فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال شانزدهم ـ شماره اول ـ بهار ۱۳۹۵ ـ صفحات ۱۶۴-۱۴۱

بررسی رابطه علّی میان شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در اقتصاد ایران

محب اله مطهری[۱]
محمدرضا لطفعلی پور[۲]
شهاب متین[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۷/۲۱ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۳/۸/۲۱

چکیده

شناخت ماهیت ارتباط علّی میان متغیرهای اقتصادی برای سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی بسیار حائز اهمیت است. بنابراین، مطالعه حاضر علیت گرنجری میان شاخص قیمت تولید کننده (PPI) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) را برای اقتصاد ایران بررسی می‌کند. از نقطه نظر سیاستی، نتایج مطالعه می توانند سیاستگذاران اقتصادی را در اتخاذ سیاست‌های مؤثر ضد تورمی آگاه سازند. برای این منظور، داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰ به کار گرفته شده اند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی نشان می دهد که ارتباط تعادلی بلندمدتی میان این متغیرها وجود دارد. بر اساس آزمون هسیائو، در هر دو افق زمانی کوتاه مدت و بلندمدت، علیت دوطرفه میان CPI و PPI وجود دارد. آزمون تودا و یاماموتو نیز بر ارتباط علّی دوطرفه میان متغیرها دلالت دارد. با این حال، به نظر می رسد که علیت از PPI به CPI قوی‌تر از CPI به PPI است که فرضیه کاشینگ و ام. سی. گاروی (۱۹۹۰) را تأیید می کند.

واژگان کلیدی: شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت تولید کننده، هم‌انباشتگی، علیت گرنجری، ایران
طبقه بندی JEL: E31, C32, O53

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی Moheb_m_2000@yahoo.com
۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی lotfalipour@um.ac.ir
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری Matin.econ@gmail.com

۱. مقدمه

پیش‌بینی دقیق متغیرهای اقتصادی، نقش مؤثری در موفقیت سیاست‌های اقتصادی دارد؛ چراکه، سیاست‌های دولت نه صرفاً بر مبنای وضع موجود، بلکه بر مبنای پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت از متغیرهای کلیدی تدوین و اجرا می شوند. در دهه‌های اخیر، روش‌های مختلفی برای پیش‌بینی متغیرها معرفی شده اند. یکی از این روش‌ها، مبتنی بر بررسی علیت گرنجری میان متغیرها است. چنانچه متغیر x علت گرنجری متغیر y باشد؛ این مفهوم را دارد که می توان با استفاده از مقادیر گذشته، متغیرهای x و y به پیش‌بینی مقادیر آتی متغیر y پرداخت. در این صورت، متغیر x را متغیر پیش‌رو می نامند.

بنابراین، تعیین جهت و ماهیت علّی میان متغیرهای اقتصادی به لحاظ کاربردهای سیاستی برای سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی بسیار حائز اهمیت می باشد.

در بررسی‌های اقتصادی، به منظور تعیین آثار و عملکرد سیاست‌های اقتصادی، استفاده از نماگرهای اقتصادی، یکی از ابزارهای ضروری به حساب می آید. در این میان، شاخص قیمت مصرف-کننده[1] (CPI) و شاخص قیمت تولید کننده[2] (PPI) در ارزیابی سیاست‌های پولی و مالی مورد توجه بسیار قرار می گیرند. از اهداف اصلی محاسبه و انتشار شاخص‌های قیمت، کاربرد آنها در محاسبه تغییرات هزینه زندگی، تغییرات هزینه تولید و تعدیل متغیرهای اقتصادی اسمی به متغیرهای حقیقی است. اگرچه این شاخص‌ها میانگین وزنی قیمت سبد ثابتی از کالاها و خدمات بر مبنای سال پایه مشخصی اندازه گیری می کنند، کالاها و خدمات مشمول در هر یک از آنها و سطح قیمت‌ها متفاوت اند.

کالاها و خدمات مشمول در PPI کل ستانده بخش تولید کننده است؛ یعنی کلیه کالاها و خدماتی که به وسیله تولید کننده به عنوان مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و یا کالاهای نهایی به فروش می رسد، در این شاخص گنجانده می شود. اما در شاخص CPI تنها کالاها و خدماتی که برای مصارف مشخص توسط خانوارها خریداری می شود، مد نظر قرار می گیرند. این شاخص وسیله‌ای است برای اندازه گیری سطح عمومی قیمت‌ها و یکی از بهترین معیارهای سنجش نرخ تورم و قدرت خرید پول کشور می باشد. لذا، همواره مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی بوده است.

به لحاظ نظری، ارتباط تنگاتنگی میان PPI و CPI وجود داشته و ممکن است از طریق مکانیسم انتقال قیمت، اثرات متقابلی بر روی یکدیگر داشته باشند. در چند دهه اخیر، این اثرات متقابل در چارچوب روابط علت و معلولی گرنجری برای کشورها و دوره‌های زمانی مختلف، هدف مطالعات تجربی بسیاری قرار گرفته است. شناخت ماهیت رابطه علّی میان این دو متغیر می تواند راهنمای مناسبی

1. Consumer Price Index
2. Producer Price Index

برای سیاستگذاران اقتصادی در پیش بینی و کنترل تورم باشد. این مساله بویژه برای اقتصاد ایران که در شرایط تورمی نابسامانی قرار دارد، از اهمیت دو چندانی برخوردار است.

بنابراین، هدف اصلی مطالعه حاضر، آزمون تجربی علیت گرنجری میان شاخص‌های CPI و PPI برای اقتصاد ایران است. فرایند مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است.

پس از بیان مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری تحقیق ارائه می شود. بخش سوم، به پیشینه تجربی تحقیق می پردازد. روش‌شناسی تحقیق در بخش چهارم، مورد بحث قرار گرفته است. در بخش پنجم مطالعه، به معرفی متغیرها و داده‌ها پرداخته می شود. نهایتاً، در بخش ششم، خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می شود.

۲. مبانی نظری

در این بخش از مطالعه، به مبانی نظری ارتباط میان شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولید کننده پرداخته می شود. به لحاظ نظری، در هر بخش اقتصادی، قیمت‌ها توسط نیروهای عرضه و تقاضا تعیین می شوند. بنابراین، در ادبیات اقتصادی، دو رویکرد در خصوص ارتباط علّی میان PPI و CPI وجود دارد؛ رویکرد طرف عرضه و رویکرد طرف تقاضا. با توجه به رویکرد طرف عرضه، این دو شاخص توسط زنجیره تولید به هم مرتبط می شوند.

کلارک (Clark, 1995) در مقاله خود، مکانیسم انتقال قیمت از طرف عرضه یا فرایند تولید به طرف تقاضا یا رفتار مصرف‌کننده این گونه بحث می‌کند: منطق اقتصادی دلالت دارد که زنجیره تولید می تواند روند قیمت‌های تولید کننده را با روند متوالی قیمت‌های مصرف‌کننده مرتبط سازد؛ به طوری که، تغییرات قیمت‌های تولیدکننده منجر به تغییرات قیمت‌های مصرف‌کننده می شود. با این وجود، چنین تجزیه و تحلیلی با پیچیدگی تصمیمات قیمتگذاری بنگاه‌ها و چگونگی محاسبه شاخص-های قیمتی مصرف‌کننده و تولید کننده همراه است.

قیمت‌های مصرف‌کننده و تولید کننده به ترتیب، با استفاده از شاخص قیمتی مصرف‌کننده (CPI) و شاخص قیمتی تولیدکننده (PPI) اندازه گیری می شوند. به طور کلی، PPI به سه شاخص مختلف مواد خام[1]، کالاهای واسطه‌ای[2]، و کالاهای تمام شده[3] مربوط می شود؛ در حالی‌که، CPI به شاخص واحدی که قیمت‌های سبد معینی از کالاها و خدماتی که توسط یک مصرف‌کننده نوعی خریداری می شوند، اشاره دارد.

1. Crude Materials
2. Intermediate Goods
3. Finished Goods

شاخص‌های قیمتی مصرف‌کننده و تولید کننده اغلب به عنوان قیمت کالاهای مختلف در طول زنجیره تولید تلقی می شوند. به طور معمول، قیمت‌های تولید کننده به عنوان قیمت‌های کالاهای داده‌ای[1] که در تولید کالاهای نهایی[2] به کار گرفته می شوند، تعبیر می شوند. قیمت‌های مصرف کننده نیز به عنوان قیمت‌های کالاهای نهایی که به مصرف‌کنندگان فروخته می شوند، مورد ملاحظه قرار می گیرند. در این رویکرد ساده، شاخص PPI به قیمت کالاهای داده‌ای مشتمل بر مواد خام، کالاهای واسطه‌ای و کالاهای تمام شده موقعیت‌های مختلف زنجیره تولید قرار دارند، مربوط می شود. مواد خام به عنوان "داده‌ها"[3] برای تولید کالاهای واسطه‌ای به کار گرفته می شوند و این کالاها به نوبه خود به عنوان "داده‌ها" در تولید کالاهای تمام شده به کار گرفته می شوند.

شاخص‌سازی قیمت‌های مصرف‌کننده از بسیاری جهات با این رویکرد سازگاری دارد. برای مثال، در فرایند تولید مته دستی، آهن به عنوان مواد خام در تولید محصولات فولادی به عنوان کالاهای واسطه‌ای به کار گرفته می شود. همچنین، محصولات فولادی نیز در تولید ماشین‌آلات، که یک نوع کالای ساخته شده است، کاربرد دارند. نهایتاً، ماشین‌آلات در تولید کالاهای نهایی از قبیل مته دستی که توسط مصرف‌کنندگان خریداری می شود، به کار گرفته می شوند. بنابراین، قیمت آهن، محصولات فولادی و ماشین آلات در محاسبه شاخص PPI و نیز قیمت پرداختی توسط مصرف‌کنندگان برای مته در محاسبه شاخص CPI منظور می شوند. همان طور که این مثال نشان می دهد، غالباً شاخص‌های قیمتی مصرف‌کننده و تولیدکننده، قیمت کالاهای داده‌ای و نهایی متوالی را بازنمایی می کنند.

همچنین، منطق اقتصادی دلالت دارد که روابط مهمی میان قیمت‌های کالاهای مختلف در طول زنجیره تولید وجود دارد. به لحاظ نظری، یک بنگاه، قیمت محصول خود را به عنوان یک مارک-آپ[4] روی هزینه قرار می دهد. هزینه تولید از منظر اقتصاددانان شامل بازده نرمال یا سود سرمایه‌گذاران یا مالکان بنگاه می شود. برای مثال، یک بنگاه در صنعت با رقابت‌پذیری بالا ممکن است مارک-آپ ۱ برابر هزینه تولید را به کار گیرد؛ و این بدین معناست که بنگاه قیمت را معادل هزینه تولید قرار داده است. بنگاه دیگری در صنعت با رقابت‌پذیری کمتر، ممکن است قیمت را ۱/۲ برابر هزینه تولید وضع کند. به منظور مطالعه بیشتر در خصوص قیمتگذاری به روش مارک-آپ می توان به لیو و دیگران (Liu et al. 2009)، مولر (Muler 2006)، خان (Khan 2005)، و چاتلاین (Chatelain 2001) مراجعه کرد.

با توجه قیمتگذاری به روش مارک-آپ، تغییر هزینه تولید منجر به تغییر قیمت محصول می‌شود.

1. Input Goods
2. Final Goods
3. Inputs
4. Markup

برای مثال، اگر یک سازنده مته دستی با افزایش هزینه تولید مواجه گردد، این افزایش هزینه را به قیمت مته منتقل می کند. در نتیجه، افزایش قیمت مواد اولیه باعث فشار هزینه شده و این به نوبه خود موجب می شود که بنگاه قیمت محصول را افزایش دهد. این تئوری ساده اشاره دارد که تغییرات قیمت‌های تولیدکننده در مراحل اولیه زنجیره تولید، به قیمت‌های تولیدکننده در مراحل پایانی زنجیره تولید و نهایتاً، به قیمت‌های مصرف‌کننده منتقل می شود.

بنابراین، ممکن است ارتباط علّی از PPI به CPI پدید آید که روگرس (Rogers 1998) آن را به صورت زیر بیان می کند:

قیمت‌های تولیدکننده برای مواد خام ↑ ← قیمت کالاهای واسطه‌ای ↑ ← قیمت‌های تولیدکننده برای کالاهای تمام شده ↑ ← قیمت‌های مصرف‌کننده.

اگرچه تئوری اقتصادی دلالت دارد که قیمت‌های تولیدکننده محرک قیمت‌های مصرف‌کننده هستند، بررسی دقیق ایجاد شاخص‌های PPI و CPI و به کارگیری منطق اقتصادی پیچیده‌تر، نشان می دهد که این ارتباط ممکن است به ۲ دلیل ضعیف باشد: ۱- فرایند تولید کالاها همیشه از یک زنجیره ساده تولید تبعیت نمی کند. ۲- تعاریف PPI و CPI بسیار متفاوتند (Clark 1995).

کاشینگ و گاروی (Cushing and McGarvey 1990) مبانی نظری ارتباط علّی میان قیمت‌های تولیدکننده و قیمت‌های مصرف‌کننده را توسعه داده اند. آنها بحث می کنند که قیمت‌های تولیدکننده، مستقلاً علت گرنجری قیمت‌های مصرف‌کننده می باشند؛ زیرا کالاها و خدمات اولیه[1] به عنوان نهاده و با یک دوره وقفه در فرایند تولید کالاهای مصرفی به کار گرفته می شوند. همچنین، فرض می کنند که تقاضا برای کالاهای اولیه بستگی به قیمت انتظاری کالاهای مصرفی در آینده دارد. از طرفی دیگر، تقاضای جاری و انتظارات گذشته در خصوص تقاضای جاری، تعیین کننده قیمت‌های مصرف‌کننده می باشند و تقاضای انتظاری برای آینده، تعیین کننده قیمت‌های تولید کننده است. لذا، تقاضا برای کالاهای نهایی، اثر مهمی روی قیمت نهاده‌ها دارد. با این تعبیر، CPI علت گرنجری PPI است. این محققان متذکر می شوند که اگرچه ارتباط علّی میان این دو شاخص قیمتی دوطرفه است، اما علیت از PPI به CPI قوی‌تر از جهت مخالف می باشد. برخی از محققان، ماهیت علّی میان شاخص‌های قیمتی را از جنبه تقاضا بررسی می کنند.

کلکلوق و لانگ (Colclough and Lange 1982) اظهار داشته اند که رابطه علّی از قیمت‌های مصرف‌کننده به قیمت‌های تولید کننده خیلی مورد توجه ادبیات اقتصادی قرار نگرفته است. آنها یک تئوری مبتنی بر تجزیه و تحلیل تقاضای مشتق شده را توسعه داده و بحث می کنند که تقاضا برای کالاها و خدمات نهایی تعیین کننده تقاضا برای نهاده‌ها توسط تولیدکنندگان رقیب بوده و در این

1. Primary Goods and Services

چارچوب، هزینه تولید، انعکاس دهنده هزینه فرصت منابع و کالاهای واسطه‌ای است؛ که به نوبه خود، تقاضا برای کالاها و خدمات نهایی را منعکس می کند. بنابراین، بر اساس این استدلال، قیمت‌های مصرف‌کننده می باید قیمت‌های تولیدکننده را تحت تأثیر قرار دهند.

کاپورال و همکاران (Caporale 2002) استدلال می کنند که CPI ممکن است از طریق کانال عرضه نیروی کار، علت گرنجری PPI باشد. آنها بحث می کنند که دستمزدبگیران بخش تولید سعی دارند که قدرت خرید درآمدشان را حفظ کنند. لذا، افزایش سطح قیمت‌های مصرف‌کننده موجب می شود که آنها دستمزد بیشتری را طلب کنند. این واکنش با یک دوره تأخیر رخ داده و احتمالاً به ماهیت فرایند تعیین دستمزد و مکانیسم شکل‌گیری انتظارات بستگی دارد.

مهرا (Mehra 1991) و هاه و ترهان (Huh and trehan 1995) اذعان دارند که افزایش شاخص قیمتی مصرف‌کننده منجر به افزایش هزینه نیروی کار می شود. از طرفی دیگر، هزینه نیروی کار بخش عمده‌ای از شاخص قیمتی تولیدکننده را تشکیل می دهد.

شهباز و همکاران (Shahbaz et al. 2009) استدلال می کنند که کالاهای اولیه تولید شده در دوره‌های گذشته، در تولید کالاهای نهایی دوره جاری به کار می روند که نشان می دهد که قیمت‌های عمده فروشی و مصرف‌کننده در دوره آتی متأثر از نوسانات طرف عرضه بازار کالاهای اولیه می باشند.

تیواری (Tiwari 2012) بحث می کند که معمولاً قیمت‌های تولیدکننده به عنوان یک مارک-آپ روی هزینه‌های دستمزد وضع می شوند. از آنجایی که مارک-آپ به وسیله فشار تقاضا تعیین می شود، افزایش مارک-آپ می باید روی هزینه دستمزد نیز تأثیر بگذارد؛ زیرا نرخ دستمزد بستگی به قیمت مصرف‌کننده دارد. بنابراین، رابطه علّی از قیمت‌های مصرف‌کننده به قیمت‌های تولیدکننده، برقرار می گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۳. پیشینه تجربی

آزمون تجربی علیت گرنجری میان شاخص قیمتی مصرف کننده و شاخص قیمتی تولید کننده در چند دهه اخیر به طور قابل ملاحظه‌ای مورد استقبال محققان این حوزه قرار گرفته است. مطالعات مختلف برای کشورها و دوره‌های زمانی مختلف، نتایج متفاوتی ارائه داده اند؛ به طوری که، در برخی مطالعات تجربی، علیت دوطرفه میان این متغیرها و در برخی دیگر، علیت یک‌طرفه میان آنها نتیجه شده و در تعداد محدودی از مطالعات نیز ارتباط میان این دو شاخص بسیار ضعیف بوده یا به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است.

در خصوص کشور ایران، تاکنون ارتباط علّی میان این دو متغیر بررسی نشده است؛ اما، با این حال در چند مطالعه، روابط میان شاخص‌های قیمتی مورد بررسی قرار گرفته است:

فطرس و ترکمنی (۱۳۸۷) در مطالعه خود به بررسی چگونگی انتقال تغییرات قیمتی از شاخص قیمتی عمده فروشی به شاخص قیمتی خرده فروشی در ایران پرداختند. آنها با استفاده از ۱۹۲ مشاهده ماهانه از فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۴ و با به کارگیری الگوی خودرگرسیونی برداری، نتیجه می گیرند که بروز تکانه در PPI باعث افزایش WPI و CPI از همان وقوع تکانه می شود. این افزایش در هر دو شاخص، بیش از یک سال ادامه دارد.

محدث (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای اثرهای متقابل شاخص‌های قیمتی مختلف را تجزیه و تحلیل کرد. وی با استفاده از داده‌های ماهانه مربوط به بازه زمانی فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۶ و با به کارگیری الگوی خودرگرسیونی برداری نشان می دهد که یک تکانه در شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت عمده فروشی پس از ۳ تا ۸ ماه به شاخص قیمت مصرف‌کننده نفوذ کرده و باعث افزایش تدریجی CPI می شود. این اثر پس از گذشت تقریباً یک سال و نیم به یک عدد ثابت رسیده و به روند خود ادامه می دهد. نتایج مؤید این مطلب است که در بلندمدت، یک روند برگشت به عقب در قیمت‌ها وجود داشته و حرکت قیمت از سمت CPI به PPI است و حتی در کوتاه مدت هم اگر روند رو به جلو تأیید شود، روند رو به عقب قیمت‌ها همچنان ادامه دارد.

دامنه مطالعات خارجی در خصوص ارتباط علّی میان شاخص‌های قیمتی گسترده است و این نشان از اهمیت موضوع دارد که می توان به برخی از آنها اشاره نمود.

تیواری (Tiwari 2012) علیت گرنجری میان شاخص قیمتی مصرف‌کننده و شاخص قیمتی تولید کننده را در چارچوب رویکرد دامنه نوسان[1] برای کشور استرالیا آزمون کرد. وی با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به دوره زمانی ۳-۱۹۶۹ تا ۴-۲۰۱۰ نتیجه می گیرد که در یک سطح متوسط از فرکانس، شاخص قیمتی مصرف‌کننده علت گرنجری شاخص قیمتی تولید کننده است؛ در صورتی

1. Frequency Domain

که، این ارتباط علّی در جهت عکس برای هیچ سطحی از فرکانس مصداق تجربی ندارد.

تیواری (Tiwari 2012) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ژانویه ۱۹۵۷ تا فوریه ۲۰۰۹ علیت گرنجری میان شاخص قیمتی مصرف‌کننده و شاخص قیمتی تولید کننده را برای هندوستان تجزیه و تحلیل کرد. وی با استفاده از رویکرد یوهانسن و جوسلیوس و در چارچوب رویکرد دامنه نوسان نشان می دهد که در سطوح نوسان پائین‌تر، متوسط و بالاتر، شاخص قیمتی مصرف‌کننده، علت گرنجری شاخص قیمتی تولید کننده است؛ در صورتی که، شاخص قیمتی تولید کننده در سطح فرکانس متوسط، علت گرنجری شاخص قیمتی مصرف‌کننده می باشد.

آلمو (Alemu 2011) با استفاده از مدل خودرگرسیونی آستانه‌ای[1] و نیز داده‌های دوره زمانی ژانویه ۱۹۷۰ تا دسامبر ۲۰۰۸، ارتباط علّی میان PPI و CPI را برای آفریقای جنوبی بررسی کرد. نتایج این مطالعه نشان می دهد که اولاً، ارتباط پویایی بین این دو متغیر وجود دارد و ثانیاً، علیت گرنجری یک‌طرفه از PPI به CPI وجود دارد.

اکسای (Akcay 2011) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی آگوست ۱۹۹۵ تا دسامبر ۲۰۰۷، ارتباط علّی میان CPI و PPI را برای پنج کشور منتخب اروپایی مطالعه کرد. وی با به کارگیری آزمون تودا و یاماموتو (1995) نشان می دهد که برای کشورهای فنلاند و فرانسه، علیت یک‌طرفه از PPI به CPI و برای کشور آلمان علیت دو طرفه میان این دو متغیر وجود دارد. برای کشورهای هلند و سوئد نیز هیچگونه ارتباط علّی معنی‌داری تشخیص داده نشده است.

شهباز و همکاران (2009) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۲ ارتباط میان شاخص قیمتی مصرف‌کننده و شاخص قیمتی عمده فروشی را برای پاکستان تحقیق کردند. آنها با به کارگیری آزمون‌های هم‌انباشتگی جوهانسن و ARDL نشان دادند که یک ارتباط بلندمدت میان این دو متغیر وجود دارد. نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو در این مطالعه نیز حاکی از علیت دو طرفه میان این دو متغیر می باشد، به طوری که شدت علیت از شاخص قیمتی عمده فروشی به شاخص قیمتی مصرف‌کننده قوی‌تر است.

گانگ و دیگران (Gang et al. 2009) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط میان شاخص قیمتی مصرف‌کننده و شاخص قیمتی تولید کننده برای چین پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ژانویه ۲۰۰۱ تا آگوست ۲۰۰۸ و با به کارگیری چارچوب VAR نشان می دهند که CPI علت گرنجری PPI می باشد و می تواند با یک وقفه ۳-۱ ماهه در پیش‌بینی آن به کار گرفته شود.

غزالی و همکاران (Ghazali et al. 2008) در مطالعه خود به بررسی ارتباط میان شاخص قیمتی مصرف کننده (CPI) و شاخص قیمتی تولید کننده (PPI) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی

1. Threshold Autoregressive Model

ژانویه ۱۹۸۶ تا آوریل ۲۰۰۷ برای مالزی پرداختند. آنها با استفاده از روش جوهانسن نشان دادند که یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان این دو متغیر وجود دارد. همچنین، نتایج آزمون‌های علیت انگل-گرنجر و نیز تودا و یاماموتو، شواهدی دال بر علیت یک‌طرفه از PPI به CPI را ارائه می دهند.

اکدی و همکاران (Akdi et al. 2006) در تحقیق خود ارتباط کوتاه مدت و بلندمدت میان شاخص قیمتی مصرف‌کننده و شاخص قیمتی تولیدکننده را برای ترکیه تجزیه و تحلیل کردند. آنها با استفاده از داده‌های ماهانه مربوط به دوره زمانی ژانویه ۱۹۸۷ تا آگوست ۲۰۰۴ و با به کارگیری روش پریودوگرام[1] نشان می دهند که هیچگونه ارتباط بلندمدتی میان شاخص قیمتی مصرف‌کننده و شاخص قیمتی تولیدکننده وجود ندارد؛ در صورتی که، یک رابطه کوتاه مدت میان این دو متغیر وجود دارد و این رابطه، یک به یک نیست.

کاپورال و همکاران (2002) با استفاده از روش تودا و یاماموتو (1995) علیت میان CPI و PPI برای کشورهای G7 در خلال دوره زمانی ژانویه ۱۹۷۶ تا آوریل ۱۹۹۹ را در چارچوب مدل‌های دو متغیره و پنج متغیره تحقیق کردند. نتایج مدل دو متغیره نشان می دهد که برای کشورهای فرانسه و آلمان علیت یک‌طرفه از PPI به CPI و برای کشورهای ایتالیا، ژاپن، انگلستان و ایالات متحده، علیت دو طرفه میان این دو متغیر وجود دارد. در خصوص کشور کانادا نیز هیچگونه ارتباط علّی مشاهده نشده است. نتایج مدل پنج متغیره نیز اشاره بر علیت یک‌طرفه از PPI به CPI دارد.

کلارک (1995) با استفاده از مدل‌های پیش‌بینی VAR ارتباط بین CPI و PPI را برای آمریکا در خلال دوره زمانی ۱۹۵۹ تا ۱۹۹۴ مطالعه کرد. نتایج این مطالعه نشان می دهد که تغییرات PPI قادر به پیش‌بینی سیستماتیک تغییرات CPI نیست؛ با این وجود، علیت گرنجری یک‌طرفه از PPI به CPI وجود دارد.

کاشینگ و گاروی (1990) در مطالعه خود نشان دادند که برای ایالات متحده در خلال دوره زمانی ژانویه ۱۹۵۲ تا دسامبر ۱۹۸۷، اثر علّی PPI بر CPI قوی‌تر از اثر علّی CPI بر PPI می‌باشد.

جونز (Jonse 1986) با استفاده داده‌های ماهانه دوره زمانی ژانویه ۱۹۴۷ تا دسامبر ۱۹۸۳ زنجیره علّی میان CPI و PPI را برای ایالات متحده تحقیق کرد. یافته‌های این مطالعه حاکی از علیت دوطرفه میان این دو متغیر است.

کولکلوق و لانگ (1982) جهت علّی میان CPI و PPI را با استفاده از آزمون‌های سیمس و گرنجر را برای ایالات متحده بررسی کردند. آنها نتیجه می گیرند که بر اساس هر دو آزمون، علیت یک‌طرفه از CPI به PPI وجود دارد.

---

1. Periodogram

تعدادی دیگر از محققان نتیجه می گیرند که ارتباط علّی دو طرفه و همزمان میان قیمت‌های مصرف-کننده و تولیدکننده برقرار است (Sims 1972 ; Engle 1978; Silver and Wallace 1980; Guthrice 1981 را ببینید).

۴. روش‌شناسی تحقیق

مفهوم علیت میان متغیرهای اقتصادی، نخستین بار توسط گرنجر (Granger 1969) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شد. آزمون سنتی علیت گرنجری میان متغیرهای y و x مبتنی بر تخمین الگوی VAR زیر به روش OLS است:

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i}\, y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_{1i}\, x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (۱)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i}\, y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_{2i}\, x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \qquad (۲)$$

که p تعداد وقفه ها را نشان می دهد. روش گرنجر برای آزمون علیت میان متغیرهای y و x اهمیت آماری λ_{1i} و β_{2i} را مورد بررسی قرار می دهد. پس از ظهور ادبیات ریشه واحد[1] در اقتصاد سنجی، این روش مورد تردید واقع شد؛ چرا که مدل VAR بدون توجه به درجه انباشتگی متغیرها و ماهیت ارتباط بلندمدت میان آنها برآورد می شود و امکان به دست آمدن نتایج ساختگی یا شک برانگیز وجود دارد.

مشکل دیگری که آزمون سنتی علیت گرنجری با آن مواجه است، انتخاب تعداد وقفه‌ها در فرایند خودرگرسیونی است. نتایج این آزمون نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است. اگر طول وقفه انتخابی، کمتر از طول وقفه واقعی باشد، حذف وقفه‌های صحیح باعث به وجود آمدن اریب در نتایج خواهد شد و اگر طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه های اضافی در مدل خود رگرسیون برداری، باعث ناکارآیی تخمین ها می شوند (Cheng and Lai 1997).

به همین دلایل، در چند دهه اخیر، نسخه‌های (اصلاح شده) متفاوتی از آزمون علیت گرنجری پیشنهاد شده اند؛ که در جهت رفع هر دو نواقص شکل اولیه این آزمون، یعنی مساله هم‌انباشتگی میان متغیرها و مساله انتخاب بهینه تعداد وقفه‌ها، تلاش دارند. در این مطالعه، برای آزمون علیت گرنجری میان متغیرهای تحقیق، روش تودا و یاماموتو و نیز مدل تصحیح خطای برداری[2] (VECM) با رویکرد هسیائو به کار گرفته شده اند.

در این بخش، فرایند به کارگیری این روش‌ها تشریح می شود.

1. Unit Root
2. Vector Error Correction Model

۴-۱. آزمون علیت گرنجری با رویکرد تودا و یاماموتو

تودا و یاماموتو (Toda and Yamamoto 1995) یک روش مبتنی بر الگوی VAR معرفی کردند که نسبت به سایر روش‌ها از طاقت‌فرسایی کمتری برخوردار است. مزیت اصلی روش تودا و یاماموتو این است که به متغیرها اجازه داده می شود که در مدل VAR، غیر ساکن یا حتی هم‌انباشته باشند؛ لذا، این آزمون به شرایط خاص مربوط به انباشتگی و هم‌انباشتگی متغیرهای مدل مقید نمی شود. برای انجام آزمون تودا و یاماموتو دو گام برداشته می شود:

درگام نخست، حداکثر درجه انباشتگی سری‌های زمانی (d_{max}) شناسایی و وقفه بهینه مدل VAR (k) را تعیین و سپس یک مدل VAR با درجه $p = k + d_{max}$ برآورد می شود.

گام دوم، به کارگیری آزمون‌های استاندارد والد برای تشخیص معنی‌داری ضرایب k وقفه نخست مدل VAR با درجه p است. تودا و یاماموتو برای برای برآورد این مدل، روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط[1] (SUR) را به کار گرفتند. آنها نشان دادند که آماره والد دارای توزیع مجانبی χ^2 با درجه آزادی k (تعداد ضرایبی که تحت فرضیه صفر برابر صفر می باشند.) است. رامبالدی و دوران (Rambaldi and Doran 1996) نیز نشان دادند که در صورت استفاده از برآوردگرهای SUR کارآیی آزمون والد بهبود می یابد.

بنابراین، در روش تودا و یاماموتو برای آزمون علیت میان y و x تصریح‌های (۳) و (۴) به روش SUR برآورد می شوند:

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{1i}\, y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \lambda_{1i}\, x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (۳)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{2i}\, y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \lambda_{2i}\, x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \qquad (۴)$$

چنانچه فرضیه صفر $H_0: \lambda_{11} = \lambda_{12} = \cdots = \lambda_{1k} = 0$ نتواند رد شود، x علت y نیست و درصورتی که این فرضیه رد شود و فرضیه مقابل پذیرفته شود، آنگاه x علت y است. همچنین، اگر فرضیه صفر $H_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \cdots = \beta_{2k} = 0$ نتواند رد شود، y علت x نیست و درصورتی که فرضیه مقابل پذیرفته شود، y علت x است.

۴-۲. آزمون علیت گرنجری با رویکرد هسیائو

امروزه، برای رفع نواقص آزمون سنتی علیت گرنجری که به آنها اشاره شد، روش پیشنهادی هسیائو

1. Seemingly Unrelated Regression

(Hsiao 1981) به شکل گسترده ای در مطالعات تجربی به کار گرفته می شود. این روش مبتنی بر معیار خطای پیش بینی نهایی[1] (FPE) آکائیک (Akaike 1369) می باشد.

در این بخش، فرایند آزمون هسیائو در چارچوب مدل تصحیح خطای برداری برای تشخیص علیت گرنجری میان متغیرهای فرضی x و y تشریح می شود.

ابتدا، ایستایی متغیرهای مدل بررسی می شود. چنانچه متغیرها دارای یک ریشه واحد یا $I(1)$ باشند، ارتباط هم‌انباشتگی میان آنها آزمون می شود. در صورتی که این متغیرها هم‌انباشته باشند، برای تشخیص اینکه متغیر x علت گرنجری متغیر y است یا خیر، گام‌های زیر برداشته می شود:

در گام نخست، معادله رگرسیونی (۵) برای $m = ۱$ برآورد می شود.

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta y_{t-i} + \delta z_{t-1} + u_t \qquad (۵)$$

دراین معادله، z_{t-1} وقفه اول عبارت تصحیح خطا است که با استفاده از بردار هم‌انباشتگی میان متغیرها به دست می آید. ضریب عبارت تصحیح خطا، δ، بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت می‌باشد. سپس، معیار FPE به صورت زیر برای آن محاسبه می شود:

$$FPE(m,0) = \frac{T+m+1}{T-m-1} \times \frac{SSE(m,0)}{T} \qquad (۶)$$

در این معادله، T تعداد دوره های زمانی، m تعداد وقفه و SSE مجموع مربعات باقیمانده ها[2] می باشند. در رگرسیون‌های بعدی، به ترتیب یک وقفه اضافه خواهد شد و معیار FPE برای آنها محاسبه می شود و هر رگرسیونی که دارای کمترین مقدار $FPE(m,0)$ باشد، طول وقفه بهینه متغیر Δy_t (m^*) را تعیین می کند.

در گام دوم، برای تعیین تعداد وقفه بهینه متغیر Δx_t، با در نظر گرفتن تعداد وقفه بهینه به دست آمده در مرحله اول، معادله رگرسیونی (۷) با $n = ۱,۲,۳,\dots$ تخمین زده می شود:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m^*} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j \Delta x_{t-j} + \delta z_{t-1} + v_t \qquad (۷)$$

سپس، معیار FPE برای هر معادله رگرسیون به روش زیر محاسبه می شود:

$$FPE(m^*,n) = \frac{T+m^*+n+1}{T-m^*-n-1} \times \frac{SSE(m^*,n)}{T} \qquad (۸)$$

طول وقفه بهینه متغیر Δx_t (n^*)، تعداد وقفه‌هایی است که $FPE(m^*,n)$ درآن حداقل می‌شود.

حال چنانچه $FPE(m^*,n^*) < FPE(m^*)$ باشد، آنگاه متغیر x علت گرنجری کوتاه مدت متغیر y است؛ و اگر نا مساوی در جهت عکس باشد، آنگاه متغیر x علت گرنجری کوتاه مدت متغیر y نیست. برای بررسی علیت بلندمدت نیز اهمیت آماری ضریب عبارت تصحیح در معادله رگرسیونی (۸) که در آن $n = n^*$ است، آزمون می شود. اگر نتوان فرضیه $H_0: \delta = 0$ را رد کرد، آنگاه متغیر

1. Final prediction Error Criterion
2. Sum of Squared Error

x علت گرنجری بلند مدت متغیر y نیست. اگر این فرضیه رد و فرضیه مقابل پذیرفته شود، نتیجه می شود که متغیر x علت گرنجری بلند مدت متغیر y است.

به منظور تشخیص اینکه متغیر y علت گرنجری x می باشد یا خیر، به همین شیوه عمل می شود؛ یعنی، در مرحله اول، تعداد وقفه‌های بهینه متغیر Δx تعیین می شود؛ در مرحله دوم، تعداد وقفه‌های بهینه متغیر Δy به دست می آید؛ نهایتاً، برای تشخیص علیت کوتاه مدت، حداقل میزان FPE در مرحله اول و دوم با یکدیگر مقایسه می شوند. برای بررسی علیت بلندمدت نیز اهمیت آماری ضریب عبارت تصحیح در معادله رگرسیونی نهایی آزمون می شود.

این فرایند برای حالتی به کار گرفته می شود که متغیرهای مورد نظر دارای یک ریشه واحد و هم‌انباشته باشند. با این حال، می توان آزمون هسیائو را برای دو حالت دیگر که متغیرهای مدل دارای یک ریشه واحد بوده ولی هم‌انباشته نباشند یا متغیرها در سطح ایستا باشند را به کار گرفت. در حالت نخست، فرایند فوق تکرار می شود با این تفاوت که متغیر z_{t-1} از معادلات حذف شده و صرفاً علیت کوتاه مدت میان متغیرها بررسی می شود. در حالت دوم، می توان فرایند آزمون هسیائو را برای سطح متغیرها با حذف z_{t-1} به کار گرفت.

همانطور که افرون (Efron 1979) بیان می کند، توزیع آماره آزمون‌های آماری که مورد استفاده قرار می‌گیرند، عموماً، فقط به صورت حدی شناخته شده می‌باشند. بنابراین، ممکن است چنین آزمون‌هایی دارای اندازه صحیح نبوده و استنباط‌های آماری مبتنی بر آنها گمراه کننده باشد. با این حال، برخی مطالعات تجربی از قبیل هورویتز (Horovitz 1994) و مانتالوس و شوکور (Mantalos and Shukur 1998) قدرت مقادیر بحرانی بوت استرپ[1] را نشان داده اند (Salman et al. 2004).

از آن جهت که آزمون‌های علیت گرنجری مبتنی بر آزمون فرضیه و استنباط آماری در خصوص پارامترهای برآورد شده می باشند، شناسایی توزیع آماری آماره‌ها و دقت در محاسبه مقادیر بحرانی بسیار حائز اهمیت است. بنابراین، در این مطالعه، مقادیر بحرانی و در نتیجه مقدار p-value بر اساس روش بوت استرپ محاسبه می شوند.

۳-۴. آزمون‌های تشخیصی

در بررسی‌های علّی میان متغیرهای اقتصادی، عمدتاً، دو آزمون تشخیصی نرمالیتی و ثبات پارامترها مورد توجه محققان می باشند. در این مطالعه، آزمون برا- جارک[2] برای بررسی نرمال بودن توزیع خطاها به کار گرفته می شوند. آماره این آزمون از یک توزیع χ^2 با درجه آزادی ۲ و فرضیه صفر مبنی

1. Bootstrap
2. Bera-Jarque

بر نرمالیتی توزیع خطاها تبعیت می کند. برای بررسی ثبات پارامترها، معمولاً آزمون‌های تحلیل واریانس[1] چاو[2] و خطای پیش‌بینی[3] مورد استفاده قرار می گیرند. آزمون خطای پیش‌بینی در صورتی توصیه می شود که تعداد مشاهدات اندک باشند. بنابراین، در این مطالعه به جهت آنکه تعداد مشاهدات نسبتاً زیاد است، آزمون چاو به کار گرفته می شود. در این آزمون، تعداد داده‌ها به دو زیر دوره تفکیک می شوند. در مرحله بعد، مدل رگرسیونی بر اساس داده‌های هر دو زیر دوره و کل داده‌ها برآورد شده و سپس آماره F به صورت زیر محاسبه می شود:

$$F = \frac{RSS - (RSS_1 + RSS_2)}{RSS_1 + RSS_2} \times \frac{T - 2K}{K}$$

که T و K به ترتیب، تعداد مشاهدات و تعداد پارامترها را نشان می دهند. همچنین، RSS، RSS_1 و RSS_2 به ترتیب مجموع مربعات پسماندها برای کل نمونه، زیر نمونه ۱ و زیر نمونه ۲ را نشان می دهند. چنانچه مقدار آماره آزمون بیشتر از مقدار بحرانی توزیع F باشد، فرضیه صفر مبنی بر ثبات پارامترها رد خواهد شد.

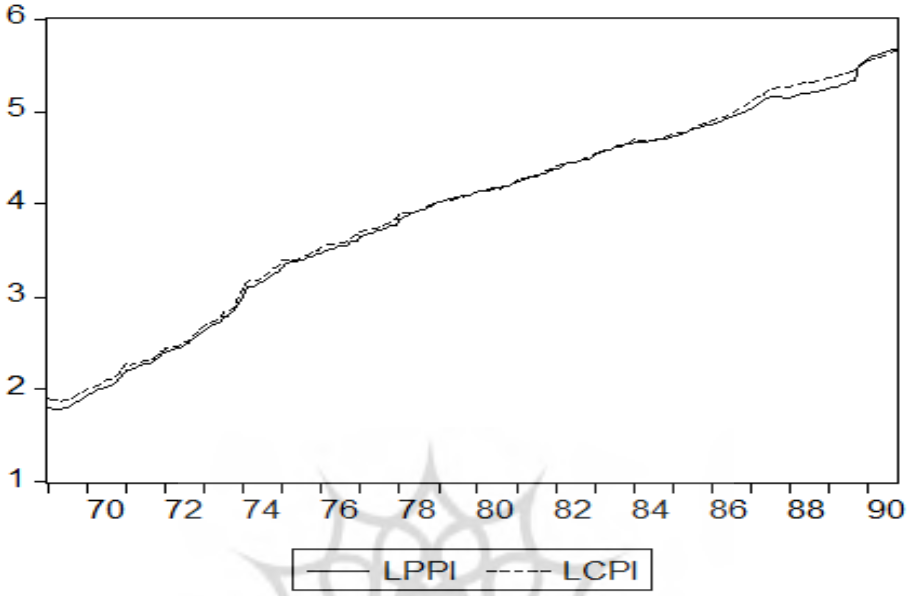
۵. معرفی متغیرها و داده‌ها

در این مطالعه، متغیرهای LCPI و LPPI به ترتیب، بیانگر لگاریتم طبیعی شاخص کل قیمتی مصرف‌کننده و لگاریتم طبیعی شاخص کل قیمتی تولید کننده در ایران می باشند. این شاخص‌ها، به صورت ماهانه و بر اساس سال پایه ۱۳۸۳ محاسبه شده اند و دوره زمانی ۲۶۴ ماهه از فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۹۰ را پوشش می دهند. اعداد شاخص‌ها به تفکیک ماه از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده‌اند. روند زمانی این شاخص‌ها در نمودار (۱) گزارش شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Analysis of Variance
2. Chow
3. Predictive Failure

نمودار ۱. روند زمانی لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مصرف‌کننده (LCPI) و لگاریتم طبیعی شاخص تولید کننده (LPPI)



۶. نتایج تجربی

۱-۶. نتایج آزمون ریشه واحد

در این مطالعه، آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته[1] (۱۹۸۱) و فیلیپس-پرون[2] (۱۹۸۸) برای مقادیر سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرهای LCPI و LPPI به کار گرفته شده اند. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) گزارش شده است. بر اساس این نتایج، متغیرهای مورد بررسی در مقادیر سطح ناایستا، درصورتی که تفاضل مرتبه اول آنها در سطح معنی‌داری ۱ درصد ایستا است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Phillips and Perron

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیرها	آزمون	نوع تصریح	آماره آزمون	
			سطح	تفاضل مرتبه اول
LCPI	ADF	C	-۲/۲۹۳۲۳۲	-۱۰/۴۰۶۱۶*
		C+T	-۱/۴۱۷۶۲۶	-۱۰/۶۷۸۵۹*
	PP	C	-۲/۰۹۸۲۸۳	-۱۰/۴۴۶۸۳*
		C+T	-۱/۱۳۲۰۶۳	-۱۰/۶۷۸۵۹*
LPPI	ADF	C	-۲/۴۹۳۲۰۱	-۱۲/۲۶۲۹۰*
		C+T	-۱/۵۹۶۴۶۱	-۱۲/۵۵۹۷۳*
	PP	C	-۲/۰۰۳۷۶۲	-۱۲/۸۷۹۸۷*
		C+T	-۱/۳۹۵۹۲۷	-۱۲/۹۵۰۶۵*

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ADF و PP به ترتیب آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون را نشان می دهند؛ C و C+T به ترتیب، تصریح‌های با عرض از مبدأ - بدون روند زمانی و با عرض از مبدأ- با روند زمانی را بیان می کنند. علامت * رد فرضیه صفر در سطح معنی داری یک درصد را نشان می دهد. تعداد وقفه‌ها بر اساس معیار شوارتز تعیین شده اند.

۲-۶. نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن- جوسیلیوس

پس از آنکه درجه انباشتگی متغیرها تعیین شد، گام بعد به کارگیری آزمون‌های هم‌انباشتگی جهت شناسایی ارتباط بلندمدت میان آنها است. در این مطالعه، به منظور تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل و استخراج بردارهای هم انباشتگی، روش حداکثر درستنمایی[1] به کار گرفته شده است. این روش توسط یوهانسن (Johansen 1988) و یوهانسن و جوسیلیوس (Johansen and Juselius 1990) پیشنهاد شده است و بر اساس آن، حداکثر $n-1$ بردار هم‌انباشتگی میان n متغیر وجود دارد. آنها در روش خود، دو آماره اثر[2] (λ_{Trace}) و حداکثر مقدار ویژه[3] (λ_{Max}) را برای تشخیص تعداد بردارهای هم انباشتگی میان متغیرها معرفی کرده اند. مقادیر بحرانی مربوط به این آماره‌ها نیز توسط یوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) به دست آمده است.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی میان متغیرهای LCPI و LPPI با روش حداکثر درست نمایی، در جدول شماره (۲) ارائه شده اند. با توجه به قسمت فوقانی این جدول، بر اساس هر دو آماره اثر و

1. Maximum Likelihood
2. Trace
3. Maximum Eigenvalue

حداکثر مقدار ویژه، در سطح معنی‌داری یک درصد فرضیه صفر $r = 0$ رد شده، اما فرضیه صفر $r \leq 0$ نمی تواند رد شود. به عبارت دیگر، یک بردار هم‌انباشتگی میان متغیرها وجود دارد. بردار موجود در قسمت تحتانی جدول گزارش شده که بر اساس هر دو متغیر LCPI و LPPI یکه شده است. وقفه اول پسمانده‌های این معادلات به عنوان جزء تصحیح خطای مربوط به معادلات ΔLCPI و ΔLPPI در مرحله بعد، نقش ایفا می کنند.

جدول ۲. نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسن- جوسیلیوس

فرضیه صفر	مقدار آماره λ_{Trace}	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	P-Value	مقدار آماره λ_{Max}	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	P-Value
r = ۰	۴۳/۷۴۶۱۴*	۲۵/۸۷۲۱۱	۰/۰۰۰۱	۳۴/۷۱۲۰۲*	۱۹/۳۸۷۰۴	۰/۰۰۰۱
r ≤ ۱	۳/۹۳۶۴۶۲	۱۲/۵۱۷۹۸	۰/۷۵۱۳	۳/۹۳۶۴۶۲	۱۲/۵۱۷۹۸	۰/۷۵۱۳
تخمین بردار بلند مدت						
متغیر وابسته	معادله					
LCPI	LCPI= -۰/۰۳۹۴۵۹ + ۱/۰۱۹۳۸۶ LPPI (۴/۱۳۴۵۸)					
LPPI	LPPI= ۰/۰۳۸۷۰۸ + ۰/۹۸۰۹۸۲ LCPI (۳/۹۰۴۵۸)					

مأخذ: یافته‌های تحقیق

r تعداد بردارهای هم‌انباشتگی را نشان می دهد. نماد * رد فرضیه صفر در سطح معنی داری ۵ درصد را گزارش می کند. مقادیر داخل پرانتز، آماره t را نشان می دهند.

۳-۶. نتایج آزمون علیت گرنجری

۱-۳-۶. نتایج آزمون علیت هسیائو

نتایج آزمون علیت هسیائو در جدول (۳) تلخیص شده اند. بر اساس معیار FPE، تعداد وقفه‌های بهینه برای هردو متغیر ΔLCPI و ΔLPPI در معادله ΔLCPI معادل ۴ انتخاب شده است. از آنجایی که FPE(4,4)<FPE(4,0) است، LPPI علت گرنجری کوتاه مدت LCPI است. همچنین، تعداد وقفه-های بهینه برای هردو متغیر ΔLCPI و ΔLPPI در معادله ΔLPPI معادل ۳ انتخاب شده است. از آنجایی که FPE(3,3) < FPE(3,0) است، LCPI علت گرنجری کوتاه مدت LPPI می باشد. نتایج علیت گرنجری بلند مدت نیز در این جدول گزارش شده است. با توجه به معنی‌داری آماری، ضریب عبارت تصحیح خطا در معادله ΔLPPI، LCPI علت گرنجری بلندمدت LPPI می باشد. معنی‌داری این ضریب در معادله ΔLCPI نیز دلالت بر این دارد که در بلندمدت LPPI علت گرنجری LCPI است.

جدول ۳. نتایج آزمون علیت هسیائو

تعداد وقفه های بهینه بر اساس روش هسیائو	FPE	نتیجه علیت کوتاه مدت
ΔLPPI (n=۰) ΔLCPI (m*=۴)	۰/۰۰۰۲۳۶۶۳۹	LPPI ⟶ LCPI
ΔLPPI (n*=۴) ΔLCPI (m*=۴)	۰/۰۰۰۲۲۱۷۴۹	
ΔLCPI (n=۰) ΔLPPI (m*=۳)	۰/۰۰۰۲۹۸۶۵۹	LCPI ⟶ LPPI
ΔLCPI (n*=۳) ΔLPPI (m*=۳)	۰/۰۰۰۲۸۵۰۴۰	
متغیر وابسته	ضریب عبارت تصحیح خطا	نتیجه علیت بلند مدت
ΔLCPI	-۰/۰۶۶۴۶۶* (۰/۰۰۱۵)	LPPI ⟶ LCPI
ΔLPPI	-۰/۰۵۷۶۲۳* (۰/۰۱۸۹)	LCPI ⟶ LPPI

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز ( ) کمترین مقدار خطای نوع اول که منجر به رد فرضیه صفر می شود (p-value)، را گزارش می کنند. نماد * رد فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۵ درصد را گزارش می کند. مقادیر p-value با استفاده از روش بوت استرپ محاسبه شده است.

۲-۳-۶. نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو

به منظور اطمینان بیشتر در خصوص نتایج تحقیق، تجزیه و تحلیل تودا و یاماموتو نیز در ارتباط با علیت گرنجری متغیرهای مورد نظر به کار گرفته شده است. بر اساس معیار شوارتز، تعداد وقفه‌های سیستم VAR معادل ۴ انتخاب شده اند. از آنجایی که بر اساس آزمون‌های ریشه واحد حداکثر درجه انباشتگی متغیرها معادل ۱ انتخاب شد، لذا با استفاده از روش SUR یک سیستم VAR با ۵ ($k = 4$, $d_{max} = 1$) وقفه برآورد شده و سپس به منظور تشخیص جهت علیت میان متغیرها، آزمون والد در خصوص معنی‌داری پارامترها به کار گرفته شده و نتایج در جدول (۴) گزارش شده اند. با توجه به جدول، علیت دوطرفه میان متغیرها وجود دارد که این نتیجه با یافته‌های آزمون هسیائو سازگاری دارد. با مقایسه مقادیر آماره χ^2 در دو معادله سیستم، به نظر می رسد که اثر علّی LPPI بر LCPI قوی‌تر از جهت معکوس آن باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۴. نتایج علیت تودا و یاماموتو میان LCPI و LPPI

متغیر وابسته	منشأ علیت (متغیرهای مستقل)	
	LCPI	LPPI
LCPI		(۰/۰۰۰) [۳۳/۳۰۸۲۹]**
LPPI	(۰/۰۲۵۱) [۱۱/۱۳۰۰۱]*	
جهت علیت	LCPI ⟶ LPPI	LPPI ⟶ LCPI

مأخذ: یافته‌های تحقیق.پ

اعداد داخل کروشه [ ] مقدار آماره χ^2 و اعداد داخل پرانتز ( ) کمترین مقدار خطای نوع اول که منجر به رد فرضیه صفر می شود (p-value)، را گزارش می کنند. نمادهای ** و * به ترتیب، رد فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد را نشان می دهند. مقادیر آماره χ^2 و p-value با استفاده از روش بوت استرپ محاسبه شده اند.

۶-۴. نتایج آزمون‌های تشخیصی

در این بخش از مطالعه، نتایج آزمون‌های تشخیصی نرمالیتی و ثبات پارامترها ارائه می شوند. در آزمون علیت هسیائو، در مراحل مختلف آزمون، مدل‌های مختلفی برآورد می شوند. لذا، آزمون‌های نرمالیتی و ثبات پارامترها برای مدل‌های نهایی انجام و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۵) گزارش شده اند.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های تشخیصی در روش هسیائو

متغیر وابسته	تعداد وقفه‌های $\Delta LCPI$	تعداد وقفه‌های $\Delta LPPI$	آزمون نرمالیتی		آزمون ثبات پارامترها	
			آماره آزمون	p-value	آماره آزمون	p-value
$\Delta LCPI$	۴	۰	۲/۹۵۱۵۷۳	۰/۲۲۸۶	۱/۵۱۳۷۶۵	۰/۱۷۴۱
	۴	۴	۳/۱۲۲۰۴۸	۰/۲۰۹۹	۱/۴۷۸۷۵۹	۰/۱۴۸۰
$\Delta LPPI$	۳	۰	۴/۲۰۳۵۴۸	۰/۱۲۲۲	۰/۶۶۸۹۰۱	۰/۶۴۷۴
	۳	۳	۴/۳۸۹۶۳۵	۰/۱۱۱۴	۱/۲۷۶۴۸۲	۰/۲۵۶۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که نتایج جدول نشان می دهند، مقادیر p-value آزمون نرمالیتی برای همه مدل‌ها بیشتر از ۰/۰۵ است. این بدین معناست که فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع خطاها در سطح اطمینان ۹۵ درصد نمی تواند رد شود. قابل ذکر است که برای انجام آزمون نرمالیتی، نخست با استفاده از متغیرهای مجازی به صورت اثربخشی مشاهداتی که منطبق بر الگوی پسمانده‌های داده‌ها نبوده و به عنوان داده‌های دور افتاده شناخته می شوند، حذف شده اند. سپس، آماره آزمون برای پسماندهای تعدیل شده محاسبه شده و همچنین، جدول (۵) نتایج آزمون چاو، ثبات پارامترها را گزارش کرده است. با توجه به نتایج، مقادیر p-value مربوط به همه مدل‌ها بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است.

بنابراین، فرضیه صفر ثبات پارامترها در سطح اطمینان ۹۵ درصد، نمی تواند رد شود.

جدول (۶) نیز نتایج آزمون‌های تشخیصی مربوط به روش تودا و یاماموتو را تلخیص می کند.

جدول ۶. نتایج آزمون‌های تشخیصی در روش تودا و یاماموتو

متغیر وابسته	تعداد وقفه‌های $LCPI$	تعداد وقفه‌های $LPPI$	آزمون نرمالیتی		آزمون ثبات پارامترها	
			آماره آزمون	p-value	آماره آزمون	p-value
$LCPI$	۵	۵	۲/۵۲۰۹۸۳	۰/۲۸۳۵	۰/۸۳۵۳۴۰	۰/۶۰۴۸
$LPPI$	۵	۵	۳/۶۵۱۳۸۱	۰/۱۶۱۱	۱/۲۹۶۳۱۱	۰/۲۲۷۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که اطلاعات جدول نشان می دهند، مقادیر p-value آزمون نرمالیتی برای هر دو مدل رگرسیونی سیستم VAR بیشتر از ۰/۰۵ است. این بدین معناست که فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع خطاها در سطح اطمینان ۹۵ درصد نمی تواند رد شود. مقادیر p-value مربوط به آزمون چاو نیز برای هر دو مدل بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است. بنابراین، فرضیه صفر ثبات پارامترها در سطح اطمینان ۹۵ درصد نمی تواند رد شود.

۷. خلاصه و نتیجه‌گیری

شناسایی جهت و ماهیت علّی میان متغیرهای اقتصادی به لحاظ کاربردهای سیاستی برای سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی بسیار حائز اهمیت می باشد؛ زیرا اگر متغیری علت گرنجری متغیری دیگر باشد، به این مفهوم است که می توان با استفاده از مقادیر گذشته متغیر اول، به پیش‌بینی مقادیر آتی متغیر دوم پرداخت. به لحاظ نظری، ارتباط علت و معلولی تنگاتنگی میان شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) وجود داشته و ممکن است از طریق مکانیسم انتقال قیمت، اثرات متقابلی بر روی یکدیگر داشته باشند. به لحاظ تجربی، مطالعات مختلف نتایج یکسانی ارائه نداده‌اند: برخی از مطالعات نشان داده اند که علیت دوطرفه میان این دو متغیر وجود دارد. مطالعات دیگر نیز علیت یک‌طرفه در هر دو جهت نتیجه داده اند. با توجه به شرایط نابسامان تورمی اقتصاد ایران، مطالعه حاضر به بررسی ارتباط علّی میان PPI و CPI برای ایران با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۳۶۹:۰۱ تا ۱۳۹۰:۱۲ پرداخته است.

بدین منظور، رویکردهای اقتصاد سنجی مبتنی بر داده‌های سری زمانی مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن و جوسلیوس (۱۹۹۰)، و آزمون‌های علیت گرنجری پیشنهادی هسیائو (۱۹۸۱) و تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) به کار

گرفته شده اند. نتایج مطالعه نشان می دهند که متغیرها در تفاضل مرتبه اول ایستا بوده و ارتباط تعادلی بلند مدتی میان آنها وجود دارد. بر اساس آزمون هسیائو، در هر دو افق زمانی کوتاه مدت و بلندمدت، علیت دوطرفه میان CPI و PPI وجود دارد. آزمون تودا و یاماموتو نیز بر ارتباط علّی دوطرفه میان متغیرها دلالت دارد. با این حال، به نظر می رسد که علیت از PPI به CPI قوی‌تر از CPI به PPI است که فرضیه کاشینگ و گاروی (۱۹۹۰) را تأیید می کند.

با توجه به نتایج مطالعه، مقادیر گذشته هر دو متغیر CPI و PPI قادر به پیش‌بینی تورم آتی می باشند. لذا، این نتایج راهنمای مناسبی برای برنامه ریزان اقتصادی و سیاستگذاران پولی و مالی در جهت پیش‌بینی، هدفگذاری و کنترل تورم محسوب می شوند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص بهای تولید کننده در ایران، گزارش سال ۱۳۹۱.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص بهای کالاها وخدمات مصرفی در مناطق شهری ایران، گزارش سال ۱۳۹۱.

فطرس، محمد حسن و مهدی ترکمنی (۱۳۸۷) بررسی چگونگی انتقال تغییرات قیمتی از شاخص قیمتی عمده فروشی به شاخص قیمتی خرده فروشی در ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دهم، شماره ۳۵: ۱۵۸-۱۴۱.

محدث، فخری (۱۳۸۷) بررسی ارتباط متقابل شاخص‌های قیمت عمده فروشی، تولید کننده و مصرف کننده (رهیافت خودرگرسیون برداری Var)؛ مجله علمی- تخصصی روند، شماره ۵۶ و ۵۷: ۱۱۲-۸۱.

Akaike, H. (1969) Fitting Autoregressive Models for Prediction; Annals of the Institute of Statistical Mathematics, 21 (1): 243-247.

Akcay, 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): 227-32.

Akdi, Y. H. Berument, and S.M. Cilasun (2006) The Relationship between Different Price Indices: Evidence from Turkey; Physics A, 360: 483-92.

Alemu, Z.G. (2011) Causality Links between Consumer and Producer Price Inflation in South Africa; Applied Economics Letters, 19 (1): 13-18.

Caporale, G. M.; M. Katsimi, and N. Pittis (2002) Causality links between Consumer and Producer Prices: Some Empirical Evidence; Southern Economic Journal, 68: 703-711.

Chatelain, J.B. (2001) Mark-up and Capital Structure of the Firm Facing Uncertainty; Economics Letters, 74: 99-105.

Cheng, B. S., and T. W. Lai (1997) An Investigation of Co-integration and Causality between Energy consumption and Economic Activity in Taiwan; Energy Economics, 19 (4): 435-444.

Clark, T. (1995) Do Producer Prices Lead Consumer Prices?; Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, Third Quarter: 25-39.

Colclough, W. G., and M. D. Lange (1982) Empirical Evidence of Causality from Consumer to Wholesale Prices; Journal of Econometrics, 19: 379-384.

Cushing, M. J., and M. G. McGarvey (1990) Feedback between Wholesale and Consumer Price Inflation: A Reexamination of the Evidence; Southern Economic Journal, 56: 1059-72.

Dickey, D.A., and W. Fuller (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root; Econometrica, 49: 1057-72.

Engle, R. (1978) Testing the Price Equations for Stability across Spectral

Frequency Bands; Econometrica, 46 (4): 869-81.
Gang, F. H. Liping, and H. Jiani (2009) CPI vs. PPI: Which Drives Which, Front. Econ., China, 4 (3): 317˚334.
Ghazali, M.F.; O.A. Yee, and M.Z. Muhammed (2008) Do Producer Prices Cause Consumer Prices? Some Emprical Evidence; International Journal of Business and Management, 3 (11): 78-82.
Granger, C. W. J. (1969) Investigating causal relationship by econometric models and cross-spectral methods; Ecconometrica, 37(3): 424-438.
Guthrie, R.S. (1981) The Relationship between Wholesale and Consumer Prices; Southern Economic Journal, 47(4): 1046-55.
Hsiao, C. (1981) Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection; Journal of Monetary Economics, 7 (1): 85-106.
Huh, C. G. and B. Trehan (1995) Modeling the Time Series behavior of the Aggregate Wage Rate; Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, 1: 3-13.
Johansen, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors; Journal of Economic Dynamics and Control, 12(2-3): 231-254.
Johansen, S., and K. Juselius (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to demand for money; Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52 (2): 169-210.
Jones, J. D. (1986) Consumer Prices, wholesale Prices, and Causality; Empirical Economics, 11: 41-55,
Khan, H. (2005) Price-Setting Behaviour, Competition, and Markup Shocks in the New Keynesian Model; Economics Letters, 87 (3): 329-335.
Liu, Y.; M.J. Fry, and Raturi, A.S. (2009) Retail Price Markup Commitment in Decentralized Supply Chains; European Journal of Operational Research, 192 (1): 277˚292.
Mehra, Y.P. (1991) Wages Growth and the Inflation Process: An Empirical Note; American Economic Review, 81 (4): 931-937
Müller, C. (2006) Further Results on Monopolistic Competition, Markup Pricing and the Business Cycle in Switzerland; Empirical Economics, 31 (3): 755-776.
Phillips, P.C.B. & P, Perron (1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression; Biometrical, 75 (2): 335-446.
Rambaldi, A.N., and H. Doran (1996) Testing for Granger Non-Causality in Cointegrated Systems Made Easy; Working Paper in Econometrics and Applied Statistics, No. 88, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
Rogers, R. M. (1998) A Primer on Short-Term Linkages Key Economic Data Series; Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, Second Quarter, 83 (2): 40-54.
Salman, A.K., and G. Shukur (2004) Testing for Granger Causality between

Industrial Output and CPI in the Presence of Regime Shift: Swedish Data; Journal of Economic Studies: 31 (6): 492 - 499.

Shahbaz, M.R.; U. Awan, and N.M. Nasir (2009) Producer & Consumer Prices Nexus: ARDL Bounds Testing Approach; International Journal of Marketing Studies, 1 (2): 78-86.

Silver, J.L., and T. D. Wallace (1980) The Lag Relationship between Wholesale and Consumer Prices: An Application of the Hatanaka-Wallace Procedure; Journal of Econometrics: 12 (3): 375-387.

Tiwari, A.K. (2012) An Empirical Investigation of Causality between Producer's Price and Consumer's Price Indices in Australia in Frequency Domain; Economic Modelling, 29: 1571-78.

Tiwari, A.K. (2012) Causality between Wholesale Price and Consumer Price Indices in India: An Empirical Investigation in the Frequency Domain; Indian Growth and Development Review, 5 (2): 151-172.

Toda, H.Y., and T. Yamamoto (1995) Statistical Inference in Vector Vutoregressions with Possibly Integrated Processes; Journal of Econometrics, 66 (1-2): 225-250.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی