فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۷، شماره ۲۳- زمستان ۱۳۹۶

بررسی پوشش تورمی بودن سهام، دلار و طلا در ایران با استفاده از تحلیل چند مقیاسی موجک

مصیب پهلوانی[۱] ـ رضا روشن[۲] ـ مجتبی لشنی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۶/۲۶ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۰/۱

چکیده

سرمایه‌گذاران در شرایط تورمی همواره به دنبال سرمایه‌گذاری بر روی دارایی‌هایی هستند که ضمن حفظ ارزش پول، دارای بازده مناسبی نیز باشند. فیشر برای اولین بار مطرح کرد که بازده اسمی برابر با جمع بازده واقعی و تورم است. در این تحقیق فرضیه فیشر برای دارایی‌هایی از قبیل سهام، طلا و ارزهای خارجی(دلار) در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۹ آزمون شده است. اما برخلاف مطالعات پیشین که بر مبنای دوره‌های زمانی کوتاه مدت و بلندمدت بنا نهاده شدند، مطالعه حاضر با استفاده از تحلیل چندمقیاسی موجک به آزمون فرضیه مذکور طی هشت دوره زمانی مختلف پرداخته است. در این راستا ابتدا سری‌های زمانی تورم، نرخ رشد بازده سهام، نرخ رشد قیمت طلا و نرخ رشد ارزش دلار با بکارگیری روش موجک تجزیه شده که حاصل این تجزیه ۸ سری زمانی جدید برای هر متغیر میباشد که هر سری زمانی نماینده یک دوره زمانی است. سپس با استفاده از تحلیل تابع رگرسیون معمولی، فرضیه فیشر برای دوره‌های زمانی همسان تورم و دارایی مورد آزمون قرار گرفته است.نتایج حاکی از این است که سرمایه‌گذاری بر روی سهام و دلار در دوره‌های بسیار کوتاه مدت و بسیار بلندمدت پوشش مناسبی در مقابل تورم می‌باشد و سرمایه‌گذاری روی طلا در دوره‌های میان‌مدت پوشش مناسبی در مقابل تورم است.

طبقه بندی JEL: F65,E31,C6

واژه‌های کلیدی: پوشش تورمی، تجزیه و تحلیل موجک، بازده سهام، طلا، دلار

[۱] دانشیاراقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان *pahlavani@eco.usb.ac.ir*
[۲] استادیاراقتصاد، دانشگاه خلیج فارس بوشهر (نویسنده مسئول) *re.roshan@pgu.ac.ir*
[۳] کارشناس ارشد علوم اقتصادی *lashanimojtaba3@gmail.com*

۱. مقدمه

در وضعیت‌هایی که تصمیم‌گیرندگان اقتصادی با نرخ‌های تورم بالا مواجه هستند، برای حفظ ارزش پول خود تصمیم به سرمایه‌گذاری روی دارایی‌هایی می‌گیرند که همراه با تورم، افزایش ارزش داشته و قدرت خرید آن‌ها را در طی زمان نه تنها حفظ می‌کند، بلکه افزایش نیز می‌دهد. از این رو، در ایران نیز که تورم مزمن وجود داشته و در ۳۰ سال اخیر تورم دورقمی را تجربه می‌کند، چنین رویکردی در میان تصمیم‌گیرندگان اقتصادی می‌تواند وجود داشته باشد. از انواع دارایی‌هایی که این کارکرد را دارند، می‌توان به مسکن، زمین، سهام، سکه طلا و ارزهای خارجی اشاره کرد. بدون توجه به ریشه و منشأ افزایش قیمت این دارایی‌ها، افزایش مستمر در قیمت دارایی‌ها در طول زمان، عامل روی آوردن تصمیم‌گیرندگان اقتصادی به خرید برخی دارایی‌ها در جهت حفظ ارزش ثروتشان بوده است. (کشاورزحداد و ستاری، ۱۳۸۹)

فیشر معتقد بود که بین بخش‌های واقعی اقتصاد هیچ گونه وابستگی مهمی وجود ندارد و نرخ واقعی به وسیله عواملی نظیر کارایی سرمایه و ترجیحات زمانی پس انداز کنندگان تعیین می‌شود و مستقل از نرخ تورم مورد انتظار است. این فرضیه به نام فرضیه فیشر یا تئوری فیشر شناخته شده است. البته همه اقتصاددانان در مورد این فرضیه با فیشر موافق نیستند. به نظر فیشر در صورت هرگونه تغییر در نرخ تورم، بازده واقعی بدون تغییر می‌ماند و در حقیقت تغییرات نرخ تورم اثر خود را بر روی نرخ بازده اسمی می‌گذارد. وی معتقد است که افزایش در نرخ تورم موجب می‌شود که سرمایه گذاران انتظار بیشتری را در آینده داشته باشند و این امر سبب رشد نرخ بازده اسمی در آینده خواهد شد. علت وجود چنین رابطه ای این است که بازارهای کارا، ریسک سرمایه گذاران در قبال تغییرات در قدرت خرید پولشان را جبران می‌کند. فرمول ارائه‌شده توسط فیشر به شرح زیر است. (سعیدی، کوهساریان، ۱۳۸۸)

نرخ تورم مورد انتظار + نرخ بهره واقعی = نرخ بهره اسمی

نظریه فیشر را می‌توان به بازده تمام انواع دارایی‌ها و نه فقط نرخ بهره تعمیم داد به عنوان مثال بسط آن با بازار دارایی‌ها به این معنی است که افزایش تورم منجر به افزایش بازده اسمی دارایی‌ها می‌شود و دارایی‌ها سپر تورمی برای سرمایه گذاران محسوب می‌گردد. البته نتایج بسیاری از تحقیقات انجام‌شده مغایر با نظریه فیشر بوده و به همین دلیل رابطه تورم بازده دارایی‌ها به معمای تورم - بازده معروف شده است. (مشایخ، حاجی مرادخانی، ۱۳۸۸).

سئوال اساسی پژوهش حاضر این است که آیا دارایی‌های مورد بررسی در تحقیق قابلیت پوشش مناسب در برابر تورم را داشته و رابطه‌ای مثبت و معنادار در دوره‌های زمانی مختلف میان بازدهی این دارایی‌ها و تورم وجود دارد یا نه؟ در حقیقت این تحقیق به طور کلی فرضیه فیشر را در مورد دارایی‌های مذکور آزمون می‌کند که با توجه به سؤال اساسی مطرح‌شده، درستی یا نادرستی فرضیات زیر مورد آزمون قرار خواهد گرفت:

۱-بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران پوشش مناسبی در مقابل تورم است؟

۲-بازده سرمایه‌گذاری در طلا پوشش مناسبی در مقابل تورم است؟

۳-بازده سرمایه‌گذاری بر روی ارزهای خارجی (دلار) پوشش مناسبی در مقابل تورم است؟

بیشتر پژوهش‌های پیشین رابطه بین بازدهی دارایی و تورم را هم در افق کوتاه مدت و هم در افق بلندمدت مورد بررسی قرار داده‌اند. از این رو، پژوهش‌های پیشین بیشتربه دلیل مقیاس زمانی محدود در شناخت رابطه واقعی و پویای بین بازدهی دارایی و تورم با محدودیت مواجه بوده‌اند.

در این پژوهش از رویکردی موسوم به روش چند مقیاسی موجک برای آزمون رابطه میان بازده دارایی‌ها (نظیر سهام، نرخ ارز (دلار) و طلا) و تورم استفاده شده است بدین صورت که سریهای زمانی مورد مطالعه ابتدا توسط روش موجک به چندین سری زمانی که هر سری زمانی نماینده و مقیاسی از یک دوره زمانی است تبدیل شده و بعد از آن فرضیه فیشر مبنی بر وجود رابطه مثبت بین بازدهی دارایی و تورم را برای دوره‌های زمانی همسان تورم و دارایی‌ها مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهیم. با این روش نتایج به دست آمده شناخت بهتر و عمیق‌تری از رابطه واقعی بین بازدهی‌های اسمی داراییهای مذکور و تورم در افق‌های زمانی متفاوت جهت سرمایه گذاری ارایه می‌دهد.

هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه بین بازدهی دارایی‌های مورد بررسی و تـورم در مقیاس‌های زمانی متفاوت به روش تجزیه و تحلیل موجک می‌باشد به طوری که مجموعه داراییها شامل سهام، طلا و ارز خارجی (دلار) است.

۲. مبانی نظری

ایروینگ فیشر[1] (۱۹۳۰) استدلال کرد که نرخ بهره اسمی را می‌توان به صورت مجموع بازدهی واقعی انتظاری و نرخ تورم انتظاری تعریف نمود. این خاصیت که بازدهی‌های اسمی انتظاری شامل برآورد بازار از نرخ‌های بهره انتظاری

می‌باشد، در مورد تمام دارائیها می‌تواند به کار بسته شود. لذا اگر بازار یک عمل کننده کارا و عقلایی در خصوص اطلاعات موجود در زمان t-1باشد، خواهد توانست قیمت هر دارائی j را طوری تعیین کند که بازدهی اسمی انتظاری دارائی از زمان t-1 تا t، برابر مجموع بازدهی واقعی انتظاری تعادلی مناسب و بهترین برآورد ممکن از نرخ تورم انتظاری از زمان t-1 تا t باشد، بنابراین:

$$E(R_{jt}^{\sim}|\Phi_{t-1}) = E(I_{jt}^{\sim}|\Phi_{t-1}) + E(\Delta_t^{\sim}|\Phi_{t-1}) \qquad (۱)$$

به طوری که $R_{jt}^{\sim}$ بازدهی اسمی دارائی j از *t-1* تا *t* و $E(I_{jt}^{\sim}|\Phi_{t-1})$ بازدهی واقعی انتظاری تعادلی مناسب برای دارائی می‌باشد که بر اساس اطلاعات موجود در زمان *t-1* یعنی Φ_{t-1} به دست آمده است و $E(\Delta_t^{\sim}|\Phi_{t-1})$ بهترین برآورد ممکن از نرخ تورم انتظاری $\Delta_t^{\sim}$ می‌باشد که می‌تواند بر مبنای Φ_{t-1} محاسبه گردد. علائم (~)نیز نمایانگر تصادفی بودن متغیرها است.

رابطه ۱ نشان می‌دهد که عوامل بازار از اطلاعات، Φ_{t-1} استفاده می‌کند تا به درستی نرخ تورم انتظاری را برآورد کرده و نیز بازدهی واقعی انتظاری تعادلی مناسب برای دارائی j را با مدنظر قرار دادن یک تعدیل ریسک، که بازدهی انتظاری دارائی j را از سایر دارائیها متمایز می‌کند، تعیین نماید. آنگاه بازار قیمت دارائی را طوری تعیین می‌کند که بازده اسمی انتظاری آن برابر مجموع بازده واقعی انتظاری تعادلی و نرخ تورم انتظاریی که به درستی برآورد شده است، بشود.

فرضیه فیشر بیان می‌کند که بخشهای پولی و حقیقی اقتصاد با درجه بالایی از همدیگر مستقل هستند. بنابراین فرض را براین قرار می‌دهد که بازده واقعی انتظاری در فرمول ۱ توسط عوامل حقیقی مانند بهره وری سرمایه، ترجیحات زمانی سرمایه گذاران و سلایق ریسکی آنها تعیین می‌شود و نیز بازدهی واقعی انتظاری و نرخ تورم انتظاری از هم مستقل هستند. این فرضیه اجازه می‌دهد تا رابطه تورم- بازدهی دارائی را بدون نیاز به معرفی یک مدل تعادل عمومی کامل برای بازدهی حقیقی انتظاری، مطالعه نمود. با فرض یافتن یک جانشین برای نرخ تورم انتظاری، $E(\Delta_t^{\sim}|\Phi_{t-1})$، آزمون این فرضیه‌های مشترک که بازار کارا بوده و اینکه بازدهی واقعی انتظاری و نرخ تورم انتظاری مستقل از همدیگر تغییر می‌کنند، می‌تواند از برآورد مدل رگرسیونی زیر به دست آید:(فاما و شوورت[۲]، ۱۹۷۷)

$$R_{jt}^{\sim} = \alpha_j + E(\Delta_t^{\sim}|\Phi_{t-1}) + \varepsilon_{jt} \qquad (۲)$$

از آنجا که تورم انتظاری به طور معمول در دسترس نیست، لذا به منظور انجام کار تجربی، نرخ تورم (INF) که قابل مشاهده است جانشین آن شده و مدل زیر ارایه می‌گردد. (آلاگیدد و پاناگوتیدس[۳]، ۲۰۱۰)

$$R_{jt}^{r} = \alpha_j + \beta_j INF_t + \nu_{jt} \qquad (۳)$$

که R_{jt}^{r} نیز بازدهی مشاهده شده دارایی j در زمان t می‌باشد. علامت ضریب رگرسیون(β) نشان از رابطه بین بازده دارایی و سهام دارد. بر اساس فرضیه فیشر اگر این رابطه منفی باشد دارایی مورد نظر پوشش مناسبی در مقابل تورم نمی‌باشد. اگر رابطه مثبت و از نظر آماری معنادار باشد اما ضریب کمتر از یک، گفته می‌شود که دارایی تورم را پوشش می‌دهد اما نه به طور کامل؛ اگر ضریب از نظر آماری معنادار و برابر یک یا بیشتر از یک باشد گفته می‌شود که دارایی مورد نظر به طور کامل و مناسب پوششی در مقابل تورم است.

۳-پیشینه پژوهش

از دهه ۱۹۵۰ تاکنون مطالعات زیادی در زمینه ارتباط بین تورم و بازده دارایی‌ها انجام شده است. از دیدگاه سنتی تورم و بازده اسمی دارایی‌ها با یکدیگر رابطه مثبت دارند به این معنی که با افزایش تورم بازده اسمی دارایی‌ها نیز به تناسب آن افزایش می‌یابد و در نتیجه بازده واقعی دارایی‌ها ثابت می‌ماند؛ به عبارت دیگر، این دیدگاه که مورد حمایت دانشمندانی نظیر ایرونیگ فیشر قرار گرفته است، دارایی‌ها نسبت به تورم مقاوم بوده و به اصطلاح نوعی «سپر تورمی» تلقی می‌شود. در مقابل تعدادی از محققین ادعا نموده‌اند که رابطه بین نرخ تورم و بازده واقعی دارایی‌ها منفی است که این نتیجه‌گیری، بحث قابل‌توجهی را در ادبیات مالی به وجود آورده است؛ به عبارت دیگر، از دیدگاه این محققین بحث سپر تورمی بودن دارایی‌ها مورد تردید قرار گرفته است. از دیدگاه گروهی دیگر هیچ رابطه معنی‌داری بین نرخ تورم و بازده دارایی‌ها وجود ندارد و این موضوع ابهامات موجود در این زمینه را افزایش داده است. (جعفری صمیمی، یحیی زاده‌فر، ۱۳۸۰)

بن برنچ[۴] (۱۹۷۴) برای پاسخ به این سؤال که سهام تا چه حد می‌تواند به عنوان سپر تورم محسوب شود. از اطلاعات مربوط به شاخص بین‌المللی سهام، نرخ تورم و تولیدات صنعتی از سالنامه آماری سازمان ملل برای ۲۲کشور طی سالهای ۱۹۵۲-۱۹۶۵ استفاده نموده است و در نهایت به این نتیجه دست یافت که سهام یک سپر تورمی ضعیف است و یک سپر تورمی بلندمدت محسوب نمی‌شود.

فاما و شوورت (۱۹۷۷) به مقایسه انواع اوراق قرضه دولتی درآمد نیروی کار، زمین مسکونی خصوصی و سهام در زمینه توانایی آن‌ها برای حفظ ارزش در برابر تغییرات

پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده نرخ‌های تورم در دوره ۱۹۷۱-۱۹۵۳ پرداختند. نتیجه کار این دو نفر آن بود که تنها زمین مسکونی خصوصی محافظی کامل در برابر تورم پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی نشده است.

گلتکین[5] (۱۹۸۳) با بررسی رابطه بازده سهام و تورم در ۲۶ کشور با استفاده از یک رگرسیون ساده خطی فرضیه فیشر مبنی بر آن‌که بازده واقعی سهام عادی و نرخ‌های تورم منتظره مستقل از یکدیگرند را مورد آزمون قرار داده و نشان داد که برای اکثر کشورهای مورد بررسی رابطه بازده سهام و تورم از نظر آماری معنادار نیست و فقط در مورد چهار کشور این رابطه معنی‌دار و منفی است و در مورد ۲ کشور این رابطه معنادار و مثبت است.

بادوخ و ریچاردسون[6] (۱۹۹۳) رابطه بین نرخ تورم منتظره و بازده سهام را با استفاده از اطلاعات سالانه تورم و

جدول ۱: نگاهی اجمالی و مقایسه‌ای به مطالعات صورت گرفته

نام محقق	روش تحقیق	نتایج تحقیق
فاما(۱۹۸۱)	روش همبستگی	رابطه ی بین بازده و تورم بر خلاف فرضیه فیشر در شرایط تورم رکودی است.
سلنیک (۱۹۸۳)	ضریب همبستگی پیرسون	ضریب همبستگی بین تورم و بازده سهام در ۹ کشور نشان داد که ضریب برای یک کشور مثبت است و تنها در یک کشور رابطه بازده سهام و تورم مثبت است.
دارات و کلاسکاک (۱۹۸۹)	روش اقتصادسنجی VAR	با استفاده از روش مذکور آن‌ها به این نتیجه رسیدند که بین تورم و بازده سرمایه‌گذاری در مسکن رابطه معناداری یافت نمی‌شود اما بین این بازده و پایه پولی با یک دوره تأخیر رابطه معناداری دیده شد.
هارتزل، هاکمن و مایلز (۱۹۸۹)	حداقل مربعات دو مرحله‌ای	نتایج حاکی از این است که بازده زمین و ساختمان‌های تجاری پوشش مناسبی در مقابل تورم منتظره و غیرمنتظره است.
گراهام (۱۹۹۶)	روش حداکثر راست نمایی	رابطه بین بازده واقعی سهام بین سال‌های ۱۹۷۶ تا ۱۹۸۲ مثبت و قبل و بعد از این دوره رابطه بازده و تورم منفی است.
کاپریل و چونگ (۱۹۹۷)	یوهانسون و آزمون‌های هم انباشتگی	رابطه بین قیمت واقعی سهام و تورم منتظره و غیرمنتظره منفی است و سهام پوشش مناسبی در مقابل تورم منتظره و غیرمنتظره نیست.
استیونسن و ماری(۱۹۹۹)	روش هم انباشتگی	بین تورم و مسکن رابطه بلندمدت وجود دارد و مسکن می‌تواند پوشش مناسبی در مقابل تورم باشد.
مارک‌چو پین و مسن ژونگ (۲۰۰۰)	روش تصحیح خطای برداری	رابطه بین تورم و بازده واقعی سهام بعد از جنگ جهانی دوم منفی است و سهام نمی‌تواند پوشش مناسبی در مقابل تورم باشد.
کیم و این (۲۰۰۵)	تجزیه و تحلیل موجک	نتایج نشان داد رابطه تورم و بازده سهام برای دوره یک ماهه و بیشتر از ۱۲۸ ماه مثبت و برای دوره‌های میان این دو دوره منفی است.
ورتینگتون و پهلوانی (۲۰۰۶)	روش هم جمعی با شکست ساختاری	نتایج نشان داد که طلا می‌تواند در بلندمدت پوشش مناسبی در مقابل تورم باشد.
محمد شهباز واسلام (۲۰۱۰)	روش ARDL	بین بازده سهام و تورم در بلندمدت رابطه مثبت وجود دارد و سهام پوشش مناسبی در مقابل تورم در کشور پاکستان است.
کان مین ونگ و همکاران (۲۰۱۳)	ازمون همجمعی	نتایج نشان دادکه درکوتاه مدت طلا پوشش مناسبی در مقابل تورم در کشورهای آمریکا و ژاپن نیست اما در بلندمدت پوشش مناسبی در برابر آن است.
آویرال تیواری و همکاران(۲۰۱۷)	تجزیه و تحلیل موجک	هیچ نتایجی حاکی از پوشش تورمی بودن اوراق بهادار در انگلستان مشاهده نگردید.
صمیمی و یحیی زاده فر (۱۳۸۱)	تحلیل نظری و مروری	هنوز نتیجه قطعی از رابطه سهام با تورم ارائه نشده است.
عزیزی (۱۳۸۳)	روش VAR	تورم توضیح‌دهنده شاخص بازده نقدی و بازده کل است اما شاخص قیمت سهام را توضیح نمی‌دهد. ولی شاخص قیمت سهام توضیح‌دهنده تورم نیست
طیبی و ترکی (۱۳۸۵)	روش VAR	رابطه‌ای مثبت بین ارزهای خارجی و تورم وجود دارد و ارزهای خارجی پوشش مناسبی در مقابل تورم هستند.
کشاورز و ستاری (۱۳۸۹)	الگوی تصحیح خطای برداری	نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، هر سه دارایی زمین، سکه طلا و سهام پوشش مناسبی در برابر تورم بوده است.
مشیری و همکاران (۱۳۸۹)	تجزیه و تحلیل موجک	نتایج تحلیل رگرسیون در محدوده موجک و همبستگی موجک نشان می‌دهد که رابطه بین تورم و بازده سهام در افق کوتاه مدت، منفی و در افق میان‌مدت و بلندمدت مثبت است.

منبع:یافته‌های تحقیق

بازده سهام و نرخ بهره بلندمدت و کوتاه مدت در طی دوره ۱۹۹۰-۱۸۰۲ برای کشورهای انگلستان و آمریکا بررسی نمودند. آن‌ها در این تحقیق نتیجه‌گیری کردند که چنانچه دوره آزمون بلندمدت باشد مدل فیشر معتبر خواهد بود؛ یعنی رابطه مثبتی بین بازده اسمی سهام و تورم در بلندمدت وجود دارد. ولی برای کوتاه مدت این رابطه منفی خواهد بود.

نتایج کار قوش[۷] و همکاران (۲۰۰۴) حاکی از آن است که حرکات کوتاه مدت در قیمت طلا با افزایش قیمت طلا در طول زمان با نرخ تورم عمومی سازگار است و از این رو طلا به عنوان یک حصار تورمی کارا در برابر تورم می‌باشد.

سزو دورائی و بهادری[۸] (۲۰۰۹) با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله ای به این نتیجه رسیدند که بین تورم و بازده اسمی و نیز واقعی سهام در کشور هند رابطه‌ای منفی وجود دارد که این با نظریه فیشر مغایرت دارد.

شهباز، تهیر و عمران[۹] (۲۰۱۳) در مطالعه ای در پاکستان، توانایی طلا برای پوشش تورمی بودن را با استفاده از روش همجمعی با حضور شکست‌های ساختاری مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این است که طلا هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت سپر مناسبی در مقابل تورم می‌باشد.

رزاقی (۱۳۸۲) با بررسی ۴۸ شرکت در فاصله زمانی ۱۳۷۰ لغایت ۱۳۸۰ به وجود یک رابطه معنی‌دار و مستقیم بین نرخ تورم و نرخ واقعی سالانه سهام شرکت‌های نمونه رسیده است.

بررسی امیر رحیمی در سال ۱۳۸۴ در مورد کشور ایران با استفاده از داده‌های ماهانه طی سالهای ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۳ نیز نشان داد که نتیجه نهایی افزایش تورم در بلندمدت کاهش بازده واقعی سهام را در پی خواهد داشت.

پازوکی، نیما و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از تبدیل موجک، میزان همبستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاسهای زمانی مختلف را بررسی کرده اند. نتایج نشان میدهد که حتی در مواقعی که همبستگی مستقیم معنی داری میان دو متغیر وجود ندارد، همبستگی‌های معنی‌داری در بازه‌های زمانی مختلف وجود دارد.

در جدول (۱) تعداد دیگری از مطالعات خارجی و داخلی انجام گرفته در زمینه ی ارتباط تورم با سایر دارایی‌ها و نتیجه آنها به طور خلاصه آمده است.

همان‌گونه که نتایج تحقیقات مختلف نشان می‌دهد رابطه تورم و بازده دارایی‌ها برای کشورهای مختلف، متفاوت است. لذا می‌توان به این نتیجه دست یافت که هنوز اجماع نظری در مورد این رابطه میان محققین وجود ندارد.

۴. روش تحقیق

۴-۱. موجک

موجک‌ها توابع ریاضی‌اند که داده‌ها را به مؤلفه‌های فرکانسی تشکیل‌دهنده آن‌ها تفکیک کرده و هر مؤلفه را با قدرت تفکیک یا توان تفکیک متناسب با مقیاس آن مؤلفه مورد مطالعه قرار می‌دهند. موجک‌ها نمونه‌های انتقال‌یافته و مقیاس شده یک تابع (موجک مادر) با طول متناهی و نوسانی شدیداً میرا هستند. در نظریه موجک‌ها اگر پنجره مورد مطالعه بزرگ باشد ویژگی‌های کلی سری زمانی دیده می‌شود و اگر پنجره مورد مطالعه کوچک باشد جزییات مورد توجه بیشتری خواهند بود. در این تبدیل با استفاده از موجک پایه و با مقیاس کردن و انتقال زمانی آن، داده‌ها تجزیه و تحلیل می‌گردند. هرچه مقیاس مورد استفاده بزرگ‌تر باشد موجک پایه بیشتر کشیده شده و تجزیه و تحلیل بر روی مؤلفه‌های فرکانس پایین انجام خواهد شد. بر عکس هرچه مقیاس مورد استفاده کوچک‌تر باشد موجک پایه بیشتر فشرده‌شده و تجزیه و تحلیل بر روی مؤلفه‌های فرکانس بالا انجام می‌گردد. مؤلفه‌های فرکانس پایین (مقیاس بزرگ) نشانگر روند یک سری زمانی و مؤلفه‌های فرکانس بالا (مقیاس کوچک) نشانگر تغییرات فصلی، دوره‌ای و نامنظم یک سری زمانی می‌باشند.استفاده از ابزارهای ریاضی مانند تبدیل موجک سبب دقیق تر شدن تجزیه و تحلیل‌های انجام‌شده بر روی سری‌های زمانی مالی می‌گردد. (پازوکی و همکاران، ۱۳۹۲)

۴-۲. تحلیل تبدیلات موجک

به طور کلی در تحلیل طیفی، یک سری زمانی از طریق یک تبدیل متعامد به یک سری از اجزا با دامنه و فرکانس‌های متفاوت تبدیل می‌گردد که هر یک از این اجزاء خود، سری‌های زمانی جدیدی می‌باشند که علاوه بر حفظ خصوصیات سری زمانی اصلی دارای ویژگی‌های اضافه دیگری می‌باشند. (کیم و این[۱۰]، ۲۰۰۵)

در تبدیلات موجک فضای ورودی ما از جنس مکان یا زمان یا هر دو هستند و فضای خروجی ما از جنس فرکانس یا مقیاس است و ما یک پدیده را در فضای جدید توصیف می‌کنیم در حقیقت استخراج ویژگی، بخش‌های مهم اطلاعات را استخراج و بخش‌های زائد را حذف می‌کند. روش‌های تحلیل طیفی سنتی مانند تحلیل فوریه دارای محدودیت‌هایی هستند که از آن جمله می‌توان به نامناسب

بودن آن‌ها برای تحلیل تغییرات ناگهانی، گسستگی‌ها و یا سایر تغییرات محلی و موضعی در سری‌های زمانی اشاره کرد. آنالیز فوریه یک حالت بسیار خاص از تبدیلات موجک است. در سری فوریه و دیگر سری‌ها هدف این است که تابع را به صورت ترکیبی وزن دار از تابعی پایه بنویسیم که به این تابع پایه که در زیر $\emptyset_i(x)$ است تابع کرنل[11] می‌گویند.

$$F(t) = \sum w_i \emptyset_i(x) \qquad (۴)$$

توابع کرنل توابع بسیار مهمی هستند که باید به صورت هوشمندانه‌ای انتخاب شوند. در سری فوریه به جای توابع کرنل توابع سینوسی قرارداد. در حقیقت تابع را به مجموعه وزن دار از چند تابع سینوسی تبدیل کرد.

$$F(t) = \sum_{n=1}^{\infty} w_n \sin(2\pi n f_0 t) \qquad (۵)$$

که در آن w_n سهم سینوسی در شکل تابع است. مشکل تبدیل فوریه این است که باید تا بی‌نهایت نوسان کند و سیگنال اصلی ما یک رفتار ثابت در طی زمان داشته باشد و در صورتی که در بازه‌ای از زمان رفتار تغییر کند تبدیل فوریه نتیجه قابل قبولی به ما نمی‌دهد و اگر بخواهیم تفکیک پذیری یا شفافیت[12] بالایی داشته باشیم با حجم بسیار گسترده‌ای از اطلاعات روبرو می‌شویم. تبدیلات موجک با توابع کرنل خاص و فروضی، جهت محدود کردن توابع و رفع مشکل تغییرات محلی و موضعی ارائه شدند که اگر تابع کرنل یک تابع سینوسی در تبدیل موجک باشد به همان تبدیل فوریه می‌رسیم. درحالی‌که تبدیل فوریه تابعی از فرکانس است تبدیل موجک تابعی از مقیاس می‌باشد. البته در واقع مقیاس در تبدیل موجک مرتبط با فرکانس می‌باشد. به طور کلی مقیاس رابطه معکوس با فرکانس دارد. اگر پارامتر مقیاس افزایش یابد تابع پایه تبدیل موجک در حوزه زمان کشیده می‌شود و در حوزه فرکانس به سمت فرکانس‌های پایین شیفت پیدا می‌کند. به طور عکس با کاهش مقدار پارامتر مقیاس، تابع پایه تبدیل موجک در حوزه زمان فشرده می‌گردد، فرکانس‌های مورد تشخیص آن افزایش می‌یابد و به سمت فرکانس‌های بالا شیفت پیدا می‌کند.

به طور خلاصه یک تابع موجک $\psi(t)$ تابعی از زمان است که از قاعده زیر که به آن شرط پذیرش میگویند پیروی می‌نماید:

$$C_\psi = \int_{\circ}^{\infty} \frac{|\psi(f)|}{f} df < \infty \qquad (۶)$$

که در فرمول فوق $\psi(f)$ تبدیل فوریه $\psi(t)$ می‌باشد این شرط تضمین می‌کند که وقتی f به سمت صفر میل می‌کند ψ نیز به سرعت به سمت صفر نزدیک می‌شود در واقع برای اینکه $C_\psi < \infty$ باشد باید این شرط را تحمیل کنیم که $\psi(0)=0$ که معادل است با :

$$\int_{-\infty}^{\infty} \psi(t)dt = 0 \qquad (۷)$$

شرط دومی که بر تابع موجک اعمال می‌گردد واحد بودن انرژی آن است:

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\psi(t)|^2 dt = 1 \qquad (۸)$$

$$W(u,s) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t)\psi_{u,s}(t)dt \qquad (۹)$$

$$\Psi u,s(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-u}{s}\right) \qquad (۱۰)$$

تبدیل موجک پیوسته تابعی از دو متغیر s و u بوده و به طور ساده از ضرب تابع مورد نظر در تابع موجک و انتگرال‌گیری از حاصل‌ضرب به دست می‌آید اگر فرض کنیم x(t) تابعی از زمان باشد تبدیل موجک مورد نظر آن به صورت (۱۰) است، که در آن $\psi_{u,s}(t)$ در واقع همان تابع موجک ابتدایی است که به اندازه s اتساع داده‌شده و به اندازه u در محور زمان حرکت داده شده است. ضرایب حاصله در واقع تابعی از دو پارامتر s(مقیاس) و u(مقدار شیفت زمانی) هستند. با اعمال موجک‌های مادر مختلف بر روی یک تابع که در محور زمان حرکت داده شده است و اتساع نیز یافته است ساختار پیچیده تابع را به اجزای کوچک‌تر تقسیم می‌کنیم، به این کار تحلیل یا تجزیه تابع می‌گویند. اگر توابع موجک مورد استفاده در تحلیل، شرط پذیرش موجک را تأمین کنند می‌توان با استفاده از فرمول زیر و با عملیات معکوس بر روی ضرایب موجک به تابع اصلی رسید که به این عمل سنتز یا بازسازی تابع می‌گویند. خاصیت کلیدی تبدیل‌های موجک این است که می‌توانند توابع انتگرال پذیر مرتبه دوم را به طور کامل بازسازی نمایند.

$$X(t) = \frac{1}{C_\psi} \int_0^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} W(u,s)\psi_{u,s}(t)du\frac{ds}{s^2} \qquad (۱۱)$$

اگر از u و s نمونه‌برداری کنیم (یک تعداد معین مقیاس و تعداد معینی شیفت زمانی) باز هم می‌توان ضرایب موجک را به نحوی به دست آورد که بتوان تابع اصلی را روی آن‌ها بازسازی نمود. تبدیل حاصل از نمونه‌گیری گسسته از u و s را تبدیل موجک گسسته یا ناپیوسته می‌نامند. حداقل نمونه‌گیری از قاعده نایکوئیست[13] به دست میاید که به آن نمونه‌گیری بحرانی می‌گویند.

$$U = k2 - j \qquad s = 2 - j \qquad (۱۲)$$

با استفاده از جبر ماتریسی می‌توان تبدیل موجک گسسته را به طور مستقل از تبدیل موجک پیوسته به دست آورد. تقریب هر تابع گسسته و یا سری زمانی با استفاده از توابع موجک به صورت زیر به دست می‌آید.

$$F(t) = \sum s_{j,k}\,\varphi_{j,k}(t) + \sum d_{j,k}\,\psi_{j,k}(t)\ \sum d_{j-1,k}\,\psi_{j-1,k}(t) + \cdots + + \sum d_{1,k}\,\psi_{1,k}(t) \qquad (۱۳)$$

که در فرمول (۱۳)، j تعداد سطوح آنالیز یا مقیاس‌ها و k مقدار شیفت زمانی در هر سطح را نشان می‌دهند. توابع ψ و φ توابع متعامد موجک هستند که به صورت زیر تعریف می‌شوند.

$$\varphi_{j,k} = 2^{\frac{j}{2}}\varphi(\frac{t-2^j k}{2^j}) \quad , \quad \psi_{j,k} = 2^{\frac{j}{2}}\psi(\frac{t-2^j k}{2^j}) \qquad (۱۴)$$

$$S_{j,k} = \int x(t)\varphi_{j,k}(t)dt \quad , \quad d_{j,k} \approx \int x(t)\psi_{j,k}(t)dt \qquad (۱۵)$$

که در روابط فوق موجک $\varphi(t)$ را اصطلاحاً موجک پدر و موجک$\psi(t)$ را موجک مادر می‌نامند. به طور کلی به توابع φ توابع مقیاس گر و به توابع ψ توابع موجک می‌گویند. ضرایب موجک نیز از روابطی به دست میایند که $S_{j,k}$ها را هموار یا تخمین سطح jام و $d_{j,k}$ها را جزئیات سطح jام می‌نامند.

باید توجه نمود که تعداد سطوحی که می‌توان تا آن سطح اطلاعات را به کمک تبدیل موجک گسسته که برای داده‌های گسسته استفاده میشود تجزیه نمود بستگی به تعداد مشاهدات سری زمانی اصلی دارد و شرط زیر همواره بایستی صادق باشد.

$$2^j \leq N \qquad (۱۶)$$

۵. یافته‌ها و تجزیه و تحلیل تجربی

در این بخش ابتدا مدل تحقیق ارایه میشود و سپس به معرفی متغیرهای استفاده شده در پژوهش می‌پردازیم، ابتدا سری‌های زمانی مورد بررسی توسط نرم‌افزار متلب به سری‌های زمانی مختلفی تقسیم می‌شوند و آنگاه رابطه بین بازده دارایی ها(شامل:سهام، دلار و طلا) و تورم به صورت رگرسیون برای هر سری زمانی جدید با سری زمانی مربوط به تورم تجزیه‌شده بررسی و فرضیه فیشر مبنی بر وجود رابطه مثبت بین بازدهی اسمی دارایی‌ها برای دوره‌های زمانی متفاوت آزمون می‌شود.

۵-۱. آزمون فرضیه‌ها و ارائه مدل

به منظور آزمون فرضیه فیشر از تکنیک رگرسیون خطی استفاده شده است و مدل زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$R^r_{jt} = \alpha_j + \beta_j INF_t + \nu_{jt} \qquad (۱۷)$$

که در آن R^r_{tj} بازده دارایی(که در این پژوهش عبارتند از: نرخ رشد ارزش دلار (D)، نرخ رشد شاخص قیمت و بازده نقدی سهام(ST)، نرخ رشد قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم(G))، α_j جمله ثابت و INF_t نرخ تورم است. اگر β مثبت و معنی‌دار باشد دارایی مورد نظر می‌تواند پوشش مناسبی در مقابل تورم باشد و فرضیه فیشر تأیید می‌شود.

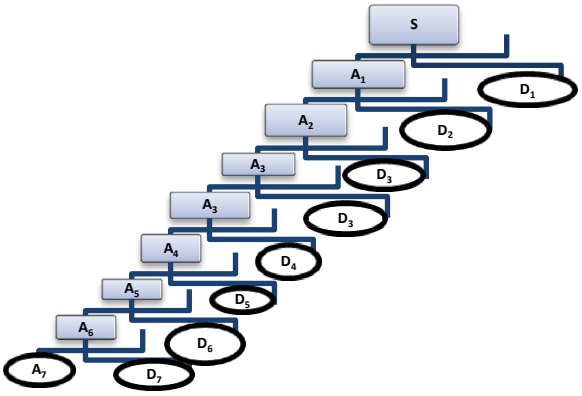
۵-۲. معرفی متغیرهای پژوهش

تورم(INF): داده‌های این شاخص به صورت ماهانه از فروردین سال ۱۳۷۹ تا آبان ۱۳۹۳ جمع‌آوری شده است.

نرخ رشد ارزش دلار (D): داده‌های این شاخص به صورت ماهانه از فروردین سال ۱۳۷۹ تا آبان ۱۳۹۳ جمع‌آوری شده است.

نرخ رشد شاخص قیمت و بازده نقدی سهام(ST): داده‌های این شاخص به صورت ماهانه از فروردین سال ۱۳۷۹ تا آبان ۱۳۹۳ جمع‌آوری شده است.

نرخ رشد قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم(G): داده‌های این شاخص به صورت ماهانه از فروردین سال ۱۳۷۹ تا آبان ۱۳۹۳ جمع‌آوری شده است.



نمودار ۱: تجزیه سری اصلی به ۷ سطح

جدول ۲: تجزیه داده‌ها به مقیاسهای مختلف

مقیاس	D_7	D_6	D_5	D_4	D_3	D_2	D_1	A_7
سطح	سطح ۷	سطح۶	سطح ۵	سطح ۴	سطح ۳	سطح ۲	سطح ۱	تقریب
دوره زمانی	۱/۳۷۵ ماه	۲/۷۵ ماه	۵/۵ ماه	۱۱ماه	۲۲ ماه	۴۴ماه	۸۸ماه	دوره‌های بزرگ‌تر از ۱۷۶ ماهه
دوره زمانی	۴۱روز	۸۲روز	۱۶۵روز	۳۳۰ روز	۶۶۰ روز	۱۳۲۰ روز	۲۶۴۰روز	دوره‌های بزرگ‌تر از۵۲۸۰روز

۵-۳. تجزیه و تحلیل موجک

همان طور که قبلاً نیز بیان شد تعداد سطوحی که میتوان یک سری زمانی را با استفاده از تبدیل موجک تجزیه نمود با محدودیت $2^j < N$ روبروست که j تعداد سطوح و N تعداد داده‌هاست، بدین ترتیب داده‌های ماهانه تا هفت سطح قابل‌تجزیه هستند. از آنجا که تعداد داده‌های ماهانه از فروردین ۱۳۷۹ تا آبانماه ۱۳۹۳ در این پژوهش ۱۷۵ می‌باشد کار تجزیه تا ۷ سطح انجام شده است.

$$۲^۶ = ۶۴ \ ، \ ۶۴ < ۱۷۵ < ۲۵۶ \ ، \ ۲^۸ = ۲۵۶$$

بدین گونه که سری زمانی اصلی به ۸ سری زمانی جدید تبدیل شده که هر سری زمانی نماینده یک دوره زمانی است.

$$S=A_7+D_1+D_2+D_3+D_4+D_5+D_6+D_7$$

مؤلفه تخمین سطح هفت $=A_7$

مؤلفه جزئیات سطح یک تا هفت= $D_1+D_2+D_3+D_4+D_5+D_6+D_7$

در سطح jمقدار مقیاس 2^j و قدرت تفکیک با فرمول زیربدست می‌آید:

$$a = 2^j, \text{resolution} = \frac{N}{a} \qquad (۱۷)$$

با توجه به این فرمول بازه زمانی در سطوح مختلف بدست آمده است. پس از تجزیه سری‌های زمانی به مؤلفه‌های با مقیاس‌های زمانی مختلف، ضریب فرضیه فیشر(β) را برای مؤلفه‌های با مقیاس‌های زمانی مشابه به صورت دو به دو محاسبه می‌کنیم.

مهم‌ترین مزیت تجزیه و تحلیل موجک، توانایی آن در تجزیه داده‌ها به چندین مقیاس زمانی و افق‌های زمانی متفاوت و محدود نبودن به دو مقیاس زمانی کوتاه مدت و بلندمدت است.

۵-۴. بررسی رابطه بین بازده سهام و تورم بر اساس مدل تحقیق

در ابتدا سری زمانی تورم و سپس بازده سهام را که به صورت ماهیانه می‌باشد با استفاده از تبدیل موجک به ۸ سری زمانی تجزیه می‌کنیم. همان طور که قبلا بیان شد هر سری زمانی جدید نماینده یک دوره زمانی می‌باشد. سپس رابطه بین سطوح زمانی همسان تورم و بازده سهام را با استفاده از مدل تحقیق بررسی میکنیم. که نتایج حاصل به صورت خلاصه در جدول شماره ۳ ارایه می‌گردد.

همانطور که جدول ۳ نشان می‌دهد، در مدل بررسی پوشش تورمی بودن سهام، ضریب تورم در معادله فیشر برای سطوحD_1، D_4، D_5، D_7 مثبت و موید نظریه فیشر و در سطوح D3,D6 منفی بوده و برای سطوح D1,D2 بی معنی است. همچنین، نتایج حاکی از آن است که بیشترین ضریب مربوط به سطح D_7 می‌باشد.

۵-۵. بررسی رابطه بین ارزش دلار و تورم بر اساس مدل تحقیق

در ابتدا سری زمانی تورم و سپس ارزش دلار را که به صورت ماهیانه میباشد با استفاده از تبدیل موجک به ۸ سری زمانی تجزیه می‌کنیم. همان طور که قبلا بیان شد هر سری زمانی جدید نماینده یک دوره زمانی می‌باشد. سپس رابطه بین سطوح زمانی همسان تورم و ارزش دلار را با استفاده از مدل تحقیق بررسی می‌کنیم. که نتایج حاصل به صورت خلاصه در جدول ۴ ارایه می‌گردد.

جدول ۳: خلاصه نتایج تحلیل رگرسیون

D_7	D_6	D_5	D_4	D_3	D_2	D_1	A_7
۱۰/۸۲	-۱/۲۷	۲/۰۶	۰/۸۳	-۱/۶	-۰/۹۳	۰/۶۲	-۱/۰۶
(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۱۳)	(۰/۰۱)	(۰/۲۳)	(۰/۷۰)	(۰/۰۰)
معنادار	معنادار	معنادار	بی‌معنی	معنادار	بی‌معنی	بی‌معنی	معنادار

منبع:یافته‌های تحقیق

* شایان ذکر است که سطح معنی داری ۵٪ بوده و مقادیر درون پرانتزها، احتمال مربوط به آماره F نتایج رگرسیون، برای تعیین معنی دار بودن کل رگرسیون می‌باشد، که این احتمال در رگرسیون دو متغیره، برابر مقدار احتمال مربوط به آماره ی t ضریب برآوردی نیز می‌باشد.

جدول ۴: خلاصه نتایج تحلیل رگرسیون

D_7	D_6	D_5	D_4	D_3	D_2	D_1	A_7
۴/۲۳	۲/۶	۰/۷	۱/۶	۰/۳۹	۰/۹۴	/۶۵	۲/۹
(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰)	(۰/۰۶)	(۰/۰۰)	۰(۰/۱۸)	(۰/۰۰)
معنادار	معنادار	معنادار	معنادار	بی‌معنی	معنادار	بی‌معنی	معنادار

منبع:یافته‌های تحقیق

*سطح معنی داری ۵٪ بوده و از آماره F نتایج رگرسیون، برای تعیین معنی دار بودن کل رگرسیون استفاده شده است.

جدول ۵: خلاصه نتایج تحلیل رگرسیون

D_7	D_6	D_5	D_4	D_3	D_2	D_1	A_7
۰/۷۷	۱/۴	۰/۳۲	۲/۹	۲/۳	۱/۱۲	۰/۵۵	۰/۷۷
(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۱۵)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)	(۰/۳۵)	(۰/۰۰)
معنادار	معنادار	بی‌معنی	معنادار	معنادار	معنادار	بی‌معنی	معنادار

منبع:یافته‌های تحقیق

×سطح معنی داری ۵٪ بوده و از آماره F نتایج رگرسیون، برای تعیین معنی دار بودن کل رگرسیون استفاده شده است.

جدول ۴ نشان می‌دهد که در مدل بررسی پوشش تورمی بودن دلار در مقیاس‌های مختلف، ضریب تورم در معادله فیشر برای تمام سطوح(بجز D1 , D3) مثبت و تایید کننده فرضیه فیشر می‌باشد. ضمناً بیشترین ضریب تورم نیز مربوط به سطح D_7 می‌باشد.

۵-۶. بررسی رابطه بین قیمت طلا و تورم بر اساس مدل تحقیق

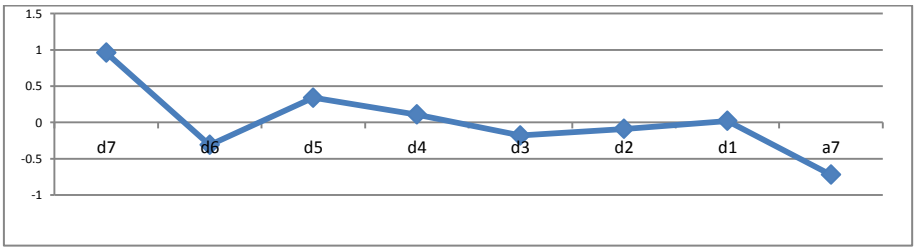
در ابتدا سری زمانی تورم و سپس قیمت طلا را که به صورت ماهیانه می‌باشد با استفاده از تبدیل موجک به ۸ سری زمانی تجزیه می‌کنیم. همان طور که قبلا بیان شد هر سری زمانی جدید نماینده یک دوره زمانی می‌باشد. سپس رابطه بین سطوح زمانی همسان تورم و قیمت طلا را با استفاده از مدل تحقیق بررسی می‌کنیم. که نتایج حاصل به صورت خلاصه در جدول ۵ ارایه می‌گردد.

نتایج مربوط به مدل بررسی پوشش تورمی بودن طلا در مقیاس‌های مختلف در جدول ۵ آمده است که بیانگر آن است که ضریب تورم در معادله فیشر برای تمامی سطوح (بجز D1,D5)تایید کننده فرضیه فیشر میباشد و بیشترین ضریب نیز مربوط به سطح D_4 می‌باشد.

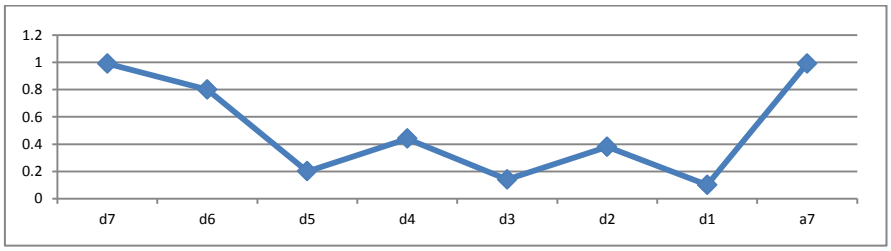
۵-۷. بررسی ضریب همبستگی بین تورم و دارایی‌ها در دوره‌های زمانی مختلف

در این قسمت وضعیت همبستگی بین تورم و دارایی‌های بکار رفته در پژوهش برای مقیاس‌های مختلف زمانی حاصل از تجزیه و تحلیل موجک، با استفاده از نمودار بررسی می‌شود. همانطور که پیشتر توضیح داده شد، توسط تبدیل چند مقیاسی موجک، هر سری زمانی به هشت سطح با مقیاسهای متفاوت تفکیک گردید. لذا در ادامه همبستگی بین تورم و هر یک از متغیرهای مورد بررسی (سهام، دلار و طلا) برای هر یک از سطوح ۸ گانه ی تفکیک شده، در نمودارهای جداگانه ای ارایه می‌گردد.

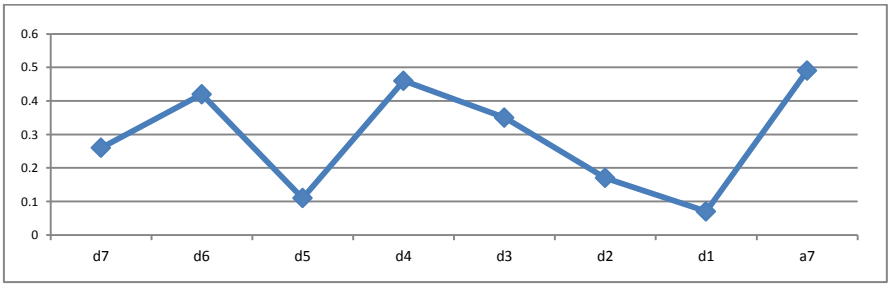
همان گونه که در نمودار(۲) مشاهده می‌شود رابطه مثبت بین بازده سهام و تورم در کوتاه‌ترین مدت (سطح d7) بیشترین مقدار و در بلندترین مدت (سطح a7) کمترین مقدار را داراست. در دوره‌های میان مدت هم این رابطه برخی زمان‌ها مثبت و در برخی زمانها منفی است.



نمودار۲: ضریب همبستگی دوره‌های مختلف بین تورم و سهام



نمودار: ضریب همبستگی دوره‌های مختلف بین تورم و دلار



نمودار ۴: ضریب همبستگی مستقیم و دوره‌های مختلف بین تورم و طلا

نمودار(۳) نشان می‌دهد که رابطه مثبت بین نرخ رشد ارزش دلار و تورم در کوتاه‌ترین مدت و بلند ترین مدت بیشترین مقدار و در دوره‌های میان مدت هم این رابطه همواره مثبت است.

نمودار(۴) گویای آن است که رابطه مثبت بین نرخ رشد قیمت طلا و تورم در بلند مدت و میان مدت بیشترین مقدار و در دوره کوتاه مدت هم این رابطه همواره مثبت است.

۶. نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش ابتدا با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک سری‌های زمانی تـورم و دارایی‌هایی نظیر سهام، طلا و ارز خارجی (دلار) در مقیاس‌های زمانی متفاوت شامل ۸ سطح تجزیه شدند؛ که هر سطح نشانگر یک دوره زمانی است. سپس با استفاده از رابطه فیشر و مدل ارایه شده ارتباط بین بازدهی دارایی‌های مذکور و تورم مورد آزمون قرار گرفت و نتایج زیر بدست آمد:

نتایج تخمین‌ها نشان می‌دهند که ضریب تورم در مورد بورس(سهام) در کوتاه مدت ترین بازه که ۴۱ روز است بیش‌ترین اندازه را دارد و چون این ضریب مثبت است سرمایه‌گذاری در این دوره زمانی بر روی بورس اوراق بهادار تهران پوشش مناسبی در مقابل تورم است، این رابطه برای دوره ۱۶۵ روز نیز مثبت و معنادار اما ضعیف‌تر و برای دوره‌های ۳۳۰ و ۲۶۴۰ روز مثبت اما بی‌معنی است. این رابطه برای دوره زمانی ۸۲ روز، ۶۶۰ روز، ۱۳۲۰ روز و دوره‌های بزرگ‌تر از ۵۲۸۰ روز منفی است و در این دوره‌ها سرمایه‌گذاری نمی‌تواند پوشش مناسبی در مقابل تورم باشد.

ضریب تورم در مورد دلار در دوره کوتاه مدت ۴۱ روز و بلندمدت‌ترین حالت یعنی دوره بیشتر از ۵۲۸۰ روز بیش‌ترین ضریب را دارد و سرمایه‌گذاری در دلار بیش‌ترین بازده را در شرایط تورمی در کوتاه‌ترین دوره و بلندمدت‌ترین دوره عاید سرمایه‌گذار می‌کند اما نباید فراموش کرد که رابطه بین تورم و نرخ رشد ارزش دلار همواره مثبت است و بجز دوره ۶۶۰ و ۲۶۴۰ روز که این ضریب بی‌معنی است بقیه ضرایب معنادار است.

به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاری روی طلا بر خلاف دو دارایی دیگر در دوره‌های بلندمدت و کوتاه مدت سرمایه‌گذاری پر بازده‌ای نباشد. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین تورم و بازدهی طلا در تمام دوره‌ها مثبت است. اما در دوره‌های ۱۶۵ روز و ۱۳۲۰ روز از نظر آماری معنا دار نیست و بیش‌ترین ضریب مربوط به دوره ۳۳۰ روز و ۶۶۰ روز میباشد.

به طور کلی اگر بخواهیم در مورد سوالات تحقیق صحبت کنیم در جاهایی که ضریب تورم مثبت و معنادار است فرضیه فیشر تایید و اگر مقدار این ضریب بیشتر از یک باشد دارایی مورد نظر پوشش بسیار خوبی در مقابل تورم است و اگر ضریب تورم منفی باشد فرضیه فیشر تایید نخواهد شد.

با توجه به نیاز سرمایه گذاران به سرمایه گذاری‌های مطمئن در شرایط تورمی پیشنهاد می‌گردد سیاستگذاران عرصه اقتصاد با استفاده از نتایج این گونه تحقیقات که هم دوره‌های زمانی و هم نوع دارایی‌های خاص را مورد بررسی قرار می‌دهد و در نوع خود موضوع جدیدی است، شرایط

سرمایه گذاری خصوصا در بازار سرمایه را فراهم نمایند تا سرمایه‌های کشور به جای حضور در بازارهای غیر مولد به بازارهای مولد راهی شده و موجبات رشد اقتصادی کشور را فراهم نماید.

همچنین پیشنهاد می‌گردد که محققان برای بررسی رفتارسایر سری‌های زمانی مالی و اقتصادی در بازه‌های مختلف زمانی از روش تجزیه و تحلیل موجک استفاده نمایند تا به طور دقیق تر به ارتباط و همبستگی بین متغیرها پی برده و با بهره گیری از اطلاعات و نتایج حاصله، پیش بینی‌های دقیق‌تری در عرصه‌های مختلف اقتصادی داشته باشند.

منابع و مآخذ

ابراهیمی، محسن و نوشین شکری.۱۳۹۰.بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تاکید بر نقش سیاست پولی.فصلنامه مدلسازی اقتصادی.سال ۵شماره ۱.

امیر رحیمی، ح (۱۳۸۴). *اثر تورم بر بازده واقعی سهام بورس تهران*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس.

پازوکی، نیما، اکرم حمیدیان، شاپور محمدی و وحید محمودی (۱۳۹۲). "استفاده از تبدیل موجک جهت بررسی میزان همبستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاسهای زمانی مختلف". فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری **۲**(۷): ۱۴۸-۱۳۱.

جعفری صمیمی، احمد و محمود یحیی زاده فر (۱۳۸۰). "بررسی تورم و بازده سهام: تحلیل نظری و مروری بر ادبیات". فصلنامه علمی پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا**۱۱**(۳۷):۱۵۸-۱۱۵.

رزاقی، داوود (۱۳۸۲). *رابطه بین تورم و بازده سهام*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

طیبی، سید کمیل، وترکی لیلا. ۱۳۸۵. نرخهای ارز و تورم در ایران. مجله اقتصاد مقداری، دور ۳، شماره ۳.

عزیزی، فیروزه. ۱۳۸۳. آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، شماره ۱۲.

کشاورز حداد، غلامرضا و ستاری محمد رضا. ۱۳۸۹. زمین، سکه یا سهام؛ کدام یک پوشش مناسبی در برابر تورم هستند؟. پژوهشهای اقتصادی ایران. شماره ۱۵، دوره۴۳.

مشیری، سعید، پاکیزه کامران، دبیریان منوچهر و جعفری ابولفضل. ۱۳۸۹. بررسی رابطه میان سهام و تورم با استفاده از تجزیه وتحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران . فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، دوره ۱۴، شماره ۴۲.

Alagidede,P. Panagiotidis,T,(2010). Can Common Stocks Provide A Hedge Against Inflation? Evidence from African Countries. Stirling Economics Discussion Paper,07:201-234

Boudoukh, J & Richardson, M (1992). Stock Returns and Inflation:A Long-Horizon Perspective. American Economic Review 83(5):1591-1603.

Branch. B (1974). Common Stock Performance and Inlfation: An International Comparison . The Journal of Business 47(1): 48-52.

Chopin, M. & M. Zhong (2000). Stock Returns, Inflation and The Macroeconomy. The journal of finance 2(3):133-155.

Darrat, A. F., & Glascock, J. L (1989). Real estate returns, money and fiscal deficits: Is the real estate market efficient?. Journal of Real Estate Finance and Economics 2(3):197–208.

Fama, E (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. The American Economic Review 7(1):545-563.

Fama, E. F. & Schwert, W. G (1977). Assets Returns and Inflation. The Journal of Financial Economics 5(2):115-146.

Fama, E. F., and G. W. Schwert,(1977). Asset Returns and Inflation,*Journalof Financial Economics*, 5:2, 115–46

Fisher, I (1930). The Theory of Interest. New York, NY: MacMillan.

Ghosh, D. , Levin, E.J. & MacMillan, D. and Wright, R.E (2004). Gold as an inflation hedge?. Studies in Economics and Finance 22 (1):1-25.

Graham, Fed C (1996). Inflation, Real Stock Returns, and Monetary Policy. Applied Financial Economics 6:29-35.

Gultekin, N. B (1983). Stock Market Returns and Inflation, Evidence From Other Counties. The Journal of Finance 38(3):49-65.

Hartzell, D., J. Hekman & M. Miles (1987). Real Estate Returns and Inflation. Journal of the American Real Estate 15(1): 617-637.

J,boundoukh & M,Richardson (1993). Stock returns and inflation: a long horizon perspective. American economic review 83:1346-1355.

Kim, S, In, F (2005). The relationship between stock returns and inflation: new evidence from wavelet analysis. Journal of Empirical Finance 12:435-444.

Kuan-Min Wang, Yuang-Ming Lee and Thanh-Binh Nguyen Thi (2013). Does gold act as inflation hedge in the USA and Japan?. Transformations in Business and Economics 2(29):20-43.

M. Shahbaz, M. I. Tahir and Imran. A (2013). Is Gold Investment A Hedge against Inflation in Pakistan? A Cointegtaion and Causality Analysis in the Presence of Structural Breaks. Munich Personal RePEc Archive 5:1-31

Sethu durai, S. bahaduri, D (2009). stock price,inflation and output:evidence from wavelet analysis. Economic Modeling 26:1089-1092.

Shahbaz,M and Islam ,F (2010). Stocks as Hedge against Ination in Pakistan: Evidence from ARDL Approach. Munich Personal RePEc Archive 30970:1-35.

Solnik, B (1983). The Relation Between Stock Prices And Inflationary Expectations: The International Evidence. The Journal of Finance 38: 34-44.

Stevenson, S. and Murray, L (1999). An Examination of the Inflation Hedging Ability to Irish Real Estate. Journal of Real Estate Portfolio Management 5(1):59-69.

Tiwari. Aviral, Cunado.j. Gupta .r (2017).Are Stock Returns an Inflation Hedge for the UK? Evidence from a Wavelet Analysis Using Over Three Centuries of Data. University of Pretoria, Department of Economics

Tony caperale and chulho jung (1997). Inflation and real stock prices. Applied Financial Economics **7**(6):256-266.

Worthington, A. C. & Pahlavani, M (2007). Gold investment as an inflationary hedge: Cointegration evidence with allowance forendogenous structural breaks. Applied Financial Econmics Letters 6(4):259-262.

یادداشت‌ها

[1] *Irving fisher*
[2] *Fama and Schwert*
[3] *Alagidede and Panagiotidis*
[4] *Ben Branch*
[5] *Gultekin*
[6] *Boundoukh and Rochardson*
[7] *Ghosh*
[8] Sethu durai and Bahaduri
[9] *Shahbaz,Tahir and Imran*
[10] kim & in
[11] kernel
[12] *resolution*
[13] Nyquist rule