

# آزمون نظریه مقداری پول در ایران و بررسی اثربخشی سیاست تثبیت قیمت‌ها با استفاده از مدل‌های گارچ



غلامرضا اسلامی بیدگلی\*  
سعید باجلان\*\*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

مسئله تورم و علل پدیده آورنده آن یکی از بحث‌های بسیار مهم در اقتصاد است. یکی از تئوری‌هایی که سعی در تفسیر پدیده تورم دارد نظریه مقداری پول می‌باشد. این نظریه بیان می‌دارد که میان میزان نقدینگی و سطح عمومی قیمت‌ها رابطه خطی وجود دارد. این مقاله به آزمون نظریه مقداری پول در ایران می‌پردازد. همچنین با توجه به اینکه دولت ایران چند سالی است که سیاست

\*. دکتر غلامرضا اسلامی بیدگلی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه تهران.

E.mail: gheslamy@ut.ac.ir

\*\* . سعید باجلان؛ کارشناس ارشد مدیریت مالی - دانشگاه تهران.

E. mail: saeedbajalan@gmail.com

تثبیت قیمت‌ها را پیش گرفته، این نوشتار سعی در تبیین نقش این سیاست در کاهش میزان تورم دارد. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که هر چند رابطه بین نقدینگی و تورم در ایران یک به یک نیست؛ اما بین این دو متغیر در این کشور رابطه معنی‌داری وجود دارد. نکته دیگر اینکه طبق نتایج تحقیق، بین میزان نااطمینانی تورمی و میزان تورم، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد؛ لذا می‌توان انتظار داشت که دولت بتواند از طریق اجرای سیاست تثبیت قیمت‌ها نااطمینانی تورمی را تا حدودی کنترل کند و از این طریق به کاهش نرخ تورم کمک نماید.

### کلید واژه‌ها:

نظریه مقداری پول، اثر موازنه و افقی (پول)، عرضه و تقاضا، تورم، مدل‌های گارچ، نقدینگی



## مقدمه

بدون تردید می‌توان گفت یکی از مهمترین مسائل اقتصادی که ذهن مردم هر کشوری را به خود مشغول می‌دارد، بحث تورم است. بطور کلی تورم افزایش مداوم سطح عمومی قیمت‌ها است و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها زمانی تحقق می‌یابد که قیمت‌ها بطور متوسط در تمام سطوح اقتصاد در حال افزایش باشد. نااطمینانی تورمی به عنوان یکی از هزینه‌های مهم تورم بحساب می‌آید؛ زیرا نااطمینانی درباره تورم آتی منجر به انحراف تصمیمات پس انداز و سرمایه‌گذاری می‌شود. این انحرافات بدان جهت که ارزش حقیقی پرداخت‌های اسمی آتی<sup>۱</sup> نامشخص خواهد بود، رخ می‌دهد و اثرات نامطلوبی بر کارایی تخصیص منابع و سطح فعالیت‌های اقتصادی می‌گذارند.<sup>۲</sup>

هر ساله در ایران با نزدیک شدن به زمان تصویب لایحه بودجه یکی از مسائلی که رخ می‌نماید و به یکی از داغ‌ترین بحث‌های اقتصادی روز مبدل می‌شود، بحث تزریق نقدینگی به اقتصاد کشور به دلیل کسری بودجه دولت و تورم ناشی از آن است. هر چند طبق نظریه مقداری پول<sup>۳</sup> بین میزان نقدینگی و سطح عمومی قیمت‌ها رابطه‌ای مستقیم و خطی وجود دارد، با این حال توجیه سیاست‌های اقتصادی در کشورهای پیشرفته صنعتی و تنها بر اساس نظریه مقداری با نارساییهایی مواجه بوده است.<sup>۴</sup> از طرفی برخی اقتصاددانان، جوامع توسعه نیافته را مصداق عملی این نظریه در دنیای فعلی می‌دانند.<sup>۵</sup> گذشته از این مطلب یکی دیگر از سیاست‌های دولت که در مورد آن بین صاحب‌نظران اختلاف وجود دارد سیاست تثبیت قیمت‌ها<sup>۶</sup> است. دولت به منظور کاهش نرخ تورم چند سالی است که سیاست تثبیت قیمت‌ها را در پیش گرفته است و از این طریق سعی در جلوگیری از افزایش نرخ تورم می‌کند؛ اما صاحب‌نظران و

<sup>۱</sup>. Real Value of Future Nominal Payment

<sup>۲</sup>. S. Holland, "Uncertain Effects of Money and the Link Between The Inflation Rate and Inflation Uncertainty", *Economic Inquiry*, (1993), pp.39-51.

<sup>۳</sup>. Quantity theory of Money

<sup>۴</sup>. غلامرضا اسلامی بیدگلی، «تفسیر تورم در ایران با کاربرد نظریه مقداری پول»، *حسابدار*، سال هشتم، شماره نهم و دهم؛

صص ۳-۸.

<sup>۵</sup>. Gunnar Myrdal, *Asian Drama*, Penguin Books, Vol. 3, New York, (1968), pp.1923-1925.

<sup>۶</sup>. The Policy of Price Stabilizing

مسئولان در مورد کارایی این سیاست، نظر یکسانی نداشته و عده‌ای آن را نه تنها مانع تورم؛ بلکه موجد آن نیز می‌دانند.

با توجه به اینکه بحث تورم ناشی از حجم نقدینگی بالا در اقتصاد کشور یکی از مهمترین بحثهای روز بوده و از سوی دیگر بین صاحب‌نظران در مورد ماهیت پولی یا غیر پولی بودن تورم اتفاق نظر وجود ندارد و حتی برخی مطالعات دانشگاهی که اخیراً انجام شده نیز به نتایج یکسانی در این مورد دست نیافته‌اند، این مقاله به آزمون نظریه مقداری پول و تبیین ماهیت پول در اقتصاد ایران می‌پردازد. همچنین در این مقاله با بررسی اثر نا اطمینانی تورمی بر روی میزان تورم به ارزیابی کارایی سیاست تثبیت قیمتی دولت پرداخته می‌شود.

## ادبیات تحقیق

**تعریف تورم:** تورم<sup>۱</sup> ناشی از وضعیتی است که سطح عمومی قیمت‌ها، بی‌رویه و یا بی‌تناسب و بطور مداوم و به مرور زمان افزایش می‌یابد. در این تعریف چند نکته حائز اهمیت است که باید مورد توجه قرار گیرد:

۱. نکته اول به ماهیت بی‌رویه و یا بی‌تناسب افزایش در قیمت‌ها مربوط می‌شود. در اقتصادی که افزایش نسبی قیمت‌ها بارشده متوسط بهره‌وری نیروی کار برابر باشد و دستمزد پولی نیز به همان نسبت افزایش یابد، حتی با ترقی قیمت‌ها، تورم به وجود نمی‌آید.

۲. نکته دوم در تعریف تورم عنصر زمان و تداوم افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است. بدین معنی که قیمت‌ها باید به صورت مداوم در طول زمان افزایش داشته باشد<sup>۲</sup>. اگر قیمت‌ها در یک دوره خاص افزایش یابند و سپس روند صعودی قطع شود، به این فرآیند، تورم اطلاق نمی‌شود، چرا که افزایش صعودی در قیمت‌ها باید تداوم داشته باشد<sup>۳</sup>.

<sup>۱</sup>. Inflation

<sup>۲</sup>. ویلیام اچ برانسون، *تئوریه‌های سیاستهای اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، (تهران، نشرنی، ۱۳۸۱)، ص ۵۵۷.

<sup>۳</sup>. این تعریف، پرش (Jump) قیمت‌ها را از مفهوم تورم خارج می‌سازد؛ زیرا اعمال سیاست‌های کلی صلاح‌دید و یا بخشی در یک مقطع می‌تواند موجب افزایش شدید و ناگهان قیمت‌ها در همه بخشها و یا بخشی خاص بشود ولی به این وضعیت تورم اطلاق نمی‌شود؛ بلکه اصطلاحاً به آن پرش قیمت‌ها گفته می‌شود.

**نظریه مقداری پول:** قبل از انتشار کتاب «نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول»<sup>۱</sup>

نوشته جان مینارد کینز در میان اقتصاددانان یک اتفاق نظر عمومی درباره علل ایجادکننده تورم وجود داشت. این اقتصاددانان بر اساس نظریه معروف اقتصادی بنام نظریه مقداری پول منشأ تورم را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دادند. در مورد این نظریه دو تفسیر وجود دارد که به صورت اجمالی درباره هر یک بحث می‌کنیم.

**معادله فیشر:** ایروینگ فیشر<sup>۲</sup> تجزیه و تحلیل خویش را از طریق معادله مبادله آغاز

می‌کند. این معادله عبارتست از:

$$MV = PY$$

$M$ : حجم کل ذخایر پول است.

$V$ : سرعت گردش پول یا تعداد دفعاتی است که هر واحد پولی در یک دوره

محاسباتی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

$P$ : سطح عمومی قیمت‌ها است.

$Y$ : محصول تولید شده در اقتصاد را نشان می‌دهد.

برای نشان دادن اثر رشد این متغیرها، از معادله بالا لگاریتم طبیعی گرفته و سپس

نسبت به متغیر زمان از آن مشتق می‌گیرند:

$$nM + \ln V = \ln P + \ln Y$$

$$\frac{d \ln M}{dt} + \frac{d \ln V}{dt} = \frac{d \ln P}{dt} + \frac{d \ln Y}{dt}$$

$$\dot{M} + \dot{V} = \dot{P} + \dot{Y}$$

فیشر در این معادله دو محدودیت را وارد می‌کند: اول آنکه سطح تولید محصول

تولیدی در هر اقتصادی، مستقل از حجم ذخایر پول در آن اقتصاد است. بدین مفهوم که اگر

حجم پول در اقتصاد افزایش (کاهش) یابد، این افزایش به یقین در بلند مدت بر متغیرهای

<sup>۱</sup>. General Theory of Employment , Interest and Money

<sup>۲</sup>. Irving Fisher

حقیقی اقتصاد از جمله سطح محصول اثری ندارد. هر چند پیروان این نظریه معتقدند در کوتاه مدت این افزایش در حجم پول برای مدت کوتاهی موجب رونق فعالیتهای اقتصادی می‌شود، لیکن این موضوع را موقتی و زود گذر دانسته و معتقدند این تغییر در حجم پول بر سطح محصول در بلندمدت اثری ندارد. این اقتصاددانان معتقدند که سطح محصول و بطور کلی متغیرهای حقیقی توسط عوامل واقعی همچون حجم و مهارت کارکنان، ترکیب سنی آنان و کارایی تولیدی تجهیزات سرمایه ای و عواملی از این دست تعیین می‌شود نه عوامل پولی.

دوم آنکه سرعت گردش پول ثابت است و نسبت به تغییرات در حجم پول از خود واکنش نشان نمی‌دهد. فیشر اعتقاد داشت که سرعت گردش پول توسط عوامل ساختاری و یا نهادی که به کندی تغییر می‌یابند، معین می‌شود.<sup>۱</sup>

حال اگر سمت چپ معادله فیشر را که حاصلضرب حجم پول و سرعت گردش پول است را مورد توجه قرار دهیم واضح است که این عبارت معادل ارزش پولی است که برای کالاها و خدمات پرداخت می‌شود و سمت راست؛ یعنی حاصلضرب سطح عمومی قیمتها در میزان محصول معادل ارزش کالاها و خدمات فروخته شده است. حال اگر در این معادله سرعت گردش پول و سطح محصول را ثابت در نظر بگیریم با تغییر در حجم پول، قیمتها نیز به همان میزان تغییر می‌یابد. این جوهره «نظریه مقداری پول» است.

**معادله کمبریج:** بیان دیگری از نظریه مقداری پول که در بسیاری از موارد اقلان کننده تر است، شکلی است که توسط اقتصاددانان دانشگاه کمبریج مطرح شده است. این معادله را از نظر ریاضی می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$M = KPY$$

<sup>۱</sup> ابراهیم گرجی با همکاری شیما مدنی، سیر تحول در تجزیه و تحلیل‌های تئوری کلان اقتصادی، (تهران، شرکت چاپ و نشر بازرگانی، ۱۳۸۴)، ص ۳۷.

در این معادله متغیرها همان مفاهیم قبل را دارند، تنها جزء جدید اضافه شده در این معادله به کی کمبریج<sup>۱</sup> مشهور است. از طریق مقایسه این معادله با معادله فیشر به آسانی می‌توان به رابطه زیر پی برد:

$$K = 1/V$$

حال اگر صرفاً  $K$  معکوس  $V$  است پس چرا این معادله نسبت به معادله فیشر از برتری بیشتری برخوردار است؟ علت آنست که این اقتصاددانان از دید و منظر اقتصاد خرد به مسئله توجه کرده و برای خویش مبانی اقتصاد خرد را پایه‌گذاری می‌کنند. بدین معنا که این اقتصاددانان خویش را با این پرسشهایی مواجه ساختند اعم از اینکه: چرا مردم پول نقد نگهداری می‌کنند؟ مهمترین عوامل تعیین کننده تقاضای پول کدام است؟ و به این نتیجه رسیدند که مهمترین عامل موثر در نگهداری پول، سطح درآمد پولی افراد جامعه است. در حالیکه فیشر از بعد اقتصاد کلان نگریسته و به این معنای خرد توجه ندارد.<sup>۲</sup>

اقتصاددانان مکتب کمبریج نیز همان فرضیات مکتب قبل را پذیرفته‌اند؛ به این معنی که اولاً قبول دارند سطح تولید توسط عوامل واقعی تعیین شده و ثانیاً سرعت گردش پول ثابت است و تحت تأثیر عوامل ساختاری قرار دارد.

نتیجه‌ای که از این بحث حاصل می‌شود آن است که صرفنظر از اینکه کدامیک از معادلات را انتخاب کنیم، با توجه به محدودیتهای اعمال شده بر این معادلات می‌توان یک رابطه ساده را به معادله‌ای تبدیل نمود که قدرت پیش بینی دارد. این پیش بینی اساسی بدین شکل است که هر افزایشی در حجم پول به تغییر متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها می‌انجامد. بطور خلاصه می‌توان چنین عنوان کرد که اقتصاددانان معتقد به نظریه مقداری پول، یگانه عامل ایجاد کننده تورم در اقتصاد را تغییرات در حجم پول می‌دانند و تنها راه کنترل آن را نیز کنترل حجم پول عنوان می‌کنند.

<sup>۱</sup>. K. Cambridge

<sup>۲</sup>. ج.ام. تروی ٹیک، تورم: راهنمایی بر بحران در تئوریهای اقتصادی معاصر، ترجمه حسین عظیمی و وحید غفارزاده، (تهران، موسسه انتشارات امیرکبیر، ۱۳۶۲)، ص ۲۹.

### پیشینه تحقیقات انجام شده

در مطالعه ای که توسط «شیروانی و ویلبرایت»<sup>۱</sup> صورت گرفته است به بررسی ارتباط بین پول و تورم با استفاده از تکنیک همگرایی پرداخته شده است. نتیجه حاصله آنست که پول و تورم صرفاً در کشورهایی که تورم بالا را تجربه می‌کنند با هم مرتبط هستند. به عبارت دیگر صرفاً در کشورهایی با تورم بالا این مدل قابلیت کاربرد دارد و در کشورهایی که تورم پایین یا معتدل را تجربه می‌کنند این مدل با شکست مواجه می‌شود و قابلیت توضیح‌دهندگی ندارد.<sup>۲</sup>

در مطالعه‌ای که توسط «اولین لیو»<sup>۳</sup> و دیگران انجام شده است آنها چارچوبی برای بررسی عوامل تعیین کننده تورم در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۸-۱۳۷۸ ارائه می‌نمایند. با در نظر گرفتن عدم تعادل بازار پول، ارز خارجی و کالا یک مدل تجربی برآورد شده است و به منظور شناخت بیشتر عوامل اصلی تعیین کننده تورم و بررسی واکنش متغیرهای مرتبط به شوکهای نشأت گرفته از بازارهای پول، کالا و ارز خارجی از توابع عکس‌العمل آنی و تکنیک تجزیه واریانس استفاده گردیده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که وارد آمدن یکباره شوک به معادله پول اسمی موجب روند مثبتی در سطح قیمت‌ها می‌شود.<sup>۴</sup>

اسلامی بیدگلی در مطالعات خود سعی در تفسیر تورم با استفاده از تئوری مقداری نموده است. دوره زمانی تحقیق ایشان سالهای ۴۶ تا ۶۷ است. محقق با اتکا به نظریه مقداری پول، تورم را تابع خطی و درجه اول از نقدینگی در نظر گرفته است و پس از محاسبه ضریب همبستگی بین نقدینگی و شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان معیار تورم به این نتیجه رسیده است که احتمالاً بین این دو متغیر رابطه خطی وجود دارد. وی بعد از برازش مدل رگرسیون صحت نظریه مقداری را در ایران نتیجه گرفته است. مدل رگرسیون برازش شده به صورت زیر است:

<sup>1</sup>. Shiravani & Wilberate

<sup>2</sup>. Hassan Shiravani and Barry Wilberate, "Money and Inflation: International Based on Contingent Theory", *International Economic Journal*, Vol. 8, No.1, (1994), pp.11-21.

<sup>3</sup>. Olin liu

<sup>4</sup>. Olin Liu and Muyniw Olu and S. Addegi, "Determinanat of Inflation In The Islamic Republic of Iran, a Macroeconomic Analysis", *IMF Working Paper*, No. 127, (2000).



$$CPI = 41.82 + 0.437M_2$$

در انتها نیز محقق با استفاده از مدل بدست آمده به تخمین شاخص قیمت مصرف کننده برای سال ۱۳۶۸ پرداخته که با شاخص اعلام شده از سوی بانک مرکزی اختلاف بسیار اندکی دارد.<sup>۱</sup>

تحقیق مشترک دیگری در ایران توسط کازرونی و اصغری با هدف آزمون سازگاری مدل تورم پولگرایان با ویژگیهای اقتصاد ایران و یافتن رابطه متغیرهای رشد عرضه پول و تورم انجام شده است. بطور خلاصه در این بررسی، نتیجه گرفته شده است که تورم و رشد پول همگرا بوده و در بلند مدت یک درصد افزایش در رشد پول، منجر به رشد تورم به میزان ۰/۹ درصد می‌شود و از سویی در این فرضیه، رابطه یک به یک میان متغیرهای مورد نظر قابل رد کردن نیست؛ یعنی در ایران تورم، یک پدیده پولی است.<sup>۲</sup>

در بررسی دیگری که توسط طیبیان و سوری با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران انجام شده است، دو رابطه خطی برای پیش و پس از انقلاب تخمین زده شده است:

$$CPI = 3.045 + 0.344M_2 - 0.438Y + 0.57PIM$$

$$CPI = -0.196 + 1.15M_2 - 0.54Y - 0.089PIM$$

$M_2$ : حجم اسمی نقدینگی

$Y$ : حجم واقعی تولید

$PIM$ : شاخص قیمت کالاهای وارداتی

مقایسه این دو معادله نشان می‌دهد که اولاً ضریب متغیر حجم نقدینگی نسبت به قبل انقلاب چهار برابر شده است، ثانیاً قبل از پیروزی انقلاب اسلامی حساسیت قیمت به

<sup>۱</sup>. غلامرضا اسلامی بیدگلی، پیشین، صص ۸-۳.

<sup>۲</sup>. علیرضا کازرونی و برات اصغری، «آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی»، پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۲۳، (۱۳۸۱)، صص ۹۷-۱۳۹.

تولید بیشتر از حساسیت قیمت نسبت به عرضه پول است در حالیکه پس از انقلاب اسلامی این رابطه، معکوس شده و ثالثاً پس از انقلاب ضریب  $PIM$  از نظر اقتصادی معنی‌دار نیست<sup>۱</sup>. در مطالعه دیگری که توسط طیب نیا در رابطه با موضوع مورد نظر انجام شده است وی ارزیابی الگوی مناسب پولی برای تبیین تورم ایران و برآورد میزان مشارکت عوامل پولی در شکل‌گیری فشارهای تورمی را هدف خویش قرار داده است. طیب نیا برای بررسی قدرت توضیحی مدل الگوی پولی خالص در تبیین تورم ایران، الگوی هاربرگر را - که به صورت زیر است - برای دوره ۱۳۷۰-۱۳۴۰ تخمین زده است:

$$P_t = a_0 + a_1 M_t + a_2 M_{t-1} - a_3 Y_t + a_4 A_t$$

$P$ : نشانگر نرخ رشد بهای کالا خدمات در مناطق شهری ایران است.

$M_t$ : نرخ رشد نقدینگی بخش خصوصی در دوره  $t$  است.

$Y$ : نرخ رشد تولید ناخالص ملی به قیمت سال ۱۳۶۱ است.

$A$ : نشانگر اختلاف قیمت انتظاری در دوره جاری و دوره ماقبل است.

الگوی بالا با روش حداقل مربعات معمولی<sup>۲</sup> تخمین زده شده و نتایج زیر نیز از آن

حاصل گردیده است:

$$P_t = 9.55 + 0.216M_t - 0.482Y_t + 0.3A_t$$

نتایج حاصله از تخمین الگو آن است که نظریه پولی، رفتار قیمت‌ها در ایران را بطور

کافی توضیح نمی‌دهد<sup>۳</sup>.

<sup>۱</sup> محمد طیبیان و داود سوری، «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران»، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱، (زمستان، ۱۳۷۵).

ص ۳۷-۴۳.

<sup>۲</sup> Ordinary Least Square

<sup>۳</sup> علی طیب‌نیا، «تبیین پولی تورم: تجربه ایران»، تحقیقات اقتصادی، شماره ۴۹، (بهار ۱۳۷۳)، ص ۷۴-۴۳.

تشکینی در پایان نامه خود از داده های ۱۳۸۰-۱۳۳۸ برای بررسی ارتباط بلندمدت بین نرخ تورم و سیاستهای پولی با استفاده از سه روش اقتصادسنجی انگل-گرنجر<sup>۱</sup>، روش خود توضیح برداری با وقفه های گسترده و روش یوهانسون- جو سیلیوس استفاده نموده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رشد ۱۰ درصدی حجم پول به افزایش نرخ تورم به میزان ۳ درصد می‌انجامد لذا فرضیه پولی بودن تورم در اقتصاد ایران پذیرفته نمی‌شود و تولید، شاخص قیمت کالاهای وارداتی و نرخ ارز از عوامل مهم اثر گذار در اقتصاد ایران شناخته می‌شوند. نتایج حاصل از روش عکس العمل و تجزیه واریانس نشان می‌دهد که پول در اقتصاد ایران درونزا<sup>۲</sup> است بنابراین مقامات پولی قادر به کنترل آن نیستند و سرانجام نتیجه دیگر بدست آمده از این روش آن است که چون اثرات تورمی ناشی از اعمال سیاستهای پولی در یک دوره ظاهر نمی‌شوند، بنابراین سیاست پولی فعال توصیه نمی‌گردد<sup>۳</sup>. در پایان نامه دیگری که توسط کاظمی نژاد انجام شده، به آزمون رابطه علیت نرخ ارز و تورم و برآورد مدل پولی تورم در ایران پرداخته شده است. معادله نهایی تخمین زده شده توسط این محقق به صورت زیر است:

$$\log CPI = 0.87 \log M_2 - 0.35 \log GDP + 0.57 \log BMER + 0.43 \log IPI$$

$\log BMER$ : لگاریتم نرخ ارز در بازار آزاد است که از متوسط نرخ سالانه ارزش ریال در مقابل دلار در بازار آزاد بدست می‌آید.  
 $\log IPI$ : لگاریتم شاخص قیمت صادراتی شرکای عمده تجاری ایران است، که به عنوان قیمت جهانی کالاهای تجاری استفاده می‌شود.

<sup>۱</sup>. Engel-Granger

<sup>۲</sup>. Indigenous

<sup>۳</sup>. احمد تشکینی، «آیا تورم یک پدیده پولی است؟ مورد ایران»، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، (۱۳۸۲).

نتایج حاکی از آن است که در بلند مدت و کوتاه مدت حجم نقدینگی، مهمترین توضیح دهنده تورم طی دوره مورد بررسی (۱۳۸۰-۱۳۵۲) می‌باشد.<sup>۱</sup>

## نا اطمینانی تورمی<sup>۲</sup>

اندازه گیری نااطمینانی تورمی به دلیل عدم قابلیت مشاهده مشکل است. در دهه ۱۹۷۰ واریانس تورم مشاهده شده را به عنوان نااطمینانی تورمی تعریف می‌کردند. یک انتقاد اساسی در مورد چنین رویکردی این بود که افزایش در واریانس تورم به مفهوم یک افزایش متناسب در نااطمینانی نخواهد بود اگر اطلاعات موجود این امکان را فراهم سازد تا بنگاهها بخشی از بی ثباتی افزایش یافته را پیش بینی کنند. بسیاری از مطالعات اخیر نااطمینانی تورم را با استفاده از جانشینهای بدست آمده از ارزیابی پیش بینی کنندگان و یا مدل‌های اقتصادسنجی تورم اندازه گیری می‌کنند. یکی از این جانشینهای نااطمینانی تورمی واریانس شرطی حاصل از مدل گارچ است. که در زیر شرح مختصری از این مدل ارائه می‌گردد:

**مدل های گارچ با پارامترهای ثابت:** مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیو<sup>۳</sup> که توسط انگل<sup>۴</sup> در سال ۱۹۸۲ معرفی گردید و توسط «بولرسلو»<sup>۵</sup> در سال ۱۹۸۶ با عنوان «مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیو تعمیم یافته»<sup>۶</sup> تعمیم یافت، بطور فراگیری در شاخه‌های مختلف اقتصادسنجی<sup>۷</sup>؛ بویژه در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در فرم استاندارد مدل گارچ (۱،۱) دو ویژگی مشخصه مدل به صورت معادله‌های زیر است:

<sup>۱</sup> . مرضیه سادات کاظمی نژاد، «آزمون رابطه علیت نرخ ارز و تورم و برآورد مدل پولی تورم در ایران»، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، (۱۳۸۲).

<sup>۲</sup> Inflation Uncertainty

<sup>۳</sup> . Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity Model

<sup>۴</sup> . R. Engle

<sup>۵</sup> . T. Bollerslve

<sup>۶</sup> . General Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity Model

<sup>۷</sup> . Econometrics

$$1: y_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t$$

$$2: \sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

$y_t$ : میزان متغیر وابسته در دوره  $t$

$x_t$ : میزان متغیر مستقل در دوره  $t$

$\varepsilon_t$ : میزان پسماند در دوره  $t$

معادله شماره یک که میانگین شرطی مدل است، به عنوان تابعی از متغیرهای برونزا<sup>۱</sup> با جزء اخلاص  $\varepsilon_t$  می‌باشد. از آنجا که واریانس هر دوره بوسیله واریانس یک دوره قبل پیش‌بینی می‌شود، به آن واریانس شرطی می‌گویند. واریانس شرطی که توسط معادله شماره (۲) مشخص گردیده، تابعی از سه عبارت زیر است:

۱. میانگین  $\omega$

۲. اخبار راجع به نوسان‌پذیری<sup>۲</sup> در دوره گذشته، که توسط متغیر تأخیری<sup>۳</sup> مربع پسماند ( $\varepsilon_{t-1}^2$ ) از معادله شماره یک بدست می‌آید. این عبارت را جزء آرچ می‌نامند.

۳. پیش‌بینی واریانس<sup>۴</sup> آخرین دوره ( $\sigma_{t-1}^2$ ). این جزء را جزء گارچ می‌نامند.

مدل‌های گارچ از یک معادله تورم با پارمترهای ثابت که امکان تغییر واریانس خطای پیش‌بینی در طول زمان را فراهم می‌سازد، استفاده می‌کنند. اگر واریانس به عنوان جانشینی برای ناطمینانی تورمی محسوب شود، ناطمینانی تورم مدل‌های تکینک گارچ به عنوان یک فرآیند متغیر در طول زمان در نظر گرفته می‌شود.<sup>۵</sup>

<sup>1</sup>. Exogenous Variables

<sup>2</sup>. News about Volatility

<sup>3</sup>. Lagged Variable

<sup>4</sup>. Variance forecast

<sup>5</sup>. R. Engel, "Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity with Estimate of the Variance of the United Kingdom Inflation". *Econometrica*, Vol.50 (1982):987-1008

## تجزیه و تحلیل داده ها

### تخمین رابطه بین نقدینگی و تورم در ایران

به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها در این تحقیق نرخ تورم بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)<sup>۱</sup> و به صورت زیر تعریف و محاسبه گردیده است:

$$\text{inf}_t = \log(CPI_t / CPI_{t-1})$$

همچنین درصد تغییرات نقدینگی که با  $Cliq$  نشان داده شده است نیز به صورت زیر تعریف و محاسبه خواهد شد:

$$Cliq_t = \log(liq_t / liq_{t-1})$$

لازم به ذکر است که اطلاعات فصلی مربوط به متغیرهای تحقیق برای دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۴ از گزارشات منتشره توسط بانک مرکزی استخراج شده است. همانگونه که می‌دانیم نقدینگی به صورت یکجا به بدنه اقتصاد کشور تزریق نمی‌شود؛ بلکه در طول زمان وارد سیستم اقتصادی کشور شده و اثر آن نیز بر روی سیستم اقتصادی یکباره نمی‌باشد؛ بلکه با تأخیر همراه است<sup>۲</sup> لذا به منظور آزمون نظریه مقداری پول در ایران و بررسی پولی یا غیر پولی بودن پدیده تورم در ایران مدل رگرسیون زیر با استفاده از داده‌های فصلی برازش شده است:

$$\text{inf}_t = \alpha + \beta_1 Cliq_t + \beta_2 Cliq_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \delta_i Seas_{it} + \gamma War_t$$

<sup>۱</sup>. Consumer Price Index

<sup>۲</sup>. Hassan Shiravani and Barry Willberate, "Ibid".

$inf_t$ : میزان تورم در دوره (فصل)  $t$

$Cliq_t$ : درصد تغییرات نقدینگی در دوره  $t$

$Seas_t$ : متغیر مجازی صفر و یک است بدین صورت که اگر مشاهده ای در فصل  $i$ ام

قرار گرفته باشد، مقدار متغیر مربوط به آن یک و در غیر اینصورت صفر است.

$War_t$ : متغیر مجازی جنگ که برای سالهای جنگ یک و برای بقیه سالها صفر فرض

شده است.

خروجیهای نرم افزار جهت تخمین معادله رگرسیون فوق در جدول شماره (۱) آورده

شده است.

جدول ۱. برازش مدل رگرسیون شماره ۱

Dependent Variable: inf				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1359:4 1384:4				
Included observations: 97 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.030184	0.010728	2.813587	0.0059
CLIQ	0.238084	0.079282	3.003007	0.0034
CLIQ(-1)	0.282215	0.091249	3.092812	0.0026
@SEAS(2)	-0.043073	0.007178	-6.000796	0.0000
@SEAS(3)	-0.025953	0.006060	-4.282767	0.0000
WAR	0.010088	0.005746	1.755555	0.0822
R-squared	0.511391	Mean dependent var		0.044736
Adjusted R-squared	0.486960	S.D. dependent var		0.034625
S.E. of regression	0.024801	F-statistic		20.93251
Sum squared resid	0.061509	Prob(F-statistic)		0.000000
Durbin-Watson stat				1.187719

علیرغم معنی دار بودن ضریب متغیر نقدینگی بدون تأخیر ( $Cliq_t$ ) و با یک وقفه

( $Cliq_{t-1}$ ) در سطح اطمینان ۹۵٪، آماره دوربین واتسون<sup>۱</sup> مدل برازش شده حاکی از

احتمال وجود همبستگی سریالی نوع اول<sup>۲</sup> در متغیرهای پسماند<sup>۳</sup> می باشد. از آنجا که بدون از

<sup>۱</sup>. Durbin Watson

<sup>۲</sup>. First Order Serial Correlation

<sup>۳</sup>. Residual

میان برداشتن مشکل همبستگی سریالی نمی‌توان نتایج را تفسیر کرد، به منظور تصحیح فرم معادله رگرسیون، متغیر  $AR(1)$  را که به صورت زیر تعریف می‌شود، وارد مدل نموده و مجدداً رگرسیون را برازش می‌کنیم:

$$y_t = x_t' \beta + u_t$$

$$AR(1): u_t = \rho_1 u_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول ۲. خروجیهای نرم‌افزار بعد از تصحیح فرم مدل گرسیون و منظور کردن متغیر  $AR(1)$

Dependent Variable: inf Method: Least Squares Sample(adjusted): 1359:4 1384:4 Included observations: 97 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.036683	0.011704	3.134113	0.0023
CLIQ	0.197250	0.077273	2.552628	0.0122
CLIQ(-1)	0.237013	0.090669	2.614048	0.0104
@SEAS(2)	-0.045497	0.006365	-7.148315	0.0000
@SEAS(3)	-0.025771	0.005175	-4.979491	0.0000
WAR	0.006613	0.008070	0.819487	0.4145
AR(1)	0.412053	0.093842	4.390937	0.0000
R-squared	0.591358	Mean dependent var	0.044981	
Adjusted R-squared	0.566339	S.D. dependent var	0.034699	
S.E. of regression	0.022850	F-statistic	23.63644	
Sum squared resid	0.051168	Prob(F-statistic)	0.000000	
Durbin-Watson stat				2.043067

همانگونه که در جدول شماره (۲) مشاهده می‌شود، بعد از منظور کردن متغیر  $AR(1)$  متغیرهای  $Clq_t$  و  $Clq_{t-1}$  همچنان معنی داری خود را حفظ کرده‌اند. تنها تفاوت ایجاد شده در این حالت نسبت به حالت قبل اینست که ضرایب این دو متغیر نسبت به حالت قبل مقداری کاهش یافته‌اند.

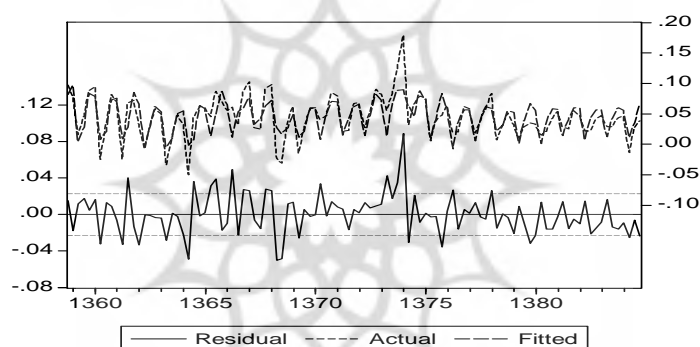
ضریب متغیر  $AR(1)$  نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار بوده و مشکل همبستگی سریالی همانگونه که از آماره Durbin-Watson رگرسیون مشخص است رفع گردیده است.



ضریب تعیین مدل فوق R-squared برابر ۰/۵۹۱۳۵۸ است. بدین معنا که متغیرهای فوق در مجموع می‌توانند بیش از ۵۹٪ تغییرات تورم را در کشور ایران توجیه کنند. آماره ضریب تعیین تعدیل شده<sup>۱</sup> مربوط به رگرسیون فوق برابر ۰/۵۶۶۳۳۹ است که با آماره ضریب تعیین آن تفاوت چندانی ندارد.

با توجه به آماره F-statistic رگرسیون فوق می‌توان به معنی‌داری کلی رگرسیون برازش شده پی برد. در نمودار شماره (۳) مقادیر واقعی و برازش شده نرخ تورم در فاصله زمانی سالهای ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۴ نمایش داده شده است:

نمودار ۳. مقادیر واقعی، برازش شده و پسمانده‌های حاصل از معادله رگرسیون شماره ۲



همانگونه که در شکل بالا مشاهده می‌شود، به نظر می‌رسد که میانگین جملات خطا<sup>۲</sup> تقریباً ثابت است، اما واریانس آنها در طول زمان تغییر می‌کند. واریانس جملات خطا را می‌توان به عنوان جانشینی برای ناطمینانی تورمی فرض کرد. در ادامه مقاله به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که آیا در جملات خطا ساختار وجود دارد یا خیر و اینکه در صورت وجود ساختار در این مقادیر چه تفسیری از این موضوع می‌توان ارائه داد؟

<sup>۱</sup>. Adjusted R-Squared

<sup>۲</sup>. Error Term

### بررسی رابطه نااطمینانی تورم با تورم با استفاده از مدل های گارچ

جهت امکان سنجی توضیح ساختار متغیرهای پسماند با استفاده از مدل های گارچ از مدل گارچ (۱,۱) که یکی از متداول ترین ساختارهای مشاهده شده در داده های مالی می باشد، استفاده شده است. خروجیهای نرم افزار در جدول شماره (۳) آورده شده است.

جدول ۳: خروجیهای نرم افزار بعد از برازش رگرسیون با استفاده از مدل های گارچ (۱,۱)

Dependent Variable: inf				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 1359:4 1384:4				
Included observations: 97 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.032904	0.008825	3.728589	0.0002
CLIQ	0.200002	0.046055	4.342714	0.0000
CLIQ(-1)	0.204976	0.057344	3.574504	0.0004
@SEAS(2)	-0.039223	0.004819	-8.139753	0.0000
@SEAS(3)	-0.023410	0.004043	-5.790860	0.0000
WAR	0.017550	0.007054	2.487853	0.0129
AR(1)	0.498935	0.098708	5.054629	0.0000
Variance Equation				
C	0.000351	0.000116	3.031599	0.0024
ARCH(1)	0.740596	0.238943	3.099465	0.0019
GARCH(1)	-0.239870	0.143246	-1.674529	0.0940
R-squared	0.565335	Mean dependent var	0.044981	
Adjusted R-squared	0.524157	S.D. dependent var	0.034699	
S.E. of regression	0.023936	F-statistic	13.72881	
Sum squared resid	0.054426	Prob(F-statistic)	0.000000	
Durbin-Watson stat			2.253231	

خروجیهای نرم افزار بیانگر این مطلب است که جزء آرچ در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار می باشد. این امر بدین معنا است که واریانس جملات خطا در هر دوره تحت تأثیر مربع خطا در دوره قبل است. از آنجایی که ضریب این عبارت مثبت است، می توان این پدیده را چنین تفسیر نمود که شوک های تورمی در یک دوره، نااطمینانی بیشتری را درباره

سیاستهای پولی آتی دولت به همراه دارد و از این طریق باعث افزایش نااطمینانی تورمی می‌شود. افزایش نااطمینانی تورمی نیز به نوبه خود منجر به افزایش تورم خواهد شد. همچنین نتایج حاصل از رگرسیون بیانگر این مطلب است که در ایران بین میزان تغییرات نقدینگی و نرخ تورم در سطح اطمینان ۹۵٪ ارتباط معنی داری وجود دارد. هر چند این رابطه یک به یک نبوده و یک درصد تغییر در نقدینگی موجب یک درصد تغییر در تورم نمی‌گردد اما یک درصد افزایش در نقدینگی می‌تواند موجب ۰/۲۰ درصد تورم در دوره جاری و ۰/۲ در دوره بعدی گردد. این امر بدین معنا است که یک درصد افزایش در نقدینگی در مجموع می‌تواند موجب بیش از ۰/۴۰ درصد افزایش تورم در ایران شود.

معنی داری ضرایب فصلهای دوم ( $Seas_2$ ) و سوم ( $Seas_3$ ) که به ترتیب نشان دهنده فصلهای پاییز و زمستان هستند، در سطح اطمینان ۹۵٪ بیانگر این مطلب است که بین میزان تورم و این دو فصل ارتباط معنی داری وجود دارد. منفی بودن ضریب این دو متغیر نشان می‌دهد که در این فصلها تورم نسبت به فصلهای زمستان و بهار کاهش می‌یابد.

در مورد اثر جنگ تحمیلی بر میزان تورم نیز با توجه به مثبت بودن ضریب متغیر مجازی *War* که برای شناسایی اثر جنگ بر روی میزان تورم بکار رفته، می‌توان اینگونه عنوان کرد که در طی این سالها تورم افزایش یافته و وقوع جنگ موجب افزایش نرخ تورم گشته است. این امر احتمالاً می‌تواند به دلیل کسری بودجه دولت در این سالها و افزایش میزان نقدینگی جهت تأمین مخارج جنگ باشد.

## نتیجه گیری

این مقاله به آزمون نظریه مقداری پول در ایران و تبیین پولی یا غیر پولی بودن پدیده تورم در ایران پرداخته است. همچنین از طریق مدل های ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیو به تعیین اثر نااطمینانی تورمی بر روی میزان تورم پرداخته شده است. آنچه در مجموع از این تحقیق نتیجه می‌گردد بدین شرح است:

۱. هر چند ارتباط بین تورم و نقدینگی یک به یک نیست و درصد تغییرات تورم برابر با درصد تغییرات در حجم نقدینگی نمی‌باشد؛ اما بیش از ۴۰٪ تورم را می‌توان به تغییرات حجم نقدینگی نسبت داد.

۲. اثر تزریق نقدینگی به اقتصاد کشور در یک دوره ظاهر نمی‌شود؛ بلکه در دوره‌های بعدی نیز اثر آن تداوم می‌یابد. این امر بیانگر آن است که کنترل حجم پول در زمان حال می‌تواند به کنترل قیمت‌ها در زمان آتی بینجامد.

۳. چون اثرات تورمی ناشی از اعمال سیاست‌های پولی در یک دوره ظاهر نمی‌شود؛ بنابراین سیاست پولی فعال توصیه نمی‌گردد.

۴. بین میزان ناطمینانی تورمی و سطح تورم، رابطه مستقیم وجود دارد. لذا افزایش ناطمینانی تورمی می‌تواند موجب افزایش نرخ تورم شود.

۵. با توجه به ارتباط مثبت بین دو متغیر تورم و ناطمینانی تورمی، دولت می‌تواند هزینه‌های ناشی از ناطمینانی تورمی را از طریق سیاست تثبیت قیمت‌ها کاهش دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

## پی‌نوشتها:

۱. اسلامی بیدگلی، غلامرضا. «تفسیر تورم در ایران با کاربرد نظریه مقداری پول». *حسابدار*، سال هشتم، شماره نهم و دهم، پیاپی ۹۳-۴، (۱۳۷۱).
  ۲. «گزارش اقتصادی و ترانزنامه سالهای ۱۳۵۸-۱۳۸۴». بانک مرکزی، ۱۳۸۴.
  ۳. برانسون، ویلیام اچ. *تئوری‌های سیاستهای اقتصاد کلان*. ترجمه عباس شاکری، تهران: نشرنی، ۱۳۸۱.
  ۴. تشکینی، احمد. «آیا تورم یک پدیده پولی است؟ مورد ایران». دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، (۱۳۸۲).
  ۵. تروی، ثیک، ج.ام. تورم، *راهنمایی بر بحران در تئوری‌های اقتصادی معاصر*. ترجمه حسین عظیمی و وحید غفارزاده، تهران: موسسه انتشارات امیرکبیر، ۱۳۶۲.
  ۶. کارزونی، علیرضا و اصغری، برات. «آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی». *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، فصلنامه شماره ۲۳، (۱۳۸۱)، صص ۹۷-۱۳۹.
  ۷. کاظمی نژاد، مرضیه سادات. «آزمون رابطه علیت نرخ ارز و تورم و برآورد مدل پولی تورم در ایران». دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، (۱۳۸۲).
  ۸. گرجی، ابراهیم با همکاری شیما مدنی. *سیر تحول در تجزیه و تحلیلهای تئوری کلان اقتصادی*. تهران: شرکت چاپ و نشر بازرگانی، ۱۳۸۴.
  ۹. طبیبیان، محمد و سوری، داود. «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران». *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱، (زمستان ۱۳۷۵).
  ۱۰. طبیب‌نیا، علی. «تیین پولی تورم: تجربه ایران». *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۴۹، (بهار ۱۳۷۳)، صص ۷۴-۴۳.
11. Bollerslev, T. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, Vol. 31, (1986): 307-327.
  12. Engel, R. "Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity With Estimate of The Variance of The United Kingdom Inflation"., *Econometrica*, Vol. 50, (1982):987-1008
  13. Myrdal, Gunar. *Asian Drama*. Penguin Books, Vol. 3, (1968): 1923-1925.
  14. Holland,S. "Uncertain Effects of Money and the Link Between The Inflation Rate And Inflation Uncertainty"., *Economic Inquiry*, (1993): 39-51.
  15. Liu, Olin. and Olu, Muyniw and Addegi, S. "Determinant of Inflation In The Islamic Republic Of Iran, a Macroeconomic Analysis"., *IMF Working Paper*, Number 127: (2000).
  16. Shiravni, Hassan. and Wilberate, Barry. "Money and Inflation: International Evidence Based on Contingent Theory"., *International Economic Journal*, Vol. 8, No.1 (1994):11-21.