تأثیر سیاست های پولی و مالی بر قیمت دارایی های مالی در ایران

دکتر اکبر کمیجانی [۱] ، دکتر اسداله فرزین وش [۲] ، احمد نقیلو [۳]

چکیده

یکی از پیآمدهای مهم نوسان قیمت دارایی های مالی که در دهه های اخیر تشخیص و کنترل آن به موضوع بسیار مهم در عرصه سیاست های پولی ومالی تبدیل شده است، انحراف در سرمایه گذاری و تولید ملی، عدم تخصیص بهینه منابع وعوامل تولید، تغییر رفتار مصرف کنندگان و تولیدکنندگان، تشدید نقل و انتقال وجوه سرمایه در بازار دارایی های مالی،تغییر الگوی توزیع درآمدوعدم توازن منابع و مصارف نظام بانکی است. به جهت اهمیت این مساله در این پژوهش تاثیر سیاست های پولی و مالی

۱ . استاد دانشگاه تهران،عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد.
۲ . استاد دانشگاه تهران،عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد.
۳ . دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه آزاد واحد علوم وتحقیقات تهران.

بر روی قیمت دارایی های مالی درایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه با استفاده روش خود رگرسیو با وقفه های توزیعی ۱(ARDL)برای دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۹(فصلی)و محاسبه کشش های کوتاه مدت و بلندمدت و الگوهای خود تصحیح قیمت دارایی های مای۲ECMها نشان می دهدکه عوامل تاثیر گذار بر قیمت دارایی های مالی شامل تولید ناخالص داخلی، نرخ سود موزون شده حقیقی یانکی ، شاخص قیمت مصرف کنندگان، مخارج دولتی وحجم حقیقی پول بوده، و تفاوت کشش های کوتاه مدت و بلند مدت از وجود اثر بلند مدت بر روی قیمت دارایی ها ی مالی حکایت دارد. در مقایسه ی بین اثرات سیاست پولی ومالی بر روی نرخ ارز، کشش بلندمدت سیاست پولی نسبت به کشش سیاست مالی بزرگتر است.همینطور نتایج با مقایسه ضرایب متغییرها نشان می دهد که تاثیرسیاست پولی برروی نرخ ارز نسبت به سیاست مالی درکوتاه مدت و بلند مدت تاثیر گذارتر است. درمورد قیمت طلا و شاخص قیمت مسکن برعکس نرخ ارز، اثر بلند مدت سیاست مالی نسبت به سیاست پولی بیشتر است. همچنین موثرترین متغیر تاثیر گذار بر قیمت دارایی های مالی تورم وکم اثرترین متغیر نرخ سود موزون شده بانکی است. لذا اگر هدف کنترل قیمت دارایی ها برای جلوگیری ازحباب به منظورعدم کاهش سرمایه گذاری باشد، با توجه به نتایج این تحقیق، با تغییر نرخ سود بانکی ممکن نیست و راه حل کوتاه مدتی وجود ندارد و موثرترین روش تثبیت قیمت دارایی های مالی،کنترل تورم از طریق کنترل حجم نقدینگی و انضباط مالی است.

واژهای کلیدی: سیاست های پولی و مالی،قیمت دارایی های مالی،الگوی تصحیح خطا، روش خود رگرسیو با وقفه های توزیعی

[1]- Auto Regressive Distributed Lag Method
[2]-Error Correction Model

مقدمه

وجود و شکل گیری بحرانهای اخیر بین المللی و تمرکز بر ریشه و علل این بحرانها توجه سیاست مداران و اقتصاددانان را به سمت بازارهای مالی معطوف کرده است. بنابراین وجود نقدینگی بالا در کشور و بروز تورم و وجود حباب قیمتها در دارایی های مالی شناخت و بررسی این بازارها در ایران را ضروری تر می نماید.با توجه به سیاست تثبیت قیمتها که توسط دولت و بانک مرکزی طی سالهای گذشته انجام شده لازم است تأثیر سیاست های پولی و مالی بر فضای سفته بازی انواع بازار دارایی های مالی و همچنین تأثیر سیاست های طرف تقاضا، بر جذابیت سفته بازی دارایی های مالی مورد بررسی قرار گیرد. همچنین با نگاهی به گذشته در عملکرد دولت و بانک مرکزی چون پولی کردن کسری بودجه به شکل مکرّر، پرداخت یارانه های مستقیم و غیرمستقیم، اجرای سیاست های پولی و مالی انبساطی در شرایط بهبود قیمت جهانی نفت، نقدینگی در کشور افزایش یافته که این نقدینگی نه تنها عامل افزایش سطح عمومی قیمتها بوده بلکه بستر لازم را از یک سو با تغییر قیمت دارایی های مالی فضای سفته بازی ایجاد کرده و از سوی دیگر با ایجاد فضای سفته بازی موجب تشدید تورم گردیده است. همچنین در راستای بررسی اثر سیاست های پولی و مالی بر قیمت دارایی های مالی سعی بر آن

است که در ایران کانالهای تأثیرگذار بر قیمت دارایی های مالی مورد بررسی قرار گیرد. که با شناخت این کانالهای تأثیرگذار،افزایش سرمایه گذاری با جلوگیری از حباب قیمت ها,و به عنوان هدف کوتاه مدت رسیدن به تثبیت قیمتها، امکان پذیرتر خواهد بود.گرچه سیاست های پولی و کانالهای تأثیرگذار پولی بر قیمت دارایی های مالی مورد توجه اقتصاددانان می باشد، ولی بنظر می رسد علت و سرچشمه سیاست های متزلزل پولی بی انضباطی مالی است. لذا، در این پژوهش نه تنها به عکس العمل قیمت دارایی های مالی به سیاست های پولی بلکه به سیاست های مالی نیز توجه لازم و کافی شده است.ساختار این مقاله در ابتدا با ادبیات نظری بر پایه معرفی کانالهای پولی و مالی شروع شده سپس به پیشینه تحقیق در خصوص تاثیر سیاست های پولی ومالی بر روی قیمت دارایی های مالی پرداخته شده و پس از بررسی روش تحقیق، روش خود رگرسیوبا وقفه های توزیعی(ARDL)معرفی می شود.در نهایت تخمین معادلات صورت گرفته و بر اساس محاسبه کشش های کوتاه مدت و بلند مدت نتایج تفسیر می گردد.

ادبیات نظری تحقیق (کانالهای مختلف دیدگاه پولی و مالی)

کانال دیدگاه مالی: (تئوری سیاست مالی سطح قیمتها) مقاله کان، مک فارلن و رابینسون[1] (۲۰۰۹)این مقاله شواهد تجربی جامعی را ارائه می کند که از محاسبات پولی [2]سارجنت و والاس (۱۹۸۱) مبتنی بر اینکه افزایش قرضه عمومی تورم زا است دفاع می کند . یافته ها این رابطه را در کشورهای در حال توسعه و شدیدا بدهکار تایید می کنند که البته این رابطه در سایر کشورهای توسعه یافته ضعیف می باشد. این رابطه با لحاظ سایر متغیرها ، حذف قیود اعمال شده بر ضرایب، تصحیح تورش های درونزا و استفاده از زیرنمونه های کوچک حفظ می شود. آنها یک مدل VAR به منظور بررسی کانال تاثیر گذاری و توابع واکنش آنی برای مدل آینده نگر تورم تخمین زده اند. اثر ثروت ناشی از قرضه عمومی، به طوری که توسط تئوری مالی سطح قیمت بیان شده است، می تواند همچنین بر تورم اثر گذارد، ولی شواهد تجربی برای این ادعا یافت نمی شود . نتایج می گوید که خطر دام تورم ناشی از قرضه در کشورها شدیدا مقروض بالا می باشد، تثبیت پولی در میان مدت بعید است که موثر باشد. یافته ها بر اهمیت عوامل نهادی و ساختاری در برقراری ارتباط بین سیاست مالی و تورم تاکید دارد.

این عقیده که تورم یک پدیده پولی است، به طور گسترده ای در مکاتب فکری مورد قبول واقع شده است. بنابراین کاهش تورم موضوع مورد بحث سیاست پولی بخصوص در مراحل ابتدایی آن(کاهش

1Goohoon,Kwon,Mcfarlane
2Sargent and Wallace

تورم) می باشد. این مکتب فکری که بر پایه تئوری مقداری پول متکی است، تصور می کند که تورم به تنهایی با تغییر در عرضه نسبی پول و کالا تعیین می شود. برخلاف این زمینه فکری، در بسیاری از کشورها سیاست کاهش تورم با این هدف شکل می گیرد که رشد پولی در راستای انبساط درآمد اسمی محدود شود. بنابراین تعدادی از کشورها به بانکهای مرکزی خود این اجازه را دادند که مستقل باشند به این امید که آنها را در برابر سیاستهای مالی بی احتیاط حمایت کند.

کانالهای دیدگاه پولی

کانال نرخ بهره: هنگامی که در نرخ بهره اسمی معین، بانک مرکزی سیاست پولی انبساطی اجرا کند، نرخ بهره حقیقی کاهش می یابد. بنابراین هزینه سرمایه کاهش یافته و سرمایه گذاری و تولید افزایش می یابد. لذا تغییرات نرخ بهره بازاری توسط سیاست پولی، هزینه های سرمایه گذاری را کاهش یا افزایش می دهد و بدین ترتیب بر تقاضای کل و تولید تأثیر می گذارد. لذا با وجود چسبندگی های اسمی، اقدامهای سیستماتیک و غیرمنتظره سیاست پولی بر تولید تأثیر می گذارند.ویژگی مهم مکانیسم انتقال نرخ بهره، تأکید آن بر نرخ بهره حقیقی در مقابل نرخ بهره اسمی می باشد. این ویژگی است که تصمیمات مصرف کنندگان و کارگزاران اقتصادی را تحت تأثیر قرار می دهد. علاوه بر این اغلب مشاهده شده است که نرخ بهره حقیقی بلند مدت و نه نرخ بهره کوتاه مدت اثر عمده ای بر مخارج دارد. چگونه تغییرات ایجاد شده در نرخ بهره اسمی کوتاه مدت توسط بانک مرکزی منجر به تغییر مربوطه در نرخ بهره حقیقی اوراق قرضه کوتاه مدت و بلند مدت می شود؟ پاسخ این سوال در قیمتهای چسبنده می باشد. از اینرو هنگامی که سیاست پولی انبساطی، نرخ بهره اسمی کوتاه مدت را کاهش می دهد، نرخ بهره واقعی کوتاه مدت را نیز کاهش می دهد و این امر حتی در دنیای با انتظارات عقلایی نیز صادق است. فرضیه انتظارات ساختار زمانی-که بیان می کند نرخ بهره بلند مدت، متوسط نرخهای بهره کوتاه مدت آتی مورد انتظار می باشد-نتیجه می گیرد که کاهش نرخ بهره کوتاه مدت حقیقی منجر به کاهش در نرخ بهره حقیقی بلند مدت می شود. سپس این نرخهای بهره پایین تر منجر به افزایش در سرمایه گذاری ثابت کارگزاران اقتصادی، سرمایه گذاری در مسکن، مخارج مصرفی با دوام و سرمایه گذاری به صورت موجودی انبار می شود که همه آنها باعث افزایش در تولید کل می شود [1](میشکین ۱۹۹۶).این حقیقت که نرخ بهره حقیقی و نه نرخ بهره اسمی بر مخارج تأثیر می گذارد، مکانیسم مهمی برای چگونگی توانایی سیاست پولی برای به حرکت درآوردن اقتصاد ارائه می دهد، حتی اگر نرخهای بهره در چشم انداز ضد تورمی در سطح صفر قرار داشته باشند. با نرخهای بهره

1 Mishkin

اسمی در سطح صفر، افزایش در عرضه پول می تواند موجب افزایش سطح قیمت مورد انتظار و افزایش تورم مورد انتظار شود. بنابراین باعث کاهش نرخ بهره حقیقی می شود، هر چند که نرخ بهره اسمی در صفر ثابت باشد. پس این مکانیسم بیان می کند که سیاست پولی هنور می تواند موثر باشد، حتی وقتی که نرخهای اسمی بهره قبل از این توسط مقامات پولی به صفر کاهش داده شود. علاوه بر این، این مکانیسم در بحث پول گرایان است که توضیح می دهد؛ چرا اقتصاد آمریکا در طی رکود بزرگ در دام نقدینگی گیر نکرد و چرا انبساط پولی می توانست طی این دوره از کاهش شدید تولید جلوگیری کند (میشکین ۱۹۹۶).

کانال قیمت دارایی ها: هنگامی که بانک مرکزی نرخ بهره را افزایش می دهد در حقیقت جذابیت پول داخلی (پول رایج کشور) را افزایش می دهد. افزایش نرخ بهره باعث می شود سرمایه گذاران خارجی بخشی از سرمایه گذاری خود را با پول داخلی به خرید دارایی های مالی اختصاص می دهند. لذا ارزش سپرده ها با پول داخلی در مقایسه با سپرده ها با سایر پولها افزایش می یابد. بنابراین ارزش پول داخلی افزایش یافته و رقابت پذیری صنایع داخلی کاهش می یابد. همچنین بانک مرکزی با عملیات بازار باز نیز می تواند موجب تغییر ارزش پول داخلی و نرخ ارز شود. افزایش ارزش پول با کاهش رقابت پذیری به کاهش خالص صادرات منجر می شود. انقباض تولید ملی را کاهش می دهد. همچنین سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز از طریق قیمتهای وارداتی اثر مستقیم بر تورم دارد.همچنین تغییر سیاست پولی بر ارزش بازاری اوراق بهادار مانند اوراق قرضه و سهام تأثیر می گذارد. قیمت اوراق قرضه بطور معکوس با نرخ بهره رابطه دارد. لذا افزایش نرخ بهره باعث کاهش قیمت اوراق قرضه و قیمت سایر اوراق بهادار با درآمد و قیمت سایر دارایی ها مانند مسکن می شود. زیرا با افزایش نرخ بهره ارزش حال درآمدها و بازده های آتی کاهش می یابد. اکثر دیدگاه های کینزی نیز به این نتیجه مشابه می رسند، زیرا فرض می کنند که افزایش در نرخ بهره باعث می شود اوراق قرضه نسبت به سهام جذابتر شوند. لذا قیمت سهام کاهش می یابد (میشکین ۱۹۹۶). کاهش قیمت این دارایی ها از یک طرف از طریق آثار ثروت مخارج مصرفی را کاهش می دهد. تغییر ثروت در بازار کالاها از طریق اثر تراز حقیقی بر مصرف و در بازار دارایی ها از طریق اثر ارزشگذاری، اثر هزینه سرمایه، اثر جانشینی و اثر درآمدی بر مصرف، سرمایه گذاری و تولید تأثیر می گذارد. از طرف دیگر کاهش قیمت دارایی ها، q توبین را کاهش می دهد. وقتی q کم باشد، چون ارزش بازاری بنگاه نسبت به هزینه سرمایه کمتر می باشد، بنگاه کمتر سرمایه گذاری می کند. لذا مخارج سرمایه گذاری و تولید کمتر خواهد بود.

کانال ترازنامه: در دیدگاه اعطای وام بانکی، سه نوع دارایی؛ پول، اوراق قرضه و وامها وجود دارد و بانک نقش ویژه ای در انتقال سیاست پولی به اقتصاد حقیقی ایفا می کند و وامهای بانکی و اوراق قرضه در ترازنامه های بانکی جانشینهای ناقص همدیگر هستند. بعد از سیاست انقباضی، ذخایر بانکی و سپرده های بانکی کاهش می یابد. از آنجائی که وامهای بانکی و اوراق قرضه جانشین کامل هم نیستند، مقدار وامهای بانکی کاهش می یابد. لذا سرمایه گذاری کاهش می یابد. البته تنها زمانی ممکن است سرمایه گذاری کاهش یابد که بنگاهها منابع دیگر سرمایه گذاری از طریق بازار سهام و اوراق قرضه نداشتنه باشند. همچنین قدرت این کانال به دسترسی بانکها به جانشینها نزدیک سپرده بانکی و درجه استقلال بانکها از بانک مرکزی بستگی دارد. دیدگاه های پول گرایان و اعطای وام قبول دارند که اعطای وام و بازارهای اعتبار بخش مهم فرآیند انتقال می باشد، اما دیدگاه اعطای وام بر تغییر توزیع وامها بین وام گیرندگان کوچک و بزرگ تأکید می کند در حالی که دیدگاه پول گرایان بر قیمتهای نسبی دارایی ها تأکید می کند دارایی های اصلی در این دیدگاه شامل پول، وامها، اوراق بهادار و سرمایه حقیقی می باشد.

کانالهای قیمت اموال غیرمنقول: انبساط پولی نرخهای بهره را کاهش داده و هزینه تأمین مالی مسکن را کاهش و قیمت مسکن را افزایش می دهد. بنگاههای خانه سازی با قیمت بالاتر مسکن در مقایسه با هزینه ساخت آن، ساخت مسکن را سودآور می یابند و لذا مخارج مسکن افزایش می یابد و تقاضای کل افزایش می یابد.

قیمتهای مسکن عنصر مهمی در ثروت خانوار می باشد که مخارج مصرفی را تحت تأثیر قرار می دهد. از اینرو، سیاست پولی انبساطی که قیمت مسکن را افزایش می دهد. همچنین ثروت خانوار را افزایش می دهد که در نتیجه مخارج مصرفی و تقاضای کل را افزایش می دهد.دیدگاه اعتبار مکانیسم پولی بیان می کند که بانکها نقش ویژه ای در سیستم مالی ایفا می کنند. زیرا آنها مخصوصاً برای حل مسائل اطلاعات نامتقارن در بازارهای اعتبار بسیار مناسب هستند. پس وام گیرندگان معینی دستیابی به بازارهای اعتباری نخواهند داشت، مگر این که از بانکها وام بگیرند. بانکها در مقادیر قابل توجهی به اعطای وام به اموال غیرمنقول اقدام می کنند، به شرطی که ارزش اموال غیرمنقول مانند وثیقه و رهن افزایش یابد. اگر قیمت اموال غیرمنقول در اثر انبساط پولی افزایش یابد، زیانهای وام بانکی کاهش خواهد یافت. لذا سرمایه بانکی افزایش می یابد. زیرا اموال غیرمنقول به عنوان وثیقه در دست بانکها می باشد و با افزایش قیمت اموال غیرمنقول، در حقیقت دارایی بانکها افزایش یافته است. دارایی بانکی زیادتر به بانکها اجازه می دهد اقدام به اعطای بیشتر وام کنند. چون بانکها با مشتریانی روبرو هستند که به بانکها وابسته اند، لذا سرمایه گذاری و تقاضای کل افزایش می یابد. هنگامی که عکس حالت فوق

اتفاق می افتد و قیمت اموال غیرمنقول کاهش می یابد، این مکانیسم انتقال اغلب با عنوان «بحران سرمایه» نامیده می شود. و منبع مهم رکود در ژاپن در دهه ۱۹۹۰ می باشد (میشکین ۱۹۹۶).

پیشینه تحقیق

مقاله [1]کوان (۱۹۹۸) یافته های اصلی مقاله بدین صورت می باشد؛ اول این که سیاست پولی انقباضی، قیمت زمین در ژاپن را بطور قابل توجهی کاهش داده است. دوم این که انقباض پولی، تولید را کاهش داده است. اما اثر این سیاست بر تولید شدیدتر از حالتی بود که مدل موجود بدون قیمت زمین بکار گرفته می شد. سوم این که شوک سیاست پولی منبع مهم نوسانات تولید در ژاپن می باشد. این نتایج بیان می کنند که با کاهش جریانهای اعتبار بعد از انقباض پولی، کاهش قیمت زمین، نقش تشدید کننده مهمی در مکانیسم انتقال پولی ژاپن ایفا می کند.

کوگلی [2](۱۹۹۹) دو تئوری زیر را درباره موضوع سیاست پولی و حباب قیمتها در بازار سهام مورد بررسی قرار می دهد؛ اول این که بنا بر مشاهدات، حبابهای سفته بازی با تغییرات در متغیرهای بنیادی (اطلاعات درباره سود سهام و نرخهای تنزل) مشاهده شده توسط مشارکت کنندگان در بازار (ونه تحلیلگران بانک مرکزی) همسو می باشد. بنابراین تا زمانی که بانک مرکزی به تمام اطلاعات راجع به قیمت گذاری داراییها دستیابی ندارد، دانستن میزان انعکاس فعالیت سفته بازی در قیمتهای سهام ممکن نیست. دوم این که، از آنجائی که بررسی بوجود آمدن حباب غیرممکن می باشد، تلاشهای عمدی سیاستگذاران برای تحریک قیمت داراییها ممکن است موجب بی ثباتی شود. برای ثبات سازی قیمت داراییها در اطراف مقادیر بنیادی، سیاستها باید در زمان مناسب و اندازه درست اتخاذ شوند که این امر با غیر قابل مشاهده بودن حبابها دشوار می باشد.

[3]برنانکه و گرتلر (۱۹۹۹) بیان می کنند که حباب قیمت دارایها ممکن است به تغییرات غیرکارای تجاری و بحرانهای مالی منجر شوند. لذا در طراحی سیاست پولی این مسئله باید مورد نظر بانک مرکزی باشد آیا شوکهای بنیادی محرک قیمت داراییها هستند یا شوکهای غیربنیادی؟ و همچنین اثر شوکهای غیر بنیادی قیمت داراییها بر مخارج باید در نظر گرفته شود. آنها راه حل این مسئله را اختیار سیاست هدفگذاری تورم انعطاف پذیر می دانند. سیاست هدفگذاری تورم انعطاف پذیر به نحو مناسبی آثار زیان بار حبابها را در نظر می گیرد. آنها معتقدند باید بانک مرکزی سیاست خود را چنان اتخاذ کند

1- Kwon
2 -Cogley
3 -Bernanke

که خود را با تغییرات قیمت داراییها ناشی از شوکهای بنیادی کاملاً منطبق کند. اما تغییرات قیمت دارایی های ناشی از شوکهای غیر بنیادی را که موجب فشارهای تورمی یا رکودی می شود. خنثی کند. برنانکه و گرتلر در مقاله (۲۰۰۱) خود، عملکرد قاعده های سیاستی را نسبت به توزیع احتمالی کلی شوکها با استفاده از شبیه سازی تصادفی درست مورد بررسی قرار می دهند. مدل این مقاله همانند مدل مقاله (۱۹۹۹) می باشد جز این که در این مقاله طبیعت احتمالی حباب قیمتها و این که شوکهایی غیر از حباب قیمتها ممکن است محرک قیمت داراییها باشد، در نظر گرفته شده است.

اما، [1]گودهارت و هافمن (۲۰۰۱) بیان می کنند که سیاست پولی باید به قیمت مسکن (ساختمان و زمین) و اوراق بهادار عکس العمل نشان دهد، تا تأثیر آنها را بر شکاف تولید جبران کند. برای ارزیابی نقش بالقوه قیمت دارایی ها در اجرای سیاست پولی از مدل ساده ساختاری گذشته نگر استفاده شده است. در این مدل اقتصاد بوسیله عرضه گذشته نگر در منحنی فلیپس و تقاضای گذشته نگر در معادله IS تعریف می شود. منحنی فلیپس، تورم را به نرخهای وقفه دار تورم، شکافهای تولید وقفه دار و تغییرات جاری و وقفه دار قیمت جهانی نفت (نماینده شوکهای عرضه) مرتبط می سازد. در منحنی IS شکاف تولید، تابع وقفه های خودش و وقفه های نرخ بهره حقیقی، نرخ ارز موثر حقیقی، قیمت حقیقی مسکن، قیمت حقیقی سهام و شرایط خارجی تقاضا (یعنی شکاف تولید کشورهای OECD می باشد.

[2]گیلچریست و لیهی (۲۰۰۲) در مورد عکس العمل سیاست پولی به تغییرات قیمت دارایی ها معتقدند گرچه روابط ساختاری بین قیمت دارایی ها و مصرف و سرمایه گذاری وجود دارد، اما تغییرات قیمت دارایی ها به احتمال زیاد با تغییرات در تولید و تورم به طور مثبت همبستگی خواهد داشت. بنابراین سیاستهای تثبیت متغیرهایی چون تورم و تولید، اکثر منافع حاصل از عکس العمل نشان دادن سیاست پولی به قیمت دارایی ها را در بر دارد. آنها عکس العمل مناسب سیاستی به دو نوع از شوکها که با چگونگی تأثیر قیمت دارایی ها بر اقتصاد همراه است، بررسی می کنند.

[3]لنسینگ (۲۰۰۳) این سوال را که آیا بانکهای مرکزی باید بطور مستقیم برای کنترل قیمت دارایی ها وارد شوند، بررسی می کند. وی شواهدی ارائه می کند که نشان می دهد تغییرات با وقفه شاخص سهام می تواند تغییرات در نرخ وجوه فدرال آمریکا را از سال ۱۹۸۷ به بعد تبیین کند. وی بیان می کند که تغییرات در قیمت دارایی ها چون سهام یا قیمت مسکن می تواند پیامدهای مهمی برای اقتصاد داشته باشد. در سالهای آخر دهه ۱۹۹۰ در آمریکا مصرف کنندگان به خاطر افزایش ارزش پرتفوی سهام خود، ثروتمندتر شدند. این اثر ثروت، مخارج مصرف خصوصی را که دو ثلث GDP را تشکیل می داد،

1 -Goodhart
2 -Gilchrist
3 -Lansing

افزایش داد. همچنین افزایش سریع قیمت سهام موجب رونق در سرمایه گذاری تجاری به علت کاهش هزینه سرمایه بنگاه ها شد. افزایش قیمت دارایی ها ممکن است موجب رشد تقاضا به بیش از افزایش بالقوه در عرضه شده و لذا به فشار تورمی منجر شود.

لنسینگ در نتیجه گیری بیان می کند که اگرچه بانکهای مرکزی تنها نرخهای بهره کوتاه مدت را کنترل می کنند اما توانایی آنها در تأثیر گذاشتن بر نرخهای بهره بلند مدت و سایر قیمت دارایی ها، بخشی از مکانیسم انتقال سیاست پولی می باشد. تغییرات قیمت دارایی ها می تواند پیامدهای مهمی بر تولید حقیقی و تورم داشته باشد. اما هنوز اقتصاددانان در این موضوع توافق ندارند که آیا بانکهای مرکزی باید بطور مستقیم به قیمت دارایی ها عکس العمل نشان دهند یا اینکه قدمهایی برای جلوگیری یا کاستن حباب قیمت دارایی ها بردارند. به نظر لنسینگ، دلایل قوی در موافقت با انجام اقدام سیاستی در هنگام رویارویی با حباب قیمت احتمالی وجود دارد.

ریگوبن و ساک (۲۰۰۴)[1] عکس العمل قیمت دارایی ها به تغییرات در سیاست پولی را با فرض درونزا بودن تصمیمات سیاستی و اینکه نرخهای سیاستی و اینکه نرخهای بهره و قیمت دارایی ها به متغیرهای بیشمار دیگری عکس العمل نشان می دهند، برآورد کرده اند. آنها تخمین زن جدیدی بر اساس ناهمسانی موجود در داده های با تناوب بالا بسط داده اند. انها نشان می دهند که عکس العمل قیمت دارایی ها به تغییرات در سیاست پولی را می توان بر پایه افزایش در واریانس شوک سیاستی که در هنگام جلسات هیئت فدرال بازار آمریکا و گزارش سیاست پولی نیم سالانه رئیس فدرال رزرو به کنگره ایجاد می شود، تشخیص داد. نتایج مطالعه آنها بیان می کندکه افزایش درنرخهای بهره کوتاه مدت به کاهش قیمت سهام و انتقال به سمت بالای منحنی عایدی (که در سر رسیدهای بلند تر، کمتر می شود)، منجر می شود.

برآورد رابطه بین قیمت دارایی ها و سیاست پولی بدلایل مختلف مهم می باشد. از دید سیاستگذاران پولی، داشتن برآوردهای قابل اعتماد از عکس العمل قیمت دارایی ها به ابزار سیاستی، گامی در شکل دهی تصمیمات موثر سیاستی می باشد. زیرا اغلب موارد، انتقال سیاست پولی از طریق اثر نرخهای بهره کوتاه بر قیمت سایر دارایی ها(شامل نرخهای بهره بلند مدت و قیمت سهام) انجام می گیرد. همچنین داشتن برآوردهای دقیق عکس العمل قیمت دارایی ها به سیاست پولی، نقش مهمی در شکل دهی سرمایه گذاری موثر و تصمیمات ریسک دارد، زیرا سیاست پولی اثر قابل توجهی بر بازارهای مالی می گذارد.

1 -Rigobon,Sack

[1]آوکی و دیگران (۲۰۰۴) مدل تعادل عمومی با وجود اصطکاکهایی در بازارهای اعتبار که توسط خانوارها مورد استفاده استفاده قرار می گیرند، را بکار می گیرند. در این مدل مسکن، خدمات مسکونی برای مصرف کنندگان ارائه می دهد و به عنوان وثیقه برای کاستن هزینه وام گرفتن عمل می کند. این مدل برپایه مدل [2]برنانکه و دیگران (۱۹۹۹) بوده و بر آثار کلان اقتصادی نواقص بازارهای اعتبار تمرکز می کند. چنین نواقصی، هزینه تأمین مالی خارجی را تغییر داده و بر تصمیمات گرفتن وام تأثیر می گذارد. در این چارچوب، توسعه های درونزا در بازارهای اعتبار (مانند تغییرات ثروت خالص یا وثیقه) شوکها به اقتصاد را تشدید و گسترش می دهند. شوک مثبت وارده به فعالیت اقتصادی موجب افزایش در تقاضای مسکن شده و به افزایش در قیمت مسکن و افزایش در ثروت خالص صاحبان مسکن منجر می شود. این امر پاداش تأمین مالی خارجی را کاهش می دهد و به افزایش بیشتر در تقاضای مسکن منجر شده و به افزایش تقاضای مصرفی نیز منجر می شود.

[3]گودهارت و هافمن (۲۰۰۰) پیشنهاد می کند که بانکهای مرکزی به جای معیارهای معمول تورم از معیار گسترده تورم که قیمتهای مسکن و بازار سهام را بطور وزنی در برمی گیرد، استفاده کنند. اگر قیمت دارایی ها بطور قابل اطمینانی تورم آتی قیمت مصرف کننده را پیش بینی کند، این معیار تورم می تواند عملکرد کلان اقتصاد را بهبود بخشد.

[4]فیلاردو (۲۰۰۰) منافع خالص ایجاد شده در اقتصاد آمریکا را در صورت عمل به پیشنهاد گودهارت ارزیابی می کند. مدل این مقاله شامل سه بخش می باشد: بخش اول سیستم معادلاتی است که جنبه های کلیدی اقتصاد را بیان می کنند.

بخش دوم مدل، معادله نرخ بهره سیاست پولی می باشد. در این معادله بانک مرکزی نرخ بهره را در عکس العمل به تغییر تولید، تورم قیمت مصرف کننده و تورم قیمت دارایی تعیین می کند:

بخش سوم مدل ترجیحات بانک مرکزی را نشان می دهد. بانک مرکزی نوسان در تولید و تورم و اختلال بازارهای مالی بوسیله نوسان نرخ بهره را نمی پسندد

گرچه پیشنهاد وارد کردن قیمت دارایی ها در معیارهای تورم سیاستگذاران، پایه تئوریکی دارد، اما این امر عملکرد اقتصاد آمریکا را بهبود نمی بخشد. تورم قیمت مسکن تا اندازه ای تورم آتی را پیش بینی می کند، اما تورم قیمت بازار سهام هیچ کمکی برای پیش بینی تورم آتی قیمت مصرف کننده نمی

1 -Aoki
2 -Bernanke
3- Goodhart
4 -Filardo

کند. لذا چشم انداز استفاده از قیمت این دارایی ها برای بهبود اجرای سیاست پولی امیدبخش نمی باشد.

در ایران مطالعات زیادی درباره تأثیر سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی و تورم انجام شده است. در اینجا به تعداد محدودی از آنها اشاره می شود. اما مطالعاتی نیز درباره بعضی از کانالهای قیمت دارایی ها به تنهایی و آثار قیمت دارایی ها بر همدیگر انجام شده است، که به آنها اشاره می گردد.کمیجانی (۱۳۷۴) مکانیسم انتقال پول ایران در قالب دیدگاه پولی را در قالب مدل کلان اقتصاد باز بررسی کرده و ضمن ارائه طرحی از مکانیسم انتقال پولی ایران، تمرکز اصلی خود را به شناخت مسیرهای اثرگذاری و اثرپذیری بخشهای سه گانه دولت، بخش خارجی و بخش پولی قرار می دهد.زارع و رضایی (۱۳۸۵) نتایج مطالعه وی این است که متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مسکن و لگاریتم بهای سکه دارای رابطه مستقیم و متغیر لگاریتم نرخ ارز دارای رابطه عکس و معنی دار در فاصله اطمینان ۹۵ درصد با متغیر لگاریتم شاخص قیمت سهام می باشند.محسنی زنوزی (۱۳۸۷) در مطالعه ای به نام مکانیسم انتقال پولی در ایران نشان داد که شوک سیاست پولی انبساطی از طریق شوک نقدینگی اثر معنی دار و پایداری بر قیمت سهام و قیمت مسکن و نرخ ارز دارد. اما تغییرات قیمت سکه طلا بیشتر از تغییرات ارزش دلار (قیمت جهانی طلا به دلار) تاثیر می پذیرد. قیمت سهام کمترین نقش را در توضیح نوسانات تولید به خود اختصاص می دهد.حیدری (۱۳۸۹) در مقاله «بررسی و ارزیابی مسیر وام دهی در مکانیسم انتقالی پولی در ایران» ، فرضیه مقاله مبنی بر اینکه بانکها در ایران، وامهای بانکی و دیگر اشکال دارایی (شامل اوراق مشارکت، سهام شرکتها و غیره) جایگزینهای ناقصی برای یکدیگر هستند. تایید می نماید.

با توجه به کارهای تجربی داخلی و خارجی عمده ترین اختلاف نظرها در مورد قیمت دارایی های مالی مربوط به کانالهای پولی و مالی است، که در این مقاله سعی شده است با یک نوآوری، کانال مالی در کنار کانال پولی قرار داده شود.در کارهای انجام شده داخلی و خارجی مطالعه ای در خصوص بررسی سیاست های پولی و مالی بطور یکجا وجود ندارد، و این بعنوان مهمترین خلاء تحقیقاتی بشمار می رود. همچنین بحرانهای اخیر بین المللی ریشه در بحران مالی بخصوص دارایی های مالی دارد که بحران بدهیها نمونه بارز عملکرد نامناسب دولتها در جبران کسری بودجه بشمار می رود.. بنابر این مهمترین فواید احتمام این پژوهش در دست یابی به مکانیسمی برای ، پایبندی به انضباط مالی، تثبیت قیمتهاو کنترل تورم می باشد.

مدل الگوی خودرگرسیو با وقفه های توزیعی (ARDL) قیمت داراییهای مالی

به منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیروابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می توان از روش های هم انباشتگی مانند روش انگل-گرنجر[1] و الگوهای تصحیح خطا مانند مدل تصحیح خطا[2] ECM استفاده کرد. با این حال به علت محدودیت های موجود در استفاده از روش های انگل-گرنجر و الگوی ECM و همچنین برای اجتناب از نواقص موجود در این الگوها، از جمله وجود تورشدار نمونه های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری، روش های مناسب تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این زمینه می توان به رهیافت خود توضیح با وقفه های توزیعی $ARDL$، اشاره کرد(پسران و پسران[3]، ۱۹۹۷). در این روش بر خلاف روش انگل-گرنجر یکسان بودن درجه هم انباشتگی[4] بین متغیرها ضروری نمی باشد (یوسفی، ۱۳۷۹). همچنین این روش الگوهای بلند مدت و کوتاه مدت موجود در الگو را به طور همزمان تخمین می زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می کند، لذا تخمین های روش $ARDL$، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون زایی، بدون تورش و کارا هستند (سیدیکی[5]، ۲۰۰۰). به همین دلیل در مطالعه حاضر به منظور بررسی تاثیر سیاست های پولی و مالی بر قیمت دارایی های مالی در سال های مختلف از الگوی $ARDL$ استفاده شد. از در بررسی تاثیر سیاست های پولی و مالی بر قیمت دارایی های مالی به صورت سری زمانی، متغیرهای تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ سود موزون شده حقیقی $(REALRP)$ ، شاخص قیمت مصرف کنندگان (CPI)، مخارج دولتی (G)،حجم حقیقی پول (MP) ، به عنوان متغیرهای مستقل وبه ترتیب نرخ ارز قیمت دلار $(DOLAR)$ ، قیمت سکه بهارآزادی $(GOLD)$شاخص کل قیمت سهام $(EQITY)$و شاخص قیمت مسکن (IHO) به عنوان متغیر وابسته وارد الگوی خود توضیح با وقفه های توزیع شده، در نظر گرفته شده است. الگوی $ARDL$ تعمیم یافته[6] را می توان به صورت ذیل نشان داد:

1*Engle Grenger.*
2*Error Correction Model.*
3*Pesaranand Pesaran, 1997.*
4*Integration.*
5*Siddiki, 2000.*
6PTAugmented ARDL.

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_t)x_{it} + u_t$$

$2,....k, i=1$

(۱-۴)

که در آن α_0 عرض از مبداء و y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است که به صورت زیر تعریف می شود:

$$L^i y_t = y_{t-i}$$

(۲-۴)

بنابراین:

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha_1 L^1 - ... - \alpha_P L^P$$
$$\beta_i(L,q_i) = \beta_0 + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + \beta_{iqi}L_i^q$$

بر این اساس، الگوی پویای $ARDL$ برای قیمت دارایی های مالی به شکل زیر خواهد بود:

$$AP_{ti} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m}\beta_i AP_{t-1} + \sum_{i=1}^{n}\psi_i GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\gamma_i CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{f}\mu_i REALRP_{t-1} + \sum_{i=1}^{z}\tau_i MP_{t-1} + \sum_{i=1}^{j}\phi_i G_{t-1} +$$
$$\psi_0 GDP_t + \gamma_0 CPI_t + \mu_0 REALRP_t + \tau_0 MP_t + \phi_0 G_t + u_{1t}$$

(۳-۴)

در این تابع m, n, k, f, j و z به ترتیب وقفه های بهینه برای متغیرهای AP_t، GDP_t، CPI_t ، $REALRP_t$ ، MP_t و G_t است.

معادله یاد شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی ارزش های $s = 0,1,2,...,d$ و $n_t = 0,1,2,...,d$ و $i = 0,1,2,...,k$ یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف $ARDL$ تخمین زده می شود. تعداد حداکثر وقفه ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می گردد و تمام مدل ها در دوره $(t = d+1,...,n)$ تخمین زده می شوند. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیاره های آکاییک(AIC)، شوارتز بیزین(SBC)، حنان - کوئین(HQC) یا ضریب تعدیل شده $(\overline{R}^2)$ وقفه های بهینه تعیین می شود. در این بررسی با توجه به حجم نمونه از معیار شوارتز بیزین برای تعیین بهینه وقفه های مدل استفاده شده است. این معیار در تعداد وقفه ها صرفه جویی می نماید و در نتیجه،

تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (پسران و همکاران[۱]، ۱۹۹۶).

برای تخمین رابطه بلند مدت می توان از روش دو مرحله ای به نحو زیر استفاده کرد. در مرحله اول وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی، آزمون می شود. اگر وجود رابطه پایدار بلند مدت بین متغیرهای الگو اثبات شود، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلند مدت و استنتاج در مورد ارزش آن ها صورت می گیرد. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورده شده مربوط به وقفه های متغیر وابسته کوچک تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت گرایش می یابد. لذا، برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد (گرین، ۲۰۰۰).

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m} \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{m} \alpha_i - 1 < 0$$

کمیت آماره tمورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیرمحاسبه می شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} s\alpha_i} \qquad (۴-۴)$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر[۲] در سطح اطمینان مورد نظر، می توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو پی برد (گرین، ۲۰۰۰).

در بلند مدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در الگو صادق خواهد بود:

$$(۵-۴)\ AP_{ti} = AP_{t-1} = ... = AP_{t-m}$$

$$GDP_t = GDP_{t-1} = ... = GDP_{t-n}$$

$$REALRP_t = RALRP_{t-1} = ... = RALRP_{t-n}$$

$$CPI_t = CPI_{t-1} = ... = CPI_{t-k}$$

1PT*Pesaran et al, 1996.*

TP2PT*Banerjee. Dolado & Mester.*

$$G_t = G_{t-1} = \ldots = G_{t-f}$$
$$MP_t = MP_{t-1} = \ldots = MP_{t-z}$$

لذا، رابطه بلند مدت قیمت دارایی های مالی را می توان چنین نشان داد:

$$AP_{ti} = \delta_0 + \delta_1 GDP_t + \delta_3 CPI_t + \delta_4 G_t + \delta_5 REALRP_t + \delta_6 MP + u_{2t} \quad (۶-۴)$$

وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می کند (گرین، ۲۰۰۰). معادله تصحیح خطای الگوی $ARDL$ را می توان به صورت معادله (۴-۷)نوشت:

$$\Delta AP = \Delta \hat{\alpha}_0 + \sum_{i-1}^{m} \hat{\beta}_i \Delta AP_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \hat{\psi}_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}_i \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{f} \hat{\mu}_i \Delta REALRP_{t-i} +$$
$$\sum_{i=1}^{z} \hat{\tau}_i \Delta MP_{t-i} + \sum_{i=1}^{j} \phi \Delta G_{t-1} + \theta ECM_{t-1} + u_{3t} \quad (۷-۴)$$

که جزء تصحیح خطا (ECM_{t-1}) به صورت زیر است:

$$ECM_t = AP_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\psi}_1 GDP_t - \hat{\gamma}_1 CPI_t - \hat{\mu}_1 REALRP_t - \hat{\tau}_1 MP_t - \hat{\phi}_1 G_t \quad (۸-۴)$$

که در آن Δ عملگر اولین تفاضل و $\hat{\beta}_i$ ، $\hat{\psi}_i$، $\hat{\gamma}_i$ ، $\hat{\gamma}_i$ ، $\hat{\tau}_i$ و $\hat{\phi}_i$ ضرایب برآورد شده از معادله (۴-۳)است. θ ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه گیری می کند.

در طی چند دهه گذشته تحقیقات متعددی، با هدف بررسی و تعیین عوامل مؤثر بر متغیرهای کلان اقتصادی و تحلیل های سری زمانی از روش تحلیل خود توضیح با وقفه های توزیعی $ARDL$ استفاده نموده اند. که از میان می توان به مطالعات ایسمیهان و همکاران[1] (۲۰۰۳)، نارایان[2] (۲۰۰۴)، خلیلیان و فرهادی

[1] PT*Ismihan et al, 2003.*

[2] TP2PT*Narayan, P.K. 2004·*

(۱۳۸۱)، توفیقی و محرابیان (۱۳۸۱)، خدامردی و هژبرکیانی (۱۳۸۱)، وطن پور (۱۳۸۲)، شفیعی و همکاران (۱۳۸۳)، کریم زاده (۱۳۸۵)، ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳)، محمود زاده و زیبایی (۱۳۸۳)، قطمیری و هراتی (۱۳۸۴)، ترکمانی و طرازکار (۱۳۸۴)، اقبالی و همکاران (۱۳۸۵)، هژبرکیانی و سبزی (۱۳۸۵)، ابونوری و مشرفی (۱۳۸۵)، محمد زاده و احمد زاده (۱۳۸۵)، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) و حیدری و همکاران (۱۳۸۶) اشاره کرد.

برآورد مدلها بر اساس الگوی خود رگرسیو با وقفه های توزیعیARDL

با توجه به اهمیت شناسایی و بررسی عوامل مؤثر بر سری زمانی قیمت دارایی های مالی در این بخش از مطالعه، به منظور بررسی روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین قیمت دارایی های مالی و سایر متغیرهای توضیحی و با توجه به مزیت های الگوی $ARDL$ نسبت به سایر الگوهای سری زمانی چند متغیره، از این الگو جهت بررسی روابط استفاده شده است. بر اساس مبانی نظری به منظور ارائه استنباطات صحیح در مورد متغیرهای سری زمانی باید ابتدا از ایستایی متغیرها در طول زمان اطمینان یافت.نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بررسی ایستایی متغیرهای وارد شده در الگوی $ARDL$در (۵-۱) خلاصه شده است. اطلاعات جدول نشان می دهد که متغیرهای قیمت سکه بهار آزادی، شاخص سهام، نرخ سود موزون شده بانکی وکسری بودجه در سطح ایستا هستند در حالی که متغیرهای نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، حجم حقیقی پول و مخارج دولتی در سطح ایستا نیستند، اما با یک بار تفاضل گیری ایستا می شوند.

جدول: (۵-۱) نتایج آزمون مانایی متغیرهای الگوی *ARDL* سال های۱۳۸۹q۴-۱۳۶۹q۱

متغیر	آماره دیکی فولر	تعداد وقفه بهینه	مرتبه مانایی	وضعیت عرض از مبدا و روند
نرخ ارز (قیمت دلار)	-۸/۰۷*	۰	$I(۱)$	با عرض از مبدا و روند**
قیمت سکه بهارآزادی	-۷/۰۹*	۴	$I(۰)$	با عرض از مبدا و با روند
شاخص سهام	-۵/۴۶	۳	$I(۰)$	با عرض از مبدا و با روند
شاخص قیمت مسکن	-۵/۳۰	۰	$I(۰)$	با عرض از مبدا و با روند
تولید ناخالص داخلی	-۶/۳۷	۰	$I(۱)$	با عرض از مبدا و با روند**
نرخ سود موزون شده بانکی	-۵/۰۷*	۴	$I(۰)$	با عرض از مبدا و با روند
حجم حقیقی پول	-۹/۰۲*	۰	$I(۱)$	با عرض از مبدا وبا روند**
مخارج دولتی	-۴/۳۱*	۰	$I(۱)$	با عرض از مبدا و با روند**
کسری بودجه	-۴/۷۳	۰	$I(۰)$	با عرض از مبدا و با روند
شاخص قیمت مصرف کنندگان	-۴/۹۲	۳	$I(۱)$	با عرض از مبدا و با روند**

*معنی دار بودن درسطح ۵ درصد

**آزمون مانایی با عرض از مبدا وبدون روندهمینطوربدون عرض از مبداوروندصورت گرفته در نهایت همین نتایج مورد تایید است.

در این بخش به بررسی تاثیر سیا ست های پولی و مالی بر روی چهار دارایی مالی معرفی شده نرخ ارز (قیمت دلار) ، قیمت سکه بهارآزادی ،شاخص کل قیمت سهام وشاخص قیمت مسکن خواهیم پرداخت.

-تاثیر سیا ست های پولی و مالی بر روی قیمت دارایی های مالی

بر اساس روابط (۴-۱)و (۴-۲)، نتایج حاصل از برآورد الگوی پویای قیمت دارایی های مالی که در قالب رابطه (۴-۳)ارائه شد، در جدول (۵-۲)آورده شده است. در این حالت هدف بررسی اثر سیاست های پولی و مالی بر روی قیمت دارایی های مالی است.لذا دارایی های مالی در این بررسی شامل به ترتیب نرخ ارز قیمت دلار*(DOLAR)* ، قیمت سکه بهارآزادی *(GOLD)*شاخص سهام*(EQITY)* و *شاخص قیمت* مسکن*(IHO)*است.با توجه به اینکه رویکرد بررسی این مقاله مبتنی بر استفاده از آمارهای فصلی است و به دلیل ناهمگن بودن آمارسری زمانی فصلی منتشر شده، بانک مرکزی از آمارهای فصلی ۱۳۶۹تا

۱۳۸۵برای تخمین نرخ ارز ، ۱۳۷۴ –۱۳۸۵برای تخمین قیمت طلا وازسری زمانی ۱۳۷۷-۱۳۸۵به منظورتخمین شاخص کل سهام وشاخص قیمت مسکن استفاده شده است.

جدول:(۵-۲)نتایج حاصل از برآورد الگو پویای قیمت دارایی های مالی

	نرخ ارز		قیمت طلا		شاخص سهام		شاخص مسکن	
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار
عرض از مبدا	۲/۵۴۲	*۰/۵۱۶	۲/۱۲	**۱/۳۹	۲/۱	۳/۸	-۲/۷۱	**۱/۴
روند	-	-	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۳	۰/۰۵۲	**۰/۰۲۱	۰/۰۲۷	***۰/۰۱
لگاریتم نرخ ارز با یک وقفه	۰/۷۷۴	*۰/۰۵۶	-	-	-	-	-	-
لگاریتم قیمت طلا با یک وقفه	-	-	۰/۷۳۴	*۰/۰۷۹	-	-	-	-
لگاریتم شاخص سهام با یک وقفه	-	-	-	-	۰/۸۸	*۰/۰۵۹	-	-
لگاریتم شاخص قیمت مسکن با یک وقفه	-	-	-	-	-	-	۰/۵۰	*۰/۰۹
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کنندگان	۰/۲۹۶	*۰/۰۷۷	۰/۴۴۹	***۰/۲۹۵	-۰/۰۰۶	*۰/۰۰۱	۰/۲۷	۰/۳۷
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کنندگان بایک دوره وقفه	-	-	-	-	-	-	-۰/۰۷	۰/۴
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کنندگان بادو دوره وقفه	-	-	-	-	-	-	۰/۸	**۰/۴
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کنندگان باسه دوره وقفه	-	-	-	-	-	-	-۱/۴۴	*۰/۳۶
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۹۵	**۰/۰۴۱	-۰/۱۵۹	**۰/۰۶۷	-۰/۲۵	**۰/۱۴۲	۰/۰۷۵	۰/۰۸
لگاریتم تولید ناخالص داخلی بایک دوره وقفه	-	-	-	-	-	-	-۰/۱۰۴	**۰/۰۵
لگاریتم تولید ناخالص داخلی بادو دوره وقفه	-	-	-	-	-	-	۰/۲۶	*۰/۰۹
نرخ سود موزون شده حقیقی بانکی	-۰/۰۰۲۲	****۰/۰۰۲	-۰/۰۳۳	****۰/۰۳۰	-۰/۰۱۸	*۰/۰۰۶	۰/۰۳	**۰/۰۱
نرخ سود موزون شده حقیقی بانکیبا یک وقفه	-	-	۰/۰۷۱	**۰/۰۳۰	-۰/۰۱۴	**۰/۰۰۷	-۰/۰۳	**۰/۰۱
لگاریتم حجم حقیقی پول	۰/۱۶۴	*۰/۰۵۱	۰/۲۳۳	**۰/۱۰۷	-۰/۹۱	**۰/۳۸	۰/۸۸	**۰/۳۶
لگاریتم حجم حقیقی پول با یک وقفه							-۰/۱۵	*۰/۴۳
لگاریتم مخارج دولتی	۰/۰۳۲	****۰/۰۳	۰/۰۸۳	**۰/۰۳۸	۰/۰۹۵	***۰/۰۷۷	۰/۰۶۶	**۰/۰۲
لگاریتم مخارج دولتی با یک وقفه	-	-	-	-	۰/۰۲۳	۰/۰۸۰	۰/۰۸	*۰/۰۲
لگاریتم مخارج دولتی با دو وقفه	-	-	-	-	۰/۱۵	**۰/۰۷۵	-۰/۰۲	۰/۰۳
لگاریتم مخارج دولتی با سه وقفه	-	-	-	-	۰/۱۸	**۰/۰۷۹	۰/۱۴	*۰/۰۳
لگاریتم مخارج دولتی با چهار وقفه	-	-	-	-	۰/۲۷	*۰/۰۷۴	-	-
	R^2=/۹۹	۲۵۰۳F=	R^2=/۹۸	۴۱۴*F=	R^2=/۹۹	۴۴۶*F=	R^2=/۹۹	۱۹۰۴*F=

*و** و***و****به ترتیب نمایانگر معنی دار بودن در سطح۱، ۵، ۱۰، ۲۰ درصد است.

-روی نرخ ارز (قیمت دلار) ARDL (1,0,0,0,0,0)

-قیمت طلا سکه بهار آزادی ARDL (1,0,0,1,0,0)

-شاخص کل قیمت سهام ARDL (1,0,0,1,0,4) آزمون به ترتیب با ۱،۲،۳،۴تاخیر صورت گرفتدر تمامیموارد نتایج تست بنرجی یکسان است.

-شاخص قیمت مسکن ARDL (1,3,2,1,1,3)

مأخذ: یافته های تحقیق

با استفاده از ضرایب الگو پویای*ARDL*، که در جدول (۵-۲)آورده شده است، وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرها آزمون شده است. برای این منظور، با توجه به رابطه (۴-۴)، آماره مورد نظر برابر با۴/۰۳-برای معادله اول(نرخ ارز)، ۳/۳-برای معادله دوم(قیمت طلا) ،۲/۰۳-برای معادله سوم (شاخص کل سهام) و ۵/۵-برای معادله چهارم (شاخص قیمت مسکن)به دست آمد. لذا با مقایسه مقدار محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده بنرجی، دولادو و مستر در سطح به ترتیب۹۵،۷۵و۹۵ درصد فرضیه صفر در الگوهای معادلات نرخ ارز ،قیمت طلاوشاخص قیمت مسکن رد می شود. بنابراین می توان گفت یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو ایجاد می شود،و در مورد شاخص کل سهام وجود هر گونه رابطه بلند مدت رد می شود نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت معادله قیمت دارایی های مالی بر اساس رابطه (۴-۶)، که در قالب رابطه (۴-۷) ارائه شده است و کشش های بلندمدت محاسبه شده بر اساس آن، در جدول (۵-۳) آورده شده است.

جدول: (۵-۳) نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت و کشش های بلند مدت معادلات۱،۲و۴

	کشش بلند مدت		کشش بلند مدت		کشش بلند مدت	
نام متغیر	**ضریب**	**انحراف**	**ضریب**	**انحراف**	**ضریب**	**انحراف**
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کنندگار	**۱/۳۱**	***۰/۲۳۶**	**۱/۶۹**	****۱/۱۱**	**۰/۸۸**	**۰/۹۰**
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	**-۰/۴۲**	****۰/۲۰۶**	**-۰/۶۰**	*****۰/۳۵**	**۰/۴۸**	******۰/۳۶**
نرخ سود موزون شده حقیقی بانکی	**-/۰۰۹**	**۰/۰۱۰**	**۰/۱۴**	******۰/۰۸۷**	**-۰/۰۰۲**	**۰/۰۲۹**
لگاریتم حجم حقیقی پول	**۰/۷۲۷**	***۰/۱۸**	**۰/۱۳**	***۰/۲۸**	**۰/۱۳۵**	***۰/۱۸۷**
لگاریتم مخارج دولتی	**/۱۴**	**۰/۱۴**	**/۱۴**	******۰/۱۷**	**۰/۵۴**	***۰/۱۳۷**

*،**،***و****به ترتیب نمایانگر معنی دار بودن در سطح۱، ۵، ۱۰، ۲۰ درصد است.

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج جدول (۵-۳) نشان می دهد که به ازای افزایش ۱۰ درصد در شاخص قیمت مصرف کنندگان, نرخ ارز را۱۳درصد افزایش می یابد. بنابراین در شرایط موجود افزایش در شاخص قیمت مصرف کنندگان موجب افزایش نرخ ارز در ایران خواهد شد. همچنین بر اساس اطلاعات جدول (۵-۳)می توان گفت با ۱۰ درصد رشد تولید ناخالص داخلی ، نرخ ارز به اندازه ۴/۲ درصد کاهش می یابد. ضریب نرخ سود موزون شده حقیقی بانکی معنا دار نیست و شدت تاثیر گذاری بسیار کمی نیز دارد. همینطور با ۱۰ درصد افزایش مخارج دولتی ، نرخ ارز ۱/۴درصد افزایش می یابد. یافته ها نشان می دهد که به ازای افزایش ۱۰ درصد در شاخص قیمت مصرف کنندگان قیمت طلا ۱۶ درصد افزایش می یابد. بنابراین در شرایط موجود افزایش در شاخص قیمت مصرف کنندگان موجب افزایش قیمت طلا در ایران می گردد. همچنین بر اساس اطلاعات درج شده در جدول می توان گفت با ۱۰ درصد رشد تولید ناخالص داخلی ، قیمت طلا به اندازه ۶ درصد کاهش می یابد. همچنین با ۱۰ درصد افزایش در نرخ سود موزون شده بانکی، قیمت طلا۱/۴ درصد افزایش می یابد. رابطه مستقیم نرخ سود موزون شده بانکی و قیمت طلا، نشان دهنده عدم

وجودجانشینی بین این دو متغیر است. همینطور با ۱۰ درصد افزایش مخارج دولتی و حجم حقیقی پول به ترتیب قیمت طلا ۱/۴و۱/۳درصد افزایش می یابند.که درمقایسه تاثیر سیاست های پولی ومالی بر روی نرخ ارز تاثیر بلند مدت حجم حقیقی پول بشدت کم شده است ولی مخارج دولتی بدون تغییر مانده است. نتایج جدول نشان می دهد که به ازای افزایش ۱۰ درصد در شاخص قیمت مصرف کنندگان، شاخص قیمت مسکن۸/۸ درصد افزایش می یابد. بنابراین در شرایط موجود افزایش در شاخص قیمت مصرف کنندگان موجب افزایش شاخص قیمت مسکن در ایران می گردد. همچنین بر اساس اطلاعات جدول فوق می توان گفت با ۱۰ درصد رشد تولید ناخالص داخلی ، شاخص قیمت مسکن به اندازه ۴/۸ درصد افزایش می یابدالبته به دلیل معنی دار نبودن این ضریب نمی توان به این کشش استناد نمود. همچنین با ۱۰ درصد افزایش در نرخ سود موزون شده بانکی ، میزان شاخص قیمت مسکن۰۲/ درصد کاهش می یابد. همینطور با ۱۰ درصد افزایش مخارج دولتیو حجم حقیقی پول به ترتیب شاخص قیمت مسکن را۵/۴و۱/۳درصد افزایش می دهند.

وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از الگوهای های تصحیح خطا را فراهم می کند.الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان های کوتاه مدت متغیر را به مقادیر بلند مدت آن ها ارتباط می دهد. به منظور بررسی روابط کوتاه مدت بین نرخ ارز و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از الگوی تصحیح خطا در قالب رابطه (۴-۷)، استفاده شد. نتایج الگوی تصحیح خطا و کشش های کوتاه مدت محاسبه شده بر اساس آن در جدول (۵-۴)آورده شده است.

جدول: (۵-۴) نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا و کشش های کوتاه مدت

	کشش نرخ ارز		کشش قیمت طلا		کشش شاخص قیمت مسکن	
نام متغیر	**ضریب**	**انحراف**	**ضریب**	**انحراف**	**ضریب**	**انحراف**
تفاضل مرتبه اول عرض از مبدا	**۲/۵۴**	***۰/۵۱۶**	**۲/۱۲**	*****۱/۳۹**	**-۲/۷**	**۱/۴۲**
تفاضل روند	-	-	**-۰/۰۰۷**	**۰/۰۱۳**	**۰/۰۲۷**	**۰/۰۱**
تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف کنندگان	**۰/۲۹۶**	***۰/۰۷۷**	**۰/۴۴**	*****۰/۲۹**	**۰/۲۷**	**۰/۳۷**
تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی	**-۰/۰۹۶**	****۰/۰۴۰**	**-۰/۱۵۹**	****۰/۰۶۷**	**۰/۰۷۵**	**۰/۰۸۷**
تفاضل مرتبه اول نرخ سود موزون شده حقیقی بانکی	**-۰/۰۰۲**	******۰/۰۰۲**	**-۰/۰۳۳**	******۰/۰۳۰**	**۰/۰۳۶**	****۰/۰۱۵**
تفاضل مرتبه اول لگاریتم حجم حقیقی پول	**۰/۱۶۴**	***۰/۰۵۱**	**۰/۲۳۳**	****۰/۱۰۷**	**۰/۸۸**	****۰/۳۶**
تفاضل مرتبه اول لگاریتمم خارج دولتی	**۰/۰۳۲**	******/۰۳۰**	**۰/۰۸۳**	****۰/۰۳۸۸**	**۰/۰۶۶**	****۰/۰۲**
جزء تصحیح خطا(ECM)	***-۰/۲۲**		***-۰/۲۶**		*****-۰/۰۲**	

*و** و***و****به ترتیب نمایانگر معنی دار بودن در سطح۱، ۵، ۱۰، ۲۰ درصد است.

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج نشان می دهد که ضریب جمله تصحیح خطا (ECM_{t-1}) که بر اساس رابطه (۴-۸)برآورد شد، معنی دار و علامت آن برای دارایی های مالی (نرخ ارز ،قیمت طلاو شاخص قیمت مسکن)مورد انتظار (منفی) بوده است. مقدار این ضرایب نیزبه ترتیب برابر ۰/۲۲- ،۰/۲۶-و۰/۰۲-و۰ نشان دهنده آن است که ۲۲ ،۲۶و۲درصد

انحراف (نبود تعادل) متغیر نرخ ارز از مقادیر بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین رفته است. و در واقع در هر دوره ۲۲ درصد عدم تعادل در الگو در جهت تعادل تعدیل می شود لذا می توان به تأثیرگذاری سیاست ها در بلند مدت امیدوار بود.که در مقایسه تعادل بازارمسکن بسیار بلند مدت تر نسبت به دو بازار دیگر تعدیل میشود.

همان گونه که (۵-۴) نشان می دهد در کوتاه مدت نیز شاخص قیمت مصرف کنندگان و مخارج دولتی اثر مثبت و معنی داری بر نرخ ارز دارند و تأثیر افزایش تولید ناخالص داخلی و افزایش نرخ سود موزون شده حقیقی بانکی در کوتاه مدت بر نرخ ارز منفی است. بر اساس کشش های کوتاه مدت محاسبه شده در جدول (۵-۴)،۱۰ درصد افزایش در شاخص قیمت مصرف کنندگان‌نرخ ارز را در کوتاه مدت به میزان ۲/۹درصد افزایش خواهد داد. همچنین افزایش ۱۰ درصدی تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت، کاهش ۰/۹ درصدی نرخ ارز را به دنبال خواهد داشت. همینطور۱۰ درصد افزایش در حجم حقیقی پول، نرخ ارز را در کوتاه مدت به میزان ۱/۶درصد تغییر خواهد داد. مخارج دولتی به ازای ۱۰درصد تغییر در کوتاه مدت۰/۳درصد نرخ ارز را تغییر می دهد.که در مقایسه با حجم حقیقی پول تاثیربسیار کمتری بر روی نرخ ارز دارد.جدول (۵-۴) نشان می دهد در کوتاه مدت شاخص قیمت مصرف کنندگان ،حجم حقیقی پول و مخارج دولتی اثر مثبت و معناداری بر قیمت طلا دارند و تأثیر افزایش تولید ناخالص داخلی و افزایش نرخ سود موزون شده بانکی در کوتاه مدت نیز بر قیمت طلا منفی است. بر اساس کشش های کوتاه مدت محاسبه شده در جدول (۵-۴)،۱۰ درصد افزایش در شاخص قیمت مصرف کنندگان قیمت طلا را در کوتاه مدت به میزان ۴/۴درصد افزایش خواهد داد. همچنین افزایش ۱۰ درصدی تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت، کاهش ۱/۵ درصدی قیمت طلا را به دنبال خواهد داشت. همینطور۱۰ درصد افزایش در حجم حقیقی پول، قیمت طلا را در کوتاه مدت به میزان ۲/۳درصد تغییر خواهد داد. مخارج دولتی به ازای ۱۰درصد تغییر در کوتاه مدت۰/۶درصد شاخص قیمت مسکن را تغییر می دهد. یافته ها نشان می دهد در کوتاه مدت شاخص قیمت مصرف کنندگان، حجم حقیقی پول ،تولید ناخالص داخلی، نرخ سود موزون شده بانکیو مخارج دولتی اثر مثبت و معنی داری بر شاخص قیمت مسکن‌دارند. بر اساس کشش های کوتاه مدت محاسبه شده،۱۰ درصد افزایش در شاخص قیمت مصرف کنندگان‌شاخص قیمت مسکن را در کوتاه مدت به میزان ۲/۷درصد افزایش خواهد داد. همچنین افزایش ۱۰ درصدی تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت، افزایش۰/۷درصدی شاخص قیمت مسکن را به دنبال دارد. همینطور۱۰ درصد افزایش در حجم حقیقی پول، شاخص قیمت مسکن را در کوتاه مدت به میزان ۸/۸درصد افزایش خواهد داد.

جدول:(۵-۵) نتایج مقایسه ای کشش های کوتاه مدت و بلندمدت

نام متغیر	کشش کوتاه مدت نرخ ارز	کشش بلند مدت نرخ ارز	کشش کوتاه مدت قیمت طلا	کشش بلند مدت قیمت طلا	کشش کوتاه مدت شاخص مسکن	کشش بلند مدت شاخص مسکن
شاخص قیمت مصرف کنندگان	۰/۲۹۶	۱/۳۱	۰/۴۴	۱/۶۹	۰/۲۷	۰/۸۸
تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۹۶	-۰/۴۲	-۰/۱۵۹	-۰/۶۰	۰/۰۷۵	۰/۴۸
نرخ سود موزون شده حقیقی بانکی	-۰/۰۰۲	-/۰۰۹	-۰/۰۳۳	۰/۱۴	۰/۰۳۶	-۰/۰۰۲
حجم حقیقی پول	۰/۱۶۴	۰/۷۲۷	۰/۲۳۳	۰/۱۳	۰/۸۸	۰/۱۳۵
مخارج دولتی	۰/۰۳۲	/۱۴	۰/۰۸۳	/۱۴	۰/۰۶۶	۰/۵۴
جزء تصحیح خطا(ECM)	*-۰/۲۲	-	*-۰/۲۶	-	***-۰/۰۲	

*و** و***و****به ترتیب نمایانگر معنی دار بودن در سطح۱، ۵، ۱۰، ۲۰ درصد است.

بنابراین نتایج بررسی جدول (۵-۵)تاثیر سیاست های پولی ومالی بر *نرخ ارز* طی سال های۱۳۸۹-۱۳۶۸(فصلی) نشان می دهد که شاخص قیمت مصرف کنندگان‌در کوتاه مدت و بلندمدت با نرخ ارز رابطه مثبت داشته و افزایش یک درصدی در کوتاه مدت و بلندمدت نرخ ارز را به ترتیب ۰/۲۹ و ۱/۳درصد افزایش داده است.بطوریکه بر اثر بلندمدت شاخص قیمت مصرف کنندگان می توان تاکید کرد. به علاوه بر اساس این بررسی افزایش‌تولید ناخالص داخلی و نرخ سود موزون شده حقیقی بانکی نرخ ارز را کاهش می دهد، به طوری که افزایش یک درصدی‌تولید ناخالص داخلی نرخ ارز را در کوتاه مدت و بلندمدت را به ترتیب ۰/۰۹ و۰/۴۲ درصد کاهش خواهد داد. ضریب خطای تصحیح الگوی برآورد شده نیز حاکی از تأثیرگذاری سیاست ها در بلندمدت بوده به طوری که سالانه حدود ۲۲ درصد عدم تعادل در الگو در جهت تعادل تعدیل می گردد. مقایسه کشش های کوتاه مدت و بلند مدت نشان دهنده اثر بلندمدت تر حجم حقیقی پول با کشش های بلند مدت ۰/۷۲نسبت به کشش ۰/۱۶کوتاه مدت است. رشد مخارج دولتی نیز شرایط با مشابه کشش۰/۰۳کوتاه مدت در مقابل کشش۰/۱۴بلندمدت، تاثیر بلند مدت تری برنرخ ارز دارد،وفقط نرخ سود بانکی اثرکوتاه مدت و بلند مدت کم اثری برنرخ ارز دارد.

نتایج بررسی تاثیر سیاست های پولی ومالی بر *قیمت طلا* طی سال های۱۳۸۵-۱۳۷۴(فصلی) نشان می دهد که شاخص قیمت مصرف کنندگان‌در کوتاه مدت و بلندمدت با قیمت طلا رابطه مثبت داشته و افزایش یک درصدی در کوتاه مدت و بلندمدت قیمت طلا را به ترتیب بیش از ۰/۴۴ و۱/۶ درصد افزایش داده است. ضرایب تاثیرگذاری شاخص قیمت مصرف کنندگان برروی نرخ ارز مشابه قیمت طلا است. به علاوه بر اساس این بررسی افزایش‌تولید ناخالص داخلی و نرخ سود موزون شده بانکی قیمت طلا را کاهش می دهد، به طوری که افزایش یک درصدی‌تولید ناخالص داخلی قیمت طلا را در کوتاه مدت و بلندمدت را به ترتیب ۰/۱۵ و۰/۶ درصد کاهش میدهد. ضرایب مقایسه ای کشش های کوتاه مدت و بلند مدت درجدول (۵-۵)نشان دهنده اثر کوتاه مدت تر حجم حقیقی پول با کشش های بلند مدت ۱۳/ ۰درمقایسه با کشش ۰/۲۳کوتاه مدت است .این نتیجه کاملابا نتایج نرخ ارز متفاوت است. رشد مخارج دولتی با شرایط متفاوت کشش۰/۰۸کوتاه مدت در مقابل کشش۰/۱۴بلندمدت، تاثیر بلند مدت تری دارد.

نتایج بررسی سیاست های پولی ومالی بر *شاخص قیمت مسکن* طی سال های۱۳۸۵-۱۳۷۷(فصلی) نشان می دهد که شاخص قیمت مصرف کنندگان‌در کوتاه مدت و بلندمدت با شاخص قیمت مسکن رابطه مثبت داشته و افزایش یک درصدی در کوتاه مدت و بلندمدت قیمت طلا را به ترتیب بیش از ۰/۲۷ و۰/۸۸ درصد افزایش داده است افزایش یک درصدی‌تولید ناخالص داخلی شاخص قیمت مسکن را در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۰۷/ و۰/۴۸ درصد افزایش خواهد داد. ضریب خطای تصحیح الگوی برآورد شده نیز حاکی از تأثیرگذاری سیاست ها در بلندمدت بوده به طوری که سالانه حدود ۲ درصد عدم تعادل در الگو در جهت تعادل تعدیل می گردد.مقایسه کشش های کوتاه مدت و بلند مدت نشان دهنده اثر بلندمدت تر حجم حقیقی پول برروی شاخص قیمت مسکن است. رشد مخارج دولتی با شرایط کاملا متفاوت کشش۰/۰۶کوتاه مدت در مقابل کشش۵۴/بلندمدت تاثیر بلند مدت تری دارد.

۶-نتیجه گیری و پیشنهادات

برای بررسی عوامل مؤثر بر سری زمانی قیمت دارایی های مالی(نرخ ارز قیمت دلار، قیمت سکه بهارآزادی، شاخص کل قیمت سهام *وشاخص قیمت مسکن*)، به منظور بررسی روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین قیمت دارایی های مالی و سایر متغیرهای توضیحی و با توجه به مزیت های الگوی خود رگرسیو با وقفه های توزیعی $ARDL$ نسبت به سایر الگوهای سری زمانی چند متغیره، از این الگو جهت بررسی روابط استفاده شد. رابطه بلند مدت دارایی های مالی به جز شاخص کل قیمت سهام موردتایید قرار گرفت .عوامل

تاثیر گذار برقیمت دارایی های مالی‌شامل(تولید ناخالص داخلی ، نرخ سود موزون شده حقیقی ، شاخص قیمت مصرف کنندگان، مخارج دولتی وحجم حقیقی پول) بامقایسه ECMهای توابع وکشش های کوتاه مدت و بلند مدت، اثر بلند مدتی بر روی قیمت دارایی های مالی دارند. در مقایسه ی بین سیاست پولی و مالی بر روی نرخ ارز ، کشش بلندمدت سیاست پولی نسبت به کشش سیاست مالی بزرگتر است.همینطور با مقایسه ضرایب نتایج نشان می دهد که تاثیرسیاست پولی برروی نرخ ارز نسبت به سیاست مالی درکوتاه مدت و بلند مدت تاثیر گذارتر است.درموردقیمت طلا و شاخص قیمت مسکن برعکس نرخ ارز، اثر بلند مدت سیاست مالی نسبت به سیاست پولی بیشتر است.به این عبارت که تاثیر آنی سیاست پولی برروی قیمت دارایی های مالی بیشتر بوده ولی تاثیر آتی سیاست های مالی بزرگتر است .همچنین موثرترین متغیر تاثیر گذاربرقیمت دارایی های مالی تورم وکم اثرترین متغیرنرخ سود موزون شده بانکی است.لذا اگر هدف کنترل قیمت دارایی ها برای جلوگیری از حباب به منظورعدم کاهش سرمایه گذاری باشد، کنترل قیمت دارایی های مالی با توجه به نتایج این تحقیق ،با تغییر نرخ سود بانکی ممکن نیست و راه حل کوتاه مدتی وجود ندارد. لذا، موثرترین روش تثبیت قیمت داراییهای مالی ،کنترل تورم از طریق کنترل حجم نقدینگی و انضباط مالی است.

منابع

۱- حیدری، حسن(۱۳۸۹)،" بررسی و ارزیابی مسیر وام دهی در مکانیسم انتقال پولی در ایران" رساله دکتری در رشته علوم اقتصادی دانشگاه تهران .

۲- زارع، هاشم و رضایی، زینب (۱۳۸۵)، «تاثیر بازارهای ارز، سکه و مسکن بر رفتار شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران: یک الگوی تصحیح خطای برداری»، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان ، جلد ۲۱، شماره ۲، ص ۹۹-۱۱۲.

۳- کمیجانی، اکبر و ابراهیمی ، محسن، ۱۳۷۹، «هدفگذاری نرخ ارز و ثبات اقتصادی: مورد ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۶، بهار و تابستان ۷۹، ص ۵۵-۸۱.

۴- محسنی زنوزی، سید جمالدین ۱۳۸۷، قیمت داراییها و نقش آن در مکانیسم انتقال پولی مورد ایران، مقاله برای اخذ درجه دکتری در رشته علوم اقتصادی دانشگاه تهران.

۵-ابریشمی، ح. و رحیمی، الف. ۱۳۸۳. بررسی عوامل کوتاه مدت و بلند مدت تعیین کننده نرخ ارز در چارچوب سه کالایی، مطالعه موردی ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی،۳۰ :۱تا ۳۶.

۶-ابو نوری الف و مشرفی،گ. ۱۳۸۵. اثر شاخص های اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در ایران با استفاده از مدل ($ARDL$)، پژوهشنامه اقتصادی. ۲۱: ۲۰۹ تا ۲۲۸.

۷-اقبالی، ع.، قنبری، ح. و گسکری،ر.، قنبری،ح.ع. ۱۳۸۵. بی ثباتی در اقتصاد کلان و سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی. ۲۳ :۱۱۳ تا ۱۳۲.

۸-ترکمانی، ج. و طراز کار،م.ح. ۱۳۸۴. اثر تغییر نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته: کاربرد روش خود توضیح با وقفه های توزیعی ($ARDL$). فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۹ :۸۳ تا۹۶.

۹-توفیقی،ح. و محرابیان،الف. ۱۳۸۱. بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای واردات کالاهای مصرفی، سرمایه ای و واسطه ای. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران. ۱۳ :۵۷ تا ۷۴.

۱۰-جعفری صمیمی، الف.، علمی، ز. و صادق زاده یزدی، ع. ۱۳۸۶. بررسی رابطه توزیع درآمد و تقاضای پول در ایران. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی. ۲۵: ۷۵ تا ۹۹.

۱۱-حیدری، خ.، کاوندی، ح. و زوار،پ. ۱۳۸۶. تأثیر کاهش یارانه غذایی بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی. فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی . ۲۴ .۱۵۹ تا ۱۷۵.

۱۲-خدامردی، م. و هژبر کیانی،ک. ۱۳۸۱. رابطه سرمایه گذاری بخش خصوصی و دولتی در ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران. ۱۰ :۴۱ تا ۶۵.

۱۳-خلیلیان، ص. و فرهادی، ع. ۱۳۸۱. بررسی عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه.۳۹ :۷۱ تا ۸۴.

۱۴-شفیعی، الف.، برومند، ک. و تسکینی، الف . ۱۳۸۳. آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصاد. پژوهشنامه اقتصادی. ۲۳: ۱۱۲-۸۱

۱۵-قطمیری، م.ع. و هراتی،ج. ۱۳۸۴. بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از یک الگوی خودتوضیح با وقفه های توزیع شده در ایران(۱۳۷۹-۱۳۳۸). فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۲۳ :۲۲۱ تا ۲۳۵.

۱۶-کریم زاده، م . ۱۳۸۵. بررسی رابطه بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۲۴ : ۴۱ تا ۵۴.

۱۷-محمدزاده، پ. و احمدزاده، خ. ۱۳۸۵. بررسی اثر ساخت سنی جمعیت روی تابع درازمدت مدت مصرف. پژوهشنامه اقتصادی۲۲: ۴۵ تا ۷۰.

۱۸-محمود زاده، م. و زیبایی،م.۱۳۸۳. بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پسته ایران، یک تحلیل همجمعی. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۶ :۱۳۷ تا۱۵۸.

۱۹-وطن پور، م . ۱۳۸۲. بررسی عوامل مؤثر بر مالیات تورمی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی. ۱۱: ۱۵۷ تا ۱۷۵.

۲۰-هژبرکیانی، ک و ک سبزی . ۱۳۸۵. تخمین تابع عرضه سرمایه گذاری مستقیم خارجی در ایران. پژوهشنامه اقتصادی.۲۲: ۱۶۱ تا ۲۰۴.

۲۱-یوسفی، داوود. ۱۳۷۹. بررسی و برآورد تابع تقاضای واردات کل ایران بوسیله تکنیک همگرایی. پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

22- Bernanke, B.S., and A.S. Blinder,1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission". American Economic Review 82 (4): 901-921.

23- Bernanke, Ben S. ; Gertler, Mark, 1995, "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission" , Journal of Economic Perspective, Fall 1995, Vol. 9, P.27-48.

24- Bernanke, Ben S., Gertler: Mark, 1999,"Monetary policy and asset volatility", , Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, Fourth Quarter 1999, 84(4), pp:17-52.

25- Bernanke, Ben S., Gertler, Mark, 2001, "Should Central Banks respond to movement in Asset prices?" The American Economic Review, Vo1.91, No.2, (May 2001) 253-257

26-Cogley, Timothy, 1 999, "Should the Fed take deliberate steps to deflate asset price bubbles?" FRBSF Economic Review 1999, Number 1, pp.42-52.

27- Filardo, Andrew J, 2000," Monetary Policy and Asset Prices" , Federal Bank of Kansas City Economic Review, Third Quarter 2000,85 (3)pp.11-37 .

28- Gilchrist, Simon and Leahy, John v., 2002," Monetary policy and asset prices", Journal of Monetary Economics 49 (2002) 75-97.

29-Goohoon, kwon.lavern , Mcfarlane. Wayne, Robinson "Publice debt, Money supply, and Inflation a cross-country and It's Application to jamaica " IMF working paper (2009).

30- Goodhart, Charles, and Hofmann, Boris, 2001 " Asset prices and the conduct of monetary policy", London School of Economics, working paper, 2001.

31- Lansing, Kevin j., 2003, "Should the Fed React to the Stock Market?" FRBSF Econormc Letter, Number 2003-34, ovemberl4,2003.

32- Mishkin, Fredric S., 1995, "Symposium on the Monetary Transmission", The Journal of Economic Perspective, Vol. 9, No.4, (Autumn, 1995),3-.10

33- Mishkin, Fredric S., 1996, "The Channels of Monetary Transmission: Lessons for / Monetary Policy", NBER Working Paper 5464, Feb 1996, 27p ..

34- Mishkin, Fredric S., 1999, "Lessons from the Asian Crisis", 1\TBER Working Paper 7102, April 1999, 24p ..

35- Mishkin, Fredric S., 2001, "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy", NBER Working Paper 8617, Dee 2001, 21p.

36- Rigobon, Roberto; Sack, Brian, 2004, "The impact of monetary policy on asset price", Joumal of Monetary Economics, 51(2004). 1553-1575
37-Sargent, T.J., 1982, “Beyond Demand and Supply Curves in Macroeconomics,” The
American Economic Review, Vol. 72, No. 2, pp. 382–89.
———, 1993, Rational Expectations and Inflation, second ed. (New York: HarperCollins).
———, 1999, “A Primer on Monetary and Fiscal Policy,” Journal of Banking and Finance,
Vol. 23, pp. 1463–82.
38-Sargent, T.J., and N. Wallace, 1981, “Some Unpleasant Monetary Arithmetic,” QuarterlyReview (Fall), Federal Reserve Bank of Minneapolis, pp. 1–17.

39-Greene, W.H. 2000.Econometric Analysis.4THed, Prentice Hall International Edition. New York university
40-Ismihan, M., Metin_Ozcan K, and Tansel, A. 2003. Macroeconomic instability, Capital accumulation and growth: The case of Turkey 1963-1999.
41-Narayan, P.K. 2004.Do public investment crowd out private investment? Fresh evidence from Fiji.Journal of policy modeling.Vol 26.
42-Pesaran, H., Shin, Y., and Simth, R.J .1996.Testing for the existence of a long-run relationship.Unpublished manuscript.Department of applied economics, Working Paper, no.9622.University of Cambridge.
43-Pesaran, H.M. and Pesaran, B. 1997.Working with microfit 4.0: An introduction to economics, Oxford University Press, Oxford.
44-Siddiki, J.U. 2000. Demand for money in Bangladesh: A co integration analysis, Applied Economics, 32: 1977-1984.