

بررسی پویایی رابطه علیت بین قیمت مصرف‌کننده و قیمت تولیدکننده در ایران: کاربرد تبدیل موجک پیوسته

فیروز فلاحی^۱

حسین اصغرپور^۲

سجاد عبدالله زاده^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۳/۲۵

تاریخ ارسال: ۱۳۹۳/۹/۱۵

چکیده

در این مطالعه از رهیافت تبدیل موجک پیوسته جهت بررسی پویایی رابطه علیت بین دو شاخص اصلی تورم یعنی شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲:۹-۱۳۶۹:۲ استفاده شده است. مطالعه پویایی رابطه علیت بین شاخص‌های کلیدی تورم می‌تواند نتایج راه‌گشایی جهت تدوین سیاست‌های کنترل نرخ تورم به همراه داشته باشد، درحالی‌که روش‌های سنتی بررسی علیت بیشتر به آزمون مقطعی رابطه علیت پرداخته و توضیح چندانی درباره پویایی آن بین شاخص‌های قیمت نمی‌دهند. مبدل‌های موجک با قابلیت بالای خود در تحلیل پویایی روابط علی بین سری‌های زمانی این کاستی را پاسخ می‌دهند. در این روش از آنجاکه طول موجک به‌طور بهینه در مقیاس‌های مختلف زمانی تغییر می‌کند، امکان بررسی همزمان علیت کوتاه‌مدت و علیت بلندمدت بین سری‌های زمانی اقتصادی در فضای همبستگی موجک فراهم می‌شود. در این تحقیق نتایج به‌دست‌آمده از کاربرد تبدیل موجک پیوسته در مطالعه ادوار تورمی اقتصاد ایران تأثیرگذاری هر دو اثر جاذبه تقاضا و فشار هزینه در شکل‌گیری علیت تورمی دوطرفه بین شاخص‌های CPI و PPI را نشان می‌دهد به‌نحوی که با افزایش مقیاس زمان ماندگاری جهت رابطه علیت بیشتر بوده است.

ffallahi@tabrizu.ac.ir

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

asgharpurh@gmail.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

sajjad.abdollahzadeh@yahoo.com

۳. دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تبریز

واژگان کلیدی: تورم، شاخص قیمت مصرف کننده، شاخص قیمت تولیدکننده، رهیافت موجک.

طبقه بندی JEL: E31, E3.

۱. مقدمه

به صورت تئوریک رابطه علیت در بین شاخص های قیمت در اقتصاد می تواند از شاخص قیمت مصرف کننده به سمت شاخص قیمت تولیدکننده و یا از شاخص قیمت تولیدکننده به سمت شاخص قیمت مصرف کننده برقرار باشد. این موضوع با تشریح علل و ماهیت تورم در اقتصاد قابل بررسی می باشد. یک سوال اساسی در مورد تورم این است که آیا منشا و علیت تورم ناشی از تاثیر جاذبه تقاضا و انتظارات تورمی است یا اینکه تورم تحت تاثیر افزایش قیمت نهاده ها و فشار هزینه های تولید ایجاد می شود. در دیدگاه تورم مبتنی بر جاذبه تقاضا، کلاسیک ها و پولیون معتقدند که دلیل ایجاد تورم، جاذبه تقاضا می باشد. در این چارچوب، تورم تنها از طریق تغییر در حجم و سرعت گردش پول در جریان و افزایش تقاضا به وجود می آید. بر این اساس با فرض تاخیر در تعدیل دستمزدها و انعطاف ناپذیری قیمت ها، افزایش حجم پول ابتدا موجب افزایش تقاضای کل شده و به سبب آن سطح قیمت و محصول افزایش می یابد، با گذشت زمان دستمزدها کاملاً تعدیل شده، افزایش حجم پول خود را کاملاً در افزایش قیمت ها نشان می دهد و تولید به سطح اولیه خود بازمی گردد (برانسون، ۱۹۸۹). در این باره لیدلر^۱، اقتصاددان پولی از قول کالدور^۲ نقل می کند که با شدت گرفتن انتظارات تورمی، سرعت گردش پول رو به افزایش گذاشته و می توان بدون افزایش دادن حجم پول در جریان، شاهد تورم های فزاینده بود. همین طور اگر انتظارات تورمی حالت کاهشی به خود بگیرد، می توان حجم پول در جریان را افزایش داد بدون اینکه این سیاست منجر به ایجاد تورم در اقتصاد شود (لیدلر، ۱۹۹۳). بر این اساس و مطابق رابطه بنیادین نظریه مقداری پول با ثابت نگاه داشته شدن نرخ رشد و نرخ نقدینگی

1. Laidler

2. Kaldor

در اقتصاد، افزایش انتظارات تورمی به شکل افزایش سرعت گردش پول عامل اساسی در توضیح نرخ تورم خواهد بود. بدین ترتیب و با افزوده شدن انتظارات به الگوی قیمت‌گذاری نوع خاصی از رابطه علیت بین شاخص قیمت تولیدکننده و قیمت مصرف‌کننده پیش‌بینی می‌شود. این نوع رابطه علیت این‌چنین بیان می‌کند که تقاضا در بازار نهاده‌های تولید، تحت تاثیر انتظارات قیمتی در بازار کالاهای نهایی قرار دارد. از سوی دیگر سطح تقاضای فعلی و انتظارات گذشته تعیین‌کننده قیمت در بازار کالا می‌باشند. حال افزایش انتظارات قیمتی در بازار کالا با انتقال منحنی تقاضا به سمت بالا ضمن افزایش قیمت در بازار کالا با انتقال انتظارات تورمی به بخش تولید و انتقال منحنی تقاضا در بازار نهاده‌های تولید موجب افزایش قیمت نهاده‌ها و درنهایت بالا رفتن قیمت تمام‌شده تولید برای بنگاه‌های تولیدی می‌شود (کاپورل و همکاران^۱، ۲۰۰۲). بنابراین جهت علیت تورمی از سمت تقاضا به سمت عرضه تعریف‌شده و شاخص CPI سیگنال قیمتی پیشرو در پیش‌بینی روند آتی شاخص PPI خواهد بود. اما در نقطه مقابل دیدگاه پولی از تورم، گروهی دیگری از اقتصاددانان ماهیت علیت تورمی را به جهش قیمت نهاده‌ها و فشار هزینه‌های تولید مرتبط می‌کنند. در این رویکرد از تحلیل تورم که به تورم مبتنی بر فشار هزینه‌های تولید معروف است، جهش قیمت نهاده‌های تولید موجب افزایش قیمت تمام‌شده محصول و درنهایت انتقال افزایش قیمت به طرف مصرف‌کننده می‌شود. به باور طرفداران این ایده از جمله علل وقوع تورم در اقتصادهای جهان همچون تورم دهه هفتاد میلادی در کشورهای صنعتی، بالا رفتن هزینه تولید بنگاه‌ها به دلیل افزایش قیمت سوخت و سایر نهاده‌های تولید بوده است. آن‌ها استدلال می‌کنند که چگونه می‌شود هزینه تولید حدود سی الی چهل درصد افزایش یابد اما قیمت محصول منتظر افزایش پول بماند و افزایش نیابد.^۲ بر این اساس در دوره‌هایی که بنگاه‌های تولیدی با افزایش هزینه تولید روبرو می‌شوند بخش عمده‌ای از اثر علیت تورمی با مطالعه روند انتقال قیمتی از تولیدکنندگان به مصرف‌کنندگان قابل توضیح می‌باشد. به‌طوری‌که قیمت معرف یک مارک آپ بر روی

1. Caporale et al.

۲. اقتصاد کلان، به شاکری (۱۳۸۷)، جلد دوم مراجعه کنید.

هزینه^۱ بوده و از طریق محاسبه هزینه‌های متوسط کوتاه‌مدت تولید به علاوه مارک آپ، تعیین شده و درصد قابل توجهی از افزایش هزینه تولید به شکل افزایش قیمت به مصرف کننده منتقل می‌شود، این انتقال قیمتی با افزایش قدرت انحصاری بنگاه‌ها و کاهش کشش تقاضا در بازار شدت بیشتری به خود می‌گیرد. در چنین حالتی شاخص قیمت تولید کننده از توان توضیح دهندگی مطلوبی در پیش‌بینی روند آتی شاخص قیمت مصرف کننده برخوردار بوده و جهت علیت از PPI به سمت CPI خواهد بود (کلارک^۲، ۱۹۹۵). بنابراین اگر تورم با جهش قیمت نهاده‌های تولید مرتبط باشد، وقتی هزینه‌های تولید به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یابند باید سرعت گردش پول به سمت بالا تعدیل شود یا پول به طور منفعل افزایش یابد تا افزایش تورم امکان پذیر باشد. بر این اساس این افزایش هزینه‌ها است که منشا تقویت استعدادهای تورمی است و پول هم به گونه‌ای تعدیل می‌شود که با تورم همراهی کند و استمرار قیمت‌های افزایش یافته را امکان پذیر سازد. بر اساس نظریه تورم ناشی از فشار هزینه، افزایش هزینه‌های تولید علت اصلی ترقی قیمت‌ها قلمداد می‌شود. از مصادیق عمده تورم ناشی از فشار هزینه می‌توان به: فشار در افزایش دستمزد، فشار در افزایش حاشیه سود و افزایش در قیمت مواد اولیه اشاره کرد (عباسی نژاد و همکاران، ۱۳۹۲).

۲. مروری بر مطالعات انجام شده

پژوهش صورت گرفته توسط آکدی و همکاران^۳ (۲۰۰۶)، در مورد وجود رابطه علیت بین شاخص‌های CPI و PPI برای اقتصاد کشورهای سوئد، کانادا و انگلستان طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۲ که هر سه کشور سیاست کنترل تورم را در پیش گرفته بودند، نشان داد که در دوره کوتاه‌مدت شاخص قیمت CPI علت شاخص PPI بوده است.

1. Mark-up over cost price setting

2. Clark

3. Akdi, et al.

غزالی و همکاران^۱ (۲۰۰۸)، در مطالعه خود به بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشور مالزی پرداخته‌اند. بدین منظور آن‌ها از آمارهای ماهانه شاخص‌های قیمت در بازه زمانی ژانویه ۱۹۸۶ تا آوریل ۲۰۰۷ استفاده نموده و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین این دو شاخص را نشان داده‌اند. همچنین نتایج آزمون‌های علیت گرنجر و تودا یاماماتو^۲ نشانگر وجود رابطه علیت یک‌سویه از PPI به سمت CPI در مالزی می‌باشد.

فان و همکاران^۳ (۲۰۰۹)، در پژوهشی با به کارگیری روش علیت گرنجر برای اقتصاد چین طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۱ نشان دادند که شاخص CPI علیت گرنجر شاخص PPI می‌باشد. شهباز و همکاران^۴ (۲۰۱۰)، طی یک مطالعه با استفاده از آزمون همجمعی، وجود رابطه بلندمدت بین شاخص قیمت عمده‌فروشی (WPI) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) را با استفاده از داده‌های ماهانه اقتصاد پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از این بود که یک رابطه علیت دوسویه بین شاخص‌های قیمت مذکور برقرار بوده است. همچنین آن‌ها به منظور بررسی رفتار سری‌های قیمتی به هنگام وقوع رخداد، اثرات تکانه‌ای را نیز در حالت‌های مختلف مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که میزان اثرگذاری شاخص WPI بر شاخص CPI قوی‌تر بوده است.

شهباز و همکاران (۲۰۱۲)، هم با به کارگیری روش تحلیل طیفی برای شاخص‌های قیمت در پاکستان برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۶۱ نشان داده‌اند که یک رابطه یک‌طرفه از CPI به WPI در سه سطح فرکانس پایین، متوسط و بالا وجود دارد.

در ادامه تیواری^۵ (۲۰۱۲)، به تحلیل علیت گرنجر در دامنه طیفی از سری‌های زمانی قیمت با سطوح فرکانسی متفاوت بین شاخص بهای عمده‌فروشی و شاخص قیمت

1. Ghazali, et al.
2. Toda-Yamamoto.
3. Fan et al.
4. Shahbaz et al.
5. Tiwari.

مصرف‌کننده برای اقتصاد هند مبادرت ورزیده است. این محقق آزمون علیت گرنجری را با تغییر فرکانس (نوسان) سری داده‌های ماهانه در دامنه طیفی طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۵۷ انجام داده است. نتایج حکایت از آن دارد که CPI اثر علی بر WPI در سطوح فرکانسی پائین، متوسط و بالا دارد. درحالی‌که در سطح معناداری ۵٪، علیت گرنجری از WPI به CPI تنها در سطح فرکانس متوسط مورد تأیید قرار گرفت. در پایان نویسنده نتیجه می‌گیرد که مقامات اقتصادی هند باید به منظور کنترل تورم بر عوامل تأثیرگذار بر شاخص قیمت مصرف‌کننده تمرکز بیشتری داشته باشند چراکه شاخص قیمت مصرف‌کننده شاخص پیشرو در پیش‌بینی تورم و شاخص بهای عمده‌فروشی می‌باشد.

تیواری و همکاران^۱ (۲۰۱۳)، با تلفیق دو بعد زمان و فرکانس به مطالعه رابطه علیت بین CPI و PPI برای رومانی در بازه زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۱ پرداخته است. پژوهشگران در این کار با بهره‌گیری از روش تبدیل موجک پیوسته به بررسی رابطه تورم و شاخص‌های قیمتی پرداخته‌اند. نتایج حکایت از وجود شواهد قوی از اثر علی بین شاخص‌های قیمت متناسب با دوره‌های رونق و رکود اقتصاد دارد.

همچنین تیواری و همکاران (۲۰۱۴)، در پژوهش اخیر خود ارتباط متقابل شاخص CPI و PPI برای اقتصاد مکزیک را مورد مطالعه قرار داده‌اند. آن‌ها در این پژوهش با به‌کارگیری رهیافت تبدیل موجک مورلت با فرکانس ثابت و در ابعاد زمان - مقیاس به تجزیه رابطه موجود بین نوسانات در شاخص قیمت ماهانه طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۱ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد رابطه‌ای دوسویه بین CPI و PPI وجود دارد. به‌نحوی که در مقیاس کوتاه‌مدت (۱ الی ۷ ماه) CPI شاخص پیشرو بوده و PPI را به دنبال خود حرکت داده است و در بلندمدت (۸ الی ۳۲ ماه) اثر علیت از PPI به سمت CPI بوده است.

در مطالعات صورت گرفته در داخل کشور نیز احمدی شادمهری و محمد احمدی (۱۳۸۸)، از شیوه هم‌انباشتگی یوهانسون-یوسیلیوس و رابطه علیت گرنجری برای آزمون وجود رابطه بین دو شاخص قیمت مصرف‌کننده و قیمت تولیدکننده برای محصولات لبنی

1. Tiwari et al.

در ایران استفاده کرده‌اند. در این مطالعه تجزیه و تحلیل رفتار انتقال قیمت بر مبنای روش سنتی هاگک و به کارگیری مدل ECM و کرامون تابادل- لوی صورت گرفته و نتایج نشان داد که جهت علیت از قیمت‌های مصرف‌کننده به قیمت‌های تولیدکننده در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد.

شمس فخر (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای دیگر با بررسی ارتباط متقابل شاخص‌های قیمت در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۶ - ۱۳۶۹ با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیرگذاری شاخص قیمت‌ها از شاخص قیمت تولیدکننده به سمت سایر شاخص‌های قیمتی می‌باشد.

در مجموع باید گفت هر چند بررسی ارتباط متقابل شاخص‌های قیمت در اقتصاد ایران موضوع چند پژوهش صورت گرفته در سال‌های گذشته بوده است، با این حال الگوهای به کار گرفته شده فاقد توانایی کافی در تحلیل پویایی روابط علی بین شاخص‌های قیمتی بوده‌اند. در این راستا و در پاسخ به این کاستی در مطالعه حاضر پویایی علیت تورمی بین شاخص قیمت طرف مصرف (CPI) و شاخص قیمت طرف تولید (PPI) در اقتصاد ایران با کاربرد رهیافت تبدیل مویجک پیوسته مورد بررسی قرار گرفته است.

۳. روش‌شناسی تحقیق

معرفی الگوهای احتمالی و پویا در تشخیص رابطه علیت بین متغیرهای اقتصادی توسط تین برگن^۱ (۱۹۵۱)، سرآغازی بر اقتصادسنجی مدرن در بررسی روابط پویا در اقتصاد بود. در روش‌های مبتنی بر استنتاج پویا و با بهره‌گیری از الگوهای اقتصادسنجی سری‌های زمانی همچون آزمون علیت گرنجر^۲ (۱۹۸۰)، روابط موجود بین متغیرهای تحت بررسی و جهت علیت بین آنها به دست می‌آید. علیت گرنجری یک روش استنتاج آماری است که در آن بدون اتکا مستقیم بر تئوری اقتصاد، سعی می‌شود تا رفتار سری‌های زمانی و رابطه

1. Tinbergen, J.

2. Granger, C.W.J.

علی موجود بین متغیرهای تحت بررسی مشخص شود. آزمون علیت گرنجر در عمل و در قالب یک الگوی رگرسیون دومتغیره به شکل زیر تصریح می‌شود.

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_{11}Y_{t-1} + \beta_{12}X_{t-1} + v_1 \\ X_t &= \alpha_{21}Y_{t-1} + \beta_{22}X_{t-1} + v_2 \end{aligned} \quad (1)$$

که در آن α, β, v به ترتیب جزء اخلاص و پارامترهای ساختاری الگو می‌باشند طوری که $\alpha_{11} \neq 0, \beta_{12} \neq 0$ به ترتیب نشان‌دهنده جهت علیت از X به سمت Y و برعکس می‌باشند. باین وجود روش گرنجر در شناسایی رابطه علیت بین متغیرها یک معیار لحظه‌ای^۱ از آزمون آزمون علیت را ارائه داده و در مورد پویایی و پایایی رابطه علیت بین متغیرهای مورد بررسی توضیحی چندانی نمی‌دهد. برای مثال ضرایب ثابت به دست آمده از سیستم خطی رابطه (۱) درباره ماهیت تصادفی بودن، شدت و طول دوره‌ی ماندگاری و ماهیت ادواری رابطه علیت توضیح چندانی نمی‌دهند. (تیواری و همکاران، ۲۰۱۴). در ضمن در روش علیت گرنجر، از مقادیر وقفه‌دار متغیرها برای بررسی وجود علیت استفاده می‌شود. اگرچه این روش اثرات وقفه‌دار را نشان می‌دهد با این وجود احتمال حذف اثرات آنی وجود خواهد داشت. برای حل این مشکل، آنالیز طیفی به کمک تکنیک‌های متعارف پارامتریک می‌آید. از مباحث پرکاربرد در آنالیز طیفی، نظریه تبدیل فوریه و روش عددی پیاده سازی آن یعنی تبدیل فوریه سریع است. از تحلیل فوریه به منظور آشکارسازی روابط موجود بین سری‌های زمانی در فرکانس‌های مختلف استفاده می‌شود که از جمله کاربردهای آن می‌توان به استفاده از آن در بررسی چرخه‌های تجاری و پدیده فصلی بودن در ساختار سری‌های زمانی اشاره کرد^۲. همچنین با توجه به ماهیت نوسانی همبستگی بین برخی از سری‌های زمانی اقتصادی از تجزیه و تحلیل فوریه جهت بررسی پویایی رابطه علیت نیز می‌توان استفاده کرد (ون^۳، ۲۰۰۵). باین حال عیب اصلی نظریه فوریه این است که برای مطالعه سری‌های پایا مناسب است، به عبارت بهتر یکی از فروض اساسی این روش، پایا بودن سری زمانی مورد بررسی است و تجزیه و تحلیل سری‌های ناپایا را نمی‌توان به روش

1. One shot measure.

2. King, R. and Watson, M. (1996).

3. Wen.

تبدیل فوریه انجام داد (گابور، ۱۹۴۶، کیسر، ۱۹۹۴). این در حالی است که در بسیاری از کاربردها، انحراف از رفتار پایایی به طور دقیق همان اطلاعاتی است که باید از سری استخراج شود. بسیاری از سری‌های زمانی به علت پویایی‌های اقتصاد ناپایا بوده و بسیاری از ویژگی‌های آن‌ها مانند روند، تغییرات ناگهانی و زمان شروع و پایان رخدادها در طول زمان تغییر می‌کنند. از این روی روشی که در تحقیق حاضر به منظور تحلیل رابطه علیت بین سری زمانی شاخص‌های قیمت به کار گرفته شده است، روش تبدیل موجک است. از قابلیت‌های بسیار مهم موجک‌ها می‌توان به توانایی آن‌ها در تجزیه یک سری زمانی به فرکانس‌های مختلف در هر نقطه از زمان یا به عبارت بهتر آنالیز زمان-فرکانس سری زمانی اشاره کرد. روش تبدیل موجک با رهایی از فرض پایایی، برخلاف تبدیل فوریه که در دامنه فرکانس صورت می‌گیرد، به خوبی قابلیت تشخیص فرکانس‌های موجود در داده‌ها در هر نقطه زمانی را داراست (بهرامی و همکاران، ۱۳۹۱). تبدیل موجک، سری زمانی را به توابعی که حاصل انتقال و مقیاس بندی موجک مادر است، تبدیل می‌کند. در این روش به دلیل تغییر بهینه طول موجک به راحتی می‌توان تحلیل موضعی یا مقطعی را انجام داد.

در یک تقسیم‌بندی کلی توابع موجک به دو دسته موجک گسسته و موجک پیوسته تقسیم می‌شوند. موجک مورلت یک تابع ریاضی از زیرمجموعه توابع پیوسته موجک می‌باشد که در حالت خاصی از آن که پارامتر فرکانس در مقدار شش ثابت نگه داشته می‌شود. موازنه مطلوبی در تحلیل همزمان نوسان و زمان فراهم می‌شود از این روی در این تحقیق با پیروی از تیواری و همکاران (۲۰۱۴)، جهت تحلیل سری شاخص‌های قیمت و بررسی وجود رابطه علیت بین آن‌ها، از موجک پیوسته مورلت در فرکانس ثابت شش استفاده شده است. در حالت کلی تابع موجک پیوسته مورلت به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$\phi_0(\eta) = \pi^{-1/4} \left(e^{i\omega\eta} - e^{-\frac{\omega^2}{2}} \right) e^{-\frac{\eta^2}{2}} \quad (2)$$

در رابطه (۲)، $\phi_0(\eta)$ ، تابع موجک پیوسته مورلت، η عامل زمان و ω عامل فرکانس را نشان می‌دهند. با ثابت نگه داشتن فرکانس در یک مقدار بهینه (در مورد موجک مورلت

فرکانس شش) از پارامتر انتقال مقیاس زمانی استفاده می‌شود که کاربردی بهتری به جهت تفکیک دوره‌های زمانی در مطالعات اقتصادی دارد. در این کاربرد از آنالیز موجک می‌توان با باز و بسته کردن موجک (با تغییر پارامتر مقیاس) در طول زمان نتایج حاصل از دوره‌های مختلف زمانی را مقایسه کرد. بر این اساس و با برابر قراردادن ω مساوی ۶ در

رابطه (۲) جزء $e^{-\frac{\omega^2}{2}}$ قابل چشم‌پوشی بوده و فرم خلاصه‌شده تابع موجک پیوسته مورلت به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\phi_0(\eta) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0\eta} e^{-\frac{\eta^2}{2}} \quad (3)$$

با کاربرد تابع موجک پیوسته مورلت برای سری زمانی X با N مشاهده که به فاصله زمانی δt مرتب شده‌اند می‌توان فرم تبدیل شده این سری را به صورت رابطه (۴) به دست آورد که در آن S نشانگر مقیاس تابع موجک می‌باشد.

$$W_n^X(s) = \sqrt{\frac{\delta t}{s}} \sum_{n=1}^N X_n \phi_0 \left[(n-m) \frac{\delta t}{s} \right] \quad (4)$$

$$n = 1, \dots, N$$

$$m = 1, \dots, N$$

در دهه نود میلادی تلاش‌های صورت گرفته توسط افرادی همچون هاجینز^۱ منجر به معرفی جعبه‌ابزار موجک شامل توان موجک، همبستگی موجک و تحلیل فاز شد که مسیر کاربرد مبدل‌های موجک در تجزیه و تحلیل روابط علی بین متغیرها را هموارتر ساخت. در ادامه جعبه‌ابزار موجک به‌طور مختصر توضیح داده می‌شود. همچنین در جدول ۱ فرمول‌های به دست آمده از جعبه‌ابزار موجک در قالب روابط (۵) تا (۸) گردآوری شده است.

توان موجک^۲: توان موجک معیاری برای اندازه‌گیری گستره نوسانات سری زمانی بوده و برای سری زمانی X به صورت $|W_n^X(s)|$ ، نشان داده می‌شود. آزمون معناداری توان موجک

1. Hudgins.

2. Wavelet Power.

با فرضیه صفر پایایی سری زمانی با توان طیفی p_K آزمون می‌شود. تورنس و کامپو^۱ (۱۹۹۸)، با محاسبه توان حرکت براونی نشان دادند که تحت فرضیه صفر پایایی، تابع احتمال توزیع توان موجک به صورت رابطه (۵) جدول ۱ به دست می‌آید. که در آن n و s به ترتیب زمان و مقیاس توان موجک و نیز σ_x^2 و σ_y^2 به ترتیب تابع توزیع توان موجک و واریانس سری زمانی را نشان می‌دهند. احتمال معناداری توان موجک به صورت بزرگ بودن توان محاسباتی از p جدول مورد آزمون قرار می‌گیرد.

توان متقاطع موجک^۲: در حالت دومتغیره نیز توان متقاطع موجک برای دو سری زمانی Y و X که به صورت $|W^{x,y}|$ ، نشان داده می‌شود از حاصل ضرب توان دو سری زمانی به صورت $W^{x,y} = W^x W^y$ به دست می‌آید. تابع احتمال توزیع توان متقاطع موجک با توزیع نرمال استاندارد شده (Z) و توان طیفی p_K^x و p_K^y به صورت رابطه (۶) جدول ۱ تصریح می‌شود.

همبستگی موجک^۳: می‌توان وابستگی مربع موجک‌ها را به صورت مربع مقدار طیف موجک متقاطع تعریف نمود که به وسیله طیف نیروی موجک هموارشده، نرمال شده است. این مقدار در رابطه (۷) جدول ۱ نشان داده شده است که در آن S اپراتور هموارساز در هردو مؤلفه زمان و فرکانس است که به صورت ترکیبی از دو هموارساز زمان و هموارساز فرکانس به دست آمده است. با توجه به اینکه هنوز به صورت تئوریک تابع توزیع احتمال برای وابستگی مربع موجک تعریف نشده است جهت تعیین فاصله اطمینان و معناداری آماری در این فضا از روش مونت کارلو استفاده می‌شود. (تیواری و همکاران، ۲۰۱۴).

تحلیل فاز^۴: در تحلیل فاز (مرحله) اطلاعات مفیدی درباره ترتیب وقوع نوسان در سری‌های زمانی به صورت مرحله به مرحله به دست می‌آید. برای مثال چنانچه موقعیت فاز $I_{X,Y}$ نشانگر مرحله‌ای از جهت همبستگی مبدل‌های دو سری X و Y باشد و موقعیت $R_{X,Y}$ مرحله‌ی دوم از این فضا را نشان دهد، با استفاده از رابطه (۸) جدول ۱، اختلاف

1. Torrence and Compo.
2. Cross -Wavelet Power.
3. Wavelet Coherency.
4. Phase

عددی توان موجک در این دو موقعیت فاز (مرحله) را می توان طی یک تبدیل معکوس به صورت زاویه فاز (مرحله) همبستگی نشان داد. مقادیر به دست آمده از رابطه (۸) به شکل فلش های جهت دار در فضای همبستگی موجک نشان داده می شوند که جهت انتقال شوک بین سری های زمانی را نشان داده و از آن ها به جهت رابطه علیت تفسیر می شود (آگویی و همکاران^۱، ۲۰۰۸).

جدول ۱: جعبه ابزار موجک^۲

| | | |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|---------------------------------|
| $D\left(\frac{ W_n^x(s) ^2}{\sigma_x^2} < p\right) = \frac{1}{2} p_k \chi_v^2(p)$ | (۵) | توزیع احتمال توان موجک |
| $D\left(\frac{ W_n^x(s)W_n^y(s) }{\sigma_x \sigma_y} < p\right) = \frac{z_v(p)}{v} \sqrt{p_k^x p_k^y}$ | (۶) | توزیع احتمال توان مقاطع موجک |
| $R_n^2(s) = \frac{ S(s^{-1}W^{x,y}(s)) ^2}{S(s^{-1} W_n^x(s) ^2) \cdot S(s^{-1} W_n^y(s) ^2)}$ | (۷) | همبستگی موجک |
| $Q_{x,y} = \tan^{-1}\left(\frac{I(W_n^{x,y})}{R(W_n^{x,y})}\right), Q_{x,y} \in [-\pi, \pi]$ | (۸) | رابطه تعیین فاز (مرحله) همبستگی |

در جدول ۲ زاویه فاز (مرحله) به دست آمده از رابطه (۸) برای حالات مختلف در فضای مثلثاتی به همراه تفسیر جهت علیت بین سری های زمانی در فضای همبستگی موجک گزارش شده است. در این جدول گزارش نوسان همسو (غیر همسو) با پیش روی یک سری زمانی نسبت به سری زمانی دوم (پیرو) به معنی تکرار رخداد های سری پیشرو در سری پیرو به شکل هم فاز (غیر هم فاز) می باشد.

1. Aguiar-Conraria et al. (2008).

2. Aguiar-Conraria et al. (2008).

جدول ۲: زاویه فاز (مرحله) و جهت علیت بین سری‌های زمانی در فضای همبستگی موجک

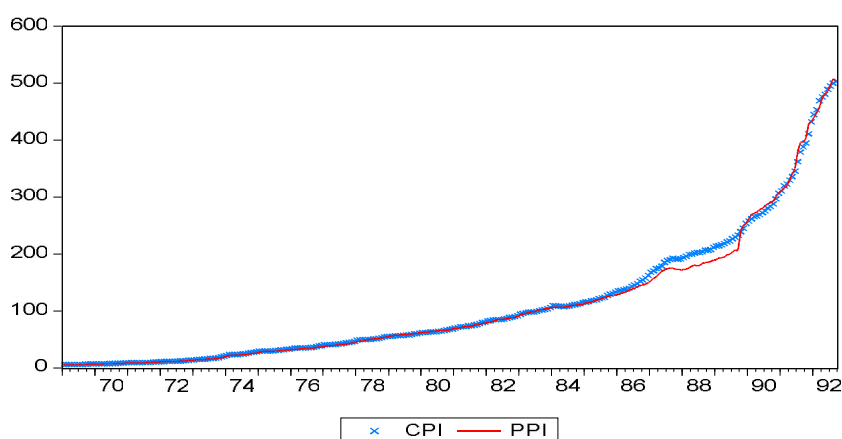
| زاویه فاز | جهت علیت |
|-------------------------------------------------|---------------------------------|
| $Q_{x,y} = 0$ | نوسان هماهنگ دو سری زمانی X و Y |
| $Q_{x,y} \in \left(0, \frac{\pi}{2}\right)$ | نوسان همسو با پیش روی سری Y |
| $Q_{x,y} \in \left(\frac{\pi}{2}, \pi\right)$ | نوسان غیرهمسو با پیش روی سری X |
| $Q_{x,y} \in \left(-\frac{\pi}{2}, 0\right)$ | نوسان همسو با پیش روی سری X |
| $Q_{x,y} \in \left(-\pi, -\frac{\pi}{2}\right)$ | نوسان غیرهمسو با پیش روی سری Y |

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد الگوی تحقیق

در این مطالعه به منظور بررسی رابطه علیت بین شاخص‌های قیمت در اقتصاد ایران از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و شاخص قیمت تولید کننده (PPI) برای دوره زمانی ۱۳۹۲:۹-۱۳۶۹:۲ مستخرج از پایگاه داده‌های اقتصادی بانک مرکزی استفاده شده است. نمودار ۱ روند تاریخی سری زمانی ماهانه شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص قیمت تولید کننده را به تصویر کشیده است در این نمودار محور افقی، زمان و محور عمودی سطح شاخص در دوره زمانی مورد نظر را نشان می‌دهند.

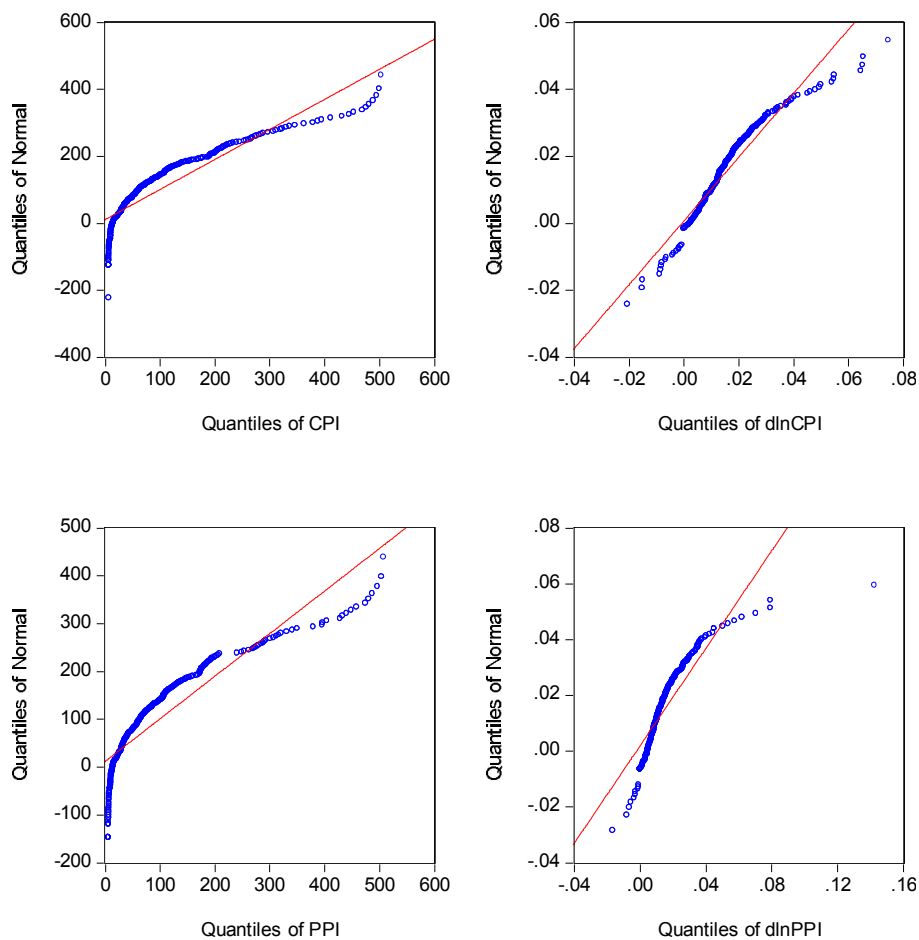
تحولات شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص قیمت تولید کننده در اقتصاد ایران تا اواسط دهه هشتاد شمسی همسو و هماهنگ بوده اما از میانه این دهه شاهد شکاف بین دو شاخص قیمت هستیم، در این دوره خیزش (افزایش سطح شاخص) در سری شاخص قیمت تولید کننده با اندکی وقفه در سری شاخص قیمت مصرف کننده انعکاس یافته است. خیزش بعدی در سری شاخص قیمت تولید کننده مربوط به سال‌های پایانی دهه هشتاد است که بار دیگر توسط شاخص پیرو (شاخص قیمت مصرف کننده) تکرار شده است.

همچنین مطالعه نرخ تورم که از تفاضل لگاریتمی شاخص‌های قیمت به دست می‌آید نشان داد که نرخ تورم طرف تولید به‌جز در اواخر دهه هشتاد به نسبت از پایداری بیشتری برخوردار بوده اما نرخ تورم طرف مصرف همواره نوسان شدیدی را داشته است.



نمودار ۱: سری ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده

مقایسه توزیع آماری داده‌ها با توزیع نرمال، با نمایش نمودار کوانتیل-کوانتیل (Q-Q) مربوط به شاخص‌های قیمت CPI و PPI در نمودار ۲ صورت گرفته است که بر اساس آن توزیع آماری سری تفاضل لگاریتمی شاخص‌ها ($\ln PPI$ و $\ln CPI$) در مقایسه با توزیع آماری سری شاخص‌ها در سطح (CPI و PPI) به توزیع نرمال نزدیک‌تر است. گزارش آماری توزیع داده‌ها که در جدول ۳ ارائه شده است گویای آن است که هر دو شاخص قیمت کشیدگی بیشتر از کشیدگی توزیع نرمال داشته و ضریب چولگی هر دو شاخص در دو حالت سطح و تفاضل لگاریتمی (نرخ تورم) مقادیر مثبت (چوله به راست) را نشان می‌دهند که به معنی سنگینی داده‌ها به سمت مقادیر کمتر است.



نمودار ۲: نمودار کوانتیل - کوانتیل مربوط به شاخص‌های قیمت

همچنین نتایج آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) در جدول ۴ نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده و قیمت تولیدکننده در سطح پایا نیستند. اما با یک‌بار تفاضل‌گیری از لگاریتم شاخص، نرخ تورم به‌دست آمده از هر دو شاخص پایا هستند. نکته مهم در خصوص آزمون‌های ریشه واحد درجه اعتبار آنها می‌باشد. همان‌گونه که پرون^۱ (۱۹۸۹) معتقد است اغلب سری‌های زمانی اقتصادی دارای مشخصه

1. Perron, P.

ریشه واحد نیستند و وجود ناپایایی ممکن است به دلیل عدم توجه به شکست ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد. در چنین شرایطی نتایج به دست آمده از آزمون‌های متعارف ریشه واحد اریب‌دار خواهند بود (نوفرستی، ۱۳۸۹). در این راستا در این تحقیق به منظور لحاظ شکست ساختاری درون‌زا از آزمون ریشه واحد لی و استرازیچ^۱ با لحاظ یک نقطه شکست استفاده شده و نتایج در جدول ۵ گزارش شده است که بر اساس آن با لحاظ نمودن یک نقطه شکست هر دو سری پایا هستند، دی ۸۳ و مهر ۸۱ به ترتیب نقاط شکست CPI و PPI هستند. لازم به یادآوری می‌باشد که بررسی پایایی شاخص‌های قیمت به منظور ارائه گزارش از کیفیت آماری سری زمانی متغیرهای به کاررفته در این مطالعه صورت گرفته است، رویه‌ای که در پژوهش‌های اقتصادی متداول می‌باشد، همان‌طور که پیش‌ازاین نیز گفته شد پایایی شرط تحلیل سری‌های زمانی با روش موجک نبوده و سری‌های ناپایا را نیز می‌توان به روش تبدیل موجک مورد بررسی قرارداد.^۲ همچنین نتایج حاصل از آزمون متعارف علیت گرنجری که در جدول ۶ ارائه شده است حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علی دوسویه بین سری شاخص‌های قیمت می‌باشد، نکته‌ای که احتمال صحت فرضیه اولیه تحقیق مبنی بر وجود روابط علی بین سری شاخص‌های قیمت به کار گرفته شده را تقویت می‌کند.

جدول ۳

| نام متغیر | میانگین | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی | جارک-برا |
|----------------------------|---------|--------------|-------|--------|----------|
| شاخص قیمت مصرف کننده | ۱۱۰/۲۶۴ | ۱۱۳/۹۹۰ | ۱/۵۷۹ | ۵/۱۲۴ | ۱۷۲/۱۵۲ |
| نرخ تورم مصرف کننده (درصد) | ۱/۵۰۰ | ۰/۰۱۳ | ۱/۰۱۶ | ۵/۸۵۲ | ۱۶۰/۳۲۳ |
| شاخص قیمت تولیدکننده | ۱۰۷/۵۹۵ | ۱۱۳/۳۹۰ | ۱/۶۸۴ | ۵/۴۹۷ | ۲۰۸/۷۸۸ |
| نرخ تورم تولیدکننده (درصد) | ۱/۵۰۰ | ۱/۵۰۰ | ۳/۱۵۹ | ۲۲/۲۴۳ | ۴۸۵۴/۵۲۰ |

1. Lee and Strazicich.

۲. برای توضیحات بیشتر در این باره مراجعه شود به روش شناسی تحقیق در این مطالعه.

جدول ۴: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون برای پایایی شاخص‌های قیمت

| نام متغیر | مقادیر آماره آزمون ADF | مقادیر آماره آزمون PP |
|----------------------|------------------------|-----------------------|
| شاخص قیمت مصرف کننده | ۱/۷۰۴ | ۷/۲۱۶ |
| نرخ تورم مصرف کننده | -۱۰/۵۱۴* | -۱۰/۵۳۱* |
| شاخص قیمت تولیدکننده | ۳/۱۵۰ | ۶/۷۲۵ |
| نرخ تورم تولیدکننده | -۱۲/۵۹۹* | -۱۳/۲۲۶* |

(*) معناداری در سطح خطای ۱٪ را نشان می‌دهد.

ماخذ: محاسبات تحقیق.

جدول ۵: آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ با لحاظ شکست ساختاری

| نام متغیر | نقطه شکست (ماه:سال) | مقادیر آماره آزمون |
|----------------------|---------------------|--------------------|
| شاخص قیمت مصرف کننده | ۱۳۸۳:۱۰ | -۱۳/۸۰۱* |
| شاخص قیمت تولیدکننده | ۱۳۸۱:۷ | -۱۳/۰۲۷* |

(*) معناداری در سطح خطای ۱٪ را نشان می‌دهد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

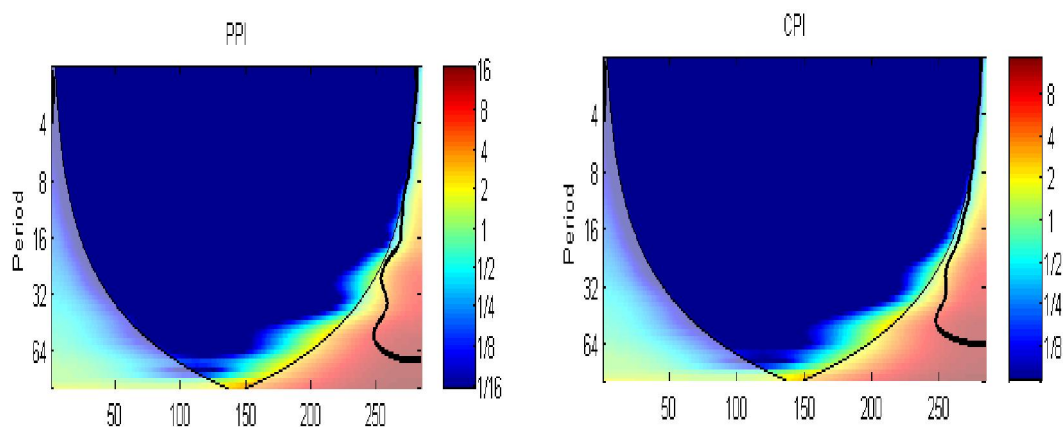
جدول ۶: آزمون علیت گرنجری بین سری شاخص‌های قیمت

| فرضیه صفر آزمون | مقادیر آماره F | احتمال |
|--------------------------|----------------|--------|
| PPI اثر علی بر CPI ندارد | ۱۱/۴۱۸ | ۰/۰۰۰ |
| CPI اثر علی بر PPI ندارد | ۴/۲۲۷ | ۰/۰۰۲ |

ماخذ: محاسبات تحقیق

در پژوهش حاضر به منظور تبدیل سری‌های زمانی و آنالیز طیفی سیگنال‌های قیمتی از جعبه ابزار موجک پیوسته مورلت در فرکانس ثابت شش استفاده شده است. بدین منظور بعد از پردازش اولیه داده‌ها، پیاده‌سازی الگوی ریاضی موجک در محیط نرم‌افزار متلب صورت گرفته است. به نحوی که ابتدا نرم‌افزار سری‌های زمانی را به صورت ورودی شناسایی کرده

سپس با استفاده از بسته‌های کدینگ (wt, xwt, wtc) که قبلاً کد نویسی و در سیستم ذخیره شده است، عملیات پردازش مدل ریاضی موجک و تحلیل دینامیک فاز فضای همبستگی آن صورت پذیرفته و نتایج حاصل از پردازش به صورت خروجی نشان داده می‌شود. خروجی‌های حاصل از انجام آنالیز موجک در این پژوهش در شکل‌های ۱ تا ۴ نشان داده شده‌اند. خروجی wt (شکل‌های ۱ و ۲) توان طیف به دست آمده از مبدل موجک بر روی سری‌های زمانی CPI و PPI را نشان می‌دهد. خروجی xwt توان متقاطع دوسری زمانی و خروجی wtc فضای همبستگی موجک برای دوسری زمانی را نشان می‌دهند.

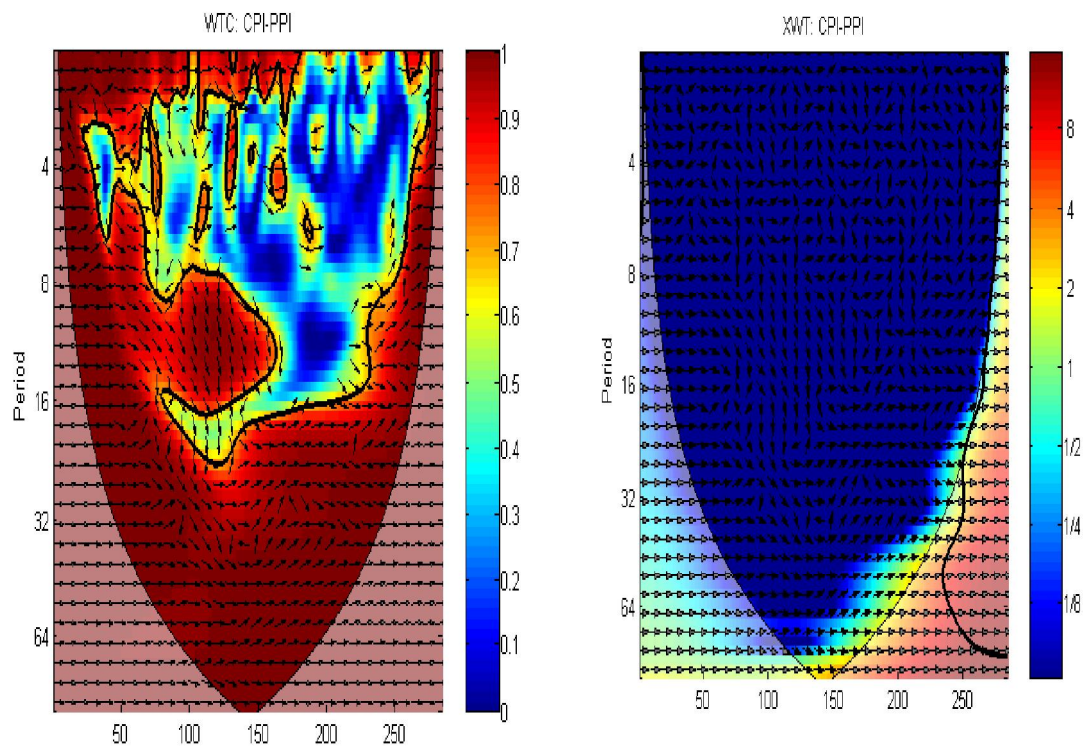


شکل ۲: توان موجک برای سری PPI

شکل ۱: توان موجک برای سری CPI

تحلیل فاز (مرحله) همبستگی که حاصل اندازه‌گیری اختلاف عددی توان موجک در دو موقعیت فاز (مرحله) فضای همبستگی موجک است، به صورت فلش‌های زاویه‌دار که نشانگر جهت فاز همبستگی و به تبع آن جهت علیت تحولات بین دو سری زمانی است، نشان داده می‌شود. با ثابت نگه‌داشتن فرکانس عملیات، پردازش بر روی دو محور باقیمانده سیستم دینامیکی یعنی عامل زمان (محور افقی) و عامل مقیاس (محور عمودی) صورت می‌گیرد. در این کاربرد از آنالیز موجک می‌توان با باز و بسته کردن موجک (با تغییر

پارامتر مقیاس) در طول زمان نتایج حاصل از دوره‌های مختلف زمانی را مقایسه کرد. برای نمونه در خروجی WTC (شکل ۴) عدد ۵۰ در محور افقی نشان‌دهنده ۵۰ امین ماه از آغاز بازه زمانی تحلیل است. همچنین اعداد مندرج در محور عمودی نشان‌دهنده مقیاس (برد) زمان است که داده‌ها براساس آن پردازش شده‌اند.



شکل ۴: فضای همبستگی موجک برای دو سری

شکل ۳: توان متقاطع موجک برای دو سری

با افزایش مقیاس زمانی، تحلیل در دوره بلندمدت صورت گرفته و در اصطلاح روند زمانی پویایی علیت بین سری‌ها زمانی به دست می‌آید و در مقابل با کاهش مقیاس زمانی، نوسانات دوره کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. خروجی نرم‌افزار طوری طراحی شده است که توان موجک در هر موقعیت زمانی به صورت تصویر نشان داده شود به نحوی که

مقادیر عددی بزرگ (معناداری قوی) برای توان موجک، توان متقاطع موجک و ضریب همبستگی موجک با نقاط تیره رنگ و مقادیر عددی کوچک (معناداری ضعیف) با نقاط رنگی روشن نشان داده شده است. در تبدیل سری زمانی به دلیل نوسان لحظه‌ای موجک مقادیر تصادفی جایگزین مقادیر واقعی به دست آمده از تبدیل می‌شود. این مسئله باعث بروز خطای اریب در تبدیل گشته که به اثر لبه^۱ معروف است که با افزایش مقیاس تبدیل سری افزایش می‌یابد. به نواحی از طیف که در آن اثر لبه به اوج خود رسیده است کانون اثر^۲ گفته می‌شود. نتایج به دست آمده از تحلیل زمان-مقیاس مبدل موجک در نواحی لبه غیر قابل اعتماد بوده و باید در تفسیر نتایج آن دقت زیادی شود. بنابراین علاوه بر تفکیک رنگی مقادیر معنادار توزیع توان، به منظور تحدید فضای تحلیل در فضای همبستگی موجک (شکل ۴) از دو مرز کارا یعنی اثر لبه و نواحی معناداری به دست آمده از برآورد مونت کارلو استفاده می‌شود.^۳ به نحوی که منطقه معناداری مورد قبول در فضای همبستگی موجک نواحی تیره (در تصویر رنگی با رنگ قرمز نشان داده شده است) محصور بین خط مشکی باریک و خط مشکی پررنگ می‌باشد. خط مشکی باریک مرز اثرات لبه در تبدیل موجک و خط مشکی پررنگ محدوده قابل اطمینان آماری تخمین در فاصله اطمینان ۹۵٪ معناداری می‌باشد که با استفاده از روش مونت کارلو به دست آمده است. آنالیز فضای همبستگی موجک در شکل ۴ نشان می‌دهد که شاخص‌های قیمت در همه دوره‌های زمانی به صورت همسو سیر کرده و حرکت ضد ادواری بین آن‌ها مشاهده نشد. در مطالعه حاضر با پیروی از مطالعه صورت گرفته توسط تیواری و همکاران (۲۰۱۴)، با کاهش مقیاس زمانی به زیر هشت ماه مطالعه برای دوره کوتاه مدت و افزایش مقیاس زمان به فراتر از هشت ماه مطالعه برای دوره‌های میان مدت و بلند مدت صورت گرفته است. همچنین تفکیک بازه زمانی به دوره‌های چهار ساله به منظور تطبیق نتایج پردازش با دوره وقوع آن صورت گرفته و هیچ قید پیش فرض در این مورد به تحلیل اعمال نشده است. با مطالعه خروجی سیستم

1. Edge effect.

2. Cone of Influence.

۳. مراجعه شود به بخش روش شناسی تحقیق در این مطالعه.

دینامیک فاز فضای همبستگی موجک که حاصل تحلیل طیفی مبدل‌های دو سری شاخص قیمت CPI و PPI بوده است، ملاحظه می‌شود که در اوایل دهه هفتاد و دهه هشتاد شمسی، CPI شاخص پیشرو در تعریف جهت علیت بوده است اما در ادامه سمت‌وسوی انتقال شوک قیمتی از تولید به مصرف بوده است و جهت علیت در سال‌های انتهایی هر دو دهه از PPI به سمت CPI بوده است. قابل ذکر است که نتایج به‌دست آمده در مقیاس کوتاه‌مدت برای دوره زمانی ۸۹-۹۲ به دلیل اثر لبه موجک معناداری ضعیف داشته است که از مجموعه نتایج حذف شده است. همچنین نتایج تخمین برای دوره میان‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که در دهه هفتاد علیت از CPI به سمت PPI بوده با این حال در دهه هشتاد جهت جریان علیت از PPI به سمت CPI بوده است.

جدول ۷: پویایی رابطه علیت بین شاخص CPI و شاخص PPI در فضای همبستگی موجک

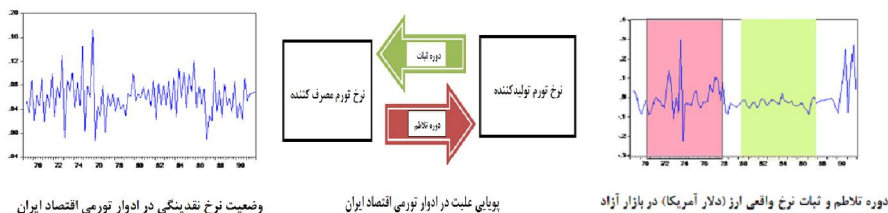
| بازه زمانی مقیاس (ماه) | ۱۳۶۹:۲-۷۳:۱ | ۷۳:۲-۷۷:۳ | ۷۷:۴-۸۱:۵ | ۸۱:۶-۸۵:۷ | ۸۵:۸-۸۹:۹ | ۸۹:۱۰-۱۳۹۲:۹ |
|---------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-----------|-----------|-----------|--------------|
| ۸-۱ (کوتاه‌مدت) | ↘ (علیت هم‌فاز از PPI به CPI) | ↗ (علیت هم‌فاز از CPI به PPI) | ↗ | ↘ | | ↗ |
| ۱۶-۹ (میان‌مدت) | ↘ | ↘ | ↘ | | ↗ | ↗ |
| ۳۲-۱۷ (بلندمدت) | → (علیت هم‌فاز بین PPI و CPI) | ↘ | ↘ | → | ↗ | |
| ۶۴-۳۳ (بلندمدت) | | ↘ | ↘ | ↗ | ↗ | |

نتایج به‌دست آمده گویای آن است که کاربرد رهیافت موجک امکان رصد رخداد‌های آماری بیشتری از شکست ساختاری و پویایی رابطه علیت در دوره‌های زمانی مختلف را

فراهم ساخته است. چیزی که آزمون‌های پارامتریک متعارف توان توضیح آن را دست کم در این حد نداشته‌اند. نتایج حاصل از جهت‌یابی رابطه علیت پویا بین شاخص CPI و شاخص PPI در فضای همبستگی موجک در جدول ۷ نشان داده شده است. معنا و مفهوم انواع فلش‌ها برای نمونه در یکی از خانه‌های جدول ۷ گزارش شده است. همچنین در این جدول خانه‌های رنگی فاقد فلش نواحی عدم معناداری آماری و نیز خانه‌های رنگی فلش دار نواحی معناداری ضعیف به دلیل اثر لبه را نشان می‌دهند.

۵. تحلیل نتایج و توصیه‌های سیاستی

تطبیق نتایج به دست آمده از الگوی موجک با سازوکارهای انتقال تورمی دو تئوری جاذبه تقاضا و فشار هزینه و همچنین مستندات اقتصاد ایران به منظور جمع‌بندی نتایج در قالب شکل ۵ صورت گرفته است. در این شکل (شکل ۵) پویایی جریان علیت دوطرفه به دست آمده از الگوی تحقیق بین شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص قیمت تولید کننده متناسب با دوره تلاطم و ثبات نرخ واقعی ارز در بازار آزاد و نرخ رشد نقدینگی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی تحت بررسی نشان داده شده است. نکته قابل ذکر درباره شکل ۵ اینکه هرچند مطابق با منطق تئوری جاذبه، تورم تحت تاثیر پایه‌های پولی و رشد نقدینگی است، اما مطالعه تحولات اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در همه برهه‌های زمانی طی دوره مورد بررسی در این مطالعه بدون توجه به جهت جریان علیت بین شاخص‌های قیمت، اقتصاد کشور با مازاد نقدینگی و بی‌ثباتی نرخ نقدینگی روبرو بوده است، بنابراین صرف بررسی رشد نقدینگی نمی‌تواند پویایی‌های جریان علیت بین شاخص‌های قیمت را به طور کامل توضیح دهد. بررسی اثر تغییرات قیمت ارز تحت عنوان انتقال افقی موج تورم به بازار کالا و تشدید فشار تورمی ناشی از جاذبه تقاضا، اطلاعات کامل‌تری در این باره به دست می‌دهد.



شکل ۵: پویایی علیت تورمی در اقتصاد ایران متناسب با دوره تلاطم و ثبات نرخ ارز و نرخ نقدینگی

همان‌گونه که شکل ۵ گویای آن است در دوره‌هایی که بازار ارز با نا اطمینانی و تلاطم قیمتی همراه بوده است این تحولات به شکل سرایت اخبار بد به بازار کالا موجب ایجاد نا اطمینانی نسبت به آینده و تشدید انتظارات تورمی شده است. اثر کوتاه‌مدت گرانی ارز بر سطح شاخص CPI به دلیل اثر مستقیم نرخ ارز از کانال افزایش قیمت کالاهای نهایی وارداتی در دوره بحران بوده و شاخص CPI را به سیگنال پیشرو تورم مبدل ساخته است. هرچند بعد از مدتی اثر کوتاه‌مدت خنثی شده ولی اثر بلندمدت تکانه ارزی به همراه سیلان نقدینگی از طریق تغییر در سطح تقاضا و تاثیر بر انتظارات تورمی تنظیم‌کنندگان قیمت و دستمزد اثر ماندگار داشته و باعث ماندگاری اثر جاذبه در دوره بلندمدت شده است. در طرف مقابل در دوره‌هایی که بازار ارز وضعیت باثباتی داشته است منطق تئوری فشار هزینه با ادوار علیت تورمی سازگار بوده و مکانیزم عمودی انتقال قیمت از زنجیره تولید به سمت مصرف در جریان بوده است. در این دوره پیشتازی سیگنال قیمت طرف عرضه بیشتر به دلیل سیاست‌های سودجویانه تولیدکنندگان در بازارهای انحصاری داخلی و تحمیل تورم از تولیدکنندگان به مصرف‌کنندگان رخ داده است. جدول ۸ خلاصه‌ای از تحولات اقتصاد ایران، گردآوری شده از مجموعه گزارش‌های سالانه بانک مرکزی، را به همراه نتایج به‌دست آمده از الگوی تحقیق و توصیه‌های سیاستی به تفکیک دوره‌های تورمی بر اساس غلبه هر یک از دو اثر جاذبه یا فشار ارائه می‌دهد.

جدول ۸

| دوره زمانی | تحولات پولی | تحولات ارزی | منطق اقتصادی علیت تورمی | جهت اصابت شوک قیمت به بازار مصرف | توصیه سیاستی |
|-------------|----------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------------------|
| ۱۳۷۰ - ۱۳۷۹ | سیاست پولی انبساطی، افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی | کاهش درآمدهای نفتی و اثرات تورمی آزادسازی نرخ ارز | غلبه اثر جاذبه | افقی از بازارهای پولی و ارزی | سیاست تثبیت نرخ ارز و کنترل انتظارات تورمی |
| ۱۳۸۰ - ۱۳۸۹ | سیاست کنترل نرخ نقدینگی هماهنگ با نرخ تورم و سیاست انضباط پولی | بهبود تراز پرداختها خارجی به دلیل افزایش درآمدهای نفتی و ثبات بازار ارز | غلبه اثر فشار | عمودی از زنجیره تولید | سیاست اصلاح ساختاری نظام قیمتی بازار |

نظر به مطالب پیش گفته این گونه نتیجه گیری می شود که در اقتصاد ایران نا اطمینانی بازار ارز به همراه رشد نامنظم نقدینگی موجب تشدید انتظارات تورمی و افزایش تقاضا در بازارهای مصرف شده و شاخص قیمت طرف تقاضا را به شاخص اصلی تورم تبدیل می کند بنابراین ضروری است مقامات پولی کشور با در پیش گرفتن سیاست کنترل نرخ تورم در دوره تشدید انتظارات تورمی و بی ثباتی اقتصاد مانع از سرایت تورم از بازار مصرف به سایر بازارها شوند، این مطالعه پیشنهاد می کند سیاست هدفمندی یارانه ها و اصلاح نظام قیمتی در دوره ثبات صورت گیرد تا با کنترل حاشیه سود تولیدکنندگان، اصلاح ساختاری نظام قیمت در بازار متمر ثمر واقع شود.

فهرست منابع

- احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ و احمدی، محمد (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده (مطالعه موردی بخشی از محصولات لبنی در ایران)»، دو فصلنامه اقتصاد پولی و مالی (دانش و توسعه)، سال شانزدهم، شماره ۲۸، پاییز، صفحات ۹۴-۷۷.
- برانسون، ویلیام، (۱۹۸۹)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، چاپ پانزدهم، تهران: انتشارات نشر نی.
- بهرامی، جاوید؛ محمدی، احمد و طالبلو، رضا (۱۳۹۱)، «تجزیه و تحلیل سیکل‌های تجاری ایران با استفاده از تحلیل موجک». فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال دوازدهم، شماره ۴۴، بهار، صفحات ۴۵-۲۵.
- شاکری، عباس (۱۳۸۷). *اقتصاد کلان، نظریه‌ها و سیاست‌ها*، دو جلدی، چاپ اول، تهران: انتشارات پارس نویسا.
- شمس فخر، فرزانه (۱۳۸۸)، «بررسی ارتباط متقابل شاخص‌های CPI, WPI و PPI با رهیافت خود رگرسیون برداری (VAR)». مجموعه پژوهش‌های اقتصادی، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره ۳۶، صص: ۱۹-۱.
- صفری، عبدالرضا (۱۳۸۸)، *موجک‌ها با کاربرد در ژئودینامیک و ژئودینامیک*، چاپ اول، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۳۹۴ صفحه، ترجمه کتاب *Wavelets in geodesy and geodynamics*، تألیف W.Keller، چاپ اول، ۲۰۰۴.
- عباسی نژاد، حسین؛ تشکینی، احمد؛ رحمانی، تیمور و ستایش، هدیه (۱۳۹۲)، «ارتباط متقابل بین حداقل دستمزد و تورم در اقتصاد ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۸، شماره ۲، صفحات ۸۶-۶۵.
- نوفروستی، محمد (۱۳۸۹)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، چاپ سوم، تهران: انتشارات رسا.

Aguiar-Conraria L., Azevedob N., and Soaresc M. J.(2008), “Using Wavelets to Decompose the Time-Frequency Effects of Monetary Policy”. *Journal of Physica A*, Vol. 387, pp. 2863–2878.

Akdi Y., Berument H., Cilasun S.M., and Olgun H. (2006), “The Relationship Between Different Price Indexes: A Set of Evidence from Inflation Targeting Countries”, *Statistical Journal of the United Nations Economic commission for Europe*, Vol. 23, pp. 119–125.

Caporale G., Katsimi M., and Pittis N. (2002), “Causality Links Between Consumer and Producer Prices: Some Empirical Evidence”. *Southern Economic Journal*, Vol. 68, pp. 703–711.

Clark T. (1995), “Do Producer Prices Lead Consumer Prices?”, Federal Reserve Bank of Kansas City *Economic Review*, Third Quarter. pp. 25–39.

Fan G., Liping H., Jiani H. (2009), “CPI vs PPI: Which Drives Which?”, *Journal of Frontiers of Economics in China*, vol. 4, pp.317–334.

Gabor, D. (1946), “Theory of Communication”. *Journal of The Institution of Electrical Engineers*, vol. 93, pp. 429-441.

Ghazali M. F., Yee O.A., and Muhammad M. Z. (2008), “Do Producer Prices Cause Consumer Prices?. Some Empirical Evidence”, *International Journal of Business and Management*, Vol. 3, pp.78-82.

Granger C.W.J. (1980), “Testing for Causality: A Personal Viewpoint”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.2 , pp. 329-352.

Kaiser, G.(1994), *A Friendly Guide to Wavelets*, Cambridge, Mass : Birkhauser.

Laidler, D.(1993), *The Demand for Money Theories, Evidence and Problems*, New York, NY: Harper Collins Publishers.

Nakajima J., Sudo N., Tsuruga T.(2010), “How Well Do the Sticky Price Models Explain the Disaggregated Price Responses to Aggregate Technology and Monetary Policy Shocks?”, Institute for Monetary and Economic studies Discussion Paper , Series . September, no. 22.

Shahbaz M., Tiwari A.K., and Tahir M.I. (2012), “Does CPI Granger-Cause WPI? New Extensions from Frequency Domain Approach in Pakistan”, *Journal of Economic Modelling*, Vol. 29, pp. 1592–1597.

Shahbaz M.S., Wahid Abu N.M., and Haider A. (2010), “Empirical Psychology Between Wholesale Price and Consumer Price Indices: the Case of Pakistan”, *Journal of Singapore Economic Review*, Vol. 55, pp. 537–551.

Tinbergen, J. (1951). *Econometrics*. New York, NY: The Blakiston Company.

Tiwari A.K., Mutascu M., and Andries A.M (2013). “Decomposing Time–Frequency Relationship Between Producer Price and Consumer Price Indices in Romania through Wavelet Analysis”. *Journal of Economic Modelling*, Vol. 31, pp. 151–159.

Tiwari A.K., Sureesh K.G., Arouri M., and Teulon F.(2014). “Causality Between Consumer Price and Producer Price: Evidence from Mexico”, *Journal of Economic Modelling*, Vol. 36, pp. 432–440.

Tiwari, A.K (2012). “Causality Between Whole Sale Price and Consumer Price Indices in India: an Empirical Investigation in the Frequency Domain”. *Journal of Indian Growth and Development Review*, Vol. 5, No. 2, pp. 151–172.

Torrence C., Compo G.P. (1998),“A Practical Guide to Wavelet Analysis”, *Bulletin of the American Meteorological Society*, Vol. 79, pp. 605–618.

Wen Y. (2005), "Understanding the Inventory Cycle". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 8 , pp.1533-1555.