فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال هشتم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۳۸۷ ـ صفحات ۴۲-۲۱

رابطهٔ تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟

دکتر سید صفدر حسینی[۱]
تکتم محتشمی[۲]

تاریخ دریافت: ۸۶/۵/۱۰ **تاریخ پذیرش:** ۸۷/۲/۸

چکیده

نظریهٔ مقداری پول، همبستگی بلندمدت قوی را میان رشد پول (نقدینگی) و تورم پیش بینی می‌کند، به این مفهوم که رشد پیوسته و زیاد حجم پول در اقتصاد، تورم بسیاری را در پی دارد. در سالهای اخیر، روند رشد نقدینگی و تورم در اقتصاد کشور همخوانی نداشته و لذا این گمان می‌رود که در رابطه میان رشد نقدینگی و تورم، گسست ایجاد شده باشد. از این رو، هدف از این پژوهش، بررسی پایداری ارتباط میان رشد نقدینگی و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از اطلاعات سالهای ۸۴-۱۳۳۸ است. الگویی که برای تبیین ارتباط تورم و رشد پول ارائه می‌شود، الگویی است که ریشه در نظریه مقداری پول دارد و اساس کارکرد آن بر مبنای منحنی فیلیپس و تورم انتظاری است. نتایج به‌دست آمده از این الگو، وجود رابطهٔ پایدار میان تورم و رشد نقدینگی را تأیید می‌کند و بیانگر این است که در بلند مدت یک درصدافزایش در رشد نقدینگی به افزایش ۰/۸۹ درصدی تورم منجر می‌شود.

واژگان کلیدی : تورم، رشد نقدینگی، منحنی فیلیپس، پول پایه، تورم انتظاری، اقتصاد ایران.

طبقه بندی JEL: E3, E41, E51, E52

۱.عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران .hosseini_safdar@yahoo.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

۱- مقدمه

یکی از مشکلات اصلی اقتصاد ایران، طی چند دهۀ اخیر، پدیدۀ تورم بوده و صرف‌نظر از آثار و پیامدهای تورم، یکی از مهمترین مباحث درباره تورم، بحث عوامل ایجادکنندۀ آن است. نظریه مقداری پول، همبستگی بلندمدت قوی را میان رشد پول (نقدینگی) و تورم پیش‌بینی می‌کند، به این معنا که رشد پیوسته و زیاد حجم پول در اقتصاد, موجب ایجاد تورم بالا می‌شود. بر مبنای همین نگرش نیز کنترل حجم پول به عنوان یکی از ابزارهای اصلی سیاست‌های پولی بانک مرکزی به‌منظور مهار تورم شناخته می‌شود.

اگرچه وجود ارتباط و همبستگی میان رشد پول و تورم، در بسیاری از مطالعات نظری و بررسی‌های تجربی اثبات شده است، شواهد موجود در اقتصاد کشورمان در طی سالهای اخیر گویای آن است که باوجود رشد فزایندۀ نقدینگی، نرخ تورم از روند نزولی برخوردار بوده است. بر اساس گزارش‌های بانک مرکزی، نرخ تورم از ۱۵/۶ درصد در سال ۱۳۸۲ به ۱۲/۱ درصد در سال ۱۳۸۴ کاهش یافته و پیش بینی شده که این نرخ در سال ۱۳۸۵، ۱۲/۵ درصد باشد, در حالی که نرخ رشد پول یا رشد نقدینگی در طی این مدت از ۲۶/۱ درصد در سال ۱۳۸۲ به ۳۴/۳ درصد در سال ۱۳۸۴ افزایش داشته و همچنین، رشد نقدینگی در بهمن ماه سال ۱۳۸۵ نسبت به بهمن ماه ۱۳۸۴، ۴۰ درصد بوده‌است که در مقایسه با متوسط ۲۸/۹ درصدی برنامۀ سوم توسعه و رشد ۲۰ درصدی پیش‌بینی‌شده در برنامۀ چهارم توسعه، رشد چشمگیری را نشان می دهد (بانک مرکزی، گزارش سالهای ۸۵-۱۳۸۲).

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، این کاهش در نرخ تورم با افزایش رشد نقدینگی همخوانی نداشته و به دنبال بروز تغییر در رابطه میان روند رشد نقدینگی و تورم در اقتصاد کشور در طی سالهای اخیر، تصور بسیاری از تحلیلگران اقتصادی براین است که در رابطۀ بلند مدت بین نقدینگی و تورم، گسست ایجاد شده باشد. بر این اساس عده‌ای از کارشناسان و سیاستگذاران با این باور که نقدینگی یکی از عوامل بازدارندۀ رشد تولید است و نیز اینکه رشد نقدینگی به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر نخواهد شد، معتقدند که دولت می باید اعتبارات بیشتری را همراه با کاهش پیوسته نرخ سود بانکی، به منظور افزایش تولید در اختیار تولیدکنندگان قرار دهد، زیرا افزایش تولید، پاسخگوی افزایش تقاضا خواهد بود. از سوی دیگر، عده‌ای از تحلیلگران بر این باورندکه رشد نقدینگی، اثر چندانی بر تولید نداشته و فقط با چند وقفه موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. به طور کلی، در طی سالهای اخیر، اختلاف نظرهای بسیاری در میان صاحب‌نظران اقتصادی کشور در ارتباط با تحلیل و تبیین ارتباط رشد نقدینگی و تورم وجود داشته است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

وجود ارتباط بین تورم و رشد نقدینگی در کشورهای مختلف، همواره یکی از موضوعات مورد بحث اقتصاددانان بوده و پژوهش‌های تجربی مختلف داخلی و خارجی در این زمینه ارائه شده است. مهمترین پژوهش در این موضوع توسط مک کاندلس و وبر انجام گرفته است. آنها با استفاده از اطلاعات مربوط به یک دورهٔ ۳۰ ساله برای ۱۱۰ کشور، نشان دادند در بلندمدت، همبستگی بسیاری (کم و بیش واحدی) میان نرخ رشد پول و تورم وجود دارد (Mccandless & Weber, 1995).

فرین با استفاده از یک مجموعهٔ اطلاعاتی مربوط به کشورهای عضو OECD طی سالهای ۲۰۰۳-۱۹۴۸ ارتباط بلندمدت پایداری را میان متوسط رشد پول و تورم نشان داد (Frain, 2004).

کاگلر و کافمن، در چارچوب الگوهای تصریح خطا، به بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت میان تورم و رشد پول در اروپا پرداختند. نتایج مطالعه آنها همبستگی قوی را میان تورم و رشد پول نشان داد و اینکه در بلندمدت، شوک‌های حاصل از رشد حجم پول، ۳۳ تا ۴۰ درصد از واریانس خطای پیش بینی تورم را سبب می‌شود (Kugler & Kaufmann, 2005).

داواجارگال با به‌کارگیری اطلاعات ماهانه مربوط به دورهٔ ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۴، به اندازه‌گیری ارتباط میان رشد پول و تورم برای کشور مغولستان پرداخت. یافته‌های وی نشان داد که در صورت افزایش عرضهٔ پول به مقدار ۱۰ درصد، تورم به‌طور تقریبی ۵ درصد افزایش خواهد داشت و رابطهٔ بلند مدت پایداری میان تورم و رشد پول برقرار نخواهد بود (Davaajargal, 2002).

در همین راستا، پژوهش‌های مختلفی نیز در تبیین رابطهٔ تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد کشورمان انجام شده‌است. دادخواه (۱۹۸۵) به بررسی و تبیین پدیدهٔ تورم در ایران در چارچوب نظریهٔ پولی تورم در طی سالهای ۸۰-۱۹۷۰ پرداخت. نتایج به‌دست آمده توسط وی نشان داد که رابطهٔ مستحکمی بین رشد حجم پول و تورم وجود دارد، به گونه‌ای که یک درصد رشد پول سبب ۰/۷ درصد افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود.

درات به ارزیابی مجدد نظریهٔ پولی تورم در اقتصاد ایران پرداخته و به جای همبستگی و تلازم ساده بین انبساط پولی و تورم، روابط علت و معلولی بین آنها را طی دههٔ ۱۹۷۰ مورد پژوهش قرار می دهد. نتایج بررسی‌های وی نشان داد که با وجود همبستگی معنی‌دار بین تورم و رشد پول، رابطهٔ علت و معلولی بین آنها وجود ندارد (Darrat, 1987).

نیلی (۱۳۶۴) نیز در پژوهش خود آثار خط‌مشی‌های پولی بر نظام اقتصادی کشور در دورهٔ زمانی ۶۲-۱۳۳۸ را بررسی کرده و نشان می‌دهد که ارتباط مستقیمی بین تغییرات حجم پول و نرخ تورم وجود دارد, به این صورت که ۱۰ درصد افزایش در حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها را ۱۲ درصد افزایش می دهد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

طیب نیا (۱۳۷۱) ارتباط میان رشد پول و افزایش قیمت‌ها را تخمین زده و به این نتیجه رسید که در اقتصاد ایران آثار انبساط پولی، تأثیر معنی‌داری بر تورم ندارد و نظریهٔ پولی در این مورد تأیید نمی شود.

محمدی (۱۳۷۱) به منظور تأیید فرضیه هماهنگی رشد نقدینگی و تورم در اقتصاد ایران، با استفاده از اطلاعات مربوطه در فاصله سالهای ۶۷-۱۳۴۰ و ۶۷-۱۳۴۷، یک الگوی اقتصادسنجی سه معادله‌ای پایه پولی، عرضه پول(نقدینگی) و تقاضای پول را مورد برآورد قرار داد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رشد بیش از حد نقدینگی نسبت به تقاضای پول، در اقتصاد ایران به‌صورت یک عامل تورم زا عمل کرده است.

مجیدی (۱۳۷۳) در بررسی نظریه های پولی تورم، به کمک الگوی هاربرگر، به صورت تجربی نشان داد که همبستگی مثبتی میان انبساط پولی و تورم وجود دارد، اما رابطه متناسبی میان آنها وجود ندارد.

دائی کریم زاده (۱۳۷۴) رابطه علی بین عرضه پول و سطح قیمتها را با داده های ماهیانه دوره ۷۱-۱۳۶۴ و استفاده از دو معیار تعریف محدود پول (M1) و تعریف گسترده پول (M2) برای عرضه پول مورد آزمون قرار داده و نشان می دهد که بین عرضه پول و سطح قیمتها رابطه دوسویه‌ای وجود دارد.

داودی (۱۳۷۶) با بررسی فرایند تورمی در ایران در فاصله سالهای ۷۵-۱۳۳۸، از سه بعد زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت، نشان داد که نرخ رشد زیاد حجم پول یکی از مهمترین عوامل ایجادکنندهٔ تورم در اقتصاد ایران است و یک درصد تغییر در حجم نقدینگی موجب ایجاد تورم ۰/۹۵ درصد شده است.

طبیبیان و سوری (۱۳۷۶) در تحقیقی با هدف بررسی ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران، با استفاده از یک الگوی رگرسیونی خطی، اثر متغیرهای پایه‌ای اقتصاد را بر نرخ تورم مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصله بر این نکته تأکید دارد که عرضه پول در هدایت سطح قیمتها تأثیری عمده دارد و عاملی است که بیشترین تأثیر را بر سطح قیمتها دارد.

بافکر (۱۳۷۷) با استفاده از الگوی هاربرگر به بررسی پویایی تورم پرداخت و نشان داد که ۱۰ درصد رشد پول در بلند مدت، رشد ۲/۷ درصدی در نرخ تورم خرده فروشی را دربرخواهد شد. وی در نهایت نتیجه می‌گیرد که تورم در ایران پدیدهٔ پولی نیست.

افشین نیا (۱۳۷۷) براساس نظریهٔ جدید مقداری پول که مدعی تأثیرگذاری خاص حجم پول بر تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها و انتظارات مردم در بلندمدت است، به آزمون این نظریه برای ایران و برآورد تأثیر تغییرات بلندمدت حجم پول و نقدینگی بر سطح عمومی قیمت‌ها برای دورهٔ

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

زمانی ۱۳۷۶-۱۳۳۸ پرداخت. نتایج این پژوهش نمایانگر آن است‌که یک درصد تغییر در نقدینگی در دورهٔ اول ۰/۴۸ و در دورهٔ دوم ۰/۳۶ درصد بر تورم اثر دارد. با وجود این وقفه ها در روابط بلندمدت، وی معتقد است نقش تأثیر حجم پول و نقدینگی تداوم می یابد و کنترل حجم پول در زمان حاضر به کنترل قیمت‌ها در زمان‌های آتی کمک می‌کند.

نظیفی (۱۳۷۹) به آزمون پولی بودن تورم در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۷۷-۱۳۳۸ با استفاده از روش هم انباشتگی پرداخت. نتایج نشان داد که تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است و عوامل سمت عرضه اقتصاد در ایجاد تورم، در اقتصاد ایران، اثر کمتری دارند.

هژبرکیانی و رحمانی (۱۳۷۹) رابطه میان حجم پول و تورم را با استفاده از الگوی تقاضای پول کاگان و با این فرض که انتظارات تورمی طبق فرضیه انتظارات تطبیقی شکل می گیرد، مورد بررسی قرار داده و پولی بودن تورمهای موجود در اقتصاد ایران را, هم برحسب تعریف محدود از پول و هم, برحسب تعریف وسیع پول، مورد تأیید قرار داد.

کازرونی و اصغری (۱۳۸۱) نشان دادند که تورم و رشد پول همگرا بوده و در بلند مدت یک درصد افزایش در رشد پول, منجر به افزایش ۰/۹ درصدی تورم منجر می‌شود و بنابراین فرضیهٔ رابطهٔ یک به یک مابین تورم و متغیرهای مورد نظر, قابل رد کردن نیست.

مرکز پژوهش‌های اقتصادی بانک مرکزی (۱۳۸۱) درگزارشی، به بررسی رابطه تورم و پول در اقتصاد ایران در دوره ۷۹-۱۳۵۸ و پیش بینی آن در چارچوب الگوی پولی P^* پرداخته است. نتایج نشان می دهد که سهم عدم تعادل موجود در بخش پول و ایجاد تورم به گونه‌ای بوده است که در بلندمدت نزدیک به ۹۸ درصد تورم از این محل ایجاد شده است.

نتایج مطالعه اصفهانی و یاوری (۱۳۸۲) بر پایه داده های فصلی دوره زمانی ۸۰-۱۳۵۰ و استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری، در پاسخ به این سؤال که آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است، نشان داد که در اقتصاد ایران تورم تنها یک پدیده پولی نیست و عوامل حقیقی نیز برآن مؤثر می باشند.

عباسی نژاد و تشکینی (۱۳۸۳) با استفاده از داده‌های سری زمانی مربوط به دورهٔ ۸۰-۱۳۳۸، 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 قیمت‌ها به مقدار ۳ درصد منجر خواهد شد و رابطهٔ تورم و پول را نمی توان یک به یک تلقی کرد.

عمادزاده و همکاران (۱۳۸۴) ضمن بررسی عوامل مؤثر بر تورم، به تعیین سهم هریک از این عوامل در شکل گیری تورم پرداختند. یافته های این تحقیق نشان می دهد که گرچه تورم در ایران

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

صرفاً یک پدیده پولی نیست، و مشکلات ساختاری نیز در شکل گیری آن تأثیر مثبت داشته اند، لیکن رشد نقدینگی سهم ۵۸/۳ درصدی را در شکل گیری تورم داشته است.

کمیجانی (۱۳۸۵) با بررسی مجموعه تحولات نقدینگی و اجزای آن در سال ۱۳۸۴ در اقتصاد ایران، ظرفیت افزایش نقدینگی در سال ۱۳۸۵ را از ناحیه رشد پایه پولی در سال ۸۴ 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 موفقیت آمیز بورس طی سالهای برنامه سوم، استمرار بهبود قیمت نفت در بازارهای جهانی و کاهش نرخ مؤثر تعرفه و کاهش تورم وارداتی، نسبت می دهد.

در جدیدترین مطالعه پیرامون تورم ایران، بوناتو (۲۰۰۷) از کارشناسان صندوق بین‌المللی پول، در بررسی رابطه پول و تورم در اقتصاد ایران، با برآورد الگوهای کوتاه مدت و بلندمدت از تورم در ایران و استفاده از مفهوم پول محدود(M1) نشان داد، نرخ رشد پول حتی در کوتاه مدت منجر به تورم می شود، منتهی این عمل در یک دوره زمانی تا یک ساله اتفاق می افتد. ضمن اینکه هیچ مدرکی مبنی بر تغییر ساختاری در ارتباط بین پول و تورم مشاهده نمی شود و علت کاهش فعلی تورم از طریق اثر تأخیری نرخ رشد آهسته M1، رشد GDP و کاهش نرخ ارز مؤثر اسمی قابل توضیح است. براین اساس وی اعتقاد دارد کاهش اخیر تورم (نیمه دوم سال ۱۳۸۴) موقتی باشد و شتابی که اخیراً رشد پول به خود گرفته است بعد از چند فصل در تورم بالاتر منعکس شود (Bonato, 2007).

همان‌گونه که مشاهده می شود پژوهش‌های پیشین، ارتباط میان رشد پول و تورم را با درجه و شدت و ضعف متفاوتی نشان داده‌اند؛ اما نتیجهٔ بیشتر پژوهش‌ها این است که در بلندمدت, ارتباط مستقیم و پایداری میان تورم و نقدینگی وجود دارد. نظر به اهمیت موضوع تورم به عنوان یکی از مهمترین مسائل مرتبط با سیاست‌های پولی کشور، و با توجه به جهت‌گیری‌های پولی و مالی دولت در دو سال اخیر که رشد زیاد نقدینگی را به دنبال خواهد داشت، ضروری است که مسألهٔ تضعیف ارتباط یا گسست رابطهٔ تورم و رشد پول بار دیگر بررسی و آزمون شود. از این‌رو هدف از این مطالعه، آزمون سازگاری الگوی تورم پول‌گرایان با ویژگی‌های اقتصاد ایران است. بر این اساس در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی، به بررسی ارتباط رشد نقدینگی و افزایش تورم برای دورهٔ ۸۴-۱۳۳۸ پرداخته خواهد شد.

در بخش دوم مقاله، روند تورم و نقدینگی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم، الگویی برای تورم ارائه شده است که در آن ارتباط میان رشد پول و رشد تورم براساس روش انتظارات عقلایی، مدل‌سازی شده است. ویژگی مهم این روش این است که در آن از نرخ رشد پول

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

پایه که مفهوم تعادلی بلندمدت از پول است، به عنوان عامل شکل‌گیری انتظارات تورمی استفاده شده است. در بخش چهارم، الگوی مورد نظر با استفاده از اطلاعات سالهای ۸۴-۱۳۳۸ مورد آزمون قرار گرفته و در بخش پنجم، نتایج و پیشنهادها ارائه شده‌اند.

۲- بررسی رابطهٔ تورم و نقدینگی در اقتصاد ایران

در این بخش به منظور تبیین بیشتر رابطهٔ تورم و نقدینگی در اقتصاد ایران، به مرور اجمالی روند این دو متغیر پرداخته می شود.

۱-۲. بررسی روند تورم: تورم در ایران، در دورهٔ قبل از انقلاب طی سالهای ۵۱-۱۳۳۸ که توأم با سیاست تثبیت نرخ ارز بوده، نوسانات کمی داشته و رشد متوسط شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده ۱/۴ درصد در سال بوده است. از سال ۱۳۵۲ و با شروع برنامهٔ توسعهٔ عمرانی چهارم و افزایش اعتبارات بانکی و نیز بروز تکانهٔ نفتی در سال ۱۳۵۳، نرخ تورم آرام آرام افزایش یافت، به گونه‌ای که متوسط نرخ تورم در این دوران به ۱۵/۸ درصد رسید.

در دورهٔ پس از انقلاب و جنگ تحمیلی ۶۷-۱۳۵۶ با افزایش کسری بودجهٔ دولت و نیز وجود شرایط جنگ و کاهش درآمدهای ارزی (به دلیل کاهش قیمت جهانی نفت)، متوسط تورم به ۱۹ درصد رسید. ولی در دورهٔ پس از جنگ با شروع بازسازی و دسترسی بیشتر به منابع انرژی از راه استقراض خارجی، نرخ رشد تولید ناخالص ملی به ۵ تا ۷ درصد افزایش یافت که به علت زیاد بودن هزینه‌های عمرانی و مصرفی جامعه، نرخ تورم، کم و بیش برابر با دورهٔ قبل و در حدود ۱۸/۸ درصد، ثابت ماند.

پس از این دوره با ثبات، اقتصاد ایران در دورهٔ ۷۲-۱۳۷۰ به دلیل اعمال سیاست‌های غیر-هدفمند پولی و ارزی، با کاهش ارزش پول ملی مواجه شد. فرا رسیدن سررسید استقراض خارجی و عدم کارآیی در بخشهای تولیدی، رشد تولید را کاهش و در کنار آن اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی فشارهای تورمی را افزایش داد. طی سالهای ۱۳۷۳ تا ۷۴ بحران بدهی‌ها به دلیل شرایط بازپرداخت وامهای خارجی، به افزایش تورم تا سطح ۴۳ درصد منجر شد. از سال ۱۳۷۴ با تثبیت نرخ ارز و غیرقانونی شدن بازار غیررسمی ارز و اعمال سیاست‌های انقباضی پولی، نرخ تورم کاهش یافت، به طوری که در سال ۱۳۷۵ نرخ تورم به ۲۳/۳ درصد رسید.

با سپری شدن این دوران و از آغاز سال ۱۳۷۶، اقتصاد ایران با کاهش پیاپی قیمت نفت در بازارهای جهانی و به دنبال آن با کاهش مداوم رشد تولید ناخالص ملی مواجه شد، یعنی نرخ تورم که پس از اعمال سیاست‌های تثبیت فروکش کرده بود، دوباره افزایش یافت و به بیش از ۲۰ درصد در سال ۱۳۷۸ رسید. در طی سالهای ۱۳۷۹ و ۸۰ به دنبال رونق اقتصادی و اتخاذ سیاست مناسب

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

اقتصادی، نرخ تورم کاهش یافت، اما در سال ۱۳۸۱ به دلیل اجرای برخی سیاست‌ها از جمله حرکت به سمت تک نرخی شدن ارز، با آگاهی از آثار محدود تورمی آن، تورم از ۱۱/۴ درصد در سال ۱۳۸۰ به ۱۵/۸ درصد در سال ۱۳۸۱ افزایش یافت. نرخ تورم در سال ۱۳۸۲ به ۱۵/۶ و در سال ۱۳۸۳ به ۱۵/۲ درصد رسید. با اتخاذ سیاست‌های انبساطی بدون ضابطه و متمم‌های پی‌درپی دولت در ماه‌های پایانی سال ۱۳۸۴ و در طول سال ۱۳۸۵ و با سرعت گرفتن بی‌سابقهٔ رشد نقدینگی و عرضهٔ پول ، رشد نقدینگی به رکورد بی‌سابقه‌ای رسید و همزمان، نرخ تورم در ماه بهمن ۱۳۸۵ نسبت به ماه بهمن ۸۴ به ۱۷/۶ درصد افزایش یافت.

۲-۲. بررسی روند رشد نقدینگی: به طور کلی نقدینگی در طول دورهٔ ۸۴-۱۳۳۸ همواره روند صعودی داشته است. مطابق آمارهای موجود، میانگین رشد نقدینگی در دورهٔ ۵۲-۱۳۳۸ برابر با ۱۱/۵ درصد بوده است. در این دوره به علت زیاد بودن رشد فعالیت‌های حقیقی اقتصادی، رشد متغیرهای پولی و اعتباری اغلب به‌منظور تأمین مالی برای رشد حقیقی اقتصاد صورت گرفته و نرخ تورم در سطح پایین نگه داشته شده, اما در دورهٔ ۵۷-۱۳۵۲ به علت افزایش قیمت جهانی نفت، پایهٔ پولی افزایش یافته و به علت کاهش فعالیت‌های حقیقی اقتصاد، به رشد تورم منجر شده است. رشد این متغیر در سال ۱۳۵۲ در اوج (حدود ۵۷ درصد) و در سال ۱۳۴۲ در پایین‌ترین سطح (۹/۵- درصد) قرار داشته است.

در دورهٔ ۶۸-۱۳۵۷ که همزمان با انقلاب و جنگ تحمیلی بود, هرچند که رشد اعتبارات بانکی به بخش خصوصی، کاهش چشمگیری داشته است، ولی به علت افزایش کسری بودجهٔ دولت، اعتبارات نظام بانکی به دولت و نیز رشد پایهٔ پولی چندان کاهش نیافت تا اینکه اقتصاد کشور در اواسط دههٔ ۶۰ شرایط رکود تورمی را تجربه کرد. در طول دورهٔ ۷۲-۱۳۶۸ به دلیل شروع دورهٔ بازسازی، و افزایش سقف اعتبارات اعطا شده، ضریب تکاثر پولی افزایش چشمگیری یافت، ولی به علت اینکه نسبت کسری بودجهٔ دولت به کل بودجه کاهش داشت، رشد پول در این دوره بیشتر صرف تأمین مالی برای رشد حقیقی اقتصاد شد و سرانجام اینکه رشد نقدینگی در دورهٔ اخیر، یعنی ۸۳-۱۳۷۳ با وجود سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز که موجب ثبات رشد نقدینگی شده، تفاوت چندانی با دورهٔ قبل نداشته است.

به طور کلی، بررسی روند رشد نقدینگی و تورم، بیانگر این است که هر زمان که کسری بودجه شدت داشته، رشد پولی به طور عمده به افزایش قیمت‌ها و تورم ختم شده است و بر این اساس, بررسی روابط نقدینگی و تورم در اقتصاد ایران، ضرورت یافته‌است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

۳- چارچوب نظری تحلیل رابطهٔ تورم و رشد نقدینگی

الگویی که در این مقاله برای تبیین ارتباط میان تورم و رشد نقدینگی به کار می‌رود، بر پایه یک مدل ساده از تورم است که توسط نیومن ارائه شده و اساس کارکرد آن بر مبنای منحنی فیلیپس و تورم انتظاری است. تأکید این الگو بر نقش عامل پول در فرایندهای تورمی است و در آن برای تبدیل الگو به یک الگوی پولی از تورم، میان انتظارات تورمی و رشد عرضه پول با استناد به نظریه مقداری پول، ارتباط برقرار می‌کند (Neumann, 2003).

نقطه شروع برای تحلیل‌های مورد نظر، منحنی فیلیپس به شکل زیر است:

$$\pi_{t+1} = \pi^{e}_{t+1,t} + \beta(y_t - \overline{y}_t) + \varepsilon_{t+1} \qquad (۱)$$

در این معادله π_{t+1} نرخ تورم واقعی در سال t+1، $\pi^{e}_{t+1,t}$ نرخ تورم انتظاری در سال t برای سال t+1، y_t تولید در سال t، $\overline{y}_t$ تولید بالقوه و لذا $(y_t - \overline{y}_t)$ شکاف تولید می باشد که به‌صورت درصد انحراف تولید از روند تعادلی آن در کوتاه مدت تعریف می‌شود. ε_{t+1} نیز یک متغیر تصادفی نظیر شوک فشار هزینه است.

منحنی فیلیپس در رابطهٔ (۱)، تأثیر دو عامل را در ایجاد تورم بیان می‌کند : نخست انتظارات تورمی ($\pi^{e}_{t+1,t}$) و دیگری شکاف تولید $(y_t - \overline{y}_t)$. نخستین عامل، که عمده ترین نیز می باشد، تورم واقعی را با رشد انتظاری پول مرتبط می‌کند و دومین عامل یا شکاف تولید نیز به‌واسطهٔ انتقال شوک‌های پولی و شوک‌های تقاضای واقعی، در ایجاد تورم نقش دارد، اما روند تورم را تحت تأثیر قرار نمی دهد؛ زیرا متوسط این شکاف صفر خواهد بود. در این مقاله تأکید ما روی نقش رشد پول در شکل‌دهی تورم است، بنابراین روی عامل اول تمرکز خواهیم داشت و شکاف تولید را به عنوان یک متغیر از پیش‌تعیین شده نسبت به تورم در نظر می‌گیریم.

به منظور طراحی و تدوین الگوی عملیاتی تورم، باید نشان داد چگونه انتظارات تورمی در این فرایند شکل می گیرد. برای یک منحنی فیلیپس آینده نگر[1]، به طور معمول فرضیه انتظارات عقلایی به کار گرفته می شود، در حالی که، برای منحنی فیلیپس گذشته نگر[2]، انتظارات تورمی ($\pi^{e}_{t+1,t}$) به صورت انتظارات تطبیقی از عملکرد گذشته الگوسازی و برآورد می‌شود.

گرلاچ و اسونسون در مدل‌سازی انتظارات تورمی نشان دادند که نظر سیاستگذار پولی راجع به پذیرش یا رد نرخ تورم، نقش مهمی، در فرایندهای تورمی، دارد و به عبارتی دیگر نرخ تورم انتظاری آینده($\pi^{e}_{t+1,t}$)به متوسط نرخ تورم هدفگذاری شده توسط سیاستگذار پولی و انحراف تورم واقعی از

1. Forward looking
2. Backward looking

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

هدف تعیین‌شده آن بستگی دارد (Gerlach & Svensson, 2003). در مقابل، نیومن، در الگوسازی انتظارات تورمی، مفهوم " نرخ پایه‌ای تورم"[1] را معرفی می کند و نشان می دهد که نرخ انتظاری تورم به نرخ پایهٔ مشاهده شده از تورم ($\overline{\pi}_t$) و انحراف کوتاه مدت تورم واقعی از نرخ پایه مرتبط است. نرخ پایهٔ تورم که ایده آن نخستین بار توسط اکستین معرفی شد، عبارت‌است از نرخ تغییری از قیمتها که در تعادل بلندمدت و در غیاب شوک‌های موقت عرضه و تقاضای کل و نیز عرضه و تقاضای پول حاکم است. به عبارت دیگر نرخ پایهٔ تورم را می توان نرخی در نظر گرفت که در مسیر رشد بلندمدت اقتصاد رخ خواهد داد (Echstein, 1981).

بر این اساس، نرخ تورم انتظاری را برای دورهٔ t+1 می توان به صورت زیر در نظر گرفت که در آن $\overline{\pi}_t$ نرخ پایهٔ تورم است:

$$\pi^e_{t+1} = \overline{\pi}_t + (1-\alpha)(\pi_t - \overline{\pi}_t) \quad \text{که} \quad 0 \le \alpha < 1 \qquad (۲)$$

به عبارت دیگر:

$$\pi^e_{t+1} = \alpha\overline{\pi}_t + (1-\alpha)\pi_t \qquad (۳)$$

که $\pi^e_{t+1,t}$ نرخ تورم انتظاری سال t+1، $\overline{\pi}_t$ نرخ پایهٔ تورم در سال t، π_t نرخ تورم واقعی در سال t، و α ضریب تعدیل جزئی تورم است. بنابراین نرخ تورم انتظاری برای دورهٔ t+1 برابر نرخ پایهٔ تورم در دورهٔ t ($\overline{\pi}_t$)به‌علاوه ضریب یا جزئی از تورم موقت در دورهٔ t، $(1-\alpha)(\pi_t - \overline{\pi}_t)$ است.

برای الگوسازی نرخ پایهٔ تورم، فرض می‌کنیم که این نرخ به‌وسیلهٔ تعادل بلندمدت در بازار پول و با کمک توابع تقاضا و عرضهٔ پول تعیین می شود. در طرف تقاضای پول، می توان تابع تقاضای واقعی برای پول ($m_{r,t}$) را به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$m_{r,t} = \lambda\overline{y}_t - \gamma(\overline{r}^l - \overline{r}^s) + \lambda(y_t - \overline{y}_t) - \gamma(i^l_t - i^s_t) + \upsilon_t \qquad (۴)$$

که درآن، $m_{r,t}$ تقاضای واقعی پول، (i^l_t) نرخ بهره بلندمدت یا نرخ بازدهی اوراق قرضه بلندمدت، (i^s_t) نرخ بهره کوتاه مدت بوده و $(\overline{r}^l)$ و $(\overline{r}^s)$ نیز نرخهای بهره واقعی مرتبط با آنها می باشند. $(i^l_t - i^s_t)$ تفاضل نرخ بهره (سود بانکی) اسمی کوتاه مدت و بلند مدت، $(y_t - \overline{y}_t)$

1. core rate of inflation

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

شکاف تولید یا درآمد، λ ضریب مربوط به رشد تولید واقعی یا کشش درآمدی و υ_t یک شوک تصادفی تقاضای پول است.

اگر تابع تقاضای کل پول را به دو جزء، تقاضای کوتاه‌مدت ($m^s_{r,t}$) و بلندمدت ($m^l_{r,t}$) به‌صورت زیر تجزیه کنیم، داریم:

$$m_{r,t} = m^l_{r,t} + m^s_{r,t} \qquad (۵)$$

که در آن $m^l_{r,t}$ و $m^s_{r,t}$ به‌صورت زیر تعریف می شوند:

$$m^l_{r,t} = \lambda \bar{y}_t - \gamma(\bar{r}^l - \bar{r}^s)$$

$$m^s_{r,t} = \lambda(y_t - \bar{y}_t) - \gamma(i^l_t - i^s_t) + \upsilon_t$$

تقاضای بلندمدت پول، واکنش عاملین اقتصادی را به روند میان مدت تولید واقعی ($\bar{y}_t$) و نرخهای بهره واقعی که در اینجا ثابت در نظر گرفته شده است، نشان می‌دهد. از آنجا که یک مفهوم گسترده از پول (نقدینگی) در نظر گرفته شده است، لذا بر مبنای مطالعه برند و کاسولا اختلاف میان نرخ بهره واقعی کوتاه مدت و بلند مدت ($\bar{r}^l - \bar{r}^s$) به عنوان معیار اندازه‌گیری هزینهٔ فرصت نگهداری پول در نظر گرفته می‌شود (Brand & Cassola, 2000) . با فرض اینکه تغییرات تولید یا درآمد تعادلی روند آرامی دارد، جزء بلندمدت تقاضای پول نیز چنین روندی خواهد داشت. در مقابل، جزء کوتاه‌مدت تقاضای پول ($m^s_{r,t}$)، در نتیجه شوک‌های تصادفی تقاضای پول (υ_t) و نوسانات موقت درآمد ($y_t - \bar{y}_t$) و نیزحاشیه نرخ بهرهٔ اسمی ($i^l_t - i^s_t$)، نوسانات بیشتری خواهد داشت.

به طور مشابه، عرضهٔ پول(m_t) را نیز می‌توان به صورت رشد یک جزء دائمی عرضهٔ پول ($\bar{m}$) که همان رشد برنامه ریزی‌شدهٔ عرضه پول توسط مقامات پولی است، به علاوه هر واکنش سیستماتیک یا به فرض یک انحراف تورم پایه از هدف تعیین شده آن ($\Delta\bar{m}_t$) و یک جزء موقت (s)، که منعکس‌کنندهٔ واکنش بانک مرکزی به وقایع کوتاه‌مدت پولی (برای مثال تطبیق کامل یا جزئی با شوک‌های تقاضای پول (υ_t) است، به صورت زیر تعریف کرد:

$$m_t = \bar{m}_{t-1} + \Delta\bar{m}_t + s_t \qquad (۶)$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

که در آن، m_t عرضه کل پول، $\overline{m}_{t-1}$ جزء دائمی عرضه پول، و (s) جزء موقتی عرضه پول است. در این مقاله، از تعیین فروض خاصی در رابطه با ابزارهای سیاستی و روش اجرای سیاست-های پولی امتناع شده و تنها فرض می شود که موجودی اسمی پول، به عنوان یک موجودی کنترل شده از سوی سیاستگذار عمل می کند.

بر پایهٔ تعادل تقاضای بلندمدت پول (رابطه ۵) و عرضهٔ بلندمدت یا دائمی پول (رابطه ۶)، سطح "قیمت پایه یا تعادلی" را به عنوان سطح قیمتی که عرضه و تقاضا را به تعادل می رساند، تعریف می‌کنیم:

$$\overline{p}_t = \overline{m}_t - \lambda \overline{y}_t + \gamma(\overline{r}^l - \overline{r}^s) \qquad (۷)$$

که در آن، $\overline{p_t}$ قیمت پایه، $(\overline{r}^l - \overline{r}^s)$ اختلاف میان نرخ بهره واقعی کوتاه مدت و بلند مدت یا حاشیه نرخ بهره واقعی و γ یک ضریب ثابت می باشد. با فرض ثابت بودن $(\overline{r}^l - \overline{r}^s)$، تغییرات $\overline{p_t}$ که آن را به عنوان رشد پول پایه[1] ($\overline{\pi}_t$) تعریف می کنیم به‌صورت زیر است:

$$\overline{\pi}_t = \Delta\overline{m}_t - \lambda\Delta\overline{y}_t \qquad (۸)$$

رابطه فوق بیان می کند که نرخ رشد پول پایه (نرخ پایه تورم)، با اختلاف میان رشد دائمی پول اسمی ($\Delta\overline{m}_t$) و جزء دائمی رشد تقاضای واقعی پول ($\lambda\Delta\overline{y}_t$) بستگی دارد.

برای استخراج الگوی تورم، ابتدا با جایگزینی $\overline{\pi}_t$ از رابطه (۸) در رابطه (۳) و سپس با جایگزینی رابطه جدید(رابطه ۳ جدید) در رابطه(۱)، داریم:

$$\pi_{t+1} = \alpha(\Delta\overline{m}_t - \lambda\Delta\overline{y}_t) + (1-\alpha)\pi_t + \beta(y_t - \overline{y}_t) + \varepsilon_{t+1} \quad 0 \le \alpha < 1 \qquad (۹)$$

که در آن، $(\Delta\overline{m}_t - \lambda\Delta\overline{y}_t)$ بیانی از نرخ رشد پول پایه، $(y_t - \overline{y}_t)$ شکاف تولید، و π_t نرخ تورم واقعی در سال t است. α ضریب تعدیل جزئی تورم و β نیز ضریب معادله هستند.

این الگو نشان می دهد که رشد پول پایه، نرخ تورم در دوره بعد را، به‌واسطه شکل گیری سازگار انتظارات در کوتاه مدت، با یک ضریبی کمتر از یک تحت تأثیر قرار می دهد. از این رو مدت زمانی طول می کشد تا اینکه یک تغییر در نرخ پایه رشد پول به طور کامل به تورم منتقل شود. ضریب α کوچکتر به معنی مدت زمان طولانی تر برای شکل گیری این امر است. با این حال، اثر تعادلی بلندمدت پول پایه روی تورم یک است. علاوه بر آن همان گونه که رابطه (۹) نشان می‌دهد، شکاف تولید یک منبع بالقوه برای تورم به طور موقت است. در مجموع الگوی تورمی فوق بیانگر این

1. Core Money growth

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

است که نرخ تورم منتج از تورم پایه‌ای است که خود تحت تأثیر جزء دائم رشد پول و یک روند تعادلی از نرخ رشد تولید قرار دارد.

۴- نتایج تجربی

پیش از تخمین الگو لازم است که درجهٔ انباشتگی متغیرهای مورد نظر مشخص شود. از این‌رو نخست ایستایی متغیرهای مورد نظر آزمون شده و سپس به برآورد الگو پرداخته خواهد شد.

۴-۱- آزمون ایستایی

در این تحقیق از آزمون ریشه واحد دیکی فولر[1] و دیکی فولر تعمیم یافته[2] که دو آزمون متعارف در زمینهٔ ایستایی سری‌های زمانی هستند، استفاده شده است. آمارهٔ آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای یک سری زمانی مانند Y_t از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j Y_{t-j} + w_t \qquad (۱۰)$$

که در آن، w_t جملهٔ پسماند است. اگر قدرمطلق آمارهٔ t دیکی فولر افزوده، بیشتر از مقدار بحرانی جدول مک کینون باشد، فرضیهٔ H_0 (وجود ریشهٔ واحد یا غیرساکن بودن) رد خواهد شد؛ یعنی Y_t یک متغیر ساکن است. در صورت قبول فرض بالا، آنگاه این آزمون را باید برای تفاضل اول Y_t انجام داد. در این حالت، اگر قدرمطلق آمارهٔ t دیکی فولر افزوده، بیشتر از مقدار بحرانی جدول مک کینون باشد، با رد فرضیهٔ H_0 نتیجه می‌گیریم که Y_t با تفاضل مرتبهٔ اول ساکن می شود. نتایج این آزمون برای متغیرهای مورد بررسی، در جداول ۱ و ۲ در سه حالت مدل بدون عرض از مبدأ و روند، مدل دارای عرض از مبدأ و بدون روند و مدل دارای عرض از مبدأ و روند، آورده شده است.

1. Dicky Fuller (DF)
2. Augmented Dicky Fuller (ADF)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

جدول۱. نتایج حاصل از انجام آزمون DF و ADF بر لگاریتم متغیرها

	لگاریتم شاخص قیمت‌ها (CPI)	لگاریتم حجم پول	لگاریتم تولید ناخالص داخلی
آماره برای مدل دارای عرض از مبدأ و روند	-۲/۵	-۲/۳۲	-۲/۰۲
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-۳/۵۱	-۳/۵۱	-۳/۵۱
تعداد وقفه	۱	۰	۱
آماره برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند	۱/۲۷	۱/۲۱	-۱/۸
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-۲/۹۱	-۲/۹۱	-۲/۹۱
تعداد وقفه	۱	۰	۱
آماره برای مدل فاقد عرض از مبدأ و روند	۲/۳۶	۲/۲	۱/۸۵
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-۱/۹۴	-۱/۹۴	-۱/۹۴
تعداد وقفه	۱	۱	۲

منبع: یافته های تحقیق

جدول۲. نتایج حاصل از انجام آزمون DF و ADF بر تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها

	لگاریتم شاخص قیمت‌ها	لگاریتم حجم پول	لگاریتم تولید ناخالص داخلی
آماره برای مدل دارای عرض از مبدأ و روند	-۳/۷	-۱/۹	-۴/۰۹
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-۳/۵۲	-۳/۵۲	-۳/۵۲
تعداد وقفه	۱	۱	۱
آماره برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند	-	-۳/۵	-
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-	-۲/۹۳	-
تعداد وقفه	-	۱	-
آماره برای مدل فاقد عرض از مبدأ و روند	-	-	-
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-	-	-
تعداد وقفه	-	-	-

منبع: یافته های تحقیق

نتایج آزمون جدول ۱ نشان می دهد که تمامی متغیرها (تولید ناخالص داخلی، سطح قیمت‌ها، حجم پول) در سطح ۵ درصد، متغیرهای غیرایستا هستند. از سویی دیگر براساس جدول ۲، تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها ایستا هستند. به عبارت دیگر متغیرهای مورد نظر با یک بار تفاضل‌گیری، مانا هستند (سری‌های زمانی همبسته از درجه یک). وجود ریشهٔ واحد به این مفهوم است که این متغیرها به روند زمانی قطعی یا میانگین تاریخی بلندمدت خود باز نمی گردند. بنابراین از یک الگوی روند خطی برای ساختن متغیرهای تعادلی یا بلندمدت نمی‌توان استفاده کرد و روش مناسب

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

برای استخراج متغیرهای تعادلی، استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات (مناسب برای روندهای تصادفی) است.

۴-۲- برآورد الگو

با توجه به چارچوب نظری، الگویی از تورم که در بخش مبانی نظری معرفی شد، در این بخش عملکرد تجربی الگو با استفاده از مشاهدات سالانه مربوط به ایران در طی دورهٔ ۸۴-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار می گیرد. بر اساس رابطهٔ (۹)، فرم تبعی معادلهٔ تورمی که تخمین زده می‌شود، به-صورت زیر است:

$$\pi_t = c + \alpha_1(\Delta\overline{m}_{t-1} - \lambda\Delta\overline{y}_{t-1}) + \alpha_2(L)\pi_{t-1} + \beta y^*_{t-1} + \phi\Delta p + \varepsilon_{t+1} \qquad (۱۱)$$

که در آن: $\alpha_2(L) = \alpha_{20} + \alpha_{21}L + \alpha_{22}L^2 + ... + \alpha_{2K}L^K$

و $y^*_{t-1} = y_{t-1} - \overline{y}_{t-1}$

در این الگو به منظور فراهم آوردن امکان پویایی بیشتر تورم (که با نرخ تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده اندازه‌گیری شده است)، وقفه های تورم $\alpha_2(L)$ نیز با استفاده از چند جمله‌ای‌های تأخیری وارد الگو شده است. ساختار وقفه نرخ تورم به گونه‌ای انتخاب شده که همبستگی سریالی باقیمانده ها وجود نداشته باشد و همچنین به عنوان یک متغیر اضافی دیگر، تغییر در قیمت جهانی نفت نیز در الگو وارد شده است. دلیل انجام آن، این است که نوسانات قیمت نفت در توجیه بخش قابل ملاحظه‌ای از نوسانات کوتاه مدت شاخص قیمت خرده فروشی از اهمیت برخوردار هستند. از آنجا که امکان دارد این نوسانات در ارزیابی‌های سیاست‌های پولی نادیده گرفته شوند، بنابراین در این مدل، تأثیر نوسانات قیمت نفت با در نظر گرفتن مقادیر آن در الگو لحاظ می‌شود.

در برآورد الگوی طراحی‌شده از آمارهای رسمی تولید ناخالص داخلی بر پایهٔ سال ۱۳۶۹، شاخص قیمت مصرف‌کننده و حجم پول براساس گزارش‌های سالانهٔ بانک مرکزی استفاده شده است. پیش از تخمین الگو، لازم است مقادیر تعادلی لگاریتم پول پایه و تولید ناخالص داخلی محاسبه شود. تورم پایه و اجزای دائمی پول و رشد واقعی تولید را می توان به طور تجربی به کمک تخمین‌هایی از اجزای کم نوسان سری‌های زمانی مربوطه شبیه سازی کرد. انجام این امر مستلزم به کارگیری یک فیلتر است.

کوگلی در تلاش برای تخمین تورم پایه در آمریکا، روش هموارسازی نمایی را به کار برد (Cogley, 2002). گرلاچ (۲۰۰۴) این فیلتر را در تجزیه نرخهای تورم و رشد پول در اروپا برای سالهای ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۱ به کار برد و نشان داد که اجزای کم نوسان حاصله، از قدرت توضیح دهندگی خوبی برای تورم دهه ۱۹۸۰ برخوردارند (Gelach, 2004) یکی از کاستی‌های این

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

فیلترها این است که آنها به اصطلاح یک طرفه هستند، به عبارتی، هر ارزش تخمین زده شده تنها به مشاهده یا داده قبلی بستگی دارد. در نتیجه روند دائمی تخمین زده شده، با کاهش متغیر (یا افزایش آن)، بیشتر (یا کمتر) از مقادیر واقعی متغیر خواهد بود.

این مسأله با به‌کارگیری فیلتر هودریک-پرسکات[1] (HP) برطرف می شود. HP یک روش هموارسازی[2] سری‌های زمانی است که به منظور از بین بردن نوسانات کوتاه مدت و تعیین روند بلند مدت سری از طریق حداقل کردن واریانس سری در اطراف جزء دائمی آن، به کار می رود. استفاده از این فیلتر در پژوهش‌های مرتبط با بررسی چرخه‌های تجاری معمول است، اما اخیراً در مدل‌سازی تورم نیز به‌کار گرفته شده است که از جمله آنها می‌توان به مطالعات. اور و همکاران (Orr, A,etal, 1995)و مارتینز و اسکارپتا (Martins & Scarpenta, 1999) برای الگوسازی انتظارات تورمی اشاره کرد. از این‌رو در این مطالعه، در محاسبه مقادیر تعادلی پول پایه و تولید از این فیلتر استفاده شد.

از لحاظ شکل‌گیری، استمرار و میزان تورم در اقتصاد ایران، سه مقطع زمانی را می توان در نظر گرفت: ابتدا دوره زمانی از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۱ که متوسط نرخ تورم در طی این دوره کم و سالانه در حدود ۲/۸ درصد است، سپس دورهٔ زمانی از ۱۳۵۲ تا ۱۳۶۴ که تورم تداوم دارد و متوسط آن در حدود ۱۵/۲ درصد است و در نهایت دورهٔ زمانی ۱۳۶۵ به بعد که شاهد بروز تورم مزمن در اقتصاد ایران هستیم. با توجه به این امر، در برآورد الگوی تورمی برای ایران و به منظور آزمون گسست یا پایداری در روابط مورد نظر، ابتدا دوره مورد مطالعه تا ۱۳۵۱ محدود شد (دوره ۵۱-۱۳۳۸) و برای این دوره ضرایب رگرسیونی، مورد برآورد قرار گرفت و پس از آن دوره مورد مطالعه تا سالهای ۱۳۶۴ (دوره ۶۴-۱۳۳۸) و ۱۳۸۴ (دوره ۸۴-۱۳۳۸) گسترش داده شد. نتایج برآورد الگو با به‌کارگیری روش حداقل مربعات غیرخطی برای اولین دوره در ستون شماره (۱) جدول ۳ آمده است.

نگاهی به ضرایب تخمین زده شده در معادلهٔ اول نشان می دهد که اثر کوتاه مدت (α_1) پول پایه بر تورم ۰/۳۵ است. مجموع این اثر به همراه تخمین تأثیر تورم تأخیری (α_2)۰/۸۹ است. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش در رشد پول، به طور متوسط ۰/۸۹ درصد افزایش تورم را در بلند مدت (پس از یک وقفهٔ یکساله) درپی خواهد داشت. نتایج به‌دست آمده از آزمون والد نیز در تأیید این مطلب، نشان دهندهٔ این است که محدودیت وجود رابطهٔ یک به یک میان رشد پول (نقدینگی) و تورم، را نمی توان رد کرد. به عبارتی دیگر، حل الگو نشان می دهد که رشد پول پایه در کوتاه مدت، نرخ تورم دورهٔ بعد را با ضریبی کمتر از یک، تحت تأثیر قرار می دهد. اما اثر تعادلی

1. Hodrick- Prescott (HP)
2. Smoothing

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

بلند مدت پول بر تورم با توجه به قبول فرض وجود رابطهٔ یک به یک میان تورم و رشد پول، یک است.

معنی‌دار بودن اثر رشد قیمت نفت (φ) بر تورم، نشان از اثر درآمد نفتی بر تورم دارد. به عبارت دیگر، طی سالهایی که روند بهبود در درآمدهای نفتی ایجاد شده، با وجود کنترل‌هایی که بر متغیرهای این بخش شده است، به لحاظ وجود اثرهای روانی، تورم (اگرچه کم) شکل گرفته و این امر ضرورت توجه بیشتر سیاستگذاران پولی را برای پیشگیری از خطر افزایش تورم همراه با رشد قیمتهای نفت در سالهای آینده را ایجاب می کند. ضریب مربوط به رشد تولید واقعی (λ) برابر ۱/۰۸ تخمین زده شده است. همان‌گونه که در رابطه (۸) در بخش نظری اشاره شد، این ضریب در واقع کشش درآمدی برآورد شده تقاضای بلندمدت پول را نشان می دهد (رشد تقاضای واقعی بلندمدت پول، معادل رشد دائم محصول است که با کشش درآمدی بلندمدت تقاضای پول تعدیل شده است)، که با برآوردهای سایر مطالعات مربوط به تقاضای پول در کشور که در محدوده ۰/۷۵ تا ۱/۸ بوده است[1]، هماهنگی دارد. ضریب مربوط به شکاف تولید معنی دار نبوده اما با توجه به جهت تأثیرگذاری آن بر تورم، می توان نتیجه گرفت که شتاب بخشیدن به افزایش تولید ناخالص داخلی از طریق افزایش بهره وری، می تواند از جمله عوامل مؤثر بر کاهش شکاف تولید و سرانجام کاهش تورم باشد.

نتایج حاصل از الگوی برآوردی در ستونهای دوم و سوم جدول ۳ نشان دهنده آن است که ضرایب برآوردی به مقدار زیادی مشابه سایر معادلات بوده و تفاوت قابل ملاحظه‌ای را نشان نمی‌دهد. از این‌رو می توان اظهار داشت: گسستی در بیان ارائه شده از نقش پول در شکل گیری تورم رخ نداده است. در مجموع، تخمین‌های به‌دست آمده از مدل ما نشان می‌دهد که الگوی تورمی مورد نظر در تشریح گسترش تورم در اقتصاد ایران موفق عمل کرده است و براین اساس می‌توان نتیجه گرفت که سهم عدم تعادل موجود در بخش پول در ایجاد تورم در کشور زیاد بوده، به گونه‌ای که در بلندمدت یک درصد افزایش در رشد پول به افزایش تورم به مقدار ۰/۸۹ درصد منجر می‌شود که این یافته، با نتایج مطالعه اخیر بوناتو درمورد ارتباط بالای تورم و پول در اقتصاد ایران سازگار می باشد (Bonato, 2007).

۱ . از جمله مطالعه مرکز پژوهش‌های اقتصادی بانک مرکزی (۱۳۸۱)، قدیمی (۱۳۷۴) و صادق زاده و همکاران (۱۳۸۵).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی تورم

ضریب	توضیحات	دوره ۱۳۳۸-۵۱ (۱)	توسعه الگو به دوره ۱۳۵۲-۶۴ (۲)	توسعه الگو به دوره ۱۳۶۵-۸۴ (۳)
α_1	ضریب رشد پول پایه	۰/۳۵* (۲/۰۶)	۰/۲۸** (۲/۴۳)	۰/۲۶** (۲/۷۸)
λ	کشش درآمدی بلندمدت تقاضای پول	۱/۰۸ (۱/۶۲)	۱/۱۹* (۱/۸۳)	۱/۲۳* (۱/۸۵)
$\alpha_2(L)$	ضریب وقفه تورم (L=1)	۰/۵۴* (۱/۷۵)	۰/۶۰** (۲/۳)	۰/۶۳* (۱/۹۵)
ϕ	ضریب رشد قیمت جهانی نفت	۰/۰۰۱* (۱/۸۷)	۰/۰۰۳* (۲/۰۱)	۰/۰۰۷** (۲/۲۷)
β	ضریب شکاف تولید	۰/۰۱ (۱/۲۲)	۰/۰۰۱ (۰/۹۵)	۰/۰۳ (۱/۶۴)
R^2		۰/۹۰	۰/۸۵	۰/۹۴
White test (آزمون واریانس ناهمسانی)		۰/۱۹	۰/۲۲	۰/۴۷
Wald test (آزمون محدودیت کشش واحد تورم نسبت به پول پایه)		۰/۸۴	۰/۸۹	۰/۷۶

منبع: یافته های تحقیق

اعداد داخل پرانتز مربوط به آمارهٔ t است.

* معنی داری در سطح ۵ درصد ** معنی داری در سطح ۱ درصد

۵- نتایج و پیشنهادها

به اعتقاد اقتصاددانان مکتب پولی، تورم پدیده‌ای پولی است، یعنی افزایش حجم پول به افزایش متناسب در تورم خواهد انجامید، بنابراین بانک‌های مرکزی می توانند تورم را از راه کاهش حجم پول کنترل کنند. این مقاله به بررسی این دیدگاه و چگونگی تأثیرپذیری تورم از رشد پولی در اقتصاد ایران می پردازد. بر مبنای الگوی ارائه شده توسط نیومن (Neumann, 2003) با ترکیب

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

منحنی فیلیپس با عرضه و تقاضای پول، تورم به گونه‌ای الگوسازی شده است که با انتظارات نسبت به رشد پول پایه مرتبط باشد. رشد پول پایه، یک مفهوم تعادلی بلند مدت بوده و به‌صورت مازاد رشد روند تعادلی پول اسمی از رشد روند بلندمدت تقاضای واقعی پول تعریف می‌شود.

در بخش تجربی مطالعه، با به‌کارگیری اطلاعات سالانه مربوط به دورهٔ ۸۴-۱۳۳۸، نتایج به‌دست آمده از الگو، وجود رابطهٔ پایداری را میان تورم و رشد نقدینگی نشان می دهد. به طور کلی شواهد حاصل تأثیر زیاد رشد پول در اقتصاد بر تورم را مورد تأکید قرار می دهد. از این‌رو کاهش نرخ تورم طی سالهای اخیر، باوجود رشد قابل توجه نقدینگی، به معنی تغییر رابطهٔ تورم و نقدینگی نبوده بلکه فاصله میان رشد نقدینگی و تورم در نتیجه آثار سایر متغیرهای اثرگذار بر تورم بوده‌است. به عنوان مثال در سالهای اخیر همزمان با افزایش نقدینگی، واردات کشور نیز از رشد بالایی برخوردار بوده و این امر در حالی رخ داده که در طی این دوره نرخ ارز کاهش چشمگیری داشته است.

بنابراین بخشی از نقدینگی طی این سالها در این بخش جذب شده و سبب شده حجم نقدینگی افزایش‌یافته، به‌صورت افزایش قیمت کالاها و خدمات بروز نکند یا اثر آن کم باشد. افزون بر این، افزایش رشد اقتصادی درنتیجه اصلاحات اقتصادی برنامهٔ سوم توسعه، رشد پیوسته قیمت نفت و ثبات نرخ ارز، از دیگر عواملی بوده اند که تورم را با کاهش روبرو کرده‌اند. از این‌رو، سیاستگذاران اقتصادی باید همواره نگران رشد زیاد و فزایندهٔ نقدینگی باشند و براین اساس، با توجه به اینکه افزایش پایهٔ پولی از راه وام‌دهی بانک مرکزی به دولت برای رفع کسری‌های آن، اولین تأثیر خود را در افزایش حجم پول و در نتیجه افزایش تورم می گذارد، توصیه می شود که دولت به جای تأمین کسری‌های خود از راه استقراض از بانک مرکزی، در صدد تعدیل کسری بودجهٔ خود از راه تعدیل بسیاری از سیاست‌های سمت عرضه و نیز کارا کردن سیستم مالیاتی و یارانه‌های پرداختی باشد. همچنین اهمیت اتخاذ و اجرای سیاست‌های پولی ضد تورمی مقتضی، به منظور برقراری یک نرخ رشد یکنواخت و جهت‌یافته از حجم پول، بیانگر لزوم استقلال بانک مرکزی است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

فهرست منابع

اصفهانی، نصر و یاوری، کاظم (۱۳۸۲) عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران، رهیافت خودرگرسیون برداری؛ فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۶.

بافکر، آزیتا (۱۳۷۷) بررسی علل تورم در ایران به روش همجمعی در دوره ۱۳۷۴-۱۳۳۸؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه بانک مرکزی، سالهای مختلف.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، سالهای مختلف.

دائی کریم زاده، سعید (۱۳۷۴) پول، تورم و علیت، شواهد تجربی ایران در دوره ۷۱-۱۳۶۴؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

داودی، پرویز (۱۳۷۶) سیاست‌های تثبیت اقتصادی و برآورد مدل پویای تورم در ایران؛ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال پنجم، شماره ۱.

صادق زاده یزدی، علی؛ جعفری صمیمی، احمد و علمی، زهرا (۱۳۸۵) برآورد تابع بلندمدت و کوتاه مدت تقاضای پول در ایران (استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه های توزیعی)؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۹.

طبیبیان، محمد و سوری، داود (۱۳۷۵) ریشه های تورم در اقتصاد ایران، اثر نرخ ارز و متغیرهای پایه‌ای اقتصاد بر نرخ تورم، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱.

طیب نیا، علی (۱۳۷۱) تبیین پولی تورم: تجربه ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۴۹، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

عباسی نژاد، حسین و تشکینی، احمد (۱۳۸۳) آیا تورم در ایران یک پدیدهٔ پولی است؟؛ تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۷.

عمادزاده، مصطفی؛ صمدی، سعید و حافظی، بهار (۱۳۸۴) بررسی عوامل(پولی و غیرپولی) مؤثر بر تورم در ایران (۸۲-۱۳۳۸)؛ پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، سال ۵، شماره ۱۹.

قدیمی، محمدرضا (۱۳۷۴). بررسی ثبات تقاضای پول در ایران: نگرشی جدید با استفاده از تکنیک همگرایی؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

کازرونی، علیرضا و اصغری، برات (۱۳۸۱) آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی؛ فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ بازرگانی، شماره ۲۳.

کمیجانی، اکبر (۱۳۸۵) نگاهی به اقتصاد؛ مجله روند، بانک مرکزی ج.ا.ایران، سال شانزدهم، شماره ۴۸.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

مجیدی، محمد (۱۳۷۳) بررسی تجربی نظریه های پولیون و ساختارگرایان در مورد تورم ایران (۷۱-۱۳۳۸)؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه مازندران.

محمدی، محمد (۱۳۷۱) اثر رشد نقدینگی برسطح قیمتها در ایران (دوره ۶۷-۱۳۴۷)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبایی.

مجموعه پژوهش‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۱) بررسی رابطه تورم و پول در اقتصاد ایران براساس مدل پیش بینی تورم *P.

نظیفی، فاطمه (۱۳۷۹) آیا ماهیت تورم در اقتصاد ایران پولی است؟؛ پژوهشنامه اقتصادی، جلد اول، تهران.

نیلی، مسعود (۱۳۶۴) بررسی آثار افزایش حجم پول بر نظام اقتصادی کشور در دو دهه اخیر؛ مجله برنامه و توسعه، شماره سوم، دوره اول.

هژبرکیانی، کامبیز و رحمانی، ایرج (۱۳۷۹) بررسی رابطه بین حجم پول، تورمهای بالا و مالیات تورمی در اقتصاد ایران؛ پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳ (۷).

Bonato, L. (2007) Money and Inflation in the Islamic Republic of Iran; IMF Working Paper, International Monetary Fund.

Brand, C. and N. Cassola. (2000) A Money Demand System for Euro Area M3; ECB Working Paper No. 39.

Cogley, T. (2002) A Simple Adaptive Measure of Core Inflation; Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 34, 94-113.

Dadkhah, K. (1985) The Inflationary Process of the Iranian Economy; International Journal of Middle East Study, Vol. 17.

Darrat, A. F. (1987) The Inflationary Process of Iranian Economy: A Re-Examination of the Evidence; International Journal of Middle East Study, Vol. 19.

Davaajargal, L. (2006) Relationship between Money Growth and Inflation; Bank of Mongolia, The Bank's 11th. Research bulletin, 2006.

Eckstein, Otto (1981) Core Inflation, Englewood Cliffs; N.J.: Prentice-Hall.

Frain, J. C. (2004) Inflation and Money Growth: Evidence from a Multi-Country Data-SET; The Economic and Social Review, Vol.35, No. 3. pp: 251-266.

Gerlach, S. and L. E.O. Svensson (2003); Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators?; Journal of Monetary Economics, Vol. 50, 1649-72.

Gerlach, Stefan (2004) The Two Pillars of the European Central Bank; Economic Policy 40, 389-439.

Kugler, P. and S. Kaufmann (2005) Dose Money Matter for Inflation in the Euro Area?; Oesterreichische Nationalbank, Working Paper No, 103.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]

Martins, Joaquim O. and Stefano Scarpetta (1999) The Levels and Cyclical Behaviour of Mark-Ups Across Countries and Market Structures; OECD Economics Dept, Working Paper, No. 213.

Mccandless, G. T. and W. E. Weber (1995) Some Monetary Facts; Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vol. 19, No. 3, Summer pp. 2-11.

Neumann, M. J. M. (2003) The European Central Bank's First Pillar Reassessed; Working Paper, March 03, IIW Bonn University.

Neumann, M. J. M. and C. Greiber (2004) Inflation and Core Money Growth in the Euro Area; .www.bundesbank.de/download/volkswirtschaft/dkp/2004/200436dkp.pdf.

Orr, A., Eddy, C. and M. Kennedy (1995) The Determination of Real Long Term Interest Rates: 17 Country Pooled-Time-Series Evidence; OECD Working Paper, No. 155.

Svensson, L. E. O. (2000) Open Economy Inflation Targeting; Journal of International Economics; 50, 155-183.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-13]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.3.7.8]