

# رابطه بین تقاضای پول و توزیع درآمد در اقتصاد ایران با استفاده از تحلیل موجک

علیرضا عرفانی<sup>۱</sup>

دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سمنان

حسن لاجوردی<sup>۲</sup>

دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سمنان

## چکیده:

بررسی تأثیر توزیع درآمد بر تقاضای پول در نظریات برخی از اقتصاددانان در کنار سایر عوامل همچون درآمد و نرخ بهره مورد توجه بوده است. این موضوع با توجه به رویکرد غالب اقتصاد ایران به بحث توزیع متعادل تر درآمدها می‌تواند دارای اهمیت باشد. اگر چه مطالعاتی به منظور تعیین نوع و میزان ارتباط این دو متغیر با استفاده از روش‌های مختلف طی سال‌های گذشته صورت گرفته است، اما در این مطالعه با بهره‌گیری از روش تحلیل موجک ارتباط این دو متغیر طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۲ مورد بررسی قرار گرفته است. بدین ترتیب تفاوت در ابزار تجزیه و تحلیل، این تحقیق را از سایر مطالعات متمایز می‌سازد. نتایج نشان داد که دو متغیر تقاضای پول و توزیع درآمد در سطح اصلی با یکدیگر ارتباط ندارند، اما در سطح تجزیه شده دوم و سوم به یکدیگر وابسته هستند.

## کلید واژه‌ها:

تقاضای پول، توزیع درآمد، تحلیل موجک، طبقه بندی JEL: E41, D31, D63, C32

## مقدمه

دیدگاه‌های مختلفی نسبت به پول و نقش آن در اقتصاد وجود دارد که در یک کرانه آن، طرفداران بی‌اثر بودن پول و در کرانه دیگر، طرفداران موثر بودن پول قرار دارند. طرفداران مکتب کلاسیک معتقد به موثر بودن پول در اقتصاد هستند، ولی پیروان مکتب کینزی بر آنند که پول کم تاثیر است و سیاست پولی را بیشتر به‌عنوان مکمل سیاست مالی می‌دانند. البته پیروان مکتب پولی در عین حال که نقش زیادی برای پول قائل هستند و به ویژه معتقدند که در کوتاه مدت، تغییرات پولی می‌تواند سبب تغییر در سطح تولید و فعالیت‌های اقتصادی شود، اما پول را در بلند مدت خنثی می‌دانند و می‌گویند که در بلندمدت تغییرات حجم پول فقط منجر به تغییر سطح قیمت‌ها و دستمزدها می‌شود و هیچ اثری بر تولید حقیقی ندارد. در میان این دو کرانه، طیف وسیعی از نظریه‌های پولی وجود دارد که درجات متفاوتی برای نقش پول قائل هستند. به‌طور کلی، در این طیف، با توجه به دخالت وسیع دولت در جریان اقتصاد، این تفکر عمومی وجود دارد که پول و سیاست‌های پولی نمی‌توانند تنها عامل به حرکت در آوردن اقتصاد باشد (قره باغبان، سوری، ۱۳۷۶).

در سال‌های اخیر سقوط قابل توجه جایگاه پول در اقتصاد کلان نظری و رفتار عملی سیاست پولی به‌وقوع پیوست. اگر تئوری فریدمن<sup>۱</sup> (۱۹۶۳) که «تورم همیشه و همه جا یک پدیده پولی است» یک بازتاب دقیق از تفکر اقتصاد کلان دهه ۱۹۷۰ بود، تفکر غالب امروز در تئوری یک دهه قبل مایر<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) بهتر خلاصه شده است که «پول هیچ نقش صریح و روشنی در مدل اجماع شده کلان امروز بر عهده ندارد و عملاً هیچ نقشی در رفتار سیاست پولی ندارد».

از دیدگاه کوتاه مدت، پول‌گرایان پیشین از جمله فریدمن و شوارتز<sup>۳</sup> (۱۹۶۳)، اندرسون<sup>۴</sup> و جردن<sup>۵</sup> (۱۹۶۸) و همکاران بر خنثی نبودن حجم پول بر فعالیت‌های کلان اقتصادی تاکید کرده‌اند، پول‌گرایان جدید از جمله لوکاس<sup>۶</sup> (۱۹۷۳)، سارجنت<sup>۷</sup> و والاس<sup>۸</sup> (۱۹۷۵)، میشکین<sup>۹</sup> (۱۹۸۳) و همکاران با طرح انتظارات عقلایی نشان داده‌اند که خنثی نبودن پول تنها به بخش

1 - Friedman

2 - Meyer

3 - Shwartz

4 - Anderson

5 - Jordan

6 - Lucas

7 - Sargent

8 - wallace

9 - Mishkin

غیرقابل پیش‌بینی سیاست پولی محدود می‌شود.

صرف نظر از تفاوت دیدگاه اقتصاد دانان در مورد نقش پول در اقتصاد و همچنین شواهد تجربی ارائه شده در این زمینه، یکی از مهم‌ترین وظایف اقتصادی دولت به کارگیری سیاست‌های پولی برای کنترل وضعیت نابرابری درآمد است، زیرا وظیفه توزیع حکم می‌کند که دولت به منظور کاهش نابرابری، چگونگی تغییرات درآمدهای افراد جامعه را با استفاده از ابزارهای موجود تجزیه و تحلیل کند. بنابراین در این تحقیق آثار توزیع درآمد را بر تقاضای پول، به عنوان یکی از توابع مهم و کلیدی در اقتصاد کلان مورد بررسی قرار می‌گیرد.

توزیع درآمد یکی از متغیرهایی است که در چند سال اخیر علاوه بر متغیرهای معمول به کار رفته در تخمین تابع تقاضای پول، مورد توجه قرار گرفته است. بامول<sup>۱</sup> (۱۹۵۲) و توبین<sup>۲</sup> (۱۹۵۶) با فرض ثابت ماندن چگونگی توزیع درآمد در کوتاه مدت، به بر آورد تابع تقاضا برای پول پرداخته‌اند، بدین ترتیب آنها تاثیرپذیری تقاضا برای پول را از نحوه توزیع درآمد، در تحلیل‌های کوتاه مدت خود نادیده گرفته‌اند. از سوی دیگر در ادبیات اقتصادی شواهدی در دست است که توزیع درآمد می‌تواند بر تقاضای پول موثر باشد. لیدلر<sup>۳</sup> (۱۹۷۵) معتقد است «برای هر سطح مشخصی از درآمد کل هر چه میزان بیشتری از درآمد در دست عده محدودتری متمرکز باشد، تقاضای معاملاتی برای پول کمتر خواهد بود. زیرا صرفه‌جویی ناشی از مقیاس در نگهداری پول برای هر کدام از معامله‌گران افزایش می‌یابد، به طوری که یک معامله‌گر که حجم مشخصی از معاملات را انجام می‌دهد، پول نقد کمتری از دو معامله‌گر که هر کدام نصف همان حجم از معاملات را انجام می‌دهند، نگهداری خواهد کرد. بنابراین اگر نحوه توزیع درآمد تغییر کند، تقاضا برای پول نیز تغییر خواهد کرد. بر اساس تحلیل لیدلر، وی معتقد است که هر چقدر توزیع درآمد ناعادلانه‌تر باشد، تقاضا برای پول کمتر می‌شود. بر اساس دیدگاه موجود، برخی از اقتصاددانان، مانند بارو<sup>۴</sup> (۱۹۷۶)، چانت<sup>۵</sup> (۱۹۷۶) و همچنین اسمیت<sup>۶</sup> (۱۹۹۳) به بر آورد تابع تقاضا برای پول با لحاظ کردن متغیر توزیع درآمد پرداخته‌اند (قره باغیان، سوری، ۱۳۷۶).

این تحقیق با استفاده از روش جدید موجک<sup>۷</sup>، به بررسی ارتباط بین توزیع درآمد و تقاضای پول در ایران بر اساس داده‌های سال‌های ۹۲-۱۳۵۲ می‌پردازد. تبدیل موجک، روشی است نوین

1 - Bamoule

2 - Tobine

3 - Lidler

4 - Baro

5 - Chant

6 - Mohammadi & Smit

7 - Wavelet

که بر پایه‌ی تلاش‌های ریاضیدان مشهور جوزف فوریه<sup>۱</sup> در حوزه تحلیل فرکانس استوار شده است.

از نخستین کاربرد اصطلاح «موجک» به وسیله آلفرد هار<sup>۲</sup> در آغاز قرن گذشته میلادی تا به امروز پژوهشگران فراوانی در راستای ارتقا و توسعه این ابزار ریاضیاتی گام برداشته‌اند. فرایند بسط و گسترش تحلیل موجک مرهون مطالعات گراسمن و مالت<sup>۳</sup> (۱۹۸۴)، مایر<sup>۴</sup> (۱۹۹۳)، مالت<sup>۵</sup> (۱۹۸۹)، دابیشز<sup>۶</sup> (۱۹۹۰) و بسیاری محققان دیگر است. تحلیل موجک به ویژه در دهه‌های اخیر در میان پژوهشگران اقتصادی نیز طرفداران فراوانی پیدا کرده است (ابریشمی و دیگران، ۱۳۸۹). در بخش مروری بر کارهای تجربی به برخی از آنها اشاره خواهد شد.

این مقاله در بخش دوم به بررسی کارهای تجربی می‌پردازد. بخش سوم مقاله، مبانی نظری موجک بحث خواهد شد؛ در بخش چهارم نتایج تجربی پژوهش ارائه می‌گردد و مقاله با بحث و نتیجه‌گیری خاتمه می‌یابد.

### مروری بر مطالعات تجربی

در این بخش پیشینه تحقیق در دو بخش مروری بر کارهای تجربی در زمینه رابطه تقاضای پول و توزیع در آمد و همچنین برخی از کارهای انجام شده توسط رویکرد موجک اشاره می‌شود. - قدیمی (۱۳۷۴) با استفاده از تکنیک همگرایی، چگونگی تاثیر متغیر توزیع در آمد بر تقاضای پول را مورد بررسی قرار داده‌است، وی در تحقیق خود به این نتیجه رسید که، متغیر توزیع در آمد تاثیر معنی داری بر تقاضای پول ندارد.

- قره‌باغیان و سوری (۱۳۷۶) تابع تقاضای پول را برای دوره ۷۲-۱۳۳۸ با استفاده از یک الگوی خود برگشت با وقفه‌های توزیع شده و با لحاظ کردن ضریب جینی<sup>۷</sup> به عنوان متغیر مستقل در معادله برآورد کرده‌اند. ضریب جینی به عنوان متغیر توضیحی در معادله تقاضای پول، فقط در شکل کوتاه مدت آن معنی دار شده است و ارتباط بین تقاضای پول و ضریب جینی معکوس است.

- هژبر کیانی (۱۳۷۸) از ضریب جینی به عنوان شاخصی برای توزیع در آمد در تابع تقاضای

1 - Joseph Fourier

2 - Alfered Harr

3 - Grossman and morlet

4 - Meyer

5 - Mullat

6 - Daubechies

7 - Gini

پول استفاده کرده‌است. او در تخمین تابع تقاضای پول به این نتیجه رسیده که، توزیع درآمد باید به عنوان متغیری مناسب در تابع تقاضای پول، با تعریف محدود لحاظ شود، اما تاثیر این متغیر در تابع تقاضای پول با تعریف وسیع آن به عنوان یک متغیر توضیحی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

- جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) به بررسی و شناسایی متغیرهای تاثیرگذار بر تابع تقاضای پول پرداخته‌اند و متغیر ضریب جینی را به عنوان متغیر توزیع درآمد در تابع تقاضای پول وارد نموده و با به کارگیری روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی این تابع را برای دوره ۱۳۸۳-۱۳۳۸ برآورد کرده‌اند. نتایج اولیه حاصل از تخمین نشان داده‌است که علامت متغیر ضریب جینی با دیدگاه لیدلر که این ارتباط را منفی می‌داند، متفاوت است، لذا نویسنده به دلیل عدم توجه مناسب، آن را از معامله تقاضای پول حذف می‌کند.

- عصارای آرانی و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی تاثیرات سیاست‌های پولی بر توزیع درآمد با استفاده از یک الگوی خود توضیح برداری<sup>۱</sup> پرداخته‌اند. بررسی آنها نشان می‌دهد که تاثیر سیاست پولی بر توزیع درآمد در ایران در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت متفاوت است. افزایش حجم پول به عنوان سیاست پولی بلافاصله موجب افزایش نابرابری درآمدی نمی‌شود، بلکه از سال دوم به بعد اثرات تشدید کننده نابرابری سیاست انبساطی پولی آغاز می‌شود و در دوره‌های بعد تداوم می‌یابد.

- رومر و رومر<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) در مطالعه خود رابطه سیاست پولی و فقر را بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که رابطه سیاست پولی انبساطی با توزیع درآمد، در کوتاه مدت و بلند مدت دارای جهت‌های مخالف هم است. این سیاست در کوتاه مدت به سبب رشد سریع تولید، توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد، در حالی که در بلند مدت موجب یک تورم ماندگار بالاتر می‌شود. حذف تورم به وجود آمده نیز سیاست پولی انقباضی برای کاهش تورم را می‌طلبد که برآیند نهایی آن افزایش بیکاری و فقر است.

- شان (۲۰۰۲)<sup>۳</sup> در قالب یک مدل خود رگرسیون برداری اثرات عملکرد اقتصاد کلان (متغیرهایی چون عرضه پول، مخارج دولت، تورم و بیکاری) بر نابرابری درآمدی را بررسی کرده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که مخارج دولت و بیکاری در برابر عوامل کلان اقتصادی دیگر، منابع مهمتری برای تغییر پراکندگی درآمد هستند.

1 - Vector Autoregression (VAR)

2 - Romer & Romer

3 - Shan

در ارتباط با استفاده از روش تحلیل موجک، رمزی و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۵) رفتار بازارهای سهام آمریکا را به کمک تحلیل موجک بررسی کرده اند. رمزی و لمپارت (۱۹۹۸) نیز به بررسی فرضیه درآمد دایمی با استفاده از تحلیل موجک پرداخته اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که لحاظ کردن مقیاس زمانی در مطالعه روابط میان متغیرهای اقتصادی اهمیتی ویژه دارد. رمزی و لمپارت تصریح می‌کنند که بسیاری از کاستی‌ها و ناسازگاری‌های نظریه‌های اقتصادی را می‌توان با تکیه بر این نکته توجیه کرد. افزون بر این رمزی (۲۰۰۲) تحلیل موجک را به مثابه ذره‌بینی معرفی می‌کند که دید پژوهشگران را بر برخی موضوع‌های پیش‌تر گشوده است.

جاگریس و اوین<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) و رایهان<sup>۳</sup> (۲۰۰۵) با بهره‌گیری از موجک‌ها به تحلیل سیکل‌های اقتصادی پرداخته‌اند. میترا<sup>۴</sup> (۲۰۰۶) با بهره‌گیری از موجک‌ها به‌عنوان فیلتری برای نویززدایی متغیرهای اقتصادی رابطه میان سه متغیر کلیدی پول، تولید و قیمت را در اقتصاد هند بررسی کرده است. کونراریا و سوارس<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) به کمک تجزیه موجک آثار تغییرات قیمت نفت را بر متغیرهای اقتصاد کلان در فرانسه‌های مختلف مطالعه کرده‌اند. ناچینی و کامرادی<sup>۶</sup> (۲۰۱۱) با استفاده از تحلیل موجک به بررسی نقش محتوای اطلاعاتی پول در اقتصاد هند پرداخته و اثرات آن‌ها را در مقیاس‌های زمانی و دوره‌های تکرار مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها نشان دادند که روابط علی و معلولی می‌توانند در فرانسه‌ها و مقیاس‌های زمانی مختلف تغییر کنند، هر چند که توجیهی برای این تغییر از لحاظ تئوریک ارائه ننمودند.

در خصوص به کارگیری روش تحلیل موجک، در مطالعات داخلی عباسی نژاد و محمدی (۱۳۸۵) از تحلیل موجک برای تجزیه و هموارسازی سری تولید ناخالص داخلی ایران و در نتیجه تحلیل چرخه‌های تجاری در اقتصاد کشور بهره گرفته‌اند. بهراد مهر (۱۳۸۷) نیز به کمک تحلیل موجک از سری زمانی قیمت نفت خام نویززدایی<sup>۷</sup> می‌کند. قنبری و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از آنالیز موجک به بررسی رابطه میان بازده سهام و ریسک سیستماتیک در مقیاس زمانی مختلف می‌پردازد. ابریشمی و همکاران (۱۳۸۹) رابطه میان تورم و رشد بهره‌وری در اقتصاد ایران را با استفاده از تحلیل موجک بررسی کرده و دریافته‌اند که گرچه رابطه آماری معناداری میان سری‌های اصلی برقرار نیست، اما سری‌های تجزیه شده متغیرها در سطوح اول و دوم رابطه منفی

1 - Ramsey et al.

2 - Jagric & Ovin

3 - Raihan

4 - Mitra

5 - Conraria & Soares

6 - Nachane & Kumar Dubey

7 - Denosing

و معناداری دارند. مشیری و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از تحلیل موجک به بررسی رابطه میان بازدهی سهام و تورم پرداخته و نشان دادند که رابطه بین تورم و بازده سهام در افق کوتاه مدت منفی و در افق میان مدت و بلند مدت مثبت است. صادقی و ذوالفقاری (۱۳۸۹) با به کارگیری روش موجک، شبکه عصبی و فرایند خطی تقاضای روزانه برق را پیش‌بینی و نتایج را با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. یآوری و ذوالفقاری (۱۳۹۱) با تلفیق مدل خطی آریمای<sup>۱</sup> و مدل‌های غیر خطی شبکه‌های عصبی شعاع مدار و تبدیل موجک، الگویی را طراحی کرده‌اند تا بر اساس آن روند تقاضای روزانه برق کشور و عوامل موثر بر آن را ارزیابی کنند. عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۱) اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تولید کل را با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا و موجک، برای داده‌های اقتصاد ایران آزمون کرده‌اند. آنها نشان دادند که شوک‌های منفی، اثرات به مراتب بیشتر بر کاهش رشد اقتصادی نسبت به شوک‌های مثبت دارد، همچنین شوک‌های مثبت پولی پس از یک دوره، اثر منفی بر رشد تولید داشته است، به طوری که بخش بزرگی از اثر شوک‌های مثبت در دوره بعد خنثی می‌شود. آنها نتیجه می‌گیرند که هر چند سیاست‌گذار می‌تواند با افزایش غیر منتظره رشد حجم پول، تا حدی رشد اقتصادی را افزایش دهد، اما به هنگام کاهش رشد عرضه پول و تورم بایستی هزینه به مراتب بیشتری، بر حسب کاهش رشد اقتصادی بپردازد.

### مبانی نظری موجک و روابط علی

این ایده که ماهیت روابط اقتصادی با توجه به افق زمانی در نظر گرفته شده، می‌تواند متفاوت باشد، ایده جدیدی نیست. اقتصاددانانی مانند مارشال، ادیوورث، کینز و دیگران درک کرده‌اند که رفتار عوامل اقتصادی در افق‌های زمانی مختلف، می‌تواند متفاوت باشد. با این حال، تا حدودی به درگیر شدن عمیق در مباحث فنی، ریاضی تمایلی نشان نداده‌اند (برخی از آنها معتقدند که از ماهیت اقتصادی یک تئوری می‌کاهد) و همچنین به خاطر عقب ماندگی در توسعه تکنیک‌ها و ابزارها، تجزیه و تحلیل آنها به ندرت از طبقه‌بندی‌های زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت، فراتر نرفته است. با این حال چند اقتصاددان مدرن، با در نظر گرفتن مشابهت‌هایی در سایر علوم به دنبال جستجوی عمیق‌تر در باب این احتمال که روابط اقتصادی می‌تواند در طول مقیاس‌های زمانی متوالی، متفاوت باشند، مطالعه کرده‌اند. در ادامه دو رویکرد اساسی، تجزیه و تحلیل طیف<sup>۲</sup> (تجزیه در سراسر گروه‌های فرکانس) و تجزیه و تحلیل‌های جدیدتر مربوط به

1 - ARIMA Model

2 - Spectrum analysis

موجک (تجزیه مقیاس‌های زمانی)<sup>۱</sup> ارایه و به برخی از تفاوت‌های آنها اشاره می‌شود (ناچینی و کماردابی، ۲۰۱۱).

### دامنه فرکانس علی<sup>۲</sup>

در حالی که مقاله گرنجر<sup>۳</sup> (۱۹۶۹) در مورد روابط علی بر هر دو حوزه زمان و فرکانس تاکید می‌کند، به نظر می‌رسد که جنبه دوم آن مورد توجه کمتری قرار گرفته است و بیشتر کار تجربی بر دامنه زمانی تکیه داشته است. جیویک<sup>۴</sup> (۱۹۸۲ و ۱۹۸۴)، آزمون علی گرانجر را توسعه داد و آزمون علی گرانجر و فرکانس هوشمند را برای مجموعه‌های مانا، مطرح کرد. تعمیم این نوع تجزیه و تحلیل‌ها به مجموعه‌های غیر مانا، گام منطقی بعدی بود اما محاسبه امکان هم انباشتگی از معایب آن بود. تلاش‌های اولیه برای حل این مشکل نشان داد که مشکلات محاسباتی دیگری مربوط به برآورد<sup>۵</sup> حداقل مربعات معمولی کاملاً تغییر یافته (مانند فیلیپس<sup>۶</sup> ۱۹۹۱ و تودا و فیلیپس<sup>۷</sup> ۱۹۹۳) یا محدودیت‌های غیر خطی آزمون دلتا بر اساس مشتقات عددی (یائو و هوسویا<sup>۸</sup> ۲۰۰۰) وجود دارد. بریتانگ و کاندلون<sup>۹</sup> (۲۰۰۶)، یک روش ساده ولی موثر برای تست هوشمند فرکانس برای روابط علی برای سیستم‌های مربوط به متغیرهای نامانا و هم انباشتگی، پیشنهاد کرده‌اند. این روش برپایه شناخت خوب از نتایج (تودا و یاماموتو<sup>۱۰</sup> ۱۹۹۵، دولادو و لوتکپول<sup>۱۱</sup> ۱۹۹۶) آزمون محدودیت‌های والد در مورد متغیرهای غیر مانا، که یک توزیع جانبی استاندارد از یک مدل خود توضیح برداری بیش پارامتریک<sup>۱۲</sup> شده دارد، متکی است.

### تحلیل موجک

نظریه موجک برگرفته از تحلیل کلاسیک فوریه و به نوعی حاصل بهسازی آن است. در

1 - Decomposition across time scales

2 - Frequency domain causation

3 - Granger

4 - Geweke

5 - Fully modified ordinary least squares (FM-OLS)

6 - phillips

7 - Toda & Phillips

8 - Yao & Hosoya

9 - Breitung & Candelon

10 - Toda & Yamamoto

11 - Dolado & Lutkepohl

12 - Over-parametrized VAR model



تحلیل فوریه، محتوای فرکانس یا فراوانی تابع در طول محور زمان، مانا یا ساکن فرض شده، اما در سوی مقابل مهم ترین ویژگی موجک‌ها آن است که در فضا و زمان تعریف می‌شوند و همین امر سبب شده که ابزاری مناسب برای تحلیل نامانایی یا غیر ساکن بودن سیگنال‌ها و نیز سیگنال‌های زودگذر و یکینه باشد. موجک‌ها در تحلیل موقعیت‌هایی که دارای سیگنال‌های ناپیوسته و نقاط اوج نوک تیز باشد، عملکردی بهتر از تحلیل فوریه از خود نشان می‌دهد (میترا و میترا<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶).

در واقع، تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای، یک سری زمانی را به فضای فرکانس می‌برد و سپس سری زمانی را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. بر خلاف تبدیل فوریه که تابع سینوسی تنها تابع پایه‌ای است تبدیل موجک توابع پایه‌ای (موجک) پیوسته و ناپیوسته متفاوتی دارد، اما همه این توابع دارای انرژی محدود<sup>۲</sup> هستند. این خاصیت موجک سبب می‌شود که این تبدیل، توانایی بررسی سری‌های نامانا و زودگذر را داشته باشد (بهرادمهر، ۱۳۸۷). در حال حاضر تعدادی از موجک‌های استاندارد همانند هار<sup>۳</sup>، داوچیج<sup>۴</sup> (اغلب دایبیشز نامیده می‌شود)، سیملتز<sup>۵</sup>، کویفلتز<sup>۶</sup>، مورلت<sup>۷</sup> و موجک‌های آتروس<sup>۸</sup> در دسترس است. در درون هر خانواده دو نوع موجک وجود دارد که برخی موجک‌ها به اصطلاح موجک پدر و برخی موجک مادر نامیده و به‌صورت زیر قابل تعریف می‌شوند (ناچینی و کماردابی، ۲۰۱۱).

$$\text{Father Wavelets: } \phi_{jk} = 2^{-j/2} \Phi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \quad (1)$$

$$\text{with } \int \Phi(t) dt = 1$$

$$\text{Mother Wavelets: } \psi_{jk} = 2^{-j/2} \Psi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \quad (2)$$

$$\text{with } \int \Psi(t) dt = 0$$

1 - Mitra & Mitra

2 - Finite Energy

3 - Haar

4 - Daubechies

5 - Symmlets

6 - Coiflets

7 - Morlet

8 - Atrous

(فرکانس بالا) را نشان می‌دهد و تمام انحراف‌ها از روند اصلی را توضیح می‌دهد. در واقع آنچه که در ابتدای تحلیل موجک و استفاده از این ابزار دارای اهمیت است، انتخاب یک تابع پایه ای موجک، که همان موجک مادر و یا موجک تحلیل گر می‌باشد، است. موجک مادر خصوصیات تجزیه موجک نظیر کارایی رزولوشن<sup>۱</sup> یا نمایش ایمنی نویز و... را نشان می‌دهد. در این تبدیل، تحلیل زمانی توسط شکل منقبض با فرکانس بالای موجک پایه‌ای و تحلیل فرکانس، توسط شکل منبسط با فرکانس پایین موجک انجام می‌گیرد.

توابع موجک به دو دسته پیوسته و گسسته تقسیم می‌شوند. تابع موجک پایه ای پیوسته عبارتست از:

$$g(t) - \left(\frac{1}{\sqrt{s}}\right) g\left(\frac{t-u}{s}\right) \quad (3)$$

سری زمانی تبدیل شده، یک تابع دو متغیره با متغیرها  $u$  (انتقال) و  $s$  (مقیاس) است، که مقیاس همان عکس فرکانس می‌باشد. در موجک، مقیاس‌های بزرگ (فرکانس‌های پائین) مربوط به یک سری اطلاعات کلی از یک سیگنال است، در حالی که مقیاس‌های کوچکتر (فرکانس‌های بالا) متناظر با اطلاعات دقیق و جزئی شده از الگوی نهفته در سیگنال است، که غالباً زمان نسبتاً کوتاهی طول می‌کشد.

به طور کلی تقریب هر تابع گسسته یا سری زمانی با استفاده از توابع موجک به صورت زیر بدست می‌آید:

$$X_t = \sum_k s_{j,k} \Phi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j,k} \psi_{j,k}(t) + \dots \quad (4)$$

$$+ \dots \sum_k d_{j-1,k} \psi_{j-1,k}(t) + \dots \sum_k d_{1,k} \psi_{1,k}(t)$$

که در آن توابع اساسی و به صورت عمود بر هم فرض شده‌اند (کراولی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۷). در آنها  $k$  معرف مکان موجک و  $j$  بیانگر اندازه موجک است. برای مثال، زمانی که  $j$  افزایش می‌یابد اندازه موجک کوچک می‌شود در حالی که نمایش زمانی افزایش می‌یابد. به طور خلاصه می‌توان گفت تبدیل موجک دارای خواص و ویژگی‌های زیر است (مشیری و همکاران ۱۳۸۹):

- تبدیل یک سیگنال به مجموعه‌ای از موجک‌ها.

1 - Resolution

2 - Krowley

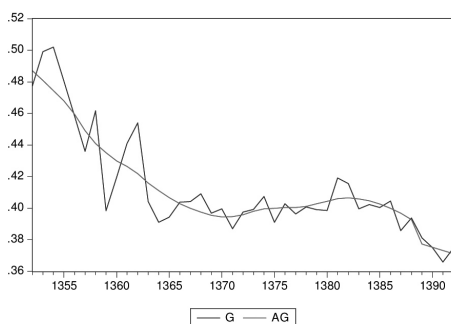
- ایجاد و ارائه‌ی یک مسیر برای آنالیز کردن شکل موج‌های مختلف در دو حوزه زمان و فرکانس،
- امکان ذخیره کردن سیگنال‌ها به مجموعه‌ای از موجک‌ها و
- توانایی تقریب سیگنال‌ها با کیفیتی بسیار بهتر.

## نتایج تجربی

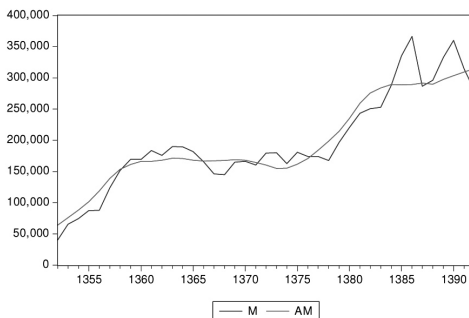
در این تحقیق مجموع اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری به‌عنوان تقاضای اسمی پول و ضریب جینی خانوارهای شهری، به‌عنوان شاخص توزیع درآمد در نظر گرفته شده است. تقاضای واقعی پول، از تقسیم تقاضای اسمی بر شاخص بهای کالاها و خدمات شهری به دست آمده و دوره مطالعه با توجه به در دسترس بودن اطلاعات ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۲م در نظر قرار گرفت، همچنین تمامی آمار و اطلاعات مورد نیاز شامل ضریب جینی و حجم پول از گزارش اقتصادی و ترانزنامه بانک مرکزی استخراج شد. برای بررسی وجود رابطه میان تقاضای پول و ضریب جینی با استفاده از تجزیه موجک دو سری تقاضای واقعی پول و ضریب جینی را به مولفه‌های دیگر تجزیه، که این کار با استفاده از نرم‌افزار *MATLAB* انجام شده است.

متداول‌ترین سری موجک مورد استفاده در تحلیل‌های اقتصادی بر اساس بررسی کارهای گذشته و سوال از کارشناسان، تابع موجک خانواده دابیشز است، از اینرو از میان خانواده توابع موجک، تابع موجک دابیشز ( $db3$ ) برای تجزیه سری‌های زمانی انتخاب است و دو سری زمانی تقاضای واقعی پول و ضریب جینی بر اساس فرکانس‌های متفاوت تا ۳ سطح تجزیه شده اند و انتظار می‌رود این فرایند، اطلاعاتی فراتر از آنچه در سری اصلی موجود است را آشکار سازد. روند بلند مدت از تفاضل سری‌های تجزیه شده از سری اصلی به دست آمد، شکل‌های (۱) و (۲) به ترتیب روند بلند مدت سری‌های ضریب جینی و تقاضای واقعی پول طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۲ را نشان می‌دهند. مطابق اطلاعات سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران مقدار ضریب جینی در سال ۱۳۵۲ برابر ۴۷۷۵/۴ بوده که این شاخص با نوساناتی طی سال‌های مختلف در سال ۱۳۹۲ برابر ۳۷۵/۳ می‌شود، روند کلی این شاخص طی این دوره نزولی است. تقاضای واقعی پول از ۴۰۵/۴ واحد در سال ۱۳۵۲ با روند رو به رشد به ۲۷۸۶/۹۷۲ واحد در سال ۱۳۹۲ افزایش یافت، که روند بلند مدت این متغیر صعودی است. شکل‌های (۳) و (۴) سری‌های حاصل از تجزیه متغیر ضریب جینی و تقاضای واقعی پول را نشان می‌دهند، که در آن  $G$  و  $M$  به ترتیب مقادیر اصلی سری ضریب جینی و تقاضای واقعی پول است. همچنین  $DIG$ ،  $D2G$  و  $D3G$  به ترتیب مولفه‌های تجزیه شده ضریب جینی در سطح اول، سطح دوم و سطح سوم است و نشان می‌دهد

که با افزایش فرکانس، تغییرات سری‌های زمانی کاهش یافته است. به همین ترتیب  $D2M, DIM$  و  $D3M$  به ترتیب مولفه‌های تجزیه شده تقاضای واقعی پول در سطح اول، سطح دوم و سطح سوم است. بنابراین در کل می‌توان گفت هر سری زمانی به سه سری زمانی با ماهیت‌ها و ویژگی‌های مختلف تقسیم شده است. در ادامه ابتدا مانایی و نامانایی سری‌های اصلی و تجزیه شده بررسی و سپس ارتباط بین دو متغیرهای اصلی و تجزیه شده با استفاده از روش‌های مناسب آماری و با کمک نرم افزار ایویوز ۱۷ برآورد شده است.



شکل (۱): روند بلند مدت ضریب جینی طی سال‌های ۹۲-۱۳۵۲  
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل (۲): روند بلند مدت تقاضای واقعی پول طی سال‌های ۹۲-۱۳۵۲  
منبع: یافته‌های پژوهش

### بررسی ریشه واحد برای متغیرهای اصلی و تجزیه شده

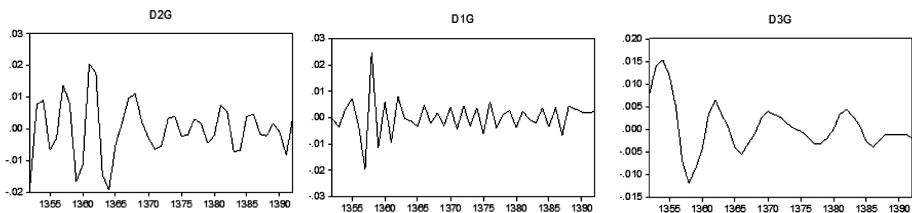
با توجه به نامانایی اکثر سری‌های زمانی در اقتصاد کلان، به کارگیری اقتصادسنجی متداول برای تحلیل کمی روابط اقتصادی تردید آمیز جلوه می‌کند. در واقع نامانایی سری‌های زمانی (داشتن ریشه واحد) ممکن است، منجر به رگرسیون کاذب شده و آزمون‌های آماره  $t$  و  $F$  اعتبار خود را از دست بدهند. لذا قبل از تخمین از تباط بین متغیرهای اصلی و تجزیه شده، ابتدا مانایی و نامانایی تمامی متغیرها با استفاده از آزمون دیکي فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> آزمون شد. جدول (۱) نتایج آزمون دیکي فولر تعمیم یافته، را در مورد متغیرها نشان می‌دهد.

• دو متغیر اصلی ضریب جینی ( $G$ ) و تقاضای واقعی پول ( $M$ ) دارای روند زمانی هستند، لذا ممکن است که نتیجه آزمون ریشه واحد مبنی بر وجود ریشه واحد به علت وجود این روند قطعی رخ دهد و لذا در انجام آزمون ریشه واحد متغیر روند را نیز در آزمون وارد شده تا احتمال وجود روند قطعی حذف شود. بر اساس آزمون دیکي فولر تعمیم یافته (با منظور کردن متغیر روند و عرض از مبدا) نتایج نشان داد که هر دو متغیر اصلی دارای ریشه واحد هستند.

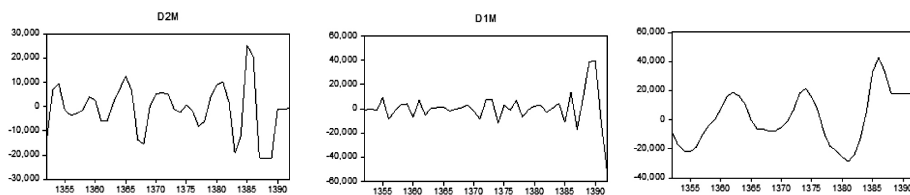
• بر اساس آزمون دیکي فولر تعمیم یافته همراه با روند و عرض از مبدا، دو متغیر ضریب جینی ( $DIG$ ) و تقاضای واقعی پول ( $DIM$ ) در سطح اول، ریشه واحد ندارد.

• رسم دو متغیر ضریب جینی ( $D2G$ ) و تقاضای واقعی پول ( $D2M$ ) در سطح دوم نشان می‌دهد که هیچکدام از آنها دارای روند نیستند، لذا در آزمون ریشه واحد فقط عرض از مبدا را لحاظ شد. این آزمون حاکی از نبود ریشه واحد در این دو متغیر است.

• بررسی ریشه واحد برای متغیرهای تجزیه شده در سطح سوم شامل تقاضای واقعی پول ( $D3M$ ) و ضریب جینی ( $D3G$ ) بدون وارد کردن روند قطعی، نشان می‌دهد که متغیر تقاضای پول ( $D3M$ ) دارای ریشه واحد است و متغیر ضریب جینی ( $D3G$ ) در سطح ۵ درصد ریشه واحد دارد.



شکل (۳). سری‌های تجزیه شده ضریب جینی توسط تابع موجک دابیشز سطح ۳  
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل (۴): سری‌های تجزیه شده تقاضای واقعی پول توسط تابع موجک دابیزنر سطح ۳  
منبع: یافته‌های پژوهش

### بررسی ارتباط بین متغیرهای اصلی و تجزیه شده

با توجه به نتایج بدست آمده در بخش قبلی در مورد مانایی و نامانایی متغیرها از روش‌های مناسب برای تخمین ارتباط بین متغیرها و ارتباط بلند مدت و کوتاه مدت آنها استفاده می‌شود. نظر به اینکه دو متغیر ضریب جینی ( $G$ ) و تقاضای واقعی پول ( $M$ ) در سطح اصلی دارای ریشه واحد بودند، لذا انجام رگرسیون در سطح اصلی متغیرها کاذب خواهد بود و جهت رفع مشکل دو راه حل وجود دارد:

(۱) چون تفاضل مرتبه اول آنها دارای ریشه واحد نیست، لذا می‌توان تفاضل مرتبه اول هر دو متغیر را بر هم رگرس کرد. این امر که بیانگر این است اگر چه رابطه مثبتی بین تفاضل مرتبه اول دو متغیر وجود دارد اما این رابطه از نظر آماری معنی‌دار نیست.

جدول ۱- آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته			
	آماره ADF	مقدار بحرانی ۱ درصد	مقدار بحرانی ۵ درصد	مقدار بحرانی ۱۰ درصد
G	-۲.۹۶	-۴.۲۶۲	-۳.۵۵	-۳.۲۰۹
M	-۲.۰۳	-۴.۲۳۴	-۳.۵۴	-۳.۲۰۲
D1G	-۹.۸۶	-۴.۲۷۳	-۳.۵۵۷	-۳.۲۱۲
D1M	-۶.۷	-۴.۲۶۲	-۳.۵۵۲	-۳.۲۰۹
D2G	-۵.۲۵	-۳.۶۹۹	-۲.۹۷۶	-۲.۶۲۷
D2M	-۵.۴۷	-۳.۶۶۱	-۲.۹۶	-۲.۶۱۹
D3G	-۲.۸۶	-۳.۶۹۹	-۲.۹۷	-۲.۶۲
D3M	-۲.۱۱	-۳.۶۹	-۲.۹۷۶	-۲.۶۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

$$D(M) = 7194.3 + \frac{37483}{(200701.4)} \times D(G) \quad (5)$$

[0.186763]

همچنین تفاضل گیری به نوعی سبب می‌شود که فقط بتوان وجود یک رابطه کوتاه مدت را بین متغیرهای مدل بررسی کرد که این سبب می‌شود که نتوان رابطه بلندمدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار داد. برای اطلاع از رابطه بلندمدت در زمانی که متغیرهای اصلی دارای ریشه واحد هستند، نظیر مدل این تحقیق، باید از رهیافت هم انباشتگی<sup>۱</sup> استفاده کرد که در زیر این موضوع بررسی می‌شود.

همچنین آزمون علیت گرانجری در جدول (۲) نیز حاکی از آن است که بین این دو متغیر ارتباطی مبنی بر اینکه یکی از آنها بتواند در پیش بینی متغیر دیگر اثرگذار باشد، یافت نمی‌شود. به عبارت دیگر فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود علیت گرانجری برای هر دو متغیر رد نمی‌شود. (وقفه بهینه برای متغیرها ۲ انتخاب شده است).

جدول ۲- نتایج آزمون علیت گرانجری های اصلی و تجزیه شده

فرضیه مقابل	آماره F	P-value
$D(M) \longrightarrow D(G)$	۰/۹۱۶۸۱	۰/۴۱۱۱
$D(G) \longrightarrow D(M)$	۰/۵۰۳۰۸	۰/۶۰۹۸
$D1M \longrightarrow D1G$	۱/۱۱۲۶۷	۰/۳۴۱۹
$D1G \longrightarrow D1M$	۱/۱۲۳۸۳	۰/۳۳۸۳
$D2M \longrightarrow D2G$	۱/۸۴۲۷۰	۰/۱۷۵۹
$D2G \longrightarrow D2M$	۳/۵۲۶۰۰	۰/۰۴۲۱
$D3M \longrightarrow D3G$	۰/۴۳۲۱	۰/۶۵۳۱
$D3G \longrightarrow D3M$	۰/۱۰۳۱۱	۰/۹۰۲۳

منبع: یافته های پژوهش

(۲) رهیافت هم انباشتگی، با استفاده از آزمون هم انباشتگی یوهانسون در جدول (۳) مشاهده شد، که هیچگونه رابطه بلندمدتی بین دو متغیر فوق وجود ندارد و لذا همان رابطه کوتاه مدت برآورد شده در قسمت قبل تمام اطلاعاتی است که از داده‌های اصلی می‌توان گرفت. بنابراین تحلیل بخش قبلی از نظر آماری و اقتصادسنجی معتبر است.

جدول ۳-آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتی

حداکثر مقدار ویژه ( <i>Maximum Eigenvalue</i> )				آزمون اثر ( <i>Trace</i> )			
فرضیه صفر	آماره آزمون	مقادیر بحرانی ٪	P-value	فرضیه صفر	آماره آزمون	مقادیر بحرانی ٪	P-value
$r = 0$ $r \leq 1$	۱۰/۱۵ ۱/۳۱	۱۴/۲۶ ۳/۸۴	۰/۲۰۲۱ ۰/۲۵۱۹	$r = 0$ $r \leq 1$	۱۱/۴۶ ۱/۳۱	۱۵/۴۹ ۳/۸۴	۰/۱۸۴۴ ۰/۲۵۱۹

منبع: یافته‌های پژوهش

دو متغیر تقاضای واقعی پول (*DIM*) و ضریب جینی (*DIG*) در سطح اول فاقد ریشه واحد بودند و آزمون علیت گرنجری برای این دو متغیر در جدول (۲) نیز حاکی از آن است که فرضیه‌های صفر مبنی بر نبود علیت گرنجری از ضریب جینی به تقاضای پول و برعکس قابل رد نیستند. بنابراین سطح یک تجزیه این دو متغیر نیز همانند خود متغیرهای اصلی برای اقتصاد ایران هیچگونه ارتباطی بین دو متغیر مذکور را پیش بینی نمی‌کنند.

بررسی ریشه واحد برای متغیرهای تجزیه شده در سطح دوم شامل تقاضای واقعی پول (*D2M*) و ضریب جینی (*D2G*) نشان داد که دو متغیر فاقد ریشه واحد هستند. بررسی علیت گرنجری بین این دو متغیر در جدول (۲) نشان می‌دهد که، همانند قسمت قبل، سطح دوم متغیر حجم پول در پیش بینی متغیر ضریب جینی نقشی ندارد و لذا فرضیه صفر مبنی بر نبود علیت گرنجری از تقاضای پول به ضریب جینی رد نمی‌شود. این در حالی است که برخلاف متغیرهای اصلی و سطح اول، در سطح دوم تجزیه متغیرها، ضریب جینی، علیت گرنجری برای متغیر تقاضای پول در سطح ۵ درصد، در دوره مورد بررسی می‌باشد. به عبارت دیگر متغیر ضریب جینی می‌تواند بر پیش بینی مقادیر تقاضای پول تاثیرگذار باشد. برای بررسی دقیق‌تر ارتباط بین این دو متغیر از برآوردهای اتو رگرسیون برداری (*VAR*) (۲) استفاده شده است. علت استفاده از دو وقفه در این مدل، نوفه سفید<sup>۱</sup> شدن پسماندهای برآورد شده و گزینش بر اساس آمارهای آکائیک<sup>۳</sup> و شوارتز<sup>۴</sup> است. به علت اینکه این تحقیق به دنبال بررسی اثر ضریب جینی بر روی تقاضای پول است، لذا بر روی نتایج مربوط به معادله تقاضای پول تمرکز می‌شود. نتایج حاکی از آن است که وقفه اول متغیر ضریب جینی منفی و معنی‌دار و وقفه دو آن علی‌رغم منفی بودن، ولی از نظر آماری معنی‌دار نیست. به

1 - Vector Autoregression

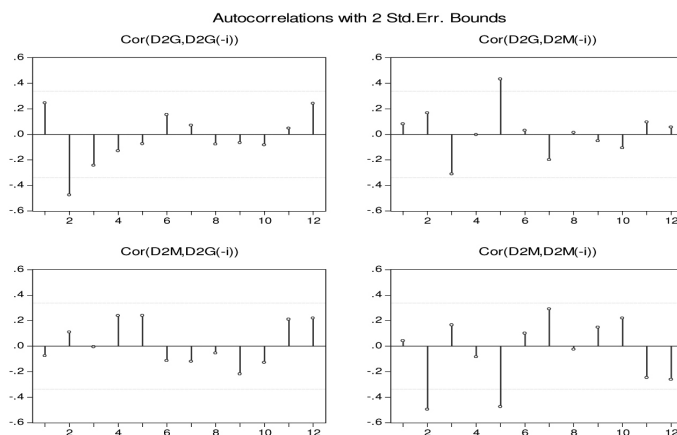
2 - White Noise

3 - Akaike

4 - Schwarz



عبارت دیگر به نظر می‌رسد که سطح دوم تجزیه متغیرها، ارتباط پیشنهاد شده توسط تئوری را به تصویر کشیده‌اند به نوعی که پیش‌بینی می‌شود که با افزایش نابرابری درآمدی، تقاضا برای پول به علت انباشت بیشتر پول در دست عده‌ای محدود، کاهش یابد. بررسی پسماندهای برآورد مدل در شکل (۵) نیز حاکی از نوفه سفید بودن آنها است.



نمودار (۵): همبستگی بین پسماندهای ناشی از برآورد ارتباط بین دو متغیر

بررسی آزمون ریشه واحد دو متغیر ضریب جینسی ( $D3G$ ) و تقاضای واقعی پول ( $D3M$ ) در سطح سوم نشان داد که دو متغیر دارای ریشه واحد هستند، بنابراین می‌توان نسبت به انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی اقدام کرد. برای این منظور از آزمون یوهانسون استفاده شد. براساس نتایج این آزمون در جدول (۴)، مشخص می‌شود که یک رابطه بلندمدت بین این دو متغیر وجود دارد.

جدول ۴- آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

حداکثر مقدار ویژه ( <i>Maximum Eigenvalue</i> )				آزمون اثر ( <i>Trace</i> )			
فرضیه صفر	آماره آزمون	مقادیر بحرانی ۵ درصد	P-value	فرضیه صفر	آماره آزمون	مقادیر بحرانی ۵ درصد	P-value
$r=0$	۴۲/۲۹	۴۲/۲۹	۰/۰۰۰۰	$r=0$	۷۳	۱۵/۵	۰/۰۰۰۰
$r \leq 1$	۳۰/۷۱	۳۰/۷	۰/۰۰۰۰	$r \leq 1$	۳۰/۷۱	۳/۸	۰/۰۰۰۰

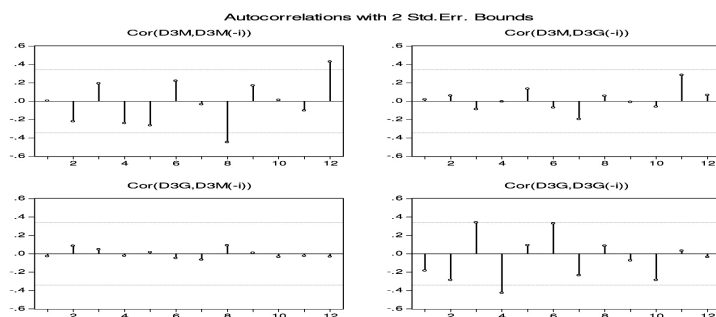
منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه تخمین حاکی از یک ارتباط منفی و معنی دار از لحاظ آماری بین سطح سوم متغیر ضریب جینی و سطح سوم متغیر تقاضای پول به صورت زیر است.

$$D3M = 2317.176 - \frac{13683885}{(2101121)} \times D3G \quad (۶)$$

[-6.51266]

بررسی پسماندهای مدل برآورد شده در شکل (۶) نیز حاکی از نوفه سفید بودن آنهاست.



نمودار (۶): همبستگی بین پسماندهای ناشی از برآورد ارتباط بین دو متغیر

بنابراین، مجدداً مشاهده می‌شود که علی‌رغم اینکه متغیرهای اصلی هیچ‌گونه ارتباط تئوریکي بایکدیگر ندارند، اما سطح سوم تجزیه متغیرها نیز همانند سطح دوم، تایید کننده تئوری است. لذا شاید عدم وجود ارتباط بیسن این دو متغیر در سطح اصلی، به خاطر اخلاقی است که سطح اول تجزیه متغیرها ایجاد کرده است و اجازه ظهور وجود ارتباط منفی نهفته در دو سطح دوم و سوم متغیرها را که از یافته‌های این مقاله به‌شمار می‌آیند، نمی‌دهد.

## نتیجه‌گیری

بررسی تاثیر توزیع درآمد بر تقاضای پول در نظریه‌های برخی از اقتصاددانان از جمله لیدلر مورد توجه بوده است. بر اساس تحلیل لیدلر هر چقدر توزیع درآمد ناعادلانه‌تر باشد، تقاضای معاملاتی برای پول کمتر می‌شود. بررسی پیشینه تحقیق که بر اساس روش‌های مختلف انجام گرفت نشان داد که در ایران بین این دو متغیر رابطه معنی‌داری از لحاظ آماری یا تئوریک وجود

ندارد و در یک مطالعه ارتباط با یک وقفه یک‌ساله بوده به گونه‌ای که افزایش حجم پول بعد از یک سال موجب تشدید نابرابری می‌شود.

با توجه به رویکرد غالب اقتصاد ایران به بحث توزیع متعادل‌تر درآمدها، این مقاله با بهره‌گیری از روش تحلیل موجک ارتباط دو متغیر ضریب جینی (شاخص توزیع درآمد) و تقاضای پول (حجم واقعی پول) را طی سال‌های ۹۲-۱۳۵۲ مورد بررسی قرار داد، بنابراین تفاوت در ابزار تجزیه و تحلیل، دوره مورد مطالعه و نتایج به دست آمده این تحقیق را از سایر مطالعات متمایز می‌سازد. در این مقاله ابتدا دو سری اصلی ضریب جینی و تقاضای پول بر اساس تابع موجک دایبیشز ۳ در سه سطح تجزیه شد و آنگاه مانایی و نامانایی متغیرهای اصلی و تجزیه شده بررسی و ارتباط بین آنها برآورد شد. نتایج نشان داد که بین دو متغیر تقاضای پول و ضریب جینی در سطح اصلی یک رابطه کوتاه مدت و مثبت وجود دارد که این رابطه از نظر آماری معنی‌دار نیست. همچنین بر اساس آزمون علیت گرنجری در سطح اول تجزیه متغیرها بین دو متغیر تقاضای واقعی پول و ضریب جینی هیچ گونه ارتباطی وجود ندارد، این نتیجه با نتایج بدست آمده از تحقیقات گذشته همچون قره‌باغیان و سوری (۱۳۷۶)، جعفری صمیمی و دیگران (۱۳۸۶)، قدیمی (۱۳۷۴) و هژبرکیانی (۱۳۷۸) همخوانی دارد.

در سطح دوم تجزیه متغیرها بر اساس آزمون علیت گرنجری متغیر ضریب جینی می‌تواند بر پیش‌بینی مقادیر تقاضای پول تاثیرگذار باشد و ارتباط بین دو متغیر تقاضای واقعی پول و ضریب جینی یک ارتباط منفی و معنی‌دار است، همچنین در سطح سوم نیز یک رابطه بلندمدت منفی و معنی‌دار بین دو متغیر وجود دارد. که این نتایج متفاوت از نتایج در تحقیقات قبلی و به دلیل به کارگیری روش موجک و تجزیه متغیرها به سطح‌های مختلف به دست آمده است. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد ممکن است بین دو متغیر در سطح اصلی ارتباط نباشد اما در سطوح تجزیه شده آن بتوان ارتباط را مشاهده کرد.

## منابع و ماخذ

### منابع فارسی:

- ابریشمی، حمید و همکاران (۱۳۸۹). رابطه میان تورم و رشد بهره‌وری در اقتصاد ایران با رویکردی علیت موجکی، فصلنامه تحقیقاتی مدل سازی اقتصادی دانشگاه علوم اقتصادی جلد ۱ شماره ۱، صص ۲۹-۱.
- بهراد مهر، نفیسه (۱۳۸۷)، پیش‌بینی قیمت نفت خام با استفاده از هموارسازی موجک و شبکه عصبی مصنوعی، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۱۸، صص ۸۱ تا ۹۸.
- جعفری صمیمی، احمد و همکاران (۱۳۸۶). بررسی رابطه توزیع درآمد و تقاضای پول در ایران. پژوهشنامه اقتصادی، شماره تابستان، شماره ۲۵ صص ۷۵ تا ۹۹.
- عباسی‌نژاد، حسین و محمدی، شاپور (۱۳۸۵). تحلیل سیکل‌های تجاری ایران با استفاده از نظریه موجک‌ها، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵، صص ۱ تا ۲۰.
- عصارای آرانی، عباس و همکاران (۱۳۸۸)، تاثیر سیاست‌های پولی بر توزیع درآمد در ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره ۶، شماره ۳، صص ۱۲۸-۱۰۵.
- قره‌باغیان، مرتضی، سوری، داود (۱۳۷۶). تقاضای پول و توزیع درآمد (۱۳۷۲-۱۳۳۸)، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، شماره ۱۵، تیرماه، صص ۳ تا ۱۲.
- صادقی، حسین، ذوالفقاری، مهدی (۱۳۸۹)، پیش‌بینی کوتاه مدت تقاضای برق کشور با استفاده از شبکه‌های عصبی و تبدیل موجک، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۷، شماره ۲، تابستان، صص ۲۷-۵۶.
- عباسی‌نژاد، حسین و همکاران (۱۳۹۱)، آیا نوسانات حجم پول دارای اثرات حقیقی بر اقتصاد می‌باشد. فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، بهار، صص ۶۹-۹۴.
- قدیمی، محمدرضا (۱۳۷۴)، «بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: نگرشی جدید با استفاده از تکنیک‌های همگرایی» پایان نامه کارشناسی ارشد به راهنمایی کامبیز هژیربرکیانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.
- قنبری، علی و همکاران (۱۳۸۸). تخمین ریسک سیستماتیک در مقیاس‌های زمانی مختلف با استفاده از آنالیز موجک برای بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه اقتصادی مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۶، شماره ۴، زمستان، صص ۲۹-۵۰.
- مشیری، سعید و همکاران (۱۳۸۹). بررسی رابطه میان بازدهی سهام و تورم با استفاده از تجزیه موجک در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال چهاردهم، شماره ۴۲، بهار، صص ۷۴-۵۵.

- هژبرکیانی، کامبیز (۱۳۷۸) «بررسی تقاضای پول و جنبه‌های پویایی آن در ایران» مجله اقتصاد و پول، سال اول، شماره اول، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بهار.
- یآوری، کاظم، ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۱)، مدل‌سازی و پیش‌بینی مصرف کوتاه‌مدت برق کشور با استفاده از شبکه‌های عصبی و تبدیل موجک (با تأکیدات بر اثرات محیطی و اقلیمی)، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال نهم، شماره ۳۳، تابستان، صص ۱-۲۹.

#### منابع انگلیسی:

- Anderson, L. Jordan, j. (1968). *Monetary and fiscal action: a test of their relative importance in economic stabilization. Federal Bank of st. louis Review* 50, 11-24.
- Barro, Robert J. (1976). *Integral Constraints and Aggregation in An Inventory Model of Money Demand Journal of Finance* 66.
- Baumol, William J. (1952). *The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. Quarterly Journal of Monetary Economics*. 31pp.545-556
- Bank of Kansas city, *Economic Review QI:21-49*.
- Breitung, J., Candelon, B., (2006). *Testing for short- and long-run causality: a frequency domain approach. Journal of Econometrics* 132, 363-378.
- Chant, John F. (July, 1976). *Dynamic Adjustments in simple Models of the Transactions Demand for Money. Journal of Monetary Economics*, 2, pp.351-366
- Conraria L. A., Soares, J. M. (2010). "Oil and the Macroeconomy: using wavelets to analyze old issues". *Working Paper. Available at: http://www3.eeg.uminho.pt/economia/nipe/docs/2007/2010\_02\_16\_ee\_oil.pdf*
- Crowley, P.M., (2007). *A guide to wavelets for economists. Journal of Economic Surveys* 21 (2), 207-267.
- Daubechies, I. (1990). *The Wavelet Transform, Time- Frequency Localization and signal Analysis. IEEE Transactions of information Theory* 36(5): 961-1005.
- Dolado, J., Lutkepohl, H., (1996). *Making Wald tests work for cointegrated VAR systems. Econometric Reviews*. 15, 369-386.
- Domac, I. (1999). *The distributional consequences of monetary policy: Evidence*

from Malsysisa. World Bank research working paper;21-70.

- Eckstein, Z. & E. Nagypal. (2004). *The Evolution of U.S. Earnings Inequality: 1961-2002. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review: 10-29.*
- Friedman,B,(1963).*Inflation: causes and consequence. Asia publishing house,New York.*
- Friedman,B,M,Schwartz,A,(1963).*A Monetary History of the united states,1867-1960. Princeton university press,Princeton,NJ.1971.*
- Gagic, T., Ovin, R. (2004). *Method of Analyzing Business Cycles in a Transition Economy: The Case of Slovenia. The Developing Economy XLII: 42-62.*
- Geweke, J.F., (1982). *Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series. Journal of the American Statistical Association 77, 304-313.*
- Geweke, J.F., (1984). *Measures of conditional linear dependence and feedback between time series. Journal of the American Statistical Association 79, 907-915.*
- Granger, C.W.J., (1969). *Investigating causal relations by econometric models and crossspectral methods. Econometrica 37, 424-438.*
- Grossman, A.Morlet, J.(1984). *Decomposition of Hardy Functions into Squire integrable Wavelets of Constant Shape. Society for industrial and Applied Mathematics Journal on Mathematical Analysis, 15:732-736.*
- Laidler, David E.(1957). *The Demand for Money: Theories and Evidence.2nd Edition. London: International Textbook Company.*
- Lucas,R.E.(1973).*some internationally. evidence on output-inflation trad-offs.The American Economic Dynamic and control 16,53-78.*
- Mallat, So (1989)*A Theory of Multiresolution signal Decomposition: Th Wavelet Representation, IEEE Transactions on pattern Analysis and Machine intelligence, 11.674-693.*
- Meyer .L .(2001).*Does Money Matter?Homer Jones Memorial lecture,Washington university.st.louis,Missouri.*
- Meyer R. (1993) *Wavelets: Algorithms and Applications, Society for Industrial and*

*Applied Mathematics, Philadelphia, pp.13-31, 101-105.*

- Mishkin, F.S., 1982. Does anticipated monetary policy matter?: an econometric investigation. *Journal of political Economy* 90(1), 22-51.
- Mitra, S. (2006). A wavelet filtering based analysis of macroeconomic indicators: the Indian evidence. *Applied Mathematics and Computation* 175: 1055–1079.
- Mitra, S., Mitra, A. (2006). Modeling Exchange Rates Using Wavelet Decomposed Genetic Algorithm Neural Networks. *Statistical Methodology* 3(2): 103–124.
- Mohammadi, Hassan, and C. Smith (Summer, 1993). The Distribution of Income, Value of Time, and the Demand for Real Balances. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. Vol. 33, pp. 267-273.
- Nachane, D.M., Kumar Dubey, Amlenda. (2011). The vanishing role of money in the macroeconomy: an empirical investigation for india. *Economic Modelling* 28, 859-869.
- Phillips, P.C.B., (1991). Spectral regressions for co-integrated time series. In: Barnett, W., Powell, J., Tauchen, G.E. (Eds.), *Nonparametric and Semiparametric Methods in Economics and Statistics*. Cambridge University Press, Cambridge, pp. 413–435.
- Raihan, S.M.D. (2005). Wavelet: A New Tool for Business Cycle Analysis. Working Paper, No. 2005-050. Available at: <http://research.Stlouisfed.org/wp/2005-050.pdf>
- Ramsey, B., J. (2002). Wavelets in Economics and Finance: Past and Future. Working Paper, No. 2002-02. C.V. Starr Center for Applied Economics. New York University: Economic Research Reports. Available at: <http://econ.as.nyu.edu/docs/IO/9377/RR02-02.PDF>
- Ramsey, J. B., Lampart, C. (1998). The Decomposition of Economic Relationships by Time Scale Using Wavelets: Expenditure and Income Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics 3(1): 23- 42.
- Ramsey, J. B., Zaslavsky, G., Usikov, D. (1995). An Analysis of US Stock Price Behavior Using Wavelets *Fractals* 3(2): 377-389.
- Romer, C.D. & D.H. Romer. (1999). Monetary Policy and the Well- Being of the Poor. Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review QI*: 21-49.

- Sargent, T.J., Wallace, N., (1975) *Rational expectations, the optimal monetary instrument and the optimal money supply rule.* *Journal of political Economy* 83, 241-254.
- Shan, J. (2002). *A Macroeconometric Model of Income Disparity in China.* *International Economic Journal*, 16(2): 47-63.
- Tobi, James (1956). *The interest Elasticity of Transactions Demand for Cash.* *Review of Economics and Statistics.* 38. pp. 65.86
- Toda, H.Y., Yamamoto, T., (1995) *Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes.* *Journal of Econometrics* 66, 225–250.
- Toda, H.Y., Phillips, P.C.B., 1993. *Vector autoregressions and causality.* *Econometrica* 61, 1367–1394.
- Yao, F., Hosoya, Y., (2000) *Inference on one-way effect and evidence in Japanese macroeconomic data.* *Journal of Econometrics* 98, 225–255.