اقتصاد کشاورزی / جلد ۸/ شماره ۳/ صفحه‌های ۴۸-۳۳

تاثیر افزایش عرضه پول بر نوسان قیمتی محصولات بخش کشاورزی در مقایسه با بخش‌های صنعت و خدمات

پرستو صادقی، رضا مقدسی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۶/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۹/۱٤

چکیده

با توجه به تأثیر پذیری قیمت‌های محصولات کشاورزی از افزایش حجم پول، شناسایی ارتباط بین متغیرها نقشی مهم در اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی ایفا می‌کند. از این رو این پژوهش به بررسی ارتباط تعادلی بین افزایش حجم پول و قیمت‌های بخش های اقتصادی با تاکید بر بخش کشاورزی ایران، بر اساس اطلاعات سری زمانی فصلی در دوره ۸۹-۱۳۷۰ پرداخته است. به این منظور، روابط متقابل متغیرهای مدل با استفاده از آزمون هم انباشتگی یوهانسن و مدل تصحیح خطای برداری بررسی و در ادامه اثر شوک متغیرها به کمک تابع‌های واکنش آنی استخراج و تحلیل شده است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که درکوتاه مدت افزایش حجم پول تأثیر قوی‌تری بر قیمت‌های محصولات کشاورزی داشته است. به‌علاوه نوسان حجم پول در بلندمدت اثر مثبت بر قمیت‌های کشاورزی، صنعت و خدمات دارد، ولی بیشترین تاثیر بر قیمت‌های کشاورزی ناشی از نوسان قیمتی بخش صنعت است.

طبقه‌بندی JEL: Q11, E51, C50

واژه‌های کلیدی: حجم پول، قیمت محصولات کشاورزی، الگوی خود توضیح برداری

[۱] به ترتیب؛ دانشجوی دکتری و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی،دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی

Email: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

مقدمه

بخش کشاورزی در اقتصاد ایران به جهت تاثیر فراگیری که می‌تواند در ایجاد اشتغال، توسعه پایدار، حفظ محیط زیست، تامین استقلال و امنیت غذایی داشته باشد، از جایگاه مهمی برخوردار است. اما نقش بسیار حیاتی کشاورزی در زمان حال و آینـده از آنجا ناشی می‌شود که تأمین‌کننده اصلی نیازهای غذایی کشور است. بخش کشاورزی در ایران در طول دو دهه گذشته دارای بیشترین میزان انحراف قیمت‌های نسبی بوده و نوسان افزایشی قیمت غذا را تجربه کرده است. درصد شاخص قیمت سالانه مواد غذایی از ۶/۱ در سال ۱۳۶۹ به ۲۵۴/۱ در سال ۱۳۸۹ رسیده است (بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران). افزایش قیمت کالاهای اساسی کشاورزی در ایران موجب افزایش واردات این کالاها، کاهش قدرت خرید خانوارهای کم درآمد (به‌ویژه خریداران خالص مواد غذایی و افراد با درآمد ثابت از جمله حقوق بگیران)، کاهش امنیت غذایی و بالا رفتن نرخ تورم شده است. همچنین نوسان قیمت‌ها سبب کاهش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی به دلیل افزایش ریسک و کاهش درآمدهای تولیدی شده است. یکی از عامل‌های افزایش قیمت کالاهای کشاورزی می‌تواند ناشی از سیاست‌های پولی و مالی اتخاذ شده توسط دولت‌ها باشد که باعث تغییرات در عرضه و تقاضای داخلی می‌شوند. در ایران سیاست پولی انبساطی یکی از عامل‌های اصلی افزایش تقاضای کل در اقتصاد کشور بوده است. با نگاهی به گزارش‌های آماری بانک مرکزی در دوره زمانی ۹۱-۱۳۸۵، میانگین نرخ رشد پایه پولی و نقدینگی به ترتیب ۲۴/۲ و ۲۶/۱ درصد و میانگین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی حدود ۲/۶ درصد، تصویر به نسبت روشنی در این زمینه را ارائه می‌دهد. رشد نقدینگی در کشور ناپایدار است و با روند شتابانی افزایش یافته است. افزایش عرضه اسمی پول نیز منجر به افزایش متناسبی در شاخص قیمت‌های تولیدی شده است. (خلاصه تحولات اقتصادی کشور، ۱۳۹۱، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران)

مروری بر پیشینه مطالعه‌های مربوط به نوسان قیمتی در بخش کشاورزی ناشی از سیاست‌های پولی نشان می‌دهد که ادبیات جهش قیمت با مقاله درونبوش برای توضیح نوسان در بازار ارز آغاز شد. بر پایه " مدل جهشی دورنبوش " (دورنبوش، ۱۹۷۶) تغییر دائمی در عرضه پول به تغییر متناسب در سطح قیمت و نرخ ارز در بلندمدت منجر می‌شود. اما در کوتاه‌مدت به دلیل ثابت بودن سطح قیمت‌ها، هر تغییری در عرضه اولیه پول منجر به افزایش غیر منتظره و بیشتری در نرخ ارز کوتاه مدت خواهد شد. فرانکل (۱۹۸۶) مدل دورنبوش را برای یک اقتصاد بسته به کار

برد. نتایج نشان داد هنگامی‌که شوک مثبت پولی وارد می‌شود قیمت کالاهای کشاورزی به دلیل پایداری قیمت‌های بخش صنعت و خدمات به شدت افزایش می‌یابند و می‌توانند بیشتر از تغییرات در عرضه پول اضافه جهش داشته باشند. سقائیان و همکاران (۲۰۰۲) با بررسی اثرات پولی و اضافه جهش قیمت‌های کشاورزی در یک اقتصاد باز –آمریکا-یک مدل تئوریکی گسترش یافته از مدل فکلر و اردن (۱۹۸۹) ارائه کردند که معروف به مدل *SRM* است و به روش الگوهای خود توضیح برداری بررسی شده است. در این مدل فرض اقتصاد بسته حذف می‌شود و فرض می‌شود که کالاهای کشاورزی قابل مبادله در بازارهای بین‌المللی هستند. از این‌رو متغیر نرخ ارز را به مدل اضافه کردند. نتایج بررسی‌ها بر روی این مدل نشان داد کالاهای کشاورزی تجاری در مقایسه با کالاهای کشاورزی غیر تجاری کمتر جهش قیمتی خواهند داشت، زیرا جهش نرخ ارز تا حدودی جهش قیمت آنها را مهار می‌کند. جوست پنگ و همکاران (۲۰۰۴) به شناسایی اثرات پولی روی قیمت غذا در چین- اسفاها (۲۰۰۷) به بررسی اثر تغییرات پولی بر قیمت‌های نسبی کشاورزی در آفریقای جنوبی- قاضی و اصغرعلی (۲۰۰۹) به تحلیل روابط علی بین عرضه پول، قیمت غذا و قیمت محصولات صنعتی پاکستان- پاپاداس و زیئوتیس (۲۰۱۱) رابطه بین عرضه پول و قیمت‌های غذا در یونان- یو و میر (۲۰۱۱) خنثی بودن اثرات بلندمدت تغییرات عرضه پول بر قیمت‌های غذا در آلمان- داس و خاندراکپم (۲۰۱۱) در تحقیقی بر روی سیاست پولی و قیمت‌های غذا در هند- باکوکز و فرتو (۲۰۱۳) اثرات سیاست پولی و جهش قیمت‌های کشاورزی را در یک اقتصاد در حال گذر، کشور مجارستان- پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش در قیمت‌ها متناسب با افزایش در عرضه پول نیست و اثرات معناداری از سیاست پولی ناشی از تغییرات عرضه پول بر روی قیمت‌های غذا نشان می‌دهند. قیمت محصولات کشاورزی نسبت به صنعتی در رویارویی با شوک‌های پولی خیلی سریع‌تر واکنش نشان می‌دهند. نتایج مطالعه چو و همکاران (۲۰۰۴) در بررسی اثرات نسبی سیاست‌های پولی و ارزی بین‌المللی بر تغییرات قیمت‌های نسبی کشاورزی آمریکا تا حدودی متفاوت می‌باشد، به این صورت که نتایج نشان دادند عرضه پول در بلند مدت خنثی است ولی نرخ ارز روی قیمت‌های نسبی اثر می‌گذارد.

همچنین از بررسی‌های اخیری که در این زمینه در ایران انجام شده است. مقدسی و فرهادی (۱۳۸۲) تاثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر بخش کشاورزی در ایران را نشان دادند صحراییان و زیبایی (۱۳۸۳) به بررسی رابطه علی بین عرضه پول و سطح قیمت‌های کشاورزی و علیجانی و کرباسی (۱۳۸۴) به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر روی قیمت غذا در ایران

پرداختند. محسنی و ترکمانی (۱۳۸۶) اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی ایران بر اثر سیاست‌های پولی بررسی کردند و اعظم زاده شورکی و خلیلیان (۱۳۸۹) به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت غذا در ایران پرداختند. شاهنوشی، منصوری و هنبری (۲۰۰۹) تحقیقی با عنوان برآورد رابطه قیمت غذا و سیاست‌های پولی در ایران ارائه دادند، که رشد نقدینگی در بلند مدت موجب افزایش قیمت‌های کشاورزی و صادرات در بخش کشاورزی می‌شود. نتایج بررسی‌های بالا نشان می‌دهند که تغییرات پولی ناشی از افزایش عرضه پول می‌تواند اثرات واقعی بلند مدت روی بالا رفتن قیمت‌های کشاورزی داشته باشد.

در این پژوهش مهم‌ترین پرسشی که به عنوان هدف تحقیق مطرح می‌شود، این است که با توجه به اهمیت بخش کشاورزی و روند رشد نقدینگی در کشور، تاثیر افزایش حجم پول بر افزایش قیمت‌های کشاورزی و غیرکشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت چیست؟

روش تحقیق

بنا بر مدل ارائه شده سقائیان و همکاران (۲۰۰۲) که معروف به مدل *SRM* است، متغیرهای قیمت بخش کشاورزی، قیمت بخش صنعت، عرضه پول و نرخ ارز برای سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۷۵ آمریکا (ماهانه) با آزمون یوهانسن و الگوهای خود توضیح برداری بررسی شدند. در این پژوهش همانند مدل بالا ارتباط میان پنج متغیر مورد بررسی شامل شاخص قیمت تولیدکننده بخش کشاورزی، شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت، شاخص قیمت تولیدکننده بخش خدمات، نرخ ارز و عرضه پول به کمک روش‌های اقتصادسنجی سری زمانی بررسی شدند. به این منظور از الگوی خود توضیح برداری[1] و آزمون‌های مقدماتی مرتبط به آن استفاده شد.

در الگوی خود توضیح برداری (در حالت دو متغیره) ارتباط میان متغیرها که همگی درون‌زا هستند به فرم زیر تصریح گردید:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{j=1}^{k} \boldsymbol{\beta}_j \mathbf{X}_{t-j} + \sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{\delta}_i \mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{u}_{1t} \qquad (۱)$$

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{a}_1 + \sum_{j=1}^{k} \boldsymbol{\alpha}_j \mathbf{X}_{t-j} + \sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{\lambda}_i \mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{u}_{2t} \qquad (۲)$$

که در آن k و n به ترتیب طول وقفه متغیرهای X_t و Y_t می باشد. به دلیل این‌که تنها، مقادیر با وقفه متغیرهای درون‌زا در طرف راست معادله‌ها ظاهر می‌شوند، مشکل همزمانی پدید نمی‌آید و روش حداقل مربعات معمولی برآوردهای سازگاری را ارایه می‌دهد.

[1] Vector Autoregressive

استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[1] درکارهای تجربی بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده ایستا باشد. از طرفی باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ایستا نیست. از این رو پیش از استفاده از این متغیرها لازم است به منظور پرهیز از برآورد یک رگرسیون کاذب از ایستایی و ناایستایی آنها اطمینان حاصل کرد. بدین منظور از آزمون‌های مربوطه استفاده شد، سپس با استفاده از آزمون هم انباشتگی یوهانسن روابط بلندمدت میان متغیرهای سری زمانی آزموده شد، و با بکارگیری از الگوهای تصحیح خطای برداری [2](*VECM*) عدم تعادل‌های بلند مدت به تغییرات کوتاه‌مدت مرتبط گردید. تعیین طول وقفه بهینه نیز بر اساس معیارهای آکائیک [3]*(AIC)*، شوارتز[4] *(SBC)* و حنان کویین[5] *(HQC)* انجام شد. الگو با وقفه مورد نظر باید ضرایب معنی‌دار و منطبق با تئوری داشته باشد.

مدل *VECM* درحالت کلی آن با درنظر گرفتن دو سری زمانی X_t و Y_t به صورت زیرخواهد بود:

$$D(X_t) = c_0 + \sum_{j=1}^{k} \beta_j D(X_{t-j}) + \sum_{i=1}^{n} \delta_i D(Y_{t-i}) + k_0 E_{t-i} + u_{1t} \qquad (۳)$$

$$D(Y_t) = c_1 + \sum_{j=1}^{k} \alpha_j D(X_{t-j}) + \sum_{i=1}^{n} \lambda_i D(Y_{t-i}) + k_1 E_{t-i} + u_{2t} \qquad (۴)$$

در مدل*VECM* ، جمله خطای بردار هم انباشته (*Et*) به عنوان متغیر مستقل با یک وقفه وارد می شود. در این مدل *D(Xt)* و *D(Yt)* تفاضل اول متغیرها است. رابطه بالا به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود.

در تفسیر نتایج برآورد الگوی خود توضیح برداری به‌طور عموم از تابع‌های واکنش آنی ۶(*IRF*) استفاده می‌شود. *IRF* این امکان را می‌دهد تا آثار پویای شوک‌های وارد شده بر یک متغیر خاص را بر روی سایر متغیرها به دست آورد. ضمن آنکه از این راه می‌توان اندازه و معناداری آماری واکنش متغیرهای موجود در مدل را به افزایشی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر دریافت‌کننده شوک، نشان داد. (ابریشمی، ۱۳۸۱)

---

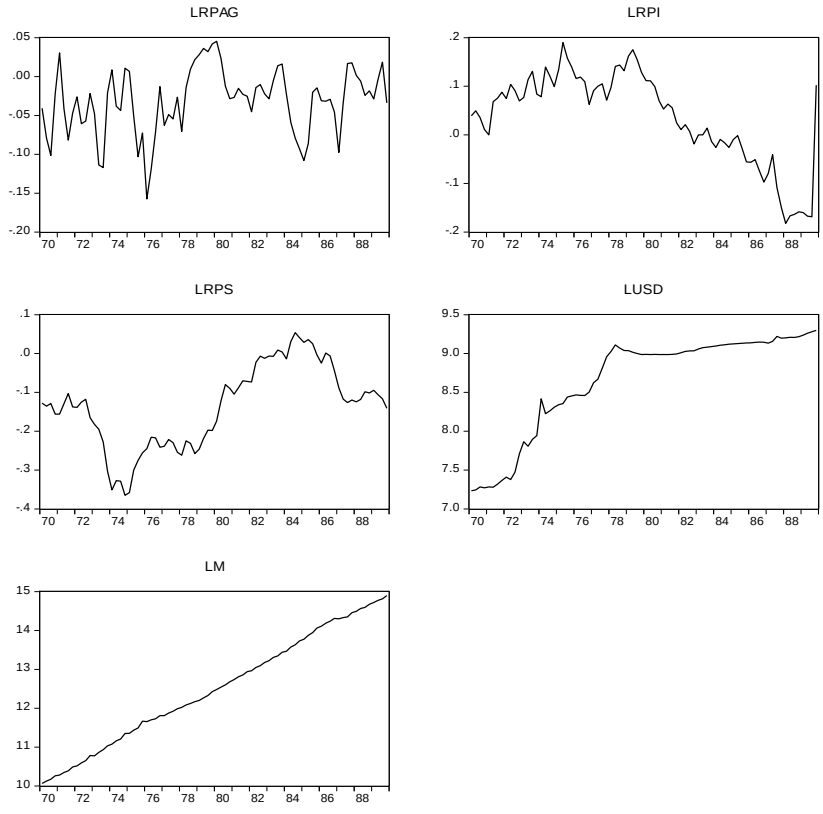
[1] Ordinary Least Squares
[2] Vector Error Correction Model
[3] Akaike Information Criterion
[4] Schwarz Bayesian Criterion
[5] Hannan–Quinn information criterion
[6] Impulse Response Functions

نتایج و بحث

متغیرهای مورد نظر در این تحقیق شامل (*LPAG, LPI, LPS, LUSD, LM*) می‌باشد که در آن، *LPAG* : لگاریتم شاخص بهای تولیدکننده بخش کشاورزی؛ *LPI*: لگاریتم شاخص بهای تولید کننده بخش صنعت؛ *LPS* : لگاریتم شاخص بهای تولیدکننده بخش خدمات؛ *LUSD* : لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی و *LM*: لگاریتم حجم نقدینگی می‌باشد (تمامی شاخص‌های قیمت بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳ هستند).

این پژوهش، به صورت کتابخانه‌ای و اسنادی صورت گرفته و اطلاعات استفاده شده در این تحقیق داده‌های سری زمانی فصلی برای سال‌های ۱۳۸۹ – ۱۳۷۰ (شامل ۸۰ مشاهده برای هر متغیر) می‌باشد که از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شد.

روند نرخ تغییرات لگاریتم متغیرهای مورد بررسی در نمودار (۱) نشان داده شده است.



نمودار (۱) روند تغییرات لگاریتم متغیرهای مورد مطالعه

برای بررسی ایستا بودن متغیرها با توجه به ماهیت فصلی داده‌ها از آزمون ریشه واحد هگی (*HEGY*) استفاده و عدم وجود ریشه واحد فصلی تائید شد. سپس از آزمون‌های *ADF*[۱]، *PP*[۲] و *KPSS*[۳] استفاده شد. این آزمون‌ها دارای فرضیه‌های صفر متفاوت با یکدیگر بوده و در نتیجه، دقت بررسی ایستایی متغیرها را افزایش می‌دهد. نتایج به‌دست آمده با درنظر گرفتن فرضیه صفر ایستا بودن متغیرها برای آزمون *KPSS* و فرضیه صفر ناایستا بودن متغیرها برای دیگر آزمون‌ها در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱) نتایج آزمون‌های ایستایی

متغیر	تفاضل اول			سطح			درجه جمع بستگی
	KPSS	PP ADF	ADF	KPSS	PP		
LPAG	-۲/۱۵۰	-۱/۷۵۴	۰/۲۶۶	-۴/۷۳۵**	-۷/۰۹۳*	۰/۰۸۰*	I(۱)
LPI	-۲/۱۱۶	-۲/۱۰۳	۰/۲۷۳	-۳/۳۵۴**	-۳/۳۱۵*	۰/۱۷۷*	I(۱)
LPS	-۱/۲۰۲	-۵/۴۰۵*	۱/۳۲۸	-۵/۵۷۲*	_	۰/۰۶۹*	I(۱)
LUSD	-۱/۳۰۴	-۱/۳۶۴	۰/۲۸۷	-۸/۲۱۱*	-۸/۲۱۱*	۰/۰۸۴*	I(۱)
LM	-۳/۲۶۷۴	-۲/۷۲۱۱	۰/۰۸۵*	-۳/۱۶۴*	-۱۳/۷۱۳**	_	I (۱)

منبع: یافته‌های تحقیق (*،معنی‌دارQAzی در سطح ۱ درصد و **،معنی‌داری در سطح ۵ درصد است)

نتایج نشان می‌دهند که همه متغیرها در سطح ناایستا و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

همچنین برای بررسی رابطه علیت بین متغیرهای یاد شده از روش سیمز[۴] شد. این روش به دلیل در نظر گرفتن متغیرهای آتی[۵] علاوه بر متغیرهای جاری و گذشته، در مقایسه با علیت گرنجر دارای دقت بالاتری است. شکل کلی معادله‌ای که برآورد می‌شود با فرض دو متغیر x و y به صورت زیر است:

$$Y_t = \alpha_0 X_t + \alpha_1 X_{t-1} + ... + \alpha_l X_{t-l} + \beta_1 X_{t+1} + ... + \beta_k X_{t+k} + U_t$$
$$H_0 : \beta_1 = ... = \beta_k = 0 \qquad (۵)$$

[1] Augmented Dickey-Fuller
[2] Phillips-Perron
[3] Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic
[1] Sims test
[2] Lead variebles

برای بررسی فرضیه صفر از آماره آزمون والد استفاده شد. با توجه به این‌که هر پنج متغیر مدل با یک مرتبه تفاضل گیری ایستا شدند، لذا برای بررسی آزمون علیت از تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده شد. نتایج به‌دست آمده از آزمون به صورت جدول (۲) است.

جدول (۲) نتایج آزمون‌های علیت

علیت متغیرها	ارزش آماره	احتمال F
عدم علیت از LPAG به LPI	۸/۳۵۱۳	۰/۰۰۵
عدم علیت از LPI به LPAG	۲۸/۴۰۵۲	۰/۰۰۰
عدم علیت از LPAG به LPS	۸/۴۸۴۲	۰/۰۰۵۱
عدم علیت از LPS به LPAG	۳۳/۲۶۹۲	۰/۰۰۰۰
عدم علیت از LPAG به LUSD	۲۳/۳۹۱۹	۰/۰۰۰۰
عدم علیت از LUSD به LPAG	۱۶/۲۶۷۸	۰/۰۰۰۲
عدم علیت از LPAG به LM	۵/۵۳۹۶	۰/۰۲۱۶
عدم علیت از LM به LPAG	۱۴/۷۹۲۰	۰/۰۰۸۶

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به آماره آزمون والد می‌توان بیان کرد که فرضیه مبنی بر نبود رابطه علی رد می‌شود و وجود ارتباط دو سویه میان متغیرها در سطح ۵ ٪ تایید شد. لذا شرط لازم برای به کارگیری الگوی خود توضیح برداری برقرار است.

در این مرحله با استفاده از یک مدل *VAR* با تعدادی وقفهٔ اولیه، تعداد وقفهٔ بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان-کوئین تعیین می‌شود. جدول (۳) نتایج به‌دست آمده از آزمون انتخاب مرتبه *VAR* را بر پایه آزمون نسبت درست نمایی تعدیل شده نشان می‌دهد.

جدول (۳) نتایج آزمون انتخاب مرتبه VAR

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۱۵۰/۹۹۵	NA	۱/۴۸e-۰۸	-۳/۸۴۱	-۳/۶۸۸	-۳/۷۸
۱	۷۲۶/۱۸۱	۱۰۵۹/۵۵۳	۷/۶۲e-۱۵	-۱۸/۳۲۰	-۱۷/۴۰۰*	-۱۷/۹۵۲
۲	۷۶۷/۹۷۷	۷۱/۴۹۴	۴/۹۴e-۱۵	-۱۸/۷۶۲	-۱۷/۰۷۵	-۱۸/۰۸۸*
۳	۷۹۸/۲۲۷	۴۷/۷۶۳	۴/۴۰e-۱۵	-۱۸/۹۰۰	-۱۶/۴۴۷	-۱۷/۹۲۰
۴	۸۳۲/۸۱۸	۵۰/۰۶۶*	۳/۵۶e-۱۵*	-۱۹/۱۵۳*	-۱۵/۹۳۳	-۱۷/۸۶۶

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به مقادیر جدول می‌توان وقفه ۴ را بر پایه حداکثر مقدار آزمون پذیرفت.

با وجود ۵ متغیر در مدل، حداکثر ۴ رابطه هم انباشته یا بلند مدت تعادلی می‌تواند باشد. نتایج آزمون تعیین رتبه هم انباشتگی یوهانسن در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول (۴) نتایج برآورد تعداد بردار هم انباشتگی بلند مدت

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار ویژه[1]	آماره آزمون اثر	سطح بحرانی۵٪	احتمال سطح۵٪
r = ۰	r = ۱	۰/۳۲۸	۷۴/۷۳۴	۶۰/۰۶۱	۰/۰۰۱۸
r۰ ≤ ۱	r = ۲	۰/۲۰۴	۴۴/۸۶۶	۴۰/۱۷۴	۰/۰۱۵۷
r۱ ≤ ۲	r = ۳	۰/۱۶۴	۲۷/۶۷۳	۲۴/۲۷۵	۰/۰۱۷۹
r۲ ≤ ۳	r = ۴	۰/۱۲۵	۱۴/۲۰۱	۱۲/۳۲۰	۰/۰۲۳۹
r۳ ≤ ۴	r = ۵	۰/۰۵۳	۴/۱۰۳	۴/۱۲۹	۰/۰۵۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

بر پایه آزمون اثر، هنگامی که آماره آزمون محاسبه شده از مقدار بحرانی ارائه شده یوهانسن کمتر باشد، فرضیه صفر یعنی وجود r بردار هم انباشتگی پذیرفته می‌شود. از این رو، با توجه به نتایج آزمون اثر *(trace test)* در سطح اطمینان ۹۵٪، نمی‌توان این فرضیه صفر را که مرتبه هم انباشتگی سیستم حداکثر ۴ و سیستم از الگوی اول پیروی می‌کند را رد کرد.

نتایج آزمون یوهانسن در جدول (۵)، معادله روابط تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های بخش کشاورزی و قیمت‌های بخش صنعت، خدمات، نرخ ارز و نقدینگی را نشان می‌دهد.

[1] Eigenvalue

جدول (۵) نتایج برآورد بردار هم انباشتگی بلند مدت به صورت نرمال شده

LM	LUSD	LPS	LPI	LPAG
-۰/۱۰۶۴	۰/۱۵۹۲	-۰/۱۰۹۳	-۰/۹۰۸۸	۱/۰۰۰۰
(۰/۰۲۶۷)	(۰/۰۳۸۳)	(۰/۱۰۶۱)	(۰/۱۰۸۳)	

منبع: یافته‌های تحقیق

بنا بر نتایج جدول بالا در بلند مدت با افزایش یک درصد قیمت‌های بخش صنعت، ۰/۹درصد قیمت‌های بخش کشاورزی افزایش می‌یابد؛ همچنین یک درصد افزایش در حجم نقدینگی و قیمت‌های خدمات در بلند مدت، به ترتیب قیمت‌های کشاورزی را ۰/۱۰۶درصد و ۰/۱۰۹ درصد افزایش می‌دهند.

بر پایه نتایج بالا قیمت‌های بخش کشاورزی تاثیر پذیری بالایی از قیمت‌های کالاهای صنعتی دارد. این موضوع تأییدی بر این واقعیت است که بخش قابل توجهی از هزینه‌های غیر قابل اجتناب تولیدات کشاورزی تابعی از قیمت‌های انرژی، ماشین‌های سرمایه‌ای و مواد اولیه‌ای مانند کود و سموم شیمیایی می‌باشد که در بخش صنعت تولید می‌شوند.

از دیگر نتایج این پژوهش، می‌توان به ارتباط معکوس میان نرخ ارز و قیمت‌های کشاورزی اشاره کرد. در زمینه تاثیر نرخ ارز بر قیمت‌های کشاورزی با توجه به این‌که سیاست‌های بخش کشاورزی و ارزی جدا از هم و اغلب از سوی نهادهای متفاوتی طراحی می‌شود و مجریان متفاوتی نیز دارند، ممکن است هم افزا بوده یا جهت متفاوتی داشته باشند. در اقتصاد ایران، هرگونه دخالت دولت از جمله اعمال سیاست تثبیت قیمت‌ها (سقف قیمت) و دخالت در بازار ارز با اتخاذ نرخ‌های ارز چندگانه می‌تواند بر وجود رابطه بین نرخ ارز و قیمت اثر گذارد و نقش نوسان ارزی را در بازار محصولات کشاورزی کاهش دهد. با وجود وابستگی محصولات کشاورزی به نهاده‌های وارداتی اما در ایران دولت با حمایت از بخش کشاورزی در برابر نوسان ارزی و تخصیص ارز مرجع با قیمت پایین‌تر از بازار آزاد و همچنین یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی از جمله تسهیلات اعطایی بانک‌های کشور به این بخش توانسته است سبب توزیع ارزان نهاده شود به‌طوری‌که افزایش نرخ ارز بر قیمت نهاده‌های کشاورزی اثر افزایشی نداشته باشد. همچنین علاوه بر نهاده‌های کشاورزی، واردات محصولات کشاورزی به ویژه کالاهای اساسی نیز با استفاده از نرخ ارز مرجع در مقطع نوسان نرخ ارز صورت گرفته است. از سوی دیگر با توجه به تعرفه‌های وضع شده توسط دولت در سال‌های اخیر حمایت‌های تعرفه‌ای از بخش کشاورزی هر ساله تضعیف شده و ضریب وابستگی

ایران به واردات افزایش یافته است. مجموع این عامل‌ها می‌تواند سبب شود که نوسان نرخ ارز با کاهش قیمت تولیدات داخلی کشاورزی همراه باشد. از آنجا که این پژوهش، بر مبنای بررسی‌های پیشین (سقائیان،۲۰۰۲) صورت گرفته از نرخ ارز غیررسمی استفاده شد، علامت منفی نرخ ارز ممکن است به علت نوسان بسیار کم متغیر نـرخ ارز غیر رسمی باشد. کنترل نرخ ارز اسمی در ایران توسط دولت از آغاز سال ۱۳۸۱ و با اجرای سیاست‌های یکسان‌سازی ارز و برقراری نظام ارزی تک نرخی شناور مدیریت شده تا ابتدای سال ۱۳۸۹ تا حدودی نرخ ارز غیررسمی در نزدیکی نرخ ارز رسمی در نوسان بوده است و سبب کاهش نوسان نرخ ارز غیر رسمی نیز در این سال‌ها شد.

همچنین در این زمینه می‌توان به یافته‌های لیفرد و پرسات (۲۰۰۹) اشاره کرد که نشان دادند در اغلب کشورهای در حال توسعه انتقال اثر تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های کشاورزی به دلیل سیاست‌های دولتی و ناکارآمدی بازار به صورت ناقص و ضعیف است.

الگوی تصحیح خطا نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقدارهای تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. با توجه به اینکه تعداد بردارهای هم انباشتگی برابر چهار است، از این رو چهار عبارت تصحیح خطا به‌دست خواهد آمد، نتایج برآورد الگوهای تصحیح خطا در جداول (۶) و (۷) آورده شده است.

جدول (۶) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (رفتار بلندمدت متغیرها)

معادلات هم انباشتگی	بردار هم انباشته ۱	بردار هم انباشته ۲	بردار هم انباشته۳	بردار هم انباشته۴
LPAG(-۱)	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LPI(-۱)	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LPS(-۱)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰
LUSD(-۱)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰
LM(-۱)	-۰/۴۵۹۳	-۰/۴۴۴۳	-۰/۴۳۱۸	-۰/۶۱۵۷
	(۰/۰۳۱۷)	(۰/۰۳۰۷)	(۰/۰۳۱۴)	(۰/۰۴۳۶)
	[-۱۴/۴۶۳۷]	[-۱۴/۴۵۶۲]	[-۱۷/۷۲۰۷]	[-۱۴/۱۰۱۸]

مأخذ:یافته‌های تحقیق

نتایج ۴ معادله هم انباشتگی جدول (۶) در واقع همان رفتار بلندمدت متغیرها است که علائم پارامترهای آن نیز از نظر تئوری‌های اقتصادی درست می‌باشد. بردارهای نرمال شده نشان می‌دهند که نوسان حجم پول در بلند مدت اثر مثبت، معنادار و تقریبا یکسانی بر قیمت‌های

بخش‌های کشاورزی (۰/۴۵٪)، صنعت (۰/۴۴٪) و خدمات (۰/۴۳٪) دارد. این موضوع می‌تواند با توجه به تورّم بخشی و ارتباط متقابل اثبات شده بین بخش‌های اقتصادی ایران در بلند مدت باشد.

همچنین زمانی که به دلیل افزایش حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها در حال افزایش است، نرخ ارز نیز به طور طبیعی به صورت کمابیش متناسب با سطح عمومی قیمت‌ها افزایش خواهد. اما بنابر نتایج جدول (۶) با یک درصد افزایش در حجم پول، نرخ ارز با ۰/۶۱درصد افزایش در بلند مدت تغییر بیشتری را نسبت به قیمت‌ها نشان می‌دهد. از آنجا که در اقتصاد ایران به علت وجود رکود تورمی، نرخ رشد نقدینگی بیش از نرخ رشد اقتصادی است یا به عبارتی با افزایش نقدینگی، تولید به همان نسبت افزایش نمی‌یابد در نتیجه فعالیت‌های سوداگرانه گسترش می‌یابد و منابع مالی صاحبان نقدینگی، فعالان اقتصادی و افراد به سمت فعالیت‌های غیر مولد با درآمد بیشتر سوق داده می‌شود که در نهایت موجب افزایش بیشتری در نرخ ارز در بلند مدت می‌شود.

بعلاوه ضریب‌های مدل *VECM* نشان می‌دهند که بعد از یک شوک وارده در کوتاه‌مدت، سیستم با چه سرعتی به تعادل بلند مدت خود باز می‌گردد. همچنین این انتظار وجود دارد که قیمت محصولات کشاورزی سریع‌تر از قیمت محصولات صنعتی به مقدار تعادل بلند مدت خود باز گردد.

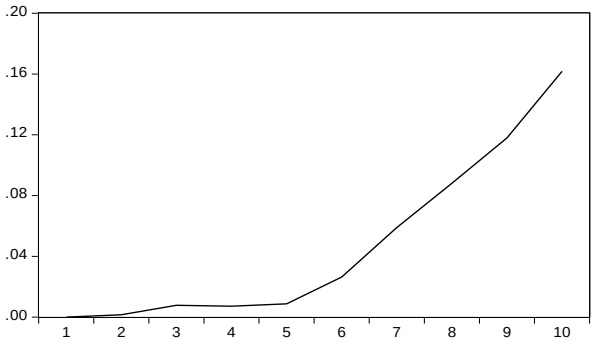
جدول (۷) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (ضرایب مدل *VECM*)

تصحیح خطا	D(LPAG)	D(LPI)	D(LPS)	D(LUSD)	D(LM)
بردار هم انباشته۱	-۰/۴۲۴۷	۰/۳۶۴۹	۰/۰۳۱۶	-۰/۴۱۲۳	۰/۰۵۶۰
	(۰/۱۰۹۵)	(۰/۲۱۰۹)	(۰/۰۵۱۰)	(۰/۲۲۸۶)	(۰/۰۶۶۷)
	[-۳/۸۷۶۸]	[۱/۷۲۹۶]	[۰/۶۱۹۱]	[-۱/۸۰۳۵]	[۰/۸۳۹۹]
بردار هم انباشته۲	۰/۳۸۹۶	-۰/۳۵۱۷	۰/۰۰۸۷	۰/۴۹۲۳	-۰/۱۰۲۰
	(۰/۱۰۹۷)	(۰/۲۱۱۴)	(۰/۰۵۱۱)	(۰/۲۲۹۰)	(۰/۰۶۶۸)
	[۳/۵۴۸۵]	[-۱/۶۶۳۶]	[۰/۱۷۱۴]	[۲/۱۴۹۳]	[-۱/۵۲۶۳]
بردار هم انباشته۳	۰/۰۳۷۱	-۰/۰۶۶۷	-۰/۰۴۸۲	-۰/۱۴۷۸	۰/۰۲۴۹
	(۰/۰۴۵۸)	(۰/۰۸۸۳)	(۰/۰۲۱۳)	(۰/۰۹۵۶)	(۰/۲۷۹۰)
	[۰/۸۱۰۹]	[-۰/۷۶۷۰]	[-۲/۲۵۵۶]	[-۱/۵۴۴۸]	[۰/۸۹۳۱]
بردار هم انباشته۴	-۰/۰۶۵۰	۰/۰۲۰۹	۰/۰۰۲۱	-۰/۱۰۶۰	۰/۰۲۹۰
	(۰/۰۲۲۹)	(۰/۰۴۴۱)	(۰/۰۱۰۶)	(۰/۰۴۷۸)	(۰/۰۱۳۹)
	[-۲/۸۳۹۱]	[۰/۴۷۴۴]	[۰/۲۰۱۳]	[-۲/۲۱۶۲]	[۲/۰۸۰۸]

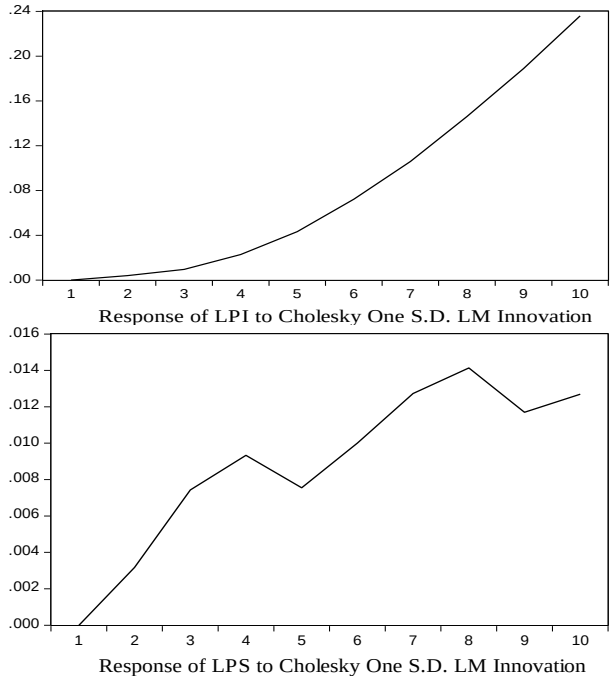
مأخذ:یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۷)، ضریب تصحیح خطای معنا دار برای قیمت‌های بخش کشاورزی، خدمات و نرخ ارز به ترتیب برابر با مقدار ۰/۴۲، ۰/۰۴ و ۰/۱۰ است که نشان می‌دهد در هر دوره قیمت‌های بخش کشاورزی با سرعت بیشتری به سمت مقادیر بلند مدت تعدیل می‌یابد. یعنی در اثر شوک‌های پولی قیمت محصولات کشاورزی در ایران سریع‌تر از قیمت محصولات دیگر بخش‌ها با یک وقفه زمانی کمی بیش از دو دوره تعدیل می‌شود. ضریب تصحیح خطا برای قیمت‌های بخش خدمات بسیار کند است و به این معنی است که بخش خدمات نسبت به تغییرات حجم پول انعطاف بسیار کمی دارد و در یک دوره بسیار بلند مدت به سمت تعادل باز می‌گردد. برای قیمت‌های بخش صنعت ضریب تصحیح خطا معنی‌دار نمی‌باشد. غیر معنادار بودن این آماره به معنی برون‌زا بودن آن است و می‌توان گفت که قیمت بخش صنعت از شوک‌های کوتاه‌مدت تاثیر نمی‌پذیرد. از این رو قیمت‌های بخش‌های صنعت و خدمات در برابر تغییرات حجم پول انعطاف ناپذیر هستند و بار تعدیل قیمت در کوتاه‌مدت بر بخش کشاورزی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر می‌افتد.

در این بخش برای بررسی اثر شوک‌ها بر متغیرهای مورد مطالعه از تابع‌های واکنش آنی استفاده می‌شود. به کمک این تابع می‌توان چگونگی واکنش هر یک از متغیرهای درون‌زای الگو را به شوک وارده به هر یک از معادله‌ها، در طول زمان بررسی کرد.



نمودار (۲) تابع‌های واکنش آنی قیمت کشاورزی نسبت به شوک در حجم پول



نمودار (۳) تابع‌های واکنش آنی قیمت های صنعت و خدمات نسبت به شوک در حجم پول

نمودارهای (۲) و (۳) به ترتیب واکنش قیمت‌های کشاورزی، صنعت و خدمات را نسبت به یک شوک وارده در حجم پول به اندازه یک انحراف معیار طی ۱۰ دوره نشان می‌دهد.

همان‌طور که دیده می‌شود اثر شوک یاد شده بر قیمت‌های کشاورزی تا دوره پنجم (۱/۲۵ سال) ناچیز ولی پس از آن با شیب به نسبت تند ظاهر می‌شود. این مساله را می‌توان به ارتباط تاخیری قیمت نهاده و محصولات کشاورزی نسبت داد. بدین مفهوم که اثر فزاینده شوک پولی بر قیمت نهاده‌ها پس از گذشت زمان به قیمت محصول منتقل و اثر کل را تشدید می‌کند. این نتیجه با یافته‌های باکوکز و همکاران (۲۰۰۶) و سقائیان و همکاران (۲۰۰۲) سازگار است. همچنین قیمت‌های صنعت پس از یک دوره کوتاه‌مدت تقریبا دو دوره واکنش افزایشی نشان می‌دهند. این موضوع نشان می‌دهد که اثرگذاری شوک پولی بر روی قیمت‌های صنعت بیشتر است و به علت وابستگی بخش‌های کشاورزی و صنعت به یکدیگر، پس از اثر گذاری بر قیمت‌های صنعت با یک وقفه زمانی کوتاه بر قیمت‌های کشاورزی نیز اثر می‌گذارد. منحنی واکنش آنی قیمت‌های بخش خدمات نشان می‌دهد که قیمت‌های خدمات در برابر شوک ناگهانی مربوط به حجم پول روند افزایشی داشته و همراه با نوسان بیشتری در مقایسه با قیمت‌های کشاورزی و صنعت است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق بررسی اثر افزایش حجم پول بر قیمت‌های بخش کشاورزی در مقایسه با بخش‌های صنعت و خدمات با استفاده از روش هم‌گرایی و الگوهای تصحیح خطا بررسی شد.

نتایج این تحقیق همانند مطالعه‌های سقائیان و همکاران (۲۰۰۲)، باکوکز و فرتو (۲۰۱۳) و محسنی و ترکمانی (۱۳۸۶) بیانگر آن است که در کوتاه مدت تغییر حجم پول تأثیر نامتناسبی بر سطح قیمت‌ها در هر سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات دارد. هنگامی که شوک مثبت پولی وارد می‌شود با وجود بخش‌های انعطاف‌ناپذیر صنعت و خدمات، بار تعدیل قیمت در کوتاه‌مدت بر بخش کشاورزی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر می‌افتد و قیمت‌های این بخش به سرعت تعدیل می‌شوند. این اثر کوتاه‌مدت سیاست پولی به ناپایداری در آمد و قیمت می‌افزاید. اما در خصوص تاثیر نوسان نرخ ارز بر قیمت‌های کشاورزی وجود رابطه منفی بر خلاف انتظار قبلی است. دلیل این امر را باید در سیاست‌های کنترل قیمت محصولات کشاورزی و عزم جدی دولت در حمایت از مصرف‌کننده جستجو کرد. به عبارت دیگر دولت همواره تلاش دارد تا اثر افزایش شوک‌های مختلف (از جمله شوک های ارزی) بر قیمت‌های محصولات کشاورزی را کنترل و مهار کند.

تاثیر پذیری قیمت‌های کشاورزی از قیمت‌های صنعت به مراتب بیشتر از حجم پول است. به یقین ارتباط تنگاتنگ هر دو بخش کشاورزی و صنعت و نقش انکارناپذیر بخش صنعت در تامین نیازهای نهاده‌ای بخش کشاورزی، عامل اصلی این ارتباط قوی است. لذا پیشنهاد می‌شود برای کاهش نوسان قیمتی کشاورزی، سرمایه‌گذاری در بخش‌های کشاورزی و صنعت به طور همزمان انجام گیرد.

منابع

ابریشمی، ح. (۱۳۸۱) اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین). موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، چاپ اول، تهران.

مقدسی، ر. و فرهادی، ع. (۱۳۸۲) مطالعه تاثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر بخش کشاورزی. *مجله نخستین همایش کشاورزی و توسعه ملی، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی*، چاپ اول، تهران.

علیجانی، ف. و کرباسی، ع. (۱۳۸۴) اثرات سیاست‌های پولی بر روی قیمت غذا در ایران. *پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، ، دانشگاه سیستان و بلوچستان.*

محسنی، ا. و ترکمانی. ج (۱۳۸۶) بررسی اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی ایران بر اثر سیاست‌های پولی. *فصلنامه علمی - پژوهشی اقتصاد کشاورزی*، جلد ۱، (۳): ۲۰۹-۲۱۸.

اعظم زاده شورکی، م. و خلیلیان، ص. (۱۳۸۹) بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت‌های غذا در ایران. *فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، جلد ۲، (۲۴): ۱۷۷-۱۸۴.

Dornbusch, R. (1976). Expectation and Exchange Rate Dynamics. *The Journal of Poletical Economy*.84 (6): 1161-1176.

Frankel, J.A. (1986). Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model. *American Journal of Agricultural Economics*.68 (2): 344-348.

Robertson, J.C. and Orden, D. (1990). Monetary Impacts on Prices in the Short and Long Run: Some Evidence from New Zealand. *American Journal of Agricultural Economics.* 72 (1): 160-171.

Saghaian, S.H., Reed, M.R. and Marchant, M.A. (2002). Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in an Open Economy. *American Journal of Agricultural Economics.* 84 (1): 90- 103.

Bakucs, L.Z, Bojnec, S. and Ferto, I. (2006). Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in a Transition Economy: The Case of Slovenia. *International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast Australia*.

Saghaian, S.H., Hasan, M.F., and Reed, M.R. (2007). Monetary Policy Impacts on U.S. Livestock Oriented Agricultral Prices. *Progress in Economics Research*. Chapter8: 191-208.

Shahnoushi, N., Henneberry, SH. and Manssori, H. (2009). An Examination of the Relationship between Food Prices and Government Monetary Policies in Iran. *Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting*. Atlanta, Georgia.

Liefert, W. and Persaud, S. (2009). The Transmission of Exchange Rate Changes to Agricultural Prices. *United Department of Agriculture: Economic Research Report Number 76.*

Bakucs, L.Z. and Ferto, I. (2013). Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in a Transition Economy: The Case of Hungary. *African journal of agricultural research*. 8(23): 2911-2917