اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۷، بهار ۱۳۹۱

بررسی تأثیر هدفمندسازی یارانه‌ها در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی

دکتر رضا مقدسی*، حبیبه شرافتمند**

تاریخ دریافت: ۹۰/۳/۳۱ تاریخ پذیرش: ۹۰/۵/۱۲

چکیده

یکی از پایدارترین رهیافتهای دستیابی به رشد در بخش کشاورزی، ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید این بخش است و لذا این رهیافت همواره مورد توجه سیاستگذاران بوده است. بر اثر نهادینه شدن قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، یارانه‌های پرداختی به محصولات کشاورزی دچار تغییراتی خواهد شد. این تغییرات ممکن است، ضمن متأثر ساختن تقاضای محصولات کشاورزی، بهره‌وری کل عوامل تولید این بخش را نیز تحت تأثیر قرار دهد. به همین منظور در این مطالعه تأثیر یارانه‌های پرداختی به محصولات کشاورزی در شوکهای بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی طی سالهای ۱۳۶۹-۸۷ با استفاده از آزمون

* دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران (نویسنده مسئول)
e-mail: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir
** دانشجوی دوره دکترای اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران
e-mail: sherafatmand_m@yahoo.com

جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری بررسی شد. به منظور استخراج شوکهای مثبت و منفی بهره‌وری از فیلتر هودریک- پرسکات استفاده گردید.

نتایج نشان می‌دهد که کاهش یارانه‌ها سبب کاهش شوکهای مثبت بهره‌وری می‌شود و این تأثیر به صورت نامتقارن و درجهت عکس است. همچنین تأثیر تغییر یارانه‌ها در شوکهای منفی از اثر آن بر شوکهای مثبت بیشتر است، بنابراین ابزار یارانه پرداختی می‌تواند منجر به استفاده بهینه از عوامل و نهاده‌های تولید و افزایش هرچه بیشتر کارایی و بهره‌وری شود.

طبقه‌بندی JEl: C22,Q1,Q28

کلیدواژه‌ها:

یارانه، شوکهای بهره‌وری کل عوامل تولید، فیلتر هودریک پرسکات، تصحیح خطای برداری،کشاورزی

مقدمه

از نظر عدالت اجتماعی، همه افراد باید حداقل رفاه را داشته باشند و بتوانند نیازهای اولیه خود را برطرف کنند؛ بنابراین معمولاً برای کالاهای اساسی یارانه پرداخت می‌شود. دولت از پرداخت یارانه سه هدف عمده را دنبال می‌کند: تخصیص بهینه منابع، ثبات اقتصادی و توزیع عادلانه درآمدها.کالاهای مشمول یارانه باید دارای ویژگیهای زیر باشند: ۱. دارای ضریب اهمیت ویژه در سبد مصرفی خانوار باشند تا بتوانند انتقال درآمدی در جامعه را ایجاد کنند، ۲. در اختیار عموم و خصوصاً افرادی قرار گیرند که در مناطق محروم و نواحی روستایی زندگی می‌کنند، ۳. دارای کشش درآمدی پایین باشند؛ یعنی برای طبقات کم‌درآمد جامعه کالای پست یا ضروری باشند (قادری و همکاران ۱۳۸۴). به دلیل محدودیت منابع و بودجه دولت و عدم تأمین نیازهای اساسی گروههای فقیر لازم است یارانه‌ها تا حد امکان در اختیار گروه‌های هدف قرار گیرد. در سطح جهانی نیز از دو دهه گذشته و به دنبال توصیه اکید بانک

جهانی و صندوق بین المللی پول مبنی بر حذف یارانه‌ها برای تسریع رشد اقتصادی در جهان سوم، بحث پیرامون آن رونق گرفته است (فرج‌زاده و نجفی، ۱۳۸۳). در همین راستا کشورهای جهان سوم سعی کرده اند تا هزینه‌های یارانه‌ها را کاهش دهند. در ایران نیز طی چند سال اخیر 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 هستند و کشاورزی تنها منبع درآمد و امرار معاش آنهاست، بررسی آثار تغییر در یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی بر رشد این بخش می‌تواند راهنمای خوبی برای سیاستگذاران در راستای اعمال سیاست مناسب باشد. باید توجه کرد که قانون هدفمندسازی یارانه‌ها که در سال ۱۳۸۹ تصویب شده است، به دنبال کاهش یارانه‌های نهاده‌های تولید نظیر کود و سم نیست، بلکه به دنبال تخصیص یارانه‌های پرداختی به کالاها و خدمات نهایی به فرایندهای کاراتر است.

در زمینه یارانه‌ها مطالعاتی صورت گرفته است. برای مثال خسروی نژاد(۱۳۸۸) به بررسی آثار رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران پرداخت. مطالعه وی نشان داد که در نتیجهٔ اعمال سیاستهای قیمتی برای طبقات اول تا سوم، آثار افزایش قیمت نان همواره بزرگتر از افزایش قیمت در قند و شکر و روغن نباتی است و برای طبقات چهارم و پنجم اثر تعدیل قیمت روغن نباتی بیشتر از تعدیل قیمت نان و قند و شکر است.

پیرائی و اکبری مقدم(۱۳۸۳) به بررسی اثر کاهش یارانه بخش کشاورزی بر سطح تولید بخشها و درآمد خانوار روستایی و شهری پرداختند. نتایج به‌دست آمده بیانگر این واقعیت است که کاهش یارانه بخش کشاورزی بر تولید کلیه بخشها اثر منفی خواهد گذاشت. این سیاست بر درآمد شهری و روستایی نیز اثر منفی دارد.

فرج‌زاده و نجفی (۱۳۸۳) به بررسی تأثیر افزایش قیمت کالاهای منتخب در میزان انرژی و درآمد دهکهای مختلف و شاخصهای فقر به کمک سناریوهای مختلف پرداختند. نتایج حاصل از بررسی آثار تغذیه‌ای حاکی است که افزایش همزمان قیمت تمامی کالاها، مصرف‌کنندگان روستایی را اندکی بیش از مصرف‌کنندگان شهری تحت تأثیر قرار می‌دهد.

افزایش قیمت برنج نیز در اغلب دهکهای درآمدی مصرف‌کنندگان شهری را بیش از مصرف‌کنندگان روستایی با کاهش انرژی روبه‌رو می‌کند و در مورد نان این روند تا حدی معکوس است. نتایج مطالعه فوق همچنین نشان داد که سناریوی افزایش قیمت برنج و افزایش همزمان قیمت تمامی کالاها نیز در مناطق شهری دهکهای درآمدی پایین و در میان مصرف‌کنندگان روستایی نیز دهکهای درآمدی بالا را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد.

خداداد کاشی و حیدری(۱۳۸۳) ابتدا ارزشهای غذایی دریافتی خانوارهای شهری و روستایی و سپس سهم اقلام یارانه‌ای در در تأمین ارزشهای غذایی خانوارها را محاسبه کردند. نتایج این مطالعه دلالت بر آن دارد که بخش قابل‌توجهی از ارزشهای غذایی دریافتی خانوارها از طریق اقلام یارانه‌ای تأمین گردیده است، با این حال ۱۰ تا ۲۰ درصد خانوارهای شهری و روستایی کمتر از مقدار توصیه شده انرژی غذایی دریافت کرده اند.

برخی مطالعات نظیر سشامانی (Seshamani, 1999)، لوف گرین و موارتاز (Lofgrean and Moartaz, 2001)، لوستیج (Lustig, 1986) به بررسی نقش کاهش یارانه‌ها در صرفه‌جویی بودجه دولت و اثر آن بر سرمایه‌گذاری و اشتغال پرداختند. برخی دیگر نیز نظیر کرامر و همکاران (Keramer et al., 1997)، لاراکی (Laraki, 1989)، چلارج و همکاران (Chellarj et al., 1992) به بررسی آثار نامطلوب تغذیه‌ای ناشی از کاهش یارانه‌ها و لزوم حمایت از اقشار آسیب‌پذیر پرداخته‌اند.

در این مطالعه همگام با مطالعات انجام گرفته در ایران در زمینه یارانه‌ها و نقش آن در بخش کشاورزی، روند یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی ایران و تأثیر این یارانه‌ها در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران طی سالهای ۱۳۶۹–۸۷ بررسی می‌شود[۱].

۱. سایر مطالعات ارتباط یارانه‌های پرداختی را با متغیرهایی نظیر تولید، تورم و سایر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کردند، اما این مطالعه به بررسی تأثیر یارانه در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی می‌پردازد.

مواد و روشها

در این تحقیق جهت بررسی تأثیر یارانه‌های پرداختی به محصولات کشاورزی در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران از موجودی سرمایه بخش کشاورزی(K)، نیروی کار بخش کشاورزی(L)، ارزش افزوده بخش کشاورزی(Y) وکل یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی ایران(S) استفاده شده است. آمار و ارقام مورد استفاده در این مطالعه مربوط به سالهای ۱۳۶۹-۱۳۸۷ بر پایه قیمتهای ثابت ۱۳۷۶ می‌باشد که از سالنامه‌های آماری کشور و سالنامه گمرک به‌دست آمد. تجزیه و تحلیل داده‌ها و براورد مدل با استفاده از بسته نرم‌افزاری Eviews 6 صورت گرفت.

روش هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس[1] و مدل VECM[2]

به‌طورکلی در تحلیل چندمتغیره سریهای زمانی ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد. در این صورت روشهایی مثل انگل گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند. در این روش با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتگی برداری، که در آن تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد، می‌توان نقایص روش انگل گرنجر را برطرف کرد. اساس کار یک مدل VAR به صورت رابطه یک است:

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

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

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

که در آن:

$$\pi_p = -(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_p) \qquad (3)$$

1. Johansen-Juselius
2. Vector Auto Correction Model

به‌طورکلی اساس تحلیل در این روش روی ماتریس π استوار است. اگر رتبه ماتریس r نامیده شود و تعداد متغیرها p فرض گردد، سه حالت زیر ممکن است پیش آید:

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

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

r =0 باشد که در این حالت تمام متغیرها ریشه واحد دارند 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.

به‌طورکلی مدلهای هم‌انباشتگی براساس رابطه زیرند:

$$\Delta TP_t = a_{.y} + a_{1y}t - \pi_y z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_{iy}\Delta z_{t-1} + \Psi_y Er + u_{iy}$$
$$z_t = \begin{pmatrix} TP_t \\ S_t \end{pmatrix} \qquad (۴)$$

که در آن TP(بهره‌وری کل عوامل) یک بردار از متغیرهای درونزای I (1)[1] و S(یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی) یک بردار از متغیرهای برونزای I(1) است.

فیلتر هودریک پرسکات(HP) و محاسبه شوکهای بهره‌وری

این روش یک روش تک معادله‌ای می‌باشد که در سال ۱۹۸۹ توسط هودریک و پرسکات معرفی شد. این روش از شهرت بیشتری نسبت به دیگر روشهای فیلترینگ برخوردار می‌باشد. منطق استفاده از این روش آن است که می‌توان تکانه‌های مشاهده شده را به اجزای

۱. متغیرهایی که با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

دائمی(عرضه) و موقتی (تقاضا) تفکیک کرد. برای فیلتر یک متغیره تنها تفاوت مشخص بین تکانه عرضه و تقاضا، دائمی و موقتی بودن آثار آن می‌باشد. تکانه عرضه آثار دائمی بر متغیر واقعی مورد استفاده دارد، در حالی که تکانه تقاضا صرفاً آثار موقتی دارد. فیلتر هودریک پرسکات با حداقل کردن مجموع مجذور انحراف متغیر Y_t از روند Y_t^{tr} آن به‌دست می‌آید. در واقع مقادیر روند مذکور مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

$$\sum_{t=1}^{T}(Y_t - Y_t^{tr})^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}\left[(Y_{t+1}^{tr} - Y_t^{tr}) - (Y_t^{tr} - Y_{t-1}^{tr})\right]^2 \qquad (۵)$$

در رابطه بالا T تعداد مشاهدات و پارامتر λ عامل موزون کننده است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند. یادآور می‌شود که $\lambda = 100$ در داده‌های سالانه و $\lambda = 1600$ برای داده‌های فصلی به‌کار گرفته می‌شود. این فیلتر دوطرفه قرینه است که مشکل تغییر فاز دوره را از بین می‌برد، اما در پایان دوره با مشکل مواجه می‌باشد، زیرا آمار آینده موجود نمی‌باشد. هر قدر مقدار λ 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) بهره‌وری کل عوامل تولید از روش فیلترینگ هودریک پرسکات به شرح زیر استفاده شده است: ابتدا اندازه زمانی روند بهره‌وری کل عوامل تولید براساس فیلتر هودریک پرسکات استخراج شده که hptp نامیده می‌شود و سپس مابه‌التفاوت اندازه روند متغیر محاسبه شده از مقدار واقعی آن(tp) به عنوان شوک تلقی می‌شود:

$$shock = TP_t - hpTP_t \qquad (۶)$$

بدین‌ترتیب شوکهای مثبت و منفی به شرح زیر به‌دست می‌آیند:

$$Pos_t = Max(0, shock)$$
$$Neg_t = Min(shock, 0) \qquad (۷)$$

که در آن Pos وNeg به ترتیب اندازه شوکهای مثبت و منفی بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند.

نتایج و بحث

نتایج جدول ۱ برخی آماره‌های آماری را در خصوص مقادیر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و میزان یارانه پرداختی به بخش کشاورزی نشان می‌دهد. نتایج این جدول حاکی از آن است که متغیر بهره‌وری کل عوامل تولید تقریباً بدون چولگی است (آماره Skewness)، اما متغیر یارانه‌های پرداختی دارای چولگی به سمت راست است. آماره Kurtosis کشیدگی توزیع را نشان می‌دهد که هرچه این آماره به ۳ نزدیکتر باشد، شکل توزیع دارای کشیدگی نرمال است که در مورد متغیر یارانه‌های پرداختی به بخش، چون این آماره بزرگتر از ۳ است، توزیع دارای نقطه اوج است. آماره Jarque-Bera دارای توزیع کای دو با درجه آزادی ۲ است و فرض صفر این آزمون، وجود توزیع نرمال است که این فرض برای متغیر یارانه نمی‌تواند پذیرفته شود و بنابراین یارانه‌های پرداختی به صورت غیر نرمال و متغیر بهره‌وری به طور نرمال توزیع شده اند.

جدول ۱. نتایج حاصل از مقادیر برخی آماره‌ها برای متغیرهای مطالعه

متغیر	Mean	Variance	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۵	۳/۰۲	۰/۷
کل یارانه‌های پرداختی به بخش(میلیارد ریال)	۱۹۲۹۱	۲/۴	۱/۴	۳/۹	۷/۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به‌طورکلی در مطالعات مربوط به سریهای زمانی، تعیین درجه جمع‌بستگی متغیر از اهمیت خاصی برخوردار است. به منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده، از آزمون KPSS [1] و فیلیپس-پرون [2] استفاده شده است. نتایج حاصل در جدول ۲ آمده است که نشان می‌دهد تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در سطح ایستا می‌باشند.

1. Kwiatkowski Philips Schmidt Shin
2. Phillips-Perron

جدول ۲. نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها

Phillips-Perron		KPSS			
شوک بهره وری کل عوامل تولید	کل یارانه‌های پرداختی	شوک بهره وری کل عوامل تولید	کل یارانه‌های پرداختی		متغیر
۵	۳	۵	۳		پهنای باند
-۸/۱	-۵/۶	۰/۱۴	۰/۴		آماره آزمون
-۳/۵	-۳/۵	۰/۲۱	۰/۸	سطح ۱٪	مقادیر بحرانی
-۲/۸	-۲/۸	۰/۱۵	۰/۵	سطح ۵٪	
-۲/۵	-۲/۵	۰/۱۱	۰/۳	سطح ۱۰٪	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی آزمون همگرایی جوهانسون[1] (جدول ۳) میان متغیرهای یارانه پرداختی به بخش کشاورزی(S) و شوکهای بهره‌وری(TPshock) نشان می‌دهد که براساس معیار حداکثر مقادیر ویژه، یک معادله همگرایی در سطح معنی‌داری ۱٪ تأیید می‌شود. ضرایب همگرایی نرمال شده بین متغیرهای مذکور وجود رابطه معنی‌دار بلندمدت را تأیید می‌کند.

جدول ۳. نتایج آزمون همگرایی جوهانسن

فرضیه	٪۵	Eigenvalue	آماره اثر
نبود بردار همجمعی	۴۸/۴	۰/۶۶	۷۶
وجود حداقل یک بردار همجمعی	۳۰/۷۶	۰/۷۵	۴۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٤. ضرایب بردار نرمال همگرایی

S	شوکهای مثبت بهره‌وری	شوکهای منفی بهره‌وری
۱	-۱/۷	۱۳/۳۵
انحراف معیار	۱/۴۱	۲/۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Johansen Cointegration

نتایج الگوی تصحیح خطا جهت بررسی تأثیر یارانه‌ها در شوکهای بهره‌وری کل عوامل تولید

به منظور بررسی تأثیر یارانه‌ها در شوکهای بهره‌وری بخش کشاورزی مدل زیر (جدول ۵) تصریح شده است (اعداد داخل پرانتز نشاندهنده آماره t می‌باشند و بهترین طول وقفه براساس آماره آکائیک انتخاب شده است).

جدول ۵. نتایج الگوی تصحیح خطای تأثیر یارانه‌ها در شوکهای بهره‌وری کل عوامل تولید

متغیر	عرض از مبدأ	TPshock (-1)	S (-1)	ضریب تصحیح خطا	D(TPshock (-1))	D(TPshock (-2))	D(S (-1))	D(S (-2))
ضریب	-۰/۰۲	۱	$۲/۱۴\times۱۰^{-۶}$**	-۲/۱۶*	۰/۹۴*	۰/۴۸**	$-۱/۶\times۱۰^{-۶}$	۴×۱۰^{-۵}**
آماره t	-۴/۷		۱/۷	-۲/۱	۱/۹	۳/۸	-۰/۹	-۳/۹
R^2=۰/۸			F= ۱۰/۳					

مأخذ: یافته‌های تحقیق *و** به ترتیب معنیداری در سطح ۱۰ و ۵ درصد

همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، در کوتاه‌مدت تغییر یارانه‌های پرداختی از عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل است. یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش با یک وقفه، تأثیر مثبت دارد. ضریب تصحیح خطا بزرگتر از یک اما منفی و معنی‌دار می‌باشد(۲/۱۶-) بدین‌معنا که عدم تعادل یارانه‌ها نیاز به مدت زمان طولانی دارد تا تأثیر این عدم تعادل بر شوکهای بهره‌وری تصحیح گردد. خود شوکهای بهره‌وری در یک و دو دوره قبل بر سطح این متغیر تأثیرگذار است. نتایج نیز نشان می‌دهد که یارانه‌های پرداختی در دو دوره قبل تأثیر مثبت و معنی‌دار در شوکهای بهره‌وری کل عوامل تولید دارند.معیارهای خوبی برازش مدل R^2 و F نشاندهنده قدرت بالای توضیح دهندگی مدل می‌باشند.

نتایج الگوی تصحیح خطا جهت بررسی تأثیر یارانه‌ها بر شوکهای مثبت و منفی بهره‌وری کل عوامل تولید

نتایج حاصل از براورد الگوی تصحیح خطا به منظور بررسی تأثیر یارانه‌ها در شوکهای مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید در جدول ۶ آمده است.

جدول ٦. نتایج الگوی تصحیح خطای تأثیر یارانه‌ها درشوکهای مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید

متغیر	عرض از مبدأ	posTPshock (-1)	S (-1)	ضریب تصحیح خطا	D(posTPshock (-1))	D(S (-1))
ضریب	۰/۰۶	۱	-۴×۱۰^{-۶}***	-۰/۹۵**	-۰/۱۲**	$۸/۱۶\times۱۰^{-۶}$***
آماره t	۰/۵		-۲/۷	-۳/۲	-۲/۹	۳/۷
	F= ۶/۳		R^2=۰/۶			

مأخذ: یافته‌های تحقیق **: معنیدار در سطح ۵ درصد

بنابر نتایج جدول بالا، یارانه‌های پرداختی به بخش(S) تأثیر مثبت و معنی‌دار در شوکهای مثبت بهره‌وری کل عوامل(posTPshock) دارد، به عبارت دیگر در کوتاه‌مدت افزایش یارانه‌های پرداختی باعث افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ($۸/۱۶\times۱۰^{-۶}$) می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملاً معنی‌دار است و می‌توان نتیجه گرفت که براساس جمله تصحیح خطا، ۹ درصد از عدم تعادل در شوکهای مثبت بهره‌وری در هر دوره تعدیل می‌شود.

جدول ۷ نشاندهنده نتایج حاصل از براورد مدل بررسی تأثیر یارانه‌ها در شوکهای منفی بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از الگوی تصحیح خطاست.

جدول ۷. نتایج روش تصحیح خطای تأثیر یارانه‌ها در شوکهای منفی بهره‌وری کل عوامل تولید

متغیر	عرض‌از مبدأ	negTPshock (-1)	S (-1)	ضریب‌تصحیح‌خطا	D(negTPshock (-1))	D(S (-1))
ضریب	۰/۰۱	۱	$-۶/۱۳\times۱۰^{-۶}$***	-۰/۹۳*	-۰/۱۹**	$۱/۴\times۱۰^{-۵}$*
آماره t	۲/۲		-۴/۷	-۱/۵	۲/۶	۱/۷
	F= ۱۱/۳		R^2=۰/۶۵			

مأخذ: یافته‌های تحقیق * و** به ترتیب در سطح ۱۰ و ۵ درصد

مطابق یافته‌های به دست آمده از بررسی تأثیر یارانه‌ها در شوکهای منفی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی، بین دو متغیر مذکور رابطه منفی وجود دارد به‌گونه‌ای که پرداخت یارانه‌ها، شوکهای منفی بهره‌وری را کاهش می‌دهد و باعث افزایش بهره‌وری تولید می‌گردد. بنابراین در مجموع، کلیه یارانه‌های پرداختی به بخش کشاورزی بر شوکهای بهره‌وری اعم از شوکهای مثبت و شوکهای منفی تأثیر مهمی دارند و یارانه‌ها می‌توانند به افزایش بهره‌وری در کوتاه‌مدت در بخش کشاورزی کمک کنند.

جمعبندی و پیشنهاد

در این مطالعه رابطهٔ میان یارانه پرداختی به بخش کشاورزی و بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی طی سالهای ۱۳۶۹–۸۷ بررسی شد. نتایج به‌دست آمده نشان داد که یارانه پرداختی به بخش کشاورزی در بهره‌وری بخش کشاورزی تأثیر دارد. نتایج آزمون VECM نیز وجود رابطه مثبت و معنی‌دار میان یارانه پرداختی و شوکهای مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی را تأیید می‌کند؛ بنابراین، یارانه پرداختی به بخش سبب استفاده بهینه از عوامل و نهاده‌های تولید می‌گردد و می‌تواند به افزایش هرچه بیشتر کارایی و بهره‌وری منجر شود. البته پیشنهاد می‌شود کارایی یارانه پرداختی به اقلام مختلف کشاورزی محاسبه شود تا تخصیص بهینه آن بازده بیشتری را نصیب بخش کند. تخصیص به فعالیتهای پربازده و کاراتر این امکان را نیز فراهم می‌آورد تا بدون افت ستانده و رشد اقتصادی بخش، میزان یارانه‌های پرداختی نیز با هدف کاهش بارمالی دولت در یک دوره بلندمدت و با نرخی آرام کاهش یابد. اگرچه طرح هدفمندسازی یارانه‌ها به دنبال کاهش یارانه نهاده‌ها نیست، اما انتقال یارانه کودهای شیمیایی – که منجر به استفاده بیشتر از آن در تولید کشاورزی می‌شود – به سمت بهبود ضریب مکانیزاسیون، ضمن جلوگیری از آثار تخریب زیست محیطی سبب بهبود کارایی تولید و بهبود بازده سایر نهاده‌های تولید می‌گردد. در این باره گفتنی است پرداخت یارانه به گندم نشاندهنده هدف دولت در بهبود دسترسی به نان و تأمین حداقل امنیت غذایی است.

انتقال این یارانه به سمت سیاستهای کاهش فقر و بهبود قدرت خرید، ابزاری دیگر برای تأمین امنیت غذایی فراهم می‌آورد علاوه بر اینکه این انتقال، قدرت انتخاب دهکهای مختلف درآمدی براساس مطلوبیت و الگوی تغذیه‌شان را فراهم می‌سازد. با توجه به نتایج به‌دست آمده پیشنهاد می‌شود تا در مطالعات بعدی اثربخشی یارانه پرداختی به فعالیتهای مختلف بخش کشاورزی بررسی شود و با توجه به نقش این بخش در تأمین امنیت غذایی، رشد اقتصادی، ارتباطات پسین و پیشین با سایر بخشهای اقتصادی و تأمین اشتغال به ویژه در نواحی روستایی، یارانه‌ها به موقعیتهای کاراتر تخصیص یابند.

منابع

۱. پیرائی، خ. و ب. اکبری مقدم (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*، ۷ (۲۲): ۱-۳۰.

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

۳. خسروی‌نژاد، ع. ا. (۱۳۸۸)، اندازه‌گیری آثار رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران، *پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۳ (۵۰): ۱-۳۱.

۴. فرج‌زاده. ز. و ب. نجفی (۱۳۸۳)، آثار کاهش یارانه مواد غذایی بر مصرف‌کنندگان در ایران، فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰: ۱۳۵-۱۵۶.

۵. نجفی، ب. (۱۳۷۶)، راه‌های اصلاح نظام کنونی سوبسید نان، درباره اقتصادکشاورزی ایران، شرکت انتشارات علمی و فرهنگی.

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

۷. قادری. ف. و ج. رزمی و ع. صدیقی (۱۳۸۴)، بررسی تأثیر پرداخت یارانه مستقیم انرژی بر شاخصهای کلان اقتصادی با نگرش سیستمی، نشریه دانشکده فنی، ۳۹ (۴): ۵۲۷-۵۳۷.

8. Ahmed, A. U. and H. E. Bouis (2002), Weighing what's practical: proxy means tests for targeting food subsidies in Egypt, FCND Discussion Paper, No 132, online: http://www.ifpri.org.

9. Chellarj, G., B. W. Brorsen and P.L. Farris (1992), Impact of rice subsidy on food consumption in India, *Indian Journal of Agricultural Economics*, 47: 215-223.

10. Clay, D. C., D. Molla and D. Hobtewold (1999), Food aid targeting in Ethiopia: a study of who needs it and who gets it, *Food Policy*, 24: 391-409.

11. Delnino, C. and P. A. Dorosh (2002), In-Kind transfer and household food consumption: implication for targeted food programs in Bangladesh, FCND Discussion Paper No.13, online: http://www.ifpri.org.

12. Famino, M. D. (1995), Issues in valuing food aid: the cash or in-kind controversy, *Food Policy*, 20: 3-10.

13. Keramer-LeVlanc, C., P. Basiotis and E.T. Kennedy (1997), Maintaining food and nutrition security in United States with

welfare Reform, *American Journal of Agricultural Economics*, 79: 1600-1607.

14. Laraki, K.(1989), Food subsidies: a case study of price reform in Morocco, LSMS Working Paper, No 50.

15. Lofgrean, H. and E. Moartaz (2001), Food subsidies in Egypt: reform options, distributions and welfare, *Food Policy*, 26: 65-83.

16. Lustig, N. (1986), Food subsidies program in Mexico, FCND Discussion Paper, No.3, online: http://www.ifpri.org.

17. Seshamani, V. (1999), The impact of market liberalization on food security in Zambia, *Food Policy*, 23: 539-551.