# بررسی رابطه یارانه‌های کشاورزی و شوک‌های بهره‌وری با تاکید بر زیر بخش زراعت و باغبانی

محمدرضا اسلامی[۱]

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۹/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۲/۱۰

## چکیده

در اثر نهادینه شدن قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، یارانه‌های پرداختی به محصولات کشاورزی دچار تغییراتی گردیده است. این تغییرات ضمن متاثر ساختن برخی متغیرهای اساسی مانند تقاضای محصولات کشاورزی، بهره‌وری کل عوامل تولید این بخش را نیز متاثر می‌سازد. لذا در این مطالعه تاثیر یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی و نیز بخش زراعت و باغبانی که سهم عمده ارزش افزوده بخش کشاورزی را به خود اختصاص داده است، در قالب مدل خودتوضیح برداری مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این مطالعه جهت محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید از شاخص مالم کوئیست و به منظور استخراج شوک‌های بهره‌وری از فیلتر هودریک- پرسکات استفاده شد. نتایج نشان داد که یارانه‌ها سبب کاهش شوک‌های منفی بهره‌وری هم در کل بخش کشاورزی و هم در زیر بخش زراعت و باغبانی می‌شود.

**طبقه‌بندی *JEL*:** *C22,Q1,Q28*

**واژه‌های کلیدی:** یارانه، شوک‌های بهره‌وری کل عوامل تولید، فیلتر هودریک پرسکات، کشاورزی.

۱- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: drmr_eslami@yahoo.com

## پیشگفتار

به دلیل محدودیت منابع و بودجه دولت و عدم تامین نیازهای اساسی گروه‌های فقیر لازم است یارانه‌ها تا حد امکان در اختیار گروه‌های هدف قرار گیرد. در سطح جهانی از دو دهه گذشته و به دنبال توصیه اکید بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول، مبنی بر حذف یارانه ها برای تسریع رشد اقتصادی، در جهان سوم بحث پیرامون آن رونق گرفته است. در همین راستا کشورهای جهان سوم سعی کرده‌اند تا هزینه‌های یارانه‌ها را کاهش دهند. در ایران همگام با حرکت دولت به سمت خصوصی‌سازی و کاهش سهم خود از اقتصاد، بحث یارانه‌ها و هدفمندسازی آنها مورد توجه قرار گرفته است. با توجه به اینکه عمده فعالان بخش کشاورزی در مناطق روستایی ساکن بوده و کشاورزی به‌عنوان شیوه معیشت و تنها منبع درآمد آنها مطرح است، بررسی اثرات تغییر در یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی بر رشد این بخش می‌تواند راهنمای خوبی برای سیاست‌گذاران در راستای اعمال سیاست مناسب باشد. بایستی توجه داشت که قانون هدفمندسازی یارانه‌ها به دنبال کاهش یارانه‌های نهاده‌های تولید نظیر کود و سم نیست. بلکه به دنبال تخصیص یارانه‌های پرداختی به کالاها و خدمات نهایی به فرآیندهای کاراتر است. نمودار ۱ روند یارانه‌های پرداختی به اقلام کشاورزی را نشان می‌دهد.

برخی مطالعات نظیر سشامانی(۱۹۹۸)، لوف گرین و موارتاز(۲۰۰۱)، لوستیج(۱۹۸۶) به بررسی نقش کاهش یارانه‌ها در صرفه‌جویی بودجه دولت و اثر آن بر سرمایه‌گذاری و اشتغال پرداخته‌اند. برخی دیگر نیز نظیر کرامر و همکاران(۱۹۹۷)، لاراکی(۱۹۸۹)، چلارج و همکاران(۱۹۹۲) به بررسی اثرات نامطلوب تغذیه‌ای ناشی از کاهش یارانه‌ها و لزوم حمایت از اقشار آسیب‌پذیر پرداخته‌اند. پرداخت نقدی و یا فیزیکی به گروه‌های هدف نیز در مطالعات احمد و بوئیس(۲۰۰۲)، دل نینو و دارش(۲۰۰۱)، کلی و همکاران(۱۹۹۹) و فامینو(۱۹۹۵) مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه همگام با مطالعات انجام گرفته در ایران پیرامون یارانه‌ها و نقش آن در بخش کشاورزی(خدادکاشی و حیدری، ۱۳۸۳)، (خسروی‌نژاد، ۱۳۸۸)، پیرائی و اکبری مقدم(۱۳۸۴) و نجفی و شوشتریان(۱۳۸۳)، روند یارانه‌های پرداختی و تاثیر افزایش یارانه‌ها بر افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید(شوک مثبت) در بخش کشاورزی ایران طی سال‌های ۸۹-۱۳۶۷ مورد بررسی قرار گرفته است. لذا این تحقیق به دنبال پاسخگویی به این سوال می‌باشد که پرداخت یارانه به بخش کشاورزی چه تاثیری بر افزایش بهره وری کل عوامل تولید در این بخش دارد؟ به عبارت دیگر آیا در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخت یارانه‌ها به افزایش بهره‌وری(شوک مثبت بهره‌وری) کمک می‌کند یا خیر؟

## مواد و روش‌ها

در این تحقیق جهت بررسی تاثیر یارانه‌های پرداختی به اقلام کشاورزی بر شوک‌های بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران از موجودی سرمایه(K) ، نیروی کار(L)، ارزش افزوده(Y) بخش کشاورزی و زیر بخش زراعت و باغبانی و یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی ایران(S) استفاده شد. آمار و ارقام مربوط به سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۶۷ به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ می‌باشند. داده‌های مورد نیاز(متغیرها) از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی اتخاذ شده است. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل، بسته نرم افزاری Eviews8 به‌کار گرفته شد.

### مدل خود توضیح برداری VAR[1]

در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم انباشتگی بلندمدت 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 هم انباشتگی از طریق حداکثر راست‌نمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل گرنجر را حل کنند. اساس کار آنها را یک مدل VAR به صورت رابطه ۱ تشکیل می‌دهد:

$$TP = A_1 P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \cdots + A_p P_{t-n} + e_t \qquad (1)$$

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

$$Tp_t = \pi_1 \Delta Tp_{t-1} + \pi_2 \Delta Tp_{t-2} + \cdots + \pi_{p-1} \Delta Tp_{t-p-1} + e_t \qquad (2)$$

به‌طور کلی اساس تحلیل در این روش روی ماتریس $\pi$ استوار است. اگر رتبه ماتریس را (r) دانسته و تعداد متغیرها p فرض شود، آنگاه سه حالت ممکن است پیش آید.

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

اگر r<p<0 باشد، در این صورت r بردار هم انباشتگی 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(سلیمی سود رجانی و همکاران ۱۳۹۰).

1 Vector Auto regression Model

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 هم انباشتگی استفاده می‌شود.

به‌طور کلی مدل‌های هم انباشتگی براساس رابطه زیر استوار هستند.

$$\Delta TP_t = a_{.y} + a_{1y}t - \pi_y z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_{iy}\Delta z_{t-1} + \Psi_y Er + u_{iy}$$
$$z_t = \begin{pmatrix} TP_t \\ S_t \end{pmatrix} \qquad (۳)$$

که در آن: TP (بهره وری کل عوامل) یک بردار از متغیرهای درونزای I (1)[1]

S (یارانه های پرداختی به بخش کشاورزی) یک بردار از متغیرهای برون زای I(1)

**فیلتر هودریک پرسکات(HP)**

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 (RMS,Walvelt,1995) 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 $Y_t^{tr}$ آن به دست می‌آید، در واقع مقادیر روند مذکور مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند.

$$\sum_{t=1}^{T}(Y_t - Y_t^{tr})^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}\left[(Y_{t+1}^{tr} - Y_t^{tr}) - (Y_t^{tr} - Y_{t-1}^{tr})\right]^2 \qquad (۴)$$

در حالی که T تعداد مشاهدات و پارامتر $\lambda$ عامل موزون کننده است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند. $\lambda$=۱۰۰ در داده های سالانه و $\lambda$=۱۶۰۰ برای داده‌های فصلی به‌کار 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. هرچه قدر مقدار $\lambda$ بیشتر انتخاب شود دلیل بر هموارسازی بیشتر می‌باشد که در حد، سری زمانی به سمت خطی پیش می‌رود.

به منظور استخراج تکانه‌های مثبت و منفی(شوک‌های مثبت و منفی) بهره وری کل عوامل تولید از روش فیلترینگ هودریک پرسکات به شرح ذیل استفاده شد. ابتدا اندازه زمانی روند بهره وری کل

---

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

عوامل تولید بر اساس فیلتر هودریک پرسکات استخراج شده و hptp نامیده می‌شود. سپس مابه‌التفاوت اندازه روند متغیر محاسبه شده از مقدار واقعی آن(tp) به عنوان شوک تلقی می‌شود (نقوی و همکاران ۱۳۹۰).

$$shock = TP_t - hpTP_t \quad (۵)$$

در ادامه، جهت بررسی تاثیر یارانه‌های پرداختی بر شوک‌های بهره‌وری کل عوامل تولید در ابتدا با در نظر گرفتن متغیرهای ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، موجودی سرمایه بخش کشاورزی، با استفاده از شاخص مالم کوئیست بهره‌وری کل عوامل در بخش کشاورزی و سپس در زیر بخش زراعت و باغبانی محاسبه شده است. بهره‌وری کل عوامل تولید طی سال های ۸۹-۱۳۶۷ از رهیافت نهاده‌ای و با فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس محاسبه شد.

شاخص مالم 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 بهره وری به اجزاء آن یعنی تغییرات کارایی فنی(شامل تغییرات کارایی مدیریت و کارایی مقیاس) و تغییرات تکنولوژیکی می‌باشد(امامی میبدی،۱۳۸۴). اگر مقادیر تولید و مصرف نهاده‌ها در دو دوره s و t به ترتیب با $y_s$، $y_t$ و $x_s$ و $x_t$ نشان داده شوند و با این فرض که تکنولوژی تولید (که همواره طی زمان و همراه با آن تغییر کرده است) برای دو دوره s و t با fx(X) و ft(x) مشخص شده باشند، در این حالت ساده شاخص بهره‌وری کل به صورت نسبت محصول به نهاده برای دو دوره خواهد بود.

$$TFP_{st} = \frac{\left(y_t / x_t\right)}{\left(y_s / x_s\right)} \quad (۶)$$

سطوح تولید واقعی هر بنگاه با نسبتی از ناکارایی به تابع تولید اشاره دارد($y_t = \lambda_t f_t(x_t)$). اگر $\lambda$ کوچک‌تر از ۱ باشد، فعالیت با ناکارایی همراه است و تنها زمانی که $\lambda$=۱ باشد کارایی فنی در تولید خواهیم داشت. اگر میزان استفاده از نهاده در دو دوره، مختلف باشد($x_t=kx_s$) و تابع تولید همگن از درجه $\varepsilon_t$ باشد($f(kx) = K^{\varepsilon_t} f(x)$) در این حالت خواهیم داشت(مجاوریان،۱۳۸۲):

$$TFP_{st} = \frac{\lambda_t}{\lambda_s} . k^{\varepsilon_t - 1} \left| \frac{f_t(x_s)}{f_s(x_s)} \right. \quad (۷)$$

معادله فوق توصیف کاملتری از اجزاء شاخص بهره وری کل را ارائه می‌کند. به‌طوری که $\frac{\lambda_t}{\lambda_s}$ بیانگر تغییر در کارایی فنی در حالت بازدهی متغیر نسبت به مقیاس، $k^{\varepsilon_t}$ اثر اندازه به مقیاس و $\frac{f_{t(x_S)}}{f_{s(x_S)}}$ نیز اثر تغییرات تکنولوژی را اندازه‌گیری می‌کند. ضمن اینکه حاصل ضرب قسمت‌های اول و دوم نشان دهنده تغییر کارایی فنی در حالت بازده ثابت نسبت به مقیاس می‌باشد. بنابراین در محاسبه بهره‌وری، کارایی مقیاس برابر اختلاف کارایی فنی در دو حالت بازدهی ثابت و متغیر نسبت به مقیاس می‌باشد. در روش شاخص مالم کوئیست از روش تحلیل فراگیر داده‌ها[1] برای تشکیل تابع تولید مرزی خطی شکسته[2] استفاده می‌شود. این شاخص بهره‌وری، بر اساس توابع فاصله[3] تعریف می شود(Coelli,1996).

در نمودار ۲ بهره وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی به روش مالم کوئیست آورده شده است.

## نتایج و بحث

در مطالعات مربوط به سری‌های زمانی، تعیین درجه ایستایی متغیر از اهمیت خاصی برخوردار است. به منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق از آزمون KPSS[4] استفاده شده است. نتایج حاصل در جدول ۱ نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در سطح ایستا می‌باشند.

پس از بررسی ایستایی متغیرها، جهت بررسی ارتباط بلندمدت میان یارانه پرداختی به بخش کشاورزی(S) و بهره‌وری کل عوامل تولید(TP) از آزمون همگرایی جوهانسون[5] استفاده شد. همان‌گونه که ارائه نتایج در جدول ۲ نشان می‌دهد، براساس معیار آماره اثر- آماره محاسباتی ۱۹ بزرگ‌تر از مقدار بحرانی ۱۵/۴ است. فرضیه صفر مبنی بر نبود بردار همجمعی رد می‌شود و فرضیه متقابل یعنی وجود یک معادله همگرایی در سطح معنی داری ۵٪ تایید می‌شود.

بررسی ارتباط بلند مدت میان یارانه پرداختی به بخش کشاورزی(S) و افزایش بهره‌وری(شوک مثبت posTPshock) و کاهش بهره‌وری(شوک منفی بهره‌وری negTPshock) با استفاده از آزمون جوهانسن نشان می‌دهد که براساس معیار آماره اثر- آماره محاسباتی ۴۱ بزرگ‌تر از مقدار بحرانی ۲۹/۷ است- فرضیه صفر مبنی بر نبود بردار همجمعی رد می‌شود. فرضیه وجود دو معادله

1 Data Envelopment Analysis (DEA)
2 Piece-wise linear production frontier
3 Distance function
4 Kwiatkowski Philips Schmidt shin
5 Johansen co integration

همگرایی در سطح معنی داری ۵٪ تایید می‌شود(جدول ۳). ضرایب همگرایی نرمال شده بین متغیرهای مذکور وجود رابطه معنی‌دار بلندمدت را تایید می‌کند(جدول ۴).

**نتایج روش VAR جهت بررسی تاثیر یارانه‌ها بر شوک‌های مثبت و منفی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی**

در این تحقیق جهت بررسی تاثیر یارانه‌های پرداختی بر شوک‌های بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی از روش خودتوضیح برداری VAR استفاده شده است(اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار می‌باشند).

$$posTPshock = 0.027 - 0.44posTPshock_{-1} - 0.28posTPshock_{-2} + 8.4\times10^{-7}S \quad (8)$$
$$(0.011) \qquad (0.2) \qquad (0.2) \qquad (3\times10^{-7})$$

معادله ۸ نتایج مدل خودتوضیح برداری را در خصوص تاثیر یارانه‌ها بر شوک‌های مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که خود متغیر شوک‌های بهره‌وری با وقفه تاثیر منفی بر سطح این متغیر دارد. یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شوک‌های مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید دارند. بدین معنا که افزایش یارانه‌های پرداختی باعث افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی می‌گردد زیرا یارانه پرداختی به نهاده‌های کشاورزی که به نوعی قیمت و هزینه نهایی نهاده را مشخص می‌کند، مسبب انگیزه‌ای برای افزایش تولید کشاورز و همچنین استفاده بهتر و کاراتر از عوامل تولید و رفتار کردن کشاورز در ناحیه دوم تولید می‌گردد.

بررسی تاثیر یارانه‌ها بر شوک‌های منفی بهره‌وری کل عوامل تولید(معادله ۹) در بخش کشاورزی حاکی از وجود رابطه منفی میان این دو متغیر می‌باشد. به گونه‌ای که پرداخت یارانه‌ها، شوک‌های منفی بهره وری را کاهش می‌دهد.

$$negTPshock = -0.04 - 0.52negTPshock_{-1} - 0.26negTPshock_{-2} - 2.1\times10^{-7}S \quad (9)$$
$$(0.01) \qquad (0.2) \qquad (0.2) \qquad (4\times10^{-7})$$

**نتایج روش VAR جهت بررسی تاثیر یارانه‌ها بر شوک‌های مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش زراعت و باغبانی**

از آنجا که زیربخش زراعت و باغبانی سهم عمده‌ای از ارزش ستانده بخش کشاورزی را به خود اختصاص می‌دهد، بنابراین شایسته است تا تاثیر یارانه‌های پرداختی بر بهره‌وری کل عوامل تولید این زیر بخش نیز مورد بررسی و تحلیل قرار گیرد. همان‌گونه که نتایج مدل زیر نشان می‌دهد، متغیر شوک بهره‌وری کل عوامل تولید با یک وقفه تاثیر منفی بر سطح این متغیر دارد. اما این تاثیر

معنی دار نمی باشد. متغیر یارانه پرداختی تاثیر مثبت بر شوک‌های بهره‌وری کل عوامل تولید در این زیربخش دارد. به گونه‌ای که یارانه‌ها باعث افزایش هرچه بیشتر بهره‌وری کل عوامل تولید در این زیربخش می‌گردند. متغیر بهره‌وری کل این زیر بخش نیز تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شوک‌های بهره‌وری دارد. معیارهای خوبی برازش مانند $R^2$ و f نشان‌دهنده خوبی مدل و قدرت بالای توضیح دهندگی مدل می‌باشند.

$$posTPshock = -0.4 - 0.08\,posTPshock_{-1} + 8.9\times10^{-7}S + 0.45TFP$$
$$(0.09) \qquad (0.15) \qquad (8\times10^{-7}) \qquad (0.08) \qquad (۱۰)$$
$$R^2 = 0.7 \qquad F = 13$$

**نتایج روش VAR جهت بررسی تاثیر یارانه‌ها بر شوک‌های منفی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش زراعت و باغبانی**

بررسی نتایج حاصل از تاثیر یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی بر شوک‌های منفی زیر بخش زراعت و باغبانی حاکی از آن است که شوک‌های منفی در دوره گذشته تاثیر منفی بر خود این متغیر در سطح دارد. یارانه های پرداختی به بخش کشاورزی نیز تاثیر منفی بر شوک‌های منفی بهره‌وری دارد. به گونه‌ای که یارانه‌ها شوک‌های منفی بهره‌وری را کاهش می‌دهند که این نتیجه متقارن با مدل فوق می‌باشد. متغیر ارزش افزوده این زیر بخش نیز تاثیر مثبت و معنی‌داری در این مدل دارد.

$$negTPshock = -0.16 - 0.45\,negTPshock_{-1} - 1.7\times10^{-6}S + 4.6\times10^{-6}Y \qquad (۱۱)$$
$$(0.1) \qquad (0.2) \qquad (1.9\times10^{-6}) \qquad (3.9\times10^{-6})$$

برای این که بتوان تاثیر متغیرهای اثرگذار بر شوک بهره‌وری را به صورت مطلوب‌تری مشاهده نمود، توابع آنالیز واریانس بررسی و تحلیل می‌شوند. ستون اول جدول ۵ که با SE مشخص شده است، خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه طی دوره‌های مختلف را نشان می‌دهد. علت افزایش آن طی زمان این است که خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود و همان‌طور که از تجزیه واریانس مربوطه مشخص است، خطای پیش‌بینی در دوره‌های مختلف ناشی از تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی است. در ستون دوم مشخص است که در دوره اول ۱۰۰٪ تغییرات شوک بهره وری ناشی از خود متغیر posTPshock است و در دوره‌های دوم تا دهم این تاثیرات کم وکمتر می‌شود. تاثیر یارانه به تدریج در دوره‌های دوم تا دهم دارای تاثیرات بیشتری است. البته نکته دارای اهمیت در جدول تجزیه واریانس این است که تاثیر متغیر یارانه دارای بیشترین درجه توضیح دهندگی با گذشت زمان روی رفتار posTPshock است.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

اعطای یارانه به نهاده‌های کشاورزی، از مهم‌ترین سیاست‌های حمایتی دولت به بخش کشاورزی محسوب می‌شود. یارانه یکی از ابزارهای مهم و موثر در مصرف نهاده‌های کشاورزی است. اما از آنجا که تامین هزینه‌های آن بر عهده دولت است، کشورهایی می‌توانند از این ابزار برای حمایت از تولیدکنندگان استفاده کنند که منابع کافی داشته باشند و تداوم یا گسترش فعالیت‌های اقتصادی کشور به‌طور قابل ملاحظه‌ای به توزیع نهاده‌های ارزان در بخش کشاورزی وابسته باشد. اهمیت تامین مواد غذایی برای جمعیت در حال گسترش ایران سبب شده است که سیاست‌گذاران کشور با تحلیل کارایی روش‌های فعلی تامین مواد غذایی، به دنبال شناخت عوامل موثر بر تولید محصولات کشاورزی و تحلیل و ارزیابی سیاست‌های تاثیرگذار، همچون پرداخت یارانه به نهاده‌های کشاورزی، سیاست‌های تعیین قیمت تضمینی، دسترسی آسان تولیدکننده به بازار برای محصولات کشاورزی و غیره باشند. در این مطالعه رابطه میان یارانه پرداختی به بخش کشاورزی و بهره وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و زیربخش زراعت و باغبانی طی سال‌های ۸۹-۱۳۶۷ مورد بررسی قرار گرفته است. جهت رسیدن به اهداف تحقیق از آزمون همگرایی جوهانسون برای پی بردن به ارتباط بلندمدت میان یارانه‌ها و شوک‌های بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده شد. نتایج روش خودتوضیح برداری VAR نیز وجود رابطه مثبت و معنی‌دار میان یارانه پرداختی و شوک‌های مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و نیز زیربخش زراعت و باغبانی را تایید می‌کند. بدین معنی که پرداخت یارانه‌ها باعث افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی می‌گردد. لذا پیشنهاد می‌گردد که سهم یارانه‌های کشاورزی از تولید ناخالص ملی افزایش یابد و دولت سیاست‌های حمایتی خود را در زمینه پرداخت یارانه به بخش کشاورزی از سوی یارانه‌های مصرفی به سمت یارانه‌های تولیدی منعطف کند.

## فهرست منابع:


۱. امامی میبدی ع. (۱۳۸۴). اصول اندازه‌گیری کارائی و بهره‌وری (علمی- کاربردی). موسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی.

۲. پیرائی، خ. و اکبری مقدم ب. (۱۳۸۴). اثر کاهش یارانه بخش کشاورزی (زراعت) و تغییر در نرخ مالیات بر کار، بر تولید بخشی و رفاه خانوار شهری و روستایی در ایران (براساس روش شبیه‌سازی تعادل عمومی محاسباتی و ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۷۵). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال هفتم. شماره ۲۲. ص ۳۰-۱.

۳. خدادکاشی، ف و خ حیدری (۱۳۸۳). ارزیابی نقش اقلام یارانه‌ای خوراکی در سبد مصرفی خانوارهای شهری و روستایی. فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی. شماره ۳۲. ص ۵۴-۴۱.

۴. خسروی‌نژاد، ع ا (۱۳۸۸). اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران. پژوهشنامه بازرگانی. سال سیزدهم. شماره ۵۰. ص ۳۱-۱.

۵. سلیمی سود رجانی ا. و محمودی نیا د. و پور شهابی ف. (۱۳۹۰). بررسی رابطه علی پویا بین عمق مالی، پس انداز و رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه پول و اقتصاد. شماره ۷. ۱۳۵-۱۰۹.

۶. مجاوریان م. (۱۳۸۲). برآورد شاخص بهره وری مالم کوئیست برای محصولات راهبردی طی دوره ۷۸-۱۳۶۹. اقتصاد کشاورزی و توسعه. دوره ۱۱. شماره ۴۳ و ۴۴. ۱۶۲-۱۴۳.

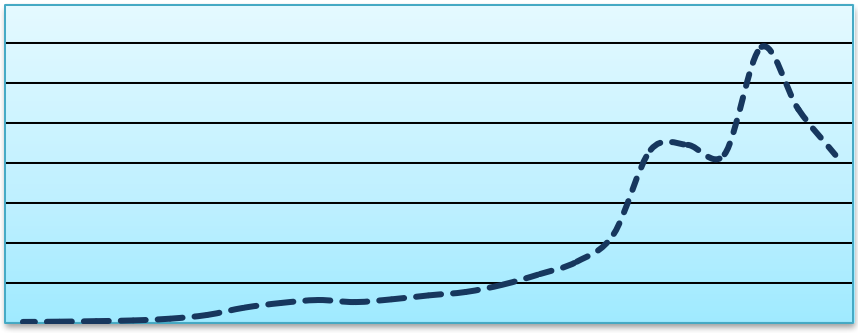
۷. نجفی، ب و آ، شوشتریان (۱۳۸۳). هدفمندسازی یارانه‌ها و حذف ناامنی غذایی: مطالعه موردی ارسنجان. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی. شماره ۳۱. ص ۱۵۱-۱۲۷.

۸. نقوی س. و میرزائی خلیل آبادی ح.ر. و جلائی ع. و مهرابی بشرآبادی ح. (۱۳۹۰). بررسی نحوه اثرگذاری شوک های پولی بر رشد بخش کشاورزی ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی. جلد ۲۵. شماره ۲. ۱۹۱-۱۸۱.

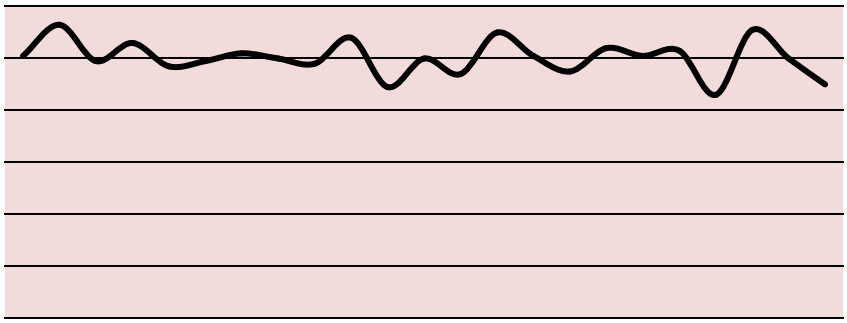
9. Ahmed, A. U. & Bouis, H. E. (2002). Weighing what's practical: proxy Means Tests for Targeting Food Subsidies in Egypt. FCND Discussion Paper, No 132. http://www.ifpri.org

10. Chellarj,G., Brorsen,B. W. & Farris ,P.L (1992). Impact of rice subsidy on food consumption in India. Indian journal of Agricultural Economics. 47 (2).pp 215-223.
11. Clay, D. C, Molla, D & Hobtewold, D (1999). Food Aid targeting in Ethiopia: A study of who needs it and who gets it. Food policy 24. pp 391-409.
12. Delnino, C. & Dorosh, P. A. (2002). In-Kind Transfer and Household Food Consumption: Implication for Targeted Food programs in Bangladesh. FCND Discussion Paper No.13. http://www.ifpri.org
13. Famino, M. D (1995). Issues in Valuing Food Aid: The Cash or In-Kind Controversy. Food policy, 20 (1); pp 3-10.
14. Keramer-LeVlanc, & C.,Basiotis, & P. Kennedy, E.T. (1997). Maintaining Food and Nutrition Security in United States with welfare Reform. American Journal of Agricultural Economics, 79 (5). pp 1600-1607.
15. Laraki, K.(1989). Food Subsidies: a Case Study of Price Reform in Morocco. LSMS Working Paper, No 50.
16. Lofgrean, H & Moartaz, E. (2001). Food subsidies in Egypt: Reform Options, Distributions and Welfare. Food policy 26(1); pp 65-83.
17. Lustig, N. (1986). Food subsidies program in Mexico. FCND Discussion Paper, No.3, http://www.ifpri.org.
18. Seshamani, V.(1999). The Impact of Market Liberalization on Food security in Zambia. Food policy, 23 (6); pp 539.551.

## پیوست‌ها



**شکل۱-یارانه های پرداختی به اقلام کشاورزی (واحد:میلیارد ریال).**



**شکل۲- شاخص بهره وری کل عوامل تولید.**

**جدول۱- نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها طی دوره ۸۹-۱۳۶۷.**

| KPSS | | | | |
|---|---|---|---|---|
| متغیر | | S | TPshock | Y |
| پهنای باند | | ۳ | ۶ | ۳ |
| فرضیه صفر | | متغیریارانه‌پرداختی ایستا است | متغیر شوک بهره‌وری ایستا است | متغیر ارزش افزوده ایستا است |
| آماره آزمون | | ۰/۵ | ۰/۳۶ | ۰/۶ |
| مقادیر بحرانی | سطح ۱٪ | ۰/۷۳ | ۰/۷۳ | ۰/۷۳ |
| | سطح ۵٪ | ۰/۴۶ | ۰/۴۶ | ۰/۴۶ |
| | سطح ۱۰٪ | ۰/۳ | ۰/۳۴ | ۰/۳۴ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول۲- نتایج آزمون همگرایی جوهانسون.**

| فرضیه | مقدار بحرانی ۵٪ | Eigenvalue | آماره اثر |
|---|---|---|---|
| نبود بردار همجمعی | ۱۵/۴ | ۰/۵۹ | ۱۹ |
| وجود حداقل یک بردار همجمعی | ۳/۷۶ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۴ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول۳- نتایج آزمون همگرایی جوهانسون.**

| فرضیه | مقدار بحرانی ۵٪ | Eigenvalue | آماره اثر |
|---|---|---|---|
| نبود بردار همجمعی | ۲۹/۷ | ۰/۶۵ | ۴۱ |
| وجود حداقل یک بردار همجمعی | ۱۵/۵ | ۰/۵۸ | ۱۸ |
| وجود حداقل دو بردار همجمعی | ۳/۸ | ۰/۰۰۴ | ۰/۱ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول۴- ضرائب بردار نرمال همگرائی.**

| S | شوک های مثبت بهره وری | شوک های منفی بهره وری |
|---|---|---|
| ۱ | ۱۹ | -۱۲ |

ماخذ: یافته های تحقیق

**جدول۵-تجزیه واریانس شوک مثبت بهره وری درزیر بخش زراعت و باغبانی.**

| یارانه | شوک بهره وری | انحراف معیار(S.E) | زمان |
|---|---|---|---|
| ۰.۰۰ | ۱۰۰.۰۰ | ۰.۰۴ | ۱ |
| ۰.۰۰۷ | ۹۹ | ۰.۰۵ | ۲ |
| ۵.۸۵ | ۹۴ | ۰.۰۵ | ۳ |
| ۳۴.۹۸ | ۶۵ | ۰.۰۶ | ۴ |
| ۷۸.۱۴ | ۲۱ | ۰.۱۲ | ۵ |
| ۹۳.۳۵ | ۶ | ۰.۳۳ | ۶ |
| ۹۵.۶۲ | ۴ | ۰.۹۳ | ۷ |
| ۹۶.۹۷ | ۴ | ۲.۶ | ۸ |
| ۹۶.۴۱ | ۴ | ۷.۵۶ | ۹ |
| ۹۶.۹۷ | ۴ | ۲۱.۵۷ | ۱۰ |

ماخذ: یافته های تحقیق