگیر در گزارش قیمت وجود تخفیف را اعلام می‌کند که به آن تخفیف مشخص‌شده[1] گفته می‌شود. در حالت دوم، آمارگیر گزارشی از اعمال تخفیف نداده، لیکن پژوهشگر با مشاهدهٔ دنبالهٔ قیمت‌های مفروض در سه دورهٔ متوالی و اینکه دادهٔ میانی دچار افت شده است، حدس می‌زند روی کالا تخفیف اعمال شده است که به آن تخفیف مشخص‌نشده[2] گفته می‌شود. در حالت اول، پژوهشگر می‌تواند دو رویه در پیش گیرد: رویهٔ اول آن است که تغییر قیمت مشاهده‌شده را رسماً به‌مثابهٔ تغییر ایجادشده در قیمت تلقی کرده و به آن دورهٔ ثبات قیمت خاتمه دهد. ایراد اساسی این رویه آن است که تغییر ایجادشده در قیمت نوعی اخلال است و ارتباطی به عوامل تعیین قیمت ندارد و بهتر است صرف‌نظر شود. رویهٔ دوم آن است که قیمت مشاهده‌شده در دورهٔ تخفیف را با آخرین قیمت قبل از تخفیف جایگزین کند و به آن دورهٔ ثبات قیمت ادامه دهد.

۵- سانسور[3]: گاهی دورهٔ ثبات قیمت‌ها به‌صورت کامل قابلیت رصد و دیده‌بانی ندارد و با مشکل سانسور مواجه است. دورهٔ سانسورشده دوره‌ای است که (به اقتضای نمونه‌گیری) به‌طور کامل مشاهده نشده است. اگر بخشی از داده‌های ابتدای دوره قابل‌مشاهده نباشد، آن دوره سانسور چپ[4]، اگر بخشی از داده‌های انتهای دوره قابلِ‌مشاهده نباشد، آن دوره سانسور راست[5]، و اگر هم بخشی از داده‌های ابتدای دوره و هم بخشی از داده‌های انتهای دوره قابلِ‌مشاهده نباشد، آن دوره سانسور چپ و راست شده است. علت سانسورشدن دوره آن است که زمان نخستین (آخرین) مظنهٔ قیمت در دورهٔ نمونه‌گیری مقارن با تغییر قیمت نبوده است. تصمیم پژوهشگر در انتخاب هر دوره‌ای برای نمونه‌گیری، باعث سانسور چپ ابتدای دوره و سانسور راست انتهای دوره‌های ثبات قیمت و ازاین‌رو تورش در برآورد مدت‌زمان آن خواهد شد.

---

[1] Flagged Sales
[2] Unflagged Sales
[3] Censoring
[4] Left Censoring
[5] Right Censoring

۶- تغییر سال پایه: اساساً برای محاسبهٔ شاخص قیمت، باید یک سال را به‌عنوان مبنا در نظر گرفت و با توجه به این سال، تغییرات قیمت را محاسبه کرد. این سال که سطح قیمت‌های موجود در آن به‌عنوان مبنای تحلیل در نظر گرفته می‌شود به سال پایه معروف است (شاکری، ۱۳۸۹). از طرفی به‌مرورزمان به علل مختلف ازجمله تغییر در فنّاوری تولید محصولات، ترجیحات مصرف‌کنندگان، سبک زندگی خانوار، و غیره تغییراتی در سبد مصرف‌کننده ایجاد می‌شود که لازم است هر چند سال یک‌بار اقلام مورد بازبینی قرار گیرند. به این امر تغییر سال پایه اطلاق می‌شود. تغییرات ایجادشده به‌تبعِ این اقدام، از جهت تعداد اقلام حذف و اضافه‌شده مشکلاتی در دنبال‌کردن خط سیر قیمتی از جهت سانسور برای پژوهشگر ایجاد می‌کند که می‌تواند به بهای کاهش در پوشش نمونهٔ انتخابی باعث افزایش دقت پژوهش شود.

۷- تغییر در وزن‌ها یا ضرایب اهمیت اقلام: با تغییر سال پایه علاوه بر اقلام سبد مصرف‌کننده، اهمیت نسبی آن‌ها نیز دچار تغییر می‌شود. درصورتی‌که پوشش نمونهٔ انتخابی پژوهشگر در دورهٔ نمونه‌گیری به‌نحوی باشد که سبد در دو بازه متفاوت باشد، بامگارتنر و همکاران (۲۰۰۵) پیشنهاد می‌کنند میانگین ضرایب اهمیت برای اقلام در نظر گرفته شود. بدیهی است الزاماً مجموع ضرایب برابر ۱۰۰ درصد نخواهد بود و لازم است مقیاس‌بندی مجدد صورت گیرد.

۸- داده‌های پرت: گاهی گزارش قیمت در دو دورهٔ متوالی به‌حدی متفاوت است که پژوهشگر بنا به صلاحدید می‌تواند آن را به‌عنوان دادهٔ پرت حذف کند؛ برای مثال، بامگارتنر و همکاران (۲۰۰۵) پیشنهاد می‌کنند اگر تغییر قیمت در دو دورهٔ متوالی برای برخی اقلام بیش از ۶۰ درصد یا قیمت برخی کالاها کمتر یا بیشتر از آستانهٔ خاص باشد، آن اقلام می‌توانند از داده‌ها حذف شوند. این امر بستگی به نظر پژوهشگر در مورد ساختار داده‌ها دارد.

۹- تناوب‌های قیمت‌گیری غیر از ماهانه: تمام اقلام کالایی در سبد مصرف‌کننده به‌صورت ماهانه قیمت‌گیری می‌شود، لیکن قیمت برخی اقلام خدماتی، به‌دلیل ماهیت در تناوب‌هایی غیر از ماهانه (فصلی، سالانه، و سالانهٔ دو مرتبه) جمع‌آوری می‌شود؛ برای مثال، شهریهٔ ثابت دانشگاه‌ها و آموزش یک ترم زبان انگلیسی اقلامی هستند که مظنه‌گیری از آن‌ها سالانه دو مرتبه صورت می‌گیرد. آلوارز و هرناندو[1] (۲۰۰۴) پیشنهاد

[1] Alvarez & Hernando

می‌کنند با استفاده از فرایند پیشروی، پژوهشگر در دوره‌هایی که جمع‌آوری قیمت وجود ندارد، قیمت را برابر قیمت آخرین دورهٔ مشاهده‌شده فرض کند.

۲.۲ مبانی نظری

در دههٔ ۱۹۷۰، کلاسیک‌های جدید ثابت کردند براساس سه فرضیهٔ انتظارات عقلایی، تسویهٔ پیوستهٔ بازارها، و عرضهٔ کل، تولید و اشتغال به‌طور تصادفی در اطراف سطوح طبیعی خود نوسان خواهند کرد. به‌عبارت دیگر، تابع عرضهٔ کل عمودی است مگر آنکه به‌دلیل وجود اصطکاک[1] در اطلاعات (اطلاعات ناقص)، قیمت‌های انتظاری از سطح قیمت‌ها متفاوت شود که به آن چسبندگی اطلاعات[2] اطلاق می‌شود و تنها در این‌صورت است که تابع عرضه شیب مثبت خواهد داشت. در سال‌های بعد، فرضیهٔ تسویهٔ پیوسته بازارها (شامل بازار کار و بازار کالا) یا همان تسویه به شیوهٔ حراجگر والراسی که از طریق سازوکار رفت‌وبرگشت، تضمین‌کنندهٔ برابری عرضه و تقاضاست، به‌شدت موردانتقاد اقتصاددانان قرارگرفت. این امر سبب ایجاد مکتب کینزی‌های جدید شد که در آن پژوهشگران به‌دنبال اثبات وضعیت‌های تعادلی هستند که ممکن است با مازاد عرضه یا تقاضا همراه باشد؛ برای مثال، دستمزد کارایی، وضعیت تعادلی دستمزد در بازار کار است که با مازاد عرضهٔ نیروی کار همراه است. به همین ترتیب در بازار کالا نیز تلاش‌های عمده‌ای صورت گرفت تا با وجود انتظارات عقلایی بنگاه‌ها، اصول اقتصاد خرد متقنی برای علت قیمت‌های ثابت ارائه دهد. با پذیرش فرضیهٔ انتظارات عقلایی و نقض فرضیهٔ تسویهٔ پیوستهٔ بازارها عملاً تابع عرضهٔ کل کینزی‌های جدید دارای شیب مثبت خواهد بود و انتظار می‌رود سیاست‌های طرف تقاضا تأثیرات حقیقی داشته باشد. در این راستا، نظریه‌های چسبندگی قیمت[3] از دههٔ ۱۹۸۰ تاکنون توسعه داده و به‌عنوان علت چسبندگی قیمت[4] بیان شده است. ازجملهٔ این نظریه‌ها می‌توان به وقفهٔ سفارش، شکست هماهنگی، قیمت‌گذاری مبتنی بر هزینه، قراردادهای ضمنی، قراردادهای اسمی

---

[1] Friction

[2] Informational Rigidities

[3] Theories of Price Stickiness

[4] قیمت‌های چسبنده در ادبیات، ترجمه‌ای از sticky prices و rigid prices است که در ادبیات خارجی نیز ممکن است به‌جای هم استفاده شوند. دین و همکاران (۲۰۰۹) به لزوم تمایز بین این دو واژه اشاره می‌کنند. sticky prices زمانی است که قیمت به دفعات کمتر تغییر می‌کند (infrequently) یا $0<f<1$ اما rigid prices زمانی است که تعدیل قیمت پس از تغییر در شرایط هزینه و تقاضا، کمتر از تعدیل کامل است. براساس تعریف، rigidities عبارت است از عدم توانایی برای تعدیل آنی و کامل قیمت‌ها در واکنش به تکانه‌های پولی.

صریح، هزینه‌های تعدیل قیمت، کشش موافق چرخه‌ای، آستانهٔ قیمت‌گذاری، موجودی انبار، هزینهٔ نهایی ثابت، وقفه‌های سلسله‌مراتبی، و قضاوت کیفیت با قیمت اشاره کرد. پژوهش حاضر تنها به‌دنبال برآورد شاخصه‌های کمّی است. در پژوهش مستقل دیگری می‌توان بررسی کرد کدام نظریه برای چسبندگی قیمت در ایران مصداق بیشتری دارد و براین‌اساس نظریه‌ها را رتبه‌بندی کرد.

برای مثال، بحث فیشر[1] (۱۹۷۷) براساس نظریهٔ قراردادهای اسمی صریح[2]، منجر به تابع عرضهٔ کل فیشر می‌شود که به‌علت صعودی‌بودن، فضایی برای اثربخشی سیاست‌های طرف تقاضا دارد؛ حتی در حالتی که کارگزاران انتظارات عقلایی داشته باشند و سیاست پولی پیش‌بینی‌شده اعمال شود. در عمل، قراردادهای اسمی دارای تداخل زمانی‌اند که به آن‌ها در اصطلاح قراردادهای متناوب[3] اطلاق می‌شود. مفهوم این اصطلاح آن است که در هر دوره بخشی از بنگاه در قیمت‌ها تجدیدنظر می‌کند. تعیین قیمت‌ها به شیوهٔ قراردادهای متناوب، منافاتی با انتظارات عقلایی بنگاه‌ها ندارد. بال و سِکِتی[4] (۱۹۸۸) نشان می‌دهند در فضایی که بنگاه‌ها اطلاعات ناقص از وضعیت اقتصادی دارند، قراردادهای متناوب وضعیت تعادلی و بهینهٔ اجتماعی است، زیرا منافعی از بابت کسب اطلاعات برای بنگاه‌ها دربر دارد. قراردادهای اسمی صریح تعیین قیمت در کنار نظام قیمت‌گذاری متناوب فضای بیشتری (بیشتر از دورهٔ قرارداد) برای اثربخشی سیاست‌های طرف تقاضا در اختیار سیاست‌گذار قرار می‌دهد.

به‌هرحال، برقراری هریک از نظریه‌های چسبندگی قیمت مانع از تسویهٔ پیوسته بازار شده و باعث می‌شود تعداد دفعات تغییر قیمت در خط سیر قیمت فرضی (مانند شکل ۳)، کمتر و در نتیجه چسبندگی قیمت بیشتر شود. علت تفاوت مشاهده در میزان چسبندگی قیمت در میان اقلام مختلف یا حتی میان کشورهای مختلف توجه پژوهشگران زیادی را به خود جلب کرده است. دین و همکاران (۲۰۰۹) تأثیر برخی عوامل ازجمله رقابت، مقررات، نقش واسطه‌ها، سیاست‌های بازاریابی، ساختار خرده‌فروشی، انرژی، سهم نیروی کار در هزینه‌های تولید، و بازبودن تجاری در چسبندگی قیمت اسمی را موردبحث قرار داده‌اند.[5] وجود ناهمگنی

---

[1] Fischer

[2] اگرچه قراردادهای اسمی صریح، برای تعیین دستمزد با قیمت‌های انعطاف‌پذیر تنظیم شده است، ازآنجایی‌که قیمت‌ها مارک‌آپ دستمزدهاست، می‌توان این نظریه را برای تعیین قیمت نیز نام برد.

[3] Staggered Price Setting

[4] Ball & Cecchetti

[5] این موضوع می‌تواند در قالب پژوهش مستقل دیگری بررسی شود.

(تفاوت) در چسبندگی اقلام مختلف در صورت تأیید، گام بزرگی در اصلاح بخش عرضهٔ مدل‌های کینزین‌های جدید است، به‌نحوی‌که تکانه‌های پولی به‌مراتب تأثیرات بیشتری را نسبت‌به حالتی دارند که چسبندگی یکسان برای کلیهٔ اقلام در نظر گرفته شود.

۳.۲ پیشینهٔ پژوهش

طی سه دههٔ گذشته، سنجش چسبندگی قیمت‌ها مورد اقبال عمده‌ای قرار گرفته است. کار بیلز و کلنو[1] (۲۰۰۴) بر روی ۳۵۰ قلم در امریکا سبب ارائهٔ چهارچوب مشخصی شد که محور توسعه‌های فعلی گردید. به‌دنبال این کار، بانک مرکزی اروپا گروهی با عنوان شبکهٔ ماندگاری تورم[2] راه‌اندازی کرد که ۱۰ کشور از مجموع ۱۲ کشور منطقهٔ یورو در آن شرکت داشتند. هدف این گروه انجام‌دادن مطالعات تجربی بر روی سطوح مختلف داده‌های خرد CPI در این کشورها بود. در فاصلهٔ زمانی کوتاهی، این موضوع در سایر کشورها نیز دنبال شد. در جدول ۳، ضمن مرور بر این پژوهش‌ها، برآورد درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها در سطح CPI گزارش می‌شود.

[1] Bils & Klenow

[2] Inflation Persistence Network, IPN

جدول ۳

مطالعات چسبندگی قیمت در کشورهای مختلف با استفاده از داده‌های خرد CPI

	پژوهشگران	کشور	بازهٔ زمانی	پوشش CPI (درصد)	درصد تغییرات قیمت در ماه (F)*	میانگین (موزون) مدت ثبات قیمت‌ها**
	بیلز و لنا (۲۰۰۴)	امریکا	۱۲:۱۹۹۷-۱:۱۹۹۵	۷۰	۲۶/۱	۳/۳
	دین و همکاران (۲۰۰۶)	منطقهٔ یورو	۱:۲۰۰۱-۱:۱۹۹۶	–	۱۵/۱	۶/۱
کشورهای IPN	آکرمان و دین (۲۰۰۴)	بلژیک	۱:۲۰۰۱-۱:۱۹۸۹	۶۸/۱	۱۶/۹	۵/۴
	جانکر و همکاران [۱] (۲۰۰۴)	هلند	۴:۲۰۰۳-۱۱:۱۹۹۸	۸	۱۶/۵	۱۰
	آلوارز و هرناندو (۲۰۰۴)	اسپانیا	۱۲:۲۰۰۱-۱:۱۹۹۳	۷۰/۱	۱۵	۴/۹
	دیاس و همکاران [۲] (۲۰۰۴)	پرتغال	۱:۲۰۰۱-۱:۱۹۹۲	۱۰۰	۲۲/۲	–
	بادری و همکاران (۲۰۰۷)	فرانسه	۲:۲۰۰۳-۷:۱۹۹۴	۶۵	۱۸/۹	۴/۸
	ویلمونن و لاکونن [۳] (۲۰۰۵)	فنلاند	۱۲:۲۰۰۳-۱:۱۹۹۷	۱۰۰	۱۶/۵	–
	بامگارتنر و همکاران (۲۰۰۵)	اتریش	۱۲:۲۰۰۳-۱:۱۹۹۶	۹۰	۱۵/۱	–
	لونمان و متا [۴] (۲۰۰۵)	لوکزامبورگ	۱۲:۲۰۰۴-۱:۱۹۹۹	۱۰۰	۱۷	–
	ورونسه و همکاران (۲۰۰۶)	ایتالیا	۱۲:۲۰۰۳-۱:۱۹۹۶	۲۰	۱۰	–
	هافمن و کروزکیم [۵] (۲۰۰۶)	آلمان	۱:۲۰۰۴-۲:۱۹۹۸	۲۰	۱۱/۳	–
سایر کشورها	باهاراد و ادن (۲۰۰۴)	اسرائیل	۱۲:۱۹۹۲-۱:۱۹۹۱	۲۴	۲۴/۵	۳/۶
	سایتا و همکاران [۶] (۲۰۰۶)	ژاپن	۱۲:۲۰۰۳-۱:۱۹۹۹	–	۲۳/۱	–
	گاگنون [۷] (۲۰۰۹)	مکزیک	۱۲:۲۰۰۴-۱:۱۹۹۴	–	۲۹/۴	۲/۲-۲/۸
	هاروات و کورسلی [۸] (۲۰۰۶)	اسلواکی	۱۲:۲۰۰۱-۱:۱۹۹۷	۵۷	۳۴	–
	هانسن و هانسن [۹] (۲۰۰۶)	دانمارک	۲۰۰۵-۱۹۹۷	–	۱۷/۳	–
	گوآ (۲۰۰۷)	برزیل	۴:۲۰۰۶-۳:۱۹۹۶	۸۵	۳۷	۲/۳-۷/۸
	کریمر و رانکین [۱۰] (۲۰۰۷)	افریقای جنوبی	۲:۲۰۰۶-۱۲:۲۰۰۱	۱۰۰	۱۶	۳/۹
	مدینا و همکاران [۱۱] (۲۰۰۷)	شیلی	۱:۱۹۹۹-۷:۲۰۰۵	–	۴۶/۱	–
	گابریل و ریف [۱۲] (۲۰۱۰)	مجارستان	۶:۲۰۰۷-۱۲:۲۰۰۱	–	۱۵/۱	–
	هارچاو و همکاران [۱۳] (۲۰۰۸)	کانادا	۱۲:۲۰۰۶-۱:۱۹۹۵	–	۲۸	–
	ولفسبرگ و بالانگراد [۱۴] (۲۰۰۹)	نروژ	۱۲:۲۰۰۴-۱:۱۹۷۵	–	۲۱/۳	–
	کافمن [۱۵] (۲۰۰۹)	سوئد	۲۰۰۳-۱۹۹۸	–	۱۵	۲۸/۶
	همتی و بیات [۱۶] (۲۰۱۳)	ایران	۹:۲۰۱۱-۳:۲۰۰۴ (۷:۱۳۹۰-۱:۱۳۸۳)		۷۵/۵	۰/۷۱ (۱/۳)
	اوزمان و سوینچ [۱۷] (۲۰۱۶)	ترکیه	۱:۲۰۱۱-۱۰:۲۰۰۶	۷۵	۲۷	۲
	بانرجی و بهاتاچاریا [۱۸] (۲۰۱۷)	هند	۱۰:۲۰۱۶-۱:۲۰۰۶	–	۶۶	–
	سوهایل و فاطیما [۱۹] (۲۰۱۸)	پاکستان	۹:۲۰۱۶-۱۰:۲۰۱۳	–	۱۵/۸***	۱/۴۵

منبع: لنا و مالین [۲۰] (۲۰۱۰) به‌جز موارد مربوط به کشورهای کانادا، سوئد، ترکیه، هند، پاکستان و ایران

* منبع برای کشورهای IPN مدینا و همکاران (۲۰۰۷) و واحد به ماه است.

**واحد مربوطه در کشور پاکستان به هفته گزارش شده است.

در اقتصاد ایران، در چند پژوهش داخلی محدود به موضوع برآورد درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها یا بررسی وجود ناهمگنی در بین اقلام و گروه‌های مختلف از این حیث پرداخته شده است که در ادامه به آن‌ها مروری می‌شود.

همتی و بیات (۱۳۹۱) با استفاده از شاخص بهای ۳۵۹ قلم کالاها و خدمات مصرفی خانوار شهری منتشرشدهٔ بانک مرکزی، نشان دادند در دورهٔ اردیبهشت ۱۳۸۳ تا مهر ۱۳۹۰ به‌طور متوسط در هر ماه قیمت ۷۵ درصد از کالاها و خدمات مصرفی با تغییر همراه بوده است.[۲۱] همچنین، تفاوت محسوسی در متوسط سهم اقلام هریک از گروه‌های دوازده‌گانه که با تغییر قیمت همراه بوده است، وجود دارد. گروه‌های رستوران و هتل؛ خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها؛ مسکن، آب، برق، گاز، سایر سوخت‌ها؛ و پوشاک و کفش به‌ترتیب با ۹۰، ۸۶،

---

[1] Jonker et al.
[2] Dias et al.
[3] Vilmunen & Laakkonen
[4] Lünnemann & Mathä
[5] Hoffmann & Kurz-Kim
[6] Saita et al.
[7] Gagnon
[8] Horvath & Coricelli
[9] Hansen & Hansen
[10] Creamer & Rankin
[11] Medina et al.
[12] Gabriel & Reiff
[13] Harchaoui et al.
[14] Wulfsberg & Ballangrud
[15] Kaufmann
[16] Hemmaty & Bayat
[17] Ozmen & Sevinc
[18] Banerjee & Bhattacharya
[19] Sohail & Fatima
[20] Klenow & Malin

[۲۱] همتی و بیات (۲۰۱۳) با استفاده از این عدد محاسبه‌شده و فرض امکان تغییر پیوستهٔ قیمت‌ها، استدلال می‌کنند قیمت‌های مصرف‌کننده به‌طور متوسط هر ۲۰ روز یک‌بار تغییر می‌کنند.

۸۵/۵، و ۷۹ درصد بیشترین و گروه ارتباطات با ۱۰ درصد کمترین تعداد دفعات تغییر قیمت را تجربه کرده‌اند.

بیات و مدنی‌زاده (۱۳۹۸) با استفاده از اطلاعات ۲۰۰ قلم مشترک در سه سال پایهٔ بازبینی‌شده طی بازه ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۲:۱۲ و براساس اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده، میانگین تعداد تغییرات قیمت در دورهٔ دوازده‌ماهه در کل اقلام ۶۹ درصد محاسبه شده است. در این پژوهش، سری زمانی تعداد تغییر قیمت به‌جای محاسبهٔ مستقیم از روش پنجرهٔ غلطان[1] به‌دست آمده است.[2]

محمدی و باقری پرمهر (۱۳۹۴) با طراحی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، پارامتر درجهٔ چسبندگی قیمت در اقتصاد ایران را به روش بیزی و با داده‌های فصلی متغیرهای قابلِ‌مشاهدهٔ مصرف حقیقی، تولید ناخالص داخلی، تورم، و مالیات‌ها طی سال‌های ۱۳۷۷ـ ۱۳۸۷ برآورد کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ۴۶ درصد از بنگاه‌ها در هر دوره (فصل) توان تعیین قیمت محصول در حد بهینه را ندارند. به‌عبارت دیگر، درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها در ایران ۰/۴۶ است. با توجه به اینکه در این پژوهش الگوی چسبندگی قیمت کالوو[3] (۱۹۸۳) برای اقتصاد ایران فرض شده است، از این نرخ چسبندگی می‌توان نتیجه گرفت میانگین مدت ثبات قیمت حدود ۱/۸۵ فصل یا تقریباً معادل ۵/۵ ماه است.[4]

صیقلانی و رحمانی (۱۳۹۷) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری[5] و با رویکرد آزمون چسبندگی قیمت‌ها، به نحوهٔ واکنش قیمتی اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده در زمان ایجاد تکانهٔ نقدینگی می‌پردازند. برای این منظور، با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی نقدینگی و اجزای شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ ایران از سال ۱۳۶۹ـ ۱۳۹۰ و بهره‌گیری از الگوی تصحیح خطای برداری[6]، نشان می‌دهند واکنش گروه‌های کالایی اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده به تکانهٔ پولی دارای وقفه بوده که این واکنش در میان گروه‌های کالایی مختلف

---

[1] Rolling Window

[2] هرچند مطالعات رفتار قیمت‌گذاری در سطح خرده‌فروشی عموماً از اطلاعات مظنهٔ قیمتی استفاده می‌کنند، همتی و بیات (۲۰۱۳)، همتی و بیات (۱۳۹۱)، و بیات و مدنی‌زاده (۱۳۹۸) به‌خاطر نبود دسترسی به مظنه‌ها، از اطلاعات شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده کرده‌اند.

[3] Calvo

[4] می‌توان اثبات کرد در مدل کالوو درصورتی‌که در هر دوره ω درصد بنگاه‌ها توان تعیین قیمت محصول در حد بهینه را نداشته باشند، مدت‌زمان انتظاری بین دو تغییر قیمت برابر $\frac{۱}{(۱-\omega)}$ خواهد بود.

[5] Vector Auto Regressive, VAR

[6] Error Correction Mehod, ECM

متفاوت است. این واکنش تأخیری به تکانهٔ پولی تأییدی بر وجود چسبندگی قیمت‌ها محسوب می‌شود.

تفاوت پژوهش حاضر با سایر پژوهش‌های صورت‌گرفتهٔ داخلی، تهیهٔ درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها در سطوح مختلف کالایی و تا سطح قلم است که می‌تواند برای پژوهش‌های بعدی مورداستفاده قرار گیرد. همچنین، استفاده از داده‌های به‌روز مظنهٔ قیمت به‌جای شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی سبب برآورد دقیق‌تری از درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها می‌شود.

۳ روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور برآورد درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها در اقتصاد براساس داده‌های خرد، دو روش عمدهٔ مدت ثبات قیمت[1] (D) و تعداد تغییرات قیمت[2] (F) وجود دارد. اساس روش اول برای توصیف چسبندگی قیمت محاسبهٔ میانگین طول دورهٔ ثبات قیمت‌هاست. هرقدر این فاصلهٔ زمانی طولانی‌تر باشد، چسبندگی قیمت بیشتر (انعطاف‌پذیری قیمت کمتر) است و برعکس. همچنین در روش دوم، هرقدر تعداد تغییر قیمت بیشتر باشد، چسبندگی قیمت کمتر است و برعکس. در ادامه، روش محاسبات و داده‌های استفاده‌شده موردبحث و بررسی قرار می‌گیرند.

۱.۳ روش محاسبات

در روش مدت ثبات قیمت برای برآورد شاخص چسبندگی قیمت، میانگین مدت ثبات در خط سیر قیمت[3] طبق رابطهٔ (۱) محاسبه می‌شود (گوا، ۲۰۰۷).

$$j\bar{d}_r^{traj} = \frac{LT}{NS} \qquad (۱)$$

در رابطهٔ (۱)، LT طول خط سیر قیمت[4] و NS تعداد دوره‌های ثبات قیمت[5] در آن است. بدیهی است این رابطه معادل است با مجموع مدت‌های ثبات در خط سیر قیمت تقسیم

---

[1] Duration (of Price Spell) Approach

[2] Frequency Approach

این عنوان به روش‌های بسامد تغییرات قیمت و فراوانی تغییر قیمت‌ها نیز ترجمه شده است.

[3] Average Duration of Trajectory

[4] Length of Trajectory, LT

بدیهی است طول خط سیر قیمت، تعداد مشاهدات، و جمع طول دوره‌های ثبات هر سه با هم برابر است.

[5] Number of Spells, NS

بر تعداد دوره‌های ثبات قیمت؛ برای مثال، برای میانگین مدت ثبات قیمت‌ها در خط سیر T_1 در شکل (۳) طبق رابطهٔ (۲) داریم:

$$ADT_1 = \frac{2+3+3+1}{4} = \frac{9}{4} = 2.25 \qquad (۲)$$

مقدار به‌دست‌آمده نشان می‌دهد در دورهٔ زمانی موردنظر، قیمت به‌طور متوسط ۲/۲۵ ماه ثابت باقی مانده است.

در گام بعد، به‌نظر می‌رسد برای محاسبهٔ این شاخص در کل اقتصاد می‌توان از تقسیم تعداد کل مشاهدات بر تعداد کل دوره‌های ثبات قیمت در اقتصاد استفاده کرد. به این شاخص میانگین غیرموزون مدت ثبات قیمت‌ها در کل اقتصاد گفته می‌شود. این شاخص کلی با دو مشکل اساسی مواجه است: نخست اینکه تمام دوره‌های ثبات وزن یکسان دارند و دوم اینکه امکان مقایسهٔ شاخص چسبندگی قیمت بین اقلام و گروه‌های مختلف کالایی و بررسی رفتار ناهمگن وجود ندارد. ازاین‌رو، بهتر است این شاخص به‌ترتیب در سطوح مختلف داده‌های خرد تجمیع شوند. ورونسه و همکاران (۲۰۰۵) و گوآ (۲۰۰۷) راه‌های مختلف را برای این منظور بحث می‌کنند که در این پژوهش از این راهکارها استفاده شده است. طبق پیشنهاد ورونسه و همکاران (۲۰۰۵)، لازم است فرایندی سه‌مرحله‌ای اجرا شود:

۱- ابتدا میانگین مدت ثبات قیمت‌ها در r اُمین خط سیر قیمت از j اُمین قلم ($_j\bar{d}_r^{traj}$) طبق رابطهٔ (۱) محاسبه شود.

۲- سپس با استفاده از تعداد خط سیر قیمت موجود در قلم ($N_{traj;j}$)، میانگین مدت ثبات قیمت‌ها برای هر قلم[1] به‌دست می‌آید.

$$AD_j = \sum_{r=N_{traj;1}}^{N_{traj;j}} \frac{_j\bar{d}_r^{traj}}{N_{traj;j}} \qquad (۳)$$

۳- در مرحلهٔ آخر، با استفاده از تعداد اقلام n_j و میانگین‌گیری مجدد، مدت ثبات قیمت‌ها برای تمام اقلام (در واقع برای تمام خطوط سیر قیمتی) یا میانگین مدت ثبات قیمت‌ها در کل اقتصاد طبق رابطهٔ (۴) به‌دست می‌آید. بدیهی است اگر در مرحلهٔ آخر، از وزن

[1] Average Duration of Category, AD_c

اقلام (w_j) در میانگین‌گیری استفاده شود، میانگین موزون مدت ثبات قیمت‌ها در کل اقتصاد طبق رابطهٔ (۵) به‌دست خواهد آمد.

$$\overline{\overline{AD}}^{traj} = \sum_{j=1}^{n_j} \frac{1}{n_j} \sum_{r=N_{traj;j}}^{N_{traj;j}} \frac{j\bar{d}_r^{traj}}{N_{traj;j}} \quad (۴)$$

$$\overline{\overline{AD}}^{traj,w} = \sum_{j=1}^{n_j} w_j \sum_{r=N_{traj;j}}^{N_{traj;j}} \frac{j\bar{d}_r^{traj}}{N_{traj;j}} \quad (۵)$$

گوآ (۲۰۰۷) به‌منظور محاسبهٔ میانگین موزون مدت ثبات قیمت‌ها در هر بخش CPI[1]، پیشنهاد می‌کند پس از محاسبهٔ مدت ثبات قیمت‌ها برای هر قلم، براساس اوزان اقلام موجود در هر بخش CPI یا ω_c ، از رابطهٔ (۵) استفاده شود.

$$ADS_s^w = \frac{\sum_{c=1}^{\bar{C}} \omega_c ADC_c}{\bar{C}} \quad (۶)$$

در رابطهٔ (۶) $\overline{C}$ تعداد اقلام موجود در هر بخش است.

در روش تعداد تغییرات قیمت، به‌منظور محاسبهٔ تعداد تغییرات قیمت در سطح قلم، در میان خطوط سیر قیمتی موجود برای قلم j برای هر دورهٔ t، تغییرات قیمت به شرح روابط (۷) و (۸) تعریف می‌شود.

$$NUM_{jt} = \begin{cases} 1 & for\ P_{jt} \neq P_{j,t-1} \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (۷)$$

$$DEM_{jt} = \begin{cases} 1 & for\ P_{jt} \neq P_{j,t-1} \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (۸)$$

همان‌گونه که مشخص است، NUM_{jt} متغیر مجازی است که در صورت تغییرکردن قیمت در هر دوره نسبت به دورهٔ قبل، عدد ۱ و در غیر این‌صورت عدد صفر را نشان می‌دهد. شایان

---

[1] Weighted Average Duration at the CPI-Sector Level (ADS_s^w)

ذکر است که این شاخص دربردارندهٔ اطلاعات خاصی در مورد کاهش یا افزایش و میزان تغییرات نیست. همچنین، DEN_{jt} متغیر مجازی است که نشان می‌دهد قیمت کالای نوعی در دورهٔ متوالی قابلِ‌مشاهده است. براین‌اساس، تعداد تغییرات قیمت برای قلم j از رابطهٔ (۹) محاسبه می‌شود.

$$F_j = \frac{\sum_{t=2}^{T} NUM_{jt}}{\sum_{t=2}^{T} DEN_{jt}} \qquad (۹)$$

همچنین، شاخص موزون تعداد تغییرات قیمت در کل CPI برابر با میانگین وزنی شاخص تعداد تغییرات قیمت اقلام است. به پیشنهاد گوآ (۲۰۰۷) برای تجمیع سطوح بعدی کالا، نسبت موزون تغییرات قیمت در هر بخش CPI از رابطهٔ (۱۰) محاسبه می‌شود.

$$F_s^w = \frac{\sum_{j=1}^{\bar{C}} \omega_j F_j}{\bar{C}} \qquad (۱۰)$$

برای درک ارتباط و مقایسهٔ دو رویکرد، اگر فرض شود خط سیر قیمت مانند خط سیر T_1 در شکل (۳) از هر دو طرف سانسورنشده باشد، داریم:

$$F_{T_1} = \frac{\sum_{t=1}^{T} NUM_{jt}}{\sum_{t=1}^{T} DEN_{jt}} = \frac{4}{9} = \frac{1}{ADT_1} \qquad (۱۱)$$

به‌عبارت دیگر، درصورتی‌که خط سیر قیمتی از هر دو طرف سانسور نشده باشد و داده‌ها وزن نداشته باشند، انتظار می‌رود شاخص به‌دست‌آمده از دو روش معکوس باشد. اما، نمونه‌گیری باعث سانسور چپ در ابتدای دوره و سانسور راست در انتهای آن می‌شود. در چنین مواردی، استفادهٔ مستقیم از روش D با ابهام روبه‌روست و استفاده از روش F به‌عنوان

جایگزینی برای رفع این مسئله توصیه می‌شود. به‌این‌ترتیب که میانگین دورهٔ ثبات قیمت‌ها برای قلم j را می‌توان به‌صورت ضمنی از معکوس F_j به‌دست آورد و آن را میانگین ضمنی دورهٔ ثبات قیمت‌ها[1] نامید.

$$D_j^{imp} = \frac{1}{F_j} \qquad (۱۲)$$

رابطهٔ (۱۲) در صورتی مناسب است که فرض شود قیمت‌گذاری در بازه‌های زمانی گسسته (حداکثر یک‌بار در هر ماه) صورت می‌گیرد. در شرایطی که تغییرات قیمت به‌طور پیوسته و احتمال تغییر قیمت در طول یک ماه ثابت باشد، بیلز و لنا (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که میانگین ضمنی دورهٔ ثبات قیمت‌ها از رابطهٔ (۱۳) به‌دست می‌آید.

$$D_j^{imp} = \frac{-1}{\ln(1 - F_j)} \qquad (۱۳)$$

به‌اختصار می‌توان گفت محاسبهٔ مستقیم D_j تنها در دوره‌های غیرسانسورشده امکان‌پذیر است و این امر نوعی عدم مزیت به‌شمار می‌رود، زیرا احتمال سانسور طولانی‌ترین دورهٔ ثبات قیمت‌ها بیشتر است و این امکان تورش انتخاب سبب تأثیر در تخمین میانگین مدت ثبات خواهد شد. استفاده از روش F جایگزینی برای رفع مسئلهٔ تورش انتخاب است، زیرا این شاخص از تمام اطلاعات موجود بهره می‌برد و باعث ازدست‌دادن دوره‌های ثبات سانسورشده نمی‌شود؛ ضمن اینکه نیازی به بازهٔ زمانی طولانی برای داده‌ها نیست. از طرف دیگر، روش F نیازمند اقلام همگن‌تر است و ازاین‌رو محاسبهٔ آن نهایتاً در سطح قلم توجیه‌پذیر است. بااین‌حال، بدون انجام‌دادن محاسبات مربوط به روش D نمی‌توان توزیع مدت ثبات قیمت‌ها را استخراج کرد. روش اخیر زمینه را برای انجام‌دادن تحلیل‌های بقا فراهم می‌کند.

---

[1] Implied Duration, Djimp

۲.۳ داده‌ها و پوشش نمونه‌ای

در این پژوهش، از کلان دادهٔ خام شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ مرکز آمار ایران طی بازهٔ زمانی فروردین ۱۳۹۰ تا مرداد ۱۳۹۹ استفاده شده که از نظر تعداد بالغ بر ۲۲ میلیون مظنهٔ قیمت است. در این بازه، مرکز آمار ایران اقدام به تغییر سال پایه از سال ۱۳۹۰ به ۱۳۹۵ کرده است. تغییرات ایجادشده به‌تبعِ این اقدام، ازجهتِ تعداد اقلام حذف و اضافه‌شده در جدول (۴) گزارش شده است. به‌دلیل دنبال‌کردن خط سیر قیمتی، مبنای انتخاب نمونه اقلام و مناطقی است که در دو سال پایه مشترک‌اند. از طرف دیگر، با توجه به تفاوت معنادار الگوی مصرفی بین خانوارهای شهری و روستایی، نوع اقلام و ضرایب اهمیت آن‌ها نیز تاحدودی متفاوت است. این موضوع باعث پیچیده‌شدن محاسبات در مرحلهٔ عمل می‌شود. ازاین‌رو، نمونهٔ انتخابی تنها مناطق شهری با اهمیت نسبی اقلام در سبد سال پایهٔ ۱۳۹۰ است.

جدول ۴

اطلاعات طرح شاخص قیمت مصرف‌کننده در دو سال پایهٔ ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵

خانوار	سال ۱۳۹۰		سال ۱۳۹۵				اشتراک دو سال پایه	نمونهٔ انتخابی		
	ارقام برحسب تعداد									
	اقلام	مناطق	اقلام حذف‌شده	اقلام اضافه‌شده	اقلام نهایی	مناطق نهایی*	مناطق	اقلام	مناطق **	پوشش اقلام CPI*** درصد
شهری	۴۵۱	۲۹۳	۲۸	۳۲	۴۵۵	۳۵۷	۲۹۳	۴۲۱	۲۹۳	۹۳
روستایی	۲۷۹	۵۸۳	۲۱	۴۷	۳۰۵	۶۲۶	۵۸۳	۲۵۸	–	–

* تغییر در تعداد شهرها و روستا و به‌تبعِ آن در مناطق شهری و روستایی تحت‌تأثیر آخرین سرشماری نفوس و مسکن مرکز آمار ایران است.

** این تعداد مناطق شهری مربوط به ۲۳۰ شهر از میان ۱۲۴۲ شهر در ایران است.

*** منظور درصد پوشش اقلام از نظر تعداد نسبت‌به سبد سال پایهٔ ۱۳۹۵ است.

منبع: پارسا و همکاران، ۱۳۹۷

یادآوری می‌شود ۲ قلم کسرشده در نمونهٔ انتخابی از اقلام مشترک دو سال پایه، اجاره‌بهای واقعی، و اجاره‌بهای احتسابی[1] مسکن است که هر دو در گروه ۴ بوده و در مجموع حدود ۳۰ درصد از ضریب اهمیت کل اقلام در CPI را به خود اختصاص می‌دهد. به شاخص

[1] Equivalent Rent

CPI بدون این دو قلم «شاخص کل بدون مسکن» اطلاق می‌شود. دلیل کسر این دو قلم تفاوت در قیمت‌گیری نسبت‌به سایر اقلام در قالب «طرح آمارگیری از قیمت اجاره‌بهای خانوار شهری» است. با این اوصاف، اقلام مندرج در گروه ۴ عمدتاً شامل خدمات نگهداری و تعمیرات جزئی واحد مسکونی مانند لوله‌کشی، گچ‌کاری، برق‌کاری، و... است.[۱] ازاین‌رو، درصد پوشش اقلام نمونه از نظر اهمیت نسبت‌به سبد سال پایهٔ ۱۳۹۰ برابر ۶۷/۱ درصد است.

برای کار با کلان‌داده‌های این پایگاه‌داده‌ای، برای تعریف سطح اول داده‌های خرد، کدهای منحصربه‌فرد[۲] برای هر کالای نوعی متشکل از کد ده‌رقمی کویکوپ قلم، کد موقعیت جغرافیایی، و کد فروشگاه تولید و به‌عنوان خط سیر قیمت در طول دورهٔ نمونه‌گیری دنبال شده است. از مجموع ۴۲۱ قلم نمونهٔ انتخابی، ۶۵۸,۴۸۲ کد منحصربه‌فرد تشکیل شد.

طرح شاخص قیمت مصرف‌کننده در طول زمان ارتقا یافته و فیلدهای اطلاعاتی بیشتری به آن افزوده شده است؛ به‌نحوی‌که دسترسی به مشخصات قلم مانند علامت تجاری، جایگزینی محصول، جایگزینی فروشگاه، تخفیف، و... تنها برای سال‌های اخیر موجود است. دسترسی‌نداشتن به این اطلاعات در کل دورهٔ نمونه ممکن است تورش‌هایی در مدت ثبات قیمت ایجاد کند. به‌منظور افزایش در دقت برآورد و ازآنجایی‌که روش تعداد تغییرات قیمت نسبت‌به مسئلهٔ سانسور حساسیت ندارد، بهتر است شاخص D_j به‌صورت ضمنی (D_j^{imp}) محاسبه شود.

۴ یافته‌های تجربی

همان‌طور که قبلاً اشاره شد، شاخص‌های عمدهٔ چسبندگی قیمت براساس روش تعداد تغییرات قیمت و مدت ثبات قیمت برای اقلام نمونهٔ توصیفی به‌ترتیب با استفاده از رابطهٔ (۳) و (۸) محاسبه شده است. بدیهی است براساس رابطهٔ مربوط به آن، برد شاخص‌های چسبندگی قیمت براساس روش تعداد تغییرات قیمت عددی بین صفر و یک است. هرقدر

---

[۱] ازآنجاکه در تعریف شاخص قیمت مصرف‌کننده، تنها کالا و خدمات مصرفی خانوار مدنظر است، در مورد مسکن باید بتوان هزینه‌های سرمایه‌ای و مصرفی مسکن را از هم تفکیک کرد. برای کسب اطلاعات بیشتر در زمینهٔ مسائل مربوط به اندازه‌گیری خدمت مسکن در شاخص قیمت مصرف‌کننده و رویکرد مرکز آمار ایران در این مورد نگاه کنید به: گزارش «نحوهٔ محاسبهٔ نرخ تورم اجاره‌بهای مسکن و پاسخ به برخی از ابهامات» موجود در پرتال آنلاین مرکز آمار ایران.

[2] Individual Code, IC

شاخص به‌دست‌آمده از روش تعداد تغییرات قیمت به ۱ نزدیک‌تر باشد، چسبندگی قیمت کمتر (انعطاف‌پذیری قیمت بیشتر) خواهد بود. همچنین براساس رابطهٔ مربوط، برد شاخص‌های چسبندگی قیمت براساس روش مدت ثبات قیمت بین صفر و بی‌نهایت است. هرقدر شاخص به‌دست‌آمده از روش مدت ثبات قیمت بیشتر باشد، شاخص چسبندگی قیمت بیشتر (انعطاف‌پذیری قیمت کمتر) خواهد بود (و بر عکس).

براین‌اساس، شاخص‌های به‌دست‌آمده برای چسبندگی قیمت اقلام مختلف بسیار متفاوت است.[۱] در جدول ۵، سه مورد از اقلامی که کمترین و سه مورد از اقلامی را که بیشترین چسبندگی قیمت را (براساس شاخص تعداد تغییرات قیمت) به خود اختصاص داده‌اند، گزارش شده است.

جدول ۵

مقایسهٔ بیشترین و کمترین درجهٔ چسبندگی اقلام

میزان چسبندگی	شرح کالا	کد کویکوپ	F_j *	D_j **	D_j^{imp} **
کمترین	طلا	۱۲۰	۹۵	۱/۰۵	۰/۳۱
	مرغ ماشینی	۳	۸۹	۱/۲۳	۰/۴۵
	گیلاس	۴۵	۸۵	۱/۱۴	۰/۵۱
بیشترین	نفت سفید	۱۱	۲	۸/۵۴	۳۴/۴۳
	بنزین	۴۸	۳	۵/۹۵	۳۱/۶۳
	هزینهٔ پیامک	۳۸	۳	۶/۶۷	۲۸/۱۸

منبع: نتایج پژوهش

* عدد گزارش‌شده به درصد است.

** واحد به ماه است.

همان‌طور که به‌نظر می‌رسد، اقلامی که چسبندگی قیمت بالایی دارند مانند نفت سفید و بنزین، آن‌هایی هستند که توسط دولت نرخ‌گذاری می‌شوند و تغییر قیمت نیاز به مصوبه دارد.

پس از محاسبهٔ شاخص‌های چسبندگی برای هر قلم، این شاخص‌ها برای سطح کالایی کویکوپ براساس روش مدت ثبات قیمت و تعداد تغییرات قیمت طبق رابطهٔ (۶) و (۱۰) و

[۱] خروجی‌های مربوط به شاخص اقلام به‌دلیل حجم اطلاعات بسیار گسترده قابل گزارش در مقاله نیست. خوانندگان علاقه‌مند می‌توانند در صورت نیاز از طریق مکاتبه با نویسندهٔ مسئول به این شاخص‌ها دسترسی پیدا کنند.

برای سطح CPI براساس روش مدت ثبات قیمت از رابطهٔ (۵) استفاده شده است. جدول ۶ نتایج به‌همراه خلاصه‌ای از وضعیت تعداد اقلام موجود در هر گروه، مجموع اقلام نمونهٔ انتخابی، ضریب اهمیت هر گروه، و مجموع ضرایب اهمیت نمونهٔ انتخابی را نیز دربردارد. نمونهٔ انتخابی از نظر ضریب اهمیت اقلام در سال پایهٔ ۱۳۹۰ برابر با ۶۸/۷۶ درصد را پوشش می‌دهد. بدیهی است براساس آنچه در بخش ۳. ۲ مطرح شد، بخش عمدهٔ کسرشده مربوط به اجاره‌بهای واقعی و احتسابی در گروه چهارم و اندکی مربوط به برخی اقلام کالایی است که به‌دلیل تغییر سال پایه حذف شده‌اند.

جدول ۶

شاخص‌های چسبندگی قیمت در ایران به تفکیک گروه‌های کالایی کویکوپ

ردیف	عنوان	تعداد اقلام	ضریب اهمیت*	تغییرات قیمت در ماه (٪)	میانگین موزون مدت ثبات قیمت‌ها**
۱	خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها	۱۲۰	۲۴/۴۵	۴۰/۶۴	۲/۳۰
۲	دخانیات	۳	۰/۴۵	۲۳/۱۸	۲/۸۳
۳	پوشاک و کفش	۴۵	۴/۵۰	۱۸/۷۵	۲/۹۱
۴	مسکن، آب، برق، گاز، و سایر سوخت‌ها	۱۱	۵/۵۲	۳۶/۹۲	۲/۰۱
۵	اثاث، لوازم و خدمات مورداستفاده در خانه	۴۸	۳/۸۲	۱۹/۹۵	۲/۸۲
۶	بهداشت و درمان	۳۸	۶/۷	۱۰/۳۲	۳/۹۵
۷	حمل‌ونقل	۴۷	۹/۷۵	۳۰/۱۷	۳/۳۳
۸	ارتباطات	۱۲	۳/۶۵	۷/۴۸	۵/۴۴
۹	تفریح و امور فرهنگی	۳۱	۲/۲۰	۱۸/۷۲	۳/۱۵
۱۰	آموزش	۱۸	۲/۲۸	۸/۴۳	۴/۰۸
۱۱	هتل و رستوران	۱۶	۱/۳۳	۱۳/۰۰	۳/۴۶
۱۲	کالاها و خدمات متفرقه	۳۲	۴/۰۴	۳۱/۹۳	۳/۲۵
	کل	۴۲۱	۶۸/۷۶	۲۹	۲/۹۹

منبع: نتایج پژوهش

* ضرایب اهمیت مربوط به نمونهٔ انتخابی پژوهش حاضر است.

** واحد به ماه است.

براساس نتیجهٔ اخیر، از میان تمام ۴۲۱ قلم کالاها و خدمات که در سبد مصرف‌کنندهٔ ایرانی (نمونهٔ انتخابی پژوهش حاضر) وجود دارد، به‌طور میانگین طی فروردین ۱۳۹۰ تا مرداد ۱۳۹۹ ماهانه قیمت ۲۹ درصد از اقلام تغییر کرده است. نکته‌ای که هنگام بررسی شاخص فوق باید به آن توجه کرد این است که تنها تعداد تغییر قیمت برای پژوهشگر اهمیت دارد نه

میزان تغییرات قیمت؛ مثلاً اگر قیمت کالای نوعی طی یک ماه از قیمت ۲۰۰۰ ریال به ۳۰۰۰ ریال برسد، یعنی ۵۰ درصد رشد کند و قیمت کالای نوعی دیگر در طی یک ماه از قیمت ۲۰۰۰ ریال به ۲۲۰۰ ریال برسد، یعنی ۱۰ درصد رشد کند، از نظر پژوهشگر هر دو کالای نوعی با تغییر قیمت همراه بوده است و تفاوتی از منظر میزان تغییرات قیمت درجهتِ محاسبهٔ شاخص چسبندگی وجود ندارد. لذا، این شاخص حاوی اطلاعات در رابطه با مثبت یا منفی‌بودن تغییرات قیمت نیست. بدیهی است اگر در ماه تعداد بیشتری از اقلام با تغییر قیمت همراه باشد، این شاخص به یک نزدیک‌تر خواهد بود. مقایسهٔ عدد به‌دست‌آمده با اعداد محاسبه‌شده برای این شاخص در سایر کشورها در جدول ۴ نشان می‌دهد چسبندگی در اقتصاد ایران نسبت‌به برخی کشورهای منطقهٔ یورو کمتر و متناسب با کشورهای درحال‌توسعه است. درحالی‌که این شاخص با مقدار محاسبه‌شده در پژوهش همتی و بیات (۲۰۱۳) یعنی ۷۵ درصد فاصلهٔ قابلِ‌توجهی دارد.

همچنین طبق محاسبات پژوهش حاضر، شاخص مدت ثبات قیمت حدود ۲/۹۹ ماه یا یک فصل است. براساس پژوهش همتی و بیات (۲۰۱۳)، در اقتصاد ایران میانگین مدت ثبات قیمت حدود ۰/۷۱ ماه (یا ۱/۳ ماه براساس فروض دیگر) و براساس پژوهش محمدی و باقری پرمهر (۱۳۹۴)، میانگین مدت ثبات قیمت حدود ۵/۵ ماه به‌دست آمده است.

محاسبهٔ شاخص‌ها به تفکیک گروه‌های کالایی کویکوپ نیز نشان از وجود ناهمگنی میان گروه‌های کالایی و میان اقلام دارد؛ به‌نحوی‌که چسبندگی قیمت در گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و مسکن، آب، برق، گاز، و سایر سوخت‌ها کمترین و در گروه ارتباطات و آموزش بیشترین مقدار و در سایر گروه‌ها مقادیر بینابینی دارد. مسئلهٔ ناهمگنی در اقتصاد سایر کشورها نیز تأیید شده است. اگرچه هدف از پژوهش حاضر بررسی عوامل توضیح‌دهندهٔ ناهمگنی یادشده نیست، شواهد پژوهش‌های دیگر مانند آلوارز و همکاران (۲۰۰۶) و هافمن و کروزکیم (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که تفاوت در قیمت نهاده‌ها، ساختار هزینه، و رقابت بازار ازجمله عوامل توضیح‌دهنده برای ناهمگنی مشاهده شده است.

جدول ۷

مقایسهٔ شاخص چسبندگی قیمت برحسب تغییرات قیمت در ماه (٪) برای گروه‌های کالایی کشورهای مختلف

عنوان	امریکا	اتریش	بلژیک	فرانسه	ایتالیا	لوکزامبورگ	هلند	پرتغال	اسلواکی	افریقای جنوبی	ایران
خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها	۲۵	۱۷	۲۸	۱۹	۱۵	۱۹	۲۳	۳۷	۴۳	۲۰	۴۰/۶۴
دخانیات	–	۱۵	۱۱	۲۲	۸	۱۴	۱۹	۱۴	۳۱	۱۷	۲۳/۱۸
پوشاک و کفش	۲۹	۱۲	۳	۱۸	۵	۲۰	۲۱	۲۷	۲۵	۸	۱۸/۷۵
مسکن، آب، برق، گاز، و سایر سوخت‌ها	–	۱۱	۲۲	۲۴	۲۳	۲۹	۱۹	۸	۱۹	۱۴	۳۶/۹۲
اثاث، لوازم، و خدمات مورداستفاده خانه	۲۶	۷	۴	۱۶	۴	۱۸	۸	۱۱	۲۴	۱۲	۱۹/۹۵
بهداشت و درمان	۹	۶	۱۱	۸	–	۳	–	۵	–	۱۷	۱۰/۳۲
حمل‌ونقل	۳۹	۳۶	۲۱	۳۶	۲۸	۲۱	۸۸	۲۶	۵۹	۱۹	۳۰/۱۷
ارتباطات	–	۹	۶	۲۳	–	۴	–	۱۱	–	۶	۷/۴۸
تفریح و امور فرهنگی	۱۱	۲۴	۱۲	۱۳	۵	۱۳	۸	۱۲	۲۴	۱۳	۱۸/۷۲
آموزش	–	۵	–	۶	–	۵	–	۸	–	۱۳	۸/۴۳
هتل و رستوران	–	۸	۳	۸	۶	۵	۸	۱۹	۱۴	–	۱۳/۰۰
کالاها و خدمات متفرقه	۱۱	۷	۶	۱۲	۴	۱۱	۱۰	۱۱	۲۵	۲۵	۳۱/۹۳
کل	۲۶	۱۵	۱۷	۱۹	۹	۱۷	۱۷	۲۲	۳۴	۱۶	۲۹

منبع: برای افریقای جنوبی کریمر و رانکین (۲۰۰۷)، برای ایران نتایج پژوهش و برای سایر کشورها هاروات و کورسلی (۲۰۰۶)

۵ خلاصه و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، شاخصه‌های کمّی چسبندگی قیمت‌ها با استفاده از داده‌های خرد سطوح مختلف کالایی محاسبه شد. نتایج تأییدکنندهٔ ناهمگنی چسبندگی قیمت اقلام است. این مسئله پیامدهای مهمی برای بررسی‌های اقتصاد کلان کشورها دارد. براساس اظهار آوکی[1] (۲۰۰۱)، اگر اقتصاد را دست‌کم دوبخشی با قیمت‌های چسبنده و انعطاف‌پذیر در نظر گرفت، قیمت نسبی کالا در بخش انعطاف‌پذیر به‌عنوان پارامتر انتقال در منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید عمل می‌کند و در ضمن سیاست پولی بهینهٔ هدف‌گذاری تورم تنها در بخش قیمت‌های چسبنده به‌جای تورم کل است. کاروالهو[2] (۲۰۰۶) ثابت می‌کند در صورت بروز مسئلهٔ ناهمگنی در چسبندگی قیمت اقلام، تکانه‌های پولی تأثیرات حقیقی بزرگ‌تر و پایدارتری نسبت‌به حالتی دارند که چسبندگی همهٔ اقلام یکسان در نظر گرفته شود. ازاین‌رو براساس نتایج پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود در الگوسازی‌های کلان در ایران بهتر است اقتصاد را

[1] Aoki

[2] Carvalho

به‌صورت چندبخشی با چسبندگی‌های متفاوت در نظر گرفت تا تحلیل‌های دقیق‌تری عاید پژوهشگران این حوزهٔ مطالعاتی شود. همچنین، توصیه می‌شود چسبندگی قیمت در کشورهای مختلف با استفاده از داده‌های خرد PPI دوباره تکرار شود.

فهرست منابع

اسنودان، ب. و وین، ه. آر. (۱۳۹۲). *اقتصاد کلان جدید: منشأ، سیر تحول، و وضعیت فعلی* (ترجمهٔ م. خلیلی عراقی، و ع. سوری). تهران: سمت.

بیات س.، مدنی‌زاده، س. ع. (۱۳۹۸). واکنش شاخص‌های رفتار قیمت‌گذاری به نرخ تورم: کاربردی از اطلاعات خرد قیمتی. *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۱۳۹۸; ۲۷(۹۰): ۷ـ۵۶.

پارسا، ا. ع.، حسین‌زاده، ج.، یزدان‌خواه، م.، الهرضایی، ا.، و فرخفال، م. (۱۳۹۷). چرا ادراک عمومی از «افزایش هزینه‌های زندگی و قیمت‌ها» متفاوت از نرخ تورم رسمی است؟ *دوماهنامهٔ تحلیلی‌ـ پژوهشی آمار*، ۶(۱)، ۸ـ۲۷.

شاکری، ع. (۱۳۸۹). *نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان* جلد اول (چاپ دوم). تهران: نشر رافع.

صیقلانی، ش.، و رحمانی، ت. (۱۳۹۷). تحلیلی از رابطهٔ تکانه‌های نقدینگی و نرخ تورم اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده برای آزمون چسبندگی قیمت‌ها. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۳(۳) (پیاپی ۱۴۲).

محمدی، ت.، باقری پرمهر، ش. (۱۳۹۴). استخراج چسبندگی قیمتی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲.

همتی، م.، و بیات، س. (۱۳۹۱) بررسی درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها. *فصلنامهٔ تازه‌های اقتصاد*، ۱۳۸ـ۶۵-۶۵.

Álvarez, L. J. (2008). What do micro price data tell us on the validity of the New Keynesian Phillips curve? *Economics*, *2*(1).

Álvarez, L. J., & Hernando, I. (2004). Price setting behavior in Spain: Stylized facts using consumer price micro data. *Available at SSRN 617809*.

Aoki, K. (2001). Optimal monetary policy responses to relative-price changes. *Journal of monetary economics*, *48*(1), 55-80.

Aucremanne, L. and E. Dhyne (2004). *How frequently do prices change? Evidence based on the micro data underlying the Belgian CPI* (Working Paper No. 331). European Central Bank.

Baharad, E., & Eden, B. (2004). Price rigidity and price dispersion: Evidence from micro data. *Review of economic dynamics*, *7*(3), 613-641.

Ball, L., & Cecchetti, S. G. (1988). Imperfect information and staggered price setting. *The American Economic Review*, 78(5), 999–1018. Retrieved from: http://www.jstor.org/stable/1807162

Banerjee, S., & Bhattacharya, R. (2017). *Micro-level Price Setting Behaviour in India: Evidence from Group and Sub-Group Level CPI-IW Data* (No. 17/217).

Baudry, L., Le Bihan, H., Sevestre, P., & Tarrieu, S. (2004). Price rigidity: Evidence from the French CPI macro-data.

Baumgartner, J., Glatzer, E., Rumler, F., & Stiglbauer, A. (2005). How frequently do consumer prices change in Austria? *Evidence from micro CPI data.*

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

Blinder, A. S. (1991). Why are prices sticky? Preliminary results from an interview study. *The American Economic Review*, 81(2), 89–96.

Blinder, A., Canetti, E. R., Lebow, D. E., & Rudd, J. B. (1998). Asking about prices: a new approach to understanding price stickiness. *Russell Sage Foundation*.

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, *12*(3), 383-398.

Carvalho, C. (2006). Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *Frontiers in Macroeconomics*, *2*(1).

Coricelli, F., & Horváth, R. (2006). Price setting behaviour: Micro evidence on Slovakia.

Creamer, K., & Rankin, N. (2007). Price setting behaviour in South Africa–stylised facts using consumer price microdata. *Manuscript, University of the Witwaterstrand*.

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.

Dhyne, E., Konieczny, J., Rumler, F., & Sevestre, P. (2009). Price rigidity in the euro area-An assessment (No. 380). Directorate general economic and financial affairs (DG ECFIN), European Commission.

Fischer, S. (1977). Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of political economy*, 85(1), 191-205.

Gabriel, P., & Reiff, A. (2010). Price setting in Hungary—a store‐level analysis. *Managerial and Decision Economics*, *31*(2‐3), 161-176.

Gagnon, E. (2009). Price setting during low and high inflation: Evidence from Mexico. *The Quarterly Journal of Economics*, *124*(3), 1221-1263.

Gouvea, S. (2007). Price rigidity in Brazil: Evidence from CPI micro data. *Central Bank of Brazil Working Paper*, *143*.

Hansen, B. W., & Hansen, N. L. (2006). *Price Setting Behaviour in Denmark: A study of CPI micro data 1997-2005* (No. 39). Danmarks Nationalbank Working Papers.

Harchaoui, T. M., Michaud, C., & Moreau, J. (2008). Consumer price changes in Canada, 1995-2006. *Yearbook on Productivity 2007*, 83.

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.

Hoffmann, J., & Kurz-Kim, J. R. (2006). Consumer price adjustment under the microscope: Germany in a period of low inflation. Available at *SSRN 2785242*.

Ikeda, D., & Nishioka, S. (2007). *Price setting behavior and hazard functions: Evidence from Japanese CPI micro data* (No. 07-E-19). Bank of Japan.

Jonker, N., Folkertsma, C., & Blijenberg, H. (2004). An Empirical Analysis of Price Setting Behavior in the Netherlands in the Period 1998-2003 Using Micro Data. *Available at SSRN 617806*.

Kaufmann, D. (2009). Price-setting behaviour in Switzerland: Evidence from CPI micro data. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, *145*(3), 293-349.

Klenow, P. J., & Malin, B. A. (2010). Microeconomic evidence on price-setting." In *Handbook of monetary economics* (Vol. 3, pp. 231-284). Elsevier.

Lunnemann, P., & Mathä, T. Y. (2005). Consumer price behaviour in Luxembourg: Evidence from micro CPI data.

Medina, J. P., Rappoport, D., & Soto, C. (2007). Dynamics of price adjustments: Evidence from micro level data for Chile. Central Bank of Chile Working Paper, 432.

Neves, P. D., Dias, M., & Dias, D. (2004). Stylised features of price setting behaviour in Portugal: 1992-2001. Available at SSRN 526995.

Özmen, M. U., & Sevinç, O. (2016). Price rigidity in Turkey: Evidence from micro data. *Emerging Markets Finance and Trade*, *52*(4), 1029-1045.

Saita, Y., Takagawa, I., Nishizaki, K., and Higo, M. (2006). Price Setting in Japan: Evidence from Individual Retail Price Data. *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 06-J-02, (in Japanese).

Sohail, F., & Fatima, A. (2018). Price setting behaviour in Pakistan: Stylized facts from micro SPI data seta. *Pakistan Journal of Applied Economics*, *28*(2), 253-286.

Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, *44*(7), 1389-1408.

Veronese, G., Fabiani, S., Gattulli, A., & Sabbatini, R. (2005). Consumer price behaviour in Italy: Evidence from micro CPI data. *Available at SSRN 668249*.

Vilmunen, J., & Laakkonen, H. (2005). How often do prices change in Finland? Micro-level evidence from the CPI. *Unpublished paper, Bank of Finland*.

Wulfsberg, F. (2009). *Price adjustments and inflation-evidence from Norwegian consumer price data 1975-2004* (No. 2009/11 Working Paper).