

بررسی تاثیر شوک‌های بهره‌وری و شکاف تولید بر قیمت مواد غذایی ایران

رضا مقدسی^{۱*} - حبیبه شرافتمند^۲ - علی اکبر باغستانی^۳

تاریخ دریافت: ۸۹/۶/۲۸

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۲۵

چکیده

مقایسه وضعیت قیمت مواد غذایی طی دوره‌های مختلف، حاکی از نوسانات و رشد مداوم سطح عمومی این قیمت‌هاست. تغییر در متغیرهای بخش کشاورزی به عنوان تامین کننده اصلی مواد غذایی، قیمت این مواد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از جمله این متغیرهای تاثیر گذار، شوک‌های بهره‌وری و شکاف تولید در بخش کشاورزی است. در این مطالعه به منظور استخراج شوک‌های بهره‌وری و شکاف تولید از فیلتر هودریک پرسکات و فیلتر کالمن استفاده شده است. همچنین به منظور بررسی تاثیر این متغیرها بر رشد قیمت‌های مواد غذایی طی سال‌های ۸۶-۱۳۵۵، آزمون جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری به کار گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های بهره‌وری تاثیر معکوس و شکاف تولید بر رشد قیمت‌های مواد غذایی تاثیر مثبت و معنی داری داشته است. همچنین از میان متغیرهای مورد بررسی، شوک منفی بهره‌وری، افزایش قیمت‌های مواد خوراکی را بیشتر متاثر ساخته است. بنابراین بایستی به مدیریت و جلوگیری از بروز شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت اهمیت بیشتری داده شود. همچنین ایجاد راه‌هائی جهت افزایش بهره‌وری و نزدیکی سطح تولید بالفعل به تولید بالقوه می‌تواند از راه‌های کنترل افزایش قیمت‌ها در بخش کشاورزی ایران باشد.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های بهره‌وری، تصحیح خطای برداری، فیلتر هودریک پرسکات، فیلتر کالمن، شکاف تولید

طبقه بندی JEL: C22-E2-E3

مقدمه

بخش کشاورزی ایران در سال‌های گذشته همواره شاهد افزایش نسبی قیمت مواد غذایی بوده و محققان و تحلیلگران از زوایای متفاوتی به بررسی این پدیده پرداخته‌اند. در این میان یکی از متغیرهای مهم تاثیرگذار بر رشد قیمت‌ها، شوک بهره‌وری است. طبق نظریه ادوار تجاری که بیان دارد به دلیل شوک‌های واقعی نظیر تغییرات در بهره‌وری و تغییرات در عرضه مواد خام است که باعث بوجود آمدن ادوار تجاری و نهایتاً نوسانات متغیرهای اقتصادی من جمله قیمت‌های بخش کشاورزی می‌گردد. مهمترین دلایل تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید بهبود در تکنولوژی تولید کالا و بهبود در مهارت کارگران است (۱۱).

عمده‌ای از مطالعات تجربی در مورد ارتباط بین رشد قیمت‌ها و بهره‌وری با استفاده از آزمون جوهانسون به بررسی ارتباط بلندمدت بین این دو متغیر پرداختند. کلارک (۱۸)، رام (۲۵)، بوک و فیززوری

(۱۵)، ساندرز و بیس واز (۲۶)، سلودی (۲۷) و اسپوردن و کوتتر (۲۸) ارتباط منفی بین تورم و بهره‌وری را ثابت کردند برخی مطالعات دیگر مانند تزیوناس (۲۹ و ۳۰) ارتباط مثبت بین تورم و بهره‌وری را ثابت کردند و برخی دیگر مانند چوهاری و مالیک (۱۶)، فری من و یرگر (۲۱) و تزیوناس (۳۰) ارتباط معنی‌داری بین این دو متغیر پیدا نکردند. نلسون و روندان (۲۴) در مطالعه خود به تاثیر منفی بین TFP و سطوح بالای تورم و عدم تاثیر TFP و سطوح پائین تورم رسیدند. هوند و پاپاپترو (۲۲) به دنبال رابطه علی بین تورم و بهره‌وری برای کشور های OECD بودند ولی نتوانستند رابطه علی بلند مدتی پیدا کنند. میکوسی و میلیسی (۲۳) در EU8 رابطه‌ای بین تورم و بهره‌وری نیروی کار پیدا کردند. آسی و مندوزا (۱۴) در کشور های OECD به این نتیجه رسیدند که بهره‌وری نسبی نیروی کار در بلند مدت روی قیمت‌های نسبی اثر گذار است. بر طبق تئوری بالاسا و ساملسون اختلاف نرخ‌های تورم بین کشورها می‌تواند به وسیله تفاوت بهره‌وری بین کالاها و عوامل توجیه می‌گردد. بنابراین این مطالعه همگام با مطالعات انجام شده در خصوص رابطه بهره‌وری و تورم، تاثیر شوک‌های بهره‌وری و شکاف تولید بر رشد قیمت‌ها در بخش کشاورزی را مورد بررسی قرار می‌دهد.

۱، ۲، ۳- به ترتیب استادیار و دانشجویان دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران
(*) نویسنده مسئول: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir (Email)

مواد و روش ها

در این تحقیق جهت بررسی تاثیر شوک‌های بهره وری و شکاف تولید بر افزایش قیمت مواد غذایی شامل قیمت مواد خوراکی و آشامیدنی از موجودی سرمایه بخش کشاورزی (K)، نیروی کار بخش کشاورزی (L) که L و K جهت محاسبه بهره وری مورد استفاده قرار گرفته اند، ارزش افزوده بخش کشاورزی (Y) و شاخص قیمت خرده فروشی مواد خوراکی و آشامیدنی (p) استفاده شده است. آمار و ارقام مربوط به سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۵ به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ می‌باشند. اطلاعات و داده‌های مورد نیاز از سالنامه‌های آماری کشور و سالنامه گمرک به دست آمده است. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل، بسته نرم افزاری EViews 6، بکار گرفته شده است.

روش هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس^۱ و مدل VECM^۲

بطور کلی در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بلند مدت وجود داشته باشد. در آن صورت روش‌هایی مثل انگل گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند. جوهانسون و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتگی برداری که در آن تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد توانستند نقایص روش انگل گرنجر را حل کنند. اساس کار آنها را یک مدل VAR به صورت رابطه یک تشکیل می‌دهد (نوفروستی ۱۲):

$$P = A_1 P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_p P_{t-p} + e_t \quad (1)$$

براساس این رابطه یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) بصورت رابطه زیر نوشته می‌شود.

$$\rho_t = \pi_1 \Delta \rho_{t-1} + \pi_2 \Delta \rho_{t-2} + \dots + \pi_{p-1} \Delta \rho_{t-p+1} + e_t \quad (2)$$

که در آن:

$$\pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p) \quad (3)$$

به طور کلی اساس تحلیل در این روش روی ماتریس π استوار است. اگر رتبه ماتریس را (r) دانسته و تعداد متغیرها p فرض شود، آن گاه سه حالت ممکن است پیش آید.

اگر $r=p$ باشد، در آن صورت π دارای رتبه کامل است و تمام متغیرها مانا خواهند بود. در این صورت می‌توان از روش VAR برای سطح متغیرها استفاده کرد.

اگر $0 < r < p$ باشد، در این صورت r بردار هم‌انباشتگی وجود دارد که پایا هستند و r-p روند تصادفی یا ناپایا خواهد بود.

اگر $r=0$ باشد، تمام متغیرها دارای ریشه واحد بوده و می‌توان از روش VAR (تفاضل مرتبه اول متغیرها) ضرایب را تخمین زد.

بحث جوهانسون و جوسیلیوس بر حالت دوم بنا نهاده شده است که در آن رتبه ماتریس کوچکتر از تعداد متغیرهاست. در این روش از دو آماره حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود.

بطور کلی مدل‌های هم‌انباشتگی براساس رابطه زیر استوار هستند:

$$\Delta P_t = a_{0y} + a_{1y} t - \pi_y Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{iy} \Delta Z_{t-i} + \Psi_y E r + \phi_t Gap + u_{iy} \quad (4)$$

$$Z_t = \begin{pmatrix} P_t \\ E_t \end{pmatrix}$$

که در آن:

- P (رشد قیمت‌ها) یک بردار از متغیرهای درون زای (1) I^۳
- E (شوک بهره وری) یک بردار از متغیرهای برون زای (1) I
- GAP (شکاف تولید) یک بردار از متغیرهای برون زای (1) I

فیلتر هودریک پرسکات (HP) و محاسبه شوک‌های بهره وری و تولید بالقوه

این روش یک روش تک معادله‌ای می‌باشد که در سال ۱۹۸۹ توسط هودریک و پرسکات معرفی شد. این روش از شهرت بیشتری به نسبت دیگر روش‌های فیلترینگ از جمله باکسترینگ برخوردار می‌باشد. منطق استفاده از این روش آن است که می‌توان تکانه‌های مشاهده شده را به اجزای دائمی (عرضه) و موقتی (تقاضا) تفکیک کرد. برای فیلتر یک متغیره تنها تفاوت مشخص بین تکانه عرضه و تقاضا، دائمی و موقتی بودن اثرات آن می‌باشد. تکانه عرضه اثرات دائمی بر متغیر واقعی مورد استفاده دارد در حالی که تکانه تقاضا صرفاً اثرات موقتی دارد. فیلتر هودریک پرسکات با حداقل کردن مجموع مجذور انحراف متغیر Y_t از روند آن متغیر (روند ارزش افزوده بخش کشاورزی) (Y_t^{tr}) آن به دست می‌آید، در واقع مقادیر روند مذکور مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند (مرادی ۱۳۸۴).

$$\sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^{tr})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(Y_{t+1}^{tr} + Y_t^{tr}) - (Y_t^{tr} - Y_{t-1}^{tr})]^2 \quad (5)$$

در حالی که T تعداد مشاهدات و پارامتر λ عامل موزون کننده است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند. $\lambda = 100$ در داده‌های سالانه و $\lambda = 1600$ برای داده‌های فصلی به کار گرفته می‌شود. این فیلتر دو طرفه قرینه بوده که مشکل تغییر فاز دوره را از بین می‌برد، اما در پایان دوره با مشکل مواجه می‌باشد زیرا آمار آینده موجود نمی‌باشد. هر چه قدر مقدار λ بیشتر انتخاب شود دلیل بر

۳- متغیرهایی که با یک مرتبه تفاضل گیری ایستا می‌شوند.

1- Johansen-Juselius
 2- Vector Error Correction Model

الگوی فضای حالت^۱ و فیلتر کالمن و محاسبه تولید بالقوه

نمایش فضای حالت برای یک فرآیند تصادفی ایستای Z_t به صورت زیر است (۹):

$$Y_{t+1} = AY_t + G.a_{t-1} \quad (\text{الف})$$

$$Z_t = H.Y_t \quad (\text{ب})$$

فراگرد Z_t خروجی یک سیستم تصادفی خطی است. در این فرم کلی Y_t را حالت (state) فرآیند می‌نامند که معادله الف را معادله سیستم یا انتقال و معادله ب را معادله اندازه یا مشاهده می‌گویند. نمایش فضای حالت یک سیستم به فیلتر کالمن مرتبط است و برای اولین بار توسط مهندسان کنترل به کار گرفته شده است. این مفهوم به طور آشکار توسط آکائیک در فیلترینگ سری‌های زمانی توسط الگوهای ARIMA به کار گرفته شده است. اصولاً دو مزیت عمده برای فضای حالت می‌توان برشمرد. اول این که فضای حالت اجازه می‌دهد که متغیرهای غیر قابل مشاهده (که به آن متغیر حالت گفته می‌شود) به همراه سایر اجزا تخمین زده شود. دوم الگوی فضای حالت به وسیله یک روش عطفی بسیار قوی به نام فیلتر کالمن تخمین زده می‌شود. فیلتر کالمن علاوه بر محاسبه مقادیر تابع راستنمایی مسیر متغیر حالت را که غیر قابل مشاهده است به دست می‌آورد در ادبیات اقتصادی در مباحث انتظارات عقلانی، مشاهدات مفقود، عناصر غیر قابل مشاهده (روند و دوران) در ادوار تجاری و نرخ بیکاری کاربرد دارد (۳).

محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید

برای این منظور ابتدا با در نظر گرفتن متغیرهای ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی و موجودی سرمایه بخش، با استفاده از شاخص مالیم کوئیست بهره‌وری کل عوامل در بخش کشاورزی محاسبه شده است. این رهیافت در مطالعات بسیاری نظیر عباسیان و مهرگان (۵)، تهامی پور و شاهمرادی (۲)، مجاوریان (۸) و علیرضایی و همکاران (۴) کاربرد داشته است.

بهره‌وری کل عوامل تولید طی سال‌های ۸۶-۱۳۵۵ از رهیافت نهاده‌ای و با فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس محاسبه شده است. شاخص مالیم کوئیست که ابتدا در زمینه تئوری مصرف و در سال ۱۹۸۲ در چارچوب تئوری تولید بیان گردید جزء روش‌های غیرپارامتری است. از مهمترین ویژگی‌های این شاخص، امکان تجزیه تغییرات بهره‌وری به اجزاء آن یعنی تغییرات کارایی فنی (شامل تغییرات کارایی مدیریت و کارایی مقیاس) و تغییرات تکنولوژیکی می‌باشد.

هموارسازی بیشتر می‌باشد که در حد، سری زمانی به سمت خطی پیش می‌رود.

البته این فیلتر دارای نارسائی‌های هم می‌باشد که از آن جمله می‌توان به انتخاب داوطلبانه مقدار λ ، چشم پوشی از شکست ساختاری، در نظر نگرفتن دینامیسم ناپایایی اشاره کرد. اگر فرض شود ساختار اقتصاد به اندازه کافی باثبات بوده و رشد تولید ملی به نسبت یکنواخت باشد، آنگاه فیلتر برآورد قابل قبولی از تولید بالقوه به دست می‌دهد. ولی به رغم محدودیت‌های عنوان شده بارها از این فیلتر برای محاسبه تولید بالقوه استفاده شده است (نصر اصفهانی و همکاران (۱۳) و عزیززی (۶) و عماد زاده و همکاران (۷) و دلایل زیر مطرح می‌شود:

الف- این روش تواترهای مربوط به چرخه‌های تجاری را از تولید جدا می‌کند.

ب- این روش جزء سیکلی که از مدل‌های سری زمانی قابل قبول به دست می‌آید را بسیار نزدیک می‌سازد.

با توجه به مطالب فوق می‌توان با استفاده از آمار مربوط به ارزش افزوده بخش کشاورزی طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۵ تولید بالقوه را محاسبه کرد.

حال با توجه به مقدار تولید بالقوه، شکاف تولید از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$Gap = \frac{hpY - Y}{Y} \quad (۶)$$

که در آن Y نشان دهنده تولید بالفعل، hpY نمایانگر تولید بالقوه و Gap نشان دهنده شکاف تولید است. به منظور استخراج تکانه‌های مثبت و منفی (شوک‌های مثبت و منفی) بهره‌وری از روش فیلترینگ هودریک پرسکات به شرح ذیل استفاده شده است. ابتدا اندازه زمانی روند بهره‌وری بر اساس فیلتر هودریک پرسکات استخراج شده و hpE نامیده می‌شود. سپس مابه‌التفاوت اندازه روند متغیر محاسبه شده از مقدار واقعی آن (E) به عنوان شوک تلقی می‌شود.

$$shock = E_t - hpE_t \quad (۷)$$

بدین ترتیب شوک‌های مثبت و منفی به شرح زیر به دست می‌آیند (میرزائی خلیل آبادی و همکاران ۱۳۸۸):

$$Pos_t = Max(0, shock) \quad (۸)$$

$$Neg_t = Min(shock, 0)$$

که در آن Pos و Neg به ترتیب اندازه شوک‌های مثبت و منفی بهره‌وری می‌باشند.

جدول ۱- نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۵

متغیر	KPSS			Phillips-Perron		
	P	Gap	Eshock	P	Gap	Eshock
پهنای باند	۳	۳	۵	۳	۲	۵
فرضیه صفر	متغیر رشد قیمت‌ها ایستا است	متغیر شکاف تولید ایستا است	متغیر شوک بهره وری ایستا است	وجود ریشه واحد	وجود ریشه واحد	وجود ریشه واحد
آماره آزمون	۰/۴	۰/۲	۰/۱۴	-۵/۶	-۱۰/۴	-۸/۱
سطح ۱٪	۰/۸	۰/۷	۰/۲۱	-۳/۵	-۳/۵	-۳/۵
مقادیر	سطح ۵٪	۰/۴	۰/۱۵	-۲/۸	-۲/۸	-۲/۸
بحرانی	سطح ۱۰٪	۰/۳	۰/۱۱	-۲/۵	-۲/۵	-۲/۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج و بحث

به طور کلی در مطالعات مربوط به سری‌های زمانی، تعیین درجه هم‌بستگی متغیر از اهمیت خاصی برخوردار هستند. به منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده از آزمون^۱ KPSS و فیلیپس-پرون^۲ استفاده شده است. نتایج حاصل در جدول شماره (۱) آمده است، که نشان می‌دهد تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در سطح ایستا می‌باشند.

بررسی آزمون همگرایی جوهانسون^۳ میان متغیرهای رشد قیمت‌ها (p) و شوک‌های بهره‌وری (Eshock) و شکاف تولید (gap) نشان می‌دهد که براساس معیار حداکثر مقادیر ویژه، یک معادله همگرایی در سطح معنی داری ۱٪ تأیید می‌شود. ضرائب همگرایی نرمال شده بین متغیرها مذکور وجود رابطه معنی دار بلند مدت را تأیید می‌کند.

جدول ۲- نتایج آزمون همگرایی جوهانسون

آماره اثر	Eigenvalue	%	فرضیه
۷۴	-۰/۶۵	۴۷/۴	نبود بردار همجمعی
۴۳	-۰/۷۵	۲۹/۷۶	وجود حداقل یک بردار همجمعی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- ضرائب بردار نرمال همگرایی

شکاف تولید	شوک‌های مثبت		P
	بهره‌وری	شوک‌های منفی	
۵/۱۳	-۱/۹	۱۲/۳۵	۱
(۰,۷۶)	(۱,۴۱)	(۲,۰۶)	انحراف معیار

ماخذ: یافته‌های تحقیق

ضمن اینکه عدم امکان آزمون و ارزیابی نتایج به ویژه زمانی که آمارها از دقت بالایی برخوردار نیستند، از محدودیت‌های استفاده از این روش می‌باشد (۱). اگر مقادیر تولید و مصرف نهاده‌ها در دو دوره S و t به ترتیب با y_t, x_t و y_s, x_s نشان داده شوند و با این فرض که تکنولوژی تولید برای دو دوره S و t با $f_t(x)$ و $f_s(x)$ مشخص شده باشند در این حالت ساده شاخص بهره‌وری کل به صورت نسبت محصول به نهاده برای دو دوره خواهد بود:

$$TFP_{st} = \frac{\left(\frac{y_t}{x_t}\right)}{\left(\frac{y_s}{x_s}\right)} \quad (9)$$

شاخص TFP مالم کوئیست، تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید در دو دوره متوالی را اندازه می‌گیرد. شاخص تغییرات مالم کوئیست محصول گرا به صورت یک میانگین هندسی از دو دوره S (دوره مبنا) و t محاسبه می‌شود که می‌توان آن را بصورت زیر نشان داد:

$$m_0(y_s, x_s, y_t, x_t) = \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \left[\frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^t(y_t, x_t)} \times \frac{d_0^s(y_s, x_s)}{d_0^t(y_s, x_s)} \right] \quad (10)$$

که در آن $d_0^t(y_t, x_t)$ بیانگر تابع فاصله مشاهده دوره t با توجه به تکنولوژی دوره S است. مقدار m_0 بزرگ‌تر از یک، نشان‌گر رشد مثبت بهره‌وری کل است، در حالی که مقدار m_0 کوچکتر از یک رشد منفی را در حرکت از دوره S به دوره t نشان می‌دهد. در این عبارت، کسر خارج از کروشه میزان تغییر در کارایی تکنیکی فارل را بین دو دوره S و t اندازه می‌گیرد (۱۹). در این مطالعه از روش محصول‌گرا جهت محاسبه بهره‌وری استفاده شده است.

در این مطالعه پس از محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از شاخص مالم کوئیست، تاثیر شوک‌های بهره‌وری و شکاف تولید بر رشد قیمت‌های مواد غذایی تجزیه و تحلیل شده است.

1- Kwiatkowski Philips Schmidt Shin

2- Phillips-Perron

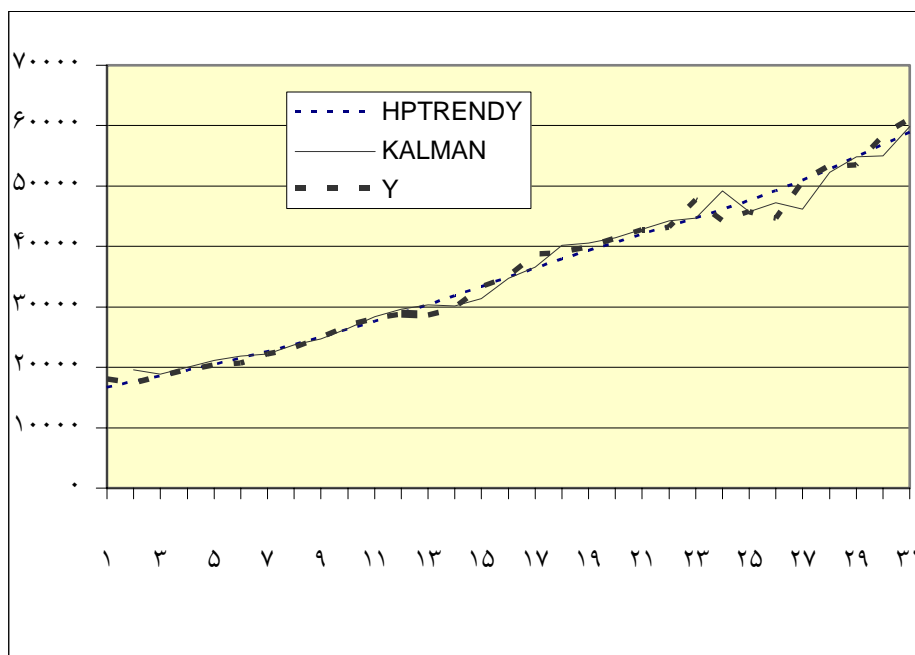
3- Johansen co integration

است خصوصا در سال‌های اولیه که این دو (تولید بالفعل و تولید بالقوه) تقریبا روی هم قرار گرفته اند و در سال‌های انتهائی تفاوت هائی بین تولید بالفعل و بالقوه به چشم می‌خورد. با توجه به محاسبه تولید بالقوه توسط فیلتر هودریک پرسکات، تقریبا در سال‌های انتهائی تولید بالقوه بالاتر از تولید بالفعل قرار می‌گیرد که این گزینه موافق با تئوری است.

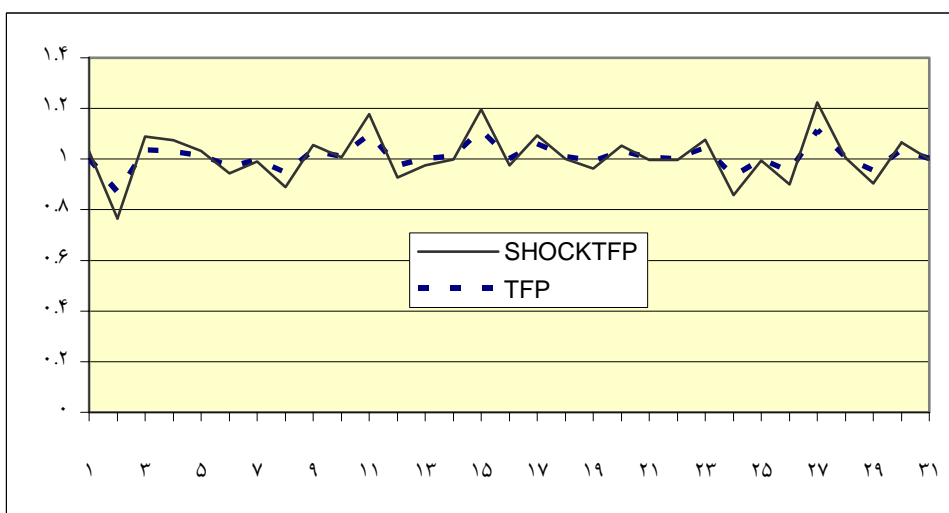
در نمودار زیر استخراج شوک‌های بهره‌وری با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات نشان داده شده است:

تولید بالقوه که با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات (HPTRENDY) و فیلتر کالمن (KALMAN) محاسبه شده است در قالب نمودار (که محور افقی نشان دهنده سال و محور عمودی نشان دهنده ارزش افزوده بخش کشاورزی می باشد) زیر مشخص است (Y نشانگر تولید بالفعل می باشد).

بر اساس این نمودار مشاهده می‌شود که بخش کشاورزی ایران نیز دارای سیکل‌های رونق و حوض بوده است. اما همان گونه که از نمودار هویدا است همواره تولید بالفعل خیلی به تولید بالقوه نزدیک



نمودار ۱- روند تولید بالقوه و بالفعل در بخش کشاورزی (واحد: میلیارد ریال)



نمودار ۲- روند شوک‌های بهره‌وری با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات

وری بر رشد قیمت‌های مواد خوراکی و آشامیدنی مدل زیر تصریح شده است:

نتایج الگوی تصحیح خطا جهت بررسی تاثیر شوک‌های مثبت و منفی بهره وری بر رشد قیمت‌ها به منظور بررسی و تفکیک تاثیر شوک‌های مثبت و منفی بهره

$$D(P) = \text{InP}(-1) + 0.13 \text{GAP}(-1) - 0.19 \text{POSSHOCKE}(-1) + 0.12/3 \text{NEGSHOCKE}(-1) + 0.15$$

$$(-0.16) \quad (0.6/0.6) \quad (-1.4) \quad (6/0.6)$$

$$-0.16 \left[-0.59 \text{D}(\text{InP}(-1)) - 0.23 \text{D}(\text{InP}(-2)) + 0.16 \text{D}(\text{GAP}(-1)) + 0.2 \text{D}(\text{GAP}(-2)) - 0.08 \right]$$

$$(-1.7) \quad (-2.5) \quad (-1.2) \quad (0.9) \quad (0.7) \quad (1.5)$$

$$D(\text{POSSHOCK}(-1)) - 0.07 \text{D}(\text{POSSHOCK}(-2)) + 0.16 \text{D}(\text{NEGSHOCK}(-1)) + 0.04 \text{D}(\text{NEGSHOCK}(-2))$$

$$(-0.2) \quad (-0.04) \quad (2) \quad (2.8)$$

$$R^2 = 0.5 \quad F = 10.3 \quad (11)$$

تاثیر مثبت بر رشد قیمت‌ها دارند یعنی باعث افزایش آن می‌شوند. شوک‌های مثبت بهره وری به معنای افزایش بهره وری عوامل تولید است و زمانی که بهره وری عوامل تولید افزایش یابد با میزان مشخص و ثابتی از نهاده‌ها می‌توان تولید را افزایش داد که نهایتاً افزایش تولید و عرضه کالا در جامعه سبب کاهش قیمت کالاها و در نتیجه کاهش قیمت‌ها می‌شود.

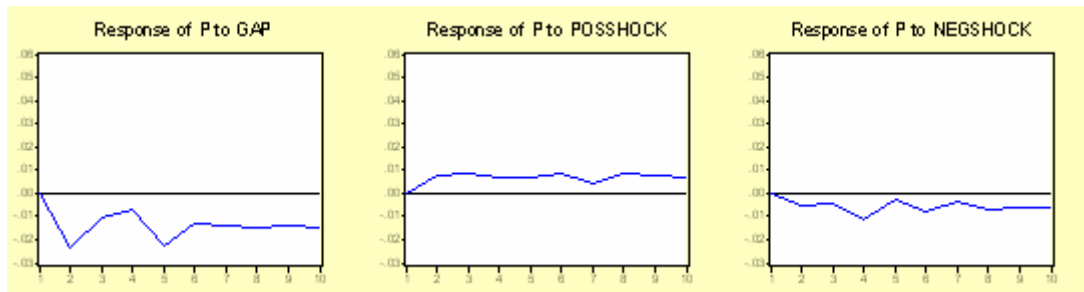
نتایج به دست آمده ملاحظه می‌گردد که ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری معنی دار است و می‌توان نتیجه گرفت که بر اساس جمله تصحیح خطا در هر سال ۰/۱۶ درصد از عدم تعادل یک دوره در افزایش قیمت‌های مواد خوراکی و آشامیدنی در دوره بعد تعدیل می‌شود. در کوتاه مدت تغییر شکاف تولید و شوک‌های بهره وری از عوامل موثر بر افزایش قیمت‌های مواد خوراکی و آشامیدنی به شمار می‌روند. نتایج نیز حاکی از آن است که شکاف تولید در کوتاه‌مدت تاثیر مثبت و معنی داری بر رشد قیمت‌ها دارد زیرا هرچه تولید بالفعل از تولید بالقوه فاصله بگیرد به معنی کاهش عرضه و تولید می‌باشد که این کاهش عرضه در پی خود افزایش قیمت‌های مواد خوراکی را به همراه دارد. شوک‌های مثبت بهره‌وری تاثیر منفی بر رشد قیمت‌ها دارند یعنی باعث کاهش رشد قیمت‌ها می‌شوند و شوک‌های منفی بهره وری

برای اینکه بتوان تاثیر متغیرهای اثرگذار بر رشد قیمت‌های مواد خوراکی و آشامیدنی را به صورت مطلوب‌تری مشاهده نمود توابع عکس العمل آنی، بررسی و تحلیل می‌شوند. در این توابع اثر یک انحراف معیار تکانه متغیرها روی متغیر رشد قیمت‌ها دیده شده است. توابع عکس العمل رشد قیمت‌ها نسبت به تکانه هر یک متغیرهای الگو در زیر آورده شده است.

عکس العمل رشد قیمت‌ها نسبت به تکانه شکاف تولید

عکس العمل رشد قیمت‌ها نسبت به تکانه شوک مثبت بهره وری

عکس العمل رشد قیمت‌ها نسبت به تکانه شوک منفی بهره وری



نمودار ۳- عکس العمل رشد قیمت‌ها نسبت به تکانه در سایر متغیرها
 ماخذ: یافته‌های تحقیق

قیمتها مشخص است، خطای پیش بینی در دوره‌های مختلف ناشی از تغییر در مقادیر جاری و تکانه های آتی است. در ستون دوم مشخص است که در دوره اول صد در صد تغییرات رشد قیمت‌ها ناشی از خود متغیر رشد قیمت‌ها است و در دوره های دوم تا ششم این تاثیرات کم و کمتر می شود. تاثیر شوک های بهره وری و شکاف تولید به تدریج در دوره های دوم تا ششم دارای تاثیرات بیشتری بر رفتار رشد قیمت‌ها هستند. همان گونه که نتایج نشان می دهد در هر دوره سهم شوک های بهره وری و شکاف تولید در توجیه نوسانات رشد قیمت‌ها افزایش می یابد و سهم شکاف تولید در دوره ششم به ۱۲ درصد و سهم شوک های مثبت بهره‌وری تقریباً به ۲/۷ درصد و سهم شوک های منفی بهره وری به ۲/۳ درصد در دوره انتهائی می‌رسد. نکته دارای اهمیت در جدول تجزیه واریانس این است که تاثیر شکاف تولید دارای بیشترین درجه توضیح دهندگی در میان متغیرهای مستقل با گذشت زمان روی رفتار رشد قیمت‌ها است.

جمع‌بندی و پیشنهادات

نتایج بدست آمده از انجام روش تصحیح خطای برداری جهت بررسی تاثیر شوک‌های بهره وری و شکاف تولید بخش کشاورزی بر رشد قیمت‌های مواد خوراکی و آشامیدنی نشان داد که ارتباط رشد قیمت‌ها با شوک‌های منفی بهره وری مستقیم است بدین معنا که افزایش شوک منفی بهره وری که به معنای کاهش بهره وری کل عوامل تولید است، افزایش قیمت‌های مواد خوراکی را در بر دارد و نیز ارتباط شاخص قیمت خرده فروشی مواد خوراکی و آشامیدنی با شوک‌های مثبت بهره وری به صورت منفی است و نیز ارتباط مستقیمی بین شکاف تولید و افزایش قیمت‌های مواد خوراکی وجود دارد. نتایج به دست آمده گویای این واقعیت است که در کوتاه‌مدت شوک‌های منفی بهره وری باعث افزایش رشد قیمت‌ها و قیمت‌های داخل بخش کشاورزی می‌شود چرا که با بروز شوک منفی بهره وری و کاهش بهره وری عوامل تولید تولید و عرضه کالا کاهش می‌یابد و در نتیجه باعث بروز رشد قیمت‌ها میشود. نتایج همچنان حاکی از آن است که هرچه تفاوت تولید بالفعل از تولید بالقوه بیشتر باشد یا به عبارت دیگر هرچه شکاف تولید بیشتر باشد، دلیل بر کاهش تولید و عرضه و در نتیجه افزایش قیمت و رشد قیمت‌ها است.

به لحاظ آن که رابطه شوک‌های بهره وری و رشد قیمت‌ها معکوس می‌باشد لذا نوسان و ناپایداری بهره وری می‌تواند آثار مخربی را بر جای گذارد لذا کاهش نوسانات بهره وری می‌تواند آثار رشد قیمت‌های را کاهش دهد. با توجه به سهم بیشتر شکاف تولید در واریانس رشد قیمت‌ها، شتاب بخشیدن به افزایش تولید، از طریق افزایش بهره‌وری از جمله عوامل موثر بر کاهش شکاف تولید و لذا

بررسی واکنش به ضربه متغیر رشد قیمت‌ها نشان می‌دهد اگر شوکی به این متغیر وارد شود اثرهای کاهشی این متغیر از دوره سوم آغاز شده و در میان دوره همراه با نوساناتی است و در نهایت سیستم دوباره به تعادل باز می‌گردد. همان گونه که نمودار نشان می‌دهد اثر تکانه متغیر شوک بهره وری تقریباً نوسانی و ثابت است و همچنین اثر تکانه GAP نیز نوسانی و ثابت است. تاثیر هر یک از این متغیرها در محدوده یک انحراف معیار نشان می‌دهد که بین تاثیر متغیرهای مستقل تشکیل دهنده رشد قیمت‌ها در کوتاه مدت و بلند مدت بایستی تفاوت وجود داشته باشد. همان گونه که از نمودار عکس العمل رشد قیمت‌ها نسبت به شوک شکاف تولید مشخص است در ابتدا شوک شکاف تولید، باعث کاهش رشد قیمت‌ها می‌شود یعنی در دوره های ابتدائی هرچه اختلاف تولید بالفعل از بالقوه بیشتر باشد چون عرضه کالا و خدمات نمی‌تواند پاسخگوی تقاضا باشد و چون در بخش کشاورزی بحث امنیت غذایی و تامین غذای ارزان از اهمیت خاصی برخوردار است لذا دولت جهت حمایت از مصرف کنندگان از افزایش قیمت با ایجاد سیاست قیمت سقف حمایت می‌کند و یا ممکن است به دلیل کمبود عرضه، جهت پاسخ گوئی به نیاز تقاضا کنندگان سیاست افزایش واردات را در پیش گیرد بنابراین عرضه کنندگان داخلی با کمبود تقاضا مواجه شده که این امر به نوبه خود کاهش قیمت کالاهای داخل بخش را به دنبال دارد. اما پس از گذشت زمان عرضه کنندگان جهت حفظ و بازگشت به قدرت رقابت در بازار اقدام به عرضه کالا می‌نمایند بنابراین با کاهش شکاف تولید بالفعل از تولید بالقوه از میزان افزایش قیمت مواد خوراکی نیز کاسته می‌شود. برای دقت بیشتر در بحث، تجزیه واریانس متغیرهای الگو صورت گرفته است. نتایج آن در جدول (۴) قابل مشاهده است.

جدول ۴- تجزیه واریانس متغیر رشد قیمت‌ها

Period	S.E	P	GAP	POSSHOCK	NEGSHOCK
۱	۰/۰۶	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۰۷	۸۵/۸۸	۱۲/۲۳	۱/۳۳	۰/۵۵
۳	۰/۰۸	۸۵/۳۷	۱۱/۴۷	۲/۳۷	۰/۷۹
۴	۰/۰۹	۸۵/۶۹	۹/۴۷	۲/۳۸	۲/۴۶
۵	۰/۱۰	۸۲/۲۵	۱۳/۲۶	۲/۴۳	۲/۰۶
۶	۰/۱۰	۸۲/۰۲	۱۲/۸۴	۲/۷۶	۲/۳۸

ماخذ: یافته های تحقیق

ستون اول که با SE مشخص شده است خطای پیش بینی متغیرهای مربوطه را طی دوره های مختلف نشان می‌دهد. علت افزایش آن در طی زمان این است که خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود و همانطور که از تجزیه واریانس مربوط به رشد

کاهش رشد قیمت‌ها است. بنابراین سیاست‌هایی باید اتخاذ گردد که در جهت کاهش تفاوت بین تولید بالقوه و بالفعل باشند.

منابع

- ۱- امامی میبدی ع. ۱۳۷۹. اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری. موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- ۲- تهامی پور م. و شاه مرادی م. ۱۳۸۶. اندازه‌گیری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و بررسی سهم آن از رشد ارزش افزوده بخش. اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی). (۱۲): ۳۵-۲۲.
- ۳- عباسی نژاد ح.، شاهمرادی ا. و کاوند ح. ۱۳۸۸. برآورد مدل ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن و حداکثر راستنمایی. مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۸۹: ۲۱۳-۱۸۵.
- ۴- علیرضایی م.، عبدالله زاده غ. و رجیبی تنها م. ۱۳۸۶. تحلیل تفاوت‌های منطقه‌ای در بهره‌وری بخش کشاورزی با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها. اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی) (۲): ۲۱-۹.
- ۵- عباسیان ع. و مهرگان ن. ۱۳۸۶. اندازه‌گیری بهره‌وری عوامل تولید بخش‌های اقتصادی کشور به روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA). مجله تحقیقات اقتصادی شماره ۷۸: ۱۵۳-۱۷۶.
- ۶- عزیززی ف. ۱۳۸۳. پیش‌بینی شکاف تورم بر اساس مدل p^* در مورد ایران. جستارهای اقتصادی. شماره ۲: ۳۴-۹.
- ۷- عماد زاده م.، وصمدی س. و حافظی ب. ۱۳۸۴. بررسی عوامل پولی و غیر پولی موثر بر تورم در ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی. سال ۵. شماره ۱۹: ۵۲-۳۴.
- ۸- مجاوریان م. ۱۳۸۲. برآورد شاخص بهره‌وری مالم کوئیست برای محصولات راهبردی طی دوره زمانی ۷۸-۱۳۶۹. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۴۴-۴۳.
- ۹- مرادی ع.ر. ۱۳۸۴. کاربرد *evIEWS* در اقتصاد سنجی. سازمان انتشارات جهاد دانشگاهی شعبه واحد تهران.
- ۱۰- میرزائی خلیل آبادی ح.ر.، نقوی س.، مهرابی بشر آبادی ح. و جلائی اسفند آبادی ع.م. ۱۳۸۸. بررسی تاثیر شوک‌های پولی بر رشد بخش کشاورزی ایران. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی ایران. جلد ۱. شماره ۳: ۱۴۶-۱۲۳.
- ۱۱- محمدی ت. و اکبری فرد ح. ۱۳۸۷. اثر شوک‌های بهره‌وری بر رشد اقتصادی ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال ۱۰. شماره ۳۵: ۲۰۴-۱۷۷.
- ۱۲- نوفرستی م. ۱۳۷۷. ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. انتشارات رسا. تهران.
- ۱۳- نصر اصفهانی ر.، اکبری ن. و بیدرام ر. ۱۳۸۴. محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی فصلی و تاثیر عوامل اسمی بر آن در ایران. رهیافت خود رگرسیون برداری. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال ۷. شماره ۲۲: ۷۰-۴۳.
- 14- Asea Patrick K., and Mendoza Enrique G. 1994. 'Do Long-Run Productivity Differentials Explain Long-Run Real Exchange Rates?', IMF Working Paper, WP/94/60.
- 15- Buck A.J., and Fitzroy F. 1988. "Inflation and Productivity Growth in the Federal Republic of Germany", Journal of Post Keynesian Economics, 10, 428-44.
- 16- Chowdhury A., and Mallik G. 1998. A Land Locked into Low Inflation: How Far is the Promised Land? Economic Analysis & Policy, 28(2), 233-243.
- 17- Coelli T. 1996. A Guide to DEAP version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program. CEPA working paper.
- 18- Clark P.K. 1982. "Inflation and Productivity Decline", American Economic Review 72, 149-54.
- 19- Coelli T.J. and Prasada Rao D.S. 2003. Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980-2000, Working Paper No. 02/2003, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, School of Economics, The University of Queensland.
- 20- De Grauwe P., and Skudelny F. 2000. Inflation and Productivity Differentials in EMU. Discussions Paper Series (DPS) 00.15. Centre of Economic Studies. University of Leuven. Disc.
- 21- Freeman D., and Yerger D. 2000. "Does Inflation Lower Productivity? Time Series Evidence on the Impact of Inflation on Labor Productivity in 12 OECD Nations", Atlantic Economic Journal, 28(3) 315-32.
- 22- Hondroyannis G., and Papapetrou E. 1998. 'Temporal Causality and the Inflation-Productivity Relationship: Evidence from Eight Low Inflation OECD Countries', International Review of Economics and Finance, 7(1):117-135

- 23- Micossi S., and Milesi-Ferretti M. 1994. 'Real Exchange Rates and the Price of Nontradable Goods', IMF Working Paper, WP/94/19.
- 24- Nelson R., and Rondon R. 2004. High Inflation, Volatility and Total Factor Productivity. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- 25- Ram R. 1984. "Causal Ordering Across Inflation and Productivity Growth in the Postwar United States", Review of Economics and Statistics 66, 472-77.
- 26- Saunders P., and Biswas B. 1990. "An Empirical Note on the Relationship Between Inflation and Productivity in the United Kingdom", British Review of Economic Issues, 12(28), 67-77.
- 27- Selody J. 1990. "The Goal of Price Stability: A Review of the Issues", Bank of Canada Technical Report 54.
- 28- Sbordone A., and Kuttner K. 1994. "Does Inflation Reduce Productivity?", Economic Perspectives, 18(6), 2-14.
- 29- Tsionas E. 2001. "Euro-land: any good for the European south?". Journal of Policy Modeling, 23(1), 67-81.
- 30- Tsionas E. 2003. "Inflation and Productivity: Empirical Evidence from Europe", Review of International Economics, 11(1), 114-29.