فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره سی‌ام و یکم، تابستان ۱۳۹۹- صفحات ۱۷۱-۱۴۷

# تأثیر انتظارات، مازاد نقدینگی و طرف تقاضا بر پویایی تورم در ایران: رهیافت منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزی

رضا شاکری بستان‌آباد[۱]
زهرا رسولی بیرامی[۲]
محسن صالحی کمرودی[۳]
پریسا پاکروح[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۳۱

**چکیده**

*برخی از اقتصادانان علت کاهش تورم در ایران پس از سال ۱۳۹۲ را کنترل نقدینگی می‌دانند اما برخی دیگر علت را کاهش تقاضا و کاهش انتظارات می‌دانند. از این‌رو، مطالعه حاضر به دنبال بررسی تأثیر مازاد نقدینگی و تقاضا بر سطح عمومی قیمت‌ها و ویژگی‌های تورم انتظاری در اقتصاد ایران است. در این راستا، مدل فیلیپس هایبریدی نئوکینزی در اقتصاد ایران در طی دوره ۹۴-۱۳۵۲ با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد شده است. نتایج مطالعه نشان داد که مازاد نقدینگی براساس M2، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارد. درحالی‌که، مازاد نقدینگی براساس M1، تأثیر معنی‌داری بر تورم ندارد. این واقعیت نشان می‌دهد که شبه پول یعنی سپرده‌های پس‌انداز و بلندمدت، نیروی اصلی در ایجاد تورم است. علاوه بر این، هم انتظارات تطبیقی و هم انتظارات عقلایی، تأثیر معنی‌دار و مثبتی بر تورم دارند و تأثیر انتظارات تطبیقی بیشتر از انتظارات عقلایی است. نتایج مطالعه حاکی از عمودی بودن منحنی فیلیپس بلندمدت در اقتصاد ایران است.*

**کلمات کلیدی:** انتظارات تورمی، پویایی تورم، مازاد نقدینگی، منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزی، ایران

**طبقه‌بندی JEL:** E31، E42، E52

---

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) reza.shakeri@ut.ac.ir
[۲] دکتری تخصصی اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز zahrarasouli.480@gmail.com
[۳] دکتری تخصصی اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز salehi205@gmail.com
[۴] دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز parisa_pakrooh1992@yahoo.com

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

**مقدمه**

یکی از مسائل مهم حال حاضر اقتصاد ایران پدیده تورم است که آثار و پیامدهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی گسترده‌ای دارد. به‌طور کلی می‌توان گفت که براساس نظر دوسچه[1] (۲۰۰۹) شناخت پویایی تورم از دو جهت اهمیت قابل‌توجهی دارد. اول اینکه وجود هزینه‌های تعدیل قیمت، هزینه‌های اضافی را بر شرکت‌ها تحمیل کرده و تغییراتی در توزیع قیمت‌های نسبی ایجاد می‌کند. دوم اینکه بر ارزش واقعی دارایی‌های اسمی نظیر پول تأثیر می‌گذارد.

در یک اقتصاد، تغییر توزیع قیمت‌های نسبی و ارزش واقعی دارایی‌ها، بر تخصیص منابع جامعه بین مصرف و سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد. تورم از یک سو، موجب تحمیل هزینه‌های رفاهی از طریق کاهش ارزش دارایی‌های مالی مردم می‌شود و از سوی دیگر، با ایجاد نااطمینانی در تصمیم‌گیری مؤسسه‌ها برای سرمایه‌گذاری و ایجاد هزینه‌های دیگر مانند فهرست بها، به تولید زیان وارد می‌کند (کهریزی و همکاران، ۱۳۹۷). بنابراین، اجرای سیاست عمومی که هدف آن به حداکثر رساندن رفاه اقتصادی است، نیازمند درک پویایی تورم است.

یکی از مباحث مهم در زمینه تورم، بحث عوامل ایجادکننده آن است. نظریه مقداری پول یکی از نظریات مطرح درباره تورم است که تنها علت تورم را تغییرات حجم پول ذکر می‌کند. پیروان این نظریه معتقدند که در تمامی زمان‌ها و در تمامی مکان‌ها تغییرات حجم پول سبب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود و تورم یک پدیده پولی است. براساس این نظریه، برای پیشگیری از تورم، رشد نقدینگی باید سالیانه به اندازه رشد تولید باشد (شاکری، ۱۳۹۲). براساس مطالعات حسن[2] (۱۹۹۹) و فیض اوغلو[3] (۲۰۰۴) اثر عوامل پولی روی تورم معنی‌دار است. در ایران نیز، مطالعاتی نظیر حسینی و محتشمی (۱۳۸۷)، محنت‌فر و دهقانی (۱۳۸۸)، سهیلی و همکاران (۱۳۹۱)، سحابی و همکاران (۱۳۹۲)، عظیمی و همکاران (۱۳۹۲)، بهرامی و همکاران (۱۳۹۷) و شریف و همکاران (۱۳۹۸) تأثیر نقدینگی را بر تورم نشان داده‌اند.

برای حجم پول موجود در سطح اقتصاد، یک تعریف محدود و باریک وجود دارد که به آن $M_1$ اطلاق می‌شود و یک تعریف گسترده‌تر دیگر که با $M_2$ نشان داده می‌شود. $M_1$ پول‌های نقد در دست مردم و مؤسسات خصوصی غیر بانکی به اضافه سپرده‌های دیداری قابل برداشت موجود در بانک‌های تجاری و مؤسسات سپرده‌پذیر نظیر واحدهای پس‌اندازی و وام‌دهنده دیگر را شامل می‌شود. M2 وجوه احتیاطی بازار پول، سپرده‌های پس‌اندازی و سپرده‌ها را به $M_1$ اضافه می‌کند (شاکری، ۱۳۹۲). در ایران $M_2$ به‌عنوان نقدینگی شناخته می‌شود. در نمودار ۱ روند تغییرات نقدینگی در دوره ۹۳-

[1] Dossche
[2] Hasan
[3] Feyzioglu

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

۱۳۵۲ نشان داده شده است. همان‌گونه در این نمودار مشاهده می‌شود نقدینگی ایران در طی این سال‌ها روند افزایشی داشته و علی‌الخصوص از اوایل دهه ۱۳۸۰ به شدت افزایش یافته است (بانک مرکزی، ۱۳۹۷). رشد قابل‌توجه در حجم پول تنها جنبه‌ای از گسترش نقدینگی در ایران را نمایان می‌کند اما این که این نقدینگی مازاد و اضافه بوده یا نه، نیاز به بررسی بیشتری با استفاده از سنجش‌های کمی نقدینگی دارد.

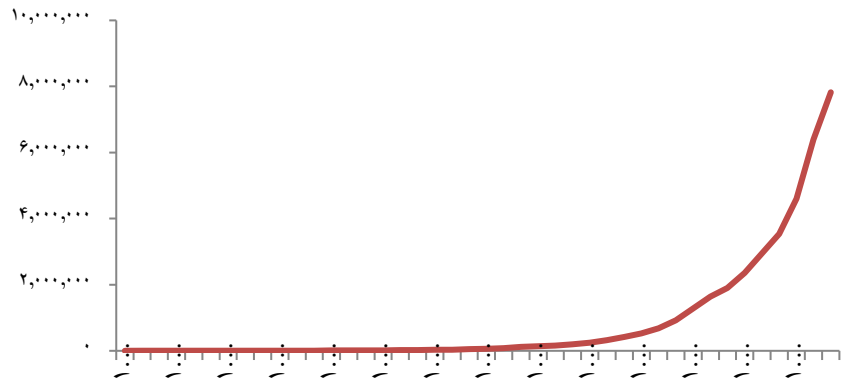
### ۱. رابطه بین مازاد نقدینگی و تورم

از نظر بسیاری از اقتصاددانان همچون فریدمن، افزایش نقدینگی لزوماً باعث افزایش تورم نمی‌شود، آنچه که باعث تورم می‌شود، مازاد نقدینگی است، بنابراین بررسی تأثیر مازاد نقدینگی[1] بر تورم، بیشتر به تئوری نزدیک‌تر است. مازاد نقدینگی به‌صورت رشد سریع‌تر حجم پول نسبت به GDP تعریف می‌شود. روش‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری مازاد نقدینگی وجود دارد، به‌عنوان مثال، بانک مرکزی اروپا (ECB[2]، ۲۰۰۴) از «شکاف واقعی پول» استفاده می‌کند که طبق آن حجم واقعی پول از سطح تعادل برآوردی محاسبه می‌شود (ژانگ و پانگ[3]، ۲۰۰۸). در میان روش‌های مختلف اندازه‌گیری مازاد نقدینگی، نسبت کل حجم پول (M2) به GDP اسمی به‌عنوان یک شاخص مفید و شهودی برای مازاد نقدینگی مطرح است که به‌عنوان K مارشال شناخته می‌شود و در مطالعه رافر و استرکا[4] (۲۰۰۶) روی مازاد نقدینگی کشورهای G5 و همچنین در مطالعه استنلی[5] (۲۰۰۵) استفاده شده است.

در نمودار ۲ نرخ رشد نقدینگی و تولید ناخالص داخلی اسمی در دوره ۹۳-۱۳۵۲ رسم شده است. در این نمودار مشاهده می‌شود که در برخی از سال‌ها نرخ رشد نقدینگی بیشتر از نرخ رشد GDP است و در برخی‌ها از سال عکس این وضعیت بوده است. اما متوسط نرخ رشد این دو متغیر نشان می‌دهد که در طول دوره مطالعه نرخ رشد نقدینگی حدوداً سه درصد بیشتر از رشد GDP است. بنابراین می‌توان گفت که مازاد نقدینگی در اقتصاد ایران شکل گرفته است.

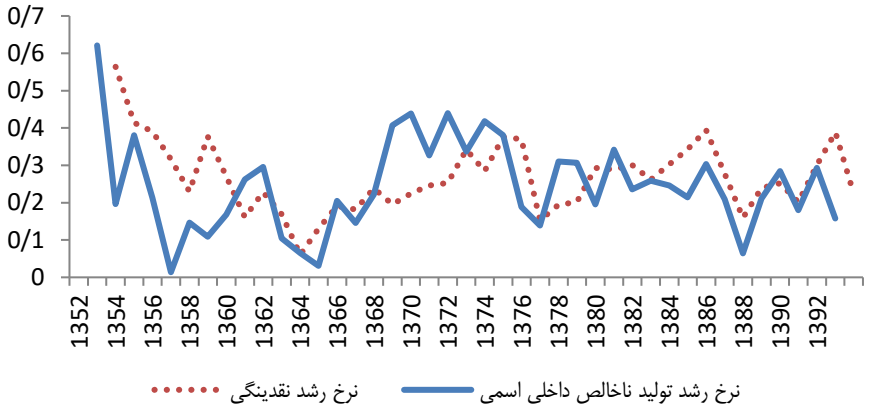
[1] Excess Liquidity
[2] The European Central Bank
[3] Zhang & Pang
[4] Rüffer & Stracca
[5] Stanley

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]




**نمودار ۱ . روند نقدینگی در ایران در دوره ۹۳- ۱۳۵۲ (میلیارد ریال)**

مأخذ: بانک مرکزی (۱۳۹۷) و یافته‌های تحقیق.




**نمودار ۲. نرخ رشد نقدینگی و رشد تولید ناخالص اسمی در دوره ۹۳-۱۳۵۲**

مأخذ: بانک مرکزی (۱۳۹۷) و یافته‌های تحقیق.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

براساس نظر ژانگ و پانگ (۲۰۰۸) مازاد نقدینگی دو پیامد مهم را در بردارد. اول اینکه، اثربخشی سیاست پولی را کاهش داده و بانک مرکزی را در راه کنترل نقدینگی دچار تنگنا می‌کند. دوم اینکه، موجب ایجاد فشار تورمی در کشور می‌شود. اما این واقعیت بدین معنی نیست که مازاد نقدینگی لزوماً مستقیماً باعث تورم می‌شود. در عمل، حرکت مازاد نقدینگی به سمت تورم قیمت مصرف‌کننده می‌تواند از طریق تأثیر اجباری روی بازار دارایی و بازار املاک حاصل شود. برای مثال شوک بازار سرمایه، ناشی از مازاد نقدینگی ممکن است باعث ترس عمومی و انجام سرمایه‌گذارهای غیرمنطقی شود. به این ترتیب، احساس بالا بودن تورمِ آتی، شایع می‌شود و در آینده بازار از شرایط انتظار تورمی شدید به شرایط واقعی تورم حرکت می‌کند. انتظار بازار از تورم آینده، بر مصرف، سرمایه‌گذاری و همچنین راهبردهای قیمت‌گذاری بنگاه‌ها تأثیر می‌گذارد و افزایش تورم به نوبه خود تورم بیشتر را در پی دارد. در نتیجه، تورم به‌صورت مارپیچی به سمت بالا حرکت می‌کند و برای دوره‌ای طولانی ادامه می‌یابد. تأثیر مازاد نقدینگی بر تورم در مطالعات ژانگ و پانگ (۲۰۰۸)، دان[1] (۲۰۰۸)، ژانگ (۲۰۰۹)، یانگ[2] (۲۰۱۰) و بین[3] (۲۰۱۰) نشان داده شده است.

برای داشتن درک درست از تأثیر مازاد نقدینگی بر تورم لازم است که شاخص مارشال به یک حالت تطبیقی تبدیل شود. دو دلیل برای این تغییرات وجود دارد:

اول: استاندارد مارشال، شاخصی است که عرضه پول جاری را به ازای هر واحد از تولید ناخالص داخلی منعکس می‌کند. بنابراین به اطلاعاتی از شاخص‌ها که تغییرات نرخ نقدینگی اضافی را منعکس کند، نیاز است. برای مثال موقعی که از تبدیل لگاریتمی شاخص‌ها استفاده می‌شود، ضرایب رگرسیونی تأثیر تفاوت بین نرخ رشد پول و نرخ رشد تولید ناخالص اسمی روی تورم را منعکس خواهند کرد. بنابراین در تجزیه و تحلیل تجربی می‌توان از تفاوت بین نرخ رشد حجم پول و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی که تغییرات نسبی شاخص مارشال را منعکس می‌کند، استفاده کرد. در حقیقت مازاد نقدینگی به‌عنوان مازاد نرخ رشد حجم پول نسبت به نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود.

دوم: شاخص استاندارد مارشال، تولید ناخالص اسمی را در محاسبه مازاد نقدینگی به‌کار می‌برد. اما برای بررسی تأثیر مازاد نقدینگی بر پویایی تورم لازم است که تأثیر تغییرات قیمت از تولید ناخالص اسمی حذف گردد. به‌طوری‌که تغییرات نسبی متناظر با رشد تولید ناخالص واقعی محاسبه شود نه تولید ناخالص اسمی. بنابراین از تفاوت نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و عرضه پول به‌عنوان اندازه نقدینگی اضافی استفاده می‌شود (یانگ، ۲۰۱۰)

[1] Dan
[2] Yang
[3] Bin

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

## ۲. رابطه انتظارات و تورم

انتظارات افراد درباره رفتار آتی متغیرهای اقتصادی می‌تواند نقش مؤثری بر عملکرد این متغیرها داشته باشد، بنابراین چگونگی شکل‌گیری انتظارات عوامل اقتصادی دارای اهمیت ویژه‌ای است. در زمینه انتظارات تورمی دو نظریه مطرح وجود دارد که شامل انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی است.

### ۲-۱. انتظارات تطبیقی

یکی از روش‌های مستدل و منطقی شکل‌دهی انتظارات، مکانیسم تصحیح خطاست. یعنی اینکه فرد باید انتظارات خود را با یک کسر و نسبتی از جدیدترین خطای خود (خطای آخرین دوره) تعدیل کند. اگر فرد نسبت به فرآیندی که بر متغیر مورد نظر خود (تورم) حاکم است، اطمینان نداشته باشد؛ روش تطبیق و تصحیح خطا می‌تواند روش مناسبی باشد. وقتی که مقدار واقعی و انتظاری متغیر از هم فاصله گرفته‌اند، می‌تواند به یک دلیل تصادفی باشد و یا اینکه تغییری در فرآیند حرکت متغیر رخ داده است. اگر به خاطر عوامل تصادفی باشد، فرد انتظارات خود را تغییر نمی‌دهد اما اگر تغییر حرکت متغیر علت این تفاوت باشد، فرد انتظارات خود را تعدیل می‌کند (شاکری، ۱۳۹۲).

### ۲-۲. انتظارات عقلایی

الگوی انتظارات عقلایی ادعا می‌کند که فرد در تورم انتظاری یا در پیش‌بینی تورم صرفا به اطلاعات گذشته نمی‌نگرد. بلکه تمامی اطلاعات موجود را برای پیش‌بینی به خدمت می‌گیرد. در واقع در حالت افراطی، انتظارات عقلایی بدین معنی است که عاملان اقتصادی از جمله نیروی کار درست از همان اطلاعاتی که دولت برای سیاست-گذاری و پیش‌بینی به خدمت می‌گیرد، استفاده خواهد کرد. اگر فرض عقلایی پذیرفته شود، کم و بیش نرخ تورم انتظاری حتی در کوتاه‌مدت با نرخ تورم واقعی برابر است. اگر هم نرخ تورم انتظاری با نرخ تورم واقعی برابر نباشد، خطای پیش‌بینی از قبل مشخص نبوده و تصادفی است (رحمانی، ۱۳۹۴).

## ۳. رابطه تقاضا و تورم

سنت کینزی در اقتصاد کلان همواره بر تأثیر افزایش تقاضا بر تورم تأکید کرده است؛ به‌ویژه اعتقاد دارد در شرایط اشتغال کامل، اجرای سیاست‌های انبساطی موجب پیشی گرفتن تقاضا بر عرضه و ایجاد تورم می‌شود. این استدلال، معمولاً در قالب نظریه‌ی تورم ناشی از فشار تقاضا بیان می‌شود (همان منبع، ۱۳۹۴). بر مبنای این نظریه، برخی از کارشناسان، کاهش تقاضا (ناشی از رکود اقتصادی)

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

را روی کاهش تورم ایران در سال‌های اخیر مؤثر می‌دانند. براساس نظر یانگ (۲۰۱۰) از نرخ رشد واقعی مخارج (GRRE) برای اندازه‌گیری اثر تقاضای مصرف‌کننده (DS) و از نرخ رشد واقعی تشکیل سرمایه ثابت (GRRFC) برای اندازه‌گیری شوک تقاضا سرمایه‌گذاری (BR) استفاده می‌شود. از لحاظ تئوری، افزایش تشکیل سرمایه ثابت، محدودیت بودجه شرکت‌ها را تقویت می‌کند، هزینه‌های مالی و به تبع آن قیمت‌ها را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر در بلندمدت از منظر تولیدکنندگان، افزایش سرمایه ثابت به معنای افزایش ظرفیت تولید و سود بیشتر با همان قیمت است، بنابراین این اثر جبرانی آن می‌تواند انگیزه شرکت‌ها برای افزایش قیمت محصولات خود را تضعیف کند (یانگ، ۲۰۱۰). روتمبرگ (۱۹۸۲) با استفاده از منحنی فیلیپس-نئوکینزی تحلیل کرده است که انحصارگر در مواجه با هزینه تعدیل قیمت‌ها، قیمت‌های خود را به‌صورت تدریجی به‌سمت قیمت‌های هدف تعدیل می‌کند. کالوو (۱۹۸۳) نیز در رابطه با رفتار بنگاه‌های رقابت‌های انحصاری اظهار دارد که بنگاه‌ها با درنظر گرفتن شرایط هزینه، قیمت‌های خود را به‌صورت تدریجی تغییر می‌دهند. این مسائل حاکی از چسبندگی قیمت‌ها در زمینه تعدیل قیمت بنگاه‌ها به‌عنوان مرکز ثقل منحنی فیلیپس-نئوکینزی می‌باشد. البته چسبندگی قیمت‌ها می‌تواند آنقد قوی باشد که از تأثیر سرمایه‌گذاری بر کاهش قیمت‌ها جلوگیری کند. همچنین در صورت کمبود ظرفیت‌ها و زیرساخت‌ها، افزایش سرمایه‌گذاری چه بسا موجب افزایش تقاضای کاذب در اقتصاد و افزایش تورم می‌شود.

### ۴. پیشینه مطالعه

در برخی از مطالعات گذشته، ابزار مورد استفاده برای تبیین پویایی تورم، منحنی انتظارات تطبیقی فیلیپس بوده است. اما مطالعات بعدی، همانند ژائو و یانگ (۲۰۰۴)، لی و همکاران (۲۰۰۶)، وانگ (۲۰۰۱) نشان دادند که منحنی فیلیپس براساس انتظارات تطبیقی برای توصیف رفتار تورم کافی نیست. مطالعات شیب و وینس[1] (۲۰۰۵) براساس انتظارات تطبیقی و عقلایی نشان داد که منحنی فیلیپس نئوکینزی مدل بهتری برای تحلیل تورم است. علاوه بر این، فانک[2] (۲۰۰۵) ثابت کرده است که منحنی فیلیپس- نئوکینزی براساس هر دو انتظارات تطبیقی و نسبی ویژگی‌های پویایی تورم را بهتر توضیح می‌دهد.

در داخل کشور نیز مطالعاتی تلاش کردند در قالب منحنی فیلیپس نئوکینزی پویایی تورم را بررسی کنند. گرجی و فولادی (۱۳۸۸) به مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید با منحنی‌های فیلیپس متعارف برای اقتصاد ایران پرداختند و نتایج آنها بیانگر سازگاری و انطباق بیشتر

[1] Scheibe & Vines
[2] Funke

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید با شرایط اقتصاد ایران نسبت به سایر مدل‌های متعارف است. براساس نظرِ امیری و همکاران (۱۳۹۱) منحنی فیلیپس-نئوکینزین مدل بسیار محبوبی برای پویایی‌هایی تورم است زیرا تورم را به هزینه نهایی واقعی و انتظارات تورمی ارتباط می‌دهد. همچنین در این مدل، روابط اقتصاد کلان از روابط اقتصاد خرد استخراج می‌شود و برای تصمیمات سیاست‌گذاران بسیار کاربردی است. سهیلی و همکاران (۱۳۹۱) اثر تورم انتظاری، رشد نقدینگی، تورم وارداتی، شکاف تولید و نرخ ارز را بر نرخ تورم در ایران بررسی کردند. نتایج مدل برآورد شده حاکی از این است که نرخ تورم انتظاری از میان عوامل موجود در مدل، بالاترین تأثیر را بر نرخ تورم دارد. پس از آن، متغیرهای نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم وارداتی و شکاف تولید به ترتیب بیشترین تأثیر را بر نرخ تورم دارند. حسینی و شکوهی (۱۳۹۴) با استفاده از مدل هیبرید فیلیپس نئوکینزی[1] عوامل مؤثر بر تورم را با تأکید بر نقش انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که تورم در ایران به‌طور معنی‌داری به وسیله انتظارات تورمی گذشته‌نگر، انتظارات تورمی آینده‌نگر، شکاف تولید، نرخ ارز و رشد حجم پول تعیین می‌شود.

مرور مطالعات داخلی حاکی از آن است که اولاً اکثر آنها از حجم نقدینگی استفاده کردند، نه از مازاد نقدینگی؛ حال آنکه طبق نظر بسیاری از اقتصاددانان، حجم نقدینگی فقط در حالتی که بیش از نیاز اقتصاد باشد، موجب تورم می‌شود. ثانیاً بسیاری از آنها، ارتباط تورم و نقدینگی را در قالب منحنی‌های فیلیپس سنتی بررسی کردند. ثالثاً، حتی مطالعات صورت گرفته با منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزی، تأثیر عوامل طرف تقاضا، مانند سرمایه‌گذاری را نادیده گرفته‌اند. در مطالعات داخلی گذشته، معمولاً اثری از مبانی اقتصاد خرد به مثابه رفتار مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاری فردی بنگاه‌ها نیست. به این علت، در این مطالعات، زمانی که انتظارات تغییری نمی‌کند، منحنی فیلیپس نیز در کوتاه‌مدت تغییری نمی‌کند و مدل از واقعیت به دور شود. این درحالی است که اوپرس[2] (۱۹۹۷) نشان می‌دهد، شوک‌های مصرف یکی از عوامل محرکه تورم در کشور چین بوده است. همچنین برندت و ژو[3] (۲۰۰۰) علت تورم چین را به تقاضای سرمایه‌گذاری شرکت‌های دولتی نسبت می‌دهند. بنابراین، شوک‌های مصرف و سرمایه‌گذاری و همچنین مازاد نقدینگی می‌توانند موجب انتقال موازی منحنی فیلیپس شوند و می‌توانند در درک و فهم پویایی تورم و عوامل محرکه آن کمک کنند. از این‌رو، مطالعه حاضر به‌دنبال پر کردن خلاءهای ذکرشده می‌باشد.

با توجه به مطالب فوق‌الذکر سؤالاتی اصلی که این مطالعه به دنبال پاسخ‌گویی به آن است عبارتند از: الف) مازاد نقدینگی چه اثراتی بر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها دارد؟ ب) ویژگی تورم انتظاری در

[1] Hybrid New Keynesian Phillips Model
[2] Oppers
[3] Brandt & Zhu

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

کشور ایران چیست؟ ج) آیا کاهش تقاضا می تواند موجب کاهش تورم شود؟ درک ویژگی و اثرات مازاد نقدینگی و تورم انتظاری در کشور می‌تواند به چگونگی تنظیم سیاست پولی کمک کند. پاسخ دادن به این سؤالات نیازمند تحلیل عمیقی از پویایی تورم و ارتباط آن با مازاد نقدینگی است.

در ادامه روش‌شناسی و الگوی تحقیق بر مبنای منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزی و گشتاورهای تعمیم‌یافته ارائه شده و متغیرهای تحقیق معرفی می‌شوند و بعد از آن به نتایج مطالعه پرداخته می‌شود و در پایان به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

## ۵. روش‌شناسی تحقیق

### ۵-۱. الگوی تحقیق

این مطالعه از نظر ماهیت یک مطالعه کاربردی محسوب می‌شود و با بهره‌گیری منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزی و داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۲ انجام شده است. اطلاعات مورد استفاده به‌صورت کتابخانه‌ای و از منابع بانک مرکزی (۱۳۹۷)، مرکز آمار (۱۳۹۷) و وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی (۱۳۹۷) جمع‌آوری شدند. این پژوهش چون روابط میان متغیرها را بررسی می‌کند از نوع تحلیلی و علّی است.

انتظارات تعدیل شده منحنی فیلیپس توسط فلپس[1] (۱۹۶۷) و فریدمن[2] (۱۹۶۸) به صورت رابطه‌ی زیر توصیف شده است:

$$\pi_t = \gamma(U_t - U^*) + \pi_t^e \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که $\pi_t$، $U_t$ و $\pi_t^*$ به ترتیب نرخ تورم، نرخ بیکاری و تورم انتظاری طی دوره زمانی $t$ و $U^*$ نرخ بیکاری طبیعی است. براساس فرضیه انتظارات تطبیقی، نرخ تورم گذشته به جای متغیر انتظارات تورمی جایگزین می‌شود. بنابراین مدل اقتصادسنجی فیلیپس- فریدمن به صورت معادله زیر درآمده است:

$$\pi_t = \gamma U_t + \rho \sum_{l=1}^{k} \alpha_l \pi_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

[1] Phelps
[2] Friedman

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

در این معادله مجموع تفاضل ضرایب به یک محدود شده است به‌طوری‌که $\sum_{l=1}^{k}\alpha_1 = 1$، که $k$ نشان‌دهنده‌ی مرتبه وقفه است. اگر محدودیت پذیرفته شود، فرضیه "پیرو اصل شتاب[1] " و نرخ بیکاری طبیعی با نظریه‌ی فیلیپس-فریدمن قابل توجیه خواهد بود و منحنی فیلیپس بلندمدت عمودی خواهد شد. اما نتایج مطالعات زیادی این نظریه را تصدیق نمی‌کند (توبین[2]، ۱۹۷۲). لوکاس[3] (۱۹۷۲) اعتقاد داشت که چشم‌پوشی (درنظر نگرفتن) از انتظارات عقلایی تورمی دلیل عدم حمایت تحلیل‌های تجربی از این نظریه است. در ادامه روتمبرگ[4] (۱۹۸۲)، تیلور[5] (۱۹۸۰) و کالوو[6] (۱۹۸۳)، روبرت[7] (۱۹۹۵) منحنی فیلیپس- نئوکینزی را مطرح کردند که فرضیه انتظارات عقلایی را درنظر گرفته و عقیده چسبندگی قیمت اسمی و بازار ناقص را لحاظ کرده است. مدل نظری آن به‌صورت زیر است:

$$\pi_t = \beta E\,\pi_{t+1} + \gamma_y y_t \qquad (۳)$$

به‌طوری‌که $\beta E\pi_{t+1t}$ انتظارات تورمی $t+1$ در زمان $t$، $y_t$ شکاف بین تولید بالقوه و بالفعل می‌باشد

گالی و گرتلر[8] (۱۹۹۹) براساس یک رابطه خطی بین هزینه نهایی و شکاف تولید بنگاه منحنی فیلیپس-نئوکینزی را براساس نظریه‌ی رفتار قیمتی بنگاه که کالوو (۱۹۸۳) مطرح کرده است، به فرم زیر مدل سازی کردند:

$$\pi_t = \beta E\,\pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} mc \qquad (۴)$$

به‌طوری‌که $\theta$ درجه‌ای از چسبندگی قیمت، $\beta$ پارامتر تنزیل خصوصی بنگاه و $mc$ از هزینه نهایی واقعی بنگاه است که در بهترین شرایط با آن روبه‌رو است. اگرچه منحنی فیلیپس- نئوکینزی مبانی اقتصاد کلان خیلی قوی و چارچوب نظری کاملی دارد اما نمی‌تواند بازتابی از همبستگی بین نرخ تورم جاری و مقادیر دوره‌های آتی آن در اقتصاد واقعی باشد. به‌عبارتی در تحلیل پویایی تورم

[1] Accelerationist Hypothesis
[2] Tobin
[3] Lucas
[4] Rotemberg
[5] Taylor
[6] Calvo
[7] Roberts
[8] Galí & Gertler

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

ناقص است. از این رو گالی و گرتلر (۱۹۹۹) عبارت وقفه را در معادله (۴) وارد کرد و منحنی فیلیپس-نئوکینزی هیبرید (ترکیبی) را معرفی کرد:

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_{mc} mc_t \quad (۵)$$

اگر $\beta$ (عامل تنزیل خصوصی بنگاه) برابر با یک باشد، مجموع ضرایب تورم و انتظارات تورمی با ترکیب محدب محدود مواجه خواهد شد یعنی $\gamma_b + \gamma_f = 1$ که مربوط به وضعیت عمودی منحنی فیلیپس بلندمدت است. $\beta$ کمتر از یک، به این معنی است که بنگاه‌ها وزن کمتری را روی زیان‌های آینده نسبت به امروز قرار می‌دهند. به‌عنوان مثال، یک ریال امروز از یک ریال فردا ارزشمندتر است به خاطر اینکه، یک ریال امروز می‌تواند مجدداً سرمایه‌گذاری شود. به‌طور مشابه یک ریال زیان امروز، از یک ریال زیان آینده با اهمیت‌تر است. گالی و گرتلر (۱۹۹۹) معتقدند که بر طبق انتظارات عقلایی معادله ۵ فقط شامل وقفه اول نرخ تورم است و می‌توان شکاف تولید را با هزینه نهایی در این معادله، جایگزین کرد. درحالی‌که روبرت (۱۹۹۷، ۲۰۰۱) بیان می‌کند که به دلیل اینکه همیشه خطا در اندازه‌گیری متغیر انتظاری وجود دارد، $E_t \pi_{t+1} c_t$ مدل نیازمند وارد کردن وقفه‌های بالای تورم برای بازتاب عقلانیت ناقص است. ژانگ و همکاران[1] (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که اساس قیمت‌گذاری یک بنگاه شامل وزن تورم دوره‌های گذشته است و تنها نرخ تورم دوره گذشته نمی‌باشد. این موارد مبانی اقتصاد خردی را در معادله (۵) فراهم می‌کند که بتوان مراتب بالاتر را برای پویایی تورم در مدل وارد کرد. بنابراین بسیاری از محققان در مطالعات خود همچنان به این مسئله توجه کرده‌اند که به‌عنوان نمونه گوردون[2] (۱۹۹۸)، ۲۴ وقفه را در مدل وارد کرد. براین اساس تعدادی از وقفه‌های تورم که از لحاظ آماری معنی‌دار شوند، در مدل باقی خواهند ماند. بنابراین تحلیل تجربی منحنی فیلیپس-نئوکینزی می‌تواند به صورت زیر باشد:

$$\pi_t = \sum_{l=1}^{k} \gamma_{b,1} \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_{mc} mc_t \quad (۶)$$

در مدل بالا فرض بر این است که منحنی فیلیپس در کوتاه‌مدت ثابت و نرخ تورم در طی دوره با منحنی فیلیپس ثابت، تغییر می‌کند بدون اینکه هیچ توجهی درباره‌ی چگونگی حرکت منحنی تحت تأثیر عوامل مختلف بشود. مطالعات اخیر نشان داده است به دلیل تغییر در هزینه تعدیلات قیمتی، منحنی فیلیپس انتقال می‌یابد هو و جانگ (۲۰۰۷) اثر عرضه-تقاضا را در درون مدل به منظور بازتاب

[1] Zhang et al
[2] Gordon

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

تغییر پارامترهای منحنی فیلیپس در کوتاه‌مدت را معرفی کردند. داویگ[1] (۲۰۰۷) انتقال منحنی فیلیپس را در کوتاه‌مدت تحت اثر تقاضا که براساس رفتار بنگاه و مصرف‌کننده است، نشان داد. براساس اوپرس (۱۹۹۷)، برندت و ژو (۲۰۰۰)، حسن (۱۹۹۹)، فیض اوغلو (۲۰۰۴) و فان و همکاران (۲۰۰۸)، مازاد نقدینگی، مصرف ثابت و سرمایه‌گذاری بنگاه همگی در پویایی تورم مؤثرند. بنابراین یک مدل ترکیبی از منحنی فیلیپس نئوکینزی به منظور در نظر گرفتن انتقال منحنی فیلیپس به دلیل عوامل پولی و تقاضا توسط یانگ[2] (۲۰۱۰) به فرم زیر معرفی شده است.

$$\pi_t = \sum_{l=1}^{k} \gamma_{b,1}\pi_{t-1} + \gamma_f E_t\pi_{t+1} + \gamma_{mc} mc_t + \varphi_1 DS_t + \varphi_2 BR_t + \varphi_3 EL_t$$
$$= \mu_t + \sum_{l=1}^{k} \gamma_{b,l}\pi_{t-1} + \gamma_f E_t\pi_{t+1} + \gamma_{mc} mc_t \qquad (۷$$

به‌طوری‌که $DS_t$، $BR_t$ و $EL_t$ به ترتیب مصرف، سرمایه‌گذاری بنگاه و مازاد نقدینگی است و $\mu_t$ عامل انتقال منحنی فیلیپس که توسط تقاضا و عوامل پولی است. معادله (۷) ترکیبی از انتظارات عقلایی و تطبیقی و عوامل مؤثر در انتقال منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت را درنظر گرفته و کامل‌ترین مدل نظری می‌باشد. بنابراین تحلیل تجربی این مطالعه براساس معادله (۷) انجام خواهد شد.

### ۵-۲. متغیرهای مطالعه

در این پژوهش، متغیرهای زیر در قالب منحنی فیلیپس نئوکینزی استفاده می‌شوند:

#### ۵-۲-۱. نرخ تورم

نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) به‌عنوان نرخ تورم، در نظر گرفته می‌شود.

#### ۵-۲-۲. اثر تقاضا

براساس نظر یانگ (۲۰۱۰) از نرخ رشد واقعی مخارج (GRRE) برای اندازه‌گیری اثر تقاضای مصرف‌کننده (DS) و از نرخ رشد واقعی تشکیل سرمایه ثابت (GRRFC) برای اندازه گیری شوک تقاضا سرمایه‌گذاری (BR) استفاده می‌شود.

[1] Davig
[2] Yang

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

### ۵-۲-۳. مازاد نقدینگی

نقدینگی اضافی یعنی رشد عرضه پول که سریعتر از رشد تولید ناخالص داخلی است. اندازه گیری معمول آن توسط شاخص K مارشال بصورت نسبت حجم پول به تولید ناخالص داخلی اسمی انجام می‌شود. در این مطالعه، مازاد نقدینگی در دو سطح حجم پول (M1) و نقدینگی (M2) تجزیه و تحلیل خواهد شد.

### ۵-۲-۴. متغیر محرک تورم در منحنی کوتاه‌مدت فیلیپس

برای متغیرهای محرک تورم روی منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت براساس مدل ۳ و ۴ دو انتخاب وجود دارد: الف) شکاف تولید، ب) هزینه نهایی واقعی.

برای محاسبه شکاف تولید، ابتدا باید تولید ناخالص داخلی بالقوه از روش‌هایی نظیر فیلتر HP[1] تخمین زده شود. سپس تفاوت تولید ناخالص داخلی واقعی با آن را به‌عنوان مقدار برآورد شده از شکاف تولید در نظر گرفت. روش‌های مختلف برآورد نتایج مختلف و قابلیت اطمینان متفاوتی خواهند داشت. در بیشتر مطالعات نشان داده شده است که برآوردها براساس شکاف تولید، نمی‌تواند قابل اعتماد باشد. چون که ضریب آن عموماً مثبت نیست، به این معنی است که شکاف تولید خود می‌تواند رابطه عکسی با نرخ تورم داشته باشد (رود و ولان[2]، ۲۰۰۶). بنابراین در مطالعات اخیر روی منحنی فیلیپس، اغلب از هزینه نهایی استفاده شده است. گالی و گرتلر (۱۹۹۹)، اسبوردونه[3] (۲۰۰۲)، وودفورد و والش[4] (۲۰۰۳) و یانگ (۲۰۱۰) پیشنهاد داده‌اند که سهم نیروی کار یک متغیر جایگزین ایده آلی برای شکاف تولید است. براساس نظر امیری و همکاران (۱۳۹۱) به‌دلیل اینکه این متغیر بخشی از کل هزینه تولید بنگاه را پوشش می‌دهد و هزینه‌های مواد اولیه را، به‌عنوان بخش بزرگی از کل هزینه تولید بنگاه‌ها (به‌ویژه در کارخانه‌ها)، در نظر نمی‌گیرد. علاوه بر این، بخشی از نهادهای واسطه‌ای از خارج وارد می‌شوند که عمدتاً شامل مواد خام و انرژی ونهادهای نیمه ساخته از اقتصادهای صنعتی دیگر است. اما کاربرد واقعی‌تر این فرض در مورد رفتار نیروی کار در طول چرخه تجاری به نتایج بهتری از متغیر هزینه نهایی واقعی منجر می‌شود. مخصوصاً هزینه نهایی واقعی وابسته به تعداد ساعات کاری و پاداش دریافتی برای ساعات اضافی در طول زمان باشد. بخش‌های صنعت به خاطر تغییر متناوب در ساعات و به خاطر وجود زمانی که می‌تواند در این صنعت مشاهده شود، متغیر مفیدتری

[1] Hodrick-Prescott
[2] Rudd & Whelan
[3] Sbordone
[4] Woodford & Walsh

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

می‌باشد. در مطالعات تجربی بسیاری از محققان نظیر یانگ (۲۰۱۰) سهم نیروی کار را در بخش‌های غیرکشاورزی را به‌عنوان اندازه هزینه نهایی واقعی در نظر گرفته‌اند که از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$Ln((ARW_t^j \times NE_t^j)/RGDP_t^j) \quad (۸)$$

در این رابطه AEWt، NEt و RGDPt به ترتیب بیانگر متوسط دستمزد نیروی کار تورم‌زدایی شده، تعداد نیروی کار و GDP واقعی هستند. براساس نظر یانگ (۲۰۱۰) سهم نیروی کار به نوسانات اقتصادی از شکاف تولید حساس‌تر است و متغیر مناسبی برای مطالعه مورد نظر می‌باشد.

### ۵-۲-۵. متغیر انتظارات عقلایی

در این مقاله از نرخ تورم واقعی در دوره t+1 به‌عنوان متغیر انتظارات عقلایی در دوره t استفاده می‌شود. پس انتظارات عقلانی خطای پیش بینی در دوره t+1 با اطلاعات در دوره t و قبل از آن ارتباطی نخواهد داشت (گالی و گرتلر، ۱۹۹۹).

### ۵-۳. روش اقتصادسنجی مطالعه

در این مطالعه برای برآورد الگو تجربی مطالعه از روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) استفاده می‌شود. دلیل به‌کار بردن روش GMM این است که متغیر وابسته در سمت راست آمده و مشکل درون‌زایی را پدید آورده است. لذا برای برآورد نمی‌توان از برآوردهای OLS استفاده کرد و لازم است از روش برآورد دو مرحله‌ای SLS۲ و یا روش GMM استفاده شود (دادگر و همکاران، ۱۳۹۲). ناسون و اسمیت[1] (۲۰۰۸)، یانگ (۲۰۱۰)، رحمانی و امیری (۱۳۹۱) و حسینی و شکوهی (۱۳۹۴) نیز برای برآورد این مدل از روش GMM استفاده کرده‌اند. در این روش لازم است که ابتدا متغیرهای ابزاری به کاررفته در مدل مشخص شوند. فرم ریاضی و جبری روش گشتاور تعمیم‌یافته به‌صورت زیر است:

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \gamma X_t + \mu + \varepsilon_t \quad (۹)$$

در این رابطه Y متغیر وابسته، X مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل، μ بیانگر اثرات انفرادی و ثابت و ε جز اخلال است. براساس دیدگاه آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱) روشی در ارتباط با تخمین¬زننده مدل گشتاور تعمیم‌یافته پیشنهاد شد که شامل حذف اثرات ثابت مستقل از زمان (μ) با گرفتن تفاضل مرتبه اول از رابطه (۹) است. بعد از این تفاضل‌گیری رابطه فوق به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta(Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \gamma(X_t - X_{t-1}) + (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}) \quad (۱۰)$$

در این حالت $(Y_{t-1} - Y_{t-2})$ با $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$ دارای همبستگی است. بنابراین تخمین

[1] Nason & Smith
[2] Arellano & Bond

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

حداقل مربعات معمولی این مغادله تخمین سازگار و بدون تورشی از $\beta$ بدست نمی‌دهد، بنابراین بایستی ابزار معتبری برای مدل پیدا کرد. از آنجا که مقادیر دو دوره یا بیشتر وقفه‌دار $Y_t$ نه با $(Y_{t-1}-Y_{t-2})$ و نه با $(\varepsilon_{i,t}-\varepsilon_{i,t-1})$ است، می‌توان آن‌ها را به عنوان متغیر ابزاری معتبری برای معادله در نظر گرفت (آرین‌مهر و همکاران، ۱۳۹۲، موحدمنش، ۱۳۹۵، بوبکری و همکاران[1]، ۲۰۰۹).

سازگاری تخمین‌زننده GMM به معتبر بودن ابزارها بستگی دارد. در این روش، آمارهٔ j درستی انتخاب متغیرهای ابزاری را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر این آزمون شواهدی دال بر معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند (نیووی و وست[2]، ۱۹۷۸).

به‌طور کلی مزایای این روش نسبت به سایر روش‌ها را می‌توان به حل مشکل درون‌زا بودن متغیرهای توضیحی (گرین[3]، ۲۰۰۸)، کاهش و یا رفع همخطی در مدل و حذف متغیرهای ثابت در طی زمان اشاره کرد (بالتاقی، ۲۰۰۸).

## ۶. نتایج

در ادبیات سری زمانی بررسی ایستایی متغیرهای مطالعه امری ضروری است و عدم ایستایی آنها در سطح ممکن است منجر به رگرسیون کاذب شود. بدین منظور، آزمون پایایی متغیرهای مدل به وسیله آزمون‌های متداول دیکی-فلور تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس پرون (PP) و DF-GLS انجام شده است و نتایج آن در جدول ۱ گزارش شده است. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مطالعه نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح ایستا می‌باشند. در نتیجه می‌توان بدون نگرانی از وجود رگرسیون کاذب به برآورد مدل پرداخت.

نتایج تخمین مدل به روش GMM و آزمون‌ها در دو حالت متصور شده در محاسبه مازاد نقدینگی در جدول ۲ آورده شده است. در تخمین اولیه مدل تعداد ۱۰ وقفه متغیر تورم (نماینده انتظارات تطبیقی) در مدل وارد شد. به دلیل اینکه تنها وقفه اول از لحاظ آماری معنی‌دار بود، در مدل نهایی فقط وقفه اول تورم در نظر گرفته شد.

نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مطالعه نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح ایستا می‌باشند. در نتیجه می‌توان بدون نگرانی از وجود رگرسیون کاذب به برآورد مدل پرداخت. نتایج تخمین مدل به روش GMM و آزمون‌ها در دو حالت متصور شده در محاسبه مازاد نقدینگی در جدول ۲ آورده

[1] Boubakri et al
[2] Newey & West
[3] Greene

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

شده است. در تخمین اولیه مدل تعداد ۱۰ وقفه متغیر تورم (نماینده انتظارات تطبیقی) در مدل وارد شد. به دلیل اینکه تنها وقفه اول از لحاظ آماری معنی‌دار بود، در مدل نهایی فقط وقفه اول تورم در نظر گرفته شد.

نتیجه آزمون j نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر استقلال متغیرهای ابزاری از اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. از این‌رو متغیرهای ابزاری به‌کار رفته از اعتبار لازم برخوردارند. همچنین بررسی نرمال بودن اجزای اخلال با استفاده از آزمون جارک-برا نشان می‌دهد اجزای اخلال دارای توزیع نرمال هستند و مدل دارای تصریح مناسبی است. با اتکا به خروجی آزمون‌های فوق می‌توان گفت نتایج حاصل از برآورد مدل، از اعتبار لازم برخوردار است.

**جدول ۱. نتایج آزمون‌های ایستایی متغیرهای مطالعه**

| متغیر | شرح | آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته | آزمون فیلیپس پرون | آزمون DF-GLS | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| INFCPI | نرخ تورم CPI | -۴/۸۱ | -۴/۰۰۸ | -۴/۵۳ | ایستا |
| LLS | سهم نیروی کار در بخش غیرکشاورزی | -۴/۲۴ | -۲/۲۲ | -۴/۰۸ | ایستا |
| GRRE | نرخ رشد واقعی مخارج | -۵/۳۶ | -۵/۴۱ | -۲/۹۷ | ایستا |
| GRRFC | نرخ رشد سرمایه ثابت | -۴/۹۸ | -۵/۰۰۷ | -۴/۹۸ | ایستا |
| EL1 | مازاد نقدینگی با $M_1$ | -۳/۶۲ | -۴/۲۷ | -۳/۳۵ | ایستا |
| EL2 | مازاد نقدینگی با $M_2$ | -۳/۸۸ | -۳/۸۸ | -۳/۴۰ | ایستا |

ماخذ: بانک مرکزی (۱۳۹۷) و یافته‌های تحقیق.

**جدول ۲. نتایج برآورد مدل مطالعه و آزمون‌های مربوطه**

| متغیر | شرح | با در نظر گرفتن نقدینگی (M2) در محاسبه مازاد نقدینگی | | با در نظر گرفتن حجم پول (M1) در محاسبه مازاد نقدینگی | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | ضریب | سطح احتمال | ضریب | سطح احتمال |
| EL | مازاد نقدینگی | ۰/۱۸ | ۰/۰۲ | -۰/۰۱ | ۰/۷۴ |
| GRRE | نرخ رشد مخارج واقعی | -۰/۰۱ | ۰/۸۱ | -۰/۰۷ | ۰/۳۹ |

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| GRREFC | نرخ رشد واقعی تشکیل سرمایه ثابت | ۰/۱۱ | ۰/۰۶ | ۰/۰۹ | ۰/۱۶ |
| EINFCPI | انتظارات عقلایی | ۰/۴۵ | ۰/۰۰ | ۰/۴۴ | ۰/۰۰ |
| LINFCPI | انتظارات تطبیقی | ۰/۵۳ | ۰/۰۰ | ۰/۴۸ | ۰/۰۰ |
| LLS | سهم نیروی کار در بخش غیرکشاورزی | -۰/۳۶ | ۰/۱۵ | -۰/۰۵ | ۰/۸۱ |
| آزمون j-statistic | | ۲/۱۲ | ۰/۱۷ | ۲/۶۶ | ۰/۱۰ |
| آزمون جارک-برا | | ۲/۹۴ | ۰/۲۲ | ۴/۳۰ | ۰/۱۱ |

ماخذ: بانک مرکزی (۱۳۹۷) و یافته‌های تحقیق.

نتایج برآورد تأثیر مازاد نقدینگی نشان می‌دهد که مازاد نقدینگی براساس M2 تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تورم دارد. درحالی‌که مازاد نقدینگی براساس M1 تأثیر معنی‌داری بر تورم ندارد. این مساله نشان می‌دهد که شبه پول (سپرده‌های پس‌انداز و سپرده‌های بلندمدت) نیروی اصلی در ایجاد تورم است و همان‌گونه که فریدمن مطرح می‌کند نقدینگی شاخص بهتری برای نشان دادن اثرات پول است. این نتیجه با نتایج مطالعه یانگ (۲۰۱۰) مطابقت دارد. براساس ضریب برآوردی می‌توان گفت که کشش تورم نسبت به مازاد نقدینگی در ایران برابر با ۰/۱۸ است. به‌عبارتی افزایش یک درصدی مازاد نقدینگی منجر به افزایش ۰/۱۸ درصدی تورم در کشور می‌شود.

نگاهی به ضرایب متغیرهای انتظارات نشان می‌دهد که هر دو ضریب انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی معنی‌دار و دارای علامت مورد انتظار است. نکته قابل‌توجه، بزرگتر بودن ضریب انتظارات تطبیقی نسبت به ضریب انتظارات عقلایی است که در مطالعات لاکستون و مردیس[1] (۱۹۹۴)، فوهرر[2] (۱۹۹۷)، رود و ولان (۲۰۰۵)، ویماندا و همکاران[3] (۲۰۱۱)، حسینی و شکوهی (۱۳۹۴) نیز تأیید شده است. معنی‌دار بودن انتظارات می‌تواند حاکی از این باشد که عدم ثبات تورم و سیاست‌های اجرایی برای مهار آن سبب شده است که تورم تحت تأثیر انتظارات تورمی جامعه باشد؛ زیرا منشاء انتظارات تورمی معمولاً غیراقتصادی است. بحث شکل‌گیری انتظارات از سوی سیاست‌گذار آغاز می‌شود و به نوعی مردم را قانع می‌کند که هدف‌گذاری کاهش تورم محقق خواهد شد. در این میان، عملکرد سیاست‌گذار در گذشته موجب شکل‌گیری اعتبار سیاست‌گذار و درجه اعتماد مردم خواهد شد. در راستای بهبود این مسأله، استقلال کامل بانک مرکزی و افزایش اعتبار سیاست‌های پولی کشور قطعاً مفید خواهد بود.

[1] Laxton & Meredith
[2] Fuhrer
[3] Wimanda et al

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

در جدول ۲ مشاهده می‌شود که مجموع ضرایب انتظارات تطبیقی و عقلایی در هر دو حالت برآورد شده حدوداً برابر با یک است ((۰/۹۸=۰/۵۳+ ۰/۴۵) و (۰/۹۲=۰/۴۸+۰/۴۴)). برای بررسی آماری این ادعا، از آزمون محدودیت (والد) استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون به‌صورت زیر است:

$$H_0 : \gamma_{b,1} + \gamma_f = 1$$

نتایج آزمون محدودیت والد در جدول ۳ آورده شده است. همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود در هر دو حالت فرض صفر مبنی بر اینکه مجموع ضرایب انتظارات برابر یک است، رد نمی‌شود. براساس آنچه که در مبانی نظری ذکر شد این مسأله حاکی از عمودی بودن منحنی فیلیپس بلندمدت در اقتصاد ایران است که این نتیجه مطابق با نظر پولیون، کلاسیک‌های جدید و نئوکینزین‌ها می‌باشد. نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی تورم دارد. این نتیجه می‌تواند در مورد در ایران چند علت داشته باشد: ۱- شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده چسبندگی بالایی دارند و با وجود افزایش سرمایه‌گذاری، بنگاه‌ها در مقابل تعدیل قیمت‌ها مقاومت می‌کنند. قدرت قیمت‌گذاری عوامل تولید و وجود انحصارات از عوامل اصلی چسبندگی قیمت هستند. ۲- این نتیجه ممکن است به حجم بالای پروژه‌های عمرانی نیمه تمام مربوط باشد؛ زیرا سرمایه‌گذاری زیادی رو طرح‌های عمرانی با بازده بلندمدت از طریق سیاست‌های انبساطی (مانند تزریق پول و افزایش هزینه های دولت) انجام می‌شود و تورم بالایی ایجاد می‌شود، به این امید که با افزایش ظرفیت تولید، تورم در آینده کاهش یابد اما نیمه تمام ماندن و طولانی شدن انجام این پروژه‌ها، هزینه‌های بیشتری بر اقتصاد تحمیل می‌کند و تورم را تشدید می‌کند. ۳-ضعف زیرساخت‌ها، کمبود ظرفیت‌ها (به‌ویژه در تأمین مواد اولیه)، پایین بودن کیفیت فضای کسب و کار و در یک کلام بی‌کشش بودن طرف عرضه اقتصاد موجب می‌شود که اولاً سرمایه‌گذاری‌ها در بخش مولد اقتصاد بازدهی پایینی داشته باشند و تأثیر چندانی بر کاهش تورم نداشته باشند، ثانیاً فراتر از ظرفیت بخش عرضه اقتصاد باشند و موجب فشار تقاضا شوند و ثالثاً، بیشتر به سمت بخش‌های غیرمولدتر هدایت شوند.

**جدول ۳. آزمون محدودیت والد**

| در حالت در نظر گرفتن نقدینگی در محاسبه مازاد نقدینگی | | | |
|---|---|---|---|
| آزمون آماری | مقدار آماره | درجه آزادی | **سطح احتمال** |
| آماره t | -۰/۱۰ | ۳۷ | **۰/۹۲** |
| آماره F | ۰/۰۱ | (۱و۳۷) | **۰/۹۲** |
| آماره $\lambda^2$ | ۰/۰۱ | ۱ | **۰/۹۱** |

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

| در حالت در نظر گرفتن حجم پول در محاسبه مازاد نقدینگی | | | |
|---|---|---|---|
| آماره t | -۰/۵۴ | ۳۷ | **۰/۵۸** |
| آماره F | ۰/۳۰ | (۱و۳۷) | **۰/۵۸** |
| آماره $\lambda^2$ | ۰/۳۰ | ۱ | **۰/۵۸** |

ماخذ: بانک مرکزی (۱۳۹۷) و یافته‌های تحقیق.

برآورد ضریب سهم نیروی کار در بخش‌های غیرکشاورزی حاکی از آن است که این متغیر تأثیر معنی‌داری بر تورم ندارد. این نتیجه با مطالعه باردسن و همکاران[1] (۲۰۰۴)، روبن و گاردا[2] (۲۰۰۴) و رود و ولان (۲۰۰۶) مطابقت دارد. همچنین ضریب نرخ رشد مخارج واقعی نیز تأثیر معنی‌داری بر تورم ندارد. یعنی تغییرات این متغیر عامل حرکت روی منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران نیست. این نتیجه بیشتر تاکیدکننده آرای مکتب پولیون است که عوامل غیرپولی را بر تورم چندان مؤثر نمی‌دانند.

## ۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه براساس منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزی تأثیر انتظارات تطبیقی و عقلایی، مازاد نقدینگی و نرخ رشد عوامل عرضه و تقاضا بر پویایی تورم بررسی شده است تا بتوان با درک ویژگی و اثرات آنها برای پیشبرد سیاست‌های کنترل و مدیریت تورم اقدام کرد. نتایج تجربی و پیشنهادهای این مطالعه به شرح زیر است:

الف) نتایج برآورد تأثیر مازاد نقدینگی نشان داد که مازاد نقدینگی براساس M2 تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تورم دارد. درحالی‌که مازاد نقدینگی براساس M1 تأثیر معنی‌داری بر تورم ندارد. این واقعیت نشان می‌دهد که شبه پول یعنی سپرده‌های پس‌انداز و بلندمدت نیروی اصلی در ایجاد تورم است. از آنجایی که نرخ بهره اصلی‌ترین عامل در سپرده‌گذاری در بانک‌ها است، لازم است که رابطه بین نرخ بهره و تورم تحلیل شود. یکی از سیاست‌هایی که علم اقتصاد برای مهار تورم در کوتاه‌مدت پیشنهاد می‌کند افزایش نرخ بهره برای کاهش جذابیت مصرف در دوره فعلی و به تبع آن کاهش تقاضا و نرخ تورم است. اما در بلندمدت این امر موجب می‌شود که اولاً هزینه تمام شده کالاها و خدمات افزایش و ثانیاً سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید کاهش یابد و این هر دو افزایش تورم را به دنبال خواهند داشت. این مسأله در اقتصاد ایران که سهم هزینه‌های مالی در هزینه‌های تولید بالاست، نقش مهم‌تری دارد. تأثیر مثبت کاهش نرخ بهره بر تورم ایران در مطالعاتی نظیر مهرگان و همکاران

[1] Bardsen et al
[2] Rubene & Guarda

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

(۱۳۸۵)، داودی و ذوالقدری (۱۳۹۰) و عسکری و همکاران (۱۳۹۵) نیز نشان داده شده است. از این‌رو، برای کاهش تورم باید در جهت کاهش سپرده‌های پس‌انداز بانکی اقدام گردد که این نیز کاهش نرخ بهره را می‌طلبد. علاوه بر نرخ بهره، عواملی نظیر افزایش نرخ سود اوراق مشارکت در راستای کاهش سپرده‌ها مفید واقع خواهد شد (منصف و منصوری، ۱۳۸۹).

ب) با توجه به تأثیر معنی‌دار مازاد نقدینگی پیشنهاد شود که نقدینگی، همان‌طوری که فریدمن پیشنهاد کرده، متناسب با نرخ رشد اقتصادی و نیازهای بخش واقعی اقتصاد، رشد کند. البته این مسأله مستلزم استقلال بانک مرکزی، به‌ویژه استقلال سیاست‌های پولی از سیاست‌های مالی است.

ج) بررسی تأثیر ضرایب انتظارات تطبیقی و عقلایی بر نرخ تورم نشان داد که هر دو این انتظارات تأثیر معنی‌دار و مثبتی بر تورم دارند. این نتیجه می‌تواند حاکی از این باشد که عدم ثبات تورم و سیاست‌های اجرایی برای مهار آن سبب شده است که تورم تحت تأثیر انتظارات تورمی سطح جامعه باشد. نکته مهم دیگر بزرگ‌تر بودن تأثیر انتظارات تطبیقی (گذشته‌نگر) نسبت به انتظارات عقلایی (آینده‌نگر) است که نشان می‌دهد تغییرات تورم در گذشته در مقایسه با تلقی افراد از آینده، نقش بیشتری در توضیح تورم دارد. این نتیجه بیانگر این است که کاهش تورم و انتظارات تورمی به زمان زیادی نیاز دارد و باید تورم و سیاست‌های دولت در راستای مدیریت آن ثبات بیشتری داشته باشد.

د) نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی تورم دارد. این نتیجه می‌تواند علل مختلفی داشته باشد، از جمله: چسبندگی بالای قیمت، اثر تورمی پروژه‌های نیمه‌تمام، فشار تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری روی هزینه‌های دولت، همزمانی افزایش سرمایه‌گذاری و تزریق درآمدهای نفتی (در بسیاری از سال‌ها)، سرمایه‌گذاری بالا در بخش‌های غیرمولد، بازده پایین سرمایه‌گذاری در برخی از بخش‌های مولد و افزایش تقاضا بیشتر از عرضه (به علت ضعف زیرساخت‌ها و کمبود ظرفیت‌ها).

ه) علاوه بر عوامل پولی، عوامل هزینه‌ای، متغیرهای عرضه و تقاضا، برای مطالعات آتی باید تأثیر متغیرهای نهادی و ساختاری نظیر عدم رقابت‌پذیری، تکنولوژی پایین تولید، مشکلات زیربنایی طرف عرضه، گسترده بودن بخش دولتی در اقتصاد و مشکلات تأمین نهادهای اقتصادی به‌عنوان تنگناهای ساختاری تأثیرگذار بر پیچیده‌تر شدن و قوی شدن پویایی تورم در نظر گرفته شوند.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

## منابع


۱. آرین مهر، شهرام؛ یحیی آبادی، ابوالفضل، هرتمنی، امیر (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو گروه D8 با استفاده از مدل پانل پویای برآورد شده به روش GMM". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره چهارم سال ۱۳: ۱۱-۲۸.

۲. امیری، حسن. رحمانی، تیمور. رافعی، م (۱۳۹۱). " استخراج منحنی فیلیپس کینزین های جدید و تحلیل مدل‌های قیمت‌گذاری". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی. سال ششم. شماره ۳: ۲۰-۱.

۳. بهرامی، جاوید. آقایان، بهنوش سادات. جهانگرد، اسفندیار. (۱۳۹۷). بررسی رفتار تورم اقلام قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله (رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا). فصلنامه علمی-پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی, ۱۲(۴۳), ۲۵-۵۰.

۴. برانسون، و (۱۳۹۳). تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان. ترجمه عباس شاکری. چاپ بیست و یکم. نشر نی.

۵. شریف، زهرا. نونژاد، مسعود. حقیقت، علی. ابراهیمی، مهرزاد. (۱۳۹۸). تحلیل آثار عبور عوامل اقتصاد کلان از نرخ تورم در اقتصاد ایران: کاربردی از الگوهای غیرخطی و نامتقارن. فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی, ۱۰(۳۷), ۱۵-

۶. حسینی، صفدر. شکوهی، مریم (۱۳۹۴). "بررسی عوامل مؤثر بر تورم با تأکید بر نقش انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار). سال پانزدهم. شماره اول: ۲۸-۲۰۹.

۷. حسینی، صفدر. محتشمی، تکتم (۱۳۸۷). "رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران: گسست یا پایداری؟". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. سال هشتم. شماره ۳: ۴۲-۲۱.

۸. دادگر، یدالله. نظری، روح‌الله. صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۲). "دولت و مالیات بهینه در اقتصاد بخش عمومی و کارکرد دولت و مالیات در ایران". فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی. شماره ۵: ۱-۲۷.

۹. داودی، پرویز. ذوالقدری، مهدی (۱۳۹۰). "بررسی رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم در ایران". فصلنامه اقتصاد و الگوسازی دانشگاه شهید بهشتی: ۲۵-۱.

۱۰. رحمانی، تیمور (۱۳۹۴). اقتصاد کلان. جلد دوم. انتشارات برادران. چاپ پانزدهم.

۱۱. رحمانی، تیمور. امیری، حسن (۱۳۹۱). "منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین های جدید و بررسی تجربی آن در ایران". مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۹۸: ۱۱۲-۹۱.


[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

۱۲.سحابی، بهرام. سلیمانی، سیروس. خضری، سمیه. خضری، محسن (۱۳۹۲). " اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل‌های تغییر رژیم". فصلنامه راهبرد اقتصادی. سال دوم. شماره چهارم: ۱۴۶-۱۲۱.

۱۳.سهیلی، کیومرث. الماسی، مجتبی. سقایی، مریم (۱۳۹۱). "ارزیابی اثر تورم انتظاری، رشد نقدینگی، تورم وارداتی، شکاف تولید و نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران". پژوهشنامه اقتصاد کلان. سال هفتم. شماره ۱۳: ۶۰-۳۹.

۱۴.شاکری، ع. (۱۳۹۲). نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان. نشر رافع، تهران.

۱۵.عسکری، احسان. پورکاظمی، محمد حسین. بیابانی، جهانگیر. اصفهانی، رحیم (۱۳۹۵). " تحلیل آکسیوماتیک اثر نرخ بهره بر تورم و سرعت همگرایی در رسیدن به تعادل در فضای باناخ". فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد. سال سوم. شماره ۱: ۱۳۸-۱۱۵.

۱۶.عظیمی، رضا. میری طامه، اشرف سادات. تقی‌زاده، خدیجه. صمدی، رضا (۱۳۹۲). "بررسی روند و علل تورم در ایران در سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۸۹) و اقدامات صورت گرفته برای مهار آن". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی. شماره ۱: ۵۸-۲۵.

۱۷.گرجی، ابراهیم. فولادی، مهدی (۱۳۸۸). "مقایسه‌ی تطبیقی منحنی فیلیپس کینزی های جدید با منحنی‌های فیلیپس متعارف برای اقتصاد ایران". مجله تحقیقات اقتصادی. دوره ۴۴. شماره ۲: ۲۰۸-۱۹۳.

۱۸.محنت‌فر، یوسف. دهقانی، تورج (۱۳۸۸). "بررسی رشد نقدینگی و اثر آن در اقتصاد ایران: یک مطالعه تجربی طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. سال هفدهم. شماره ۴۹: ۱۱۲-۹۳.

۱۹.منصف، عبدالعلی. منصوری، نسرین (۱۳۸۹). "بررسی عوامل مؤثر بر حجم سپرده‌های بانکی (با تأکید بر نرخ سود اوراق مشارکت :۱۳۸۷-۱۳۶۷)". مجله دانش و توسعه. سال هفدهم. شماره ۲۴: ۹۰-۶۹.

۲۰.موحدمنش، صادق علی (۱۳۹۵). "کاربرد روش گشتاور تعمیم‌یافته در بررسی تأثیر ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی، مطالعه ایران". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی. شماره ۲۴: ۷۸-۶۵.

۲۱.مهرگان، نادر. عزتی، مرتضی. اصغرپور، حسن (۱۳۸۵). "بررسی رابطه علی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. سال ششم: ۱۰۵-۹۱.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

22. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. The review of economic studies, 58(2), 277-297.
23. Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data. 5th Edition, John Wiley & Sons Publication
24. Bårdsen, G., Jansen, E. S., & Nymoen, R. (2004). Econometric evaluation of the New Keynesian Phillips curve. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 66(s1), 671-686.
25. Bin, L. I. (2010). From Excess (Crunch) Liquidity to Structural Inflation (Deflation)[J]. Journal of Financial Research, 4, 007.
26. Boubakri, N., Smaoui, H., & Zammiti, M. (2009). Privatization dynamics and economic growth. Journal of Business & Policy Research, 4(2), 16-44.
27. Brandt, L., & Zhu, X. (2000). Redistribution in a decentralized economy: Growth and inflation in China under reform. Journal of Political Economy, 108(2), 422-439.
28. Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. Journal of monetary Economics, 12(3), 383-398.
29. Dan, L. Z. S. L. (2008). Empirical Research on the Cointegration between Excess Liquidity and Inflation in China [J]. Modern Economic Science, 5, 009.
30. Davig, T. (2007). Phillips curve instability and optimal monetary policy.
31. Dossche, M. (2009). Understanding inflation dynamics: Where do we stand.?
32. Feyzioglu T (2004). Price Dynamics in China. In: China's Growth and Integration into the World Economy—Prospects and Challenges, Eswar Prasad (ed). Washington DC: IMF
33. Friedman M (1968). The Role of Monetary Policy. American Economic Review, 58(1): 1–17.
34. Fuhrer, J. C. (1997) The (un)importance of forward looking behavior in price specifications; Journal of Credit Money and Banking, 29: 338-350.
35. Funke, M. (2005). Inflation in mainland China-Modelling a roller coaster ride.
36. Galí J, Gertler M (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. Journal of Monetary Economics, 44(2): 195–222.
37. Gordon R J (1998). Foundations of the goldilocks economy: Supply shocks and the time-varying NAIRU. Brookings Papers on Economic Activity, 2: 297–346.
38. Greene, W. H. (2008). Econometric analysis. 6th Edition, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

39. Hasan M S (1999). Monetary growth and inflation in China: A reexamination. Journal of Comparative Economics, 27(4): 669–685.
40. Laxton, D., & Meredith, G. (1994). Asymmetric effects of economic activity on inflation: Evidence and policy implications.
41. Lucas Jr, R. E. (1972). Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis, in O. Eckstein, ed., The Econometrics of Price Determination, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
42. Nason, J., & Smith, G. W. (2008). The New Keynesian Phillips curve: Lessons from single equation econometric estimation.
43. Newey, Whitney and Kenneth, West (1987). Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation; International Economic Review, 28: 777–787.
44. Oppers, S. E. (1997). Macroeconomic cycles in China. IMF Working Paper, No. 97/135
45. Perron P (1991). Test consistency with varying sampling frequency. Econometric Theory, (7): 341–368.
46. Phelps E (1967). Phillips curves, expectations of inflation, and optimal inflation over time. Economica, 135: 254–281.
47. Report 2001-13. Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, Washington, DC
48. Roberts J (1995). New Keynesian economics and the Phillips curve. Journal of Money, Credit and Banking, 27(4): 975–984.
49. Roberts J (1997). Is inflation sticky? Journal of Monetary Economics, 39(2): 173–196
50. Roberts J (2001). How well does the new Keynesian sticky-price model fit the data? Technical
51. Rotemberg J J (1982). Sticky prices in the United States. Journal of Political Economy, 90(61): 1187–1211.
52. Rubene, I., & Guarda, P. (2004). The new Keynesian Phillips curve: empirical results for Luxembourg (No. 11). Central Bank of Luxembourg.
53. Rudd J, Whelan K (2006). Can rational expectations sticky-price models explain inflation dynamics? American Economic Review, 96(1): 303–320.
54. Rudd, J.B., Whelan, K., (2005). "New tests of the new Keynesian Phillips curve," Journal of Monetary Economics 52, 1167–1181.
55. Rüffer, R., & Stracca, L. (2006). What is global excess liquidity, and does it matter.?

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

56. Sbordone, A. M. (2002). Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness. Journal of Monetary economics, 49(2), 265-292.
57. Scheibe J, Vines D (2005). A Phillips curve for China. CEPR Discussion Papers 4957.
58. Stanley, M. (2005). Is Global Excess Liquidity Drying Up. In Global Economic Forum (p. 8).
59. Taylor J B (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. Journal of Political Economy, 88(1): 1–23.
60. Tobin J (1972). The Wage-Price Mechanism: Overview of the Conference. In: The Econometrics of Price Determination Conference, Board of Governors of the Federal Reserve System, edited by Otto Eckstein. Washington, DC (1972), 5–15
61. Wimanda, R. E., Turner, P. M., & Hall, M. J. (2011). Expectations and the inertia of inflation: The case of Indonesia. Journal of Policy Modeling, 33(3), 426-438.
62. Woodford M, Walsh C E (2003). Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Princeton: Princeton University Press
63. Yang, J. (2010). Expectation, excess liquidity and inflation dynamics in China. Frontiers of Economics in China, 5(3.)
64. Zhang C, Osborn D, Kim D (2008). The new Keynesian Phillips curve: From sticky inflation to sticky prices. Journal of Money, Credit and Banking, 40(4): 667–699.
65. Zhang, C. (2009). Excess liquidity, inflation and the yuan appreciation: what can China learn from recent history?. The World Economy, 32(7), 998-1018.
66. Zhang, C., & Pang, H. (2008). Excess liquidity and inflation dynamics in China: 1997–2007. China & World Economy, 16(4), 1-15.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-23 ]