اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و چهارم، شمارهٔ ۹۵، پاییز ۱۳۹۵

بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت محصولات کشاورزی ایران: رویکرد الگوی خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) و گراف‌های غیرچرخشی سودار(DAG)

اسماعیل پیش بهار[1*]، قادر دشتی[2]، سمانه خلیلی ملکشاه[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۵/۱۳

چکیده

به دلیل نقش مهم محصولات کشاورزی در تأمین امنیت غذایی، تولید مواد اولیه و نهاده‌های مورد نیاز سایر بخش‌ها، همواره کنترل قیمت این محصولات با ابزارهای مختلف مورد توجه سیاست‌گذاران بوده و با ابزارهای مختلف سعی در کنترل قیمت محصولات کشاورزی شده است. بخش کشاورزی به عنوان یکی از زیر بخش‌های کلان اقتصادی مسلماً از متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌پذیرد. هدف از این مطالعه بررسی اثر متغیرهای کلان مانند حجم نقدینگی، نرخ بهره، نرخ ارز واقعی بازار آزاد و قیمت محصولات صنعتی بر قیمت محصولات کشاورزی است. در این راستا، از رویکرد خودتوضیح‌برداری ساختاری (SVAR)

۱و۲. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز e-mail: pishbahar@yahoo.com

* نویسندهٔ مسئول

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز

استفاده شد. برای شناسا نمودن شوک‌های ساختاری روش گراف‌های غیرچرخشی سودار (DAG) به کار گرفته شد. نتایج نشان داد حجم نقدینگی در کوتاه‌مدت بر قیمت محصولات کشاورزی اثر گذار است که البته این اثر در بلندمدت کمتر می‌باشد. همچنین نرخ ارز واقعی بازار آزاد در بلندمدت و قیمت محصولات صنعتی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مهم‌ترین عوامل مؤثر بر قیمت محصولات کشاورزی هستند؛ بنابراین، جهت جلوگیری از تغییرات قیمت محصولات کشاورزی، استفاده از سیاست‌های انقباضی پولی، کنترل تغییرات نرخ ارز بازار آزاد و جلوگیری از تشکیل بازار سیاه ارز و کنترل قیمت محصولات صنعتی از طریق کنترل تغییرات نرخ ارز واقعی بازار آزاد و تثبیت نرخ ارز به عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر قیمت محصولات صنعتی توصیه می‌گردند.

طبقه‌بندی JEL: C50، E51، Q11

کلیدواژه‌ها:

قیمت محصولات کشاورزی، مدل خودتوضیح برداری ساختاری، گراف غیرچرخشی سودار، ایران

مقدمه

تغییرات قیمت محصولات کشاورزی یکی از دغدغه‌های اصلی عموم مردم و سیاست‌گذران می‌باشد، چرا که این تغییرات عامل بازدارنده برای افزایش بهره‌وری بخش کشاورزی است. این تغییرات منجر به تشدید فشارهای ناشی از تورم می‌گردد به‌طوری که منجر به ریسکی شدن تولید کشاورزی می‌شود و از این طریق بر تصمیمات سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد که عواقب جدی بر رشد، درآمد، سودآوری و بهره‌وری مزرعه دارد (کارگبو، ۲۰۰۵). قیمت محصولات کشاورزی به دلیل اینکه این بخش یکی از زیر بخش‌های مهم اقتصاد می‌باشد، تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی قرار دارد. در این راستا مطالعات متعددی صورت گرفته است. آووکوز (۲۰۰۵) با بررسی اثر سیاست‌های کلان (شامل حجم نقدینگی،

نرخ ارز، نرخ بهره، و قیمت محصولات صنعتی) بر قیمت محصولات کشاورزی نتیجه گرفت که تغییر در حجم نقدینگی به عنوان معیاری از سیاست پولی تأثیر اندکی بر قیمت محصولات کشاورزی دارد. در مطالعه وی متغیر کلان اصلی تأثیرگذار بر قیمت محصولات کشاورزی نرخ ارز می‌باشد که به‌طور مستقیم به همراه نرخ بهره، منبع اصلی شوک سیاست پولی است. در مطالعه‌ای چاو و همکاران (۲۰۰۵) به ارزیابی ارتباط بین متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم با قیمت محصولات کشاورزی پرداختند و نشان دادند تغییر در نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر قیمت محصولات کشاورزی دارد. کابیا و گیل (۲۰۰۰) با بررسی اثر تغییر در سیاست پولی و نرخ ارز بر قیمت محصولات کشاورزی نتیجه گرفتند تغییر در متغیرهای کلان بر قیمت محصولات کشاورزی اثرگذار است، اما عکس آن صادق نیست. کارگبو (۲۰۰۵) با بررسی اثر فاکتورهای کلان مالی و پولی بر قیمت مواد غذایی در چهار کشور غرب آفریقا با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری نشان داد شوک حجم نقدینگی، نرخ ارز و سیاست‌های تجاری اثر معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی و درآمد واقعی دارند. اسفها و جوست (۲۰۰۷) با بررسی اثر بلندمدت و کوتاه‌مدت سیاست‌های پولی بر قیمت محصولات کشاورزی در جنوب آفریقا نشان دادند رابطه‌ای بلندمدت بین قیمت محصولات کشاورزی، نرخ ارز و حجم نقدینگی وجود دارد. آنزونی و همکاران (۲۰۱۳) نیز به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت کالا با استفاده از مدل خودتوضیح برداری (VAR) پرداختند و نتیجه گرفتند که شوک پولی انبساطی اثر معنی‌دار، اما اندک بر شاخص قیمت کالا دارد.

مقدسی و یزدانی (۱۳۷۹) با بررسی رابطه متغیرهای عمده اقتصادی بخش کشاورزی شامل ارزش افزوده، قیمت، صادرات و سرمایه‌گذاری با سیاست‌های پولی و مالی دولت با استفاده از بردارهای خود رگرسیون و رگرسیون‌های هم انباشتگی نشان دادند تأثیر سیاست‌های پولی و مالی دولت بر قیمت محصولات کشاورزی مثبت است. نصیری (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای رابطه علی بین حجم نقدینگی و قیمت‌های کشاورزی و صنعتی را با استفاده از آزمون علیت گرنجر ارزیابی کرد و نشان داد تغییرات حجم پول علت تغییرات شاخص قیمت محصولات

کشاورزی می‌باشد. حاجیان و همکاران (۱۳۸۶) نیز اثر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی شامل ارزش افزوده، قیمت، صادرات و سرمایه‌گذاری را با استفاده از الگوی VAR بررسی نمودند. نتایج نشان داد تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر هر سه متغیر بخش کشاورزی مثبت است. همچنین افزایش ناگهانی در حجم نقدینگی، اثر مثبت و کاهشی بر ارزش افزوده و قیمت بخش کشاورزی دارد.

مهم‌ترین متغیرهایی که می‌توانند بر قیمت محصولات کشاورزی تأثیرگذار باشند و در مرور ادبیات به چشم می‌خورد عبارت‌اند از: حجم نقدینگی، نرخ بهره، نرخ ارز و قیمت محصولات صنعتی. طبق آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۹۲ حجم نقدینگی (M_2) در طی ده سال اخیر در ایران از ۳۲۰۹۵۷/۲ میلیارد ریال به ۳۵۲۲۲۰۴/۱ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۰ رسیده است که تقریباً ۱۱ برابر میزان آن در سال ۱۳۸۰ است. از دیگر متغیرهای مهم نرخ بهره می‌باشد که از طریق تغییر در میزان سرمایه گذاری بر قیمت محصولات کشاورزی اثرگذار است و به‌صورت میانگین وزنی نرخ سود تسهیلات بخش های مختلف محاسبه شده است. نرخ ارز نیز از طریق تأثیری که بر قیمت محصولات کشاورزی وارداتی و نهاده‌های وارداتی دارد بر قیمت محصولات کشاورزی اثر گذار است. این متغیر طی این دوره ۹۱ درصد رشد داشته است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۲).

با توجه به نقش مهم قیمت به عنوان ابزارهای اصلی برای اهداف تولید، مصرف و صادرات در بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش کشاورزی و با توجه به تأثیرپذیری قیمت محصولات کشاورزی از متغیرهای کلان اقتصادی، شناخت اثر متغیرهای کلان بر قیمت محصولات کشاورزی اهمیت می‌یابد. هدف از این مطالعه بررسی اثرات متغیرهای مزبور در ایران بر قیمت محصولات کشاورزی می‌باشد. مرور منابع نشان می‌دهد اغلب برای بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت محصولات کشاورزی از روش گرنجر استفاده شده است که در آن آزمون والد به منظور بررسی جهت علیت بین متغیرها به کار می‌رود. روش دیگری که توسط اغلب محققان استفاده می‌شود، روش خودتوضیح برداری (یا مدل تصحیح

خطا و هم‌انباشتگی) است که به منظور شناخت واکنش قیمت محصولات کشاورزی به متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد (مقدسی، ۱۳۸۹، نث، ۲۰۰۴، کابیا و گیل، ۲۰۰۰). اما ایراد اساسی که بر مدل VAR گرفته شد این است که مدل‌های خودتوضیح بر پایه مدل فرم خلاصه شده می‌باشد و بیانگر رابطه پویا بین متغیرهاست. یعنی مدل VAR تنها قادر به تعیین جهت و اندازه شوک است و در آن امکان شناسایی یعنی مشخص نمودن دقیق نحوه تأثیرگذاری متغیرها بر یکدیگر، تعیین میزان اثر هر یک بر دیگری، آزمون فرضیه‌ها و تئوری‌های اقتصادی امکان‌پذیر نیست. در این روش، امکان تفسیر اقتصادی نتایج اغلب غیرممکن است جز اینکه فرم خلاصه شده مدل VAR با مدل اقتصادی مرتبط شود (لوتکپل، ۲۰۰۴).

روش مرسوم برای شناسا نمودن مدل VAR روش تجزیه چولسکی بر مبنای ساختار عطفی است. این روش به ترتیب متغیرها حساس می‌باشد. خصوصاً زمانی‌که رابطه هم‌زمان میان متغیرها وجود داشته باشد. تغییر ترتیب متغیرها در تجزیه چولسکی می‌تواند منجر به نتایج متفاوتی در تابع واکنش تکانه و تجزیه واریانس شود. سیمز (۱۹۸۱، ۱۹۸۶)، برنانک (۱۹۸۶) و شاپیرو و واتسون (۱۹۸۸) روش جدیدی برای شناسا کردن مدل های VAR ارائه نمودند که به مدل‌های خودتوضیحی برداری ساختاری (SVAR) معروف شد. در این روش، ضرایب با استفاده از تئورهای اقتصادی و اعمال قیود شناسا می‌گردند که امروزه به‌طور گسترده‌ای در مطالعات به کار گرفته می‌شود (لوتکپل، ۲۰۰۴). اما ایراد اساسی که خود مدل SVAR دارد آن است که به جای آزمون تئوری‌های اقتصادی آنها را صحیح در نظر گرفته و با استفاده از آنها به منظور شناسایی ضرایب اعمال قید می‌نماید. به دنبال ضعف مدل SVAR، در این مطالعه جهت بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت محصولات کشاورزی جهت شناسا نمودن مدل از اطلاعات علت و معلولی ذاتی موجود در خود داده‌ها با استفاده روش گراف‌های غیرچرخشی سودار (DAG) [1] قیود لازم برای شناسا کردن ضرایب در الگوی SVAR استخراج گردید. ایده اساسی گراف‌های غیر چرخشی سودار نشان دادن روابط علی ذاتی موجود بین مجموعه‌ای از متغیرها با گراف می‌باشد.

1. Directed Acyclic Graphs

روش تحقیق

الگوی SVAR از یک مدل فرم خلاصه شده استاندارد VAR(p) به‌صورت رابطه ۱ شروع می‌شود:

$$y_t = A(L)\, y_{t-1} + u_t \qquad (۱)$$

که در آن y_t یک بردار $K\times 1$ از متغیرهای سری‌های زمانی، A(L) یک ماتریس چندجمله‌ای به‌صورت عملگر وقفه‌ای L، u_t بردار $K\times 1$ اجزای اخلال با ماتریس واریانس کوواریانس $E[u_t u_t'] = \Sigma$ و t=1, …,T است . مدل VAR ممکن است دارای عرض از مبدأ و روند باشد (فراشر و همکاران، ۲۰۰۸).

رابطه کلی بین شوک‌های فرم خلاصه شده و شوک‌های فرم ساختاری در مدل SVAR به‌صورت زیر می‌باشد:

$$Au_t = Be_t \qquad (۲)$$

که در آن u_t و e_t به ترتیب بردارهای جملات اخلال فرم خلاصه شده و جملات اخلال ساختاری با ابعاد $K\times 1$ هستند. A و B ماتریس‌هایی وارون پذیر با ابعاد $K\times K$ هستند که بیانگر همبستگی هم‌زمان بین متغیرها می‌باشند. متداول‌ترین و کاربردی‌ترین نوع قیود اعمال شده بر *مدل* SVR به قرار زیر است:

۱) $B = I_K$. I_K ماتریس مربع از مرتبه K است. در این حالت $Au_t = e_t$ می‌باشد. جهت شناسا نمودن یک مجموعه قید روی ماتریس A اعمال می‌گردد. قیود خطی روی A را می‌توان به‌صورت برداری $\mathrm{vec}(A) = R_A \gamma_A + r_A$ نوشت که در آن γ_A شامل تمام عناصر غیر مقید A، R_A یک ماتریس مناسب[1] با عناصر ۰، ۱- و r_A یک بردار از عناصر ثابت نرمال شده می‌باشد.

۲) $A = I_K$. I_K ماتریس مربع از مرتبه K است. در این حالت $u_t = Be_t$ می‌باشد. جهت شناسا نمودن یک مجموعه قید روی ماتریس B اعمال می‌گردد. قیود خطی روی B را

1. Suitable Matrix

می‌توان به‌صورت $\mathrm{vec}(\mathrm{B}) = \mathrm{R}_\mathrm{B}\gamma_\mathrm{B} + \mathrm{r}_\mathrm{B}$ نوشت که در آن γ_B شامل تمام عناصر غیر مقید ماتریس B، R_B یک ماتریس مناسب با عناصر ۰-۱ می‌باشد.

۳) مدل AB شامل دو مجموعه قید روی ماتریس A و B مانند مدل ۱ و ۲ می‌باشد که $Au_t = Be_t$. در این حالت دو مجموعه قید $\mathrm{vec}(\mathrm{A}) = \mathrm{R}_\mathrm{A}\gamma_\mathrm{A} + \mathrm{r}_\mathrm{A}$ و $\mathrm{vec}(\mathrm{B}) = \mathrm{R}_\mathrm{B}\gamma_\mathrm{B} + \mathrm{r}_\mathrm{B}$ برای شناسایی سیستم استفاده می‌شود.

۴) گاهی ممکن است اطلاعات قبلی از اثرات بلندمدت برخی شوک‌ها در دسترس باشد. در این حالت از مدلی با عنوان مدل C استفاده می‌شود. فرم عمومی مدل SVAR را می‌توان به‌صورت رابطه ۳ نوشت:

$$A(I_K - A_1L - A_2L^2 - \ldots - A_PL^P)y_t = Be_t \qquad (۳)$$

که اگر به منظور ساده سازی $\overline{A}=(I_K - A_1L - A_2L^2 - \ldots - A_PL^P)$ در نظر گرفته شود، $\overline{A^{-1}}$ ماتریس اثرات بلندمدت شوک‌های VAR فرم خلاصه شده می‌باشد. می‌توان رابطه ۳ را به‌صورت رابطه ۴ بازنویسی نمود:

$$y_t = \overline{A^{-1}}Be_t \qquad (۴)$$

که در آن $C = \overline{A^{-1}}B$ ماتریس واکنش بلندمدت به شوک‌های متعامد می‌باشد و $y_t = Ce_t$. در مدل بلندمدت قیود روی عناصر ماتریس C اعمال می‌شوند (لوتکپل، ۲۰۰۴).

شناسا نمودن VAR در مدل ۱ مستلزم اعمال قیود کافی برای تجزیه u_tو به‌دست آوردن شوک های ساختاری معنی‌دار از لحاظ اقتصادی می‌باشد. اگر e_t یک بردار $K\times1$ از شوک‌های ساختاری مستقل باشند، بنابراین $E[e_te_t]=I_n$ است و نیاز به ماتریسی مانند A وجود دارد که رابطه $Au_t = e_t$ باشد. ستون jام ماتریس A (a_j) بردار تکانه است و نشان‌دهنده اثر هم‌زمان تکانه ساختاری j ام به اندازه یک انحراف معیار بر روی K متغیر درونزای سیستم می‌باشد؛ بنابراین:

$$\Sigma = E[u_tu_t'] = AE[e_te_t']A' = AA' \qquad (۵)$$

جهت شناسا نمودن الگو نیاز به اعمال حداقل K(K-1)/2 قید بر روی ماتریس A می‌باشد. روش معمول و سنتی مورد استفاده اکثر محققان روش تجزیه چولسکی می‌باشد که در آن ماتریس A ساختار عطفی دارد و به‌صورت ماتریس پایین مثلثی در می‌آید (فراشر و همکاران، ۲۰۰۸). این قیود اعمال شده بر ماتریس A اغلب براساس تئوری‌های اقتصادی اعمال می‌گردند که به چینش حساس می‌باشند و ممکن است به نتایج واضحی نینجامند (آووکوز، ۲۰۰۵). بنابراین در این مطالعه از روش جدیدی جهت شناسا نمودن استفاده شد. این مطالعه از این لحاظ متفاوت با سایر مطالعات می باشد که از اطلاعات علت و معلولی ذاتی موجود در داده‌ها برای آزمون علیت هم‌زمان با استفاده از گراف‌های غیرچرخشی سودار (DAG) استفاده شده است.

گراف‌های غیر چرخشی سودار (DAG)

تئوری گراف‌های غیرچرخشی سودار (DAG) یکی از زیرشاخه‌های ریاضیات گسسته می‌باشد که دارای کاربرد متعددی در علوم طبیعی و علوم اجتماعی می‌باشد. نظریه گراف را می‌توان به دو شاخه تقسیم نمود: گراف‌های غیرسودار و گراف‌های سودار. گراف‌های غیرسودار بیشتر در علوم طبیعی و گراف‌های سودار بیشتر در علوم اقتصادی و علوم اجتماعی به‌کار می‌رود (آووکوز، ۲۰۰۵). ایده اصلی گراف‌های سودار نشان دادن روابط علی بین مجموعه‌ای از متغیرها و یا استقلال شرطی متغیرها با استفاده از گراف پیکان (⟵) است. منظور از غیر چرخشی این است که با دنبال کردن پیکان‌های سودار نمی‌توان به متغیر اولیه برگشت. یعنی ارتباط $X \longrightarrow Y \longrightarrow X$ در گراف غیر چرخشی وجود ندارد (زیبایی و رحمانی، ۱۳۸۸). برای مثال اگر یک فلش جهت‌دار از $Q \rightarrow P$ وجود داشته باشد، متغیر Q والد P[1] و P به‌عنوان فرزند Q[2] می باشد. در این حالت، Q علت مستقیم P می‌باشد. همچنین

1. Parent
2. Child

گرافی که به‌صورت $P \leftarrow X \rightarrow Q$ باشد بیانگر این است که X علت P و Q است. این رابطه نشان می‌دهد که ارتباط غیرمشروط بین P و Q غیر صفر است اما ارتباط مشروط بین P و Q با توجه به اثر مشترک X صفر است. در عوض اگر سناریویی داشته باشیم که در آن هم X و هم Q علت P باشند ($X \rightarrow P \leftarrow Q$)، ارتباط غیرشرطی بین X و Q صفر است، اما ارتباط شرطی بین X و Q با توجه به اثر مشترک P غیر صفر است.

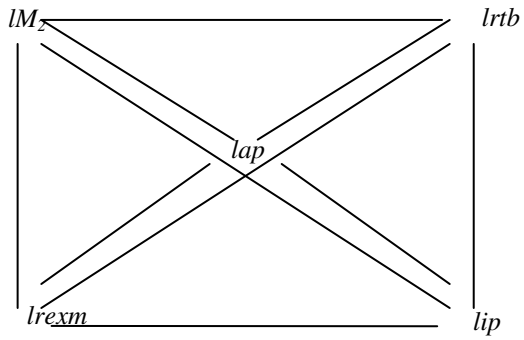
گراف‌های سودار برای نمایش استقلال شرطی متغیرهاست که به‌وسیله تجزیه عوامل متوالی و به‌صورت رابطه ۶ ارائه می‌گردد:

$$\Pr(v_1, v_2, v_3, ..., v_n) = \prod_{i=1}^{n} \Pr(v_i \mid \mathrm{pa_i}) \qquad (۶)$$

که در آن Pr ، احتمال رئوس $V(v_1, v_2, v_3, ..., v_n)$ و pa وجود برخی از زیرمجموعه متغیرهاست که از نظر ترتیبی قبل از $v_i (i = 1,2,...n)$ دارای روابط علی بودند. v_iها همان متغیرهاست که در رئوس گراف قرار می‌گیرد و شامل حجم نقدینگی، نرخ بهره، نرخ ارز واقعی بازار آزاد، قیمت محصولات صنعتی و قیمت محصولات کشاورزی است. پیرل (۱۹۹۵ و ۲۰۰۰) نشان داد روابط استقلال شرطی به دست آمده از رابطه ۶ را می‌توان به‌وسیله «جداسازی-سودار[1] » ارائه نمود. مفهوم جداسازی-سودار استقلال شرطی را به‌صورت گرافیکی در DAG خلاصه می‌نماید (آووکوز، ۲۰۰۵).

اسپریت و همکاران (۱۹۹۳) مفهوم جداسازی-سودار را در یک الگوریتم PC[2] برای ساخت گراف‌های غیر چرخشی سودار با استفاده از مفهوم «مجموعه شرط‌هایی که منجر به حذف خطوط ارتباطی می‌گردد[3]» به‌کار بستند که این الگوریتم در نرم افزار TETRAD 4 طراحی و قابل استفاده می‌باشد. به‌طور خلاصه، یک گراف کامل بدون جهت G با مجموعه رئوس V=(lM_2 , lrtb, lrexm, lip, lap) به‌صورت زیر است:

1. Directional-Separation
2. Peter Spirtes and Clark Glymour
3. Sepset



شکل ۱. گراف غیر سودار کامل

گراف بدون جهت، خطوط ارتباطی بدون جهت بین هر دو متغیر از سیستم را نشان می‌دهد. خطوط ارتباطی بین یک مجموعه از n متغیر به‌طور پی‌درپی براساس به صفر رسیدن همبستگی و همبستگی جزئی (همبستگی شرطی) حذف می‌شود. الگوریتم PC به منظور حذف خطوط بین متغیرها در گراف کامل، از همبستگی بین زوج متغیرها استفاده می‌کند و خطوط ارتباطی بین متغیرهایی که همبستگی صفر دارند را حذف می‌نماید. خطوط باقیمانده براساس همبستگی جزئی مرتبه اول صفر (همبستگی بین دو متغیر مشروط به متغیر سوم) بررسی می‌شوند. در این حالت نیز خطوط بین متغیرهایی که همبستگی شرطی مرتبه اول صفر دارند حذف می‌گردند. متغیرهایی که پس از بررسی همبستگی شرطی مرتبه اول حذف نشدند، براساس همبستگی شرطی درجه دوم صفر بررسی می‌شود. برای بررسی همبستگی شرطی الگوریتم n-2 مرتبه، پیوسته ادامه می‌یابد. به‌طور خلاصه می‌توان گفت از آماره z فیشر برای آزمون همبستگی و همبستگی شرطی صفر نمونه استفاده می‌شود. آماره فیشر به‌صورت رابطه ۷ می‌باشد:

$$z(\rho(i,j\mid \mathrm{k})\mathrm{n}) = \left[\frac{1}{2}\sqrt{n-|k|-3}\right]\ln\left\{\frac{|1+\rho(i,j\mid \mathrm{k})|}{1-\rho(i,j\mid \mathrm{k})}\right\} \qquad (۷)$$

که در آن n تعداد مشاهدات برای برآورد همبستگی، $\rho(i,j\mid \mathrm{k})$ همبستگی بین سری‌های i و j به شرط سری k (حذف اثر سری k روی i و j) و |k| بیانگر تعداد متغیرهای k می‌باشد. اگر i،

j و k دارای توزیع نرمال باشند و r(i,j|k) همبستگی شرطی نمونه i و j با توجه به k باشد در این صورت توزیع $z(\rho(i,j\,|\,\mathrm{k})\mathrm{n}) - z(r(i,j\,|\,\mathrm{k})\mathrm{n})$ نرمال استاندارد می‌باشد (بسلر و یانگ، ۲۰۰۳).

برای استفاده از روش DAG نیاز به ماتریس ضرایب همبستگی پسماندهای الگوی VAR است. با توجه به اینکه بدون اعمال قیود جهت شناسایی امکان برآورد الگوی VAR نیست، لذا ماتریس ضرایب همبستگی پسماندها از الگوی VAR استخراج می‌گردد. این ماتریس همبستگی مبنایی برای تعیین جهت علی متغیرها و نیز تعریف قیود جهت شناسایی الگوی SVAR قرار می‌گیرد. از این‌رو، در این مطالعه به منظور بررسی اثرات متغیرهای کلان بر قیمت محصولات کشاورزی، ابتدا فرم استاندارد (حل شده) الگوی VAR (یا الگوی VECM اگر داده‌ها I(1) باشند) برای به‌دست آوردن ماتریس همبستگی پسماندها برآورد گردید و سپس ساختار علی هم‌زمان متغیرها از طریق گراف غیرچرخشی سودار (DAG) تعیین شد. در نهایت با استفاده از ساختار علی به دست آمده بر ماتریس A قیودلازم جهت شناسایی ضرایب SVAR اعمال شد. پس از اعمال قیود و شناسا نمودن ضرایب، الگوی SVAR برآورد می‌گردد.

متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه عبارت‌اند از: نرخ بهره وزنی به صورت میانگین وزنی نرخ سود تسهیلات بخش‌های مختلف (lrtb)، نرخ ارز واقعی بازار آزاد (lrexm)، شاخص قیمت کالاهای کشاورزی به قیمت سال پایه ۱۳۷۶به‌عنوان معیاری از قیمت محصولات کشاورزی (lap)، شاخص قیمت تولید کننده بخش صنعتی به قیمت سال پایه ۱۳۷۶ به‌عنوان معیاری از قیمت محصولات صنعتی (lip) و حجم نقدینگی ($M_2$1) که به‌صورت سالانه برای دوره ۹۰-۱۳۵۷ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران جمع آوری شد. تمامی متغیرها به‌صورت لگاریتمی می‌باشند.

نتایج و بحث

از جمله مواردی که لازم است پیش از برآورد الگو مورد بررسی قرار گیرد، آزمون ایستایی متغیرها می‌باشد. ابتدا آزمون ریشه واحد متغیرهای موجود در الگو با استفاده از دو آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون ERS[1] (الیوت-روتنبرگ-استوک) مورد بررسی قرار گرفت. همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌گردد، تمامی متغیرها با سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار نبودند. در گام بعد، آزمون‌ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها تکرار شد که نتایج آزمون نشان داد تمامی متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند یعنی تمامی متغیرها انباشته از درجه یک I (1) می‌باشند.

جدول ۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد نظر

متغیر	آزمون ADF		آزمون ERS	
	در سطح	تفاضل مرتبه اول	در سطح	تفاضل مرتبه اول
lip (قیمت محصولات صنعتی)	-۰/۷۵۸	-۳/۱۷۲**	-۳/۱۶۳	-۳/۳۶۲**
lap (قیمت محصولات کشاورزی)	-۱/۰۲۳	-۴/۲۵۸***	-۱/۳۹۴	-۳/۴۴۳**
lM_2 (حجم نقدینگی)	-۲/۶۹	-۳/۳۵***	-۱/۶۳۷	-۴/۵۳۹***
lrexm (نرخ ارز واقعی بازار آزاد)	-۳/۰۴	-۳/۱۰۵**	-۱/۸۰۲	-۳/۹۸۰**
lrtb (نرخ بهره)	-۱/۱۸	-۵/۷۴***	-۱/۶۴۰	-۳/۳۹۰**

مأخذ: یافته‌های تحقیق *** و ** به ترتیب معنی داری در سطح ۱ و ۵ درصد

روش رایج به منظور آزمون درجه هم‌انباشتگی سری‌های اقتصادی استفاده از آزمون جوهانسن می‌باشد. البته تعداد وقفه در الگوی VAR باید قبل از انجام این آزمون مشخص شود. براساس آماره شوارتز-بیزین، وقفه مناسب سه تشخیص داده شد. نتیجه آزمون جوهانسن و «آماره اثر» در جدول ۲ آمده است. بدین ترتیب در سطح ۵ درصد وجود حداقل ۲ بردار هم‌انباشتگی پذیرفته می‌شود.

1. Elliot, Rothenberg and Stock

جدول ۲. نتیجه آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون

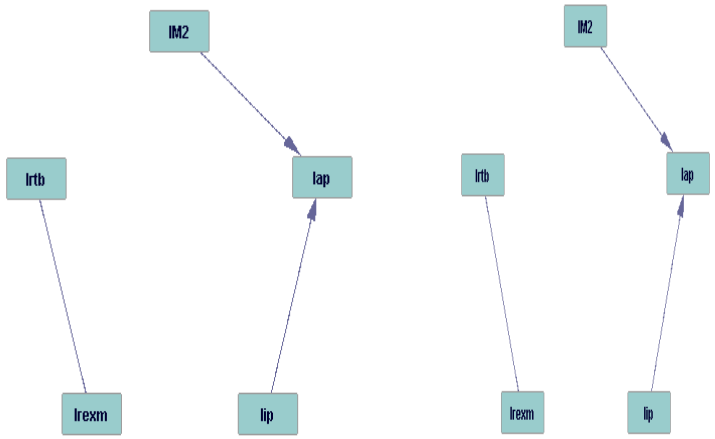
فرضیه صفر	آماره اثر	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد
نبود بردار هم‌انباشتگی	۱۲۲/۷۸	۵۹/۴۶
وجود حداکثر یک بردار هم‌انباشتگی	۵۷/۲۱	۳۹/۸۹
وجود حداکثر دو بردار هم‌انباشتگی	۲۱/۵۵	۲۴/۳۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در گام بعد، برای پنج متغیر مورد مطالعه (lM_2 , lrtb, lrexm, lip, lap) مدل تصحیح خطا برای دوره مورد مطالعه برآورد شد. ماتریس ضرایب همبستگی هم‌زمان میان متغیرها از مدل VECM به‌صورت رابطه ۶ می‌باشد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، همبستگی قوی بین قیمت محصولات کشاورزی (lap) و حجم نقدینگی (lM_2) و قیمت محصولات کشاورزی و قیمت محصولات صنعتی (lip) وجود دارد، در حالی‌که همبستگی به نسبت ضعیفی بین قیمت محصولات کشاورزی (lap) و نرخ بهره (lrtb) وجود دارد.

$$V(corr)=\begin{array}{c} \begin{matrix} lM_2 & lrtb & lexr & lip & lfp \end{matrix} \\ \begin{bmatrix} ۱/۰۰۰۰ & & & & \\ ۰/۰۴۹۷ & ۱/۰۰۰۰ & & & \\ -۰/۱۴۹۴ & ۰/۷۰۴۲ & ۱/۰۰۰۰ & & \\ -۰/۱۲۴۶ & ۰/۴۷۱۴ & ۰/۴۹۲۹ & ۱/۰۰۰۰ & \\ -۰/۴۹۲۲ & ۰/۱۸۶۹ & ۰/۲۹۷۹ & ۰/۸۴۹۰ & ۱/۰۰۰۰ \end{bmatrix} \end{array} \qquad (۸)$$

در شکل ۲ گراف غیر چرخشی سودار براساس الگوریتم PC در دو سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد برآورد شده است.



(ب) **(الف)**

شکل ۲. گراف غیرچرخشی سودار (DAG) **با استفاده از ماتریس همبستگی پسماندهای الگوی** VECM**(شکل الف در سطح ۵ درصد، شکل ب در سطح ۱۰ درصد)**

همان‌گونه که در شکل۲ دیده می‌شود، یک فلش جهت‌دار از حجم نقدینگی (lM_2) و قیمت محصولات صنعتی (lip) به سمت قیمت محصولات کشاورزی (lap) و نیز یک خط ارتباطی بدون جهت بین نرخ بهره (lrtb) و نرخ ارز واقعی بازار آزاد (lrexm) وجود دارد. این امر بیانگر آن است که بین این متغیرها ارتباط وجود دارد، اما از آنجا که این خطوط بدون جهت می‌باشند نمی توان گفت کدام متغیر علت دیگری است. در این شرایط با استفاده از تئوری‌ها و مبانی نظری موجود در ادبیات می‌توان DAG را کامل نمود (آووکوز، ۲۰۰۵).

همان‌گونه که بیان شد، رابطه به‌دست آمده از گراف جهت اعمال قیود بر ماتریس A استفاده شد.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ a_{51} & 0 & 0 & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{lM_2} \\ e_{lrtb} \\ e_{lexr} \\ e_{lip} \\ e_{lfp} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{lM_2} \\ u_{lrtb} \\ u_{lexr} \\ u_{lip} \\ u_{lfp} \end{bmatrix} \quad (۹)$$

در رابطه فوق u_iها اجزای اخلال فرم خلاصه شده و e_iها شوک‌های ساختاری (شوک حجم نقدینگی، شوک نرخ بهره، شوک نرخ ارز واقعی بازار آزاد، شوک قیمت محصولات صنعتی و شوک قیمت محصولات کشاورزی) می‌باشند. در یک مدل پنج متغیره، ده عنصر پایین مثلثی وجود دارد ($\frac{۵(۵-۱)}{۲} = ۱۰$) که در یک مدل دقیقاً شناسا می‌تواند غیر صفر باشد. براساس رابطه علی به‌دست آمده از DAG (شکل ۲)، $a_{12} = a_{13} = a_{14} = a_{15} = 0$ زیرا هیچ فلشی به سمت lM_2 وجود ندارد، یعنی شوک نرخ بهره (e_{lrtb})، شوک نرخ ارز واقعی بازار آزاد (e_{lexr})، شوک قیمت محصولات صنعتی (e_{lip}) و شوک قیمت محصولات کشاورزی (e_{lfp}) تأثیری بر حجم نقدینگی ندارد. همچنین عناصر قطر اصلی ماتریس A برابر با یک می‌باشد که نشان می دهد هر متغیر تحت تأثیر شوک ساختاری خود قرار می‌گیرد. با توجه به شکل ۲ برای نرخ بهره $a_{21} = a_{23} = a_{24} = a_{25} = 0$. همچنین یک فلش بدون جهت بین نرخ بهره و نرخ ارز واقعی بازار آزاد وجود دارد. از آنجا که نرخ بهره در ایران دستوری است، بنابراین می‌توان فرض نمود تنها به شوک ساختاری خود عکس العمل نشان می‌دهد. چنین فرضی در مطالعه شهبازی و کلانتری (۱۳۹۱) نیز استفاده شده است، بنابراین $a_{23} = 0$ قرار داده و $a_{32} \neq 0$ در نظر گرفته شده است. همچنین هیچ فلش بین حجم نقدینگی، قیمت محصولات صنعتی و قیمت محصولات کشاورزی و نرخ ارز واقعی بازار آزاد وجود ندارد، بنابراین $a_{31} = a_{34} = a_{35} = 0$. با توجه به شکل مزبور برای قیمت محصولات صنعتی $a_{41} = a_{42} = a_{43} = a_{45} = 0$ می‌باشد؛ زیرا هیچ فلشی به سمت قیمت محصولات صنعتی وجود ندارد. برای قیمت محصولات کشاورزی یک فلش جهت دار از حجم نقدینگی و قیمت محصولات صنعتی به سمت قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد که نشان می‌دهد قیمت

محصولات کشاورزی تنها تحت تأثیر شوک قیمت محصولات کشاورزی، شوک‌های حجم نقدینگی و قیمت محصولات صنعتی قرار می‌گیرد، بنابراین $a_{51} \neq 0, a_{54} \neq 0$ و $a_{52} = a_{53} = 0$ می‌باشد. بعد از اعمال قیود به دست آمده از DAG بر ماتریس A، مدل SVAR برآورد گردید، سپس در ادامه جهت بررسی اثر شوک‌های ساختاری بر متغیرهای مدل از تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVD) و تابع واکنش تکانه (IRF) استفاده شد که نتایج آن در جدول ۳ و نمودار ۱ ملاحظه می‌شود.

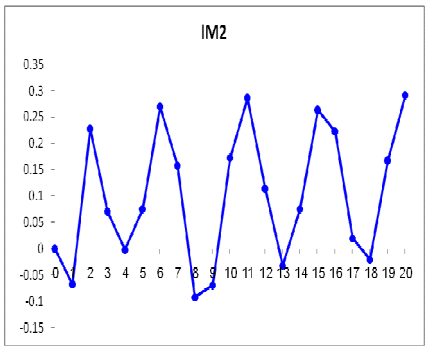
جدول ۳. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

متغیر	step	LM_2	lrtb	lrexm	lip	lap
	۱	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۵	۰/۷۸	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۱۴	۰/۰۲
LM_2	۱۰	۰/۷۵	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۰۲
	۱۵	۰/۶۸	۰/۰۲	۰/۰۹	۰/۲۰	۰/۰۲
	۲۰	۰/۶۱	۰/۰۲	۰/۱۱	۰/۲۵	۰/۰۲
	۱	۰/۰۲	۰/۹۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۵	۰/۴۸	۰/۱۷	۰/۰۷	۰/۲۷	۰/۰۲
lrtb	۱۰	۰/۴۱	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۳۹	۰/۰۲
	۱۵	۰/۴۰	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۳۹	۰/۰۲
	۲۰	۰/۴۰	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۳۹	۰/۰۲
	۱	۰/۲۴	۰/۰	۰/۶۹	۰/۰۰	۰/۰۰
	۵	۰/۶۲	۰/۰۷	۰/۲۲	۰/۰۸	۰/۰۱
lrexm	۱۰	۰/۵۸	۰/۰۸	۰/۲۴	۰/۰۸	۰/۰۱
	۱۵	۰/۵۵	۰/۰۸	۰/۲۷	۰/۱۰	۰/۰۱
	۲۰	۰/۵۰	۰/۰۸	۰/۲۸	۰/۱۳	۰/۰۱

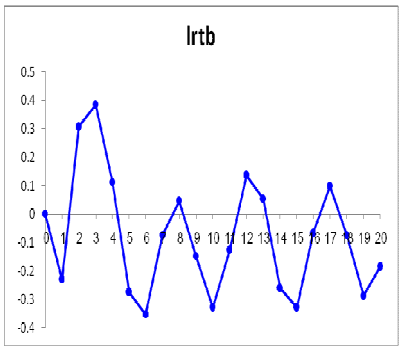
ادامه جدول

	۱	۰/۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۸۶	۰/۰۰
	۵	۰/۰۷	۰/۰۱	۰/۱۷	۰/۷۳	۰/۰۱
lip	۱۰	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۱۵	۰/۷۶	۰/۰۱
	۱۵	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۱۵	۰/۷۷	۰/۰۱
	۲۰	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۱۴	۰/۷۷	۰/۰۱
	۱	۰/۳۶	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۵۰	۰/۱۱
	۵	۰/۱۲	۰/۰۲	۰/۱۵	۰/۶۸	۰/۰۴
lap	۱۰	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۱۶	۰/۷۴	۰/۰۲
	۱۵	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۱۵	۰/۷۶	۰/۰۲
	۲۰	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۱۵	۰/۷۶	۰/۰۱

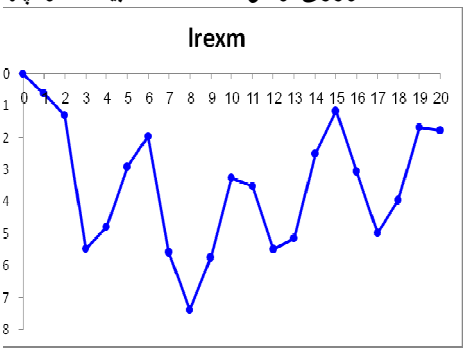
مأخذ: یافته‌های تحقیق



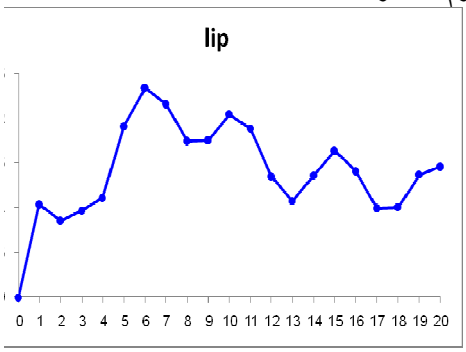
الف) عکس العمل قیمت محصولات کشاورزی به یک انحراف معیار تغییر در حجم نقدینگی



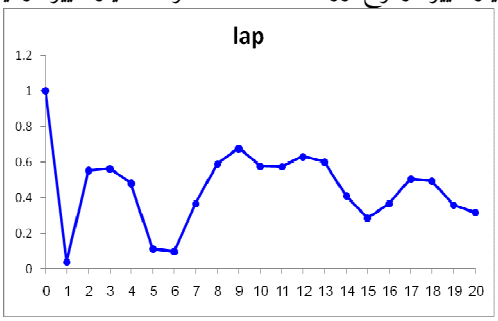
ب) عکس العمل قیمت محصولات کشاورزی به یک انحراف معیار تغییر در نرخ بهره



ج) عکس العمل قیمت محصولات کشاورزی به یک انحراف معیار تغییر در نرخ ارز



د) عکس العمل قیمت محصولات کشاورزی به یک انحراف معیار تغییر در قیمت محصولات صنعتی



و) عکس العمل قیمت محصولات کشاورزی به یک انحراف معیار تغییر در قیمت محصولات کشاورزی

نمودار ۱. تابع واکنش تکانه (IRF) قیمت محصولات کشاورزی به شوک متغیرهای کلان اقتصادی

با استفاده از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، اثر شوک‌های ساختاری بر متغیرهای مدل آشکار می‌گردد. نتایج نمایان می‌سازد که قیمت محصولات کشاورزی به متغیر کلان اقتصادی واکنش نشان می‌دهد و از آنها تأثیر می‌پذیرد به‌طوری‌که در سال اول ۱۱ درصد از تغییرات قیمت محصولات کشاورزی توسط شوک قیمتی خود این محصولات، ۳۶ درصد توسط حجم نقدینگی، ۵۰ درصد توسط شوک قیمت محصولات صنعتی و در حدود یک درصد توسط هر یک از دو متغیر نرخ ارز واقعی بازار آزاد و نرخ بهره توضیح داده می‌شود. اما در یک دوره بیست‌ساله تأثیر شوک‌های وارده توسط قیمت محصولات صنعتی و نرخ ارز

افزایش می‌یابد به‌طوری‌که ۷۶ درصد تغییرات قیمت محصولات کشاورزی توسط این متغیر و ۱۵ درصد توسط نرخ ارز واقعی بازار آزاد توضیح داده می‌شود. وابستگی قیمت محصولات کشاورزی به قیمت محصولات صنعتی و نرخ ارز در بلند مدت دور از انتظار نیست، چرا که افزایش قیمت این دو متغیر می‌تواند از طریق «افزایش هزینه‌های تولید» و «بدتر شدن رابطه مبادله میان بخشی» منجر به افزایش قیمت محصولات کشاورزی گردد.

در نمودار ۱، تابع واکنش تکانه قیمت محصولات کشاورزی به متغیرهای کلان اقتصادی مشاهده می شود. همان‌گونه که پیداست، پاسخ قیمت محصولات کشاورزی به شوک‌های حجم نقدینگی و نرخ بهره، نرخ ارز واقعی بازار آزاد و قیمت محصولات کشاورزی به‌طور زیگزاکی در طول زمان باقی می‌ماند. به ازای یک شوک افزایشی قیمت محصولات صنعتی، قیمت محصولات کشاورزی ابتدا افزایش می‌یابد و بعد از ۶ سال، پس از رسیدن به حداکثر مقدار خود، روند کاهشی می‌یابد. نتایج تابع واکنش تکانه بیانگر این است که شوک متغیرهای کلان بر قیمت محصولات کشاورزی در میان مدت و بلندمدت از بین نرفته و در بلندمدت همچنان باقی می‌ماند. همان‌گونه که مشاهده می‌گردد، اثر شوک نرخ ارز بر قیمت محصولات کشاورزی منفی می‌باشد که این شوک در طول زمان در بلندمدت از بین نمی‌رود و تنها نوسانات قیمتی این بخش را تشدید می‌کند که مطابق با یافته‌های چاو و همکاران (۲۰۰۵) می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اگرچه تأثیرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت محصولات کشاورزی به‌طور گسترده‌ای مورد توجه اقتصاددانان کشاورزی قرار گرفته است، اما به دلیل تناقض‌های دیده شده بین تئوری اقتصادی و شواهد تجربی، ماهیت این ارتباط هنوز مورد بحث است. در این مطالعه با رویکرد جدیدی به بررسی اثر متغیرهای کلان بر قیمت محصولات کشاورزی پرداخته شده است. این مطالعه از این جهت که از روشی جدید جهت شناسا نمودن شوک‌های

ساختاری در مدل تصحیح خطای برداری (SVAR) استفاده کرده است دارای نوآوری می‌باشد و اعمال قید، صرفاً براساس تئوری‌های اقتصادی صورت نگرفته است. برای این منظور، از گراف‌های غیرچرخشی سودار به‌عنوان روش مدل‌سازی جایگزین، برای تکمیل روش‌های موجود، جهت بررسی اثر متغیرهای کلان بر قیمت محصولات کشاورزی استفاده شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که حجم نقدینگی (به‌عنوان یک ابزار سیاست پولی) و قیمت محصولات صنعتی (با توجه به رابطه مبادله میان بخشی)، در کوتاه مدت تأثیری مشخص بر قیمت محصولات کشاورزی دارد و نیز متغیرهای اصلی اثرگذار بر قیمت محصولات کشاورزی، در بلند مدت، قیمت محصولات صنعتی و نرخ ارز واقعی بازار آزاد می‌باشد. نتیجه به‌دست آمده مطابق با یافته‌های آووکوز (۲۰۰۵)، کارگبو (۲۰۰۵)، کابیا و گیل (۲۰۰۰)، اصفها و جوست (۲۰۰۷) می‌باشد.

با توجه به اینکه دولت برای جلوگیری از هزینه‌های سیاسی، اجتماعی و اقتصادی تورم مجبور به تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد و قیمت، ابزار اصلی برای رسیدن به سطح مناسب تولید، مصرف و صادرات در بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش کشاورزی است و نیز با توجه به ارتباط بخش‌های مختلف اقتصادی و تأثیرپذیری قیمت محصولات کشاورزی از متغیرهای کلان اقتصادی، شناخت اثر متغیرهای کلان بر قیمت محصولات کشاورزی مهم می‌باشد.

نتایج تحقیق نشان داد قیمت محصولات کشاورزی مانند قیمت محصولات صنعتی، چه در کوتاه مدت و چه در بلندمدت تحت تأثیر حجم نقدینگی می‌باشد؛ لذا می‌توان نتیجه گرفت تغییرات حجم پول می‌تواند اثر معنی‌دار بر قیمت محصولات کشاورزی داشته باشد، بنابراین پیشنهاد می‌شود جهت جلوگیری از تغییرات قیمت محصولات کشاورزی، سیاست‌گذاران کلان کشور، اثر سیاست‌های پولی بر قیمت محصولات این بخش را مد نظر قرار دهند. برای مثال می‌توان استفاده از سیاست‌های پولی انقباضی را برای جلوگیری از افزایش قیمت محصولات کشاورزی توصیه نمود. همچنین با توجه به تأثیرپذیری قیمت محصولات

کشاورزی از قیمت محصولات صنعتی، بدتر شدن رابطه مبادله میان این دو بخش می‌تواند تأثیر قابل توجهی خصوصاً در بلندمدت بر قیمت محصولات کشاورزی داشته باشد. از این رو به سیاست‌گذاران بخش توصیه می‌شود که در طراحی و اعمال سیاست‌های حمایتی نظیر خریدهای تضمینی و قیمت‌گذاری‌های صورت گرفته برای محصولات بخش کشاورزی، رابطه مبادله میان‌بخشی را نیز به‌دقت مدنظر داشته باشند. همچنین به‌منظور جلوگیری از تغییرات قیمت محصولات صنعتی باید به عوامل ایجاد تغییرات قیمت محصولات صنعتی نیز توجه شود. بنابر یافته‌های تحقیق، قیمت محصولات صنعتی از نرخ ارز واقعی بازار آزاد و خود بخش اثر می‌پذیرد؛ بنابراین، سیاست‌های کنترل و تثبیت نرخ ارز با کاهش نوسانات قیمت ارز و جلوگیری از تشکیل بازار سیاه، هم به‌طور مستقیم و هم به‌طور غیرمستقیم (از طریق تأثیرگذاری بر قیمت محصولات صنعتی) می‌تواند منجر به تثبیت قیمت محصولات کشاورزی شود. همچنین استفاده از DAG در موارد مشابه، مانند روابط میان قیمت مختلف بازار جهت مشخص نمودن رابطه علت و معلولی هم‌زمان بین متغیرها پیشنهاد می‌گردد.

منابع

بانک مرکزی ایران. ۱۳۹۲. سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. قابل دسترس در: <www.cbi.ir/section/1378.aspx>.

حاجیان، م.ه.، خلیلیان، ص. و دلیری. ۱۳۸۶. بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۷ (۴): ۲۷-۴۷.

زیبایی، م. و رحمانی، ر. ۱۳۸۸. درونزایی قیمت و مقدار در تجزیه و تحلیل تقاضای گوشت مرغ و گاو: شواهدی از گراف‌های غیر چرخشی سودار. *علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*، ۱۳ (۴۸): ۳۴۱-۳۵۴.

شهبازی، ک. و کلانتری، ز. ۱۳۹۱. اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست اقتصادی*، ۲۰ (۷۷): ۶۱ - ۱۰۴.

مقدسی، ر. و باغستانی، ع. ۱۳۸۹. مطالعه رابطه میان تورم و تغییر پذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی در ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۲ (۲): ۱۷-۳۰.

مقدسی، ر. و یزدانی، س. ۱۳۷۹. مطالعه رابطه متغیرهای عمده اقتصادی بخش کشاورزی با سیاست-های پولی و مالی دولت. *علوم کشاورزی*، ۶ (۱): ۴۷-۶۴.

نصیری، پ. ۱۳۷۹. رابطه علی بین عرضه پول و قیمت‌های کشاورزی و صنعتی. سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه مشهد. ۳۰۹-۳۲۴.

Anzuini, A., Lombardi, M.J. and Pagano, P. 2013. The impact of monetary policy shocks on commodity prices. *International Journal of Central Banking*, 9(3): 119-144.

Asfaha, T.A. and Jooste, A. 2007. The effect of monetary changes on relative agricultural prices. *Agrekon*, 46: 440-474.

Awokuse, T.O. 2005. Impact of macroeconomic policies on agricultural prices. *Agricultural and Resource Economics Review,* 34: 226-237.

Bernanke, B.S. 1986. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Se-ries on Public Policy*, 25: 49–99.

Bessler, David A. and Yang, J. 2003. The structure of inter dependence in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 22: 261-287.

Cho, G., Kim, M. and Koo, W.W. 2005. Macro effects on agricultural prices in different time horizons. Meeting of the American Agricultural Economics Association, Providence, Rhode Island.

Fratzscher, M., Juvenal, L. and Sarno, L. 2008. Asset price, exchange rates and the current account. Research Division Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper Series, 1-36.

Kaabia, M.B. and Gill, J.M. 2000. Short and long run effect of macroeconomic variables on the Spain agricultural sector. *European Review of Agricultural Economics*, 27(4): 449-471.

Kargbo, J. M. 2005. Impacts of monetary and macroeconomic factors on food prices in West Africa. *Agrekon,* 44: 205-224.

Lutkepohl, H. and Kratzig, M. 2004. Applied time series econometrics. Cambridge University Press: 1-323.

Nath, H.K. 2004. Inflation and relative price variability: Short-Run vs. Long-Run. *Economics Letters*, 82: 363-369.

Spirtes, P., Glymour, C. & Scheines, R. 1993. Causation, prediction, and search. New York: Springer-Verlag.