

استخراج شاخص شرایط مالی برای ایران

صدیقه عطر کارروشن^۱، مطهره سادات محبوبی^۲
تاریخ دریافت: ۹۴/۰۸/۰۳ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۶/۱۸

چکیده

در سالهای اخیر "شاخص شرایط مالی" (FCI) در بسیاری از کشورها به عنوان یک شاخص مهم جهت مشخص کردن وضعیت سیاست پولی مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به اهمیت موضوع، هدف از این تحقیق استخراج شاخص جامعی است، که در بردارنده کلیه مکانیسم های مهم انتقال پولی باشد.

به این منظور، و برای استخراج FCI، ابتدا با تخمین توابع عرضه کل و تقاضای کل گذشته نگر، وزندهای متغیرها، بدست آمد. سپس، میانگین وزنی این متغیرهای موثر در انتقال پولی شامل نرخ ارز، نرخ سود بانکی، حجم اعتبارات، شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن محاسبه شد. در مرحله بعد، با توجه به اهمیت ثبات قیمت ها برای بانک مرکزی و به منظور آزمون اعتبار شاخص بدست آمده با استفاده از آزمون های غیرآشپانه ای و ریشه میانگین مربعات خطا، به بررسی قدرت پیش بینی شاخص فوق از نرخ تورم، پرداخته شد. داده های پژوهش بصورت فصلی و دوره مورد مطالعه سالهای ۱۳۷۰ - ۱۳۹۱ می باشد.

s.a.roshan@alzahra.ac.ir

motahareh.mahboobi@yahoo.com

۱.دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا (نویسنده مسئول)

۲.کارشناس ارشد اقتصاد توسعه، دانشگاه الزهراء

یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که در طول دوره مورد مطالعه، متغیر قیمت مسکن (متغیر قیمت دارایی‌ها) در شاخص مورد نظر از وزن بالاتری نسبت به سایر متغیرها برخوردار بوده است در حالیکه اثر ضریب شاخص سهام در هیچ یک از وقفه‌های خود بر روی شکاف تولید ملی با اهمیت نبوده است. یافته‌های تحقیق همچنین حاکی از آنست که شاخص مورد نظر دارای قدرت پیش بینی تورم در اقتصاد ایران می باشد.

واژه‌های کلیدی: شاخص شرایط مالی، عرضه کل و تقاضای کل عقب‌نگر، تورم، آزمون‌های غیر آشیانه ای، آزمون ریشه میانگین مربعات خطا.

طبقه بندی JEL: E52: E31: E58

۱. مقدمه

یکی از مباحث اساسی در اقتصاد کلان بحث سیاست پولی است و اهداف اصلی از اجرای سیاست کلان به خصوص سیاستهای پولی، ثبات قیمتها، رشد اقتصادی، رسیدن به سطح مطلوب اشتغال میباشد. از آنجایی که دستیابی به اهداف نهایی به طور مستقیم امکان پذیر نمی باشد لذا معرفی اهداف میانی و ابزار متناسب برای دستیابی به این اهداف ضرورت دارد. (صادقی، رستم زاده، ۱۳۸۶). در سالهای اخیر اقتصاددانان مختلف، نظیر گودهارت و هافمن^۱ ۲۰۰۱ شاخص شرایط پولی اولیه (MCI) و حالت گسترده تر این شاخص^۲ (FCI) را برای بسیاری از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به عنوان یکی از شاخص های کلیدی جهت مشخص کردن وضعیت سیاست پولی و اثرگذاری آن بر اقتصاد طراحی کردند. براین اساس، شاخص شرایط پولی، یک هدف میانی برای بانک مرکزی به حساب می آید که اصلی ترین کانال های اثرگذاری سیاست پولی را در بر دارد. در واقع مهمترین هدف از ساخت شاخص شرایط پولی، به دست آوردن شاخص جامعی است که بتواند مهمترین کانال های اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد را در بر داشته باشد، تا بتواند پیش بینی مناسب تری از آثار اقتصادی سیاست پولی ارائه دهد. از آنجا که نه شاخص های سنتی پولی و نه شاخص پولی تعمیم یافته^۳ (که عمدتاً بعد از سال ۲۰۰۰ در کشورهای در حال توسعه بسط داده شد) از این جامعیت برخوردار است، این تحقیق با هدف رفع خلاء موجود در ادبیات موضوع در ایران به استخراج شاخص شرایط مالی پرداخته است. بعبارت دیگر، اگر در ساخت FCI کانال سایر دارایی ها کنار گذاشته شود، بدین معنی است که یکی از مهمترین کانالهای مکانیسم انتقال، در محاسبات لحاظ نشده و بنابراین، شاخص حاصله نمی تواند وضعیت پولی را بدرستی ارزیابی نماید. به منظور پاسخگویی به این سؤال که آیا شاخص فوق شاخص مناسبی جهت استفاده بانک مرکزی به عنوان متغیر هدف میانی و یا متغیر راهنما خواهد بود یا خیر، لازم است بین چنین متغیری با

^۱. Goodhart and Hoffman

^۲. Financial Condition Index (FCI)

^۳. Augmented Monetary Condition Index (AMCI)

متغیر هدف بانک مرکزی ارتباط قابل پیش‌بینی و تنگاتنگی وجود داشته باشد. از آنجا که تورم به عنوان اصلی‌ترین هدف سیاست پولی بانک مرکزی مطرح می‌باشد، لذا شاخصی مناسب خواهد بود که بتواند قدرت پیش‌بینی نرخ تورم در ایران را داشته باشد. در این راستا، نهایتاً با استفاده از آزمون‌های غیرآشیا‌نه‌ای و ریشه میانگین مربعات خطا به بررسی رابطه بین نرخ تورم و شاخص شرایط مالی پرداخته می‌شود. برای رسیدن به اهداف فوق، سازماندهی پژوهش حاضر بصورت زیر بوده است:

در این راستا، پس از مقدمه، مبانی نظری تحقیق ارائه می‌شود. مروری اجمالی بر پیشینه تحقیق بخش دوم مقاله را تشکیل می‌دهد. مدل، داده‌ها و روش تجزیه و تحلیل تحقیق در بخش بعدی ارائه شده است. بخش چهارم، نتایج تجربی تحقیق را به خود اختصاص می‌دهد. در این قسمت ابتدا به تخمین معادله عرضه کل گذشته‌نگر، تخمین مدل تقاضای کل، محاسبه وزن متغیرها، و محاسبه شاخص شرایط مالی پرداخته می‌شود. سپس با استفاده از آزمون‌های غیرآشیا‌نه‌ای و ریشه میانگین مربعات خطا، قدرت پیش‌بینی شاخص فوق از نرخ تورم، مورد آزمون قرار می‌گیرد. بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری تحقیق اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

شاخص شرایط مالی را می‌توان بعنوان وضعیت فعلی متغیرهای مالی تعریف کرد که بر رفتار اقتصادی و وضعیت آتی اقتصاد تاثیر می‌گذارند. بعبارت دیگر، یک شاخص شرایط مالی بیانگر وضعیت اقتصاد در آینده است که در این متغیرهای مالی جاری نمایان می‌گردد هتزیوس و همکاران^۱ (۲۰۱۰)

شاخص شرایط مالی شاخص خلاصه شده‌ای از متغیرهای جاری مالی است که ب‌تأ حدی قادر به پیش‌بینی وضعیت آینده فعالیتهای اقتصادی یک کشور می‌باشد. (گنزالس و همکاران، ۲۰۱۳)^۲

^۱ . Hatzius et al

^۲ . Gonzales Debuque-, Margarita & Gochoco-Bautista, Maria Socorro

در دو دهه اخیر و قبل از ساخت شاخص شرایط مالی، تعدادی از بانکهای مرکزی در دنیا به ساخت شاخص شرایط پولی سنتی شامل متوسط تغییرات در نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ ارز نسبت به یک سال پایه با وزنهای منتج شده از اثرات نسبی متغیرها بر تقاضای کل پرداخته شدند. فرید من از اولین کسانی بود که این روش را پایه گذاری کرد. بر اساس فرید من (۱۹۹۴) تعیین وزنهای شاخص شرایط پولی (MCI) از دو طریق صورت می گیرد. این وزنهای می تواند بر پایه میزان اثر هر یک از متغیرها بر تقاضای کل و یا اثر آنها بر سطح قیمتها حاصل شود. در بسیاری از مطالعات انجام شده در این زمینه، نظیر دوگای^۱ (۱۹۹۴) از تخمین تابع تقاضای کل جهت بدست آوردن وزنهای شاخص شرایط پولی استفاده شد. براین اساس، شاخص مذکور، یک هدف میانی برای بانک مرکزی که اصلی ترین کانال های اثرگذاری سیاست پولی را در بر دارد، محسوب می شود. در واقع مهمترین هدف از ساخت شاخص شرایط پولی، به دست آوردن شاخص جامعی است که بتواند مهمترین کانال های اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد را در بر داشته باشد، تا بتواند پیش بینی مناسب تری از آثار اقتصادی سیاست پولی ارائه دهد. بر این اساس، این ایده مطرح میشود که برای ساخت یک شاخص از شرایط پولی، باید از ترکیب وزنی این دو متغیر کلیدی یعنی نرخ بهره و نرخ ارز استفاده شود. روش فوق با توجه به سادگی آن بعنوان شاخصی برای سنجش شرایط پولی، بصورت گسترده ایی در کشورهای مختلف استفاده شد. در سالهای بعد تلاش برای گسترش شاخص فوق و شناسایی متغیرهای موثر و ارائه کانالهای انتقال پولی منجر به استخراج شاخص های جدیدی شد.

اقتصاددانان مختلف، نظیر گودهارت و هافمن^۲ (۲۰۰۱ و ۲۰۰۳) مایز و ویرن^۳ (۲۰۰۱) شاخص شرایط پولی (MCI) و حالت گسترده تر این شاخص^۴ (FCI) را برای بسیاری از کشورها به عنوان یکی از شاخصهای کلیدی جهت مشخص کردن وضعیت سیاست پولی و اثرگذاری آن بر اقتصاد طراحی کردند. اقتصاد دانان فوق با افزودن قیمت دارایی ها، و

^۱. Duguay

^۲. Goodhart & Hoffman

^۳. Mayes & Virén

^۴. Financial Condition Index (FCI)

بطور مشخص قیمت مسکن و سهام برای کشورهای بریتانیا و فنلاند به ارزیابی این امر پرداختند که چطور این متغیرها بر تقاضای کل تاثیر می‌گذارد. به این ترتیب، با توجه به بحثهای زیادی که در مورد نقشی که قیمت سایر دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی از طریق اثر ثروت و اثرات تعادل دارند، بسیاری از بانکهای مرکزی و نهادهای بین‌المللی به توسعه شاخص شرایط پولی پرداخته و به شاخص جدیدی به نام شاخص شرایط مالی (FCI) رسیدند.

بر اساس مبانی نظری، کانال قیمت سایر دارایی‌ها در قالب الگوهای پولی قابل بحث است. در این نظریه با کاهش حجم پول تعادل سبب دارایی بازیگران اقتصاد بهم می‌خورد. در این حالت، حجم پول کم می‌شود، اما سایر دارایی‌ها نظیر سهام که در سبب دارایی هستند تغییری نمی‌کند. لذا برای برگشت تعادل به سبب دارایی عرضه سهام افزایش یافته که منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود. با افزایش قیمت سهام توین Q ، میل به سرمایه گذاری نزد سرمایه گذاران کم شده، به تبع آن تولید کم می‌شود (واشقانی و مشیری، ۱۳۸۹). کانال دیگر، از طریق اثر ثروت بر مصرف است. به بیان دیگر، اموال و حقوق صاحبان سهام نیز نقش مهمی در مکانیسم‌های انتقال پولی دارند که از طریق اثر ثروت مادیگیلانی^۱ ۱۹۷۱ و کانال اعتباری اثرگذار می‌باشند (برنانکه و گرتلر^۲ ۱۹۸۹). زمانی که قیمت دارایی‌های مالی مثل سهام کم می‌شود، به تبع آن ثروت خانوارها کم شده و مصرف و تولید کم می‌شود، از طریق اثر ثروت بر روی مصرف افراد اثر گذاری می‌کند. افزایش قیمت دارایی‌ها از طریق کانال‌های اعتباری به این صورت است که مثلاً افزایش قیمت دارایی‌ها سبب می‌شود تا ظرفیت قرض گرفتن افراد و شرکتها افزایش یابد. این افزایش اعتبار موجب می‌شود که خرید کالاها و خدمات و همچنین کسب و کار توسط بنگاهها و افراد زیاد شده، و تقاضای کل افزایش یابد. نه تنها از نقطه نظر تئوری قیمت سایر دارایی‌ها نقش مهمی در مکانیسم‌های انتقال پولی دارد، شواهد تجربی نیز موید این امر

^۱. Modigliani

^۲. Bernanke & Gertler

بوده، و مطالعات مختلف نظیر فارما^۱ (۱۹۸۱)، هاروی^۲ (۱۹۸۹) میشکین^۳ (۱۹۹۸) نشان دادند که بازدهی سهام دارای قدرت پیش بینی میزان تولیدات در آینده را دارا می باشد. استخراج شاخص FCI در هر کشوری با اضافه کرده متغیر خاصی صورت میگیرد مثلاً در سوئد با اضافه کردن قیمت مسکن به متغیرهای قبلی اقدام به ساخت FCI کردند. نتایج نشان میدهد که قیمتهای مسکن قدرت پیش بینی شده برای تورم در FCI های جدید نسبت به MCI سنتی وقديمی افزایش داده است، در سوئیس با اضافه کردن قیمتهای مسکن و سهام اقدام به ساخت شاخص مبادرت کردند.^۴ (ذوالخبری ۲۰۱۱)

۳. مروری اجمالی بر ادبیات تجربی تحقیق

گودهارت و هافمن (۲۰۰۱) به محاسبه شاخص FCI برای کشورهای گروه هفت^۵ با استفاده از تابع عرضه کل و تقاضای کل گذشته نگر پرداختند. نتایج این تحقیق نشان میدهد که چگونه در نظر نگرفتن تغییرات قیمت داراییها منجر به نتایج نامطلوب برای اقتصاد از نظر تورم و شکاف تولید می شود. لک^۶ (۲۰۰۳) در مطالعه خود به بررسی نقش قیمتهای مسکن و سهام در انتقال سیاست پولی کشور سوئیس از طریق بسط شاخص شرایط پولی به شرایط مالی پرداخت. نتایج این تحقیق نشان داد که اضافه کردن شاخص قیمت مسکن، قدرت پیش بینی برای تورم را در شاخص جدید، در مقایسه با شاخص سنتی افزایش می دهد.

وای چانگ پون^۷ (۲۰۰۴) در تحقیق خود به بررسی نقش کانال های اعتباری و قیمت داراییها به ارزیابی شرایط تقاضای کل و انتقال سیاست پولی کشورهای عضو پرداخت. وی به منظور برآورد وزنهای و شناسایی مسیرهای کلیدی مکانیسم های انتقال سیاست پولی از روش ARDL پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده کرد. نتایج این تحقیق حاکی از آن است

^۱.Fama

^۲.Harvey

^۳.Estrella and Mishkin

^۴. Zulkhibr

^۵. G7

^۶.Lack

^۷.Wai Ching Poon

که در کشورهای اندونزی و تایلند نرخ ارز، قیمت دارایی ها، و نرخ بهره سه کانال کلیدی انتقال سیاست پولی هستند، در حالی که در مالزی و سنگاپور، نرخ ارز، نرخ بهره بلند مدت و کوتاه مدت، و اعتبارات، سه کانال کلیدی در اجرای سیاستهای پولی می باشند. همچنین بر اساس نتایج تحقیق فوق در کشور فیلیپین، هر چهار مکانیسم انتقال سیاست پولی مهم و کلیدی محسوب می شوند. ذوالخبری (۲۰۱۱) طی پژوهشی به اندازه گیری شاخص شرایط مالی در مالزی پرداخت. وی به محاسبه شاخص FCI با استفاده از رویکرد گذشته نگر تقاضای کل پرداخت. بر اساس نتایج این تحقیق FCI تا حدی قدرت توضیح تورم را دارد. تاسون و همکاران^۱ (۲۰۱۳) به بررسی شاخص شرایط مالی در آفریقای جنوبی بعد از بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ پرداختند. در این تحقیق با استفاده از داده های ماهانه در طول دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۱، نشان دادند که چگونه فشار بازارهای مالی می تواند تأثیر شدیدی بر فعالیتهای حقیقی اقتصاد داشته باشد. نتایج تحقیق فوق نشان داد که FCI در نمونه مورد بررسی از قدرت خوبی برای پیش بینی رشد تولید و نرخ اوراق قرضه برخوردار بوده، ولی قدرتضعیفی برای پیش بینی نرخ تورم دارد.

در ایران، بررسی های محدودی در ارتباط با موضوع تحقیق انجام شده است. در مطالعه کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴) به نقشی که بازار سهام به عنوان کانالی مناسب برای سازوکار سرایت سیاست پولی در اقتصاد ایران دارد، پرداخته شد. در این تحقیق، با استفاده از مدل های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون (ARCH) و واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته (GARCH)، نشان دادند که بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی با اهمیت برای سازوکار سرایت سیاست پولی نیست. در سایر تحقیقات تجربی در ایران به بررسی شاخص شرایط پولی در ایران پرداخته شده است. چنانچه صادقی ورستم زاده (۱۳۸۶) با استفاده از شاخص شرایط پولی به تفکیک سیاستهای پولی در ایران پرداختند. در این پژوهش، این شاخص با بهره گیری از داده های سری زمانی سالانه برای دوره (۱۳۵۲-۱۳۸۵) و با استفاده از مدل ARDL محاسبه، و بر اساس آن

1. Kirsten Thompson ,Renee van Eyden , Rangan Gupta

سیاستهای پولی انبساطی و انقباضی اجرا شده توسط بانک مرکزی از هم تفکیک شده است. همچنین، خرسندی و همکاران (۱۳۹۱) نیز به ساخت شاخص شرایط پولی برای اقتصاد ایران پرداختند. در این مقاله، علاوه بر نرخ بهره و نرخ ارز از حجم اعتبارات نیز استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می دهد که برای کشور ایران شاخص شرایط پولی تعمیم یافته که در آن کانال اعتبارات در نظر گرفته می شود بر شاخص مرسوم ارجحیت دارد. با توجه به خلاء موجود در ادبیات موضوع در ایران تحقیق حاضر به استخراج شاخص شرایط مالی (یک شاخص شرایط پولی جامع) در ایران پرداخته است.

۴. مدل ها، داده ها و روش تجزیه و تحلیل

در ساخت شاخص شرایط مالی که یک میانگین وزنی از چند متغیر است، نحوه محاسبه وزنهاى مختلف از اهمیت بالایی برخوردار است. در این راستا با استفاده از روشهای اقتصاد سنجی به تخمین مدلهای پیشنهاد شده توسط گودهارت و هافمن (۲۰۰۱) پرداخته شد. این معادلات با رویکرد گذشته نگر بر روی تابع عرضه کل و تقاضای کل استخراج شده و بصورت زیر می باشد:

$$pp_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i pp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i po_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i rer_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i tn_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i rph_{t-i} + \sum_{i=1}^n \mu_i rps_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

قابل ذکر است که در این تحقیق کلیه متغیرها به جز نرخ تورم به صورت درصد شکاف بوده، و با توجه به رابطه زیر محاسبه شده است:

$$pp = 100 * [\ln (CPI(t) / CPI(t-4))]$$

که در آن (pp) ، نرخ تورم است.

cpi، شاخص قیمت مصرف کننده است، بر این اساس، نرخ تورم برابر با درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده در فصل مورد نظر نسبت به مقدار این شاخص در همان فصل در سال قبل می باشد.

(r) نرخ سود حقیقی (بانکی)، تفاوت بین نرخ سود اسمی کوتاه مدت سه ماهه بین بانکی از نرخ تورم، که به صورت حقیقی بدست آمد.

(tn) حجم اعتبارات حقیقی، مجموع تسهیلات پرداختی به بخش های اقتصادی توسط بانکها، شاخص حقیقی قیمت سهام (rps)، شاخص کل سهام است که با استفاده از شاخص قیمت تولید کننده حقیقی شده اند.

(rph) شاخص قیمت مسکن: در این مطالعه به دلیل عدم وجود اطلاعات کافی از این شاخص در ایران، از شاخص جایگزین اجاره بهای مسکن استفاده شده که بصورت حقیقی محاسبه شده است.

(po) شکاف قیمت نفت خام

(rer)^۱ نرخ ارز حقیقی همه داده ها بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳ می باشند، از آنجا که مهمترین هدف از ساخت شاخص شرایط مالی، به دست آوردن شاخص جامعی است که در بردارنده تمامی مکانیسم های انتقال پولی باشد، با برآورد تابع تقاضای کل گذشته نگر که در بردارنده کلیه متغیرهای موثر باشد به محاسبه شاخص شرایط مالی پرداخته می شود. بر اساس تحقیقی که توسط اسونسون و ردبوش^۲ در سال ۱۹۹۸ انجام شده، برای بدست آوردن درصد شکاف متغیرهای الگوی مورد نظر، از رابطه زیر استفاده شد. در رابطه فوق (q_t) درصد شکاف بین تولید ملی واقعی و سطح تولید ملی بالقوه است. (q_t^*) سطح تولید بالقوه با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات^۳ $\alpha = 160.3$ و به صورت زیر استخراج شد.

$$y_t = \left(\frac{q_t - q_t^*}{q_t^*} \right) \cdot 100$$

۱. نرخ ارز رسمی برابر است "با نرخ برابری یک واحد پول خارجی (دلار) بر اساس واحد پول داخلی (ریال)"، و سپس با استفاده از نسبت

$cpi = nrer(cpius/cpiir)$ cpi ایران به مقدار حقیقی تبدیل شده است.

^۲. Svensson-Rudebusch

^۳. Hodrick-Perscott Filter

پس از تخمین مدل‌های فوق و بدست آوردن وزن متغیرها، میانگین وزنی کلیه متغیرهای موثر محاسبه شده و شاخص شرایط مالی استخراج می‌شود. در مرحله بعد به منظور آزمون قدرت پیش بینی شاخص فوق از نرخ تورم، از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (معادلات زیر) استفاده می‌شود. در این معادله PP نرخ تورم و dFCI تفاضل مرتبه اول شاخص می‌باشد، در اینجا از تفاضل مرتبه اول شاخص بعنوان متغیر اثر گذار بر تورم استفاده شده است. سپس با استفاده از ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) و آزمون‌های غیرآشیا نه ای با استفاده از معادلات ۳ و ۴، نتایج بررسی شده و ریشه میانگین مربع خطاهای (RMSE) معادلات با هم مقایسه می‌شوند.

$$PP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i PP_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_j dFCI_{t-j} + u_t \quad (3)$$

در مرحله دوم جهت آزمون غیر آشیا نه ای الگوی زیرمورد تخمین قرار می‌گیرد. (توضیحات بیشتر در بخش مربوطه ارائه می‌گردد)

$$dMCI_{t-i} + \gamma \hat{pp}_k + u_t \quad PP_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_j PP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \quad (4)$$

در راستای بدست آوردن شاخصها، آمار و داده‌های سری زمانی تحقیق به صورت فصلی و در طول سالهای ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۱ از بانک مرکزی، و بانک جهانی جمع‌آوری شده است. ابزار تجزیه و تحلیل اطلاعات نرم‌افزارهای ایویوز^۵، و مایکروفت^۴،^۱ بوده است.

^۱.Microfit4.1 ,Eviews.5

۵. نتایج تجربی

۵-۱. آزمون های ایستایی

نخستین گام قبل از تخمین مدلها، انجام آزمونهای ایستایی است. برای اطمینان از ایستا بودن متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته^۱ استفاده شد. نتایج به تفکیک متغیرهای موجود در مدلهای ۱ و ۲ در جداول ۱ تا ۳ آمده است. نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرهای مدل ۱ بیانگر آنست که متغیرها، در سطح ایستا نبوده ولی با یکبار تفاضل گیری ایستا می شوند. (به جدول شماره (۱) مراجعه شود). در حالیکه کلیه متغیرهای معادله دوم در سطح ایستا هستند. با توجه به نتایج حاصله، قبل از برآورد مدل عرضه کل، ضروریست تا هم انباشتگی بین سه متغیر موجود یعنی شکاف تولید ملی، شکاف قیمت نفت و نرخ تورم که وقفه آن براساس جدول (۲) و معیار آکائیک^۳ بدست آمده بررسی شوند. برای آزمون هم انباشتگی از دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر استفاده می شود. نتایج نشان دهنده وجود دو و سه بردار همگرایی بین این سه متغیر در حالت های مختلف می باشد (به جدول شماره (۳) مراجعه شود). همچنین، نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرهای مدل ۲ که در جدول ۳ نشان داده شده، حاکی از آنست که کلیه متغیرها در سطح ایستا می باشند.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی متغیرها (معادله ۱)

نام متغیر	آماره آزمون (تفاضل مرتبه اول)	مقادیر بحرانی	مانا / نامانا
Y	-۴/۲۲	°-۱/۹۴	مانا
PO	-۳/۸	°-۳/۴۶	مانا
PP	-۵/۹	°-۱/۹۴	مانا

ماخذ: یافته های تحقیق * سطح معنی داری ۵٪

^۱. Augmented Dicky Fuller (ADF)

جدول ۲. تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای Y.PO.PP

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
۲۱/۵۳۴۸۶	۲۱/۵۸۶۷۸	۲۱/۴۹۹۹۶	۴۳۶۴۰/۸/۶	NA	-۸۹۹/۹۹۸۴	۰
۱۶/۸۲۱۱۳	۱۷/۰۲۸۷۹	۱۶/۶۸۱۵۳	۳۵۲۶/۶۹۶	۴۰۲/۶۱۷۳	-۶۸۸/۶۲۴۳	۱
*۱۶/۰۶۲۵۷	*۱۶/۴۲۵۹۸	۱۵/۸۱۸۲۸	۱۴۸۸/۹۲۰	۸۲/۱۹۷۰۷۳	-۶۴۳/۳۶۷۶	۲
۱۶/۰۹۷۸۶	۱۶/۶۱۷۰۲	*۱۵/۷۴۸۸۸	*۱۳۹۲/۲۱۰	*۲۰/۹۹۲۷۱	-۶۳۱/۴۵۲۸	۳
۱۶/۲۷۵۶۶	۱۶/۹۵۰۵۷	۱۵/۸۲۱۹۷	۱۵۰۳/۹۶۹	۱۰/۰۲۴۴۴	-۶۲۵/۴۵۲۸	۴

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون هم انباشتگی بین pp,p0,y

آزمون Trace				
احتمال	مقدار بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۰°	۲۴/۰۵	۵۸/۶۳	$r=1$	$r=0$
۰/۰۰۰۲°	۱۲/۳۶	۲۵/۰۹	$r=2$	$r \leq 1$
۰/۳۷۴۱	۴/۱۲	۰/۹۷	$r=3$	$r \leq 2$
آزمون λ_{max}				
احتمال	مقدار بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۱°	۱۷/۲۳	۳۳/۵۳	$r \geq 1$	$r=0$
۰/۰۰۰۲°	۱۱/۲۲	۲۴/۱۱	$r \geq 2$	$r \leq 1$
۰/۳۷۴۱	۴/۱۲	۰/۹۷	$r \geq 3$	$r \leq 2$

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول ۴. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای معادله ۲

آزمون ADF			
نام متغیر	آماره آزمون در سطح	مقادیر بحرانی	مانا / نامانا
y	*-۲/۴۸	-۱/۹۴	مانا
rer	*-۴/۲۶	-۱/۹۴	مانا
tn	*-۶/۴۲	-۱/۹۴	مانا
r	*-۶/۰۵	-۱/۹۴	مانا
rph	*-۲/۸۱	-۱/۹۴	مانا
rps	*-۳/۱۳	-۱/۹۴	مانا

ماخذ: یافته های تحقیق *سطح معنی داری ۵٪

۲-۵. تخمین معادله عرضه کل

در مرحله بعد بر اساس مطالعات متعدد نظیر گودهارت وهافمن (۲۰۰۱)، که به ترتیب برای هفت کشور توسعه یافته بصورت عام (و برای بصورت خاص) و همچنین ذوالخبری (۲۰۱۱) که برای کشور مالزی به ساخت شاخص شرایط مالی پرداختند، به برآورد مدل‌های عرضه کل و تقاضای کل با رویکرد گذشته نگر پرداخته می‌شود. برای تخمین مدل‌ها با استفاده از رویکرد تعمیم عام به خاص ابتدا به هر یک از متغیرها ۱۲ وقفه داده و سپس تمامی متغیرها که در سطح ۱۰ درصد معنادار نباشند حذف می‌شود تا مدل نهایی تخمین زده شود.

جدول ۵. تخمین معادله عرضه کل گذشته نگر

متغیر	ضریب	آماره	احتمال
pp(-۱)	۰/۹۱	۱۶/۸۹	۰/۰۰
pp(-۴)	-۰/۲۹	*-۴/۸۴	۰/۰۰
po (-۷)	۰/۱۹	***۱/۸۱	۰/۰۷۱
po (-۹)	-۰/۱۷	**۱/۷	۰/۹۲
y(-۵)	۰/۵۱	**۲/۱۵	۰/۳۴
DW=۱/۷		۰/۸۲R ² =	
Serial Correlation		۱۴/۴۱	۰/۰۰۶
Functional Form		۰/۱۴/۰	۰/۹۰۵
Heteroscedasticity		۰/۷۵/۲	۰/۱۵

ماخذ: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج بدست آمده که به روش *OLS* تخمین زده شده ضرایب در سطح ۱ درصد ، ۵ درصد و ۱۰ درصد معنادار می‌باشند (رجوع شود به جدول ۴). بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی، و با توجه به آماره F مربوط به آزمون رمزی تست، و در نظر گرفتن سطح احتمال ۰/۰۵ فرض صفر مبنی بر درست بودن شکل تبعی مدل پذیرفته می‌شود. یعنی معادله به طور صحیح تصریح شده است. آماره حاصل از آزمون آرچ، با در نظر گرفتن سطح احتمال ۵ درصد، فرض صفر مبنی بر واریانس همسانی مورد پذیرش می‌باشد. در نتیجه جملات پسماند دارای واریانس همسان می‌باشند. اما با توجه به آماره F بدست آمده از آزمون LM و در نظر

گرفتن سطح احتمال ۵ در صد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی رد شده، نتیجتاً، جملات پسماند دارای خود همبستگی می‌باشند.

برای رفع خود همبستگی باید از مدل‌های رگرسیون تحت شرایط خود همبستگی استفاده نمود. یعنی باید از تخمین حداکثر راستنمایی کامل مدل‌های رگرسیون خطی تحت فرآیند $AR(1)$ و $AR(2)$ می‌باشد، استفاده شود. اما در این مدل‌ها ضرایب و انحراف معیارهای گزارش شده در صورتی که متغیر وابسته با وقفه وارد مدل شود معتبر و قابل تفسیر نمی‌باشد. در اینصورت باید از روش تکراری کوکران اورکات استفاده شود، (تشکینی، احمد، ۱۳۸۴). در تحقیق حاضر نیز از این روش با درجه فرآیند خودرگرسیو برابر یک ($\rho = 1$) استفاده شده است. چنانچه نتایج نشان می‌دهد ضرایب متغیرها در سطح احتمال ۱۰٪ دارای اهمیت می‌باشند. به این ترتیب نتایج نهایی حاصل از تخمین مجدد مدل در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۶. تخمین مجدد مدل با استفاده از متد کوکران اورکات

متغیر	ضریب	t آماره	احتمال
pp(-۱)	۰/۶۳	۰۲/۶	۰/۰۰***
pp(-۴)	۲۵/۰-	-۲/۹۹	۰/۰۰***
Po(-۷)	۰۶۳/۰-	۲/۱۲-	۰/۰۳۷**
po(-۹)	۰/۰۷۱	۲/۳۱	۰/۰۲۳**
Y(-۵)	۲۲/۰	۸/۲	۰/۰۰۶***
$AR(1)=۲/۰۴ (۰/۰۴۴)$		$DW=۲/۰۳$	$R^2=۰/۹۲$

ماخذ: یافته‌های تحقیق معناداری در سطح ۱٪، ۱۰٪، ۵٪ در ۵ درصد

به این ترتیب معادله نهایی تخمین زده شده به صورت زیر می‌باشد:

$$Y = ۰/۲۲ * pp(-۱) + ۰/۶۳ * pp(-۴) - ۰/۰۷۱ * po(-۷) - ۰/۰۶۳ * po(-۹) - ۰/۲۵ * pp(-۱) - ۰/۶۳ * pp(-۱)$$

براساس نتایج ارائه شده در جدول شماره ۵، در صورت ثبات سایر شرایط شکاف تولید ملی تاثیر مثبت و معناداری (با ضریب ۰/۲۲) بر تورم داشته و از عوامل مهم تعیین کننده آنست. به این ترتیب، و براساس نتایج بدست آمده، نرخ تورم تابعی از مقادیر گذشته، شکاف تولید ملی، شکاف قیمت نفت، مقادیر گذشته خودش می‌باشد و این متغیرها در وقفه‌های معین و بدست آمده، تاثیر بسزایی بر نرخ تورم را نشان می‌دهند.

۳-۵. تخمین معادله تقاضای کل

در ادامه، برای محاسبه شاخص شرایط مالی، نیاز به استخراج وزنها داریم. به این منظور، برای بدست آوردن شاخص فوق، باید معادله تقاضایی تخمین زده شود که در بردارنده کلیه مکانیسم-های انتقال پولی باشد. در این راستا بر اساس گودهارت وهافمن (۲۰۰۱)، و ذوالخبری (۲۰۱۱) تابع تقاضای کل را بسط داده بطوری که اثر حجم اعتبارات پرداختی توسط بانکها، اثر شاخص حقیقی سهام و همچنین شاخص حقیقی مسکن را نیز در بر داشته باشد. از اینرو به تخمین معادله ۲ پرداخته می شود:

جدول ۷. نتایج حاصل از تخمین معادله تقاضای کل

متغیر	ضرایب	آماره t	احتمال
Y(-۱)	۰/۹۵	۲۳/۶۳	۰/۰۰
Y(-۴)	-۰/۲۸	-۷/۰۵	۰/۰۰
tn(-۸)	-۰/۰۲۵	-۲/۷۴	۰/۰۰
tn(-۹)	۰/۳	۳/۸۶	۰/۰۰
r(-۶)	-۰/۰۱۳	-۲/۷۴	۰/۰۰
Rer(-۹)	۰/۰۱۹	۳/۰۶	۰/۰۰
rph(-۹)	۰/۱	۲/۲۶	۰/۰۲۶
rps(-۸)	-۰/۰۰۲	-۰/۲۲	۰/۸۱۹
Serial Correlation		۶/۸۳	۰/۱۴۵
Functional Form		۰/۲۱	۰/۶۲۴
Heteroscedasticity		۰/۰۵	۰/۸۲۳
R ² =۰/۹۱		DW=۱/۶۴	

ماخذ: یافته های تحقیق

همانطور که در جدول ۶ مشاهده می شود تمامی ضرایب در سطح احتمال ۵ درصد معنادار می باشند. (غیر از شاخص سهام که در هیچ یک از وقفه های خود اثر معناداری بر روی شکاف تولید نداشته است). با توجه به نتایج حاصل از آزمونهای تشخیصی، کلیه آماره های بدست آمده، فرض صفر مورد پذیرش قرار می گیرد. در نتیجه مدل برآورد شده هیچ یک از مشکلات مربوط به نقض فروض کلاسیک را دارا نمی باشد. اما با توجه به

استخراج شاخص شرایط مالی برای ایران □ ۱۶۳

اینکه ضریب شاخص سهام معنادار نشده است در اینجا آزمون والد مبنی بر حذف این متغیر صورت گرفت و نتیجه بصورت زیر بود:

$$F_{\text{statistic}} = 0.052 (0.819)$$

به این ترتیب و با توجه به آماره ۰ مربوط به حذف متغیر، احتمال مربوطه در سطح ۵٪ مورد قبول است یعنی حذف متغیر بدون اشکال می باشد، به همین دلیل متغیر مورد نظر حذف و مدل مجدداً تخمین زده شد.

جدول ۸ نتایج نهایی تخمین مدل تقاضای کل

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
Y(-۱)	۰/۹۵	۲۳/۶۳	۰/۰۰
y (-۴)	-۰/۲۸	-۷/۰۵	۰/۰۰
tn (-۸)	-۰/۲۶	-۲/۷۴	۰/۰۰
tn(-۹)	۰/۳	۳/۸۶	۰/۰۰
r (-۶)	-۰/۰۱۳	-۲/۷۴	۰/۰۰
rer(-۹)	۰/۰۱۹	۳/۰۶	۰/۰۰
rph(-۹)	۰/۱	۲/۲۶	۰/۰۲۶
Serial Correlation		۷/۷۱	۰,۱۲۷
Functional Form		۰/۱۷	۰,۶۸۷
Heteroscedasticity		۰/۰۵	۰,۸۱۶
R ² =۰/۹۱		DW=۱/۶۵	

ماخذ: یافته های تحقیق

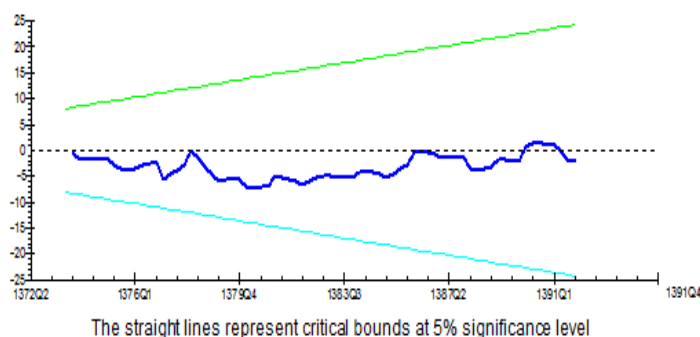
با رجوع به جدول ۷ مشاهده می شود که در تخمین مجدد مدل، تمامی ضرایب در سطح احتمال ۵ درصد معنادار می باشند همچنین نتایج حاصل از آزمونهای تشخیصی نشان می دهد که در مورد معادله تخمین زده شده هیچ یک از فروض کلاسیک نقض نمی شود. به این ترتیب مدل نهایی تخمین زده شده به صورت زیر خواهد بود.

$$Y = 0.95 * Y(-1) + (-0.28) * Y(-4) + (-0.26) * t(-8) + 0.3 * tn(-9) + 0.19 * rer(-9) + (-0.13) * R(-6) + 0.1 * rph(-9)$$

۵-۴. آزمون ثبات مدل‌ها

در مرحله بعد و قبل از محاسبه شاخص شرایط مالی، ثبات مدل‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد. به این منظور، جهت بررسی پایداری ضرایب تخمین زده شده در مدل، از آزمون‌های گرافیکی $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ روی پسماندهای الگو استفاده می‌شود. بر اساس نتایج آزمون فوق، $CUSUM$ ^۱ و $CUSUMQ$ ^۲ در ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح ۵٪ قرار گرفته است. از اینرو می‌توان نتیجه گرفت که مدل تخمین زده شده دارای ثبات ساختاری بوده، و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. (رجوع شود به نمودارهای (۱) و (۲)).

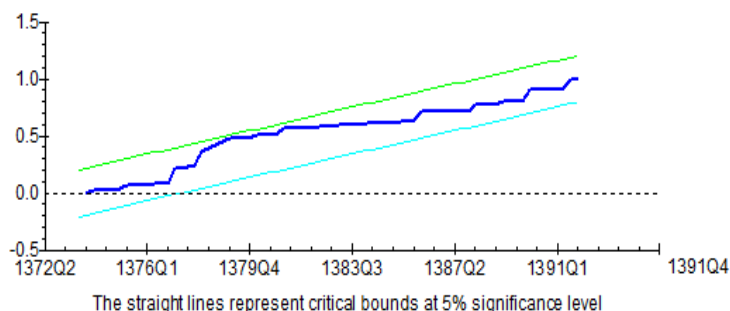
Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals



نمودار ۱. آزمون ثبات مدل (CUSUM)

^۱. Cumulative Sum^۲. Cumulative Sum of Square

Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



نمودار ۲. آزمون ثبات مدل (CUSUMQ)

ماخذ: یافته های تحقیق

۵-۵. محاسبه شاخص

بعد از تخمین تابع تقاضای کل، گام بعدی برای محاسبه شاخص شرایط مالی، تخمین وزن متغیرها می باشد. بر اساس گودهارت و هافمن (۲۰۰۱) و ذوالخبری (۲۰۱۲) وزن هریک از متغیرها، از تقسیم ضریب تخمین زده شده متغیر مورد نظر بر مجموع کل ضرایب متغیرهای توضیحی بدست آمد (به جدول شماره ۸ مراجعه شود).

جدول ۹. نتایج وزن های حاصل از تخمین

متغیر شاخص	نرخ بهره حقیقی	نرخ ارز حقیقی	حجم تسهیلات	شاخص قیمت مسکن
FCI	۰/۰۷۵	۰/۱۱	۰/۲۳	۰/۵۸

به این ترتیب، با توجه به وزنهای استخراج شده درقسمت قبل شاخص شرایط مالی به صورت زیر خواهد بود:

$$FCI = -0.075 * \Delta R + 0.11 * \Delta rr + 0.58 * \Delta rph + 0.23 * \Delta tn$$

همان طور که ملاحظه می شود، بر اساس وزنهای بدست آمده از تخمین تابع تقاضا، شاخص قیمت مسکن، بالاترین وزن را دارد و پس از آن، حجم اعتبارات، نرخ ارز و نرخ سود قرار دارند.

۵-۴- آزمون قدرت پیش بینی تورم شاخص ها

در این مرحله، به منظور آزمون اعتبار شاخص استخراج شده، قدرت پیش بینی آن مورد بررسی قرار می گیرد. چنانچه قبلا اشاره شد، تورم به عنوان اصلی ترین هدف سیاست پولی مطرح می باشد، لذا شاخصی مناسب خواهد بود که بتواند قدرت پیش بینی بالاتری از نرخ تورم در ایران ارائه دهد. از اینرو جهت مقایسه، از آنجا که شاخص شرایط پولی (شامل متغیرهای نرخ بهره حقیقی، نرخ ارز حقیقی)، نیز برای ایران (در تحقیقی مجزا توسط نویسندگان مقاله حاضر)^۱ استخراج شده است، در این جا، اعتبار شاخص شرایط مالی با شاخص شرایط پولی مقایسه می شود. این آزمون با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده انجام و معادلات زیر تخمین زده می شود. این معادله که در آن PP نرخ تورم و $dFCI$ و $dMCI$ تفاضل مرتبه اول شاخص ها می باشد، برای هر دو شاخص مورد تخمین قرار گرفته و از تفاضل مرتبه اول شاخص ها بعنوان متغیر اثر گذار بر تورم استفاده شده است. سپس با استفاده از آزمون های غیرآشیا نه ای و ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) نتایج بررسی شده و ریشه میانگین مربع خطاهای (RMSE) معادلات با هم مقایسه می شوند. هر کدام مقدار کمتری داشته باشد آن شاخص مناسب تر خواهد بود.

$$PP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i PP_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_j dFCI_{t-i} + u_t \quad (5)$$

جهت آزمون غیر آشیا نه ای، ابتدا الگوی فوق برای هر یک از شاخص ها مورد تخمین قرار گرفته و مقادیر $\hat{pp}$ مربوط به هر یک استخراج می شود. سپس جهت آزمون شاخص شرایط پولی در مقابل FCI ، الگوی زیرمورد تخمین قرار می گیرد.

$$PP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i PP_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_j dMCI_{t-i} + \gamma \hat{pp}_k + u_t \quad (6)$$

۱. در مقاله فوق که در مرحله داوری است، شاخص شرایط پولی سستی و شاخص پولی تعمیم یافته پس از استخراج با هم مقایسه شدند.

که در $\hat{pp}_k$ ، مقادیر پیش بینی شده تورم حاصل از تخمین معادله تورم برای شاخص شرایط مالی (معادله اول) و $dMCI$ تفاضل مرتبه اول شاخص شرایط پولی می باشد. در نهایت با استفاده از آماره t صفر بودن ضریب ۷ مورد آزمون قرار می گیرد. در صورتی که صفر بودن این ضریب رد شود، بدان معنا است که مقادیر تخمین زده شده در مدل اول توانسته توضیح دهندگی مدل دوم را بالا ببرد. به همین ترتیب کلیه این مراحل برای شاخص دیگر نیز آزمون می شود.

قبل از تخمین مدل ها، ابتدا ایستایی متغیرهای مورد نظر بررسی شدند. با مراجعه به جدول ۹، نتایج بدست آمده نشان میدهد که کلیه متغیرها فقط در مرتبه اول ایستا می باشند. از اینرو ضرورت دارد تا هم انباشتگی بین سه متغیر موجود بررسی شوند. که وقفه آن براساس جدول (۱۱) و معیار آکاییک ۲ بدست آمده، بررسی شوند. برای آزمون هم انباشتگی از دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر استفاده می شود. نتایج ارائه شده در جدول ۱۲ حاکی از وجود دو بردار همگرایی بین این سه متغیر در حالت های مختلف می باشد

جدول ۱۰. نتایج آزمون ایستایی

متغیر	آماره آزمون (تفاضل مرتبه اول)	احتمال
PP	$5/9^*$	۰/۰۰
dMCI	$6/04^*$	۰/۰۰
dFCI	$5/95^*$	۰/۰۰

ماخذ: یافته های تحقیق * سطح معنی داری ۵٪

جدول ۱۱. تعیین وقفه بهینه بین pp, FCI, MCI

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
۱۸/۳۰۰۹	۱۸/۳۵۲۰	۱۸/۲۶۵۲۰	۱۷۱۸۱/۱۴	NA	-۷۶۴/۱۳۸۲	۰
۸/۹۴۱۶۶۰	*۹/۱۴۹۳۲۴	۸/۸۰۲۰۶۴	۱/۳۳۴۶۲۳	۷۷۴/۱۹۳۳	-۳۵۷/۶۸۶۷	۱
*۸/۸۹۸۰۰۱	۹/۲۶۱۴۱۳	*۸/۶۵۳۷۰۹	*۱/۱۵۱۷۰۱	*۲۷/۹۲۳۳۳	-۳۴۲/۴۵۵۸	۲
۹/۰۷۳۸۳۳	۹/۵۹۲۹۹۳	۸/۷۲۴۸۴۵	۱/۲۳۹۳۸۷	۱۰/۵۹۳۱۲	-۳۳۶/۴۴۳۵	۳
۹/۲۵۹۶۳۴	۹/۹۳۴۵۴۳	۸/۸۰۵۹۴۹	۱/۳۴۹۶۴۳	۹/۴۵۵۸۵۸	-۳۳۰/۸۴۹۹	۴

جدول ۱۲. نتایج آزمون هم انباشتگی بین pp, FCI, MCI

آزمون Trace			
احتمال	مقدار بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف فرضیه صفر
۰/۰۰۸*	۲۴/۲۷	۴۹/۳۵	$r=1$
۰/۰۱۵۹*	۱۲/۳۲	۱۹/۹۶	$r=2$
۰/۰۷۰۲	۴/۱۲	۰/۹۱	$r=3$
آزمون λ_{max}			
احتمال	مقدار بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف فرضیه صفر
۰/۰۰۰*	۱۷/۷۹	۲۹/۳۸	$r \geq 1$
۰/۰۰۱*	۱۱/۲۲	۱۹/۰۵	$r \geq 2$
۰/۳۹۲	۴/۱۲	۰/۹۱	$r \geq 3$

جدول ۱۳. مقایسه قدرت پیش بینی شاخصها با استفاده از RMSE

شاخص ها	RMSE
تخمین معادله با dMCI	۶/۶
تخمین معادله با dFCI	۵/۸۳

ماخذ: یافته های تحقیق *سطح معنی داری ۵٪

اینک می توان به تخمین مدل های مربوطه پرداخت. نتایج مقایسه قدرت پیش بینی شاخصها با استفاده از ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) در جدول (۱۱) نشان داده شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، شاخص FCI خطای پیش بینی کمتری را نشان می دهد. بنابراین، نتایج حاصل از آزمون RMSE بیانگر آنست که شاخص شرایط مالی بر شاخص شرایط پولی تعمیم یافته ارجحیت دارد.

جدول ۱۴. مقایسه قدرت توضیح دهنده شاخصها با استفاده از آزمون غیر آشیانه ای

سطح اطمینان	آماره t	شاخص مقابل	شاخص موجود در معادله تورم
۰/۰۴	۲/۰۰۴	FCI	MCI
۰/۱۱	۱/۵۷	MCI	FCI

ماخذ: یافته های تحقیق * سطح معنی داری ۵٪

همچنین با مراجعه به جدول ۱۲، نتایج آزمون های غیر آشیانه ای نیز نشان می دهد که شاخص شرایط مالی بر شاخص شرایط پولی ارجحیت دارد. زیرا بر اساس نتایج جدول فوق، و آماره t در سطح خطای کمتر از ۵ درصد، شاخص شرایط مالی توانسته توضیح دهنده مدل را افزایش دهد، اما حالت عکس آن برقرار نیست. یعنی شاخص شرایط پولی نتوانسته قدرت توضیح دهنده مدل دیگر را افزایش دهد. این امر، موید اهمیت کانال شاخص قیمت مسکن در ایران بوده و لزوم در نظر گرفتن آن و گسترش شاخص شرایط پولی را تایید می کند. همانطور که نتایج جدول نشان می دهد شاخص FCI در سطح احتمال ۵ درصد قادر به پیشگویی تورم بوده، و این بدان معنا است که این شاخص با استفاده از مقادیر جاری خود توانایی پیش گویی مقادیر آتی نرخ تورم را دارا می باشد. یافته های تحقیق حاضر با نتایج بدست آمده از سایر تحقیقات نظیر صادقی و همکاران در سال ۱۳۸۶ و گوده هارت وهافمن در سال ۲۰۰۱، نیز مطابقت دارد. همچنین نتایج کمیجانی (۱۳۷۹) که مکانیسم انتقال پولی ایران را بر اساس دو نظریه کینزین ها و پولیون مورد ارزیابی قرار داد. بعلاوه، نتایج حاصل از تحقیق شریفی ۱۳۸۷ نیز نشان می دهد که شوک های شاخص قیمت مسکن در کوتاه مدت اثر ناچیز ولی در بلند مدت اثر مثبت و معنادار بر سطح تولید و تورم دارد. همچنین یافته های تحقیق حاضر در زمینه عدم اهمیت متغیر شاخص سهام، موید نتایج سایر پژوهشها نظیر کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴) است که نشان دادند که بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی با اهمیت برای سازوکار سرایت سیاست پولی نیست.

۶. نتیجه گیری

هدف از این تحقیق بدست آوردن شاخص جامعی که در بردارنده کلیه مکانیسم های انتقال پولی باشد، بوده است. در این راستا، برای استخراج FCI، یک میانگین وزنی از کلیه متغیرهای موثر در انتقال پولی شامل نرخ ارز، نرخ سود بانکی، حجم اعتبارات، شاخص قیمت سهام و

شاخص قیمت مسکن محاسبه شد. برای بدست آوردن وزن‌ها معادله‌های عرضه کل و تقاضای کل گذشته نگر برای کشور ایران تخمین زده شد. سپس، جهت آزمون قدرت پیش‌بینی شاخص فوق از نرخ تورم، از آزمون‌های غیرآشیا نه ای و ریشه میانگین مربعات خطا استفاده شده است. دوره مورد مطالعه از سال ۱۳۷۰ - ، ۱۳۹۱، و داده‌های تحقیق به صورت فصلی بوده است.

نتایج حاصل از برآورد معادله عرضه کل نشان می‌دهد که با توجه به اهمیت ضرایب متغیرها، متغیر شکاف محصول عامل مهم تعیین کننده تورم می‌باشد. همچنین یافته‌های تحقیق حاکی از آنست که، اثر ضریب شاخص سهام (شاخص کل) در هیچ یک از وقفه‌های خود بر روی شکاف تولید ملی با اهمیت نمی‌باشد. شایان ذکر است که این نتایج که موید برخی دیگر از پژوهش‌های انجام شده در ایران است، می‌تواند ناشی از آن باشد که بازار سهام در ایران نظیر برخی از کشورهای در حال توسعه از کارایی لازم برخوردار نیست. یافته‌های پژوهش حاضر همچنین بیانگر آنست در ایران شاخص قیمت مسکن، و نرخ بهره به ترتیب از بیشترین و کمترین توانایی در انتقال سیاست پولی برخوردار اند.

یافته‌های حاصل از آزمون آزمون‌های غیرآشیا نه ای و ریشه میانگین مربعات خطا برای شاخص FCI نشان می‌دهد. که این شاخص توانایی آنرا دارد که بوسیله مقادیر جاری خود، مقادیر آتی تورم را پیش‌بینی کند. با توجه به اینکه نتایج بیانگر آن است که قیمت سایدراپی - ها (شاخص قیمت مسکن) حاوی اطلاعات مفیدی در مورد شرایط تقاضا در آینده و نادیده گرفتن قیمت دارایی‌ها در محاسبه یک شاخص شرایط پولی جامع، نه تنها به معنی از دست دادن این اطلاعات اثر گذار بلکه ممکن است منجر به سوگیری توجه، در تحلیلهای بانک مرکزی و همچنین مدل‌های تجربی مورد استفاده برای تجزیه و تحلیل سیاست‌های پولی شود. اگرچه عدم کارایی متغیر بازار سهام در ایران بعنوان یکی از کانال‌های انتقال پولی نیازمند توجه بیشتر و اصلاح سیاست‌هاست.

منابع و مأخذ

- Branson, William, (2007), Macroeconomic theory and policy, translation Abbas Shakeri, Reed Publishing
- Debuque-Gonzales, Margarita; Gochoco-Bautista, Maria Socorro. 2013. *Financial Conditions Indexes for Asian Economies*. © Asian Development Bank. <http://hdl.handle.net/11540/2083>. License: CC BY 3.0 IGO.
- Duguay, P. (1994), "Emprical Evidence On The Strength Of The Monetary Transmission Mechanism In Canada: An Aggregate Approach" *Journal Ofmonetary Economics*, Vol.33 (1), Pp. 39-61.
- Freedman, C. (1995), "The Role of Monetary Conditions And The Monetary Conditions Index In The Conduct Of Monetary Policy", Bank Of Canada Review, Autumn 1995..
- Gauthier, C., Graham, C. And Liu, Y. (2004), "Financial Conditions Indexes For Canada", WP 2004-22
- Gerlach, S. And Smets, F. (2000), "Mcis And Monetary Policy", European Economic Review, No.44, Pp.1677-1700.
- Goodhart, C. (2001), "What Weight Should Be Given To Asset Prices In The Measurement Of Inflation?" *The Economic Journal*, 111, Pp 335-56
- Goodhart, C. And Hofmann, B. (2003), "Asset Prices, Financial Conditions, And Thetransmission Of Monetary Policy", Paper Presented At The Conference On Asset Prices, Exchange Rates And Monetary Policy, Stanford University, March 2-3, 2001.
- Hatzius, Jan, Hooper, Peter, . Mishkin. Frederic S, Schoenholtz, , Kermit L, Watson , Mark W. (2010), Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis, NBER Working Paper No. 16150, <http://www.nber.org/papers/w16150>
- Hataisereerungsun, 1998. The Roles Of Monetary Conditions And The Monetary Conditions Index In The Conduct Of Monetary Policy: The Case Of Thailand Under The Floating Rate Regime, Bank Of Thailand Quarterly Bulletin
- Hossain, Akhtar and Anis Chowdhury, (1382). Monetary and financial policies in developing countries, Tehran, Press Institute of Economic Affairs
- Kamijani, A. (1373) Appropriate Policies To Stabilize Economic Activity, Tehran: Department of Economic Affairs, Ministry of Economic Affairs and Finance
- Kamijani, A. (1379) Mechanisms for Monetary Transmission Mechanism in the form of an open economy model Proceedings of the Central Bank of Iran, pages 31-82
- Kamijani, A. Ali Nzhadmhrbany, F. (1391), evaluating the effectiveness of monetary transmission channels on output and inflation and an analysis of their relative importance in the economy, *Journal of Year 17*, No. 2, 39-64
- Kirsten Thompson,René Van Eyden,Rangan Gupta.(2013) Identifying A Financial Conditions Index For South Africa, Department Of Economics, University Of Pretoria, Pretoria 0002, South Africa

- Kesriyeli M., Kocaker I. I., 1999. Monetary Condition Index: A Monetary Policy Indicator For Turkey, Discussion Paper No. 9908, Central Bank Of Republic Of Turkey.
- Knedlik, Tobias ,2005, Luxembourg, Estimating The Monetary Conditions Index For South Africa
- Khataee, M and pour Seifi R. (1385). Monetary policy instruments and rules known in Iran's economy, Economic Research Journal, No. 237, page 267-73
- Khorsandy, M, Eslamloueyan ,K, Zvalnvr, SH (1391), monetary conditions index for the Iranian economy , Journal of Economic Research, , the twelfth year, the first issue ,Spring ,pages 31-57
- Jamshidi, A., (1381). Monetary policy in Iran, Volume 1, Tehran Iran Industrial Development Investment Company Publishing
- Lack, C.P. (2003), "A Financial Conditions Index for Switzerland", Monetary Policy in a Changing Environment, BIS Paper No. 19, Bank for International Settlement, Basel, pp. 398-413.
- Mayes, David, and Matti Virén. 2001. Financial Conditions Indexes. Bank of Finland Discussion Paper No. 2001–17.
- Mishkin, Frederic, (1998), "The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy ," NBER Working Paper No. 5464.
- Peng W., Leung F., 2005. A Monetary Conditions Index For Mainland China, Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin
- Rahmani, T. (1381). Macroeconomics, vol. 1 and 2, Tehran, brothers Publishing,
- Renani Sharifi, H., Ghobadi, S., (1391), to investigate the effect of monetary policy on GDP and inflation through housing price index, economic development of programming, first year, first issue, spring and summer 1, 48-69
- Renani Sharifi, H., Kamijani, Akbar and other cities, H. (1389), Study on Monetary Transmission Mechanism in Iran: A Structural Vector Auto Regressive approach, Journal of Money and the economy, Issue 2, Winter 1388
- R. Kannan, Siddhartha Sanyal And Binod Bihari Bhoi,(2006), Reserve Bank Of India Occasional Papers, Monetary Conditions Index For India, Vol. 27,Pp.58-86
- Sadeghi, Hossein, Rostamzadeh, P and H Asgharpour (1386), separation of monetary policy from the monetary conditions index in Iran, a useful, December, Issue 13: 59-82
- Shirinbakhsh, Shams Ali and Khansari, Hassan, (1384). EvIEWS applications in econometrics, Tehran Research Institute of Economic Affairs,
- Svensson, L. (2000), 'Open-Economy Inflation Targeting', Journal International Economics, 50, Pp 155-183
- Tashkini, A., (1384). Using econometric microfit, Tehran, Tehran University Publication
- Vashghani, M. (1390), the monetary transmission mechanism and effectiveness of monetary policy, and economic policy issues, monthly economic magazine, Issue 12, March: 159-166

استخراج شاخص شرایط مالی برای ایران □ ۱۷۳

- Vashghani, M. mshyry, S., (1389) .brsry monetary transmission mechanism and finding time in Iran, Journal of Economic Modeling, senior spring, Issue 1,; 1-32
- Wai Ching Poon (2010), Augmented MCI: An Indicator Of Monetary Policy Stance For Asean-5
- Zulkhibri , Abdul Majid Muhamed (2011),Islamic Development Bank, Measuring Monetary Conditions In A Small Open Economy: The Case Of Malaysia,Jeep3,4,Pp.218-30