فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان/ سال پنجم، شماره هفدهم، بهار ۱۳۹۶/ صفحات ۱۳۸-۱۲۱

اثرات غیرخطی نقدینگی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی مبتنی بر رویکرد حدآستانه‌ای

محمدجواد مهدی‌زاده[۱] حمید محمدی[۲] ماشاءالله سالارپور[۳] علیرضا کیخا[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۰/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۸/۲۷

چکیده

در این مقاله وجود رابطه غیر خطی میان نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشـــاورزی طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۳۸ مبتنی بر الگوی استار (STAR) مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج تخمین به روش غیر خطی استار نشان می‌دهد، مقدار برآورد شده پارامتر آســتانه برابر ۰/۰۳۰۹- و مقدار برآورد شـده پارامتر سـرعت انتقال برابر ۱۱/۷۴۲۴ اسـت. مقدار بالای پارامتر γ، نشـان دهنده بالا بودن سـرعت انتقال از رژیم یک به رژیم دو اسـت. همان‌طور که مشـاهده می‌شـود، نحوه تأثیرگذاری متغیرها در رژیم یک متفاوت از رژیم دو اسـت. در رژیم یک ضـریب متغیر ارزش صـادرات محصـولات کشـاورزی برابر ۰/۱۴۴۷ و در رژیم دو ۰/۲۰۹۳ است. به عبارت دیگر افزایش در ارزش صادرات محصولات کشاورزی در هر دو رژیم سبب افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود. ضریب کلی (ضریب خود متغیر به علاوه ضریب وقفه اول آن متغیر) متغیر نرخ ارز واقعی نیز در رژیم اول برابر ۰/۳۰۲۵ و در رژیم دو برابر ۱۰/۱۵۷۵ است. بر طبق این نتایج، نرخ ارز واقعی در هر دو رژیم دارای اثر مثبت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ا ست. ضریب کلی متغیر حجم نقدینگی در رژیم یک برابر ۰/۲۱۴۲ و در رژیم دو برابر ۰/۶۴۲۴ اسـت. که بیان‌گر ارتباط مسـتقیم بین حجم نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشـاورزی اسـت. ضریب کلی متغیر شاخص قیمت محصولات کشاورزی، بر خلاف سه متغیر دیگر، در دو رژیم دارای علامت یکسانی نیست و در رژیم یک برابر ۰/۲۵۸۷- و در رژیم دو برابر ۰/۳۰۷۲۲ است.

طبقه‌بندی JEL: N5, E19, C13.

واژگان کلیدی: ارزش افزوده، نقدینگی، رابطه غیرخطی، الگوی استار.

۱. کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل، **Email:** javadmehdizadeh55@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل، **Email:** hamidmohammadi1378@gmail.com
۳. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل **Email:** hosssalarpour@gmail.com
۴. مربی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل **Email:** alirezakeikha@gmail.com

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و مقاله بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

بخش کشاورزی از لحاظ اهمیت در روند توسعه، بسیار مورد توجه اقتصاددانان بوده است. بخش کشاورزی از سه جهت حائز اهمیت است: اول آن‌که بخش کشاورزی منبعی خوب برای توسعه صنعتی است و چه بسا بازتاب توسعه صنعتی در بخش‌های روستایی به جریانی پویا از تعامل پیش‌برنده میان دو بخش کشاورزی و صنعت بینجامد. دوم آن‌که اهمیت راهبردی محصولات غذایی موضوعی است که هیچ کشوری نمی‌تواند از آن غافل شود، جنبه‌ای چنان حساس و پرمخاطره دارد که ممکن است بر روابط سیاسی بین‌المللی کشورها بسیار تأثیرگذار باشد و سوم آن‌که رشد بخش روستایی غیرکشاورزی تا حدودی زیادی به رشد بخش کشاورزی وابسته است. در حقیقت، رشد درآمد کشاورزان است که افزایش تقاضا و جذب نیروی‌کار و نیز افزایش نرخ دستمزد در بخش روستایی غیرکشاورزی را موجب می‌شود و فشار نیروی کار مهاجر را از شهرها منحرف می‌کند. هم‌چنین ارزش افزوده بخش کشاورزی دارای تأثیر چشم‌گیر بر ارزش افزوده سایر بخش‌های اقتصادی یک جامعه است (افشارپور و همکاران، ۱۳۹۳). این بخش از نظر تولید، اشتغال، صادرات، حفاظت و بهره‌برداری اصولی از منابع طبیعی خدادادی، توسعه تحقیقات و فناوری و توسعه مشارکت‌های مردمی، یکی از ارکان مهم اقتصاد و امنیت کشور به حساب می‌آید. ارزش افزوده کشاورزی، اضافه ارزشی است که طی فعالیت بر مواد اولیه (نهاده‌ها) افزوده می‌شود، یعنی در یک جمله، ارزش محصول، منهای ارزش نهاده‌ها. به عبارت دیگر، افزوده شده به ارزش کالا از طریق پردازش بیشتر روی آن (جلایی و همکاران، ۱۳۹۳). کشاورزی در ایران بزرگ‌ترین بخش اقتصادی پس از بخش خدمات است که حدود ۲۶ درصد تولید ناخالص داخلی و ۲۶ درصد از صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص می‌دهد، هم‌چنین محل اشتغال ۲۳ درصد از شاغلان کل کشور است و بیش از ۸۰ درصد غذای کشور در این بخش تأمین می‌شود (بانک مرکزی، ۱۳۹۰). سهم بخش کشاورزی در اشتغال، تولیدناخالص ملی و صادرات و هم‌چنین تغییرات آن در جریان توسعه اقتصاد ایران منعکس‌کننده درجه وابستگی اقتصاد کشور به کشاورزی و موقعیت کنونی بخش کشاورزی است. این بخش با وجود اعمال چندین دهه سیاست صنعتی و تقویت سایر بخش‌های اقتصادی و حتی اجرای سیاست‌های بازدارنده توسعه‌بخش، هم‌چنان با قدرت به حیات خود ادامه داده و در شرایط نابهینه نیز شکوفایی و ظرفیت نوینی را عرضه کرده است. در این چارچوب است که در قوانین توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، از بخش کشاورزی به‌عنوان بخش استراتژیک و حیاتی یاد شده است (ساسولی، ۱۳۸۶).

در هر کشوری سیاست‌های پولی به عنوان زیرمجموعه‌ای از سیاست‌های اقتصادی به منظور تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها، ایجاد رشد اقتصادی و اشتغال و حفظ ارزش پول ملی و برقراری تعادل در تراز پرداخت‌ها اتخاذ و اعمال می‌گردد. بدین جهت دولت‌ها در مواردی با اجرای سیاست پولی با تأثیرگذاری بر روند قیمت و تولید این محصولات، در جهت دست‌یابی به هدف تأمین غذایی در اقتصاد مداخله می‌کنند. تأثیرپذیری ارزش افزوده بخش کشاورزی و قیمت محصولات کشاورزی از سیاست‌های کلان به نحو وسیعی در ادبیات اقتصادی مورد توجه

Archive of SID

www.SID.ir

اقتصاددانان قرار گرفته است. ارزش افزوده بخش کشاورزی و قیمت محصولات این بخش اقتصادی به طور مستقیم از طریق سیاست‌های خاص بخش کشاورزی نظیر سیاست قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی و غذایی و یا به طور غیرمستقیم از طریق سیاست‌های کلان، تحت تأثیر قرار می‌گیرد (اعظم‌زاده شورکی و خلیلیان، ۱۳۸۹).

۱. پیشینه پژوهش

در ایران و خارج از ایران مطالعاتی به بررسی اثر متغیرهای اقتصادی بر بخش کشاورزی صورت گرفته است که در ادامه به تعدادی از آن‌ها اشاره شده است.

دهدشتی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به پیش‌بینی نرخ تورم و نقدینگی و اثرات آن‌ها بر ارزش افزوده بخش کشاورزی پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که ارتباط مستقیم اما ضعیفی بین حجم نقدینگی، نرخ تورم و ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد. شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر اعتبارات بانک کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که اعتبارات تکلیفی و غیرتکلیفی بانک کشاورزی اثر مثبت و معناداری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد.

پرهیزکاری و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات بی‌ثباتی نرخ ارز بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که اثر نرخ ارز واقعی با وقفه بر نرخ ارز واقعی جاری، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. هم‌چنین متغیر با وقفه ارزش افزوده و شاخص قیمت تولیدات کشاورزی اثر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای نوسان نرخ ارز و وقفه صادرات کشاورزی اثر منفی و معکوس بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند.

لانسینک و بنزپکینا[1](۲۰۰۳) در مطالعه‌ای به بررسی نقدینگی و بهره‌وری در بخش کشاورزی روسیه پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که محدودیت‌های نقدینگی باعث کاهش تولیدات کشاورزی شده است. فرانک و گارسیا[2] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به برآورد هزینه‌های نقدینگی در بازارهای آینده کشاورزی با استفاده از روش‌های بیزین پرداختند. آن‌ها نتیجه گرفتند که پیش‌بینی هزینه‌های نقدینگی کمتر از مقادیر واقعی شده است و یافته‌های آن‌ها نشان داد که نیاز به تحقیقات بیشتر برای روشن ساختن کارایی و دقت این روش باید انجام شود.

اهمیت روزافزون بخش کشاورزی در اقتصاد ایران از یک طرف و تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر این بخش از طرف دیگر باعث شده که چگونگی تأثیر این سیاست‌ها بر بخش کشاورزی مورد توجه قرار گیرد. بنابراین هدف اصلی تحقیق حاضر، نحوه اثرگذاری تغییرات حجم نقدینگی به عنوان ابزار مهم سیاست‌های پولی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران را طی دوره ۱۳۸۹- ۱۳۳۸است. کلیه آمار و اطلاعات مورد نیاز برای انجام این تحقیق از

1. Lansink and Benzepkina
2 Frank and Garcia

Archive of SID
www.SID.ir

گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۳۸ استفاده شده است و از آن‌جا که اطلاعات سری زمانی سالانه متغیرهای مذکور توسط بانک مرکزی ایران ارائه گردیده، لذا برای یک‌دست نمودن اطلاعات، صرفاً از این منبع رسمی آماری کشور استفاده گردید. مدل تحقیق با استفاده از نرم‌افزار JMALTI و روش غیرخطی LSTAR[1] یا روش انتقال ملایم خودرگرسیونی لاجستیک تخمین زده شده است.

۲. مواد و روش‌ها

این تحقیق از طریق مطالعه‌ی کتابخانه‌ای انجام گرفته و پس از تهیّه‌ی داده‌های مورد نظر برای کشور ایران با استفاده از نرم‌افزار Jmalti و تشکیل مدل رگرسیون غیرخطی در داده‌های سری زمانی، به بررسی اثر تغییرات نقدینگی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی پرداخته می‌شود. بازه‌ی زمانی مطالعه از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹ در نظر گرفته شده است. متغیّرهای مدل عبارتند از: ارزش افزوده بخش کشاورزی (متغیّر وابسته)، حجم نقدینگی، ارزش صادرات محصولات کشاورزی، نرخ ارز و شاخص قیمت تولیدات کشاورزی (متغیّرهای مستقّل).

با کنار نهادن فرض خطی بودن مدل، امکان تخمین فرآیندهای غیرخطی بالقوه زیادی فراهم می‌آید. ثابت شده است که اشکال غیر خطی فراوانی در عمل کاربرد پذیرترند (Enders,2004).

در این قسمت به معرفی مدل تحقیق و روش برآورد آن پرداخته می‌شود. سپس روش LSTAR و مزایای استفاده از آن مختصراً توضیح داده شده و چگونگی برآورد مدل با روش مذکور و آزمون‌های مورد استفاده در آن شرح داده می‌شود. الگوی اقتصادسنجی مورد استفاده در این تحقیق یک مدل انتقال ملایم برگرفته از مدل مورد استفاده ون دیک و همکاران (۱۹۹۹) است که در این تحقیق ما از این مدل برای بررسی ارزش افزوده استفاده نمودیم.

$$V = \phi Z_t + (\theta Z_t).G(\gamma, C, L, X, P, R) + U_t \qquad (۱)$$

متغیرهای مورد استفاده عبارتند از:

V= ارزش افزوده بخش کشاورزی

L= نقدینگی

X= ارزش صادرات محصولات کشاورزی

I= شاخص قیمت تولیدات کشاورزی

R= نرخ بهره

Z_t = برداری از متغیرهای برو نزا و وقفه‌های متغیر درون زا و برو نزا است.

1 Logestic smooth transition autoregration

Archive of SID

www.SID.ir

$\phi^{/} = (\phi_0, \phi_1, ..., \phi_p)$ بردار ضرایب خطی

$\theta^{/} = (\theta_0, \theta_1, ..., \theta_p)^{/}$ بردار ضرایب قسمت غیر خطی

γ = سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

C = سطح آستانه

G = تابع انتقال که نحوه تغییر رژیم را نشان می‌دهد.

استفاده از روش LSTAR نسبت به روش‌های مذکور دارای چندین مزیت است که در ذیل به برخی از دلایل انتخاب این روش اشاره می‌شود (صادقی و شوال‌پور، ۱۳۸۹).

در روش LSTAR چگونگی رابطه بین متغیرها در هر رژیم به طور دقیق تعیین می‌شود. چرا که ممکن است رابطه بین متغیرها در طول سال‌های مورد بررسی چندین بار تغییر کند و رابطه بین متغیرها روند ثابتی را طی سال‌های مورد مطالعه نداشته باشد. به عبارتی دیگر با قرار گرفتن مقادیری از متغیرها در یک ناحیه و مقادیر دیگر در ناحیه دیگر این احتمال وجود دارد که روابط اقتصادی متغیرها در نواحی مختلف (رژیم‌های مختلف) متفاوت باشد که وجود رژیم‌های مختلف در روش LSTAR رابطه بین متغیرها را به طور دقیق مشخص می‌کند. این مورد در روش‌های دیگر دیده نمی‌شود.

از ویژگی‌های مهم و بارز این روش این است که با استفاده از تعیین چگونگی انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌توان اطلاعات مناسبی به دست آورد. در روش LSTAR انتقال بین دو رژیم تدریجی است و انتقالات بین رژیم‌ها به طور ملایم و انعطاف‌پذیرتر از تغییرات ناگهانی صورت می‌گیرد و در صورت مشخص شدن روند انتقال و سرعت انتقال می‌توان به نتایج مفیدی رسید به عبارتی دیگر با مشخص شدن سرعت انتقال می‌توان سرعت انتقال می‌توان سرعت و چگونگی تغییر رژیم را مشخص نمود.

در روش LSTAR بر خلاف روش‌های دیگر نیازی به وارد کردن متغیرهای موهومی و بررسی شکست‌های ساختاری نیست چرا که خود این روش، شکست‌ها را در طول زمان مشخص می‌کند.

در صورت غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها استفاده از روش‌های خطی مناسب نخواهد بود اما استفاده از روش LSTAR می‌تواند این مشکلات احتمالی را حل کند. همچنین تعداد داده‌های زیاد در این روش دقت این روش را بالا برده و نتایج قابل قبول‌تر به دست می‌دهد.

مراحل مدل سازی که شامل سه مرحله تشخیص مدل، تخمین مدل و ارزیابی مدل است به شرح زیر است:

۱- در ابتدا با استفاده از روش AR یک مدل خطی مدل سازی گشته و مرتبه بهینه برای تعداد وقفه‌های لازم در مدل تعیین می‌گردد. در قسمت مدل AR (خطی) می‌توان چندین متغیر برو نزا و وقفه‌های آن و همچنین وقفه‌هایی از متغیر درون زا را وارد نمود.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- در مرحله بعد در تشخیص مدل، آزمون غیر خطی بودن انجام می‌شود. این آزمون برای مشخص شدن خطی و غیر خطی بودن مدل است و در صورت غیر خطی بودن انتخاب بین $LSTAR_1$ و $LSTAR_2$ انجام می‌گیرد. متغیر انتقال St نیز در این مرحله آزمون غیر خطی بودن تعیین می‌گردد. متغیر انتقال یکی از متغیرهای برو نزا یا وقفه‌های آن و یا وقفه‌هایی از متغیر درونزا است همچنین روند را نیز به عنوان متغیر انتقال می‌توان انتخاب نمود.

اگر متغیر انتقال St عنصری از متغیر برونزا و وقفه‌های آن و یا متغیر درونزا باشد رگرسیون تقریبی بکار برده می‌شود.

$$y_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' z_t s_t^j \qquad (۸)$$

که در آن $z_t = (1, \tilde{z_t})'$ است. و اگر متغیر انتقال St عنصری از متغیر برونزا وقفه‌های آن و یا وقفه‌هایی از متغیر درون زا نباشد خواهیم داشت:

$$y_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' z_t s_t^j \qquad (۹)$$

که در رابطه بالا فرضیه صفر خطی بودن مدل به صورت زیر است:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \qquad (۱۰)$$

آماره آزمون مورد استفاده برای فرضیه نیز آماره F است که به صورت زیر است:

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/k}{SSR_1/T - 2k - 1} \qquad (۱۱)$$

که T زمان و K تعداد متغیرهای توضیحی است.SSR_0 مجموع مجذور باقیمانده‌ها در حالت بدون محدودیت و SSR_1مجموع مجذور باقیمانده‌ها در حالت با محدودیت است. برای انتخاب S_t مناسب می‌توان هر متغیر انتخابی را آزمود. آزمون برای هر یک از متغیرهای انتخابی انجام گرفته و متغیر مربوط به کمترین مقدار p به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود.

۳- سومین مرحله از تشخیص مدل تحمیل محدودیت‌ها است. آزمون انتخاب خطی بودن و یا غیر خطی بودن را با اعمال محدودیت‌هایی بر روی متغیرهای θ و ϕ می‌توان انجام داد این محدودیت‌ها به دلیل معنی‌دار نبودن این متغیرها در تخمین مدل صورت می‌گیرد. محدودیت‌هایی که بر روی متغیرها اعمال می‌شود گاه با حذف متغیرها از قسمت خطی و یا غیر خطی و یا هر دو قسمت خطی و غیر خطی اعمال می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

$(\phi = \theta = 0$ و $\phi_i = 0$ و $\theta_i = 0)$ و گاه با برابر هم قرار دادن این متغیرها می‌توان محدودیت اعمال نمود. $(\phi = \theta)$. تخمین مدل شامل موارد زیر است:

هنگامی که فرضیه صفر خطی بودن مدل رد شود، باید مدل را برای تعیین تعداد رژیم‌ها و انتخاب بین $LSTAR_1$ و $LSTAR_2$ آزمون کرد. فرضیه‌های صفر مورد آزمون به صورت زیر است که بر روی معادله رگرسیونی انجام می‌گیرد:

$$1.H_{04}: \beta_3 = 0$$
$$2.H_{03}: \beta_2 = 0 \downarrow \beta_3 = 0 \qquad (۱۲)$$
$$3.H_{02}: \beta_1 = 0 \downarrow \beta_2 = \beta_3 = 0$$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر بالا به ترتیب برابر F4 و F3 و F2 است. در صورت رد فرضیه H_{03}، مدل $LSTAR_2$ یا ESTAR و با آزمودن فرضیه $C_1=C_2$ یکی از این دو یعنی $LSTAR_2$، و یا ESTAR انتخاب می‌گردد. در صورت رد فرضیه‌های H_{04} و H_{02} مدل $LSTAR_1$ انتخاب می‌شود. تخمین مدل STAR مشخص شده، معمولاً با حداقل مربعات غیر خطی و یا تخمین ML تحت فرضیه نرمال بودن توزیع خطاها است. بعضی از الگوریتم‌های تخمین غیر خطی معمول الگوریتم نیوتن- رافسون، الگوریتم بوردن-فلچر-گلدفارب-شنو و الگوریتم دیویدون-فلچر-پاول است. بعد از انتخاب مقادیر شروع مناسب، با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون برای ماکزیمم کردن تابع ML، پارامترهای c و γ و $\emptyset$ و θ برای بخش خطی و غیر خطی مدل مشخص می‌شود. همچنین معیارهای آکائیک و حنان کوئین و شوارتز بیزین و مقادیر ضریب همبستگی و واریانس و انحراف معیار متغیر انتقال و باقیمانده‌های تخمین زده شده مشخص گردد. مدل غیر خطی LSTAR همانند سایر مدل‌ها باید از نظر کیفی مورد بررسی قرار بگیرد. آزمون‌های که برای این مهم مورد استفاده قرار می‌گیرد عبارتند از:

۱. آزمون عدم وجود خود همبستگی
۲. آزمون باقی نماندن رابطه غیر خطی اضافی در مدل
۳. آزمون ثابت بودن پارامترها
۴. آزمون ARCH-LM
۵. آزمون Jarque- bera

۳. بحث و نتایج

در این مطالعه ارتباط بین نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی به شکل غیرخطی مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور از داده‌های حجم نقدینگی، ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت سال جاری، نرخ ارز، ارزش

Archive of SID

www.SID.ir

صادرات محصولات کشاورزی و شاخص قیمت محصولات کشاورزی برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۸ مورد استفاده قرار گرفت. لازم به ذکر است داده‌ها به صورت سالانه است.

قبل از تخمین مدل استار می‌بایست تعداد وقفه‌های متغیرهای درونزا و برونزای مدل تعیین گردند. بدین منظور، ابتدا یک مدل خطی تخمین زده و تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای درونزا و برونزا را بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکاییک و شوارتز تعیین می‌نماییم.

جدول-۱. تعیین وقفه بهینه متغیر وابسته(logv)

وقفه	AIC	SC
۰	۱/۹۵۹	۱/۳۸۵
۱	*-۱/۵۵۹	*-۱/۳۲۹
۲	-۱/۵۲۵	-۱/۲۵۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱) و (۲) به ترتیب نتایج بدست آمده برای دو گروه متغیرهای وابسته و توضیحی را نشان می‌دهند. همان‌گونه که نتایج این دو جدول نشان می‌دهند، تعداد وقفه بهینه برای هر دو گروه متغیرهای درون‌زا و برونزا بر اساس هر دو معیار آکاییک و شوارتز، یک وقفه تعیین می‌شود.

جدول-۲. تعیین وقفه بهینه متغیرهای توضیحی

وقفه	AIC	SC
۰	-۱/۵۵۹	-۱/۳۲۹
۱	*-۲/۶۵۶	*-۲/۲۷۳
۲	-۲/۵۴۱	-۲/۰۰۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

قبل از تخمین مدل غیرخطی استار باید از مناسب بودن مدل غیرخطی برای داده‌های مورد بررسی اطمینان حاصل نمود. بدین منظور، از آزمون F استفاده می‌شود. در آزمون F، مدل خطی در مقابل مدل‌های غیرخطی با یک رژیم و دو رژیم مورد آزمون قرار می‌گیرد. این آزمون با تغییر متغیرهای انتقال ممکن است نتایج متفاوتی را بدست دهد. بدین منظور این آزمون را برای تمام متغیرهای حاضر در مدل (به عنوان متغیر انتقال) انجام داده و در نهایت متغیری که به ازای آن، آماره F کوچک‌ترین مقدار را اختیار می‌کند به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۳) گزارش شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول-۳. انتخاب متغیر انتقال و آزمون غیر خطی بودن

مدل پیشنهادی	Fمقدار آماره	متغیر
LSTR1	۰/۲E-٤/۳۳	LOGV_d1(t-1)
Linear	۰/۱E-۲/٤۱	LOGX_d1(t)
LSTR1	۰/۳E-۳/۲۲	LOGR_d1(t)*
Linear	۰/۱E-۲/۱٦	LOGL_d1(t)
LSTR2	۰/۲E-۲/۹٦	LOGI_d1(t)
Linear	۰/۱E-٤//٤٥	LOGX_d1(t-1)
LSTR1	۰/۲E-۲/۰۳	LOGR_d1(t-1)
Linear	۰/۱E-۸/۹٦	LOGL_d1(t-1)
Linear	۰/۲E-٥/۳٤	LOGI_d1(t-1)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد مقدار آماره F هنگامی که متغیر نرخ ارز واقعی به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته می‌شود به حداقل مقدار خود می‌رسد. بنابراین، متغیر نرخ ارز واقعی به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود. مدلی که با در نظر گرفتن این متغیر به عنوان متغیر انتقال جهت تخمین پیشنهاد می‌شود، مدل استار با دو رژیم ($LSTR_1$) است.

از آنجا که مدل استار، بر اساس روش‌های بهینه‌سازی غیرخطی برآورد می‌گردد و به خاطر اینکه این روش‌ها بر مبنای روش‌های عددی هستند. ضروری است، پیش از تخمین مدل بهینه بدست آمده، مقادیر اولیه خوبی به این الگوریتم‌ها ارائه شود تا این روش‌ها برآوردهای مناسبی از پارامترها را انجام دهند. بدین منظور، مقادیر اولیه پارامتر آستانه (c: یعنی نقطه‌ای که تغییر رژیم صورت می‌گیرد) و پارامتر سرعت انتقال (γ: که سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد) تعیین شده و در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول-۴. انتخاب مقادیر شروع C و γ

SSR	مقدار آستانه (C)	سرعت انتقال (γ)
۰/۰۷۳۷	-۰/۰۴۹	۱۰/۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

برای محاسبه مقادیر اولیه پارامترهای آستانه و سرعت انتقال، ابتدا یک بازه برای هر یک از پارامترها در نظر گرفته شده و سپس در این بازه، بهترین مقدار این پارامترها (به عنوان مقادیر اولیه) با استفاده از جستجو و بر مبنای حداقل مجموع مربعات جملات اخلال انتخاب می‌گردند. مقادیر اولیه به دست آمده برای پارامتر آستانه، برابر ۰/۰۴۹- و برای پارامتر سرعت انتقال، ۱۰ تعیین می‌شود.

نتایج تخمین معادله به روش غیر خطی استار در جدول (۵) گزارش شده است. این برآورد به روش نیوتون- رافسون صورت گرفته است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار برآورد شده پارامتر آستانه برابر ۰/۰۳۰۹- و مقدار برآورد شده پارامتر سرعت انتقال برابر ۱۱/۷۴۲۴ است. مقدار بالای پارامتر γ، نشان دهنده بالا بودن سرعت انتقال از رژیم یک به رژیم دو است.

جدول-۵. نتایج برآورد مدل غیرخطی(معادله)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	tآماره	ارزش احتمال
قسمت خطی				
CONST	-۰/۰۵۵۸	۰/۰۵۷۴	-۰/۹۷۱۴	۰/۳۳۹۴
LOGV_d1(t-1)	۰/۳۸۰۵	۰/۱۳۳۲	۲/۸۵۶۷	۰/۰۰۷۸
LOGX_d1(t)	۰/۱۴۴۷	۰/۰۵۵۴	۲/۶۱۱۴	۰/۰۱۴۱
LOGR_d1(t)	۰/۴۲۵۸	۰/۲۰۵۶	۲/۰۲۲۵	۰/۰۵۲۴
LOGL_d1(t)	۰/۴۳۵۰	۰/۱۶۶۰	۲/۶۲۰۳	۰/۰۱۳۸
LOGI_d1(t)	-۰/۲۰۹۸	۰/۱۰۹۹	-۱/۹۰۸۶	۰/۰۶۶۳
LOGR_d1(t-1)	-۰/۱۱۳۳	۰/۰۳۸۴	-۲/۹۴۹۷	۰/۰۰۶۲
LOGL_d1(t-1)	-۰/۲۲۰۸	۰/۱۶۵۰	-۱/۳۳۸۱	۰/۱۹۳۳
LOGI_d1(t-1)	-۰/۰۴۹۰	۰/۰۲۱۳	-۲/۲۹۸۱	۰/۰۲۹۰
قسمت غیر خطی				
CONST	۰/۱۶۰۶	۰/۰۷۳۲	۲/۱۹۴۵	۰/۰۳۶۴
LOGV_d1(t-1)	-۰/۱۲۶۷	۰/۰۵۶۲	-۲/۲۵۴۳	۰/۰۳۱۹
LOGX_d1(t)	۰/۰۶۴۷	۰/۰۱۸۸	۳/۴۳۹۹	۰/۰۰۱۸
LOGR_d1(t)	-۰/۲۹۰۵	۰/۱۱۵۶	-۲/۵۱۲۸	۰/۰۱۷۸

Archive of SID

www.SID.ir

LOGL_d1(t)	۰/۴۱۹۵	۰/۱۸۰۱	۲/۳۲۹۰	۰/۰۲۷۰
LOGI_d1(t)	۰/۵۱۸۵	۰/۱۳۷۶	۳/۷۶۷۸	۰/۰۰۰۷
LOGR_d1(t-1)	۰/۱۴۵۵	۰/۰۸۶۸	۱/۶۷۵۷	۰/۱۰۴۵
LOGL_d1(t-1)	۰/۲۲۲۷	۰/۱۰۲۷	۲/۱۶۸۴	۰/۰۳۸۵
LOGI_d1(t-1)	-۰/۲۱۱۲	۰/۰۹۶۴	-۲/۱۹۱۲	۰/۰۳۶۶
C	-۰/۰۳۰۹			
GAMMA	۱۱/۷۴۲۴			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵) شامل متغیرهایی است که پس از اعمال محدودیت بر روی ضرایب متغیرها حذف نشده‌اند. اعمال محدودیت در مدل استار برای حذف متغیرهای اضافی مدل که هیچ نقشی در بهبود برازش مدل ندارند صورت می‌گیرد. روش کار نیز بدین صورت است که یک بار مدل با حضور متغیر مورد نظر و یک بار نیز با حذف آن متغیر برآورد می‌شود، در صورتی که برازش مدل با حذف متغیر مورد نظر (با مقایسه آماره‌های اطلاعاتی آکاییک و شوارتز) بهبود یافت، در این صورت آن متغیر از مدل حذف خواهد شد. تنها متغیری که در این مطالعه از معادله اصلی حذف شده است، وقفه اول متغیر ارزش صادرات محصولات کشاورزی است.

بر طبق نتایج جدول (۵)، معادلات بدست آمده برای رژیم یک و دو به صورت زیر است:

$$LOGV_d1_t = -0/0558 + 0/3805 LOGV_d1_{t-1} + 0/144 LOGX_d1_t + 0/4158 LOGR_d1_t + 0/4350 LOGL_d1_t - 0/2098 LOGI_d1_t - 0/1133 LOGR_d1_{t-1} - 0/2208 LOGL_d1_{t-1} - 0/0490 LOGI_d1_{t-1}$$

معادله فوق مربوط به رژیم یک است، به عبارت دیگر، اگر در دوره t در رژیم یک (G=0) قرار داشته باشیم، فرآیند تولید داده‌ها با معادله فوق انجام خواهد شد.

ولی اگر در رژیم دو (G=1) قرار داشته باشیم معادله‌ای که فرآیند تولید داده‌ها بر مبنای آن صورت می‌گیرد، بدین شکل خواهد بود:

همان‌طور که مشاهده می‌شود، نحوه تأثیرگذاری متغیرها در رژیم یک متفاوت از رژیم دو است. در رژیم یک

$$LOGV_d1_t = 0/1049 + 0/2538 LOGV_d1_{t-1} + 0/2093 LOGX_d1_t + 0/1253 LOGR_d1_t + 0/8544 LOGL_d1_t + 0/3087 LOGI_d1_t + 0/0322 LOGR_d1_{t-1} + 0/0019 LOGL_d1_{t-1} - 0/2602 LOGI_d1_{t-1}$$

ضریب متغیر ارزش صادرات محصولات کشاورزی برابر ۰/۱۴۴۷ و در رژیم دو ۰/۲۰۹۳ است. به عبارت دیگر

Archive of SID

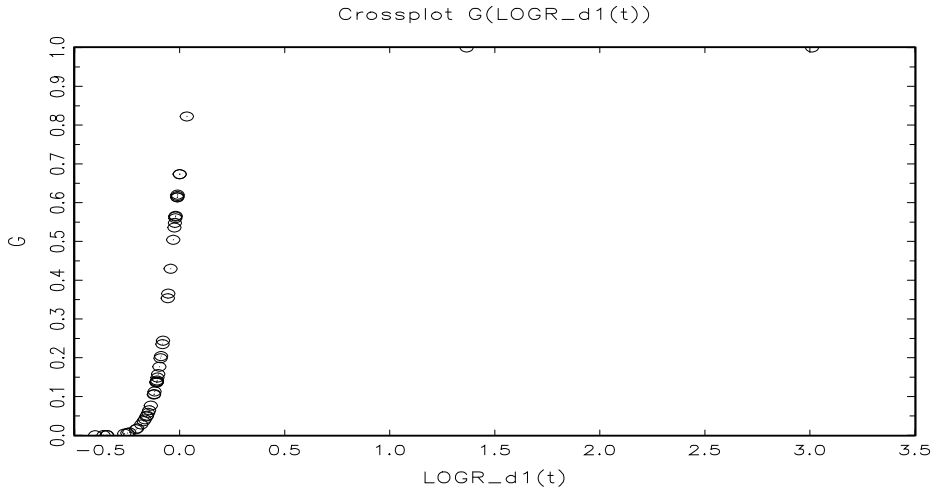
www.SID.ir

افزایش در ارزش صادرات محصولات کشاورزی در هر دو رژیم سبب افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود. ضریب کلی(ضریب خود متغیر به علاوه ضریب وقفه اول آن متغیر) متغیر نرخ ارز واقعی نیز در رژیم اول برابر ۰/۳۰۲۵ و در رژیم دو برابر ۰/۱۵۷۵ است. بر طبق این نتایج، نرخ ارز واقعی در هر دو رژیم دارای اثر مثبت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است.

ضریب کلی متغیر حجم نقدینگی در رژیم یک برابر ۰/۲۱۴۲ و در رژیم دو برابر ۰/۶۴۲۴ است. این متغیر نیز همانند دو متغیر ارزش محصولات کشاورزی و نرخ ارز واقعی، در هر دو رژیم دارای تأثیر مثبت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است.

ضریب کلی متغیر شاخص قیمت محصولات کشاورزی، بر خلاف سه متغیر دیگر، در دو رژیم دارای علامت یکسانی نیست و در رژیم یک برابر ۰/۲۵۸۷- و در رژیم دو برابر ۰/۳۰۷۲۲ است.

شکل-۲. مقدار تابع انتقال به ازای متغیر انتقال



نمودار (۲) نیز میزان تابع انتقال را به ازای مقادیر نرخ ارز واقعی (متغیر انتقال) نشان می‌دهد، همان‌طور که در شکل قابل مشاهده است، شیب نمودار بسیار بالا است که نشان دهنده سرعت بالای انتقال از رژیم یک به رژیم دو است.

www.SID.ir

پیش‌فرض‌های اصلی روش استار، عدم وجود خود همبستگی، همسان بودن واریانس و نرمال بودن جملات اخلال معادله برآورد شده است. بدین منظور برای بررسی هر یک از موارد مذکور، آزمون‌های مربوطه انجام شده و به ترتیب در جداول (۶)، (۷) و (۸) گزارش شده است.

تراسورتا در سال ۱۹۹۸ حالت خاصی از آزمون خود همبستگی گادفری در سال ۱۹۸۸ را برای بررسی وجود خود همبستگی در جملات اخلال روش استار معرفی می‌کند. در اینجا، این آزمون برای جملات اخلال مدل تا ۸ وقفه انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول (۶) گزارش شده است. همان‌طور که نتایج گویای آن است، هیچ‌گونه خود همبستگی بین جملات اخلال مدل، مشاهده نمی‌شود.

جدول-۶. نتایج آزمون خود همبستگی جملات اخلال

وقفه	Fمقدار آماره	درجه آزادی صورت	درجه آزادی مخرج	ارزش احتمال
۱	۲/۰۸۸۳	۱	۲۷	۰/۱۵۹۹
۲	۱/۵۹۶۵	۲	۲۵	۰/۲۲۲۶
۳	۱/۶۴۷	۳	۲۳	۰/۲۰۶۲
۴	۱/۱۶۸۸	۴	۲۱	۰/۳۵۲۹
۵	۱/۱۶۸۹	۵	۱۹	۰/۳۶۰۴
۶	۰/۸۲۸۷	۶	۱۷	۰/۵۶۳۷
۷	۰/۷۹۳۶	۷	۱۵	۰/۶۰۴۱
۸	۱/۰۷۸۳	۸	۱۳	۰/۴۳۳۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون ARCH-LM استفاده شده است. این آزمون دارای دو آماره است که یکی دارای توزیع کای-دو و دیگری دارای توزیع F است. همانند آزمون قبلی، این آزمون نیز برای ۸ وقفه انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول (۷) آورده شده است. فرضیه صفر این آزمون عدم وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال است، بنابراین بر طبق نتایج این جدول، جملات اخلال مدل استار برآورد شده عاری از هر گونه ناهمسانی واریانس است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول-۷. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس جملات اخلال

نوع آماره	مقدار آماره	ارزش احتمال
χ^2	۴/۸۲۷۴	۰/۷۷۵۹
F	۰/۶۸۴۰	۰/۷۰۲۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی نرمال بودن توزیع جملات اخلال از آزمون جارکوبرا استفاده شده است. آماره این آزمون دارای توزیع کای-دو بوده و همچنین فرضیه صفر آن، نرمال بودن جملات اخلال است. بر طبق نتایج جدول (۸) فرضیه صفر این آزمون در سطح معنی‌داری پنج درصد رد نشده و در نتیجه در این سطح اطمینان نمی‌توان شواهدی مبنی بر غیر نرمال بودن جملات اخلال ارائه نمود.

جدول-۸. آزمون نرمال بودن توزیع جملات اخلال

نوع آماره	مقدار آماره	ارزش احتمال
χ^2	۱/۱۶۷۲	۰/۷۷۵۹

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۴. نتیجه‌گیری

اساس تحول و پیشرفت جوامع در حال توسعه بر توسعه بخش کشاورزی و دستیابی به سهم بالاتر در بازارهای جهانی استوار است. بدیهی است عوامل متعددی همچون سیاست‌های پولی و مالی، سیاسی، ساختاری و غیره بر جریان تولید و رشد اقتصادی بخش کشاورزی اثر می‌گذارند که حجم پول یا نقدینگی یکی از این عوامل است. همچنین در این پژوهش به بررسی رابطه غیر خطی بین نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی با استفاده از مدل STAR پرداخته شد. قبل از تخمین مدل غیرخطی استار می‌بایست تعداد وقفه‌های متغیرهای درونزا و برونزای مدل تعیین گردند. بدین منظور، ابتدا یک مدل خطی تخمین زده و تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای درون‌زا و برونزا را بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکاییک و شوارتز تعیین می‌نماییم. تعداد وقفه بهینه برای هر دو گروه متغیرهای درون‌زا و برونزا بر اساس هر دو معیار آکاییک و شوارتز، یک وقفه تعیین می‌شود. مقدار آماره F هنگامی که متغیر نرخ ارز واقعی به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته می‌شود به حداقل مقدار خود می‌رسد. بنابراین، متغیر نرخ ارز واقعی به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود. مدلی که با در نظر گرفتن این متغیر به عنوان متغیر انتقال جهت تخمین پیشنهاد می‌شود، مدل استار با دو رژیم (LSTR1) است. برای محاسبه مقادیر اولیه پارامترهای آستانه و سرعت انتقال، ابتدا یک بازه برای هر یک از پارامترها در نظر گرفته شده و سپس در

Archive of SID

www.SID.ir

این بازه، بهترین مقدار این پارامترها (به عنوان مقادیر اولیه) با استفاده از جستجو و بر مبنای حداقل مجموع مربعات جملات اخلال انتخاب می‌گردند. مقادیر اولیه بدست آمده برای پارامتر آستانه، برابر ۰/۰۴۹- و برای پارامتر سرعت انتقال، ۱۰ تعیین می‌شود. مقدار برآورد شده پارامتر آستانه برابر ۰/۰۳۰۹- و مقدار برآورد شده پارامتر سرعت انتقال برابر ۱۱/۷۴۲۴ است. مقدار بالای پارامتر γ، نشان دهنده بالا بودن سرعت انتقال از رژیم یک به رژیم دو است. نتایج نشان داد، نحوه تأثیرگذاری متغیرها در رژیم یک متفاوت از رژیم دو است. در رژیم یک ضریب متغیر ارزش صادرات محصولات کشاورزی برابر ۰/۱۴۴۷ و در رژیم دو ۰/۲۰۹۳ است. به عبارت دیگر افزایش در ارزش صادرات محصولات کشاورزی در هر دو رژیم سبب افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود. ضریب کلی (ضریب خود متغیر به علاوه ضریب وقفه اول آن متغیر) متغیر نرخ ارز واقعی نیز در رژیم اول برابر ۰/۳۰۲۵ و در رژیم دو برابر ۰/۱۵۷۵ است. بر طبق این نتایج، نرخ ارز واقعی در هر دو رژیم دارای اثر مثبت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است. ضریب کلی متغیر حجم نقدینگی در رژیم یک برابر ۰/۲۱۴۲ و در رژیم دو برابر ۰/۶۴۲۴ است. این متغیر نیز همانند دو متغیر ارزش محصولات کشاورزی و نرخ ارز واقعی، در هر دو رژیم دارای تأثیر مثبت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است. ضریب کلی متغیر شاخص قیمت محصولات کشاورزی، بر خلاف سه متغیر دیگر، در دو رژیم دارای علامت یکسانی نیست و در رژیم یک برابر ۰/۲۵۸۷- و در رژیم دو برابر ۰/۳۰۷۲۲ است.

بنابراین نتایج به‌دست آمده نشان داد که ارتباط مستقیمی بین حجم نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد. به عبارت دیگر، بر طبق نتایج به‌دست آمده افزایش حجم نقدینگی 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 یابد 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 سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی به خاطر طبیعت وابسته این بخش به تغییرات آب و هوایی، دارای ریسک بالایی نسبت به سایر بخش‌ها است. نتایج به دست آمده از مطالعه دینایی و اکبری (۱۳۸۰) نیز نشان داد که حجم نقدینگی بر تولید واقعی بخش کشاورزی تأثیر مثبت و غیرمعنی‌دار دارد.

هم‌چنین مطالعه میرزایی خلیل آبادی و همکاران (۱۳۸) نشان داد افزایش حجم نقدینگی در کوتاه مدت دارای اثر مثبت بر رشد بخش کشاورزی است. 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 (تکانه 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.

Archive of SID

www.SID.ir

۵. پیشنهادات مبتنی بر نتایج تحقیق

با توجه به نتایج به‌دست آمده نقدینگی تأثیر مثبت و معنادار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. به این ترتیب که اعمال سیاست پولی انبساطی در بلندمدت از طریق کاهش نرخ بهره و در کوتاه‌مدت از طریق افزایش سطح تسهیلات اعطایی به واحدهای خصوصی منجر به افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود. بنابراین، هماهنگی و سازگاری بین بخش‌های مختلف سیاست‌گذاری در زمینه تصمیم‌گیری در خصوص نحوه و میزان اعمال سیاست‌های مذکور می‌تواند منجر به افزایش پایدار و با ثبات ارزش افزوده بخش کشاورزی شود. در این راستا لازم است آثار متقابل سیاست‌ها نیز مورد توجه قرار گیرد.

۶. پیشنهادات برای پژوهش‌های آتی

از آنجایی که در این پژوهش، فقط برخی از عوامل طرف تقاضای بخش کشاورزی، یعنی متغیرهای حجم نقدینگی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، شاخص قیمت تولیدات کشاورزی، نرخ ارز و ارزش صادرات محصولات کشاورزی در مدل استفاده شده است لذا پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی عوامل عرضه (نیروی کار، بهره‌وری و تکنولوژی) هم مورد توجه قرار گیرد.

سیاست‌های پولی به دلیل تأثیر بیشتر بلند مدت خود نسبت به کوتاه مدت باید به صورت بلند مدت اتخاذ گردند و از یک ثبات نسبی برخوردار باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

اعظم‌زاده شورکی، مهدی و خلیلیان، صادق (۱۳۸۹). **بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت غذا در ایران**، *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، جلد ۲، شماره ۲: ۱۸۴-۱۷۷.

افشارپور، مهلا.، مهرابی بشرآبادی، حسین و پهلوانی، مصیب (۱۳۹۳). **بررسی تأثیر توسعه زیرساخت-های حمل و نقل بر ارزش افزوده بخش کشاورزی**، *فصلنامه تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد ۶، شماره۲: ۱۳۴-۱۱۵.

پرهیزکاری، ابوذر.، صیوحی، محمود.، مستشاری محصص، مهرزاد و میرزایی، مهرنوش (۱۳۹۳). **بررسی اثرات بی‌ثباتی نرخ ارز بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران**، *فصلنامه تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد ۶، شماره ۲: ۹۴-۶۹.

جلائی، سیدعبدالمجید.، عزیزی، آسیه.، زارعی،نسیبه و مهرابی بشرآبادی (۱۳۹۳). **بررسی جایگاه و نقش بخش کشاورزی در ادوار تجاری ایران**، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۱: ۸۲-۶۷.

دهدشتی، مسعود.، محمدی، حمید.، دهباشی، وحید و دهقان‌پور، حامد (۱۳۹۱). **پیش‌بینی تورم و نقدینگی و اثرات آن‌ها بر ارزش افزوده بخش کشاورزی**، *مجله اقتصاد کشاورزی*، شماره۶: ۳۶-۱۷.

ساسولی، م و صالح، ا (۱۳۸۶). **نقش و اهمیت شوک‌های کلان و بخشی در ادوار تجاری رشته فعالیت‌های مختلف صنعت ایران**، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۷: ۳۱-۱.

سایت بانک مرکزی ایران به نشانی www.cbi.ir

شریفی رنانی، حسین.، توکلی، امیر و هنرور، نغمه (۱۳۹۲). **تأثیر اعتبارات بانک کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران**، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال بیست و یکم، شماره ۸۴.

صادقی، مهدی و شوال‌پور، سعید (۱۳۸۹). **اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی**، جلد اول، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).

محمدی دینانی، منصور و اکبری، احمد (۱۳۸۰). **بررسی تأثیر افزایش نقدینگی بر تولید بخش کشاورزی**، *مجله علوم کشاورزی ایران*، شماره۱: ۷-۱.

میرزایی خلیل آبادی، حمیدرضا.، نقوی، سمیه.، مهرابی بشرآبادی، حسین و جلائی اسفندآبادی، عبدالمجید (۱۳۸۸). **بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر رشد بخش کشاورزی**، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱: ۱۴۶-۱۲۳.

Enders, W. (2004). **Applied Econometric Time Series**, 3rd Ed.

Archive of SID

www.SID.ir

Frank, J. and Garcia. P. (2006). **Selected paper prepared for the presentation at the American Agricultural Economics Association meeting**, long Beach, California, July, 23-26.

Godfrey, L. (1988). **Misspecification Tests in Econometrics**, Cambridge University Press, Cambridge.

Irina, B. and Lansink, A. (2003). contributed paper selected for presentation at the 25th Internation conference of Agricultural Economists, August 16-22, Durban, South Africa.

John Cochrane, H. (1998). **What Do The VARs Mean? Measuring the Output Effects of Monetary Policy'**. *Journal of Monetary Economics.*PP.277-300.

Terasvirta, T. (1998). **Modeling economic relationships with smooth transition regressions**, in A. Ullah and D. Giles (eds), Handbook of Applied Economic Statistics, Dekker, New York, pp. 229-246.

Van Dijk, D, Hans, F and Philip, H. (1999). **Modeling Multiple Regimes in the Business Cycle**, Macroeconomic Dynamics, Vol. 3.

Archive of SID

www.SID.ir

Non-linear Liquidity Effects on the Agriculture Sector Value Added; A Threshold Approach-based

Mohammad Djavad Mehdizede, Hamid Mohammadi, Mashallah Salarpour, Alireza Keykha

Received: 22 December 2014 **Accepted**: 17 January 2016

In this article, the nonlinear relationship between liquidity and value added of agriculture sector is investigated based on STAR method during 1960-2011. The results of nonlinear STAR method suggest that the estimated value of threshold parameter and transfer rate parameter are -0.0309 and 11.7424 respectively. The high value of parameter shows the high transfer rate from regime one to two. As can be seen, the effectiveness of variables in regime one is different from regime two. In regime one and two, the coefficient of the value of agricultural exports' variable, are 0.1447 and 0.2093, respectively. In other words, the increase in the value of agricultural exports in both regimes causes the increase in value added of the agriculture sector. The general coefficient (the coefficient of the variable plus the coefficient of the first lag of that variable) of real exchange rate variable in regime one and two is 0.3025 and 0.1575, respectively. Based on these results, the real exchange rate in both regimes has a positive effect on value added of the agriculture sector. The general coefficient of liquidity variable in regimes one and two is 0.2142 and 0.6424, respectively. The general coefficient of the variable of the price index of agricultural products is not of the same sign in two regimes unlike the other three variables, and is -0.2587 and 0.30722, in regimes one and two respectively.

JEL Classification: N5, E19, C13.

Keywords: *Value Added, Liquidity, Nonlinear Relationship, STAR Model*

Archive of SID

www.SID.ir