

# پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی و اثرات آنها بر ارزش افزوده بخش کشاورزی

مسعود دهدشتی، حمید محمدی، وحید دهباشی و حامد دهقانپور<sup>۱</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۹/۱۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۱۷

## چکیده

یکی از مشکلات اقتصادی ایران در چند دهه گذشته افزایش حجم نقدینگی می‌باشد که خود منجر به افزایش شاخص قیمت‌ها و ایجاد تورم می‌گردد. از سوی دیگر، بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های عمده اقتصادی کشور، تحت تاثیر سیاستها و تصمیم‌گیری‌های کلان اقتصادی قرار می‌گیرد. از این رو هدف اولیه این مطالعه پیش‌بینی حجم نقدینگی و نرخ تورم بود. برای این منظور، پس از بررسی ایستایی و تصادفی بودن متغیرها با استفاده از آزمون ناپارامتریک والیس-مور، الگوهای هارمونیک، ARCH و ARMA برای پیش‌بینی استفاده شدند و بهترین الگو برای پیش‌بینی این متغیرها انتخاب شدند. بر این اساس، الگوی  $ARMA(2,1)$  در پیش‌بینی نرخ تورم و الگوی  $GARCH(1,1)$  در پیش‌بینی نقدینگی دارای خطای کمتر و در نتیجه کارایی بیشتر نسبت به سایر الگوهای مورد استفاده در این مطالعه می‌باشد. در نهایت به بررسی تاثیر حجم نقدینگی و نرخ تورم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی پرداخته شد. نتایج بدست آمده از مطالعه حاضر نشان می‌دهد که ارتباط مستقیم اما ضعیفی بین حجم نقدینگی، نرخ تورم و ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد، علت اثرات ضعیف حجم نقدینگی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌تواند به دلیل ارتباط سیستم پولی کشور و بخش کشاورزی باشد.

طبقه بندی JEL: C320

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، نقدینگی، الگوی خود توضیح برداری

<sup>۱</sup> به ترتیب دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شیراز و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد دشتستان، استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه زابل، مربی و عضو هیئت علمی دانشگاه زابل و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز.

## مقدمه

بخش کشاورزی در اقتصاد کشور به لحاظ دارا بودن قابلیت‌ها و ظرفیت‌های قابل توجه از اهمیت خاصی برخوردار است و به لحاظ نقشی که در تامین مواد غذایی مردم و تهیه مواد اولیه برخی صنایع دارد، شایان توجه است (مقدسی و فرهادی، ۱۳۸۲). بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های عمده اقتصادی کشور تحت تاثیر سیاستها و تصمیم‌گیریهای کلان اقتصادی قرار می‌گیرد. در ایران یکی از مهمترین مشکلات اقتصادی طی چند دهه اخیر پدیده تورم بوده است، به طوری که بهبود شرایط ناشی از وجود تورم همواره یکی از اهداف مهم برنامه‌های توسعه کشور بوده است. تورم یک پدیده اقتصادی و اجتماعی است و باید آن را در چهره جدید دنیای امروز یکی از جلوه‌های پیچیده و غامض اقتصاد در قرن حاضر دانست. تورم به عنوان یکی از پدیده‌های اقتصادی همواره باعث نگرانی دولتمردان و صاحب نظران اقتصادی است. تورم که خود معلول عوامل مختلف است موجب پیامدهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی متعددی همچون فقر، توزیع نابرابر درآمد و گسترش مفاسد مالی می‌گردد که هر کدام به نوبه خود هزینه‌های قابل توجهی را بر اقتصاد تحمیل می‌کند. به همین دلیل، در کلیه کشورها ثبات قیمت‌ها به عنوان هدف اصلی برنامه‌ای و سیاست‌گذاری اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. مطالعات بسیاری در ایران برای شناسایی علل تورم انجام شده است. بیشتر مطالعات انجام شده در این زمینه، به این نتیجه رسیده‌اند که تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است و حجم نقدینگی از عوامل اصلی و مهم ایجاد آن می‌باشد (طیبیان و سوری، ۱۳۷۵؛ داوودی، ۱۳۷۶؛ جلالی نائینی، ۱۳۷۶؛ افشین‌نیا، ۱۳۷۷؛ نظیفی، ۱۳۷۸؛ کازرونی و اصغری، ۱۳۸۱؛ قوام مسعودی و تشکینی، ۱۳۸۴؛ حسینی و محتشمی، ۱۳۸۷؛ هادیان و پارسا، ۱۳۸۷).

با توجه به مطالعات صورت گرفته مشخص شد که افزایش حجم نقدینگی یکی از عوامل مهم و عمده افزایش شاخص قیمت‌ها و ایجاد تورم بوده است. از آنجائی که شاخص قیمت محصولات کشاورزی و غیرکشاورزی با افزایش حجم نقدینگی و در نتیجه نرخ تورم به یک اندازه تحت تاثیر قرار نمی‌گیرند و ممکن است این تغییرات شاخص قیمت به نفع یا زیان بخش کشاورزی باشد، در نتیجه بر تخصیص منابع در بخش کشاورزی و تولیدات این بخش اثرات مثبت یا منفی خواهد داشت.

در این راستا، در این مطالعه تاثیر افزایش نقدینگی و نرخ تورم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی برای سالهای ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۰ بررسی خواهد شد. برای این منظور ابتدا به پیش‌بینی تورم و

## پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی و... ۱۹

حجم نقدینگی با استفاده از روشهای موجود پرداخته شد. پیش‌بینی تورم در فرآیند سیاست-گذاری اقتصادی از حساسیت بالایی برخوردار است و بر این اساس، بالا بردن دقت پیش‌بینی کمی و تلفیق آن با معیارهای قضاوتی از ضروریات سیاست‌گذاری است. زیرا پیش‌بینی این امکان را می‌دهد تا بتوان میزان انحراف عملکرد مورد انتظار هدف از مقادیر از قبل تعیین شده آنها را اندازه‌گیری کرد. سپس با استفاده از مقادیر واقعی این متغیرها و مقادیر پیش‌بینی شده برای سالهای ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰، به بررسی اثر این متغیرها بر ارزش افزوده بخش کشاورزی پرداخته شد. در ایران مطالعاتی به بررسی اثر متغیرهای اقتصادی بر بخش کشاورزی صورت گرفته است که در ادامه به تعدادی از آنها اشاره شده است.

مقدسی و یزدانی (۱۳۷۹) در مطالعه خود رابطه بین متغیرهای عمده اقتصادی بخش کشاورزی از جمله ارزش افزوده، قیمت، صادرات و سرمایه‌گذاری را با سیاستهای پولی و مالی دولت بررسی کردند. برای این منظور، از بردارهای رگرسیونی و رگرسیون هم‌انباشتگی استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که تاثیر سیاستهای پولی و مالی دولت بر ارزش‌افزوده، قیمت و صادرات محصولات کشاورزی مثبت و بر میزان سرمایه‌گذاری در این بخش منفی است. همچنین تاثیر سیاستهای پولی بر قیمت محصولات کشاورزی در کوتاه‌مدت بیشتر از سیاستهای مالی است.

محرابیان (۱۳۸۰) به بررسی اثر سیاستهای پولی و مالی بر رشد بخش کشاورزی ایران پرداخت. در این مطالعه حجم نقدینگی به عنوان ابزار سیاست پولی و حجم مخارج دولت به عنوان ابزار سیاست مالی استفاده شد. برای این منظور، از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده شد. نتایج نشان داد که سیاست مالی و پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی اثر مثبت دارد.

محمدی دبنانی و اکبری (۱۳۸۰)، در مطالعه خود به بررسی تاثیر افزایش نقدینگی بر تولید بخش کشاورزی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که رشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده حجم نقدینگی، در بلندمدت دارای اثر مثبت و به ترتیب برابر با  $0/9$  و  $0/11$  بر تولید حقیقی بخش کشاورزی است، اما این تاثیرات به طور معنی‌داری غیر صفر نمی‌باشد. از این رو، خنثی بودن حجم نقدینگی بر بخش کشاورزی را نمی‌توان رد کرد.

ترکمانی و پریزن (۱۳۸۴) با هدف قرار دادن سیاستهای پولی و نرخ ارز بر تغییرات قیمت‌های نسبی کشاورزی، نشان دادند که قیمت محصولات کشاورزی و مواد غذایی نسبت به سطح

قیمت کل و نرخ ارز حساسیت مثبت دارند. همچنین سطح قیمت‌ها نسبت به تغییر حجم پول در بلندمدت حساسیت منفی و در کوتاه‌مدت حساسیت مثبت نشان می‌دهد. میرزایی خلیل آبادی و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه خود به بررسی تاثیر شوک‌های پولی بر رشد بخش کشاورزی ایران پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از وجود ارتباط ضعیف میان سیستم پولی و بخش کشاورزی است. دادرس و زیبایی (۱۳۸۸) به بررسی اثر سیاست‌های پولی و نرخ ارز بر عرضه، قیمت و صادرات بخش کشاورزی ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که برای مهار تورم و افزایش قیمت محصولات کشاورزی و نهاده‌های کشاورزی نبایستی تنها بر سیاست‌های پولی تکیه کرد بلکه در بلندمدت بایستی همه متغیرهای اقتصاد کلان را نیز مدنظر قرار داد.

### روش تحقیق

#### • پیش‌بینی

روش‌های متعددی برای پیش‌بینی متغیرهای سری زمانی وجود دارد که به دو گروه اصلی روش‌های کیفی و کمی دسته‌بندی می‌شوند. روش‌های کمی را می‌توان به دو دسته رگرسیونی و غیر رگرسیونی تقسیم بندی کرد. روش‌های غیر رگرسیونی شامل روش‌های میانگین ساده، میانگین متحرک و انواع روش‌های تعدیل‌نمایی می‌باشند. روش‌های رگرسیونی نیز به دو گروه علی و غیر علی تقسیم بندی می‌شوند. از جمله روش‌های رگرسیون علی می‌توان به مدل خود رگرسیو با واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) و مدل خود رگرسیو با واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (GARCH) اشاره نمود. روش‌های رگرسیون غیر علی نیز شامل روش‌های هارمونیک و فرآیند ARMA و ARIMA هستند.

#### • الگوی هارمونیک

فرض اساسی تحلیل هارمونیک سری زمانی این است که یک سری زمانی را می‌توان به صورت ترکیبی از سیکل‌های دارای میدان نوسان به صورت تابع زیر نوشت (سدرسکی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶):

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi t}{p}\right) + \beta_1 \cos\left(\frac{2\pi t}{p}\right) \quad (1)$$

<sup>2</sup> -Sadorsky

## پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی و... ۲۱

که داده های سری زمانی مورد مطالعه  $p$  مدت زمان سیکل فرض شده،  $\alpha_1$  و  $\beta_1$  ضرایب هارمونیک یا میدان نوسان و  $t$  روند زمانی است. چنانچه فرض شود داده های سری زمانی دارای متغیر روند هم باشند، می توان رابطه (۱) را به صورت زیر نوشت:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi t}{p}\right) + \beta_1 \cos\left(\frac{2\pi t}{p}\right) + \gamma t + U_t \quad (2)$$

در رابطه فوق نیز  $t$  نشان دهنده زمان و  $U_t$  جز اخلاخل معادله است. در روش هارمونیک با توجه به این که داده ها روزانه، هفتگی، ماهانه، فصلی و سالانه باشد، می توان طول سیکل کوتاه مدت و بلند مدت را به دست آورد. اگر داده ها سالانه باشند، فقط سیکل بلند مدت را می توان بدست آورد. برای محاسبه طول سیکل بلند مدت پس از تخمین تابع استفاده شده، معنی داری متغیرهای  $\sin\left(\frac{2\pi t}{p}\right)$  و  $\cos\left(\frac{2\pi t}{p}\right)$  مورد بررسی قرار گرفت و در صورتی که حداقل یکی از متغیرهای فوق معنی دار شده باشد، مقدار  $Y_t$  را محاسبه و تفاوت بین بیشینه و کمینه  $Y_t$  را به دست آورده و تابعی که دارای بالاترین تفاوت باشد به عنوان تابع هارمونیک و مقدار  $p$  در این تابع به عنوان طول سیکل بلندمدت انتخاب می شود.

### • الگوی ARCH

در این الگو(خود توضیح با واریانس ناهمسانی شرطی)، هر چند خطای پیش بینی قابل برآورد است، اما نمی توان علامت جمله اخلاخل را پیش بینی نمود. همچنین در این روش واریانس غیر شرطی همسان می باشد در حالی که واریانس در هر زمانی مشروط به اطلاعات گذشته ناهمسان است. اگر متغیر  $y_t$  به صورت زیر باشد:

$$y_t = \beta' x_t + e_t \quad 1=t, 2, \dots, T \quad (3)$$

که در آن  $x_t$  شامل  $1 \times k$  بردار متغیر مستقل با وقفه می باشد و  $\beta'$  شامل  $1 \times k$  پارامتر است، آنگاه مدل ARCH توزیعی از جمله پسماند تصادفی ( $e_t$ ) به شرط مجموعه اطلاعات متغیرهای با وقفه  $\Omega_{t-1} = \{y_{t-1}, x_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-2}, \dots\}$  است. لذا در حالت کلی انگل (۱۹۸۶) فرض می نماید جمله خطای شرطی دارای توزیع نرمال است (سبیتینی و لپنتون<sup>۳</sup>، ۱۹۹۸):

<sup>3</sup> - Sabbatini & Linton

$$e_t | \Omega_{t-1} \approx N(0, h_t) \quad (4)$$

$$v(e_t | \Omega_{t-1}) = h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i e_{t-i}^2 + \delta' \omega_t \quad (5)$$

در رابطه فوق،  $h_t^2$  واریانس شرطی  $e$  مشروط به مجموعه اطلاعات  $\Omega_{t-1}$  و  $\omega$  برداری از متغیرهای از پیش تعیین شده است که واریانس خطای شرطی را تحت تاثیر قرار می دهد. البته استفاده از مدل ARCH منوط به این است که مدل تخمین زده شده دارای اثر ARCH باشد. برای این منظور از آزمون دو مرحله ای انگل استفاده می شود:

$$\{H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0, H_1: \alpha_1 \neq 0, \alpha_2 \neq 0, \dots, \alpha_q \neq 0\} \quad (6)$$

در آزمون فوق اگر فرض  $H_0$  رد نشود، مدل تخمینی دارای اثر ARCH نخواهد بود و در نتیجه نمی توان از مدل ARCH استفاده کرد ولی اگر فرض  $H_0$  رد شود، مدل دارای اثر ARCH است و باید از این مدل جهت تخمین استفاده کرد.

#### • الگوی ARMA

به طور کلی، فرآیندی را  $ARMA(p, q)$  گویند که شامل  $P$  مرتبه جمله خود رگرسیون و  $q$  مرتبه جمله میانگین متحرک باشد (به عبارت دیگر شامل  $p$  مرتبه جمله با وقفه از متغیر وابسته و  $q$  مرتبه جمله اخلاص باشد). همچنین اگر یک سری زمانی پس از  $d$  مرتبه تفاضل گیری ایستا شود و سپس آن را توسط فرآیند  $ARMA(p, q)$  مدلسازی کنیم، در این صورت سری زمانی اصلی، سری زمانی خود رگرسیونی میانگین متحرک انباشته  $ARIMA(p, d, q)$  می باشد. به طور کلی یک مدل عمومی  $ARMA(p, q)$  به صورت زیر است (گجراتی، ۱۹۹۸):

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (7)$$

#### بررسی قدرت پیش بینی

برای بررسی قدرت پیش بینی و یا انتخاب بهترین مدل از بین مدل های مختلف سری زمانی، به معیاری نیاز داریم که به کمک آن تصمیم لازم در خصوص قبول یا رد مدل پیش بینی اتخاذ شود.

معیارهای مختلفی برای اندازه گیری دقت مدل های پیش بینی وجود دارد. در این مطالعه از معیارهای میانگین قدر مطلق خطا (MAE)، جذر میانگین مجذور خطا (RMSE) و درصد

پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی و... ۲۳

میانگین قدر مطلق خطا (MAPE) استفاده شد. این معیارها را می‌توان به صورت روابط (۸) تا (۱۰) نشان داد (آذر و مومنی، ۱۳۷۷):

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |X_t - \hat{X}_t| \quad (۸)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (X_t - \hat{X}_t)^2} \quad (۹)$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{X_t - \hat{X}_t}{X_t} \right| \cdot 100 \quad (۱۰)$$

که  $n$  تعداد سالهای پیش‌بینی شده و  $X_t$  مقدار واقعی سری و  $\hat{X}_t$  مقدار پیش‌بینی شده آن می‌باشد. برای محاسبه خطای پیش‌بینی از روش یک گام به جلو<sup>۴</sup> استفاده شد (گجراتی، ۱۹۹۸).

### آزمون تصادفی بودن

در حالت کلی، مدل‌های پیش‌بینی یا بر اساس روند گذشته بنا شده‌اند یا در آنها متغیر علی وجود دارد. اما در صورتی می‌توان از مدهای پیش‌بینی فوق استفاده نمود که معیارهایی همچون روند زمانی، سیکل‌های کوتاه مدت و بلند مدت در سری وجود داشته باشد. لذا قبل از استفاده از روش‌های پیش‌بینی می‌بایست تصادفی یا غیر تصادفی بودن سری‌ها زمانی را مورد بررسی قرار داد. چرا که اگر این داده‌ها تصادفی باشند، نمی‌توان از مدل‌های پیش‌بینی بر اساس روند گذشته استفاده نمود (عبداللهی عزت آبادی، ۱۳۸۱).

آزمون‌های مختلفی برای بررسی تصادفی بودن یک سری زمانی وجود دارد که اکثر این آزمون‌ها غیر پارامتریک هستند. یک روش غیر پارامتریک برای آزمون وجود نوسانات سیکلی، روش والیس-مور است. اساس قضاوت این آزمون به این صورت است که تفاضل مرتبه اول یک سری که علامت آن از مثبت به منفی یا برعکس تغییر می‌کند، با همین سری از نوع تصادفی مقایسه می‌شود. قبل از انجام این آزمون می‌بایست تعداد دوره‌های هم‌علامت در حالت تصادفی محاسبه شود و برای این منظور از رابطه (۱۱) استفاده می‌شود:

---

<sup>۴</sup> -One-Step ahead

$$U_d = \frac{2(d^2 + 3d + 1)(n - d - 2)}{(d + 3)!} \quad (11)$$

که در آن  $U_d$  تعداد دوره انتظاری با طول  $d$  در حالت تصادفی بودن و  $n$  تعداد مشاهدات است. تابع آزمون بر اساس توزیع کای-دو به صورت رابطه (۱۲) است:

$$\chi_p^2 = \frac{(u_1 - U_1)^2}{U_1} + \frac{(u_2 - U_2)^2}{U_2} + \dots + \frac{(u_n - U_n)^2}{U_n} \quad (12)$$

که در آن  $u$  تعداد دوره مشاهده شده با طول  $d$  در سری مورد بحث و  $U$  تعداد دوره مشاهده شده با طول  $d$  در حالت تصادفی بودن سری است. در صورتی که آماره  $\chi_p^2$  محاسباتی کمتر از  $6/3$  باشد، آماره محاسباتی را با آماره جدول با درجه آزادی ۲ مقایسه می‌کنیم. اما اگر این آماره بیشتر از  $6/3$  باشد، آماره  $\chi_p^2$  محاسباتی به صورت  $\chi_p^2$  برای درجه آزادی  $2/5$  است (بالتاجی، ۲۰۰۲).

یکی از روش‌های پارامتریک جهت آزمون تصادفی بودن یک سری زمانی، آزمون دوربین-واتسون است. برای انجام این آزمون، ابتدا لگاریتم متغیر مورد بررسی روی متغیر زمان رگرس می‌شود. سپس با استفاده از آماره دوربین-واتسون وجود خود همبستگی مثبت درجه اول مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورتیکه وجود خود همبستگی ثابت شود، فرض تصادفی بودن سری رد می‌گردد. البته در صورتی می‌توان از این آزمون استفاده نمود که مشاهدات به طور تقریبی نرمال توزیع شده باشند. جهت بررسی نرمال بودن در این مطالعه از آزمون جارکو-برا استفاده شد (صدیقی و همکاران، ۲۰۰۰).

در این مطالعه با استفاده از سری نرخ تورم و نقدینگی برای دوره ۸۵-۱۳۵۲ الگوهای معرفی شده برآورد و سپس برای دوره ۸۷-۱۳۸۵ پیش‌بینی صورت خواهد گرفت. در نهایت برای سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ با استفاده از الگوی منتخب پیش‌بینی انجام می‌شود. از آنجا که استفاده از روش‌های رگرسیونی پیش‌بینی مستلزم بررسی خواص ایستایی می‌باشند، لذا ابتدا رفتار آماری آنها به لحاظ ایستایی با استفاده از آزمون ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور از آزمون دیکی‌فولر و دیکی‌فولر تعمیم‌یافته استفاده شد. آزمون ایستایی برای دو متغیر نرخ تورم و نقدینگی، توسط نرم افزار Eviews6 انجام گرفت.



### • الگوی خود توضیح برداری

برای بررسی رابطه علی بین نرخ تورم، نقدینگی، موجودی سرمایه و ارزش افزوده بخش کشاورزی، در صورتی می‌توان از آزمون علیت گرانجر در غالب سیستم VAR استفاده نمود که تمامی متغیرهای الگو در سطح ایستا باشند. اگر متغیرهای سری زمانی ایستا نباشند بایستی از الگوی همجمعی و مدل VECM برای بررسی رابطه بین متغیرهای ناپایستا استفاده نمود. بنابراین لازم است که ابتدا از ایستایی متغیرها مطمئن شد، برای این منظور در این مطالعه از آزمون ریشه واحد دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شد. اگر تمامی متغیرها همجمع از یک مرتبه باشند، برای آزمون وجود رابطه بلندمدت، روش حداکثر راستنمایی پیشنهاد شده به وسیله یوهانسون استفاده می‌شود. همچنین از معیارهای آکائیک، هنان کوئین و شوارتز بیزین به منظور تعیین وقفه بهینه مورد نیاز در آزمون همجمعی استفاده می‌شود. در مطالعه حاضر از تحلیل سری‌های زمانی و مدل VAR استفاده گردید. فرم تقلیل یافته و غیرساختاری مدل VAR به صورت زیر قابل ارائه می‌باشد:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_n X_{t-n} + e_t \quad (13)$$

که در آن  $X$  برداری از متغیرهای درون‌زا مدل و  $A$  ماتریسی از ضرایب است که بایستی در مدل به منظور تحلیل اثر متغیرها بر یکدیگر، مورد تخمین قرار گیرند (اندرس<sup>۵</sup>، ۲۰۰۴). برای این منظور داده‌های مورد استفاده نرخ تورم، موجودی سرمایه، نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌باشند که برای دوره زمانی مورد نظر از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شد.

### نتایج

#### (۱) پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی

آزمون ایستایی برای دو متغیر نرخ تورم و نقدینگی، با استفاده از روش دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته انجام گرفت، که نتایج آن در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱) نتایج آزمون ایستایی متغیرها

متغیر	آماره آزمون	درجه ایستایی	توضیحات
نرخ تورم	۳/۹***	I(0)	با روند و عرض از مبدا
نقدینگی	۲/۸*	I(1)	با روند و عرض از مبدا
لگاریتم سرمایه بخش کشاورزی	۵/۳۴***	I(0)	با روند و عرض از مبدا
لگاریتم نقدینگی	۳/۸۲***	I(0)	با روند و عرض از مبدا
لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	۵/۴۸***	I(0)	با روند و عرض از مبدا
لگاریتم نرخ تورم	۶/۶۶***	I(0)	با روند و عرض از مبدا

\* معنی داری در سطح ۱۰ درصد، \*\* معنی داری در سطح ۵ درصد، \*\*\* معنی داری در سطح ۱ درصد

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۱)، سری نرخ تورم با روند و عرض از مبدا در سطح ایستا می‌باشد. همچنین متغیر نقدینگی بعد از روند زدایی، بدون عرض از مبدا و روند در سطح ۱۰ درصد ایستا می‌باشد. همچنین تمام متغیرهای مورد استفاده در الگو، در حالت لگاریتمی با روند و عرض از مبدا ایستا می‌باشند.

سپس تصادفی بودن متغیرهای مورد بررسی با استفاده از آزمون غیر پارامتریک والیس - مور بررسی شد. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۲) آورده شده است. از آنجا که سری نرخ تورم و نقدینگی هر دو نرمال نمی‌باشند از این رو امکان استفاده از آزمون پارامتریک دوربین واتسون جهت بررسی تصادفی بودن متغیرها، وجود ندارد.

جدول (۲) نتایج آزمون تصادفی بودن والیس - مور

متغیر	آماره آزمون	نتیجه آزمون
نرخ تورم	۳۶۰/۰۳***	سری غیر تصادفی است
نقدینگی	۷۰۸/۸۹***	سری غیر تصادفی است

\*\*\* معنی داری در سطح ۱ درصد

ماخذ: یافته‌های پژوهش

### پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی و... ۲۷

بر اساس آزمون والیس - مور هیچ کدام از سری‌ها تصادفی نیستند. زیرا در تمام موارد، آماره  $\chi^2$  محاسباتی بیشتر از آماره بحرانی در سطح یک درصد است. بنابراین فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن متغیرها را می‌توان رد نمود و متغیرهای مورد بررسی قابل پیش‌بینی می‌باشند.

همچنین در صورتی می‌توان از مدل ARCH استفاده نمود که وجود اثر ARCH در مدل قطعی شده باشد. برای این منظور ناهمسانی واریانس جملات اخلاص متغیرهای مورد مطالعه بررسی شد، که نتایج آن در جدول (۳) ارایه گردیده است.

جدول (۳) نتایج آزمون اثر ARCH

آماره‌های محاسباتی		متغیر
$\chi^2$	F	
۰/۳۲۶	۰/۳۱۱	نرخ تورم
۲۲/۴۴**	۵۸/۹۳**	نقدینگی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که برای متغیر نرخ تورم، آماره‌های محاسباتی معنی‌دار نبوده و در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثر ARCH را نمی‌توان رد نمود. اما در مورد متغیر نقدینگی با استفاده از دو آزمون محاسباتی فرضیه صفر رد شده است بنابراین در مطالعه جاری امکان استفاده از روش ARCH به منظور پیش‌بینی نقدینگی وجود دارد.

به منظور پیش‌بینی ابتدا داده‌های موجود را به دو دسته داده‌های دست‌گرمی<sup>۶</sup> و پیش‌بینی تقسیم می‌کنیم سپس با استفاده از داده‌های دست‌گرمی به برآورد الگوهای مورد نظر می‌پردازیم و سپس با استفاده از الگوهایی برآورد شده به پیش‌بینی داده‌های کنار گذاشته شده جهت پیش‌بینی می‌پردازیم. در نهایت با استفاده از مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده‌ی مشاهدات به محاسبه معیارهای خطا پرداخته و الگوی برآورد شده را از لحاظ قدرت پیش‌بینی با سایر روشها مقایسه می‌کنیم. در این مطالعه با استفاده از سری نرخ تورم و نقدینگی برای دوره ۸۵-۱۳۵۲ الگوهای معرفی شده برآورد و سپس برای دوره ۸۸-۱۳۸۵ پیش‌بینی صورت گرفت.

<sup>6</sup> -Warm-up

نتایج حاصل از پیش‌بینی نرخ تورم و حجم نقدینگی با استفاده از الگوهای معرفی شده در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول (۴) نتایج حاصل از پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی با استفاده از الگوهای مختلف

روش	متغیر	مرتبه فرآیند	مقادیر سال ۱۳۸۶		مقادیر سال ۱۳۸۷		مقادیر سال ۱۳۸۸	
			پیش‌بینی	حقیقی	پیش‌بینی	حقیقی	پیش‌بینی	حقیقی
هارمونیک	نرخ تورم	۵	۱۷/۲۱	۱۸/۰۱	۲۵/۵۵	۲۲/۹۸	۱۳/۵	۱۵/۲۱
	نقدینگی	۹	۱۶۴۰۲۹۳	۱۶۱۲۷۸۱	۱۹۰۱۳۶۶	۱۸۹۱۲۵۸	۲۰۳۹۹۲	۲۱۱۴۶۷۵
ARMA	نرخ تورم	(۲,۱)	۱۷/۲۱	۱۷/۹۷	۲۵/۵۵	۲۳/۷۵	۱۳/۵	۱۲/۶۸
	نقدینگی	(۱,۱)	۱۶۴۰۲۹۳	۱۶۳۱۰۶۵	۱۹۰۱۳۶۶	۱۸۸۹۵۷۷	۲۰۳۹۹۲	۲۱۹۹۳۲۱
GARCH	نقدینگی	(۱,۱)	۱۶۴۰۲۹۳	۱۵۹۸۷۹۱	۱۹۰۱۳۶۶	۱۸۹۱۰۲۴	۲۰۳۹۹۲	۲۱۸۹۰۲۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که سیکل سینوسی و کسینوسی برای نرخ تورم پنج سال و برای نقدینگی نه سال است. بنابراین می‌توان گفت، الگوی رفتاری و تغییرات نرخ تورم پس از هر پنج سال و نقدینگی پس از هر نه سال روند گذشته خود را تکرار می‌کند.

همان‌طور که قبلاً گفته شد، کلیه سری‌های مورد مطالعه در سطح ایستا هستند، بنابراین برای پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی الگوی ARMA به کار گرفته شد. در مطالعه حاضر برای تعیین مرتبه اتورگرسیو (p) و میانگین متحرک (q) بر اساس نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF)، ابتدا مدل‌هایی با مرتبه‌های مختلفی از q, p تخمین زده شد و برای مطمئن شدن از مناسب بودن مدل برازش شده، پسماندهای مدل فوق با استفاده از آزمون ریشه واحد بررسی و سپس از بهترین مرتبه (p, q) بر اساس کوچکترین مقدار معیارهای دقت (کمترین خطای پیش‌بینی) انتخاب شد که نتایج آن در جدول (۴) آورده شده است.

به منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی الگوهای مورد استفاده در این مطالعه از معیارهای MAE، RMSE و MAPE استفاده شد که نتایج آن در جدول (۵) آورده شده است. این معیارها بر اساس مقایسه داده‌های واقعی دوره ۸۸-۱۳۸۶ و مقادیر پیش‌بینی شده به دست آمد.

جدول (۵) مقایسه قدرت پیش‌بینی روش‌های مختلف در دوره ۸۸-۱۳۸۶

متغیر	الگو	MAE	RMSE	MAPE
نرخ تورم	هارمونیک	۱/۶۹	۱/۸۴	۹/۱۲
	ARMA(2,1)	۱/۱۳	۱/۲۲	۵/۸۴
نقدینگی	هارمونیک	۴۲۳۱۲/۳	۵۴۲۷۲/۸	۲/۰۹
	GARCH(1,1)	۲۲۲۷۱	۲۶۱۶۲/۶	۱/۲۵
	ARMA(1,1)	۸۵۶۲/۷	۹۰۵۴/۶	۰/۴۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۵) کلیه معیارهای دقت حاکی از این می‌باشند که الگوی ARMA(2,1) در پیش‌بینی نرخ تورم و الگوی GARCH(1,1) در پیش‌بینی نقدینگی دارای خطای کمتر و در نتیجه کارایی بیشتر نسبت به سایر الگوهای مورد استفاده در این مطالعه می‌باشند. بنابراین نرخ تورم و نقدینگی با استفاده از روش‌های برگزیده برای پیش‌بینی دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۹ استفاده شدند. نتایج این قسمت در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول (۶) پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی با استفاده از کم‌خطاترین الگو برای خارج از دوره بررسی

متغیر	مدل پیش‌بینی	مقادیر پیش‌بینی شده	
		۱۳۸۹	۱۳۹۰
نرخ تورم	ARMA(2,1)	۱۷/۴۵	۱۹/۰۱
نقدینگی	GARCH(1,1)	۲۵۶۸۰۹۱	۳۰۶۹۴۲۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

## ۲) بررسی اثر نرخ تورم و نقدینگی بر بخش کشاورزی

از آنجایی که لگاریتم متغیرهای نقدینگی، نرخ تورم، ارزش افزوده بخش کشاورزی و موجودی سرمایه در بخش کشاورزی در سطح ایستا بود، برای بررسی رابطه علی بین حجم نقدینگی، نرخ تورم و ارزش افزوده بخش کشاورزی از الگوی خود توضیح برداری (VAR) استفاده شد. همچنین نتایج تعیین تعداد وقفه بهینه با استفاده از سه ضابطه آکائیک (AIC)، هنان کوئین (HQ) و شوآرتز بی‌زین (SBC) نشان داد که تعداد وقفه بهینه سه می‌باشد.

روش تجزیه واریانس سهم تکانه‌های وارده به متغیرهای الگو، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت را مشخص می‌کند. به عبارت دیگر، تجزیه واریانس نسبتی از نوسانات متغیر وابسته، که به علت شوک روی خودش و بخشی که به علت شوک‌های وارده روی

متغیرهای دیگر است، را نشان می‌دهد. جدول (۷) نتایج تجزیه واریانس را نشان می‌دهد. علاقه مندیم که تعیین کنیم که چه میزان از تغییرات آتی متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی توسط نرخ تورم و نقدینگی توضیح داده می‌شود.

ستون نخست این جدول خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه را طی دوره‌های گوناگون نشان می‌دهد. علت افزایش آن در طی زمان این است که خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود و همانگونه که از تجزیه واریانس مربوط به متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی مشخص است خطای پیش‌بینی در دوره‌های گوناگون ناشی از تغییرات در مقادیر جاری و تکانه‌های آنی است. همان گونه که نتایج نشان می‌دهد در هر دوره سهم شوک ناشی از حجم نقدینگی و تورم در توجیه نوسانات ارزش افزوده بخش کشاورزی در نوسان است و سهم حجم نقدینگی در نوسانات ارزش افزوده بخش کشاورزی نسبت به موجودی سرمایه با گذشت زمان افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، حجم نقدینگی بیشترین اثر را بر واریانس خطای پیش‌بینی ارزش افزوده بخش کشاورزی در بلندمدت خواهد داشت.

همچنین در دوره دوم موجودی سرمایه و نرخ تورم به ترتیب ۴/۵۹ درصد و ۳/۳۳ درصد از نوسانات ارزش افزوده بخش کشاورزی را توضیح می‌دهند که بیشترین تاثیر نرخ تورم مربوط به همین سال می‌باشد.

جدول (۷) تجزیه واریانس ارزش افزوده بخش کشاورزی به اجزای آن در مدل VAR

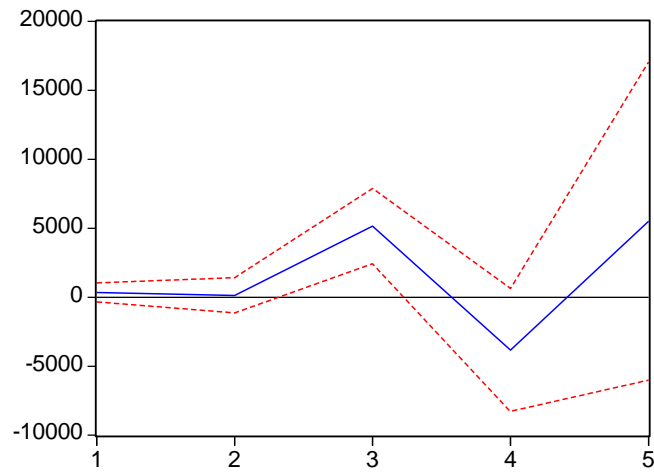
دوره زمانی	خطای استاندارد	لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	لگاریتم نقدینگی	لگاریتم نرخ تورم	لگاریتم موجودی سرمایه
۱	۰/۱۲	۱۰۰	۰	۰	۰
۲	۰/۱۴	۹۱/۹	۰/۱۴	۳/۳۳	۴/۵۹
۳	۰/۱۸	۲۲/۰۹	۶۴/۰۵	۰/۷۹	۱۳/۰۶
۴	۰/۲۰	۲۱/۴۵	۵۳/۳۸	۱/۵۵	۲۳/۶۱
۵	۰/۲۳	۱۷/۱۸	۵۶/۶۸	۱/۱۷	۲۴/۹۶
۶	۰/۲۶	۱۱/۸۷	۶۵/۴۸	۱/۲۸	۲۱/۳۶
۷	۰/۲۸	۳/۴۸	۷۴/۸۰	۰/۴۹	۲۱/۲۳
۸	۰/۳۰	۱/۸۱	۶۳/۲۵	۳/۱۷۶	۳۱/۷۶
۹	۰/۳۲	۱/۰۰	۶۹/۲۴	۱/۸۲	۲۷/۹۳
۱۰	۰/۳۴	۰/۶۰	۷۱/۹۴	۱/۴۷	۲۵/۹۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

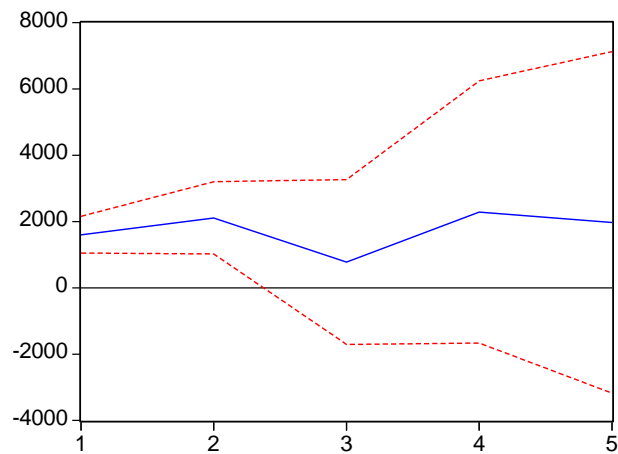
## پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی و... ۳۱

هم‌چنین اثر یک تکانه‌ی بر روی متغیرهای الگو بر متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی بررسی شد. نتایج حاصل از آن در شکل (۱) و (۲) نشان داده شده است. در بحث واکنش به تکانه برای متغیرها فرض می‌شود که سیستم در تعادل بوده و این تعادل در مبدا مختصات قرار دارد به گونه‌ای که تمامی متغیرها در حالت تعادل برابر صفر هستند.

نتایج این بررسی نشان می‌دهد که چنانچه حجم نقدینگی در دوره جاری افزایش یابد، ارزش افزوده بخش کشاورزی با یک وقفه یکساله در دوره دوم تا سوم افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر اگر شوکی به متغیر حجم نقدینگی وارد شود، اثرهای مثبت این شوک بر ارزش افزوده بخش کشاورزی به مدت یکسال بعد از اعمال شوک ادامه خواهد یافت. اثرات کاهشی این متغیر از دوره سوم آغاز شده و در نهایت دوره بار دیگر سیستم به تعادل باز می‌گردد. علت اثرات افزایشی اما ضعیف، حجم نقدینگی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، ارتباط سیستم پولی کشور و بخش کشاورزی می‌باشد. تاثیر این متغیر در طی دوره بستگی به شرایط گوناگون اقتصادی و سطح تورمی موجود در کشور دارد. همچنین علت اثرات کاهشی این شوک بر بخش کشاورزی در بخشی از دوره سوم بیشتر مربوط به اثرات تورمی که در پی این شوک ایجاد می‌شود، می‌باشد که در بلندمدت بیشتر از آنکه تولید را تحت تاثیر قرار دهد، سطح قیمت‌ها را افزایش می‌دهد. اثر تکانه وارده بر موجودی سرمایه بخش کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش نیز مثبت می‌باشد. بنابراین هر دو عامل نقدینگی و موجودی سرمایه از جمله عوامل تاثیرگذار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی هستند، چرا که افزایش نقدینگی در اقتصاد باعث تزریق سرمایه به اقتصاد و از جمله بخش کشاورزی خواهد شد. همچنین بر اساس مدل رشد سولو موجودی سرمایه یکی از عوامل اصلی تولید است و بنابراین هر چه موجودی سرمایه در بخش کشاورزی افزایش یابد، کشاورزان با بهره‌گیری از امکانات و نهاده‌های بیشتر تولید، ظرفیت تولید محصولات خود را افزایش خواهند داد. همچنین شوک وارده بر نرخ تورم منجر به افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی در دوره اول تا دوم می‌گردد. حداکثر تاثیر نرخ تورم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در دوره دوم می‌باشد سپس اثرات کاهشی این متغیر آغاز می‌شود.

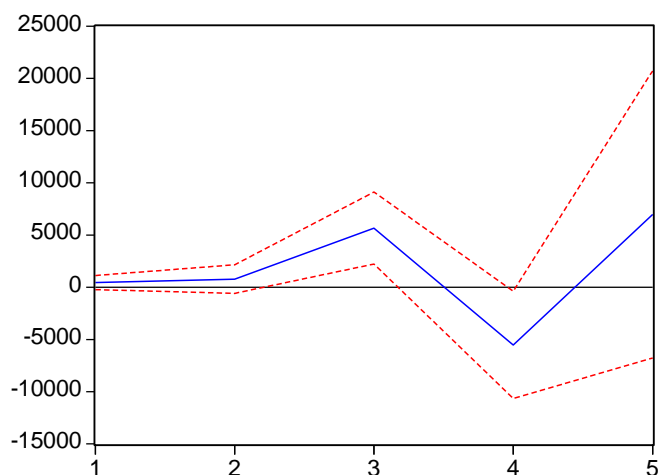


شکل (۱) واکنش ارزش افزوده بخش کشاورزی به یک واحد شوک بر نقدینگی



شکل (۲) واکنش ارزش افزوده بخش کشاورزی به یک واحد شوک بر نرخ تورم





شکل (۳) واکنش ارزش افزوده بخش کشاورزی به یک واحد شوک بر موجودی سرمایه بخش کشاورزی

#### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه با استفاده از سری نرخ تورم و نقدینگی برای دوره ۸۵-۱۳۵۲ الگوهای هارمونیک، ARCH و برآورد و برای دوره ۸۸-۱۳۸۵ پیش‌بینی صورت گرفت. بر اساس نتایج بدست آمده از مطالعه حاضر، الگوی (ARMA(2,1) در پیش‌بینی نرخ تورم و الگوی (GARCH(1,1) در پیش‌بینی نقدینگی دارای خطای کمتر و در نتیجه کارایی بیشتر نسبت به سایر الگوهای مورد استفاده در این مطالعه می‌باشند. در نهایت با استفاده از الگوهای منتخب برای سالهای ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ مقادیر نرخ تورم و نقدینگی پیش‌بینی شد. نرخ تورم پیش‌بینی شده با استفاده از الگوی منتخب در این سال‌ها به ترتیب برابر ۱۷/۴۵ و ۱۹/۰۱ درصد می‌باشد و این نرخ توسط مرکز آمار ایران در سالهای ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ به ترتیب ۱۵/۲ و ۲۱/۴ درصد گزارش شده است.

در بخش دوم این مطالعه برای دوره زمانی ۹۰-۱۳۵۲، به بررسی رابطه علی بین نرخ تورم و حجم نقدینگی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی پرداخته شد. نتایج بدست آمده نشان داد که ارتباط مستقیمی بین حجم نقدینگی، نرخ تورم و ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد. به عبارت دیگر، بر طبق نتایج بدست آمده افزایش حجم نقدینگی و نرخ تورم، باعث افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود. زیرا اگر شوک مثبت پولی به گونه‌ای غیرقابل پیش‌بینی بر

اقتصاد وارد شود و حجم نقدینگی افزایش یابد این امر باعث تزریق سرمایه به اقتصاد خواهد شد. زمانی که حجم نقدینگی افزایش می‌یابد سرمایه‌گذاران نسبت به این نااطمینانی در اقتصاد واکنش نشان داده و در پی این امر سرمایه‌گذاری در اقتصاد و از جمله بخش کشاورزی افزایش می‌یابد که البته بیشتر این سرمایه‌گذاری در سایر بخشها رخ می‌دهد چرا که در عمل سرمایه-گذاری در بخش کشاورزی به خاطر طبیعت وابسته این بخش به تغییرات آب و هوایی، دارای ریسک بالایی نسبت به سایر بخشها می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج بدست آمده مشاهده شد که اثرات حجم نقدینگی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ضعیف می‌باشد که علت آن ارتباط سیستم پولی کشور و بخش کشاورزی می‌باشد. تاثیر این متغیر در طی دوره بستگی به شرایط گوناگون اقتصادی و سطح تورمی موجود در کشور دارد. همچنین علت اثرات کاهشی این شوک بر بخش کشاورزی در بخشی از دوره سوم بیشتر مربوط به اثرات تورمی که در پی این شوک ایجاد می‌شود، می‌باشد که در بلندمدت بیشتر از آنکه تولید را تحت تاثیر قرار دهد، سطح قیمت‌ها را افزایش می‌دهد.

نتایج بدست آمده از مطالعه دینایی و اکبری (۱۳۸۰) نیز نشان داد که حجم نقدینگی بر تولید واقعی بخش کشاورزی تاثیر مثبت و غیرمعنی‌دار دارد. همچنین مطالعه میرزایی خلیل آبادی و همکاران (۱۳۸۸) نشان داد که متغیر شوک مثبت پولی در کوتاه مدت دارای اثر مثبت بر رشد بخش کشاورزی می‌باشد. بنابراین در پی افزایش حجم نقدینگی در اقتصاد سرمایه‌گذاری در سایر بخشها بیش از بخش کشاورزی انجام می‌گیرد و با توجه به این که بروز شوک مثبت پولی باعث کاهش نرخ بهره می‌شود این امر باعث خواهد شد که کشاورزان بتوانند از تسهیلات بانکی بیشتر جهت افزایش سطح تولید استفاده نمایند.

### منابع

- آذر، ع. و مومنی، م. (۱۳۷۷). آمار و کاربرد آن در مدیریت. جلد دوم. انتشارات سمت، تهران.
- افشین‌نیا، م. (۱۳۷۷). برآورد تاثیر تغییرات حجم پول و نقدینگی بر سطح عمومی قیمت‌ها در ایران، پژوهشنامه بازرگانی، ۸: ۲۳-۴۵.
- ترکمانی، ج. و پریزن، و. (۱۳۸۴). اثرهای سیاستهای پولی و نرخ ارز بر تغییرات قیمت‌های نسبی کشاورزی، فصلنامه پژوهشی بانک کشاورزی، ۸: ۲۹-۴۴.

- دادرس‌مقدم، ا. و زیبایی، م. (۱۳۸۸). ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بخش کشاورزی ایران (با تاکید بر سیاست‌های پولی)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۹: ۹۵-۱۱۲.
- داوودی، پ. (۱۳۷۶). سیاست‌های تثبیت اقتصادی و برآورد مدل پویای تورم در ایران، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۵ (۱): ۳۵-۴۹.
- جلالی نائینی، ا. ر. (۱۳۷۶). لنگرهای پولی و ترکیبی موضوع مبارزه با تورم در اقتصاد ایران، مجموعه سخنرانی‌های ماهانه، موسسه پژوهش‌های پولی و بانکی، بانک مرکزی ایران.
- حسینی، ص. و محتشمی، ت. (۱۳۸۷). رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۸ (۳): ۲۱-۴۲.
- طیبیان، م. و سوری، د. (۱۳۷۵). ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران، پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره یک.
- قوام مسعودی، ز. و تشکینی، ا. (۱۳۸۴). تحلیل تجربی تورم در اقتصاد ایران (۸۱-۱۳۳۸)، پژوهش‌نامه بازرگانی، ۳۶: ۷۵-۱۰۵.
- عبداللهی عزت آبادی، م. (۱۳۸۱). مطالعه نوسانات درآمدی پسته کاران ایران: به سوی سیستمی از بیمه محصول و ایجاد بازار آتی و اختیار معامله. پایان نامه دوره دکتری، دانشگاه شیراز.
- کازرونی، ع. ر. و اصغری، ب. (۱۳۸۱). آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی، پژوهش‌نامه بازرگانی، ۲۳: ۹۷-۱۳۹.
- گجراتی، د. (۱۹۹۸). مبانی اقتصاد سنجی. جلد دوم. ترجمه حمید ابریشمی. انتشارات دانشگاه تهران، تهران.
- محرابیان، ک. (۱۳۸۰). اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر رشد بخش کشاورزی، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد کشاورزی، تهران: دانشگاه تربیت مدرس.
- محمدی دینانی، م. و اکبری، ا. (۱۳۸۰). بررسی تاثیر افزایش نقدینگی بر تولید بخش کشاورزی، مجله علوم کشاورزی ایران، ۳۲ (۱): ۱-۷.
- مقدسی، ر. و فرهادی، ع. (۱۳۸۲). مطالعه تاثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر بخش کشاورزی (۱۳۸۰-۱۳۵۰)، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی اقتصاد کشاورزی.
- مقدسی، ر. و یزدانی، س. (۱۳۷۹). مطالعه رابطه متغیرهای عمده اقتصادی بخش کشاورزی با سیاست‌های پولی و مالی، جلد دوم، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی.

میرزایی خلیل آبادی، ح. ر.، نقوی، س.، مهرابی بشرآبادی، ح. و جلالی اسفندآبادی، ع. ج. (۱۳۸۸). بررسی تاثیر شوکهای پولی بر رشد بخش کشاورزی، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱ (۳): ۱۴۶-۱۲۳.

هادیان، ا. و پارسا، ح. (۱۳۸۷). برآورد تاثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۱۲ (۳۶): ۱-۱۶.

Baltagi, B.H. (2002). *Econometrics*, Published by Springer.

Enders, W. 2004. *Applied econometrics time series*, 2<sup>nd</sup> edition, John Wiley & Sons, Inc.

Engle, R.F. (1986). Modeling the persistence of conditional variances. *Econometric Review*, 5:1-50.

Sabbatini, M. and Linton, O. (1998). A GARCH model of the implied volatility of the Swiss market index from option price. *International Journal of Forecasting*, 14: 99-213.

Sadorsky, P. (2006). Modeling and forecasting petroleum futures volatility. *Energy Economics*, 28: 467-488.

Seddighi, H. R., Lawler, K. A. and Katos, A. V. (2000). *Econometrics: A Practical Approach*, Published by Routledge, London and New York.