

بررسی انتقال نامتقارن تورم تولیدکننده و مصرف‌کننده در ایران

سیدمهدی موسویان*

رضا ثقفی کلوانق**

زانا مظفری***

چکیده

با توجه به وجود آثار رفاهی در بحث انتقال قیمت، بررسی تقارن بین شاخص‌های قیمت، دلالت‌های سیاستی مهمی را می‌نمایاند. از این رو، هدف این پژوهش بررسی ارتباط نامتقارن بین شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در ایران با استفاده از روش همگرایی آستانه‌ای هانسن و سئو (۲۰۰۲) و همچنین رابطه علیت بین دو متغیر است. بدین منظور ابتدا وجود رابطه بلندمدت و رابطه علیت بین دو متغیر با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر و آزمون علیت تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) طی دوره زمانی فروردین ماه ۱۳۶۹ تا مهرماه ۱۳۹۳ آزمون شده سپس با استفاده از مدل تصحیح خطای نامتقارن (TVECM) تعدیلات کوتاه‌مدت تحلیل شده است. نتایج حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت مثبت بین شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده و رابطه علیت یک‌طرفه از شاخص قیمت مصرف‌کننده به شاخص قیمت تولیدکننده دارد که ماهیت فشار تقاضا تورم را نشان می‌دهد. همچنین رابطه کوتاه‌مدت نیز عدم تقارن دارد و در این پژوهش مدل دو رژیمی با یک حد آستانه‌ای مورد تأیید قرار گرفت؛ بنابراین تعدیلات کوتاه‌مدت براساس میزان انحراف از رابطه بلندمدت، با سرعت‌های متفاوتی صورت می‌پذیرد.

واژه‌های کلیدی: تورم، شاخص قیمت، مدل آستانه‌ای، انتقال نامتقارن، TVECM.

طبقه‌بندی JEL: E31, P24

* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز؛ رایانامه: me.mousavian@gmail.com
** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز؛ رایانامه: killvana@gmail.com
*** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز؛ رایانامه: zana.mozaffari@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۸/۳۰ تاریخ تأیید: ۱۳۹۴/۱۲/۳

۱. مقدمه

هدف‌گذاری تورم یا سطح قیمت‌ها در حال تبدیل شدن به یک هدف سیاستی متداول در بین بانک‌های مرکزی به منظور جهت‌دهی به سیاست‌های پولی می‌باشد. انتخاب سبدهی که سطح قیمت‌ها بر اساس آن محاسبه می‌شود، به اندازه سطح تورم هدف‌گذاری شده اهمیت دارد؛ زیرا شاخص‌های متفاوت می‌توانند منجر به نرخ‌های تورم مختلف شوند. بانک‌های مرکزی از سبدهای متفاوتی جهت کاربرد سیاست‌هایشان استفاده می‌کنند و انتخاب شاخص قیمت مربوط به این سبدها می‌تواند در اعتمادپذیری و موفقیت سیاست‌های آنها تعیین‌کننده باشد (آکدی و همکاران، ۲۰۰۶^۱).

شاخص‌های قیمت، متوسط وزنی قیمت اقلام خاص هستند. این قیمت‌ها همگی به یک صورت تحت تأثیر سیاست‌های بانک مرکزی قرار نمی‌گیرند. برای مثال، اثرگذاری سیاست‌های ارزی بانک مرکزی بر روی قیمت کالاهای قابل مبادله محتمل‌تر است تا کالاهای غیرقابل مبادله. افزون بر این، سیاست‌های نرخ بهره بانک مرکزی، قیمت کالاها و خدمات را به‌طور متفاوتی تحت تأثیر قرار می‌دهد (تأثیرپذیری خدمات از این سیاست‌ها به نسبت کالاها غیر محتمل‌تر است) (همان)؛ بنابراین، انتخاب، بررسی و تحلیل شاخص‌های مختلف تورم می‌تواند دید وسیع‌تری نسبت به یک شاخص منفرد ایجاد کند. از طرف دیگر تحلیل روابط میان شاخص‌های مختلف تورم، مفاهیم ضمنی قابل توجهی به همراه خواهد داشت.

به تناسب موضوع انتقال نامتقارن قیمت، توزیع آثار رفاهی شوک‌های وارده در طول زنجیره تولید و بازار در میان عوامل اقتصادی نیز تغییر خواهد کرد؛ بنابراین، انتقال نامتقارن قیمت به توزیع مجددی از امکانات رفاهی و خدمات اجتماعی اشاره می‌کند که این توزیع با امکانات به دست آمده تحت شرایط تقارن تفاوت خواهد داشت (احمدی شادمهری و احمدی، ۱۳۸۹)؛ بنابراین مطالعه و بررسی تقارن یا عدم تقارن در ارتباط بین شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز در حوزه سیاست‌گذاری اهمیت بسیاری دارد.

هرچند تاکنون در زمینه ارتباط بین شاخص‌های قیمت مطالعاتی انجام شده است، اما توجه به سرعت و چگونگی تعدیل هریک از این دو شاخص به سمت مسیر بلندمدت می‌تواند قابل توجه باشد. در این پژوهش به‌عنوان رویکردی جدید، ضمن بررسی رابطه بلندمدت و جهت‌علیت، انتقال نامتقارن قیمت بین دو شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (CPI^۲) و شاخص کل قیمت تولیدکننده (PPI^۳) با استفاده از مدل تصحیح خطای نامتقارن (TVECM^۴) بررسی شده است که این امر می‌تواند دید وسیع‌تری از تعدیلات این دو شاخص نسبت به یکدیگر را فراهم آورد.

1. Akdi & etal

2. Consumer Price Index

3. Producer Price Index

4. Threshold Vector Error Correction Model

همچنین بازه زمانی نیز از فروردین ماه ۱۳۶۹ تا مهرماه ۱۳۹۳ است که این تعداد داده زمینه اعتمادپذیری بالاتر را فراهم می‌کند.

– رویکرد نظام اقتصاد اسلامی نسبت به نقش دولت در مواجهه با تورم

تورم و گرانی، تأثیر نامطلوبی بر روی اخلاق و رفتار افراد می‌گذارد و در جامعه اسلامی مشکل ایجاد می‌کند (طرفدار، ۱۳۹۰). مطالعات اثر منفی تورم بر توزیع درآمد را نشان می‌دهد (کتابی، ۱۳۷۱). در شرایط تورمی طبقات مرفه سرمایه خود را به دارایی‌هایی مثل زمین، مسکن، طلا و جواهرات تبدیل می‌کنند تا از زیان کاهش قدرت خرید پول مصون بمانند؛ در حالی که طبقات پایین درآمدی به دلیل عدم توانایی خرید کالاهای بادوام همچون زمین و مسکن و صرف عمده درآمد خود در کالاهای ضروری و مصرفی، از تورم ضربه می‌بینند (قلیچ، ۱۳۸۹). این امر شکاف طبقاتی در جامعه را افزایش می‌دهد و به دنبال آن، توزیع امکانات اقتصادی جامعه روز به روز از توزیع عادلانه فاصله می‌گیرد (یوسفی، ۱۳۸۵). از طرفی، کاهش شکاف طبقاتی از وظایف قطعی دولت اسلامی است (مهربانی، ۱۳۹۱). در نظام اقتصادی اسلام، دولت وظایفی را عهده‌دار است که بخشی از این وظایف مربوط به مسئله بازار و کنترل قیمت‌هاست (طرفدار، ۱۳۹۰).

یوسفی (۱۳۸۵) با بررسی اهداف نظام اقتصادی اسلام، تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها را از اهداف مقدمی این نظام معرفی می‌کند که مقدمه تحقق اهداف بالاتر است. چنانچه قیمت‌ها تثبیت شوند، وضعیت اقتصادی جامعه به سمت عدالت، امنیت و رشد اقتصادی سوق می‌یابد؛ بنابراین، دولت اسلامی باید با سیاست‌های اقتصادی با ریشه‌های تورم مقابله کند و سطح عمومی قیمت‌ها را در وضعیت ثبات و تعادل قرار دهد.

در شرایط عادی بازار و برقراری روال طبیعی فعالیت‌ها، چنانچه رشد قیمت‌ها به واسطه شرایط بازار و مسائل مربوط به عرضه و تقاضا رخ داده باشد، دولت اسلامی در تعیین قیمت‌ها نقشی ندارد و بر پایه روایات از رسول اکرم صلی الله علیه و آله نیز این‌گونه استنباط می‌شود که در نظام اقتصادی اسلام، دولت نقش مستقیمی در تعیین قیمت‌ها ندارد؛ اما در شرایط فقدان یک نظام قیمت‌گذاری مشخص از سوی دولت که دارای ضمانت اجرایی نیز باشد، احتمال بروز هرج و مرج و نابسامانی در بازار وجود دارد که در اینجا کنترل دولت بر بازار ضرورت دارد (طرفدار، ۱۳۹۰). کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱) با بررسی تعهد دولت اسلامی نسبت به ثبات قیمت‌ها، بیان می‌کنند که حکم اولی اسلام، لزوم پایبندی دولت به حفظ ارزش پول ملی است و عدول از آن تنها در صورت تحقق مصلحت نظام (به اقتضای حکم ثانویه) مجاز است.

از طرفی، تورم و بیکاری به‌عنوان شاخص‌های مناسب برای اقتصاد مقاومتی در نظر گرفته

می‌شوند. این شاخص‌ها به این دلیل مرتبط با اقتصاد مقاومتی هستند که نرخ‌های بالای بیکاری و تورم، احتمال تأثیرپذیری از شوک‌های منفی و تحمیل هزینه‌های قابل توجه ناشی از آن بر اقتصاد را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر اقتصاد با نرخ‌های پایین تورم و بیکاری قادر است بدون تحمل هزینه‌های رفاهی سنگین، در برابر این شوک‌ها مقاومت کند (بریگلیو و همکاران، ۲۰۰۹^۱). با توجه به نقش نظارتی دولت اسلامی در قیمت‌گذاری و لزوم برقراری عدالت در توزیع درآمد و در راستای اقتصاد مقاومتی، آگاهی از نحوه ارتباط شاخص‌های قیمت که نماینده تورم در بخش‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده می‌باشند، می‌تواند دولت را در انجام وظایف خود یاری کند.

۲. پیشینه تحقیق

شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده اغلب به‌عنوان قیمت‌های متفاوت کالاها در طول زنجیره تولید شناخته می‌شوند (شمس فخر، ۱۳۸۸). معمولاً چنین فرض می‌شود که با افزایش هزینه‌های تولید و به دنبال آن افزایش PPI، تولیدکنندگان افزایش هزینه را به افزایش قیمت کالای نهایی منتقل می‌کنند و این امر در نهایت منجر به افزایش CPI می‌شود (بلتون و ریکارت، ۲۰۰۷^۲) (آکچای، ۲۰۱۱^۳). رابطه علیت از PPI به CPI نشان‌دهنده تورم ناشی از فشار هزینه است. ماهیت فشار هزینه‌ای تورم بیانگر این حقیقت است که تغییرات قیمت تولیدکننده در مرحله اولیه زنجیره عرضه، به مرحله بعدی و متعاقباً به قیمت مصرف‌کننده منتقل می‌شود (تیواری و همکاران، ۲۰۱۴^۴). مطابق این دیدگاه PPI و CPI از طریق زنجیره تولید با هم در ارتباط هستند؛ از این‌رو با افزایش PPI برای قیمت مواد اولیه که در تولید کالاهای واسطه‌ای به‌کار می‌روند، قیمت کالاهای واسطه‌ای افزایش می‌یابد و با افزایش قیمت کالاهای واسطه‌ای که در تولید کالاهای نهایی به‌کار می‌روند، PPI برای قیمت کالاهای نهایی افزایش می‌یابد و در نهایت منجر به افزایش CPI می‌شود. این امر خود به عوامل مختلفی همچون درجه رقابت‌پذیری بازار بستگی دارد؛ به‌طوری‌که اگر بازار کالای نهایی رقابتی باشد، افزایش قیمت تولیدکننده می‌تواند منجر به افزایش قیمت مصرف‌کننده نشود (شمس فخر، ۱۳۸۸).

کلارک^۵ (۱۹۹۵) می‌گوید سازوکار عبور قیمت از PPI به CPI ممکن است توسط تغییرات جبرانی در جهت مخالف قیمت کالاهای وارداتی که قسمتی از CPI را تشکیل می‌دهند، دچار انحراف شود. به‌علاوه وی به استراتژی‌های قیمتی بنگاه و عواید بهره‌وری ممکن نیز به‌عنوان دیگر

1. Briguglio et al

2. Belton & Nair-Reichet

3. Akçay

4. Tiwari & et al

5. Clark

عوامل محتمل منحرف‌کننده مکانیزم عبور قیمتی اشاره می‌کند (تیواری و همکاران، ۲۰۱۴). دیدگاه دیگر با عنوان دیدگاه طرف تقاضا بیان می‌کند که تقاضا برای کالای نهایی تقاضا برای نهاده‌های استفاده‌کنندگان رقابتی را تعیین می‌کند و به این ترتیب CPI می‌تواند بر PPI اثر بگذارد (آکچای، ۲۰۱۱). استدلال این دیدگاه آن است که تغییر در قیمت مصرف‌کننده منجر به جهش در قیمت‌های نهاده می‌شود که بر قیمت تولیدکننده نیز اثر می‌گذارد (تیواری و همکاران، ۲۰۱۴). کوشینگ و مگاروی^۱ (۱۹۹۰) تقاضا برای کالاهای اولیه را تابعی از قیمت آتی مورد انتظار کالاهای مصرفی فرض کردند. این فرضیه دلالت بر این دارد که تقاضای جاری و انتظارات گذشته از آن، قیمت مصرف‌کننده را تعیین می‌کند و تقاضای آتی مورد انتظار، قیمت تولیدکننده را تعیین می‌کند (آکچای، ۲۰۱۱).

به لحاظ نظری، علیت همان‌طورکه می‌تواند از PPI به CPI باشد، از CPI به PPI نیز می‌تواند برقرار باشد (تیواری و همکاران، ۲۰۱۴). جونز^۲ (۱۹۸۶) بحث می‌کند که هر دو ماهیت فشار هزینه و کشش تقاضا، امکان‌پذیر هستند و انتظار رابطه علیت دو طرفه بین CPI و PPI را دارد (تیواری و همکاران، ۲۰۱۴).

از طرفی، ارتباط دو شاخص می‌تواند نامتقارن باشد. دلایل مختلفی برای وجود عدم تقارن در انتقال قیمت می‌توان ذکر کرد. هزینه‌های تغییر قیمت، عدم تقارن در اطلاعات، بازارهای ناکارا و مداخلات سیاسی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر انتقال نامتقارن قیمت می‌باشند. باید در نظر داشت که گردآوری اطلاعات نیازمند صرف وقت و هزینه‌های جستجو است؛ از این رو با افزایش قیمت تولیدکننده، شرکت‌ها ممکن است بتوانند افزایش قیمت را به قیمت خرده‌فروشی منتقل کنند، اما هنگامی که قیمت‌های تولید کاهش می‌یابد، قیمت خرده‌فروشی بسیار کندتر کاهش می‌یابد. افزون بر این، هرگونه افزایش یا کاهش در شاخص قیمت مصرف‌کننده (ناشی از تحولات بازار) نیز ممکن است به شاخص قیمت تولیدکننده منتقل نشود (احمدی شادمهری و احمدی، ۱۳۸۹).

تومازی^۳ (۱۹۹۴) بیان می‌کند که در شرایط تورم بالا، شناخت فروشندگانی که قیمت کمتری برای محصولاتشان مطالبه می‌کنند دشوارتر می‌شود؛ زیرا قیمت امروز پیش‌بینی خوبی از قیمت فردا ارائه نمی‌دهد؛ بنابراین، با افزایش بی‌ثباتی قیمت‌ها، انگیزه مصرف‌کنندگان برای کسب اطلاعات قیمتی کاهش می‌یابد و در چنین شرایطی، بنگاه‌ها قیمت‌های بالاتری را مطالبه می‌کنند (مهربانی و قوام، ۱۳۸۷).

در بین علل ارائه شده برای عدم تقارن در انتقال قیمت، روی دو عامل غیررقابتی بودن بازارها و

1. Cushing and McGarvey

2. Jones

3. Tommassi

هزینه‌های تعدیل، بیشتر از بقیه عوامل تأکید شده است. معمولاً چنین فرض می‌شود که رقابت‌پذیری ناقص در مراحل تولید و خرده‌فروشی، امکان استفاده (سوء استفاده) واسطه‌گران از قدرت بازاری را می‌دهد؛ به نحوی که افزایش قیمت در نهاده‌ها (کاهش قیمت محصول) را سریع‌تر یا کامل‌تر از کاهش قیمت نهاده (افزایش قیمت محصول) منتقل می‌کنند. در اغلب موارد، این انتقال نامتقارن مثبت به‌عنوان اصلی بدیهی و بدون پایه نظری دقیق ارائه شده است. وارد^۱ (۱۹۸۲) بیان می‌کند که اگر انحصارگران چند قطبی نسبت به ریسک از دست دادن سهم بازار (در واکنش به انتقال نامتقارن مثبت) بی‌میل باشند، قدرت بازاری ممکن است منجر به انتقال نامتقارن منفی شود؛ بنابراین، اینکه قدرت بازاری منجر به کدام نوع از انتقال نامتقارن می‌گردد، واضح نیست. توضیح دیگر برای انتقال نامتقارن قیمت، به وسیله هزینه‌های تعدیل ارائه شده و مربوط به زمانی است که بنگاه‌ها مقدار یا قیمت نهاده‌ها یا محصولات را تغییر می‌دهند. اگر این هزینه‌ها نسبت به افزایش یا کاهش مقدار یا قیمت، نامتقارن باشند می‌توانند منجر به انتقال نامتقارن شوند (میر و کرامون، ۲۰۰۴).

با توجه به مباحث پیشین، در این پژوهش وجود رابطه بلندمدت بین شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده و جهت علیت بین آنها و همچنین تقارن در ارتباط بین آنها با استفاده از روش همگرایی آستانه‌ای TVECM بررسی می‌شود.

سیف و میرزاده (۱۳۹۳) نحوه اثرگذاری انتقال نامتقارن قیمت بر حاشیه بازار گوشت در ایران را با ترکیب الگوی هزینه بازاریابی و آزمون هاک بررسی کردند. بر اساس نتایج، تغییرات قیمت گوسفند زنده به‌طور کامل به قیمت خرده‌فروشی منتقل نشده و انتقال قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن بوده است.

احمدی شادمهری و احمدی (۱۳۸۸) انتقال قیمت بین تولیدکننده و مصرف‌کننده در بازار محصول پنیر در ایران طی دوره ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۸۷:۷ را بررسی کردند. بدین منظور آنها از تجزیه و تحلیل رفتار انتقال قیمت بر مبنای روش سنتی هاک و مدل ECM^۲ استفاده کردند. نتایج آنها حاکی از برقراری رابطه علیت از قیمت مصرف‌کننده به قیمت تولیدکننده در بازار پنیر بود و فرض عدم تقارن در انتقال قیمت بین تولیدکننده و مصرف‌کننده رد شد.

محدث (۱۳۸۷) آثار متقابل شاخص‌های قیمت عمده‌فروشی، تولیدکننده و مصرف‌کننده را با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری (VAR)^۴ مطالعه کرد. مطابق نتایج، یک تکانه در شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت عمده‌فروشی پس از حدود ۳ الی ۸ ماه بر روی شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر خواهد گذاشت و افزایش تدریجی آن را به دنبال دارد. این اثر پس از گذشت حدود

1. Ward

2. Meyer & Cramon-Taubadel

3. Error Correction Model

4. Vector Auto Regression

یک سال و نیم به یک عدد ثابت می‌رسد و سپس به روند خود ادامه می‌دهد. در بلندمدت نیز یک روند برگشت به عقب در قیمت‌ها وجود دارد و حرکت قیمت از سمت CPI به PPI است و حتی در صورت تأیید روند رو به جلو در کوتاه‌مدت، روند رو به عقب قیمت‌ها همچنان ادامه می‌یابد. حسینی و قهرمان‌زاده (۱۳۸۵) با به‌کارگیری مدل‌های تصحیح خطای نامتقارن، تعدیلات کوتاه‌مدت قیمت در بازار گوشت قرمز ایران طی دوره ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۱ را بررسی کردند. یافته‌های پژوهش آنها نشان از انتقال نامتقارن قیمت بین سطوح تولیدکننده و خرده‌فروشی است. همچنین افزایش قیمت تولیدکننده نسبت به کاهش آن، خیلی سریع‌تر به قیمت‌های خرده‌فروشی منتقل می‌شود. تیواری و همکاران (۲۰۱۴) با بهره‌گیری از روش موجک و تجزیه رابطه زمانی بین متغیرهای CPI و PPI، ارتباط دو سویه بین دو متغیر در کشور مکزیک را نتیجه گرفتند؛ به طوری که در کوتاه‌مدت (بازه یک تا ۷ ماهه) CPI جهت PPI را تعیین و در دوره‌های بلندمدت‌تر (۸ تا ۳۲ ماهه) PPI جهت CPI را تعیین می‌کرد.

آلمو^۱ (۲۰۱۲) با بررسی رابطه بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده در آفریقای جنوبی، رابطه علیت یک‌طرفه از تورم تولیدکننده به مصرف‌کننده و واکنش نامتقارن تورم مصرف‌کننده به روندهای مثبت و منفی در تورم تولیدکننده را نتیجه گرفت. میرزا و برگلند^۲ (۲۰۱۲) ارتباط قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی برای مصرف‌کننده نهایی را در بازار الکترونیسته نروژ مطالعه کردند. یافته‌های آنها نشان از انتقال نامتقارن قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی بود؛ به نحوی که افزایش قیمت سریع‌تر از کاهش قیمت منتقل می‌شد. سابروی^۳ (۲۰۱۱) با استفاده از مدل‌های همگرایی آستانه‌ای، نحوه انتقال قیمت در بازار قهوه را بین قیمت‌های جهانی و قیمت تولیدکنندگان این محصول در سه کشور السالوادور، کلمبیا و هند بررسی کرد. نتایج این بررسی بیانگر عدم تقارن و آستانه‌ای بودن انتقال قیمت قهوه در این کشورها بود؛ به گونه‌ای که کاهش‌های بزرگ‌تر در قیمت‌های جهانی به نسبت سریع‌تر به قیمت تولیدکنندگان منتقل می‌شد.

آکچای (۲۰۱۱) رابطه علیت بین شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده در پنج کشور اروپایی طی دوره ۱۹۹۵:۸ تا ۲۰۰۷:۱۲ را با استفاده از روش تودا و یاماموتو^۴ (۱۹۹۵) بررسی کرد. بر اساس نتایج، در کشورهای فرانسه و فنلاند جهت علیت از شاخص قیمت تولیدکننده به مصرف‌کننده و در آلمان رابطه علیت دوطرفه بین دو شاخص برقرار بود، اما در مورد هلند و سوئد هیچ رابطه علیتی تأیید نشد.

1. Alemu
3. Subervie

2. Mirza & Bergland
4. Toda and Yamamoto

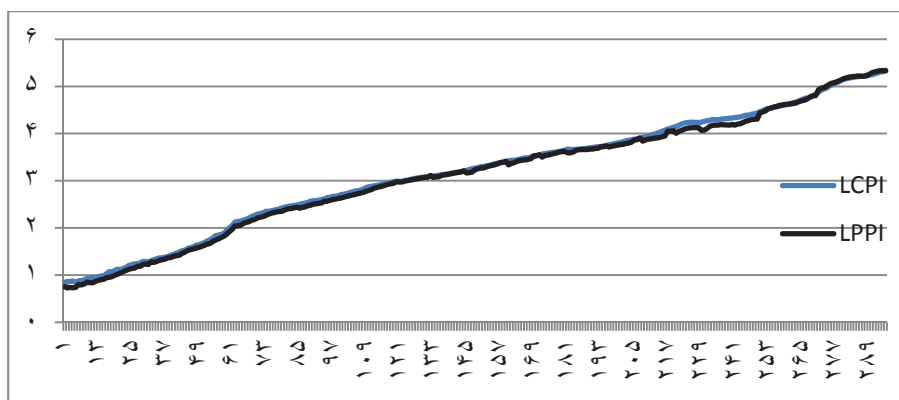
آکدی و همکاران (۲۰۰۶) ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت عمده‌فروشی در ترکیه را مطالعه کردند. نتایج آنها با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی انگل و گرنجر^۱ (۱۹۸۷) و یوهانسن^۲ (۱۹۸۸) متفاوت بود؛ اما تحلیل نموداری، رابطه بلندمدت بین دو متغیر را رد می‌کرد. در کوتاه‌مدت نیز ارتباط بین دو متغیر رد نشد با این حال این رابطه یک به یک نبود.

کاپورال و همکاران^۳ (۲۰۰۲) با بهره‌گیری از آزمون تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) و سازوکار انتقال پولی، رابطه بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده در کشورهای G7 را بررسی کردند. مطابق نتایج آنها، رابطه علیت یک طرفه از قیمت تولیدکننده به قیمت مصرف‌کننده برقرار بود.

۳. داده‌ها و روش‌شناسی

۳-۱. داده‌ها

در این تحقیق به منظور بررسی ارتباط بین شاخص کل قیمت تولیدکننده (LPPI) و شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (LCPI)، از داده‌های ماهانه در بازه ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۳:۷ (ارائه شده توسط بانک مرکزی) و با در نظر گرفتن سال ۱۳۹۰ به عنوان سال پایه استفاده شده است. با توجه به ماهانه بودن داده‌ها ابتدا با استفاده از روش X12 تعدیل فصلی شده‌اند. ضمن اینکه هر دو متغیر نیز به صورت لگاریتمی در مدل لحاظ گردیده‌اند.



نمودار ۱: شاخص‌های CPI و PPI

منبع: بانک مرکزی

1. Engle and Granger

2. Johansen

3. Caporale & et al

۳-۲. روش‌شناسی

الگوهای هم‌جمعی آستانه‌ای نخستین بار توسط بالک و فومبی^۱ (۱۹۹۷) برای حالت تک‌متغیره معرفی شدند (رسولی و قهرمان‌زاده، ۱۳۹۲). بالک و فومبی ضمن در نظر گرفتن یک رابطه تعادلی، امکان داشتن فرایند خودتوضیح آستانه‌ای برای جزء خطای تعادل را در نظر گرفتند. تاکنون روش‌های مختلفی برای آزمون آستانه‌ای بودن تعدیلات به سمت تعادل بلندمدت معرفی شده است که در این بین هانسن^۲ (۱۹۹۹) روشی را بر پایه فرضیه‌های آشیانه‌ای معرفی کرد. در روش هانسن ابتدا یک مدل خودتوضیحی آستانه‌ای (TAR)^۳ چند رژیمه برآورد می‌شد و سپس الگوی مقید آن با اعمال محدودیت برابری ضرایب در نظر گرفته می‌شد. با برآورد دو الگو مجموع مربعات باقیمانده آنها و مقدار آماره آزمون به صورت معادله (۱) محاسبه می‌شود:

$$Sup-F_{1,m} = T \left[\frac{S_1 - S_m}{S_m} \right] \quad (1)$$

که در آن S_1 و S_m به ترتیب مجموع مربعات باقیمانده از برآورد الگوی خطی (مقید) و الگوی آستانه است و T نیز تعداد مشاهده‌هاست. چنانچه آماره آزمون از حد بحرانی محاسبه شده توسط روش بوت استرپ بزرگ‌تر باشد، فرض اولیه مبتنی بر خطی بودن رد و وجود رفتار آستانه‌ای تأیید می‌شود (یاوری، ۱۳۹۱). هانسن و سئو^۴ (۲۰۰۲) به منظور غلبه بر مشکل تک‌متغیره بودن مدل TAR^۵ از مدل تصحیح خطای برداری دو متغیره آستانه‌ای با یک مقدار آستانه (TVECM(2)) و بردار همگرایی نامشخص (که در مدل برآورد می‌شود) بهره بردند (یاوری، ۱۳۹۱).

چنانچه $x_t = (ppi_t, cpi_t)$ یک بردار دوبعدی از سری‌های زمانی انباشته از درجه یک (I(1)) شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده در نظر گرفته شود و فرض وجود یک رابطه بلندمدت بین دو متغیر را با بردار همجمعی $\beta = (\beta_0, \beta_1)$ بپذیریم، مدل آستانه‌ای دو رژیمه با پارامتر آستانه‌ای γ را می‌توان به صورت معادله (۲) بیان کرد:

$$\Delta x_t = \begin{cases} A'_1 X_{t-1}(\beta) + u_{t,z_{t-1}}(\beta) \leq \gamma \\ A'_2 X_{t-1}(\beta) + u_{t,z_{t-1}}(\beta) \geq \gamma \end{cases} \quad (2)$$

1. Balke & Fomby
3. Threshold Auto Regressive

2. Hansen
4. Hansen & Seo

$$X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ z_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta x_{t-l} \end{pmatrix} \quad \text{که در آن}$$

$z_t(\beta)$ ضریب تصحیح خطای پایا $(I(0))$ ، $X_{t-1}(\beta)$ بردار $k \times 1$ از رگرورها و A برداری $k \times 2$ می باشد؛ به طوری که $k=2l+2$. این رابطه را می توان به صورت معادله (۳) نیز بازنویسی کرد:

$$\Delta x_t = A'_1 X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A'_2 X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (۳)$$

که در آن:

$$d_{1t}(\beta, \gamma) = 1(z_{t-1}(\beta) \leq \gamma) \quad (۴)$$

$$d_{2t}(\beta, \gamma) = 1(z_{t-1}(\beta) \geq \gamma) \quad (۵)$$

(۱) دلالت بر تابع شاخص دارد و w_{t-1} نیز ضریب تصحیح خطا بین شاخص قیمت مصرف کننده و تولیدکننده است. در معادلات بالا دو رژیم توسط مقدار ضریب تصحیح خطا تعریف شده است. همان طور که هانسن و سنو (۲۰۰۲) توضیح داده اند پارامترهای A_1 و A_2 ماتریس ضرایب هستند و نیازمند پویایی در این رژیم ها هستند. اگر $0 < P(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma) < 1$ باشد دلالت بر اثر آستانه ای دارد؛ در غیر این صورت مدل همجمعی خطی را توصیف می کند. آنها همچنین محدودیت (۶) را تشکیل دادند:

$$\pi_0 \leq P(z_{t-1}(\beta) \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \quad (۶)$$

که در آن $\pi_0 > 0$ پارامتر چیدن است.

الگوریتم برآورد مدل TVECM شامل سه مرحله است: مرحله اول شامل آزمون مانایی و همجمعی است؛ در مرحله دوم سری هایی که انباشته از درجه یک هستند در یک مدل تصحیح خطای خطی استاندارد مورد استفاده قرار می گیرند و در مرحله نهایی مدل TVECM با استفاده از فرایند حداکثر درستنمایی توصیف شده توسط هانسن و سنو (۲۰۰۲) برآورد می شوند. بدین منظور پارامتر آستانه ای γ از طریق فرمول (۷) تعیین می شود:

$$\xi(\hat{\gamma}) = \min \log \left(\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t(\hat{\gamma}) \hat{\varepsilon}_t(\hat{\gamma})' \right) \quad (۷)$$

هنگام انتخاب مقدار γ که رابطه بالا را حداقل می کند، این محدودیت اضافی که هر رژیم

باید حداقل درصد از پیش تعیین شده‌ای از کل نمونه (π_0) را در بر بگیرد، به فرایند جستجوی شبکه‌ای تحمیل می‌شود:

$$\pi_0 \leq P(|z_{t-1}| \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \quad (8)$$

معناداری آماری پارامتر γ شامل مؤلفه‌های غیراستاندارد استنتاجی است؛ بنابراین مقدار حد بحرانی آزمون SupLM توسط تکنیک بوت استرپ^۱ محاسبه می‌شود. به علاوه، هانسن و سنو (۲۰۰۲) دو آماره آزمون LM به منظور آزمون فرض اولیه همجمعی خطی در برابر فرض مقابل همجمعی آستانه‌ای ارائه دادند. بنا بر فرض اولیه، مدل، تفاوتی با مدل VECM خطی نخواهد داشت. آزمون نخست زمانی استفاده می‌شود که بردار همجمعی شناخته شده و به صورت معادله (۹) می‌باشد:

$$SupLM^0 = SupLM(\beta_0, \gamma), \gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U \quad (9)$$

که در آن β_0 مقدار شناخته شده از β است. حالت دوم نیز زمانی استفاده می‌شود که بردار همجمعی ناشناخته است. آماره این آزمون به صورت معادله (۱۰) محاسبه می‌شود:

$$SupLM^0 = SupLM(\hat{\beta}, \gamma), \gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U \quad (10)$$

که در آن $\hat{\beta}$ برآورد اولیه از β است. در هر دو آزمون $[\gamma_L, \gamma_U]$ ناحیه جستجو می‌باشد؛ به طوری که γ_L ، π_0 درصد از \hat{w}_{t-1} است و γ_U ، $(1 - \pi_0)$ درصد از آن می‌باشد (یاوری، ۱۳۹۱).

۴. نتایج تجربی

پیش از برآورد مدل، پایایی متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده آزمون شدند. جهت بررسی پایایی این متغیرها از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته^۲ (ADF)، فیلپس پرون^۳ (PP) و KPSS^۴ استفاده شد که نتایج مربوط به این آزمون‌ها در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج مربوط به آزمون مانایی

متغیر	ADF		KPSS		PP	
	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی
LCPI	۲/۰۷	-۱/۹۴	۲/۰۲	۰/۴۶	-۱/۰	-۲/۸۷
LPPI	۲/۴۶	-۱/۹۴	۲/۰۱	۰/۴۶	-۰/۸۹	-۲/۸۷
DLCPI	-۳/۸۷	-۳/۴۳	۰/۲۶	۰/۴۶	-۱۵/۱۳	-۳/۴۲
DLPI	-۱۰/۷۷	-۳/۴۳	۰/۲۹	۰/۴۶	-۱۷/۴۷	-۳/۴۳

منبع: نتایج تحقیق

1. Bootstrap

2. Augmented Dickey-Fuller

3. Philips Perron

4. Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin

مطابق نتایج به دست آمده از جدول (۱) هر سه آزمون بیانگر نامانایی شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده در سطح و پایایی این متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری (در سطح خطای ۵ درصد) می‌باشند.

پس از انجام آزمون مانایی و تعیین درجه پایایی متغیرها، از آزمون تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) جهت تعیین رابطه علیت بین متغیرها استفاده شد. روش کار در این آزمون بدین صورت است که ابتدا یک مدل خود رگرسیون برداری (VAR) روی متغیرها برآورد و سپس وقفه بهینه این مدل بر اساس معیارهای آماری همچون آکائیک (AIC) تعیین می‌شود. در ادامه مجدداً مدل را با تعداد وقفه بهینه به دست آمده از مرحله قبل به علاوه حداکثر درجه پایایی متغیرها (یک) برآورد کرده و در نهایت آزمون رگرسیون مقید روی این مدل اجرا می‌شود و از آزمون wald به منظور بررسی جهت علیت استفاده می‌گردد. بدین صورت که صفر بودن ضرایب مربوط به k وقفه اول (k تعداد وقفه بهینه به دست آمده در بخش قبل است) از متغیر دوم در مدل VAR مورد آزمون قرار خواهد گرفت. نتایج مربوط به این آزمون در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج مربوط به آزمون علیت

نتیجه	احتمال	درجه آزادی	آماره χ^2	تعداد وقفه	فرض اولیه
عدم رد	۰/۱۱	۴	۷/۴۴۱	۵	PPI علیت CPI نیست
رد	۰/۰۰	۴	۴۰/۷۴۵	۵	CPI علیت PPI نیست

منبع: نتایج تحقیق

مطابق نتایج به دست آمده از جدول (۲) فرض اولیه مبنی بر عدم وجود رابطه علیت از PPI به CPI رد نشده است، اما فرض عدم رابطه علیت از CPI به PPI در سطح خطای ۵ درصد رد شده است؛ بنابراین رابطه علیت یک‌طرفه از CPI به PPI برقرار بوده است که نشان‌دهنده تورم فشار تقاضا در اقتصاد ایران می‌باشد.

با توجه به نامانای بودن متغیرها، بررسی ارتباط بین آنها نیازمند انجام آزمون هم‌انباشتگی است تا از مشکلات مربوط به جعلی بودن رگرسیون اجتناب شود. در ادامه جهت بررسی و برآورد رابطه هم‌انباشتگی از آزمون انگل و گرنجر استفاده شد. برای انجام این آزمون ابتدا رابطه بلندمدت بین دو متغیر با روش OLS^۱ برآورد گردید و سپس آزمون مانایی روی باقیمانده‌های رگرسیون صورت گرفت. نتایج مربوط به این آزمون در جدول (۳) گزارش شده است.

1. Ordinary Least Square

جدول ۳: آزمون همگرایی انگل و گرنجر

LPPPI = -۰٫۰۹۰۱ + ۱٫۰۱۳LCPI				رابطه بلندمدت	
آزمون مانایی روی جزء باقیمانده					
PP		KPSS		ADF	
مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون
-۳٫۴۳	-۳٫۵۴	۰٫۱۵	۰٫۱۲	-۱٫۹۴	-۲٫۴۲

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طور که در جدول (۳) دیده می‌شود، فرض عدم همگرایی در سطح خطای ۵ درصد، رد شده و وجود یک بردار همجمعی در سطح خطای ۵ درصد مورد پذیرش قرار گرفته است. مطابق رابطه بلندمدت کشش شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به شاخص قیمت تولیدکننده نزدیک به واحد بوده که نشانگر تغییرات هم‌جهت و هم‌اندازه دو متغیر است. در ادامه به منظور بررسی دقیق‌تر رابطه بین دو متغیر و امکان عدم تقارن در تعدیلات متغیرها، از آزمون هانسن و سئو استفاده شده است. این آزمون نیازمند تعیین وقفه بهینه می‌باشد که در این تحقیق بر اساس معیار آکائیک (AIC) برابر با ۷ در نظر گرفته شد. فرض اولیه در این آزمون وجود رابطه همجمعی خطی و فرض مقابل، برقراری رابطه همجمعی آستانه‌ای می‌باشد. جدول (۴) نتایج مربوط به این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۴: آزمون همجمعی آستانه‌ای

آماره SUP_LM	۴۶٫۲۷
مقدار بحرانی بوت استرپ در سطح ۹۵ درصد	۴۸٫۰۹
مقدار بحرانی بوت استرپ در سطح ۹۰ درصد	۴۶٫۰۹
احتمال	۰٫۰۹
تعداد تکرار بوت استرپ	۱۰۰۰
تعداد وقفه	۷

منبع: نتایج تحقیق

مطابق جدول (۴) مقدار آماره آزمون (۴۶٫۲۷) از مقدار بحرانی به دست آمده با روش بوت استرپ در سطح خطای ده درصد (۴۶٫۰۹) بزرگ‌تر بوده بنابراین فرض اولیه مبنی بر خطی بودن رابطه همجمعی رد می‌شود و فرض آستانه‌ای بودن رابطه همجمعی پذیرفته می‌شود. آستانه‌ای بودن رابطه همجمعی امکان برآورد مدل تصحیح خطای نامتقارن را فراهم می‌آورد. در ادامه نتایج برآورد این مدل در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵: نتایج مربوط به برآورد مدل تصحیح خطای آستانه‌ای دو رژیمه

ALPPI		ALCPI		متغیر وابسته
رژیم دوم	رژیم اول	رژیم دوم	رژیم اول	متغیر مستقل
-۰/۴۰۱	۰/۰۰۹	-۰/۲۰۹	-۰/۰۰۲	ECT
۰/۰۴۲۲	۰/۰۰۱۸	۰/۰۲۲۵	۰/۰۰۲۱	C
AIC	-۴۹۱۴/۷۹			
BIC	-۴۶۷۶/۹۲۴			
SSR	۰/۱۱۲۱			

منبع: نتایج تحقیق

در برآورد انجام شده مقدار آستانه‌ای برابر با $۰/۰۴$ به دست آمد و $۸۳/۳$ درصد از مشاهدات در رژیم اول و $۱۶/۷$ درصد در رژیم دوم قرار گرفتند. همچنین ضریب همجمعی نیز برابر با $۱/۰۲$ به دست آمد. مطابق نتایج، ضرایب تعدیل در رژیم دوم برای معادلات شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده به ترتیب برابر با $۰/۴۰۱$ و $-۰/۲۰۹$ به دست آمد که نشان از تعدیل سریع‌تر شاخص قیمت تولیدکننده نسبت به شاخص قیمت مصرف‌کننده است. این دو ضریب در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار بودند. در رژیم اول ضریب تعدیل شاخص قیمت مصرف‌کننده برابر با $-۰/۰۰۲$ و ضریب تعدیل شاخص قیمت تولیدکننده برابر با $۰/۰۰۹$ بود که مثبت بودن آن به معنای واگرایی آن است؛ اما این دو ضریب معنادار نبودند. بر این اساس هنگامی که انحراف از رابطه بلندمدت کمتر از حد آستانه‌ای ($۰/۰۴$) باشد در رژیم اول و هنگامی که بیشتر از حد آستانه‌ای باشد در رژیم دوم قرار خواهد گرفت که سرعت تعدیل در آن بیشتر است. به عبارتی اگر انحراف از رابطه بلندمدت زیاد باشد، متغیرها با سرعت بیشتری به سمت رابطه بلندمدت حرکت خواهند کرد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف‌گذاری تورم و آگاهی از آثار رفاهی سیاست‌های اقتصادی نیازمند درک رابطه بین متغیرهای اقتصادی می‌باشد. با وجود اهمیت شاخص‌های قیمت و ارتباط آنها، تاکنون توجه چندانی به ارتباط بین شاخص کل قیمت مصرف‌کننده و شاخص کل قیمت تولیدکننده و تقارن یا نامتقارن بودن این ارتباط صورت نگرفته و مطالعات در این زمینه به‌طور عمده به شاخص‌های قیمت در زیربخش‌ها پرداخته‌اند.

در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه، نحوه ارتباط بین شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده از لحاظ تقارن یا عدم تقارن و جهت علیت مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور ابتدا همجمعی دو متغیر با کاربرد روش انگل گرنجر و رابطه علیت نیز با استفاده از

آزمون تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) مورد بررسی قرار گرفت. پس از تأیید همجمعی، با استفاده از روش هانسن و سئو (۲۰۰۲) و آزمون SupLM عدم تقارن در تعدیلات کوتاه‌مدت نیز بررسی شد. نتایج آزمون علیت بیانگر رابطه علیت یک‌طرفه از قیمت مصرف‌کننده به قیمت تولیدکننده بود که این امر متذکر تورم فشار تقاضا می‌باشد.

با توجه به این نتیجه، بانک مرکزی جهت کنترل PPI باید CPI را مد نظر قرار دهد. بنابر اعتقاد بارو و گوردون^۱ (۱۹۸۳)، اینکه چه افزایشی در قیمت مصرف‌کننده می‌تواند منجر به افزایش قیمت تولیدکننده شود، به رفتار مقامات پولی بستگی خواهد داشت. چنانچه مقامات پولی یک هدف تورمی را اعلان کنند و آن هدف از نظر تنظیم‌کنندگان دستمزد معتبر شناخته شده باشد، آنگاه افزایش در تورم قیمت مصرف‌کننده بالاتر از نرخ هدف‌گذاری شده بانک مرکزی، موقتی فرض شده و بنابراین تأثیری بر دستمزدها و به دنبال آن روی قیمت تولیدکننده نخواهد داشت (تیواری و همکاران، ۲۰۱۴)؛ بنابراین با افزایش شفافیت و کارایی و در پی آن ارتقای سطح اعتماد نسبت به بانک مرکزی در میان فعالان اقتصادی می‌توان امیدوار بود که با هدف‌گذاری تورم مصرف‌کننده توسط بانک مرکزی، افزایش تورم بالاتر از نرخ اعلان شده، موقتی تفسیر شده و منجر به افزایش تورم تولیدکننده نگردد.

نتایج آزمون SupLM فرض خطی بودن ارتباط همجمعی را رد کرد؛ بنابراین، ارتباط نامتقارن دو متغیر مورد تأیید قرار گرفت. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا با استفاده از الگوی TVECM دو رژیمه حاکی از تعدیل سریع‌تر متغیرها به سمت رابطه بلندمدت در واکنش به عدم تعادل‌های بزرگ‌تر بود و مقدار آستانه‌ای برابر با $0/04$ به دست آمد. این نتایج مطابق انتظار است؛ زیرا عدم تعادل‌های کوچک به واسطه عواملی همچون عدم تقارن اطلاعات می‌تواند به وجود بیاید؛ اما عدم تعادل‌های بزرگ‌تر به واسطه عواملی همچون افزایش واردات با سرعت بیشتری رفع می‌شود. بر اساس نتایج، سرعت تعدیل شاخص قیمت تولیدکننده بیشتر از سرعت تعدیل شاخص قیمت مصرف‌کننده است که بخشی از این امر را می‌توان به توهم پولی مصرف‌کنندگان نسبت داد. بر این اساس، افزایش رقابت‌پذیری تولیدکنندگان و همچنین ایجاد و افزایش نهادهای اطلاع‌رسانی بازار می‌تواند مفید واقع شود.

نتایج یاد شده با گسترش دانش سیاست‌گذار نسبت به چگونگی و جهت تعدیل شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده، در اصلاح دیدگاه وی در هدف‌گذاری تورمی و شاخص‌های مورد استفاده جهت پیش‌بینی تورم مؤثر بوده و نیاز به بهبود نهادهای اطلاع‌رسانی جهت افزایش شفافیت اطلاعاتی و ارتقای رقابت‌پذیری بین تولیدکنندگان را نمایان می‌کند.

1. Barro & Gordon

منابع و مأخذ

۱. احمدی شادمهری، محمدطاهر و محمد احمدی (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده (مطالعه موردی بخشی از محصولات لبنی در ایران)»، مجله دانش و توسعه (علمی و پژوهشی)، سال شانزدهم، شماره ۲۸، ص ۷۷-۹۴.
۲. _____ (۱۳۸۹)، «انتقال نامتقارن عمودی قیمت در بازار شیر ایران»، فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۷، شماره ۳، ص ۱۳۳-۱۵۶.
۳. حسینی، سیدصفدر و محمد قهرمان‌زاده (۱۳۸۵)، «تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال چهارم، شماره ۵۳، ص ۱-۲۲.
۴. رسولی، زهرا و محمد قهرمان‌زاده (۱۳۹۲)، «انتقال عمودی قیمت در بازار تخم‌مرغ ایران: کاربرد الگو تصحیح-خطای برداری آستانه‌ای دو رژیمه»، فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۷، شماره ۲، ص ۱۴۴-۱۵۵.
۵. سیف، یزدان و علی محمد میرزاده فیروزآباد (۱۳۹۳)، «اثرپذیری حاشیه بازار گوشت گوسفند از انتقال نامتقارن قیمت»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۲، شماره ۸۸، ص ۲۰۷.
۶. شمس فخر، فرزانه (۱۳۸۸)، بررسی ارتباط متقابل شاخص‌های CPI ، WPI و PPI ، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، بانک مرکزی ج.ا.ایران.
۷. طرفدار، محسن (۱۳۹۰)، «نقش دولت در تعیین قیمت کالاها و خدمات در نظام اقتصادی اسلام»، دو فصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی، سال چهارم، شماره اول، ص ۴۹-۶۵.
۸. قلیچ، وهاب (۱۳۸۹)، دولت اسلامی و نظام توزیع درآمد، چاپ اول، تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق (علیه‌السلام).
۹. کتابی، احمد (۱۳۷۱)، تورم، چاپ سوم، تهران: انتشارات اقبال.
۱۰. کمیجانی، اکبر؛ عربی، سیدهادی و محمداسماعیل توسلی (۱۳۹۱)، «هدف اصلی سیاست‌های پولی و نهاد تعیین‌کننده آن در نظام اقتصادی اسلام»، فصلنامه معرفت اقتصاد اسلامی، سال سوم، شماره ۲، ص ۱۲۳-۱۴۴.
۱۱. محدث، فخری (۱۳۸۷)، «بررسی ارتباط متقابل شاخص‌های قیمت عمده‌فروشی، تولیدکننده و مصرف‌کننده (رهیافت خود رگرسیون برداری VAR)»، فصلنامه روند، شماره ۵۶ و ۵۷، ص ۸۱-۱۱۲.

۱۲. مهربانی، وحید (۱۳۹۱)، «حذف بهره سپرده و پیامد آن برای هزینه رفاهی تورم: یک رویکرد نظری»، دو فصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی، سال چهارم، شماره دوم، ص ۵-۱۹.
۱۳. مهربانی، وحید و محمدحسین قوام (۱۳۸۷)، «تورم مانع یا محرک رشد اقتصادی (شواهدی از اقتصاد ایران با تأکید بر تکانه‌های نفتی)»، فصلنامه راهبرد توسعه، شماره ۱۵، ص ۳۷-۵۷.
۱۴. یآوری، فاطمه (۱۳۹۱)، انتقال عمودی قیمت و تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها در بازار گوشت گوساله استان آذربایجان شرقی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز.
۱۵. یوسفی، احمدعلی (۱۳۸۵)، «ابهام در اهداف نظام اقتصادی اسلام و ساماندهی آن»، مجله اقتصاد اسلامی، سال ششم، شماره ۲۳، ص ۱۰۱-۱۲۶.
۱۶. بانک مرکزی ج.ا. ایران WWW.CBI.IR
17. Akçay, S. (2011), "The causal relationship between producer price index and consumer price index: Empirical evidence from selected European countries", *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), p. 227.
18. Akdi, Y., Berument, H. & Cilasun, S. M. (2006), "The relationship between different price indices: Evidence from Turkey", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 360(2), pp. 483-492.
19. Alemu, Z. G. (2012), "Causality links between consumer and producer price inflation in South Africa", *Applied Economics Letters*, 19(1), pp. 13-18.
20. Balke, N. S., & Fomby, T. B. (1997), "Threshold cointegration", *International economic review*, pp. 627-645.
21. Barro, R., Gordon, D. B. (1983), "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rat Model", *Journal of Political Economy*, 91 (4), pp. 589-610.
22. Belton, W. J., & Nair-Reichert, U. (2007), "Inflation regimes, core inflation measures and the relationship between producer and consumer price inflation", *Applied Economics*, 39(10), pp. 1295-1305.
23. Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N., & Vella, S. (2009), "Economic vulnerability and resilience: concepts and measurements", *Oxford development studies*, 37(3), pp. 229-247.
24. Caporale, G. M., Katsimi, M. & Pittis, N. (2002), "Causality links between consumer and producer prices: some empirical evidence", *Southern Economic Journal*, pp. 703-711
25. Clark, T. E. (1995), "Do producer prices lead consumer prices?", *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 80, pp. 25-39.

26. Cushing, M. J., & McGarvey, M. G. (1990), "Feedback between wholesale and consumer price inflation: A reexamination of the evidence", *Southern Economic Journal*, pp. 1059-1072.
27. Hansen, B. (1999), "Testing for linearity", *Journal of Economic Surveys*, 13(5), pp. 551-576.
28. Hansen, B. E., & Seo, B. (2002), "Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models", *Journal of econometrics*, 110(2), pp. 293-318.
29. Jones, J. D. (1986), "Consumer prices, wholesale prices, and causality", *Empirical Economics*, 11(1), pp. 41-55.
30. Meyer, J., & Cramon-Taubadel, S. (2004), "Asymmetric price transmission: a survey", *Journal of agricultural economics*, 55(3), pp. 581-611.
31. Mirza, F. M. & Bergland, O. (2012), "Pass-through of wholesale price to the end user retail price in the Norwegian electricity market", *Energy Economics*, 34(6), pp. 2003-2012.
32. Subervie, J. (2011), "Producer price adjustment to commodity price shocks: An application of threshold cointegration", *Economic modelling*, 28(5), pp. 2239-2246.
33. Tiwari, A. K., Suresh, K. G., Arouri, M., & Teulon, F. (2014), "Causality between consumer price and producer price: Evidence from Mexico", *Economic Modelling*, 36, pp. 432-440.
34. Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995), "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of econometrics*, 66(1), pp. 225-250.
35. Tommasi, M. (1994), "The consequences of price instability on search markets: Toward understanding the effects of inflation", *The American Economic Review*, pp. 1385-1396.
36. Ward, R. W. (1982), "Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables", *American journal of agricultural economics*, 64(2), pp. 205-212.