تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۳، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۷/ ص ۲۷۸-۲۵۳

کاربرد تبدیل موجک پیوسته در کشف پویایی‌های رابطه‌ی علّی بین نقدینگی و اجزای تشکیل دهنده‌ی آن با تورم: مطالعه‌ی موردی اقتصاد ایران

محمد علی احسانی*[۱]، صالح طاهری بازخانه[۲]

۱. دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه مازندران، m.ehsani@umz.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصاد - اقتصاد پولی، دانشگاه مازندران، saleh.taheri88@gamil.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۳/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۰۵

چکیده

پژوهش حاضر با به‌کارگیری تبدیل موجک پیوسته[1] و تحلیل در دامنه‌ی زمان - فرکانس[2]، درک جدیدی از رابطه‌ی نقدینگی و اجزای تشکیل دهنده‌ی آن با تورم در ایران ارائه می‌دهد. طبق نتایج تحقیق: ۱)، در بلندمدت یک رابطه‌ی باثبات، قوی و هم‌فاز از رشد حجم پول به تورم برقرار است، به گونه‌ای که افزایش در رشد حجم پول با وقفه‌ای حدوداً ۲/۵ ساله منجر به افزایش تورم می‌شود. ۲) در مقیاس کوتاه‌مدت و ۲ ماهه، افزایش (کاهش) در رشد شبه‌پول با کاهش (افزایش) در تورم همراه است، اما در میان‌مدت و بلندمدت جریان علّیت از تورم به رشد شبه پول می‌باشد. با این توضیح که متغیرهای مذکور در میان‌مدت خلاف جهت و در بلندمدت هم‌جهت حرکت کرده‌اند. ۳) رابطه‌ی بین رشد نقدینگی و تورم در کوتاه‌مدت و میان‌مدت ناهمگن بوده و به رابطه‌ی اجزای نقدینگی با تورم بستگی دارد. در بلندمدت، رشد نقدینگی پیرو تورم می‌باشد و پس از گذشت ۲ سال از آن تأثیر می‌پذیرد.

طبقه‌بندی JEL: E51 ،E31،C49

واژه‌های کلیدی: تورم، نقدینگی، رابطه‌ی علّی، هم‌بستگی موجک، اختلاف فاز

---

*. نویسنده‌ی مسئول، تلفن تماس ۰۹۱۱۱۵۵۴۹۶۳

1. Continuous Wavelet Transform
2. Frequency-Time Domain

۱- مقدمه

اقتصاد ایران طی چند دهه‌ی گذشته به‌طور قابل توجهی افزایش در نقدینگی را تجربه کرده است. آمارهای بانک مرکزی نشان می‌دهد در انتهای سال ۱۳۹۳، نقدینگی به مقدار ۷۸۲۳/۸ هزار میلیارد ریال رسیده است. به این ترتیب، نقدینگی طی ده سال اخیر تقریباً ۱۱/۵ برابر شده و در یک بازه‌ی ده ساله به‌طور متوسط سالانه ۳۰/۷٪ نرخ رشد داشته است. بر این اساس، به موجب نظریه‌ی مقداری پول و وجود رابطه‌ی یک به یک میان رشد پول و تورم در بلندمدت، نگرانی‌هایی در رابطه با فشار تورمی حاصل از این نرخ رشد فزاینده احساس می‌شود. در صورت درستی این نظریه برای اقتصاد ایران، رشد پول به صورت جدی ثبات قیمت‌ها و در نتیجه رشد اقتصادی را تهدید می‌کند. در تحلیلی جایگزین، با توجه به نرخ رشد و مقدار ناهمگن اجزای تشکیل‌دهنده‌ی نقدینگی (پول و شبه پول[1])، می‌توان گفت تورم از مجرای افزایش شبه‌پول تغییر چندانی به خود ندیده است. در کنار این دو ایده، در صورت قائل بودن به درون‌زا بودن پول، نقدینگی معلول تورم بوده و افزایش آن به واسطه‌ی محیط تورمی اقتصاد ایران است. از آن‌جایی که پذیرش هر یک از دیدگاه‌های فوق دلالت‌های سیاستی متفاوتی دارد، پژوهش حاضر بررسی رابطه‌ی علّی میان نقدینگی و اجزای تشکیل‌دهنده‌ی آن با تورم را طی ۱۳۹۵ – ۱۳۵۴ هدف خود قرار داده است.

آن‌چه این پژوهش را با مطالعات مشابه متمایز می‌کند، به‌کارگیری روش جدید تبدیل موجک پیوسته و ابزارهای مربوط به آن می‌باشد. از این رو، امکان ترسیم رابطه‌ی علّی به صورت پویا و تغییرات آن در طول زمان از نظر شدت و جهت، تحلیل کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت و در نهایت تحلیل زمان- فرکانس فراهم شده است. به‌منظور دستیابی به هدف تحقیق، ادامه‌ی مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی می‌شود:

بخش دوم، به مبانی نظری و مهم‌ترین پژوهش‌های مرتبط اختصاص دارد. در بخش سوم، ضمن معرفی کلیات نظریه‌ی موجک و تفاوت آن با ابزار مرسوم اقتصادسنجی، ابزارهای تبدیل موجک پیوسته تشریح شده‌اند. تحلیل نتایج با استفاده از ابزار مذکور، بخش چهارم مقاله را تشکیل داده است. در بخش پایانی جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌شود.

---

۱. شبه پول در قیاس با پول سهم بیش‌تری از نقدینگی داشته و به طور متوسط نرخ رشد بالاتری تجربه کرده است.

۲- ادبیات پژوهش

در بخش نخست به نظریات اقتصادی مهم در رابطه با منشأ تورم پرداخته شده است. قسمت دوم، به مرور اهم مطالعات تجربی مرتبط اختصاص دارد.

۲-۱- مبانی نظری

بیشتر بحث‌های پیرامون رابطه‌ی بین پول و تورم، با نظریه‌ی مقداری پول[۱] آغاز می‌شود. در متون اقتصادی، این نظریه با معادله‌ی مبادله ($MV\equiv PY$[۲]) معرفی شده است (مک‌کالم و نلسون[۳]، ۲۰۱۰). فرضیه‌ی اصلی نظریه مذکور، وجود یک تابع تقاضای باثبات برای تراز حقیقی پول است که مردم به منظور حفظ قدرت خرید تراز نقدی خود، نرخ تورم را پیش‌بینی و تراز حقیقی خود را متناسب با آن تعدیل می‌کنند (جانسون[۴]، ۱۹۷۸). سازوکار اثرگذاری پول بر قیمت‌ها از طریق اثر تراز حقیقی[۵] یا تراز نقدی[۶] نیز قابل توجیه است، که در حقیقت این فرایند، عدم تعادل پولی تقاضا برای کالاها و خدمات را تحت تأثیر قرار می‌دهد و هم از طریق مکانیسم نرخ بهره در ابتدا بر بخش حقیقی و در نهایت بر قیمت‌ها تأثیر خواهد گذاشت (طیب‌نیا و تقی‌ملایی، ۱۳۸۹). در تحلیل فیشر از این نظریه، با فرض ثبات گردش پول و اشتغال کامل عوامل تولید، هر تغییری در حجم پول در سطح قیمت‌ها بازتاب پیدا می‌کند (فیشر[۷]، ۱۹۲۰). در مجموع، نظریه‌ی مقداری پول در شکل اولیه‌ی آن، رابطه‌ای یک به یک میان پول و تورم در بلندمدت را پیشنهاد می‌کند.

نظریه‌ی تورم مبتنی بر فشار تقاضا[۸]، دومین نظریه‌ی مطرح است. طبق این نظریه، به فرض اشتغال کامل عوامل تولید، فزونی یافتن تقاضا بر عرضه‌ی کالا و خدمات تولید شده در قیمت‌های جاری، شکاف تورمی ایجاد کرده و این شکاف با افزایش قیمت‌ها پر خواهد شد.

---

1. Quantity Theory of Money

۲. در این اتحاد، M حجم پول یا عرضه‌ی پول، V سرعت گردش پول، Y میزان مبادلات انجام شده طی دوره و P قیمت مبادلات می‌باشند.

3. Mc Callum and Nelson
4. Johnson
5. Real Balance Effect
6. Cash Balance Effect
7. Fisher
8. Demand Pull

در شکل جدید نظریه‌ی مقداری پول، فریدمن[1] (۱۹۵۶)، ابتدا تفسیر جدیدی از نظریه‌ی مذکور را به صورت نظریه‌ی تقاضای پول بیان کرده است. وی با این ایده که پول کالایی مصرفی نیست، تقاضای آن را به صورت تقاضا برای یک دارایی تلقی می‌کند. بر این اساس، پول‌گرایان[2] نقش عمده‌ای برای پول قائل بوده‌اند و آن‌را علت هرگونه نوسان اقتصادی (و نه معلول آن) دانسته‌اند. البته، اثرات ناشی از تغییرات پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت با یکدیگر متفاوت است. به این معنی که در کوتاه‌مدت، تغییرات عرضه‌ی پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد اثر گذاشته و در مقابل در بلندمدت، بدون تأثیر بر تولید، افزایش حجم پول تنها در تورم تجلی می‌یابد، بنابراین نظریه‌ی جدید مقداری پول در شکل جدید آن نیز رابطه‌ی یک به یک میان پول و تورم را ارائه می‌دهد. بر این اساس، جمله‌ی معروف فریدمن که "تورم همیشه و همه جا یک پدیده‌ی پولی" است، به‌عنوان شعار واحد اقتصاددانان پولی مطرح است.

این دیدگاه تا اوایل دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی در میان اقتصاددانان در تجزیه و تحلیل تورم رواج داشته، اما تورمی فزاینده در ابتدای دهه‌ی مذکور، تأثیر چشم‌گیری بر جایگاه پول و سیاست پولی برجای گذاشته است. همراه شدن بیکاری با شتاب گرفتن افزایش قیمت‌ها، نظریات قبلی را بی‌اعتبار و دیدگاهی جدید مطرح کرده است که در اصطلاح الگوی تورم فشار هزینه[3] نامیده می‌شود. طبق این نظریه، علت اصلی خیزش قیمت‌ها، افزایش هزینه‌های تولید و انتقال منحنی عرضه‌ی کل به سمت چپ است.

لوکاس[4] (۱۹۸۰)، در مطالعه‌ای پیشگام، بر اهمیت تحلیل فرکانسی رابطه‌ی بین رشد پول و تورم تأکید کرده است. به عقیده‌ی او، تعیین‌کننده‌های تورم در فرکانس‌های مختلف تغییر می‌کند. پیش‌تر بحث بر هم‌حرکتی بین رشد پول و تورم در بلندمدت (فرکانس‌های پایین) بوده. اما پس از ایده‌ی جدید ارائه شده، توجه به رابطه‌ی بین متغیرهای مذکور در فرکانس‌های مختلف مطرح شده است. اگرچه شواهد بسیاری (به‌طور مثال جیگر[5]، ۲۰۰۳؛ هاگ و دیوالد[6]، ۲۰۰۴؛ اسنماشر – وش و گرلاک[7]، ۲۰۰۸)، تغییر رابطه‌ی بین رشد پول و تورم در فرکانس‌های مختلف را به اثبات

1. Friedman
2. Monetarists
3. Cost Push Inflation
4. Lucas
5. Jaeger
6. Haug and Dewald
7. Assenmacher-Wesche and Gerlach

رسانده‌اند، باید تغییر این رابطه طی زمان را نیز مد نظر قرار داد. در این راستا، پژوهش حاضر با به کارگیری مبدل موجک پیوسته و ابزارهای آن، هر دو تغییر را بررسی می‌کند.

۲-۲- مطالعات پیشین

بررسی رابطه‌ی بین تورم و رشد پول یکی از موضوعات مهم در اقتصاد پولی است. در ادامه، اهم مطالعات مرور می‌شود. لازم به ذکر است که مطالعات خارجی با تأکید بر روش‌شناسی انتخاب شده‌اند.

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

روآ[1] (۲۰۱۲)، از آنالیز موجک پیوسته برای بررسی رابطه‌ی بین رشد پول و تورم در منطقه‌ی یورو استفاده کرده است. طبق نتایج، رابطه‌ی مذکور در فرکانس‌های پایین (بلندمدت) قوی‌تر است. علاوه بر این، از اثرگذاری رشد پول بر تورم طی دهه‌ی اخیر کاسته شده است.

شهباز و همکاران[2] (۲۰۱۲)، برای بررسی رابطه‌ی علّی بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت عمده‌فروشی در پاکستان، از علّیت در دامنه‌ی فرکانس استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد در تمامی افق‌های زمانی، علّیت از شاخص قیمت مصرف‌کننده به شاخص قیمت عمده‌فروشی بوده است.

تیواری و همکاران[3] (۲۰۱۳) و تیواری و همکاران (۲۰۱۴)، برای بررسی ارتباط پویا بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده در کشورهای رومانی و مکزیک، از تبدیل موجک پیوسته استفاده کرده‌اند. در کشور رومانی، در تمامی فرکانس‌ها رابطه‌ی علّی بین متغیرها هم‌فاز بوده است. در مکزیک، ارتباط بین دو متغیر تغییرات بیش‌تری را به خود دیده است، به گونه‌ای که در کوتاه‌مدت، متغیر پیش‌رو شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد، اما در بلندمدت، شاخص قیمت مصرف‌کننده از شاخص قیمت تولیدکننده پیروی کرده است.

1. Rua
2. Shahbaz
3. Tiwari et al.

بررسی رابطه‌ی بین رشد پول و تورم در چین، موضوع مطالعه‌ی جیانگ و همکاران[1] (۲۰۱۵) بوده است. محققان با به کارگیری مدل موجک پیوسته و ابزارهای آن نشان داده‌اند در میان‌مدت و بلندمدت رابطه‌ی یک به یکی بین رشد پول و تورم وجود دارد. اما در کوتاه‌مدت این رابطه منحرف می‌شود. افزون بر این، محققان با تحلیل در دامنه‌ی زمان سیاست پولی در چین را بعد از سال ۲۰۰۰ موفق ارزیابی می‌کنند.

در مطالعه‌ای دیگر، بکیروس و همکاران[2] (۲۰۱۷)، از ابزار موجک پیوسته برای تحلیل پویایی‌های رابطه‌ی بین رشد پول و تورم در سه کشور هند، ژاپن و مالزی استفاده کرده‌اند. طبق نتایج تحقیق، در هند در کوتاه‌مدت و میان‌مدت رابطه‌ی علّی از تورک به رشد پول است. در مالزی علّیت دو طرفه در بازه‌ی بسیار کوتاه‌مدت و بسیار بلندمدت برقرار است. در ژاپن، رابطه‌ی علّی از تورم به رشد پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت برقرار است.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

سحابی و همکاران (۱۳۹۲)، با به‌کارگیری رهیافت چرخشی مارکوف[3]، اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران را طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۹ با استفاده از داده‌های سنجیده‌اند. مطابق با یافته‌های تحقیق، اثرات نقدینگی بر تورم در طی زمان یکسان نبوده است، به این صورت که در رژیم تورم متوسط، رشد نقدینگی با یک وقفه منجر به ۰/۵۷ تورم در ایران می‌شود، اما در رژیم تورم بالا اثر معنی‌دار رشد نقدینگی بر تورم تشخیص داده نشده است.

عطرکار روشن (۲۰۱۴)، رابطه‌ی عرضه‌ی پول (برحسب M_1 و M_2) و سطح قیمت‌ها (برحسب شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده) را به کمک روش هم‌گرایی یوهانسن[4] و آزمون علّیت با استفاده از داده‌های فصلی ۲۰۱۰-۱۹۸۸ بررسی کرده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که اولاً، متغیرها هم‌گرا نیستند؛ ثانیاً، بین متغیرها علّیت دوطرفه وجود دارد.

کاکویی و نقدی (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای با عنوان "رابطه‌ی پول و تورم در ایران: شواهدی براساس مدل P^*"، با تأیید نسبی فرضیه‌ی پولی بودن تورم در ایران، عنوان

1. Jiang et al.
2. Bekiros et al.
3. Markov Switching
4. Johansen Cointegration

می‌کنند هر ۱۰ درصد رشد نقدینگی منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بـه میـزان ۴/۶ درصد می‌شود. بر این اساس، محققان استفاده‌ی مطلق از سیاست‌هـای پـولی بـرای کنترل تورم در ایران را مناسب تلقی نمی‌کنند.

۳- روش‌شناسی تحقیق

آزمون علیت گرنجر[1]، یکی از روش‌های متداول اقتصادسنجی است که در آن بـدون اتکا به نظریات اقتصادی رابطه‌ی علّی بین سری‌های زمانی بررسی می‌شود. روش مذکور بنابر ماهیتش یک معیار لحظـه‌ای[2] از آزمـون علّیـت را ارائـه داده و از تجزیـه و تحلیـل پویایی و پایایی علیت نـاتوان اسـت. افـزون بـر ایـن در روش علّیـت گرنجـر، از مقـادیر باوقفه‌ی متغیرها استفاده می‌شود و در نتیجه احتمال حـذف اثـرات آنـی وجـود خواهـد داشت. برای برطرف کردن این مشکل، تحلیل طیفی[3] به کار می‌آید. تبدیل فوریه[4] یکـی از مباحث پرکاربرد در تحلیل طیفی است که به منظور آشکارسازی روابـط موجـود بـین سری‌های زمانی در فرکانس‌های مختلف استفاده می‌شـود کـه بنـا بـه ماهیـت نوسـانی هم‌بستگی میان برخی از سری‌های زمانی اقتصادی، در تجزیه و تحلیـل بررسـی پویـایی رابطه‌ی علّیت قابل استفاده است (ون[5]، ۲۰۰۵). با این وجود، در تبدیل فوریه عـلاوه بـر این‌که اطلاعات موضعی زمان کنار گذاشته می‌شود، پایا بودن سری‌هـای زمـانی فرضـی اساسی است (اگیر–کانراریا و همکاران[6]، ۲۰۰۸)، حال آن‌که بسیاری از سری‌های زمـانی ناپایا بوده و بیشتر ویژگی‌های آن‌ها در طـول زمـان تغییـر مـی‌کنـد. بـا توجـه بـه ایـن محدودیت، تبدیل موجک[7] به‌عنوان جایگزینی مفید برای تبدیل فوریه در کشـف روابـط علّی محسوب می‌شود. از ویژگی‌های مهـم تبـدیل موجـک مـی‌تـوان بـه توانـایی آن در تجزیه‌ی یک سری زمانی به فرکانس‌های مختلف در هـر نقطـه از زمـان یـا در اصـطلاح تحلیل زمان- فرکانس سری زمانی اشاره کرد. علاوه بر ایـن، تبـدیل موجـک بـر خـلاف تبدیل فوریه با مبتنی نبودن بر پایایی سری‌های زمانی، در دامنه‌ی فرکانس انجام گرفته و قابلیت تشخیص فرکانس‌های موجود در داده‌ها در هر نقطه‌ی زمانی را داراست (روئـف

1. Granger Causality
2. One Shot Measure
3. Spectral Analysis
4. Fourier Transform
5. Wen
6. Aguiar-Conraria et al
7. Wavelet Transform

و ساکس[1]، ۲۰۱۱). با توجه به این مقدمه و برتری آن، به منظور تأمین هدف پژوهش، از تبدیل موجک پیوسته و ابزارهای مقتضی استفاده شده است.

۳-۱- تبدیل موجک پیوسته

تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای، یک سری زمانی را به فضای فرکانس انتقال داده و سپس سری زمانی را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. موجک‌ها (که به‌عنوان موجک‌های دختر[2] شناخته می‌شوند)، از یک تابع تکی - موجک مادر[3] $\psi_{u,s}(t)$ - که به‌عنوان تابعی از موقعیت زمان (u) و مقیاس (s) تعریف می‌شود، مشتق می‌شوند. توابع موجک پرکاربرد در حوزه‌ی اقتصاد به دو دسته‌ی پیوسته[4] و گسسته[5] قابل تقسیم‌اند. تابع موجک پایه‌ای پیوسته عبارت است از:

$$\psi_{u,s}(t)=\frac{1}{\sqrt{s}}\psi\left(\frac{t-u}{s}\right) \qquad (۱)$$

فرض می‌شود موجک‌ها یک تابع مربع انتگرال‌پذیر هستند (یعنی $\psi(.)\in L^2(\mathbb{R})$). در رابطه‌ی (۱) $1/\sqrt{s}$ عامل نرمال‌ساز بوده که متضمن واحد بودن واریانس موجک، $\|\psi_{u,s}\|^2=1$، می‌باشد. u پارامتر انتقال[6] بوده که موقعیت دقیق موجک را ارائه می‌دهد. s پارامتر اتساع[7] (اندازه‌ی مقیاس تابع) می‌باشد که نحوه‌ی کشیدگی موجک را تعریف می‌کند. مقیاس‌بندی یک ابزار ریاضی است که در این‌جا منظور از آن باز شدن و یا فشرده شدن موجک در زمان است. مقیاس بزرگ مطابق با باز شدن و یا کشیده شدن موجک و مقیاس کوچک به معنی فشرده شدن موجک می‌باشد. از آن‌جا که فشردگی موجک مطابق با بالا بودن فرکانس آن و نیز بازشدگی و یا کشیدگی موجک مطابق با کم بودن بسامد غالب آن است، فرکانس غالب و مقیاس کوچک یک موجک با هم در ارتباط هستند. به این مفهوم که مقیاس بالا مطابق با فرکانس پایین و مقیاس کوچک، مطابق با فرکانس بالا می‌باشد.

1. Roueff and Sachs
2. Wavelet Daughters
3. Mother Wavelet
4. Discrete
5. Continuous
6. Location Parameter
7. Dilatation Parameter

کاربرد تبدیل موجک پیوسته در هر زمینه و موضوعی نخست، نیازمند انتخاب موجک مناسب برای عملی ساختن فرایند تبدیل می‌باشد. بسته به مقاصد و علوم مختلف، انواع موجک مادر متفاوتی نظیر هار[۱]، مورلت[۲]، داوبیچیز[۳]، آتروس[۴]، کلاه مکزیکی[۵] و ... قابل استفاده است. متداول‌ترین موجک مادر قابل استفاده به منظور استخراج خصوصیات سری‌های زمانی، موجک مورلت می‌باشد که نخستین بار توسط گوپیلود[۶]، گراسمن[۷] و مارلت (۱۹۸۴) معرفی شده است. تابع موجک پیوسته‌ی مورلت به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$\psi^{M}(t)=\frac{1}{\pi^{1/4}}\left(e^{i\omega t}-e^{-\omega^{2}/2}\right)e^{-t^{2}/2} \qquad (۲)$$

در رابطه‌ی (۲)، $\psi^{M}(t)$ تابع موجک پیوسته‌ی مورلت، t عامل زمان و ω_0 عامل فرکانس (فرکانس مرکزی موجک) را نشان می‌دهد. با ثابت نگه‌داشتن فرکانس در یک مقدار مشخص و بهینه از پارامتر انتقال مقیاس زمانی برای تفکیک دوره‌های زمانی استفاده می‌شود. در این کاربرد از تحلیل موجک می‌توان با باز و بسته کردن موجک (تغییر پارامتر مقیاس) در طول زمان نتایج حاصل از دوره‌های زمانی مختلف را مقایسه کرد. بر این اساس و با برابر قرار دادن ω_0 در رابطه‌ی (۲)، جزء $e^{-\omega^2/2}$ قابل چشم‌پوشی بوده و فرم خلاصه شده‌ی آن توسط رابطه‌ی (۳) بیان شده است:

$$\psi^{M}(t)=\frac{1}{\pi^{1/4}}e^{i\omega.t}e^{-t^{2}/2} \qquad (۳)$$

بر این اساس موجک مورلت حول $(0, w_0/2\pi)$ در دامنه‌ی زمان- فرکانس متمرکز می‌شود (اگیر–کانراریا و همکاران، ۲۰۰۸).

تبدیل موجک سری زمانی $x(t)$ به صورت ضرب داخلی در یک تابع موجک نظیر $\psi^{M}(t)$ تعریف می‌شود (روآ و نونز[۸]، ۲۰۰۹ و وچا و بورونیک[۹]، ۲۰۱۱):

1. Haar
2. Morlet
3. Daubechies
4. Atrous
5. Mexican hat
6. Goupillaud
7. Grossman
8. Rua and Nunes
9. Vacha and Barunik

$$W_x(u,s)=\int_{-\infty}^{\infty} x(t)\frac{1}{\sqrt{s}}\psi^*\left(\frac{t-u}{s}\right)dt \qquad (۴)$$

که در آن $W_x(u,s)$ تبدیل موجک پیوسته‌ی سری زمانی $x(t)$ با استفاده از مزدوج مختلط[1] تابع موجک، $\psi^*(.)$، می‌باشد. مزیت و کاربرد تبدیل موجک پیوسته در توانایی تجزیه و سپس بازنمایی یک سری زمانی نظیر $x(t)\in L^2(\mathbb{R})$ است به گونه‌ای که:

$$x(t)=\frac{1}{C_\psi}\int_{0}^{\infty}\left[\int_{-\infty}^{\infty} W_x(u,s)\psi^*_{u,s}(t)du\right]\frac{ds}{s^2},\quad s>0 \qquad (۵)$$

شایان ذکر است که ویژگی اصلی تبدیل موجک، حفظ توان در سری‌های زمانی انتخابی است. این ویژگی برای تحلیل طیف توان[2] که واریانس را مطابق رابطه‌ی (۶) مشخص می‌کند به کار گرفته می‌شود:

$$\left\|x^2\right\|=\frac{1}{C_\psi}\int_{0}^{\infty}\left[\int_{-\infty}^{\infty}\left|W_x(u,s)^2\right|du\right]\frac{ds}{s^2} \qquad (۶)$$

باید توجه داشت هنگامی که از یک تبدیل استفاده می‌شود تا از منظر بهتری به خواص سری زمانی نگریسته شود، ضروری است از این نکته که یک سری زمانی کاملاً می‌تواند از شکل بازنمایی یافته بازسازی شود، اطمینان حاصل کرد. از سوی دیگر بازنمایی می‌تواند کاملاً یا نسبتاً بی‌معنی باشد. برای تبدیل موجک، شرط بازسازی – که به آن شرط مقبولیت[3] گفته می‌شود – عبارت است از:

$$C_\psi=\int_{-\infty}^{\infty}\frac{|\psi(\omega)|^2}{|\omega|}\,d\omega<\infty \qquad (۷)$$

که $\psi(\omega)$، تبدیل فوریه‌ی موجک می‌باشد. برای این‌که موجک شرط بالا را داشته باشد بایستی:

$$\psi(\omega)=\int_{-\infty}^{\infty}\psi(t)dt=0 \qquad (۸)$$

1. Complex Conjugation
2. Power Spectrum
3. Admissibility

به این معنی که موجک تابعی نوسانی با مقدار متوسط صفر است. علاوه بر این باید به‌ازای $|\omega| \to \infty$ و $|\omega| \to 0$ دارای مقدار صفر باشد. پس $\psi(t)$ باید پاسخ ضربه‌ی میان‌گذر باشد. از آن‌جایی که یک پاسخ ضربه شبیه یک موج کوچک است، این تبدیل با عنوان تبدیل موجک شناخته می‌شود (تورنس و کامپو[1]، ۱۹۹۸ و دابیچز، ۱۹۹۲).

۳-۲- هم‌بستگی موجک[2] و اختلاف فاز[3]

هم‌بستگی موجک دو سری زمانی $x = \{x_n\}$ و $y = \{y_n\}$ توسط ضرایب هم‌بستگی محلی آن دو در فضای زمان-فرکانس تعریف می‌شود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). هم‌بستگی موجک به صورت مربع مقدار طیف موجک متقاطع تعریف می‌شود که توسط طیف توان موجک هموار شده[4] برای هر یک از سری‌های زمانی، نرمال شده است:

$$R^2(u,s) = \frac{\left|S\left(s^{-1}W_{xy}(u,s)\right)\right|^2}{S\left(s^{-1}\left|W_x(u,s)\right|^2\right)S\left(s^{-1}\left|W_y(u,s)\right|^2\right)} \qquad (۹)$$

که در آن S عمل‌گر هموارساز[5] در هر دو مؤلفه‌ی زمان و فرکانس است و به صورت ترکیبی از دو هموارساز زمان و هموارساز فرکانس به‌دست می‌آید (تورنس و وبستر[6]، ۱۹۹۸). به علت این‌که در صورت عدم هموارسازی، هم‌بستگی موجک در تمام فرکانس‌ها برابر با واحد خواهد بود، از هموارسازی استفاده می‌شود. با هموارسازی توسط عمل‌گر S، هم‌بستگی موجک مربع[7]، بین صفر (عدم هم‌بستگی) و یک (هم‌بستگی کامل) $0 \le R^2(u,s) \le 1$، در فضای زمان فرکانس خواهد بود[8] (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). به این ترتیب، هم‌بستگی موجک امکان تحلیل سه بعدی[9] را فراهم می‌کند که

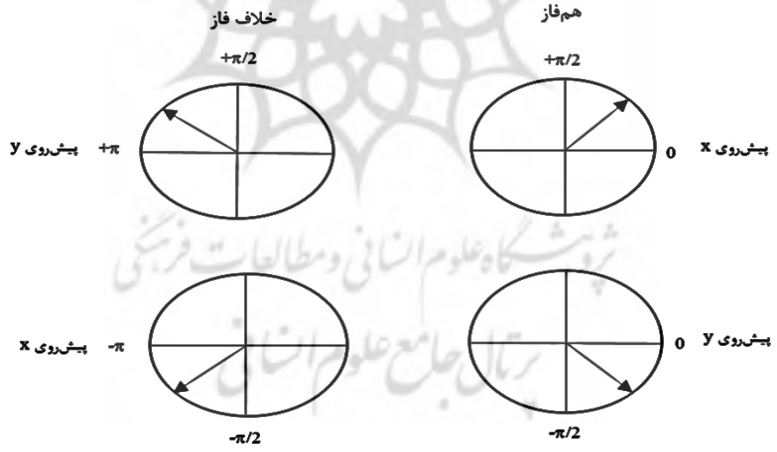
1. Torrence and Compo
2. Wavelet Coherence
3. Phase Difference
4. Smoothed Cross-Wavelet Spectra
5. Smoothing Operator
6. Torrence and Webster
7. Squared Wavelet Coherency
8. لازم به ذکر است با توجه به این‌که تابع توزیع احتمال برای همبستگی موجک مربع تعریف نشده است، برای تعیین فاصله‌ی اطمینان و معناداری آماری از روش مونت کارلو استفاده می‌شود.
9. Three-Dimensional

به‌طور هم‌زمان شدت هم‌بستگی و ترکیب زمان و فرکانس را توضیح می‌دهد (لا[1]، ۲۰۱۳)، بنابراین ابزاری قدرت‌مند و مفید برای تحلیل رابطه‌ی پویا بین سری‌های زمانی به شمار می‌رود و هدف پژوهش حاضر را به خوبی تأمین می‌کند.

از آن‌جایی که هم‌بستگی موجک مربع بین صفر و یک قرار دارد، نمی‌توان هم‌بستگی منفی و مثبت را تشخیص داد. برای برطرف کردن این مشکل، ابزار اختلاف (یا زاویه‌ی) فاز به کار می‌آیند. اختلاف فاز بین دو سری زمانی، $\phi_{x,y}$، رابطه‌ی فازی بین آن‌ها را بیان کرده و اطلاعات مفیدی در رابطه با جریان علّی فراهم می‌کند. این مقدار برای دو سری زمانی x و y عبارت است از:

$$\phi_{x,y} = \tan^{-1}\left(\frac{\Im\{W_n^{xy}\}}{\Re\{W_n^{xy}\}}\right), \quad \text{with}\ \phi_{x,y} \in [-\pi, \pi] \qquad (۱۰)$$

که در آن $\Im$ و $\Re$ به ترتیب بخش موهومی و حقیقی مبدل متقاطع موجک هموار شده، هستند. در پژوهش حاضر، به پیروی از اگیر–کانراریا و همکاران (۲۰۰۸)، مقادیر $\phi_{x,y}$ متفاوت بر حسب فلش‌های زاویه‌دار تفسیر می‌شوند. شکل زیر به همراه توضیحات آن بیان روشنی از اختلاف فاز و نحوه‌ی تحلیل آن ارائه می‌دهد:



شکل ۱. اختلاف فاز و تعیین جهت علیت بین دو سری زمانی در فضای هم‌بستگی موجک

منبع: برگرفته از اگیر–کانراریا و سوارز[2] (۲۰۰۹)

1. Loh
2. Aguiar-Conraria and Soares

اختلاف فاز صفر نشان می‌دهد دو سری زمانی هماهنگ با یکدیگر حرکت می‌کنند (مشابه با کوواریانس مثبت). اگر $\phi_{x,y} \in \left(0, \frac{\pi}{2}\right)$ باشد، دو سری زمانی هم‌فاز بوده و سری زمانی x پیش‌رو[1] است (علیت از x به y). اگر $\phi_{x,y} \in \left(-\frac{\pi}{2}, 0\right)$ باشد دوسری حرکت هم‌فاز با پیش‌روی y دارند (علیت y از به x). اختلاف فاز صفر π (و یا $-\pi$) بیان‌گر رابطه‌ی خلاف فاز است (مشابه با کوواریانس منفی). در صورتی که $\phi_{x,y} \in \left(\frac{\pi}{2}, \pi\right)$ باشد، دو سری زمانی حرکت خلاف فاز با پیش‌روی y دارند (علیت y از به x). در نهایت اگر $\phi_{x,y} \in \left(-\pi, -\frac{\pi}{2}\right)$ باشد، حرکت، خلاف فاز بوده و سری زمانی x پیش‌رو است[2] (علیت از x به y).

۴- تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج پژوهش

در مطالعه‌ی حاضر برای بررسی رابطه‌ی علّیت میان رشد پول[3]، رشد شبه‌پول[4] و رشد نقدینگی[5] با تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده، از داده‌های ۱۳۹۵ – ۱۳۵۴ استفاده شده است[6].

قبل از برآورد رابطه‌ی پویا بین متغیرها با استفاده از تبدیل موجک پیوسته، آزمون علّیت در دامنه‌ی زمان (گرنجر، ۱۹۸۰) و دامنه‌ی فرکانس (برینتونگ و کندلان[7]، ۲۰۰۶) به‌طور مجزا به کار گرفته می‌شود[8]. نتایج آزمون علّیت در دامنه‌ی زمان در جدول (۱) ارائه شده است:

---

1. Leading

۲. در صورتی که فلش حالت عمودی به خود بگیرد و نوک آن بالا (پایین) باشد، متغیرها هم جهت بوده و علیت از x(y) به y(x) با وقفه‌ی $\frac{\pi}{2}$ می‌باشد. به‌طور کلی با حرکت از حالت افقی به حالت عمودی، وقفه‌ی اثرگذاری بیش‌تر شده و از صفر به $\frac{\pi}{2}$ می‌رسد.

۳. شامل اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری بخش غیردولتی نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی می‌باشد.

۴. شامل سپرده‌های غیردیداری بخش غیر دولتی نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی می‌باشد.

۵. شامل پول و شبه پول می‌باشد.

۶. داده‌ها از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده‌اند. برای تغییر تواتر داده‌های فصلی به داده‌های ماهانه از روش Denton استفاده شده است. لازم به ذکر است که تمامی متغیرها در هر دو تواتر در سطح پایا هستند.

7. Breitung and Candelon

۸. با توجه به رابطه‌ی تناوب و فرکانس در علّیت فرکانسی از داده‌های فصلی استفاده شده است.

جدول ۱. نتیجه‌ی آزمون علّت در دامنه‌ی زمان

فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی F	احتمال
تورم اثر علّی بر رشد پول ندارد	۰/۹۱	۰/۵۳
رشد پول اثر علّی بر تورم ندارد	۱/۴۲	۰/۱۸
تورم اثر علّی بر رشد شبه‌پول ندارد	۰/۹۱	۰/۵۳
رشد شبه‌پول اثر علّی بر تورم ندارد	۱/۴۲	۰/۱۸
تورم اثر علّی بر رشد نقدینگی ندارد	۲	۰/۰۲
رشد نقدینگی اثر علّی بر تورم ندارد	۱/۲۶	۰/۲۴

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول فوق، تنها یک جریان علّیت از تورم به رشد نقدینگی برقرار است. یکی از معضلات علّیت گرنجری در دامنه‌ی زمان، عدم بررسی رابطه‌ی بین متغیرها در افق‌های زمانی مختلف است. از این‌رو، رابطه‌ی علّی بین متغیرها در فرکانس‌های مختلف بررسی شد و خلاصه‌ی نتایج مذکور در جدول (۲) ارائه شده است[۱]:

جدول ۲. نتیجه‌ی آزمون علّت در دامنه‌ی فرکانس

نتیجه در افق زمانی / فرضیه‌ی صفر	کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت
تورم اثر علّی بر رشد پول ندارد	تأیید	تأیید	تأیید
رشد پول اثر علّی بر تورم ندارد	تأیید	تأیید	عدم تأیید
تورم اثر علّی بر رشد شبه‌پول ندارد	تأیید	عدم تأیید	تأیید
رشد شبه‌پول اثر علّی بر تورم ندارد	تأیید	تأیید	تأیید
تورم اثر علّی بر رشد نقدینگی ندارد	عدم تأیید	عدم تأیید	تأیید
رشد نقدینگی اثر علّی بر تورم ندارد	تأیید	تأیید	تأیید

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۲)، نتیجه‌ی به‌دست آمده از جریان علّی بین تورم و رشد نقدینگی در دامنه‌ی زمان، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت تأیید می‌شود. برخلاف علّیت در

۱. نتایج تفصیلی در پیوست ارائه شده است.

دامنه‌ی زمان، میان اجزای نقدینگی و تورم در برخی از فرکانس‌ها ارتباط‌هایی وجود دارد. علاوه بر این تناقض، هر دو روش به کار گرفته شده دارای نقص‌هایی هستند؛ اولاً، شدت رابطه‌ی بین متغیرها مشخص نیست؛ ثانیاً، هم‌حرکتی و یا حرکت خلاف جهت بین متغیرها قابل بررسی نیست؛ ثالثاً، تغییرات رابطه‌ی بین متغیرها در طول زمان قابل مشاهده نمی‌باشد.

برای برطرف کردن نارسایی‌های فوق، از مبدل موجک پیوسته و ابزارهای آن (شکل‌های ۱ تا ۳) استفاده می‌شود[۱].

در شکل‌های (۱) تا (۳)، محور افقی زمان، محور عمودی سمت راست، مقیاس زمانی (بر حسب ماه) و محور عمودی سمت چپ، ضریب هم‌بستگی موجک را نشان می‌دهند. با افزایش مقیاس زمانی، تحلیل در دوره‌ی بلندمدت صورت گرفته و در مقابل با کاهش آن، هم‌بستگی دوره‌ی کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. به تبعیت از اگیر– کانراریا و همکاران (۲۰۰۸)، برای تفسیر کوتاه‌مدت، مقیاس ۰ تا ۱ سال، برای تفسیر میان‌مدت، مقیاس ۱ تا ۴ سال و برای تفسیر بلندمدت، مقیاس بیش‌تر از ۸ سال در نظر گرفته می‌شود. رنگ قرمز (آبی) حداکثر (حداقل) ضریب هم‌بستگی، یعنی یک (صفر)، را بیان می‌کند. در تبدیل سری زمانی به دلیل نوسان لحظه‌ای موجک، مقادیر تصادفی جایگزین مقادیر واقعی حاصل شده از تبدیل می‌شوند. این مسئله سبب بروز خطای اریب در تبدیل می‌شود و به اثر لبه[۲] شهرت دارد که با افزایش مقیاس تبدیل سری افزایش می‌یابد. به نواحی‌ای از طیف که در آن اثر لبه به اوج می‌رسد، کانون اثر[۳] گفته می‌شود. نتایج به‌دست آمده از تحلیل زمان- مقیاس مبدل موجک در نواحی لبه غیرقابل اعتماد بوده و باید در تفسیر نتایج آن دقت شود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). برای این منظور فضای قابل تفسیر در شکل‌ها، توسط خط سفید نازک، به شکل یک سهمی مرزبندی شده است. افزون بر این در سهمی مذکور، تنها مناطقی قابل تفسیراند که توسط خطوط مشکی پررنگ احاطه شده باشند. مناطق مذکور، محدوده‌ی قابل اطمینان آماری تخمین در فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ معناداری می‌باشند که با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو حاصل شده‌اند. جهت فلش‌های زاویه‌دار نشان‌دهنده‌ی متغیر

---

۱. به علت محدودیت در تعداد صفحات و رعایت اختصار، تحلیل‌های مربوط به طیف توان موجک و توان متقاطع ارائه نشده است. در صورت درخواست خوانندگان محترم، نتایج مذکور ارسال خواهد شد.

2. Edge Effect

3. Cone of Influence

پیش‌رو بوده و مانند شکل (۱)[۱] تفسیر می‌شود[۲]. به این ترتیب، نتایج پژوهش در قالب شکل‌های شبه سه‌بعدی، تحلیل در دامنه‌ی زمان و دامنه‌ی فرکانس و هم‌چنین شدت هم‌بستگی را میسر کرده و تصویر جامعی از تغییرات ساختاری سری‌های زمانی در اختیار قرار می‌دهد.

در پژوهش حاضر، برای تبدیل سری‌های زمانی و میسر شدن تحلیل در دامنه‌ی زمان-فرکانس، از موجک پیوسته‌ی مورلت، در فرکانس ثابت ۶ استفاده شده است[۳].

۴-۱- رابطه‌ی بین رشد پول و تورم

در مقیاس زمانی ۱ تا ۲ ماه، هم‌بستگی شدیدی در شکل (۱) قابل مشاهده است. اگرچه ضریب هم‌بستگی موجک در کوتاه‌مدت مقدار تقریبی ۱ را داراست، اما جهت علیت و حرکت دو سری زمانی در این بازه متغیر می‌باشد. از اوایل سال ۱۳۵۵ تا اواخر سال ۱۳۵۶، دو متغیر حرکت خلاف فاز با پیش‌روی حجم پول را داشته‌اند. این جریان در سال ۱۳۷۸ نیز دوباره تکرار شده است. طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۳، دو متغیر هم‌فاز حرکت کرده و علّیت از حجم پول به تورم بوده است. در سایر موارد معنی‌دار که با خطوط پررنگ مشکی احاطه شده‌اند (۱۳۷۹ – ۱۳۷۸، ۱۳۸۷ – ۱۳۸۴ و ۱۳۹۲ – ۱۳۹۱)، حرکت هم‌فاز با پیش‌روی تورم گزارش می‌شود. در مقیاس ۲ تا ۱۲ ماه، تنها در ۱۳۵۹ – ۱۳۵۷، حرکت خلاف فاز مشاهده می‌شود. در سایر مناطق معنی‌دار، متغیرها هم‌جهت حرکت کرده‌اند.

در میان‌مدت (۱۲ تا ۴۸ ماه) حرکت فازی بین متغیرها به ثبات نسبی دست یافته است، به گونه‌ای که تنها طی ۱۳۸۸ – ۱۳۸۶ حرکت خلاف فاز مشاهده می‌شود. در سایر موارد معنی‌دار، متغیرها حرکت هم‌فاز با پیش‌روی رشد پول داشته‌اند. با این توضیح که ۱۳۷۶ – ۱۳۷۲ نسبت ۱۳۹۴ – ۱۳۹۱، رابطه‌ی قدری ناپایداری داشته و

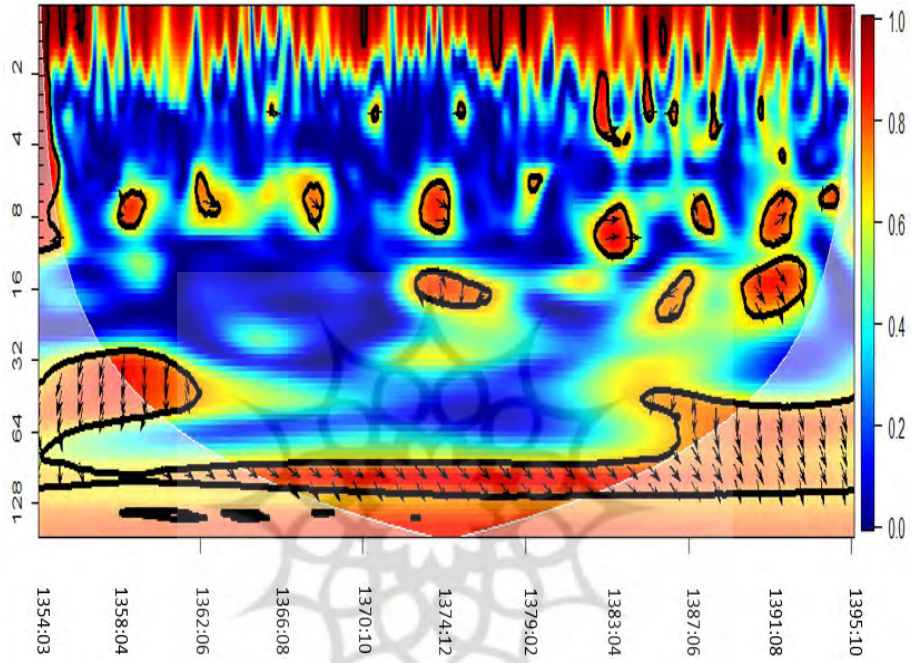
---

۱. رشد پول، رشد شبه پول و رشد نقدینگی سری زمانی y و تورم سری زمانی x در نظر گرفته شده است.

۲. لازم به ذکر است در پژوهش حاضر خروجی به نحوی طراحی شده که تمامی فلش‌های زاویه‌دار در محیط سهمی شکل معنی‌دار و قابل تفسیر می‌باشند.

۳. اهمیت این انتخاب از آن‌جای ناشی می‌شود که در رابطه‌ی (۳) با قرار دادن فرکانس ۶ داریم: $f = \frac{\omega_0}{2\pi s} = \frac{6}{2\pi s} \approx \frac{1}{s}$. بنابراین، با تقریب انجام گرفته تفسیر رابطه‌ی زمان و فرکانس تسهیل شده و موجک مارلت به یک موجک تحلیلی مبدل می‌شود.

رشد پول با وقفه‌ی بیش‌تری بر تورم اثرگذار بوده است. طی سال‌های ۱۳۶۲ – ۱۳۵۸، رابطه‌ی بین متغیرها ثبات زیادی داشته و با وقفه‌ی تقریبی ۲/۵ سال، افزایش رشد حجم پول در تورم انعکاس یافته است.



شکل ۱. فضای هم‌بستگی موجک و اختلاف فاز بین رشد پول و تورم

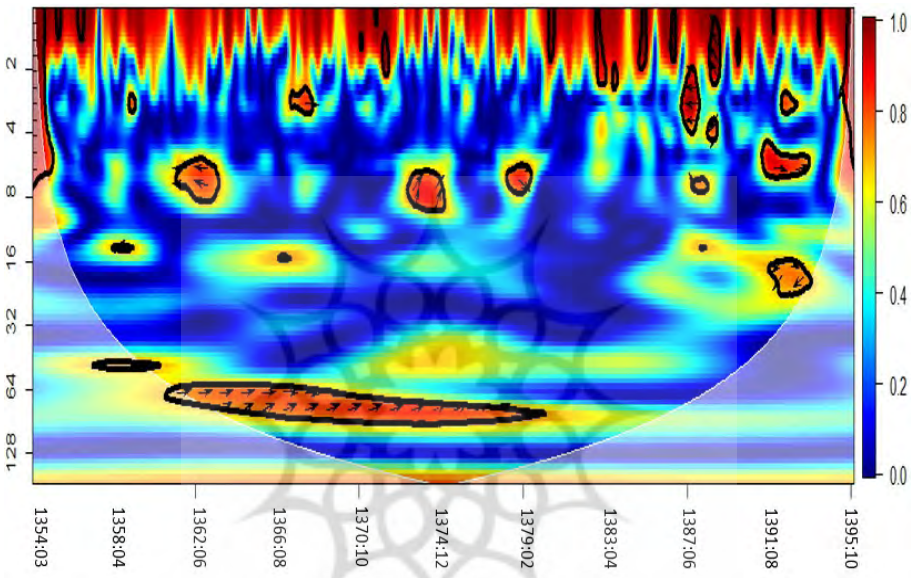
منبع: یافته‌های تحقیق

با افزایش مقیاس زمانی و تحلیل در دامنه‌ی در بلندمدت (بیش‌تر از ۴۸ ماه)، رابطه‌ی باثبات و شدیدی بین رشد حجم پول و تورم مشاهده می‌شود، به گونه‌ای که اولاً، جریان علّیت هم‌فاز از رشد حجم پول به تورم است؛ ثانیاً، ضریب هم‌بستگی موجکی تقریباً ۰/۸۵ می‌باشد.

با توجه به ناپایداری‌های مشاهده شده در رابطه‌ی رشد حجم پول و تورم، می‌توان گفت کاهش رشد حجم پول در کوتاه‌مدت و میان‌مدت لزوماً منجر به کاهش تورم نمی‌شود. به عبارت دقیق‌تر، باید یک بازه‌ی حداقل ۲/۵ ساله برای اثربخشی کاهش تورم از مجرای کاهش رشد حجم پول مدنظر داشت.

۴-۲- رابطه‌ی بین رشد شبه‌پول و تورم

مطابق با شکل (۲)، در کوتاه‌مدت هم‌بستگی شدیدی بین رشد شبه‌پول و تورم مشاهده می‌شود. با این توضیح که تا مقیاس ۲ ماه جریان علّیت خلاف فاز از رشد شبه‌پول به تورم است. با توجه به جهت فلش‌ها پس از ۲ ماه، رابطه‌ی بین متغیرها ناپایدار می‌شود.



شکل ۲. فضای هم‌بستگی موجک و اختلاف فاز بین رشد شبه‌پول و تورم

منبع: یافته‌های تحقیق

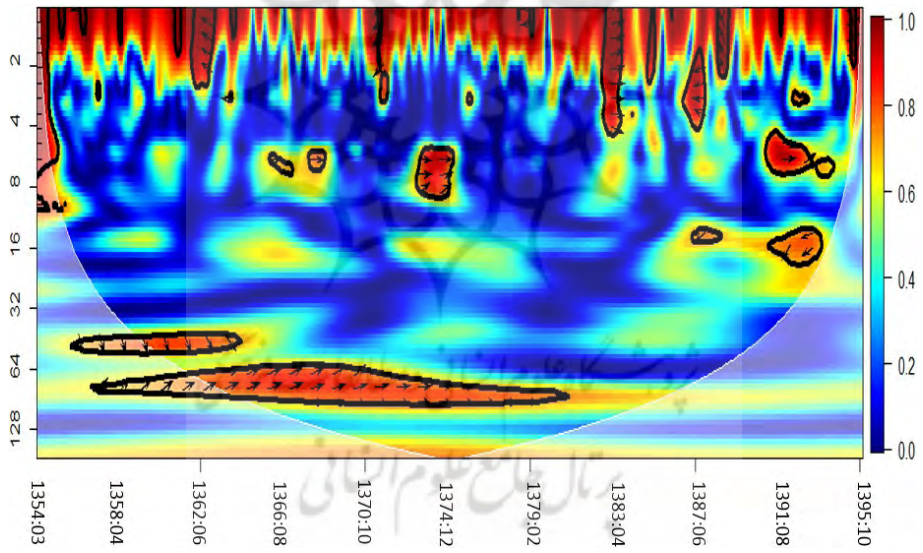
در میان‌مدت (۱۲ تا ۴۸ ماه)، ارتباط بین متغیرها محدود بوده است، به‌گونه‌ای که تنها طی ۱۳۹۳ – ۱۳۹۱، رابطه‌ی خلاف‌فاز با پیش‌روی تورم و ضریب هم‌بستگی ۰/۷ مشاهده می‌شود.

با توجه به جهت فلش‌ها و رنگ منطقه‌ی معنی‌دار، بین رشد شبه‌پول و تورم رابطه‌ی شدید و باثباتی برقرار است. به عبارت دیگر، در مقیاس بیش‌تر از ۴ سال، ضریب هم‌بستگی حدوداً ۰/۷۵ و علّیت هم‌فاز از تورم به رشد شبه‌پول می‌باشد.

بنابر نتایج فوق، افزایش در رشد شبه‌پول حداکثر در مقیاس ۲ ماهه منجر به کاهش تورم خواهد شد. با توجه به مقیاس میان‌مدت، افزایش رشد شبه‌پول و کاهش تورم مشاهده شده طی سال‌های ۱۳۹۵ – ۱۳۹۳، ناشی از اثر تورم بر شبه‌پول است، به‌عبارت دیگر، کاهش تورم منجر به افزایش شبه‌پول شده است. از آن‌جایی که در بلندمدت جریان علّیت هم‌فاز از تورم به شبه‌پول می‌باشد، نمی‌توان با افزایش این بخش از نقدینگی، امید به مهار تورم داشت. با توجه به جهت فلش‌ها در مقیاس بلندمدت، انتظار می‌رود از سال ۱۳۹۶ بعد رشد شبه‌پول کاهش یابد.

۴-۳- *رابطه‌ی بین رشد نقدینگی و تورم*

در مقیاس ۱ تا ۲ ماه رابطه‌ی یک به یکی بین رشد نقدینگی و تورم مشاهده می‌شود، به‌طوری‌که در ۱۳۵۹، ۱۳۶۳ – ۱۳۶۲، ۱۳۷۸ و ۱۳۸۷ - ۱۳۸۶، علّیت خلاف فاز و در سایر مناطق هم‌فاز می‌باشد.



شکل ۳. فضای هم‌بستگی موجک و اختلاف فاز بین رشد نقدینگی و تورم

منبع: یافته‌های تحقیق

در میان‌مدت نیز ناپایداری رابطه بین دو متغیر مشهود است. طی سال‌های ۱۳۶۲–۱۳۵۸، دو متغیر حرکت هم‌فاز با پیش‌روی نقدینگی داشته‌اند. در سال ۱۳۸۷ و ۱۳۹۳-۱۳۹۱، متغیرها رابطه‌ی خلاف فازی با پیش‌روی تورم را تجربه کرده‌اند.

همانند رشد شبه‌پول، در بلندمدت بین رشد نقدینگی و تورم یک رابطه‌ی باثبات برقرار است. ضریب هم‌بستگی به‌طور متوسط مقدار حدودی ۰/۸ را داشته و علّیت از تورم به رشد نقدینگی می‌باشد، بنابراین، از منظر بلندمدت به فرض ثبات تورم در نرخ‌های کنونی، احتمال کند شدن رشد نقدینگی و یا کاهش آن در سال‌های آتی وجود دارد.

با این تفاسیر، پدیده‌ی حرکت‌های متفاوت در تورم و نقدینگی امری غریب نبوده و بنابر نتایج تخمین پیش‌تر نیز در کوتاه‌مدت رخ داده است. در میان‌مدت افزون بر این‌که بین نقدینگی وابستگی قابل توجهی در گستره‌ی زمان مشاهده نشده است، حرکت خلاف فاز و موافق فاز به‌طور هم‌زمان با پیش‌روی هر دو متغیر مشاهده می‌شود. با توجه به نتایج بلندمدت، به‌عنوان یک نتیجه‌ی مهم می‌توان گفت در بلندمدت نقدینگی در اقتصاد ایران پیرو تورم می‌باشد. به عبارت دیگر، اثرات سوء افزایش نقدینگی بر تورم در کوتاه‌مدت و میان‌مدت نمود پیدا می‌کند. نظر به نتایج به‌دست آمده و تغییر رابطه‌ی بین نقدینگی و تورم، سیاست‌هایی از جنس هدف‌گذاری کل‌های پولی نتیجه‌ی قابل انتظاری بر تورم نداشته و در بلندمدت استراتژی مناسبی برای اقتصاد ایران به شمار نمی‌آیند. به‌عنوان نتیجه‌ای دیگر، باید گفت نقدینگی افزایش یافته طی سال‌های اخیر اولاً، تا حدی ناشی از تورم بالا در سال‌های قبل از سال ۱۳۹۲ بوده است[1]؛ ثانیاً، در سال‌های اخیر تورم از این مجرا تهدید نمی‌شود. افزون بر این، انتظار می‌رود از سال ۱۳۹۶ به بعد رشد نقدینگی روند کاهشی در پیش گیرد.

نتیجه‌ی اخیر این ایده که پول در اقتصاد ایران درون‌زاست می‌شود، را تقویت می‌کند. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۴)، طی گزارشی درون‌زایی پول را این‌گونه تحیل می‌کند: در ایران وجود هزینه‌ها قبل از درآمد، وجود هزینه‌های دولت و ناکارآیی در اقتصاد و هم‌چنین انحصارگری، نقش مهمی در درون‌زایی پول ایفا کرده‌اند. بحث درون‌زایی پول بیش‌تر از دهه‌ی ۱۳۵۰ به بعد نمود پیدا کرده است. در نیمه‌ی اول دهه‌ی ۵۰ تقریباً دو عامل سبب رشد نقدینگی و به‌دنبال آن رشد تورم بوده

---

۱. با توجه به جهت فلش‌ها، نقدینگی پس از گذشت حدود ۲ سال از رفتار تورم پیروی می‌کند.

است؛ یکی ناشی از تورم جهانی و دیگری ناشی از طرح‌های عمرانی دولت می‌باشد. تورم جهانی سبب شده تا قیمت کالاهای واسطه‌ای و نهاده‌های تولید که به‌طور عمده وارداتی بوده‌اند افزایش یابد که این خود سبب افزایش قیمت کالاهای داخلی شده و نیاز به منابع مالی را افزایش داده که به‌دنبال آن حجم پول و اعتبار در اقتصاد نیز بالا رفته است. مسئله‌ی دیگر پروژه‌های عمرانی بدون برنامه‌ریزی دولت بوده که ریخت و پاش زیادی به همراه داشته است و چون کسب درآمد این پروژها در بلندمدت رخ می‌داده لذا نیاز به اعتبارات افزایش پیدا می‌کرده، که خود افزایش حجم پول را به همراه داشته است. در دوره‌ی ۵۷ تا اواسط دهه‌ی ۶۰ رشد متغیرهای پولی و بانکی کاهش یافته است. در این دوران با ملی شدن بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی و سپس وقوع جنگ، فعالیت‌های حقیقی اقتصاد کم شده و این موضوع به کاهش رشد اعتبارات و متغیرهای پولی کمک کرد، اما به دلیل افزایش کسری بودجه‌ی دولت، رشد اعتبارات بانکی به دولت و رشد پایه‌ی پولی چندان کاهش پیدا نکرده است. بعد از جنگ با شروع برنامه‌ی اول توسعه و آزادسازی، بر رشد متغیرهای پولی و اعتباری افزوده شده است. از سوی دیگر، افزایش تدریجی نرخ ارز را گران‌تر کرده و نیاز به منابع مالی را افزایش داده است. علاوه بر موارد فوق، قدرت انحصاری تجار و تولیدکنندگان بزرگ و افزایش دلخواهانه‌ی قیمت از سوی آن‌ها، نیاز به منابع مالی را افزایش داده و در نتیجه نقدینگی و حجم پول افزایش می‌یابد. هم‌چنین دولت در هنگام کسری بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی سبب افزایش حجم پول در جامعه می‌شود.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی

تورم یکی از مشکلات دیرپای اقتصاد ایران در طی دهه‌های اخیر است. از آن‌جایی که این مشکل اثرات سوء فراوانی بر سیستم اقتصادی و نظام سیاست‌گذاری برجای می‌گذارد، بررسی ماهیت و علل آن مورد توجه محققان می‌باشد. با مسلم انگاشتن نظریه‌ی مقداری پول، باور عمومی این است که حجم نقدینگی ثبات قیمت‌ها را به خطر انداخته و کنترل آن راهکار اساسی در کنترل تورم است. در عین حال با درون‌زا انگاشتن پول و خلق پول در محیط تورمی از سوی دولت، امکان وارونه شدن جهت علیت، امری قابل تصور است. حرکت‌های متضاد نقدینگی و تورم در نیمه‌ی اول دهه‌ی ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰، این ایده را در ذهن تقویت می‌کند. بر این اساس، پژوهش حاضر برای

رفع ابهام موجود با به کارگیری ابزار قدرت‌مند مبدل موجک پیوسته، پویایی‌های رابطه‌ی علّی بین نقدینگی و اجزایش را با تورم طی ۱۳۹۵:۱۲ – ۱۳۵۴:۰۳ آشکار کرده است. نتایج تحقیق به‌صورت زیر خلاصه می‌شود:

الف) در کوتاه‌مدت رابطه‌ی یک به یک میان رشد پول و تورم وجود دارد با این توضیح متغیر پیش‌رو و جهت حرکت بین آن‌ها با تغییر مواجه بوده است. در عین حال به‌طور عمده علیت از پول به تورم گزارش می‌شود. در میان‌مدت هم‌بستگی متقابل بین متغیرها نسبتاً کاهش یافته و تنوع کم‌تری در جریان علّیت مشاهده شده است. در بلند-مدت، رابطه‌ی باثبات هم‌فازی با پیش‌روی رشد حجم پول وجود دارد، به‌طوری که ضریب هم‌بستگی موجک در حدود ۰/۸ می‌باشد.

ب) رشد شبه پول و تورم در کوتاه‌مدت رابطه‌ی یک به یکی با پیش‌روی و حرکت فازی متفاوت (عمدتاً خلاف فاز) به خود دیده‌اند. نتایج نشان می‌دهند، در مقیاس ۲ ماهه، افزایش در رشد شبه‌پول توانایی قابل ملاحظه‌ای در کاهش تورم دارد، اما پس از آن با توجه به ناپایداری در رابطه‌ی بین دو متغیر، نمی‌توان اظهارنظر قطعی کرد. با کاسته شدن از میزان هم‌بستگی، این وضعیت در میان‌مدت تکرار نشده است. اگرچه رابطه‌ی بین متغیرها در میان‌مدت خلاف فاز است، اما متغیر پیش‌رو تورم می‌باشد. در بلندمدت یک رابطه‌ی باثبات و نسبتاً قوی با پیش‌روی تورم برقرار است (علیت از تورم به شبه پول).

ج) در نتیجه‌ی برآیند حرکت‌های متفاوت در پول و شبه‌پول، رابطه‌ی بین نقدینگی و تورم ناپایداری‌های بسیاری را تجربه کرده است. در میان‌مدت، هر دو متغیر پیش‌روی را تجربه کرده‌اند. فضای هم‌بستگی موجک نشان می‌دهد بین تورم و رشد نقدینگی در بلندمدت رابطه‌ی هم‌فاز باثباتی با ضریب تقریبی ۰/۸ وجود دارد. نکته‌ی قابل توجه علیت از تورم به پول است که ایده‌ی برون‌زا بودن پول در اقتصاد ایران را تقویت می‌کند.

براساس نتایج تحقیق، دلالت‌های زیر مطرح می‌شود:

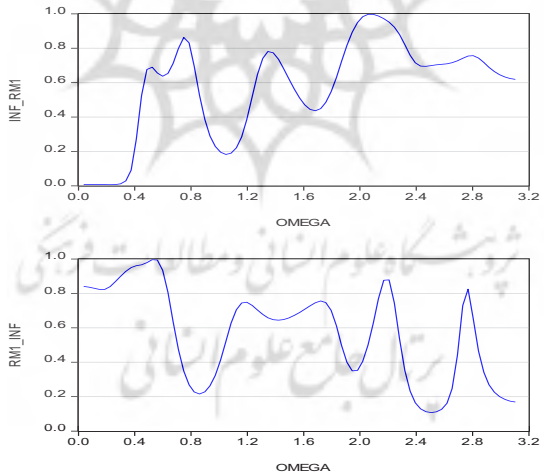
۱) در مطالعات تجربی نباید رگرسیون کل‌های پولی و تورم به‌صورتی مطرح شود که گویی تغییرات پولی، متغیری برون‌زاست.

۲) از آن‌جایی که نقدینگی در بلندمدت سیگنالی پیش‌رو نیست، نمی‌توان از آن به‌عنوان ابزاری برای پیش‌بینی تورم استفاده کرد.

۳) با توجه به پیروی نقدینگی از تورم، پیگیری سیاست‌هایی از جنس هدف‌گـذاری کل‌های پولی درست نمی‌باشد و در بلندمدت نتیجه‌ای بر تورم نخواهند داشت. (بـدیهی است که تنظیم نقدینگی مطلوب بوده و ویژگـی یـک اقتصـاد باثبـات همگـامی پویـایی نقدینگی آن با پویایی بخش حقیقی اقتصاد است، اما خود نقدینگی را نمی‌توان یک ابزار و سیاست اقتصادی و اهرمی برای بهبود متغیری نظیر تورم پنداشت). در نتیجه، توصـیه می‌شود مدیریت و سیاست پولی، برای نیل به هدف ثبات قیمت‌ها به سمت کنترل نـرخ سود بانکی حرکت کند.

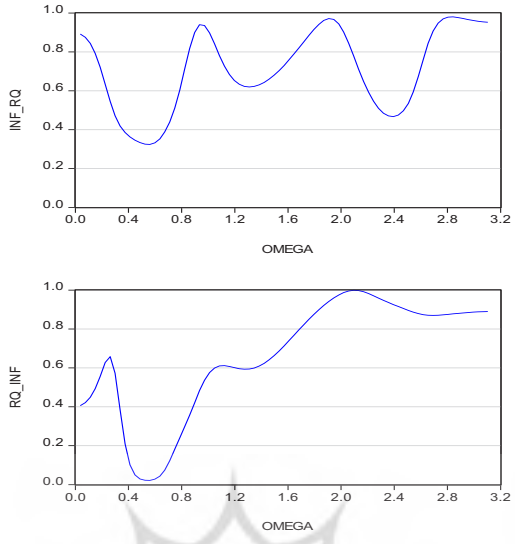
پیوست: نتایج آزمون علیّت در دامنه‌ی فرکانس

محور عمودی، سطح احتمال رد فرضیه‌ی صفر مبنی وجود نداشتن رابطه‌ی علّـی از متغیر دوم به متغیر اول را نشان می‌دهد. محور افقی نشان‌دهنده‌ی فرکانس است کـه بـا رابطه‌ی $T = \frac{2\pi}{\omega}$ به تناوب قابل تبدیل است. لازم به ذکر است که فرکانس بـالا (پـایین) با کوتاه‌مدت (بلندمدت) در ارتباط می‌باشد. جزئیات مربوط به برآورد الگوهـای VAR در صورت درخواست خوانندگان محترم ارسال خواهد شد.



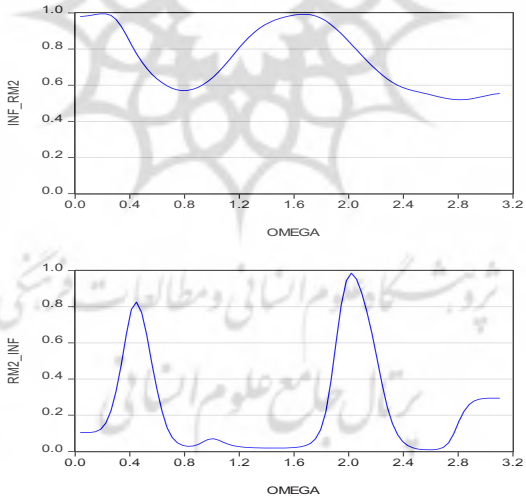
نمودار الف. علّیت بین تورم و رشد پول

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ب. علّیت بین تورم و رشد شبه‌پول

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ج. علّیت بین تورم و رشد نقدینگی

منبع: یافته‌های تحقیق

منابع

۱. سحابی، بهرام، سلیمانی، سیروس، خضری، سمیه و خضری، محسن (۱۳۹۲). اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل های تغییر رژیم. راهبرد اقتصادی. ۲(۴)، ۱۴۶-۱۲۱.

۲. طیب‌نیا، علی و تقی‌ملایی، سعید (۱۳۸۹). پول و تورم در ایران رویکرد خودرگرسیونی برداری (VAR). *دو فصلنامه‌ی برنامه و بودجه*. ۱۵(۱)، ۲۹-۳.

۳. کاکویی، نصیبه و نقدی، یزدان (۱۳۹۳). رابطه‌ی پول و تورم در ایران: شواهدی براساس مدل P^*. *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه‌ی پایدار)*. ۱۴(۲)، ۱۵۶-۱۳۵.

۴. مرکز پژوهش‌های شورای اسلامی (۱۳۹۴). *درآمدی بر مبادی نظری درون‌زایی پول و دلالت‌های سیاستی آن برای اقتصاد ایران*. تهران: عادل پیغامی.

5. Aguiar-Conraria L., & Soares M.J. (2011). The Continuous Wavelet Transform: A Primer. *NIPE Working Paper Series*.
6. Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M.J. (2008). Using wavelets to decompose the time-frequency effects of monetary policy. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387: 2863–2878.
7. Atrkar Roshan, S. (2014). Inflation and Money supply growth in Iran: Empirical Evidences from Cointegration and Causality. *Iranian Economic Review*. 18(1): 131-152.
8. Bekiros. S., T. Muzaffar, A., S. Uddin, G. & Vidal-García, J. (2017). Money supply and infllation dynamics in the Asia-Pacific economies: a time-frequency approach. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 21(3): 1-12.
9. Daubechies, I. (1992). Ten lectures on wavelets. *CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics*, 61, Philadelphia: SIAM.
10. Friedman, M. (1956). The quantity theory of money: A restatement. In M. Friedman (Ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money* (pp. 3–21). Chicago: University of Chicago Press.
11. Fisher, I. (1920). *The Purchasin Power of Money*. New York: Macmillan.
12. Goupillaud, P., Grossman, A., & Morlet, J. (1984). Cycle-octave and related transforms in seismic signal analysis. *Geoexploration*, 23: 85–102.
13. Jaeger, A. (2003). The ECB's Money Pillar: An Assessment. *International Monetary Fund*, Working Paper No. 82.
14. Jiang, C., & T. Chang, X. L. Li. (2015). Money Growth and Infllation in China: New Evidence from a Wavelet Analysis. *International Review of Economics and Finance*, 35: 249–261.

15. Johnson, H. (1978). *Selected essays In Monetary Economics* (First ed.). London: George Allen Unwin.
16. Loh, L. (2013). Co-movement of Asia–Pacific with European and US stock market returns: a cross-time-frequency analysis. *Research in International Business and Finance,* 29: 1–13.
17. Lucas, R. (1980). Two illustrations of the quantity theory of money. *American Economic Review*, 70: 1005–1014.
18. McCallum, B. T., & Nelson, E. (2010). Money and Inflation: Some Critical Issues, *Handbook of Monetary Economics*, 3: 97-153.
19. Roueff, F., & Sachs, R. (2011). Locally stationary long memory estimation. *Stochastic Processes and their Applications*, 121(4): 813–844.
20. Rua, A., & Nunes, L.C. (2009). International comovement of stock market returns: A wavelet analysis. *Journal of Empirical Finance*, 16: 632-639.
21. Rua, A. (2012). Money growth and inflation in the Euro area: A time-frequency view. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(6): 875–885.
22. Shahbaz M., Tiwari A.K., & Tahir M.I. (2012). Does CPI Granger-Cause WPI? New Extensions from Frequency Domain Approach in Pakistan. *Journal of Economic Modelling*. 29: 1592–1597.
23. Tiwari, A.K., Mutascu, M., & Andries, A.M. (2013). Decomposing time-frequency relationship between producer price and consumer price indices in Romania through wavelet analysis. *Economic Modelling*, 31: 151–159.
24. Tiwari A.K., Surecsh K.G., Arouri M., & Teulon F.(2014). Causality Between Consumer Price and Producer Price: Evidence from Mexico. *Journal of Economic Modelling*. 36: 432–440.
25. Torrence, C., & Compo, G. (1998). *A practical guide to wavelet analysis. Bulletin of the American Meteorological Society*, 79: 61–78.
26. Torrence, C., & Webster P. J. (1998). The annual cycle of persistence in the El Niño–Southern Oscillation. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 124: 1985–2004.
27. Vacha, L., & Barunik, J. (2012). Co-movement of energy commodities revisited: Evidence from wavelet coherence analysis. *Energy Economics*, 34: 241–247.
28. Wen, Y. (2005). Understanding the inventory cycle. *Journal of Monetary Economics*. 52(8): 1533-1555.