[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

استخراج شاخص شرایط مالی برای ایران

صدیقه عطرکارروشن[1]، مطهره‌سادات محبوبی[2]

تاریخ دریافت: ۹٤/۰۸/۰۳ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰٦/۱۸

چکیده

در سالهای اخیر"شاخص‌شرایط مالی"(FCI) دربسیاری از کشورها به عنوان یک شاخص مهم جهت مشخص‌کردن وضعیت سیاست پولی مورد استفاده قرارگرفته 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، وزنهای 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 قیمت‌ها برای بانک مرکزی و به منظور آزمون اعتبار شاخص بدست آمده با استفاده از آزمون های غیرآشیانه 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 می‌باشد.

۱.دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا (نویسنده مسئول) s.a.roshan@alzahra.ac.ir

۲.کارشناس ارشد اقتصاد توسعه،دانشگاه الزهراء motahareh.mahboobi@yahoo.com

یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که در طول دوره مورد مطالعه ، متغیرقیمت مسکن (متغیرقیمت دارایی ها) در شاخص موردنظر از وزن بالاتری نسبت به سایرمتغیرها 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 ایی، آزمون ریشه میانگین مربعات خطا.

طبقه بندی JEL: E52: E31: E58

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

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 ۲۰۰۱[1]شاخص شرایط پولی اولیه (MCI) وحالت گسترده‌تر این شاخص[2] (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 براقتصاد طراحی کردند. براین اساس، شاخص شرایط پولی ، یک هدف میانی برای بانک مرکزی به حساب می آید که اصلی‌ترین 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 اثر گذاری سیاست پولی بر اقتصاد را در بر داشته باشد، تا بتواند پیش بینی مناسب‌تری از آثار اقتصادی سیاست پولی ارائه دهد. از آنجا که نه شاخص های سنتی پولی و نه شاخص پولی تعمیم یافته[3] (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 درایران به استخراج شاخص شرایط مالی پرداخته است. بعبارت دیگر، اگر در ساخت FCI کانال سایردارایی 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 آیاشاخص 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

---

1. Goodhart and Hoffman
2. Financial Condition Index (FCI)
3. Augmented Monetary Condition Index (AMCI)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

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 می باشد، لذا شاخصی مناسب خواهد بود که بتواند قدرت پیش بینی نرخ تورم در ایران راداشته باشد. در این راستا، نهایتاً با استفاده از آزمون های غیرآشیانه ای و ریشه میانگین مربعات خطا به بررسی رابطه بین نرخ تورم و شاخص شرایط مالی پرداخته می شود. برای رسیدن به اهداف فوق، سازماندهی پژوهش حاضر بصورت زیر بوده است :

در این راستا، پس از مقدمه، مبانی نظری تحقیق ارائه می شود. مروری اجمالی بر پیشینه تحقیق بخش دوم مقاله را تشکیل می دهد. مدل ، داد ها و روش تجزیه و تحلیل تحقیق دربخش بعدی ارائه شده است. بخش چهارم، نتایج تجربی تحقیق را به خود اختصاص می دهد . در این قسمت ابتدا به تخمین معادله عرضه کل گذشته نگر، تخمین مدل تقاضای کل ، محاسبه وزن متغیرها ، و محاسبه شاخص شرایط مالی پرداخته می شود. سپس با استفاده از آزمون های غیرآشیانه ای و ریشه میانگین مربعات خطا، قدرت پیش بینی شاخص فوق از نرخ تورم، مورد آزمون قرار می گیرد. بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری تحقیق اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

شاخص شرایط مالی را می توان بعنوان وضعیت فعلی متغیرهای مالی تعریف کرد که بر رفتار اقتصادی و وضعیت آتی اقتصاد تاثیر می گذارند. بعبارت دیگر، یک شاخص شرایط مالی بیانگر وضعیت اقتصاد در آینده است که در این متغیرهای مالی جاری نمایان می گردد هتزیوس و همکاران[1] (۲۰۱۰)

شاخص شرایط مالی شاخص خلاصه شده ایی از متغیرهای جاری مالی است که ب تا حدی قادر به پیش بینی وضغیت آینده فعالیتهای اقتصادی یک کشور می باشد. (گنزالس و همکاران ، ۲۰۱۳)[2]

---

[1] . Hatzius et al

[2]. Gonzales Debuque-, Margarita & Gochoco-Bautista, Maria Socorro

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

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 وزنها می تواند بر پایه میزان اثر هر یک از متغیرها بر تقاضای کل و یا اثر آنها بر سطح قیمتها حاصل شود. دربسیاری از مطالعات انجام شده در این زمینه، نظیر دوگای [1](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 اصلی‌ترین 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 اثر گذاری سیاست پولی بر اقتصاد را در بر داشته باشد، تا بتواند پیش بینی مناسب‌تری 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 (۲۰۰۱[2] و ۲۰۰۳) مایز و ویرن[3] (۲۰۰۱) شاخص شرایط پولی (MCI) وحالت گسترده تر این شاخص[4] (FCI) را برای بسیاری از کشورها به عنوان یکی از شاخصهای کلیدی جهت مشخص کردن وضعیت سیاست پولی و اثرگذاری آن براقتصاد طراحی کردند. اقتصاد دانان فوق با افزودن قیمت دارایی ها ، و

---

1. Duguay
2. Goodhart & Hoffman
3. Mayes & Virén
4. Financial Condition Index (FCI)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

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

بر اساس مبانی نظری، کانال قیمت سایر دارایی ها در قالب الگوهای پولی قابل بحث است. در این نظریه با کاهش حجم پول تعادل سبد دارایی بازیگران اقتصاد بهم می خورد. در این حالت، حجم پول کم می شود، اما سایر دارایی ها نظیر سهام که در سبد دارایی هستند تغییری نمی کند. لذا برای برگشت تعادل به سبد دارایی عرضه سهام افزایش یافته که منجر به کاهش قیمت سهام می شود. با افزایش قیمت سهام توبین Q، میل به سرمایه گذاری نزد سرمایه گذاران کم شده ، به تبع آن تولید کم می شود (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 مادیگلیانی ۱۹۷۱[1] و کانال اعتباری اثرگذار می‌باشند (برنانکه و گرتلر[2] ۱۹۸۹). زمانی که قیمت دارایی های مالی مثل سهام کم می شود، به تبع آن ثروت خانوارها کم شده و مصرف و تولید کم می شود، از طریق اثر ثروت بر روی مصرف افراد اثر گذاری می کند. افزایش قیمت دارایی ها از طریق کانال های اعتباری به این صورت است که مثلاً افزایش قیمت دارایی ها سبب می شود تا ظرفیت قرض گرفتن افراد وشرکتها افزایش یابد.این افزایش اعتبار موجب می شود که خرید کالاها وخدمات وهمچنین کسب و کار توسط بنگاهها وافراد زیاد شده، و تقاضای کل افزایش یابد. نه تنها ازنقطه نظر تئوری قیمت سایر دارایی ها نقش مهمی در مکانیسم های انتقال پولی دارد ، شواهد تجربی نیز موید این امر

[1]. Modigliani
[2]. Bernanke & Gertler

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

بوده، و مطالعات مختلف نظیر فارما[1] (۱۹۸۱)، هاروی[2] (۱۹۸۹) میشکین[3] (۱۹۹۸) نشان دادند که بازدهی سهام دارای قدرت پیش بینی میزان تولیدات درآینده را دارا می باشد.

استخراج شاخص FCI در هر کشوری با اضافه کرده متغیر خاصی صورت میگیرد مثلا در سوئد با اضافه کردن قیمت مسکن به متغییر های 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 وقدیمی افزایش داده است،در سوئیس با اضافه کردن قیمتهای مسکن و سهام اقدام به ساخت شاخص مبادرت کردند.[4](ذوالخبری ۲۰۱۱)

۳. مروری اجمالی بر ادبیات تجربی تحقیق

گودهارت و هافمن (۲۰۰۱) به محاسبه شاخص FCI برای کشورهای گروه هفت[5] 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 وشکاف تولید می شود. لک[6] (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 نشانداد 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[7] (۲۰۰۴) در تحقیق خود به بررسی نقش کانال های اعتباری وقیمت داراییها به ارزیابی شرایط تقاضای کل وانتقال سیاست پولی کشورهای عضو پرداخت. وی به منظور برآورد وزنها، 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

---

[1].Fama
[2].Harvey
[3].Estrella and Mishkin
[4]. Zulkhibr
[5]. *G7*
[6].Lack
[7].Wai Ching Poon

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

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 دراجرای سیاستهای پولی می باشند . همچنین بر اساس نتایج تحقیق فوق در کشور فیلیپین، هر چهارمکانیسم انتقال سیاست پولی مهم وکلیدی 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. تامسون و همکاران[1] (۲۰۱۳) به بررسی شاخص شرایط مالی در آفریقای جنوبی بعد از بحران مالی ۲۰۰۷ -۲۰۰۸ پرداختند. در این تحقیق با استفاده از دادهای ماهانه در طول دوره ۱۹۹۶ تا۲۰۱۱ ، نشان دادند که چگونه فشار بازارهای مالی می تواند تأثیر شدیدی بر فعالیتهای حقیقی اقتصاد داشته باشد. نتایج تحقیق فوق نشان دادکه FCIدرنمونه مورد بررسی از قدرت خوبی برای پیش بینی رشد تولید و نرخ اوراق قرضه برخوردار بوده، ولی قدرت ضعیفی 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 خودرگرسیونی (ARCH) و واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته(GARCH)، نشاندادند 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. دراین پژوهش، این شاخص با بهره گیری از داده های سری زمانی سالانه برای دوره (۱۳۵۲-۱۳۸۵) وبا استفاده از مدل ARDL محاسبه، وبر اساس آن

1.Kirsten Thompson ,Reneé van Eyden , Rangan Gupta

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

سیاستهای پولی انبساطی و انقباضی اجرا شده توسط بانک مرکزی ازهم 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 درایران تحقیق حاضر به استخراج شاخص شرایط مالی(یک شاخص شرایط پولی جامع) درایران پرداخته است.

٤. مدل‌ها، داده ها و روش تجزیه و تحلیل

در ساخت شاخص شرایط مالی که یک میانگین وزنی از چند متغیر است، نحوه محاسبه وزنهای مختلف از اهمیت بالایی برخوردار است.دراین 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:

$$pp_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i pp_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i po_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i rer_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_i tn_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i rph_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \mu_i rps_{t-i} + \mu_t \qquad (۲)$$

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.:

$$pp=۱۰۰ *[\ln (CPI(t) / CPI(t-۴)]$$

که ٠در آن (*pp*)، نرخ تورم است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

cpi ، شاخص قیمت مصرف کننده است ، بر این اساس، نرخ تورم برابر با درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده درفصل 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*)[1] *نرخ ارز حقیقی* همه داده ها بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳ می‌باشند، 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[2] 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 فیلترهودریک پرسکات[3] $\alpha = ۱۶۰۰$ و به صورت زیر استخراج شد.

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

۱. نرخ ارز رسمی برابر است "با نرخ برابری یک واحد پول خارجی(دلار) بر اساس واحد پول داخلی(ریال)"، وسپس با استفاده از نسبت cpi امریکا به cpi ایران به مقدار حقیقی تبدیل شده است.(Rer=nrer(cpius/cpiir)

2.Svensson-Rudebusch

3.Hodrick-Perscott Filter

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

پس از تخمین مدلهای فوق و بدست آوردن وزن متغیرها، میانگین وزنی کلیه متغیرهای موثر محاسبه شده و شا خص شرایط مالی استخراج می شود. در مرحله بعد به منظور آزمون قدرت پیش بینی شاخص فوق از نرخ تورم، از الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده (معادلات زیر) استفاده میشود. در این معادله PP نرخ تورم و dFCI تفاضل مرتبه اول شاخص می باشد، 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 آزمون های غیرآشیانه ای با استفاده از معادلات ۳ و ۴، نتایج بررسی شده و ریشه میانگین مربع خطاهای (RMSE) معادلات با هم مقایسه می شوند .

$$PP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \, PP_{t-i} + \sum_{j=0}^{m} \beta_i \, dFCI_{t-i} + u_t \qquad (۳)$$

در مرحله دوم جهت آزمون غیر آشیانه ایی الگوی زیرمورد تخمین قرار می گیرد . (توضیحات بیشتر در بخش مربوطه ارائه می گردد)

$$dMCI_{t-i} + \ \gamma \, \hat{pp}_k + u_t \ \ PP_{t-i} + \sum_{j=0}^{m} \beta_i \, PP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \qquad (۴)$$

در راستای بدست آوردن شاخصها ، آمار و داده های سری زمانی تحقیق به صورت فصلی و در طول سالهای ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۱ از بانک مرکزی، و بانک جهانی جمع‌آوری شده است. ابزار تجزیه‌وتحلیل اطلاعات نرم‌افزارهای ایویوز۵،و مایکروفیت ۴,۱ [1] بوده است.

[1].Microfit4.1 ,Eviews.5

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

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 ـ فولر تعمیم یافته[1] استفاده شد .نتایج به تفکیک متغیرهای موجود در مدلهای ۱و 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 اثراستفاده می شود. نتایج نشان دهنده وجود دو و سه بردار همگرایی بین این سه متغیر در حالتهای مختلف می‌باشد (به جدول شماره (۳)مراجعه شود.). همچنین، نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرهای مدل ۲که 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 داری۵٪

[1].Augmented Dicky Fuller (ADF)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

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

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۸۹۹/۹۹۸۴	NA	۴۳۶۴۰۸/۶	۲۱/۴۹۹۹۶	۲۱/۵۸۶۷۸	۲۱/۵۳۴۸۶
۱	-۶۸۸/۶۲۴۳	۴۰۲/۶۱۷۳	۳۵۲۶/۶۹۶	۱۶/۶۸۱۵۳	۱۷/۰۲۸۷۹	۱۶/۸۲۱۱۳
۲	-۶۴۳/۳۶۷۶	۸۲/۱۹۷۰۷۳	۱۴۸۸/۹۲۰	۱۵/۸۱۸۲۸	*۱۶/۴۲۵۹۸	*۱۶/۰۶۲۵۷
۳	-۶۳۱/۴۵۲۸	*۲۰/۹۹۲۷۱	*۱۳۹۲/۲۱۰	*۱۵/۷۴۸۸۸	۱۶/۶۱۷۰۲	۱۶/۰۹۷۸۶
۴	-۶۲۵/۴۵۲۸	۱۰/۰۲۴۴۴	۱۵۰۳/۹۶۹	۱۵/۸۲۱۹۷	۱۶/۹۵۰۵۷	۱۶/۲۷۵۶۶

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول۳. نتایج آزمون هم انباشتگی بین pp,po,y

آزمون Trace				
احتمال	**مقدار بحرانی۹۵٪**	**آماره آزمون**	**فرضیه مخالف**	**فرضیه صفر**
۰/۰۰۰*	۲۴/۰۵	۵۸/۶۳	r=۱	r=۰
۰/۰۰۲*	۱۲/۳۶	۲۵/۰۹	r=۲	r≤۱
۰/۳۷۴۱	۴/۱۲	۰/۹۷	r=۳	r≤۲
آزمون λ_{max}				
احتمال	**مقدار بحرانی۹۵٪**	**آماره آزمون**	**فرضیه مخالف**	**فرضیه صفر**
۰/۰۰۰۱*	۱۷/۲۳	۳۳/۵۳	r≥۱	r=۰
۰/۰۰۰۲*	۱۱/۲۲	۲۴/۱۱	r≥۲	r≤۱
۰/۳۷۴۱	۴/۱۲	۰/۹۷	r≥۳	r≤۲

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول ٤. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای معادله۲

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 داری۵٪

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

۵-۲.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 وتقاضای کل با رویکرد گذشته نگر پرداخته می شود . برای تخمین مدل‌ها با استفاده از رویکرد تعمیم عام به خاص ابتدا به هر یک از متغیرها ۱۲ وقفه داده وسپس تمامی متغیرها که در سطح ۱۰ درصد معنادار نباشند حذف می‌شود تا مدل نهایی تخمین‌زده 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
R^2=۰/۸۲	DW=۱/۷		
Serial Correlation		۱۴/۴۱	۰/۰۰۶
Functional Form		۰۱۴/۰	۰/۹۰۵
Heteroscedasticity		۰۷۵/۲	۰/۱۵

ماخذ: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج بدست آمده که به روش *OLS* تخمین زده شده ضرایب در سطح ۱درصد ، ۵ درصد و ۱۰ درصد معنادار می‌باشند (رجوع شود به جدول ۴). بر اساس نتایج حاصل از آزمونهای تشخیصی، وبا توجه به آماره F مربوط به آزمون رمزی تست، ودر نظر گرفتن سطح احتمال ۰/۰۵ فرض صفر مبنی بر درست بودن شکل تبعی مدل پذیرفته می شود. یعنی معادله به طور صحیح تصریح شده است. آماره حاصل از آزمون آرچ، با درنظرگرفتن سطح احتمال ۵ درصد، فرض صفرمبنی 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 ودر نظر

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

برای رفع خود همبستگی باید از مدلهای رگرسیون تحت شرایط خود همبستگی استفاده نمـود. یعنی باید از تخمین حداکثر راستنمایی کامل مـدلهای رگرسـیون خطـی تحـت فرآینـد AR(1) و AR(2) می باشد، استفاده شود. اما در این مدلها ضرایب و انحراف معیـار هـای گـزارش شـده در صورتی که متغیر وابسته با وقفه وارد مدل شود معتبر و قابل تفسیر نمی باشـد. در اینصـورت بایـد از روش تکراری کوکران اورکات استفاده شود، (تشکینی،احمد،۱۳۸۴). در تحقیق حاضر نیز از ایـن روش با درجه فرآیند خودرگرسیو برابر یک($\rho = 1$) استفاده شده است. چنانچه نتـایج نشـان مـی دهد ضرایب متغیر ها در سطح احتمال ۱۰٪ دارای اهمیـت مـی باشـند. بـه ایـن ترتیـب نتـایج نهـایی حاصل از تخمین مجدد مدل در جدول۵ ارائه شده است .

جدول٦.تخمین مجدد مدل با استفاده از متد کوکران اورکات

متغیر	ضریب	tآماره	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(۱)=۲/۰۴ (۰/۰۴۴)		DW=۲/۰۳	R^2=۰ /۹۲

ماخذ: یافته های تحقیق معناداری درسطح۱،**در ۱۰،***در۵ درصد

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

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

براساس نتایج ارائه شده در جدول شماره ۵، در صورت ثبات سایر شرایط شـکاف تولیـد ملـی تاثیر مثبت و معناداری (با ضریب ۰/۲۲) بر تورم داشته و از عوامل مهم تعیین کننده آنست. بـه ایـن ترتیب، و براساس نتایج بدست آمده ،نرخ تورم تابعی از مقادیر گذشته، شکاف تولید ملی ،شکاف قیمت نفت، مقادیرگذشته خودش می‌باشدو این متغیرها در وقفه‌هـای معـین و بدسـت آمـده، تـاثیر بسزایی بر نرخ تورم را نشان می دهند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

۵-۳.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 کلیّه 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:

جدول۷. نتایج حاصل از تخمین معادله تقاضای کل

متغیر	ضرایب	آمارهt	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 می‌شود تمامی ضرایب در سطح احتمال ۵ درصد معنادار می‌باشند . (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 آماره‌های 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 نمی‌باشد. اما با توجه به

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147] [DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2] [Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

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

Fstatistic=۰/۰۵۲ (۰/۸۱۹)

به این ترتیب و با توجه به آماره ۰مربوط 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 مجددا تخمین زده شد.

جدول۸.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 می‌شود که در تخمین مجدد مدل، تمامی ضرایب در سطح احتمال ۵ درصد معنادار می‌باشند همچنین نتایج حاصل از آزمونهای تشخیصی نشان می دهد که در مورد معادله تخمین زده شده هیچ یک از فروض کلاسیک نقض نمی‌شود. به این ترتیب مدل نهایی تخمین زده شده به صورت زیر خواهد بود.

$$Y=۰,۹۵*Y(-۱)+(-۰,۲۸)*Y(-۴)+(-۰,۲۶)*t(-۸)+۰,۳*tn(-۹)+۰,۰۱۹*rer-۹)$$

$$(+ (-۰,۰۱۳)*R (-۶) +۰,۱*rph(-۹)$$

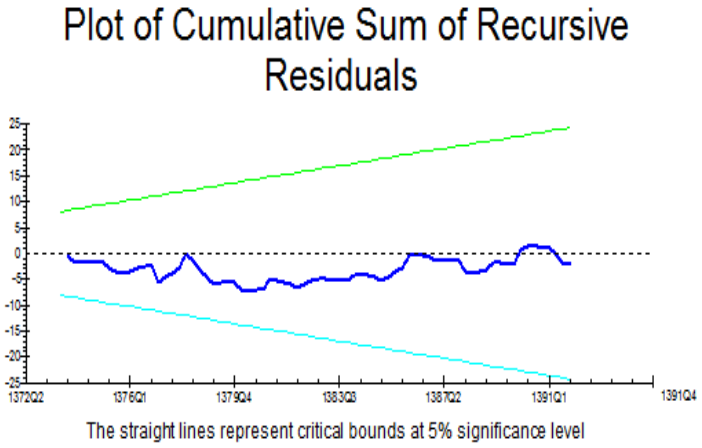
[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

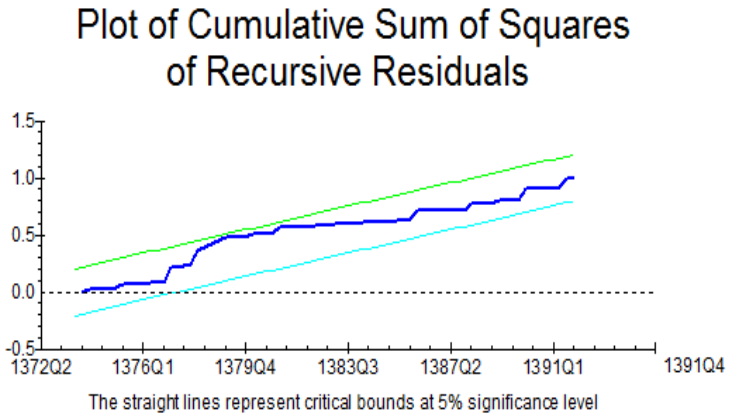
٥-٤. آزمون ثبات مدل‌ها

در مرحله بعد و قبل از محاسبه شاخص شرایط مالی، ثبات مدلها مورد آزمون قرار می گیرد. به این منظور، جهت بررسی پایداری ضرایب تخمین زده شده در مدل، از آزمون-های گرافیکی *CUSUM* و *CUSUMSQ* روی پسماندهای الگو استفاده می‌شود. بر اساس نتایج آزمون فوق، CUSUM[1] و CUSUMQ[2]. در ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح ۵٪ قرار گرفته است. از اینرو می توان نتیجه گرفت که مد ل تخمین زده شده دارای ثبات ساختاری بوده، و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می شود. (رجوع شود به نمودارها ی (۱) و(۲).



نمودار ۱. آزمون ثبات مدل (CUSUM)

[1].Cumulative Sum
[2].Cumulative Sum of Square



نمودار۲. 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) وذوالخبری (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.)

جدول۹. نتایج وزن‌های 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:

$$FCI=-۰,۰۷۵\ *\Delta R +۰,۱۱\ *\Delta rr\ +\ ۰,۵۸*\Delta rph +۰,۲۳*\Delta tn$$

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.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

۵-٤- آزمون قدرت پیش بینی تورم شاخص‌ها

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)[1] استخراج شده است ، در این جا ، ا عتبار 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 غیرآشیانه 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.

$$PP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \, PP_{t-i} + \sum_{j=0}^{m} \beta_i \, dFCI_{t-i} + u_t \qquad (۵)$$

جهت آزمون غیر آشیانه ایی، 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 مقابلFCI، الگوی زیرمورد تخمین قرار می گیرد.

$$PP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \, PP_{t-i} + \sum_{j=0}^{m} \beta_i \, dMCI_{t-i} + \gamma \, \hat{pp}_k + u_t \qquad (۶)$$

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

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

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 γ 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 مدل‌ها، ابتدا ایستایی متغیرهای مورد نظر بررسی شدند. با مراجعه به جدول ۹ ، نتایج بدست آمده نشان میدهدکه 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 اثراستفاده می شود. نتایج ارائه شده در جدول ۱۲ حاکی از وجود دو بردارهمگرایی بین این سه متغیر در حالتهای مختلف می‌باشد

جدول۱۰.نتایج آزمون ایستایی

متغیر	آماره آزمون (تفاضل مرتبه اول)	احتمال
PP	۵/۹*-	۰/۰۰
dMCI	۶/۰۴*-	۰/۰۰
dFCI	۵/۹۵*-	۰/۰۰

ماخذ: یافته های تحقیق *سطح معنی داری۵٪

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

جدول۱۱ .تعیین وقفه بهینه بین pp ,FCI, MCI

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۷۶۴/۱۳۸۲	NA	۱۷۱۸۱/۱۴	۱۸/۲۶۵۲۰	۱۸/۳۵۲۰۱	۱۸/۳۰۰۰۹
۱	-۳۵۷/۶۸۶۷	۷۷۴/۱۹۳۳	۱/۳۳۴۶۲۳	۸/۸۰۲۰۶۴	*۹/۱۴۹۳۲۴	۸/۹۴۱۶۶۰
۲	-۳۴۲/۴۵۵۸	*۲۷/۹۲۳۳۳	*۱/۱۵۱۷۰۱	*۸/۶۵۳۷۰۹	۹/۲۶۱۴۱۳	*۸/۸۹۸۰۰۱
۳	-۳۳۶/۴۴۳۵	۱۰/۵۹۳۱۲	۱/۲۳۹۳۸۷	۸/۷۲۴۸۴۵	۹/۵۹۲۹۹۳	۹/۰۷۳۸۳۳
۴	-۳۳۰/۸۴۹۹	۹/۴۵۵۸۵۸	۱/۳۴۹۶۴۳	۸/۸۰۵۹۴۹	۹/۹۳۴۵۴۳	۹/۲۵۹۶۳۴

جدول۱۲.نتایج آزمون هم انباشتگی بین pp ,FCI ,MCI

	آزمون Trace			
احتمال	**مقدار بحرانی۹۵٪**	**آماره آزمون**	**فرضیه مخالف**	**فرضیه صفر**
۰/۰۰۸*	۲۴/۲۷	۴۹/۳۵	r=۱	r=۰
۰/۰۱۵۹*	۱۲/۳۲	۱۹/۹۶	r=۲	r≤۱
۰/۰۷۰۲	۴/۱۲	۰/۹۱	r=۳	r≤۲
	آزمون λ_{max}			
احتمال	**مقدار بحرانی۹۵٪**	**آماره آزمون**	**فرضیه مخالف**	**فرضیه صفر**
۰/۰۰۰*	۱۷/۷۹	۲۹/۳۸	r≥۱	r=۰
۰/۰۰۱*	۱۱/۲۲	۱۹/۰۵	r≥۲	r≤۱
۰/۳۹۲	۴/۱۲	۰/۹۱	r≥۳	r≤۲

جدول ۱۳. مقایسه قدرت پیش بینی شاخصها با استفاده ازRMSE

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

ماخذ: یافته های تحقیق *سطح معنی داری۵٪

اینک می توان به تخمین مدل‌های 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، شاخصFCI خطای پیش بینی کمتری را نشان می‌دهد. بنابراین، نتایج حاصل ازآزمون RMSE بیانگر آنست که شاخص شرایط مالی بر شاخص شرایط پولی تعمیم یافته ارجحیت دارد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

جدول ١٤. مقایسه قدرت توضیح دهندگی 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 داری۵٪

همچنین با مراجعه به جدول ۱۲ ، نتایج آزمون های غیرآشیانه 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 دهندگی مدل را افزایش دهد، اما حالت عکس آن برقرار نیست. یعنی شاخص شرایط پولی نتوانسته قدرت توضیح دهندگی 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 می‌دهد شاخص FCIدر سطح احتمال ۵ درصد قادر به پیشگویی تورم بوده، و این بدان معنا است که این شاخص با استفاده از مقادیرجاری خود توانایی پیش‌گویی مقادیرآتی نرخ تورم را دارا می‌باشد. یافته های تحقیق حاضر با نتایج بدست آمده از سایرتحقیقات نظیرصادقی و همکاران در سال ۱۳۸۶ و گودهارت وهافمن در سال ۲۰۰۱،نیز مطابقت دارد.همچنین نتایج کمیجانی (۱۳۷۹) که مکانیسم انتقال پولی ایران را بر اساس دو نظریه کینزین‌ها و پولیون مورد ارزیابی قرار داد. بعلاوه، نتایج حاصل از تحقیق شریفی ۱۳۸۷ نیز نشان می دهد که شوکهای 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 نشاندادند که بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی با اهمیت برای سازوکار سرایت سیاست پولی نیست.

٦. نتیجه گیری

هدف از این تحقیق بدست آوردن شاخص جامعی که در بردارنده کلیه مکانیسم‌های 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 عرضه‌کل و تقاضای‌کل گذشته نگر برای کشور ایران تخمین زده شد. سپس، جهت آزمون قدرت پیش‌بینی شاخص فوق از نرخ تورم،از آزمون های غیرآشیانه ای و ریشه میانگین مربعات خطا استفاده شده‌است .دوره مورد مطالعه ازسال ۱۳۷۰ - ، ۱۳۹۱، و داده‌های تحقیق به صورت فصلی بوده است.

نتایج حاصل از برآورد معادله عرضه کل نشان می دهد که با توجه به اهمیت ضرایب متغیرها، متغیرشکاف محصول عامل مهم تعیین کننده تورم می‌باشد. همچنین یافته های تحقیق حاکی از آنست که، اثر ضریب شاخص سهام (شاخص کل) در هیچ یک از وقفه های خود بر روی شکاف تولیدملی با اهمیت نمی باشد. شایان ذکر است که این نتایج که موید برخی دیگر از پژوهشهای انجام شده در ایران است، می تواند ناشی از آن باشد که بازار سهام در ایران نظیر برخی از کشورهای در حال توسعه از کارایی لازم برخوردار نیست. یافته‌ها ی پژوهش حاضر همچنین بیانگر آنست در ایران شاخص قیمت مسکن،و نرخ بهره به ترتیب از بیشترین وکمترین توانایی درانتقال سیاست پولی برخوردار اند.

یافته های حاصل از آزمون آزمون های غیرآشیانه ای و ریشه میانگین مربعات خطا برای شاخص FCI نشان می دهد. که این شاخص توانایی آنرا دارد که بوسیله مقادیرجاری خود ،مقادیرآتی تورم را پیش بینی کند. با توجه به اینکه نتایج بیانگر آن است که قیمت سایردارایی-ها(شاخص قیمت مسکن) حاوی‌اطلاعات مفیدی در مورد شرایط تقاضا در آینده ونادیده 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.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

منابع و مآخذ

- 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,Reneé Van Eyden,Rangan Gupta.(2013) Identifying A Financial Conditions Index For South Africa, Department Of Economics, University Of Pretoria, Pretoria 0002, South Africa

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]

- 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

- Vashghani, M. mshyry, S., (1389) .brrsy 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

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.3.2]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.147]