

اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل‌های تغییر رژیم



* بهرام سحابی

** سیروس سلیمانی

*** سمیه خضری

**** محسن خضری

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۲/۳۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۱۸

چکیده

با توجه به اهمیت تورم در اقتصاد ایران، در این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰، نقش سیاست‌های پولی بانک مرکزی در افزایش رشد نقدینگی و اثر آن در شکل‌گیری رژیم‌های تورمی متوسط و بالای اقتصاد ایران بررسی شده و نقش سیاست‌های فوق در پایداری رژیم‌های تورمی اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس با استفاده از مدل راه‌گزینی مارکف با فرض احتمالات انتقال ثابت و توضیح داده‌شده متغیر نرخ تورم بسط داده شده است؛ براساس نتایج مدل‌سازی، در رژیم تورم متوسط در اقتصاد ایران، هر درصد افزایش در رشد نقدینگی، با یک وقفه منجر به افزایش ۰/۵۷ درصد تورم در اقتصاد ایران می‌شود، به علاوه در رژیم نرخ تورم بالا، اثر معنی‌دار رشد نقدینگی بر تورم تشخیص داده نشد؛ نتایج تخمین مدل راه‌گزینی مارکف با احتمالات انتقال توضیح داده‌شده، گویای اثرات مثبت رشد نقدینگی در تداوم دوره‌های تورم متوسط و بالا در اقتصاد ایران است.

واژه‌های کلیدی: رشد حجم پول، رژیم‌های تورم، مدل راه‌گزینی مارکف

طبقه‌بندی JEL: E31, C01, E51

sahabi_b@modares.ac.ir

solaymanisirous@mail.com

khezri@modares.ac.ir

* استادیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس و نویسنده مسئول

** کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

*** کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه

**** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس



مقدمه

حرکات بلندمدت همزمان بین رشد حجم پول و تورم در طیف وسیعی از کشورها در دوره‌های زمانی مختلف به اثبات رسیده است؛ به طوری که می‌توان به مطالعات لوکاس (Lucas, 2008)، بناتی (Benati, 2009) و سارجنت و سوریکو (Surico and Sargent, 2008) اشاره کرد. در بیشتر مطالعات انجام شده، شواهد و دلایل مبنی بر تغییرات هم‌زمان رشد حجم پول و تورم، با مشاهده مقادیر صاف شده^۱ متغیرها براساس میانگین متحرک^۲ یا تکنیک‌های دامنه فرکانس^۳ بررسی شده است؛ درحالی که این تکنیک‌ها در شناسایی روابط تجربی مربوطه سودمند هستند، اما نتایج آنها برای خارج از دوره زمانی نمونه مورد بررسی قابل اعتماد نمی‌باشند، به طوری که در چنین حالتی ابزاری قابل اطمینان برای سیاست‌گذارهای آتی به حساب نمی‌آیند (Amisano and Fagan, 2010)؛ بر این اساس، در مطالعات بین‌المللی، تعدادی از تکنیک‌های پیش‌بینی استاندارد، براساس مدل‌های منحنی فیلیپس توسعه یافته (Gerlach, 2004) یا مدل‌های پیش‌بینی کننده تک‌معادلات خطی (Nicoletti, 2001; Fischer, Lenza, Pill and Reichlin, 2008) مورد استفاده قرار گرفته‌اند؛ این مطالعات نشان می‌دهند که رشد حجم پول گذشته، حاوی اطلاعات مفیدی درباره تورم آینده است؛ به طوری که روابط سطحی و ساده‌ای از چنین ارتباطی را ارائه می‌کنند. باین‌حال، در سال‌های اخیر (به‌ویژه برای تورم نسبتاً پایین و باثبات)، در بیشتر کشورهای مورد مطالعه، ارتباط بین رشد حجم پول و تورم ضعیف شده است و روابط قوی پیش‌بینی، به‌منظور استنتاج نتایج سطحی از اثرگذاری حجم پول (و طیف وسیعی

-
1. Smoothed
 2. Moving Average
 3. Frequency Domain Technique

از دیگر متغیرها) برای تورم آینده تضعیف شده است؛ در این مورد به نتایج مطالعات *استاک و واتسون* (Stock and Watson, 2006)، برای امریکا و لنزا (۲۰۰۶) برای منطقه یورو می‌توان اشاره کرد. دلیل نتایج مطالعات فوق این است که در یک رژیم تورمی پایین، در واقع ممکن است همبستگی بین رشد حجم پول و تورم، ضعیف تشخیص داده شده باشد و رشد حجم پول برحسب تورم پیش‌بینی شده، ارزش کمتری داشته باشد، اما این نتیجه‌گیری تا زمانی که اقتصاد در رژیم با تورم پایین باقی بماند، معتبر است، زیرا براساس مطالعه *استرلا و مشکین* (Estrella and Mishkin, 1997)، شوک‌های سرعت^۱ متمایل به محو کردن و از بین بردن سیگنال‌های ناشی از حجم پول در رژیم‌های تورمی پایین هستند؛ بر این اساس ممکن است رشد حجم پول، سیگنال‌های اخطار به موقع و مهمی را درباره خطر خروج اقتصاد از یک رژیم باثبات قیمتی (یا هر رژیمی قیمتی) و انتقال آن به یک رژیم قیمتی دیگر ارائه دهد که در این مقاله سعی شده است چنین فرضی برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور، با توجه به مطالعات *ایوانس و واکتل* (Evans and Wachtel, 1993) برای ایالات متحده و *آیوسا، کامنسکی و لویز - سالیدو* (Ayuso, Kaminsky and López-Salido, 2003) اسپانیا و *ریکتس و رز* (Ricketts and Rose, 2003) که تورم به‌عنوان یک فرایند تغییر مارکوف مدل‌سازی شده است، فرض می‌شود که نرخ تورم به‌وسیله یک فرایند تغییر رژیم، کنترل و هدایت می‌شود و در آن تورم از رژیم‌های با تورم پایین به رژیم‌های با تورم بالا تغییر می‌کند و بالعکس. در این تحقیق براساس مطالعات *عبیاد* (Abiad, 2003)، *فیلاردو* (Filardo, 1994)، و *کیم و نلسون* (Kim and Nelson, 1999) فرض می‌شود که احتمالات انتقال، به سایر متغیرهای برون‌زای مدل وابسته است. این طرز تفکر منجر به یک مدل‌سازی فرایند تورم می‌شود که نسبت به روش‌های خطی استاندارد که توسط بسیاری از متون به‌کار گرفته شده است، متفاوت باشد؛ به‌طوری‌که تورم به‌وسیله یک مدل تغییر رژیم مشخص می‌شود که در آن اقتصاد بالقوه می‌تواند بین رژیم‌های نرخ تورم بالا و پایین تغییر کند. هدف از توسعه چنین مدلی، استخراج ارتباط بلندمدت بین پول و تورم می‌باشد؛ به‌طوری‌که امکان استفاده از یک شاخص اخطاردهنده تورم مبتنی بر حجم پول را برای سیاست‌گذاران فراهم می‌کند،

همچنین شاخص فوق در رژیم‌های متفاوت تورم تغییر می‌کند.

احتمال دارد که در بعضی از رژیم‌های تورمی، حجم پول لزوماً برای پیش‌بینی تورم در دوره‌های آینده مفید نباشد؛ باین حال رشد حجم پول نقش مهمی در علامت‌دهی احتمالات تغییر اقتصاد از رژیم با تورم پایین به رژیم با تورم بالا ایفا می‌کند. با توجه به اینکه نتایج این شاخص، براساس رابطه گذشته بین رشد پول و تورم است، چنین رابطه‌ای، به احتمال زیاد تنها در داده‌های نمونه‌هایی یافته می‌شوند که در آن بانک مرکزی واکنش مناسب در برابر خطرات تورمی نداشته است و به‌طور کامل در ثابت نگه‌داشتن قیمت‌ها موفق نبوده است. به‌عبارت دیگر براساس مطالعه وودفورد (Woodford, 1994) اگر بانک مرکزی در یک مقطع زمانی به خطرات تورمی، به‌وسیله پول و دیگر شاخص‌ها واکنش نشان داده و با موفقیت قیمت‌ها را تثبیت کند، احتمالاً آزمون‌های تجربی استاندارد شاخص پیشرو ضعیفی را برای پیش‌بینی تورم آینده نشان می‌دهند. بنابراین، با توجه به تورم بالا در اقتصاد ایران در چند دهه اخیر، یکی دیگر از سؤالاتی که در این مقاله بررسی می‌شود، نقش سیاست‌های پولی بانک مرکزی در انتقال رژیم‌های تورمی بالا به پایین (و برعکس) می‌باشد.

مقاله فوق در پنج بخش تنظیم شده است، در بخش دوم نظریات مطرح‌شده درباره رابطه تورم و نقدینگی و پیشینه مطالعات انجام‌شده بررسی شده است، در بخش سوم مبانی نظری مقاله ارائه شده است، بخش چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته است و در نهایت در بخش پنجم نتایج مقاله ارائه شده است.

پیشینه تحقیق

پیشینه نظریات مطرح‌شده درباره رابطه تورم و نقدینگی

توماس توک و همکاران (Thomas Tooke, 1844) مثل لارنس لاگلین^۱ که از طرفداران مکتب بانکداری نبودند اعتقاد داشتند که ارزش پول کاغذی غیرقابل تبدیل (فقط مقبولیت همگانی)، با تغییر مقادارش تغییر می‌کند (یعنی انتشار چنین پولی موجب تورم می‌شود، اما آنها نظریه مقداری را تنها در این مورد خاص معتبر می‌دانستند) و

1. Laurence Laughlin

در مورد پول کالایی و اسکناس‌های قابل تبدیل به کالا، ارزش پول را مستقل از مقدار انتشار آن می‌دانستند و آن را تنها تابعی از هزینه تولید آنها بر حسب کالاهای غیرپولی شاخص ارزیابی می‌کردند. توک خاطرنشان می‌کند، اسکناس‌های قابل تبدیل تنها به دست کسانی داده می‌شود که استحقاق دریافت و نگهداری طلا را دارند، اما ترجیح می‌دهند که اسکناس نگهداری کنند و مقدار این نگهداری بستگی به مقدار و هدف خاصی که این اسکناس‌ها برای آن به کار می‌روند، دارد؛ لذا مقدار انتشار اسکناس‌ها به مقدار نیاز مستحقان دریافت طلا بستگی دارد و هر مقدار که تقاضا کنند، پول منتشر می‌شود. بنابراین مقدار پول، ایجادکننده تقاضای کالا و تورم نبوده و خود معلول و اثر است.

لاگلین مخالف آکادمیک اصلی «نظریه مقداری» در پایان قرن نوزدهم از این هم فراتر رفت. از دید وی عامل مهم تعیین‌کننده قدرت خرید جاری پول (حتی پول‌های غیرقابل تبدیل) مثل اسکناس کاغذی، احتمال بازخرید آنها در آینده بر حسب طلا است. وی نوسانات در حجم اسکناس‌های سبز در طول جنگ‌های داخلی (۱۸۶۲) را به توانمندی دولت، ارتش و نظامیان نسبت می‌داد و تورم منفی در سال ۱۹۷۹ را که به برقراری تبدیل‌پذیری مجدد به طلا منجر شد، به جای هرگونه تغییرات در انبار اسکناس‌های در جریان، به عنوان انعکاس‌دهنده اثر پیش‌بینی‌های بازخرید دوباره اسکناس‌ها به طلا نسبت می‌داد. بنابراین از دید وی این تغییرات در پشتوانه پول بود که قدرت خرید جاری آن را تعیین می‌کرد. این ملاک، تغییرات در سرعت گردش پول و تغییرات در مقدار پول را به‌طور درون‌زا تعیین می‌کردند.

دیوید هیوم^۱ به عنوان اولین اقتصاددان کلاسیک در مقاله‌ای تحت عنوان «پول، بهره و تراز تجاری» می‌گوید: «کاملاً آشکار است که قیمت هر چیزی به نسبت میان کالا و پول بستگی دارد و هرگونه تغییر قابل ملاحظه‌ای، چه بالا بردن قیمت و چه پایین آوردن آن، در هرکدام اثر یکسان دارد. وقتی کالاها افزایش می‌یابند، ارزان‌تر می‌شوند و افزایش پول، ارزش کالاها را بالا می‌برد». وی در چارچوب نظام

استاندارد طلا (که با نظام ارز ثابت متناظر است) این ایده را ارائه می‌دهد و می‌گوید در نظام استاندارد طلا، حجم پول توسط وضعیت تراز پرداخت‌ها تعیین می‌شود. اگر چنانچه ما در یک شب، چهار پنجم پول موجود در جریان را از جریان خارج کنیم، این طور نیست که قیمت‌ها کاهش یابند، زیرا به محض شروع کاهش قیمت‌ها، به خاطر افزایش رقابت‌پذیری، صادرات کشور افزایش و واردات کاهش می‌یابد و طلا وارد کشور می‌شود و پول در جریان افزایش یافته و این روند ادامه می‌یابد تا قیمت‌های نسبی و موقعیت نسبی انبار پولی ما نسبت به موقعیت بین‌المللی در تعادل قرار گیرد. او می‌گوید آنها به هر صورت که به هم مرتبط شوند، در یک سطح قرار می‌گیرند. به عبارت دیگر وی سطح قیمت‌ها را تابعی متناسب با عرضه پول توسط مقامات پولی نمی‌داند. اما می‌پذیرد که سطح قیمت‌ها یا انبار پولی موجود در اقتصاد که نسبت به بازارهای پولی بین‌المللی و موقعیت تراز پرداخت‌ها تعدیل شده است، رابطه‌ای کاملاً متناسب دارند. در مجموع وی علیت پول به تورم را به رسمیت می‌شناسد و بر آن تأکید می‌کند.

فیشر (Irwing Fischer, 1911) برای ارائه نظریه پولی خود از رابطه مبادله $MV=PT$ آغاز می‌کند که در آن T اندازه معاملات انجام‌شده، P متوسط قیمت‌های مربوط به کالاهای مبادله‌شده، V سرعت معاملاتی گردش پول و M انبار پول است. وی براساس این رابطه، اظهار داشت که سطح قیمت به‌طور طبیعی با مقدار پول (از جمله سپرده‌هایی که به‌طور مستقیم با مقدار پول و حجم مبادلات ثابت بوده) تغییر می‌یابد و این در صورتی است که سرعت گردش پول و حجم مبادلات، ثابت بوده است و ساختار بانکداری و وضعیت گسترش بانکداری سپرده‌ای بر اقتصاد حاکم باشد.

از دید فیشر پول به‌طور درون‌زا تعیین می‌شود و این انبار پولی به‌طور درون‌زا تعدیل شده و تعادلی است که به‌طور متناسب سطح عمومی قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اما باید تأکید کرد چنین امکانی وجود دارد که عوامل اقتصادی تغییر و اختلالی را در وضعیت تراز پرداخت‌های اقتصاد کشور پیش‌بینی کنند و انتظارات قیمتی خود را براساس آن شکل دهند و قبل از اینکه پول در جریان افزایش پیدا کند، ابتدا قیمت‌ها افزایش یابند، دیری نخواهد پایید که پول هم همراهی می‌کند و

این علت بودن پول به معنی واقعی کلمه را زیر سؤال می‌برد.

مارشال، پیکو و کینز (قبل از نظریه عمومی‌اش) در مورد رابطه پول و قیمت‌ها نوع کمبریجی نظریه مقداری پول را به صورت $M=K.P.Y$ مطرح کردند که در آن K نسبتی از درآمد اسمی کل اقتصاد است که افراد تمایل دارند جهت پوشش معاملات، آن را به صورت پول نگهداری کنند. طبق این رابطه از آنجا که K (ولو از نظر محاسباتی نه مفهومی) همان عکس سرعت گردش پول است و Y معمولاً در اشتغال کامل قرار دارد و ثابت است، پس P متناسب با تغییر انبار پولی تغییر می‌کند، زیرا در این معادله M انبار پولی موجود در اقتصاد است و عبارت $K.P.Y$ کل تقاضای پول است. البته همین نظریه در دوران رکورد بزرگ مورد شدیدترین انتقادات قرار گرفت و با مسئله‌ساز شدن موضوع کنز پول و دام نقدینگی، علیت پول برای قیمت‌ها عمومیت خود را از دست داد.

بر این اساس همه قبول دارند که رابطه میان پول و تورم یک واقعیت تجربی است ولی مفاد این توافق به جای یک علیت مستقیم یا معکوس، وجود یک همبستگی مثبت و بالا میان پول و تورم است. همه قبول دارند که هر جا تورم بالا و مستمر مشاهده شده با محدود شدن انبار نقدینگی همراه بوده است؛ ولی این چیزی بیشتر از وجود یک همبستگی مثبت نیست (شاگری، ۱۳۸۷: ۵۸).

پیشینه مطالعات داخلی

در مطالعه‌ای که توسط **الین لیسو** و همکاران (Olin liu and et al, 2000) انجام شد، چارچوبی برای بررسی عوامل تعیین‌کننده تورم در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۶۸ ارائه شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که وارد آمدن یک‌باره شوک به معادله پول اسمی، موجب روند مثبتی در سطح قیمت‌ها می‌شود.

مطالعه **کازرونی و اصغری** (۱۳۸۱)، با هدف آزمون سازگاری مدل تورم پول‌گرایان با ویژگی‌های اقتصاد ایران و یافتن رابطه متغیرهای رشد عرضه پول و تورم انجام شده است. براساس نتایج این تحقیق تورم و رشد پول همگرا بوده و در بلندمدت یک درصد افزایش در رشد پول، منجر به رشد تورم به میزان ۰/۹ درصد می‌شود و از سویی، رابطه یک‌به‌یک میان متغیرهای مورد نظر قابل رد کردن نیست؛

یعنی در ایران تورم، یک پدیده پولی است.

اصفهانى و یاوری (۱۳۸۲)، بر پایه داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۰ و استفاده از رگرسیون برداری، نشان دادند که در اقتصاد ایران تورم یک پدیده پولی نبوده و عوامل حقیقی نیز بر آن مؤثر هستند.

عباسی‌نژاد و تشکینی (۱۳۸۳)، به بررسی تجربی عوامل مؤثر بر تورم و آزمون پولی بودن تورم در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که رشد ۱۰ درصدی حجم پول به افزایش سطح عمومی به مقدار ۳ درصد منجر شده و رابطه تورم و پول را نمی‌توان یک به یک تلقی کرد.

عمادزاده و همکاران (۱۳۸۴)، ضمن بررسی عوامل مؤثر بر تورم، به تعیین سهم هریک از این عوامل در شکل‌گیری تورم پرداختند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که گرچه تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست و مشکلات ساختاری نیز در شکل‌گیری آن تأثیر مثبت دارند، لیکن رشد نقدینگی سهم ۵۸/۳ درصدی در شکل‌گیری تورم داشته است.

کمیجانی (۱۳۸۵)، با بررسی مجموعه تحولات نقدینگی در سال ۱۳۸۴، ظرفیت افزایش نقدینگی در سال ۱۳۸۵ را از ناحیه رشد پولی در سال ۱۳۸۴ بسیار قوی دانسته و در بررسی رابطه تورم و رشد نقدینگی، سهمی از گسست ظاهری در رابطه تورم و نقدینگی طی سال‌های اخیر را به عواملی مانند کاهش سرعت گردش پول در پی کاهش انتظارات تورمی، عملکرد موفقیت‌آمیز بورس طی سال‌های برنامه سوم، استمرار بهبود قیمت نفت در بازارهای جهانی و کاهش نرخ مؤثر تعرفه و کاهش تورم وارداتی نسبت می‌دهد.

حسینی و محتشمی (۱۳۸۷)، به بررسی پایداری ارتباط میان رشد نقدینگی و تورم در اقتصاد ایران، با استفاده از الگویی که اساس کارکرد آن بر مبنای منحنی فیلیپس و تورم انتظاری بوده است، پرداخته‌اند. براساس نتایج مطالعه فوق در بلندمدت یک درصد افزایش در رشد نقدینگی به افزایش ۰/۸۹ درصدی در تورم منجر می‌شود.

در مطالعه **هادیان و پارسا (۱۳۸۷)**، به برآورد تأثیر باوقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران در چارچوب مدل پولیون جدید و با استفاده

از تکنیک ARDL پرداخته شده است. براساس نتایج، تغییر حجم نقدینگی در یک دوره معین حداقل تا سه دوره متوالی تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ یک درصد افزایش در حجم نقدینگی در دوره t ، $0/42$ درصد در همان دوره، $0/19$ درصد در دوره $t+1$ و $0/27$ درصد در دوره $t+2$ تورم را افزایش می‌دهد.

مبانی نظری

روش راه‌گزینی مارکف

جدیداً تعدادی از مدل‌های تجربی، ارتباط بین مفهوم تغییر در ادوار تجاری و تغییر در رژیم را تأیید کرده‌اند (کرولیگ، ۱۹۹۷؛ کلمتس و کرولیگ^۱، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۰؛ دیبولد و رادیبوسج^۲، ۱۹۹۶؛ کیم و نلسون^۳، ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹). مزیت اصلی فرایندهای تغییر رژیم، توانایی‌شان در دستگیری حوادث غیرخطی، به‌منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی، به‌خوبی شرایط پایایی ماندگار در سری‌های زمانی اقتصادی می‌باشد (دیبولد، ۱۹۸۶؛ همیلتون و ساسمل^۴، ۱۹۹۴). به‌منظور بررسی نحوه اثرگذاری افزایش حجم پول بر تورم، ابتدا در مدل راه‌گزینی مارکف فرض می‌شود که رشد سطح قیمت‌ها (Δp_t)، از فرایند اتورگرسیون مرتبه p رابطه (۱) پیروی می‌کند:

(۱)

$$\Delta p_t = c(S_t) + a_1(S_t)\Delta p_{t-1} + \dots + a_p(S_t)\Delta p_{t-p} + \varepsilon_t$$

اگر S_t یکی از M ارزش متفاوت نماینده به‌وسیله عدد صحیح $1, 2, 3, \dots, M$ را بگیرد، رابطه‌ی (۱) ترکیبی از M مدل خود رگرسیون را نشان می‌دهد. در یک مورد دو رژیمی، مدل (۱) وضعیت تورم پایین (هنگامی که $S_t = 1$) را به‌خوبی تورم بالا (هنگامی که $S_t = 2$) در متغیر رشد سطح قیمت‌ها نشان می‌دهد. بنابراین یک رشد سطح قیمت‌های پایین می‌تواند به‌صورت رابطه (۲) نشان داده شود:

1. Clements and Krolzig
2. Diebold and Rudebusch
3. Kim and Nelson
4. Hamilton and Susmel

(۲)

$$\Delta p_t = c_1 + a_{11} \Delta p_{t-1} + \dots + a_{p1} \Delta p_{t-p} + \varepsilon_t$$

درحالی که اگر رشد سطح قیمت‌ها بالا باشد، به صورت رابطه (۳) مدل‌سازی می‌شود:

(۳)

$$\Delta p_t = c_2 + a_{12} \Delta p_{t-1} + \dots + a_{p2} \Delta p_{t-p} + \varepsilon_t$$

پارامترهای فرایند شرطی به یک رژیم که فرض شده است تصادفی و غیرقابل مشاهده باشد وابسته می‌باشند. بنابراین به منظور تشریح کامل فرایند خلق داده، تشریح فرمول‌بندی فرایند خلق رژیم لازم می‌باشد. با فرض دو رژیم ($i = 2$)، رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان s_t نشان داده می‌شود، به طوری که s_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و در دوره‌های رکود مقدار صفر و دوره‌های رونق مقدار یک را می‌گیرد. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله یک فرایند مارکف مرتبه اول معرفی شده به وسیله همیلتون (۱۹۸۹) کنترل می‌شود و به صورت رابطه (۴) است:

(۴)

$$\begin{aligned} P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) &= 1 - p_{11} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) &= 1 - p_{00} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned}$$

در رابطه (۴)، رژیم رایج s_t به رژیم دوره گذشته s_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به صورت

$$\begin{bmatrix} p_{00} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$$

خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است. طبق نظر همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، کای^۱ (۱۹۹۴) و هنری^۲ (۲۰۰۹)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آنها به صورت رابطه (۵) است:

(۵)

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1 + e(\theta_0)} \quad \text{and} \quad p_{11} = \frac{e(\theta_0)}{1 + e(\theta_0)}$$

-
1. Cai
 2. Henry

تعیین مدل اثرات حجم نقدینگی بر تورم

این بخش در صدد پاسخ‌گویی به این سؤال که آیا رشد نقدینگی بر روی تورم اثرگذار است یا خیر می‌باشد. ارتباط دینامیکی بین رشد نقدینگی و تورم، به وسیله‌ی اضافه کردن ضرایب وقفه‌دار شده متغیر رشد نقدینگی به مدل خود رگرسیون برداری راه‌گزینی مارکف r_t کشف می‌شود. در ابتدا یک بسط از رابطه (۱)، که به وسیله کرولزیگ (۱۹۹۷) به‌عنوان مدل جمله ثابت راه‌گزینی مارکف (MSI)^۱ معرفی شده است، به صورت رابطه (۶) و (۷) تخمین زده می‌شود:

$$r_t = c(S_t) + \sum_{i=1}^p a_i(\Delta p_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta m_{t-j}^* + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \delta^2) \quad (7)$$

در رابطه (۶)، Δm_t^* رشد پول تعدیل شده می‌باشد. به علاوه S_t یک متغیر پنهان است که وضعیت تورم را نشان می‌دهد. رابطه (۶) دلالت بر این دارد که یک تغییر در جمله ثابت $c(S_t)$ ، یک تعدیل صاف از رشد سطح قیمت‌ها پس از تغییر در رژیم است. توجه شود که مدل MSI، با فرض واریانس همسانی رابطه (۷) می‌باشد؛ به علاوه مدل (۶) - (۷) می‌توانند در دو جهت کلی زیر تعمیم داده شوند:

۱. به این دلیل که نوسانات نرخ تورم در حالت تورم پایین، عموماً متفاوت از حالت تورم بالا می‌باشد، با بسط مدل‌های تک‌متغیره، می‌تواند یک واریانس متغیر رژیمی عبارت اختلال، به صورت رابطه (۸) در مدل‌های فوق ترکیب کرد:

$$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \delta^2(S_t)) \quad (8)$$

روابط (۶) - (۸)، مدل‌های ناهمسانی واریانس جمله ثابت راه‌گزینی مارکف (MSIH)^۲ را تعریف می‌کنند.

۲. اگر بخش خود رگرسیون مدل MSI تابعی از متغیر وضعیت S_t باشد،

1. Markov Switching Intercept
2. Markov Switching Intercept Heteroskedastic

به صورت رابطه (۷)–(۹)، به عنوان مدل خود رگرسیون جمله ثابت راه‌گزینی مارکف (MSIA)^۱ شناخته می‌شود:

$$r_t = c(S_t) + \sum_{i=1}^p a_i(\Delta p_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \gamma_j(S_t)\Delta m_{t-j}^* + \varepsilon_t \quad (9)$$

به علاوه روابط (۸)–(۹)، به ترتیب مدل‌های ناهمسانی واریانس خود رگرسیون جمله ثابت راه‌گزینی مارکف (MSIAH)^۲ تعریف می‌شوند.

روش تخمین حداکثر راست‌نمایی (ML)^۳ روابط فوق، براساس الگوریتم حداکثرسازی انتظار (EM)^۴ می‌باشد (همیلتون، ۱۹۸۹). ضعف این مدل این است که برونتی و همکاران (Brunetti et al. 2008) ادعا می‌کنند که احتمالات انتقال ثابت، فرض محدودکننده‌ای است و به نظر می‌رسد که احتمالات انتقال وابسته به متغیرهای اقتصادی هستند؛ به طوری که با وجود آنکه مدت‌های انتظاری^۵ رکود و رونق می‌توانند متفاوت باشند، اما مجبورند در طول زمان ثابت باشند. طبق نظر فیلاردو و گورگون (Filardo and Gorgon, 1998) با احتمالات انتقال ثابت‌شده، مدت‌های انتظاری بر روی سیکل‌ها تغییر نمی‌کنند، این بدان معناست که شوک‌های برون‌زا و سیاست‌های اقتصاد کلان، احتمال اینکه تا چه وقت انبساط یا انقباض پایدار خواهند ماند را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. برای حل این مشکل، با توجه به اینکه تغییر در احتمالات انتقال منجر به تغییر در مدت‌های انتظاری می‌شوند (فیلاردو و گورگون، ۱۹۸۹)، در این مدل احتمالات انتقال متغیر زمانی در درون مدل وارد شده‌اند، به طوری که اطلاعاتی را درباره مسیر حرکت اقتصاد ارائه می‌کند؛ برای این منظور ماتریس احتمالات P وابسته به متغیر x_{t-1} در نظر گرفته می‌شود، بنابراین ماتریس احتمالات انتقال متغیر زمانی به صورت رابطه (۱۰) فرمول‌بندی می‌شود:

1. Markov Switching Intercept Autoregressive
2. Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic
3. Maximum likelihood
4. Expectation-Maximization
۵. با احتمالات انتقال ثابت 0.634، مدت انتظاری رژیم j به صورت رابطه $E(D) = \frac{1}{1-p_{jj}}$ ، $j = 1, 2$ محاسبه می‌شود.

(۱۰)

$$P(t) = p_{ij}^t(x_{t-1}) = P\left(s_t = \frac{j}{s_{t-1}} = i, x_{t-1}\right) = \begin{bmatrix} p_{00}^t(x_{t-1}) & 1 - p_{11}^t(x_{t-1}) \\ 1 - p_{00}^t(x_{t-1}) & p_{11}^t(x_{t-1}) \end{bmatrix}$$

در رابطه (۱۰)، x_{t-1} متغیر اطلاعات برای تغییر شکل رژیم غیرقابل مشاهده است. در آنالیز این تحقیق متغیر اطلاعات نرخ رشد پول تعدیل شده (Δm_t^*) می‌باشد که نه تنها میانگین نرخ تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بلکه بر روی احتمالات انتقال رژیم‌های تورمی نیز مؤثر است. در رابطه (۱۰)، x_{t-1} متغیر اطلاعات نرخ رشد پول تعدیل شده (Δm_t^*) در دوره $t-1$ می‌باشد. به علاوه طبق مطالعه فیلاردو (Filardo, 1994) احتمالات انتقال رژیم نیز به صورت رابطه (۱۱) مدل‌سازی می‌شوند:

(۱۱)

$$p_{00}^t = \Pr(s_t = 0) = \frac{e^{(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}}{1 + e^{(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}}$$

$$p_{11}^t = \Pr(s_t = 1) = \frac{e^{(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}}{1 + e^{(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}}$$

طبق رابطه (۱۱)، رابطه (۱۲) قابل استخراج است.

(۱۲)

$$\frac{\partial p_{00}^t}{\partial x_{t-1}} = \theta_1 p_{00}^t (1 - p_{00}^t)$$

$$\frac{\partial p_{11}^t}{\partial x_{t-1}} = \theta_1 p_{11}^t (1 - p_{11}^t)$$

فیلاردو (۱۹۹۴) بیان کرد که احتمالات انتقال احتمالات انتقال، غیر منفی می‌باشند؛ به علاوه احتمالات انتقال تابعی از θ_1 و θ_1 و متغیر اطلاعات نرخ رشد پول تعدیل شده می‌باشند، برای $\theta_1 > 0$ ، با یک شوک مثبت در نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم بیشتر متمایل به ماندن در رژیم صفر است و برعکس برای $\theta_1 < 0$ ، با یک شوک مثبت در نرخ رشد پول، نرخ تورم بیشتر متمایل به ماندن در رژیم یک است.

استراتژی انتخاب مدل

روش انتخاب مدل‌های راه‌گزینی مارکوف، به شرح زیر است (کلگنی و مانرا، ۲۰۰۹):

- مرحله اول، آزمون بررسی حالت غیرخطی در داده‌ها می‌باشد. در آنالیز این تحقیق، از آزمون توسعه داده‌شده توسط آنج و بکرت (Ang and Bekaert, 1998) استفاده شده است؛ برای این منظور فرض وجود مدل خطی را در برابر مدل

راه‌گزینی مارکف، با استفاده از آزمون نرخ راست‌نمایی (LR)^۱ پیشنهاد شده توسط گارسیا و پرون (Garcia and Perron, 1996) بررسی شده است. در آزمون فوق، فرض صفر (که در آن تغییر رژیم وجود ندارد)، تقریباً به صورت توزیع خی‌دو ($\chi^2(q)$) توزیع شده است که در آن q ، تعداد پارامترهای محدودیتی می‌باشد که تحت فرض صفر تعریف نشده‌اند.

• مرحله دوم، چگونگی تعیین تعداد رژیم‌های و جملات خودرگرسیون لازم جهت مدل‌سازی فرایند می‌باشد. پسراداسکی و سپاگنولو (Psaradakis and Spagnolo, 2003) پیشنهاد کردند که از ضوابط اطلاعات آکائیک (ACI)^۲ برای این منظور استفاده شود. آزمایش‌های مونت کارلو نشان داد که روش انتخاب براساس ACI (که به اصطلاح روش سه‌بخشی نامیده می‌شود)، عموماً در تعیین تعداد صحیح رژیم‌ها و جملات خود رگرسیون موفق می‌باشد. بر این اساس ما از معیار آکائیک (AIC) به منظور تعیین تعداد رژیم‌ها، رتبه اتورگرسیون p و رتبه فرایند راه‌گزینی مارکف q استفاده کرده‌ایم. برای این منظور، یک‌بار تشخیص بهینه در داخل یک نوع خاص از مدل راه‌گزینی مارکف (که در بخش قبل توضیح داده شد) به دست آمده و سپس، انواع مختلف مدل‌های انتخاب شده با هم مقایسه می‌شود. در نهایت مدل‌های با بهترین معیار AIC، براساس معیارهایی به شرح زیر با هم مقایسه شده و مدل بهینه انتخاب می‌گردد:

✓ ارزش تابع لگاریتم راست‌نمایی ($\ln L$)^۳؛

✓ ارزش جمله ثابت تخمین زده شده در رژیم‌های اقتصادی متفاوت؛

✓ ارتباط بین احتمالات راه‌گزینی رژیم و اصول اقتصاد کلان.

تجزیه و تحلیل نتایج

مدل راه‌گزینی مارکف تک‌متغیره

آنالیز به وسیله آزمایش خاصیت آماری مدل راه‌گزینی مارکف نرخ تورم شروع می‌شود؛ در ابتدا لازم است تعداد رژیم‌ها و جملات خودرگرسیون نرخ تورم تعیین

1. likelihood ratio

2. Akaike Information Criterion

3. log-likelihood

شود. پس از محاسبه معیار AIC در انواع مدل‌های راه‌گزینی مارکف مدل‌های دو، سه و چهاررژیمه، همه مدل‌ها راه‌گزینی مارکف دو رژیمه معیارهای AIC پایین‌تری دارند، بر این اساس معیارهای AIC مربوط برای انواع مختلف مدل‌های راه‌گزینی مارکف دو رژیمه، جهت انتخاب مدل بهینه در جدول شماره (۱) ارائه شده است.

جدول شماره (۱). تعیین نوع مدل راه‌گزینی مارکف و تعداد جملات خود رگرسیون در رژیم مرتبه دو

	معیار AIC		
	تعداد جملات خود رگرسیون		
	یک	دو	سه
MSI-AR	۱۶۴/۱۱	۱۶۰/۸۳	۱۶۷/۶۵
MSIH-AR	۱۷۴/۹۲	۱۷۰/۷۱	۱۶۹/۷۴
MSIA-AR	۱۷۲/۱۴	۱۶۸/۲۹	۱۶۴/۴۴
MSIAH-AR	۱۷۳/۳۷	۱۶۶/۶۵	۱۶۳/۹۳
MSH-AR	۱۶۹/۱۷	۱۷۴/۸۲	۱۸۷/۸۴
MSA-AR	۱۷۲/۲۵	۱۷۴/۷۵	۱۷۶/۹۴
MSAH-AR	۱۷۵/۴۶	۱۷۹/۶۷	۱۸۴/۱۲

مأخذ: محاسبات محقق

براساس نتایج ارائه‌شده، مدل خود رگرسیون راه‌گزینی مارکف دو رژیمه با رتبه خودرگرسیون سه و فاقد عرض از مبدأ ((MSH(2)-AR(3)) دارای بیشترین معیار AIC بوده و به‌عنوان مدل‌های بهینه انتخاب می‌شوند. نتایج تخمین مدل MSH(2)-AR(3) در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

جدول شماره (۲). نتایج حاصل از تخمین مدل MSH(2)-AR(3)

InL	۱۹۴/۸۵	
AIC	۱۸۷/۸۴۲	
	ضریب	آماره t
AR(1)	-۰/۸۸۵۴	۷/۰۰۵***
AR(2)	-۰/۵۶۵۵	-۳/۱۸۳***
AR(3)	-۰/۷۶۵۷	۵/۲۸۵***
	رژیم ۱	رژیم ۲
انحراف معیار رژیم ۱	-۰/۰۰۹۸***	
انحراف معیار رژیم ۲		-۰/۰۴۸۵***
Q(9) = 78.115	Q(12) = 20.98	

*** در سطح ۱ درصد معنی‌دار است؛ ** در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. مأخذ: محاسبات محقق

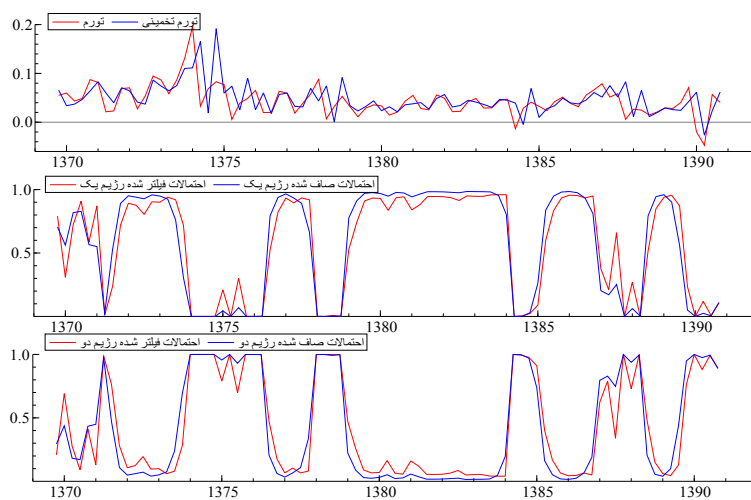
جدول شماره (۳). آزمون LR بررسی حالت خطی بودن نرخ تورم

	InL	LR
خطی AR(3)	۱۸۰/۵۲	$\chi^2(3) = 28.66***$
MSH(2)-AR(3)	۱۹۴/۸۵	

*** در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد. مأخذ: محاسبات محقق

براساس نتایج تخمین، هر سه ضریب خود رگرسیون مدل $MSH(2)-AR(3)$ و انحراف معیار در دو رژیم تخمینی در سطح معنی داری قرار دارند، بر این اساس تغییرات ساختاری، هنگام مدل سازی فرایند نرخ تورم باید در نظر گرفته شود. در جدول شماره (۳)، آزمون بررسی حالت خطی بودن نرخ تورم ارائه شده است. براساس آزمون نرخ راست نمایی، $LR = 2 \times |\ln L_{MSH(3)-AR(3)} - \ln L_{linear VAR}|$ می باشد. با توجه به نتایج جدول شماره (۳)، آماره χ^2 محاسباتی در سطح ۱ درصد معنی دار بوده و فرض حالت خطی بودن سری زمانی نرخ تورم رد می شود؛ بنابراین براساس نتایج مدل، یک طبقه بندی در دو رژیم مشاهده شده، به منظور مدل سازی سری نرخ تورم باید در نظر گرفته شود. به منظور بررسی قدرت مدل های فوق در توضیح نرخ تورم بالا و پایین، در شکل شماره (۱)، احتمالات انتقال در دو رژیم مدل فوق ارائه شده است.

شکل شماره (۱). احتمال انتقال رژیم در مدل $MSH(2)-AR(3)$



مأخذ: محاسبات محقق

براساس شکل شماره (۳)، هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک تر باشد، احتمال قرار گرفتن نرخ تورم در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. براساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل $MSH(2)-AR(3)$ ، رژیم یک فاز، نرخ متوسط و رژیم دو فاز، نرخ بالای تورم را تسخیر می کنند.

اثرات افزایش رشد نقدینگی

احتمالات انتقال ثابت

در این بخش به منظور بررسی نقش رشد نقدینگی در تحلیل تورم در ایران، مدل راه‌گزینی مارکف تخمین زده شده نرخ تورم، با شمول متغیر رشد نقدینگی و با فرض احتمالات انتقال ثابت، بسط داده شده است. نتایج حاصل از شمول متغیر رشد نقدینگی در مدل MSH(2)-AR(3) نشان می‌دهد که تا وقفه اول ضریب متغیر فوق در مدل معنادار است؛ به منظور بررسی اثر رشد نقدینگی در افزایش دقت مدل‌های MS، در جدول شماره (۴)، با استفاده از آزمون LR، به بررسی معنی‌داری شمول وقفه‌های متغیر رشد نقدینگی در مدل MSH(2)-AR(3) پرداخته شده است.

جدول شماره (۴). آزمون LR بررسی معنی‌داری شمول وقفه‌های متغیر رشد نقدینگی در مدل MSH(2)-AR(3)

	lnL	LR
MSH(2)-ARX(3)	۲۰۶/۱۳۲	$\chi^2(5) = 22.56^{***}$
MSH(2)-AR(3)	۱۹۴/۸۵	

***: در سطح ۱ درصد معنی‌دار است.

مأخذ: محاسبات محقق

بر اساس نتایج آزمون LR، شمول وقفه‌های رشد نقدینگی در مدل MSH(2)-AR(3) منجر به بهبود معنی‌دار lnL مدل برآوردی شده است، بنابراین رشد نقدینگی دارای تأثیر معنی‌داری بر تورم است. در ادامه، مدل MSH(2)-AR(3) با شمول وقفه‌های رشد نقدینگی، بسط داده شده است. در جدول شماره (۵)، نتایج حاصل از برآورد مدل MSH(2)-AR(3) بسط‌داده شده با یک وقفه از متغیر رشد نقدینگی (MSH(2)-ARX(3)) ارائه شده است.

جدول شماره (۵). بررسی معنی‌داری شمول وقفه‌های متغیر رشد نقدینگی در مدل MSH(2)-AR(3)

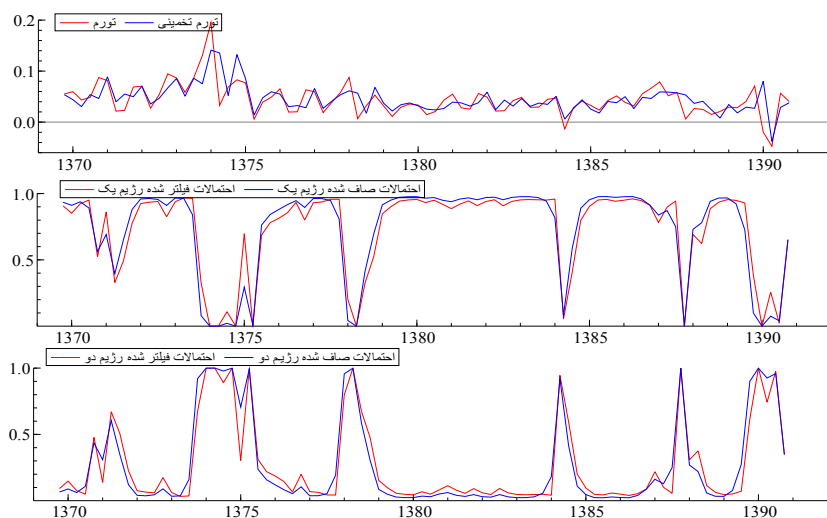
lnL	۲۰۶/۱۳۲	
AIC	۱۹۵/۱۳۲	
	رژیم اول	
	ضریب	t آماره
رشد نقدینگی (رژیم اول)	۰/۲۶۳	۳/۱۱***
وقفه اول رشد نقدینگی (رژیم اول)	۰/۳۱۴	۴/۰۲***
رشد نقدینگی (رژیم دوم)	۰/۰۳۲	۱/۳۲
وقفه اول رشد نقدینگی (رژیم دوم)	۰/۲۵۱	۱/۷۳
AR(1)	۰/۸۰۳۲	۸/۸۷۹**
AR(2)	-۰/۳۶۶۱	-۲/۱۱**

AR(3)	۰/۶۰۷۸	۳/۰۲۴***
انحراف معیار رژیم ۱	رژیم ۱	رژیم ۲
انحراف معیار رژیم ۲	۰/۰۱۲۵***	۰/۰۴۴۳***
Q(9) = 16.1874		Q(12) = 12.2483

***: در سطح ۱ درصد معنی دار است؛ **: در سطح ۵ درصد معنی دار است.
 مأخذ: محاسبات محقق

قبل از بررسی نحوه اثرگذاری متغیر رشد نقدینگی بر تورم، با استفاده از مدل MSH(2)-ARX(3)، به تحلیل فازهای تورم متوسط و بالا پرداخته شده است؛ به منظور بررسی قدرت مدل فوق در توضیح تورم متوسط و بالا، در شکل شماره (۲)، احتمالات انتقال در رژیم‌های تخمینی، توسط مدل فوق ارائه شده است.

شکل شماره (۲). احتمال انتقال رژیم در مدل MSH(2)-ARX(3)



مأخذ: محاسبات محقق

براساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MSH(2)-ARX(3)، رژیم یک فاز تورم متوسط و رژیم دو فاز تورم بالا تسخیر می‌کنند. در مقایسه با شکل (۱)، مشاهده می‌شود که با شمول یک وقفه از متغیر رشد نقدینگی، مدل MSH(2)-ARX(3) قادر به تسخیر فازهای تورم بالا و پایین با دقت بیشتری شده است؛ نتیجه فوق نقش تأثیرگذار متغیر رشد نقدینگی در تعیین فازهای تورم بالا و پایین اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. به عنوان نتیجه‌ای دیگر از تخمین مدل MSH(2)-ARX(3)، در جدول (۶)، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ارائه شده است.

جدول شماره (۶). ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۸۸۱۵	۰/۳۳۳۱
رژیم ۲	۰/۱۱۸۴	۰/۶۶۶۸

مأخذ: محاسبات محقق

در جدول شماره (۶)، احتمالات انتقال $Prob(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.8815$ و $Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.6668$ نشان‌دهنده پایایی رژیم‌های نرخ تورم در اقتصاد ایران می‌باشد؛ پایا تر بودن رژیم یک نسبت به رژیم‌های دو، احتمال حضور عدم تقارن مهم در فازهای نرخ تورم را در اقتصاد ایران پیشنهاد می‌کنند. به‌علاوه پس از فازهای تورم متوسط، به احتمال ۰/۳۳۳۱، نرخ تورم وارد فاز تورم بالا و پس از فاز تورم بالا، به احتمال ۰/۱۱۸۴، نرخ تورم وارد فاز تورم متوسط می‌شود. با توجه به نتایج تخمین مدل $MSH(2)-AR(3)$ ، ضرایب متغیر نرخ رشد نقدینگی، تأثیر متفاوت متغیر فوق را بر نرخ تورم در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد، به‌طوری‌که در رژیم نرخ تورم متوسط، یک واحد افزایش در متغیر فوق، در همان دوره ۰/۲۶۳ واحد و پس از یک وقفه تأخیر منجر به ۰/۳۱۴ واحد افزایش در نرخ تورم خواهد شد؛ اما در رژیم نرخ تورم بالا، اثر رشد نقدینگی بر تورم، معنی‌دار تشخیص داده نشده است.

احتمالات انتقال توضیح داده‌شده

در این بخش به بررسی نقش متغیر وقفه اول رشد نقدینگی در پایداری احتمالات انتقال رژیم‌های تورمی اقتصاد ایران پرداخته شد است؛ براساس رابطه (۱۱)، پس از تخمین مدل $MSH(3)-AR(3)$ و شمول احتمالات انتقال توضیح داده‌شده توسط وقفه اول رشد نقدینگی، پارامترهای θ_0 و θ_0 بی‌معنا تشخیص داده شدند؛ بر این اساس پس از حذف پارامترهای فوق از مدل، مدل نهایی به‌صورت جدول شماره (۷) می‌باشد:

جدول شماره (۷). شمول احتمالات انتقال توضیح داده شده در مدل MSH(2)-AR(3)

InL	۱۹۷/۶۵۸	
AIC	۱۹۰/۶۳۲	
	رژیم اول	
	ضریب	t آماره
	۵۲/۸۱	۲/۸۹۵***
	۲۸/۱۲	۲/۵۱۵**
AR(1)	-۰/۷۷۸	۹/۹۸۷**
AR(2)	-۰/۳۴	-۲/۵۱۴**
AR(3)	-۰/۶۱۷	۵/۸۲***
	رژیم ۱	رژیم ۲
انحراف معیار رژیم ۱	-۰/۱۲۸***	
انحراف معیار رژیم ۲		-۰/۴۸۶***
Q(9) = 63.21	Q(12) = 6.407	

***: در سطح ۱ درصد معنی دار است.

** : در سطح ۵ درصد معنی دار است.

مأخذ: محاسبات محقق

در جدول شماره (۸)، با استفاده از آزمون LR، به بررسی معنی داری شمول وقفه اول متغیر رشد نقدینگی در توضیح احتمالات انتقال مدل MSH(2)-AR(3) پرداخته شده است.

جدول شماره (۸). آزمون LR به بررسی معنی داری شمول وقفه های متغیر رشد نقدینگی در مدل MSH(2)-

AR(3)

	InL	LR
MSH(2)-ARX(3)	۱۹۷/۶۵۸	$\chi^2(5) = 5.616^{***}$
MSH(2)-AR(3)	۱۹۴/۸۵	

***: در سطح ۱ درصد معنی دار است.

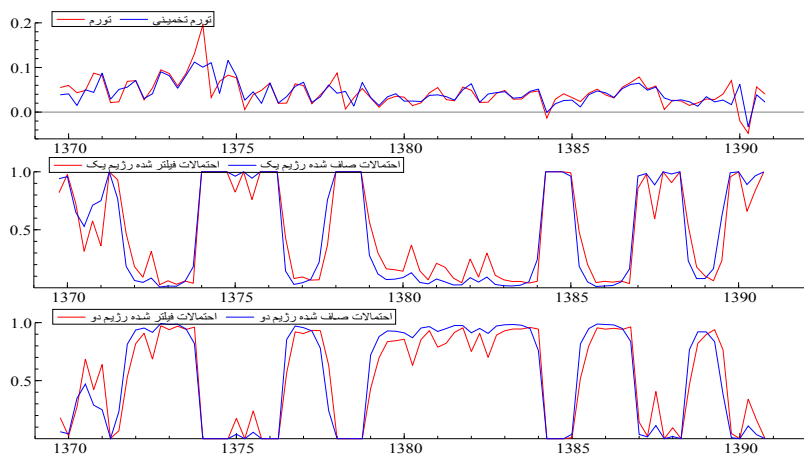
مأخذ: محاسبات محقق

به منظور بررسی قدرت مدل های فوق در توضیح نرخ تورم متوسط و پایین، در شکل شماره (۳)، احتمالات انتقال در دو رژیم مدل فوق ارائه شده است.

بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MSH(2)-AR(3) با شمول احتمالات توضیح داده شده، رژیم یک فاز، تورم متوسط و رژیم دو فاز، تورم بالا را شامل می شوند. در مقایسه با شکل شماره (۱)، مشاهده می شود که با شمول یک وقفه از متغیر رشد نقدینگی، مدل MSH(2)-AR(3) قادر به تسخیر فازهای تورم بالا و پایین با دقت بیشتری شده است؛ نتیجه فوق نقش تأثیرگذار متغیر رشد نقدینگی در تعیین احتمال پایداری فازهای تورم بالا و پایین اقتصاد ایران را نشان می دهد.

شکل شماره (۳). احتمال انتقال رژیم توضیح داده شده توسط وقفه رشد نقدینگی در مدل -MSH(2)

AR(3)



مأخذ: محاسبات محقق

نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت تورم در اقتصاد ایران، در این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰، نقش سیاست‌های پولی بانک مرکزی در سیاست‌های افزایش رشد نقدینگی و اثر آن در شکل‌گیری رژیم‌های تورمی متوسط و بالای اقتصاد ایران بررسی شده و نقش سیاست‌های فوق در پایداری رژیم‌های تورمی اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس در چند مدل، مدل راه‌گزینی مارکف با فرض احتمالات انتقال ثابت و توضیح داده‌شده توسط متغیر نرخ تورم بسط داده شده است. بر این اساس نتایجی به شرح زیر در این تحقیق به دست آمده است:

۱. براساس آزمون نرخ راست‌نمایی (LR) و معیار آکائیک (AIC)، مدل خود رگرسیون واریانس ناهمسانی راه‌گزینی مارکف دو رژیمه با رتبه خودرگرسیون سه (MSH(2)-AR(3)) دارای کمترین معیار AIC بوده و به‌عنوان مدل‌های بهینه انتخاب شده است. نتایج، نشان‌دهنده حالت غیرخطی سری نرخ تورم در اقتصاد ایران می‌باشد.

۲. براساس احتمالات صاف‌شده و فیلترشده مدل برآوردی، رژیم یک فاز،

تورم متوسط و رژیم دو فاز، تورم بالا در اقتصاد ایران را مشخص می‌کند. احتمالات انتقال محاسبه شده، نشان‌دهنده پایایی رژیم‌های تورمی اقتصاد ایران است؛ پایاتر بودن رژیم یک نسبت به رژیم‌های دو، احتمال حضور عدم تقارن مهم در فازهای تورم متوسط و بالای اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.

۳. براساس نتایج مدل‌سازی، در رژیم تورم متوسط در اقتصاد ایران، هر واحد افزایش در رشد نقدینگی، در همان دوره منجر به $0/263$ واحد و با یک وقفه منجر به $0/314$ واحد افزایش در تورم در اقتصاد ایران شده و در کل، منجر به افزایش $0/57$ درصدی تورم در اقتصاد ایران می‌شود؛ به‌علاوه در رژیم نرخ تورم بالا، اثر معنی‌دار رشد نقدینگی بر تورم تشخیص داده نشد. به‌علاوه نتایج تخمین مدل راه‌گزینی مارکف با احتمالات انتقال توضیح داده شده گویای اثرات مثبت رشد نقدینگی در تداوم دوره‌های تورم متوسط و بالا در اقتصاد ایران است.

۴. براساس نتایج مدل‌سازی، عامل افزایش تورم در دوره‌های تورم بالا در اقتصاد ایران براساس نظریه مقداری پول قابل تفسیر نبوده و عوامل دیگری همچون تورم سمت عرضه و یا تورم ساختاری به‌عنوان عوامل تداوم تورم در دوره‌های تورم بالای اقتصاد ایران عمل می‌کنند. بر این اساس تنها در دوره‌های تورم متوسط در اقتصاد ایران، با محدود کردن رشد نقدینگی، می‌توان تا حد زیادی از تداوم رشد تورم در اقتصاد ایران جلوگیری کرد.

۵. نتایج مقاله فوق نشان‌دهنده نقش پررنگ (نه کامل) رشد نقدینگی در تداوم و اثرگذاری مثبت بر تورم اقتصاد ایران، تنها در دوره‌های تورم متوسط است، اما حتی در دوره‌های فوق نیز $0/43$ از تورم ایران توسط عوامل دیگری غیر از رشد نقدینگی قابل تفسیر هستند؛ بر این اساس پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی به بررسی دیگر عوامل تعیین‌کننده تورم در اقتصاد ایران، به‌ویژه در رژیم تورم بالای در اقتصاد پرداخته شود.

منابع

الف - فارسی

- حسینی، سیدصفدر و محتشمی، تکتم. ۱۳۸۷. «رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟»، *پژوهش‌های اقتصادی*، ۸(۳): صص ۲۱-۴۲.
- شکری، عباس. ۱۳۸۷. *تغییرات رشد نقدینگی در اقتصاد ایران (روند و علل)*، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، چاپ اول.
- عباسی‌نژاد، حسین و تشکینی، احمد. ۱۳۸۳. «آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است؟»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۷، صص ۲۱۲-۱۸۱.
- عمادزاده، مصطفی؛ سعید صمدی و بهار حافظی. ۱۳۸۴. «بررسی عوامل (پولی و غیرپولی) مؤثر بر تورم در ایران (۸۲-۱۳۳۸)»، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، ۵(۱۹)، صص ۳۳-۵۲.
- کازرونی، علیرضا و برات اصغری. ۱۳۸۱. «آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی»، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۲۳، صص ۹۷-۱۳۹.
- کمیجانی، اکبر. ۱۳۸۵. «نگاهی به اقتصاد»، *مجله روند*، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۶(۴۸).
- نصر اصفهانی، رضا و کاظم یآوری. ۱۳۸۲. «عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران، رهیافت خود رگرسیون برداری»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵(۱۶): صص ۶۹-۹۹.
- هادیان، ابراهیم و حجت پارسا. ۱۳۸۷. «برآورد تأثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۲(۳۶): صص ۱-۱۶.

ب - انگلیسی

- Abiad, A. G. 2003. "Early Warning Systems: a Survey and a Regime-Switching approach", *IMF Working Papers*, No. 03-32.
- Ang, A.G., Bekaert, G., 1998. "Regime Switches in Interest Rates. Stanford University", *Research Paper 1486*.

- Ayuso, J., Kaminsky, G.L. and D. López-Salido. 2003. ***Inflation regimes and stabilization policies: Spain 1962-2001***, Investigaciones Económicas, pp. 615-631.
- Benati, L. 2005. "Long-Run Evidence on Money Growth and Inflation", ***European Central Bank Working Paper***, No. 1027.
- Cai, J., 1994. "A Markov model of unconditional variance in ARCH", ***Journal of Business and Economic Statistics* 12**, pp. 309-316.
- Clements, M.P., Krolzig, H.M. 1998. "A Comparison of the Forecast Performance of Markov-switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP", ***Econo-metrics Journal* 1**, C47-C75.
- Clements, M.P., Krolzig, H.M., 2000. "Modeling Business Cycle Features Using Switching Regimes Models", ***Discussion Paper***, Institute of Economics and Statistics Oxford.
- Cologni, A., Manera, M. 2008. "Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries", ***Energy Economics* 38**, pp.856-888.
- Cologni, A., Manera, M. 2009. "The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for G7 Countries", ***Economic Modelling* 26**, pp.1-29.
- Diebold, F.X. 1986. "Modeling the Persistence of Conditional Variance: a Comment", ***Econometric Reviews* 5**, pp.51-56.
- Diebold, F.X., Rudebusch, G.D. 1996. "Measuring Business Cycles: a Modern Perspective", ***Review of Economics and Statistics* 78**, pp.67-77.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin. 1997. "Is there a role for monetary aggregates for the conduct of monetary policy?", ***Journal of Monetary Economics***, 40(2), pp.279-304.
- Evans, M. and P. Wachtel. 1993. "Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty", ***Journal of Money, Credit and Banking***, pp.475-511.
- Filardo, A.J. 1994. "Business-cycle Phases and their Transitional Dynamics", ***Journal of Business and Economic Statistics* 12**, pp.299-308.
- Filardo, A.J., Gorgon, S.F. 1998. "Business Cycle Durations", ***Journal of Econometric* 85**, pp. 99-123.
- Fischer, B., M. Lenza, H. Pill, and L. Reichlin. 2008. Money and Monetary Policy: The.
- ECB Experience 1999-2006, ***in The Role of Money and Monetary Policy in the Twenty-First Century***, ed. by A. Beyer, and L. Reichlin, pp.

- 102.175. European Central Bank.
- Garcia, R., Perron, P. 1996. "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts", *Review of Economics and Statistics* **78**, pp. 111-125.
- Gerlach, S. 2004. "The Pillars of the ECB", *Economic Policy*, 40, pp.389-439.
- Hamilton, J.D., Susmel, R. 1994. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime", *Journal of Econometrics* **64**, pp.307-333.
- Hamilton, J.D. 1989. "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica* **57**, pp. 357-384.
- Shiravani, H., Wilberate, B. 1994. "Money and Inflation: International Based on Contingent theory", *International Economic Journal*, Vol. 8, No.1, pp.11-21.
- Henry, O. 2009. "Regime Switching in the Relationship Between Equity Returns and Short-term Interest Rates", *Journal of Banking and Finance* **33**, pp. 405-414.
- Kim, C.J., Nelson, C.R. 1998. "Business Cycles Turning Points, A New Coincident Index and Tests of Duration Dependence based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching", *Review of Economics and Statistics***80**, pp.188-201.
- Kim, C.J., Nelson, C.R. 1999. *In: State-Space Models with Regime Switching*, Massachusetts Institute of Technology Press, Cambridge.
- Krolzig, H.M. 1997. "Markov Switching Vector Autoregressions: Modeling, Statistical Inference and Application to Business Cycles Analysis", *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, Vol. 454. Springer, Berlin (out of print).
- Lenza, M. 2006. *Does Money Help to Forecast Inflation in the Euro Area?*, Mimeo, European Central Bank.
- Lucas, R. 1980. "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money", *American Economic Review*, 70(5), pp.1005.1014.
- Nicoletti Altinari, S. 2001. "Does Money Lead Inflation in the Euro Area?", *ECB Working Paper Series*, No. 63.
- Olin Liu and Muyni Olu and S. Addegi. 2000. "Determinanat of Inflation In The Islamic Republic of Iran, a Macroeconomic Analysis", *IMF Working Paper*, No. 127.
- Psaradakis, Z., Spagnolo, N. 2003. "On the Determination of the Number of Regimes in Markov-Switching Autoregressive Models", *Journal of Time*

Series Analysis 24, pp.237–252.

Ricketts, N. and Rose, D. 2007. "Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G-7 Economies", **Bank of Canada Working Paper**, No. 95-6.

Sargent, T. J., and P. Surico. 2008. **Monetary Policies and Low-Frequency Manifestations of the Quantity Theory**, mimeo.

Stock, J., and M. W. Watson. 2006. "Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?", **NBER Working Paper**, No. 12324.