برخی از آثار اقتصادی حذف یارانه کود شیمیایی در تولید محصول پیاز (مطالعه موردی دشت تبریز)

قادر دشتی[1*]، فهیمه رنجبر[2]، جواد حسین‌زاد[3] و باب‌اله حیاتی[1]

تاریخ دریافت 89/9/11 تاریخ پذیرش : 90/12/17

1- دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

2- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

3- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

* مسئول مکاتبه : E-mail: Dashti-g@Tabrizu.ac.ir

چکیده

حذف یارانه نهاده‌های کشاورزی مثل کود و سم به دلیل پیامدهای نامطلوب پرداخت آن نظیر مصرف غیربهینه عوامل، افزایش هزینه‌های دولت و کاهش روند رشد اقتصادی جوامع مورد تأکید قرار گرفته است. با توجه به تولید بالغ بر دویست هزارتن پیاز در استان آذربایجان‌شرقی، این تحقیق با هدف ارزیابی اثر حذف یارانه کودشیمیایی در تولید پیاز دشت تبریز صورت گرفت. برای این منظور اطلاعات لازم از طریق تکمیل پرسشنامه از 200 کشاورز پیازکار در سال زراعی 88-1387 جمع‌آوری گردید. جهت نیل به اهداف موردنظر از برازش و گزینش تابع تولید درجه دوم تعمیم‌یافته استفاده گردید. بر اساس یافته های حاصل از تحلیل داده‌ها، با توجه به مقدار عددی کشش تقاضای نهاده کود، با آزاد سازی قیمت کود شیمیایی هر چند که‌مقدار مصرف این نهاده کاهش می‌یابد، ولی تغییر فاحش و قابل توجهی در مقدار بکارگیری آن پدیدار نمی‌شود. از آنجائیکه حذف یارانه کود شیمیایی در واقع به مفهوم واقعی‌تر شدن قیمت این نهاده می‌باشد، بنابراین با توجه به مصرف غیر اقتصادی آن ، حذف یارانه این نهاده به کاهش بکارگیری آن و نهایتاً اقتصادی‌تر شدن فرایند تولید کمک می‌نماید.

واژه های کلیدی: آزادسازی، پیاز، تابع تولید، دشت تبریز، کودشیمیایی، یارانه نهاده.

Some Economic Effects of Fertilizer Subsidy Removal in Onions Crop (Case Study in Tabriz Plain Area)

Gh Dashti[1]*, F Ranjbar[2], J Hosseinzad[3] and B Hayati[1]

Received: 02 December 2010 Accepted: 07 March 2012
[1] Assoc Profs, Dept of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Iran
[2] Former Graduate Student. Agriculture Economic, Dept of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Iran
[3]Assist Prof, Dept of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Iran
*Corresponding author: E-mail:Dashti-g@Tabrizu.ac.ir

Abstract

Removing subsidies of agricultural inputs such as fertilizers and pesticides have been regarded, because of their unintended consequences such as inputs non-optimal usage, increasing of administrative costs and decreasing in economic growth of countries. With regards to producing about 200000 tons onions in Eastern Azerbaijan, this study has been carried out with the aim of evaluating the removing of fertilizer`s subsidies in Tabriz plain. For this subject, necessary data were collected by completion of 200 questionnaires of local farmers in farming crop year of 2008-2009. Data were analyzed by using of quadratic generalized production function approach. The result of fertilizer demand elasticity showed that the price liberalization decreases the fertilizer's usage, but does not make significant effect on its usage. Removal of fertilizer subsidy may cause to reality of its price, so regarding the fertilizer's non-economic usage, this policy can help to decrease in fertilizer's consumption and finally help to production process to be more economic. The results showed that fertilizer is an essential input in the producing of onions in Tabriz plain, and even with the price liberalization policy, farmers did not decrease obviously in fertilizer consumption. Because of its over-optimized usage, removal of subsidy will cause decrease in its use, and finally it could help to more economical of production.

Keywords: Fertilizer**,** Input subsidy, Liberalization, Onions, Production function, Tabriz plain

مقدمه

یکی از سیاست‌های مهم اقتصادی در همه کشورها، حمایت از طریق پرداخت یارانه به تولیدکننده یا مصرف-کننده می‌باشد. پرداخت یارانه علاوه بر جنبه اقتصادی دارای ابعاد گوناگون سیاسی و اجتماعی است که در نتیجه تصمیم‌گیری در مورد کاهش، حذف و یا تغییر روند پرداخت یارانه‌ها را دشوار می‌سازد. برخی اقتصاددانان بر این باور هستند که سیاست‌های حمایتی باعث تحریف قیمت‌های بازار و هزینه تولید می شود و منجر به تخصیص نامطلوب نهاده‌ها و کاهش رفاه

اجتماعی در بلندمدت می‌گردد، ولی با وجود این‌گونه نظرات مخالف تقریباً تمام کشورهای جهان (اعم از توسعه‌یافته و در حال توسعه) به شیوه‌های مختلف از تولیدات صنعتی و کشاورزی حمایت به عمل می‌آورند (مهربانیان و مؤذنی 1387). سیاستهای حمایت مستقیم در تولید و درامد کشاورزان موثر است که عمدتا با اعطای یارانه به نهاده‌های تولید، باعث افزایش درآمد کشاورزان می‌شوند (حسینی و رضائی 1389). بخش کشاورزی کشورهای در حال توسعه نظیر ایران به علت برخورداری از قدرت رقابت بالنسبه کمتر در عرصه تجارت بین‌الملل نیاز به حمایت بیشتری دارد. ابزار حمایتی مورد استفاده در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، اغلب شامل پرداخت یارانه غیرمستقیم به نهاده‌های مورد استفاده نظیر کودشیمیایی، سم، بذر و ماشین‌آلات، پرداخت خسارت به تولیدکنندگان فرآورده-های کشاورزی، پرداخت بخشی از حق بیمه محصولات کشاورزان و خرید تضمینی برخی محصولات اساسی می‌باشد(مهربانیان و مؤذنی 1387).

حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی به دو شکل کلی خرید محصول تولیدکننده با قیمت بالا و توزیع ارزان نهاده‌های تولیدی صورت می گیرد. در خصوص نهاده‌ها در حال حاضر اعتقاد بر این است که توسعه کشاورزی تا حدود زیادی به بهره‌گیری کارا از نهاده‌های جدید همچون کودشیمیایی و بذر اصلاح‌شده بستگی دارد. توزیع ارزان نهاده‌های تولیدی با وجود تأمین برخی از اهداف مطلوب، پیامدهای منفی نیز در پی دارد. بدین ترتیب که توزیع ارزان این نهاده‌ها از طرفی باعث ایجاد مزیت نسبی کاذب در برخی از فعالیتهای اقتصادی شده و موجب اتلاف منابع کمیاب سرمایه‌گذاری و کاهش رقابت می‌شود و از طرف دیگر باعث مصرف بی‌رویه این نهاده‌ها و ایجاد اثرات خارجی بویژه در مورد نهاده‌های شیمیایی می‌شود (یزدانی 1376). ارزان و غیرواقعی بودن قیمت نهاده‌ها به طور معمول باعث استفاده غیربهینه از آن‌ها به وسیله کشاورزان می‌شود. مطالعاتی که از دیدگاه اقتصادی در مورد نهاده‌های کشاورزی در ایران صورت گرفته، بیانگر مصرف برخی نهاده‌ها در ناحیه سوم تولیدی می‌باشد (هژبرکیانی 1378).

با عنایت به جایگاه بخش کشاورزی در تامین موادغذائی جمعیت روبه‌رشد جامعه، کنکاش در زمینه سیاست‌های مربوط به نهاده‌های این بخش، از اهمیت خاصی برخوردار است. جمال بیلندی (1374) با بررسی آثار اقتصادی حذف یارانه نهاده‌ها برای محصول سیب-زمینی به این نتیجه رسید که بهتر است یارانه برای زارعین کوچک حفظ یا آنکه به تدریج کاسته شود تا کشاورزان قادر باشند خود را با شرایط جدید هماهنگ نمایند. نیکوکار (1381) در مطالعه آثار حذف یارانه‌های کودشیمیایی و سم در تولید چغندرقند استان خراسان به این نتیجه دست یافت که تغییر قیمت تأثیر چندانی برمصرف این دو نهاده و درنتیجه در مقادیرتولید نهایی آنها نداشته است، اما می‌تواند تا حدودی بار مالی سنگین بر دوش دولت را کاهش دهد. مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی (1386) در تحقیقی پیرامون آزادسازی قیمت نهاده‌های کشاورزی، به این نتیجه دست یافته است که با آزادسازی بازار نهاده‌ها رفاه تولیدکنندگان کاهش می‌یابد. بعلاوه بازار و در نتیجه قیمت و مقدار تعادلی محصولات به هم خواهد خورد و شرایط دیگری بر بازار حاکم خواهد گردید.

دوروارد و همکاران (2008) در مطالعه خود دریافتند که طی سال‌های 2007-2006 حدود30 الی 40 درصد از بودجه یارانه کودها در مالاوی جانشین سایر سرمایه‌گذاریهای تجاری گردیده است. همچنین هدفمندکردن یارانه‌ها در بخش کشاورزی، وضعیت تولیدکنندگان را در تجارت بهبود می‌بخشد. مطابق یافته‌های میندی و همکاران (2008) یارانه کودها بهترین تدبیر برای بحران‌های معمول در رابطه با مواد غذایی و قیمت کودها نمی‌باشد. دنینگ و همکاران (2009) در پژوهشی درباره یارانه نهاده‌ها در مالاوی به این نتایج دست یافتند که حمایت از نهاده‌ها محسوس‌تر از حمایت از محصولات می‌باشد و تحت برنامه یارانه نهاده‌ها صرف‌نظر از اندازه مزرعه، بهره‌برداران به مقادیر مشابهی از نهاده‌ها دسترسی دارند، ولی این امر برای بهره‌برداران کوچک منافع چندانی را به دنبال ندارد. چون

مصرف نهاده‌ها در واحد سطح برای آن‌ها زیاد بوده ولی افزایش تولید محسوسی به دنبال ندارد.

کل یارانه بخش کشاورزی ایران در بودجه سال 1386 کشور 13500 میلیارد ریال و برای سال‌های 1385 و 1386 میزان یارانه نهاده‌های کشاورزی 6000 و9000 میلیارد ریال بوده است. ملاحظه می‌شود حمایت از تولیدکنندگان، سهم چشمگیری در هزینه‌های دولت دارد. از اینرو هدفمند کردن و حذف تدریجی یارانه‌های عوامل تولید مدنظر سیاستگذاران بخش می‌باشد(نیکوکار و همکاران 1389). در خصوص تبعات اتخاذ هر گونه تصمیم اقتصادی در کشور از جمله حذف یارانه، یک قاعده عام برای تمام کالاها نمی توان وضع کرد و تمام نهاده‌ها و محصولات را نباید یکسان و یک‌شکل دید (کهنسال و هاتف 1384).

طبق آمار سال 1386 کشور ایران با داشتن بالغ بر 50 هزار هکتار سطح زیر کشت، حدود دو میلیون تن تولید پیاز داشته است. در این بین، استان آذربایجان-شرقی با اختصاص 17 درصد سطح زیرکشت پیاز، بالغ بر 21 درصد تولید کشور را دارا می‌باشد. از این‌رو استان آذربایجان شرقی یکی از قطب‌های مهم تولید این محصول در کشور می‌باشد. در این بین کودشیمیایی یکی از نهاده‌های مهم و پرکاربرد در تولید پیاز بوده و بر همین اساس در طی سال‌های گذشته مقدار قابل توجهی از انواع کودشیمیایی در بین کشاورزان پیازکار استان توزیع شده است. بدین ترتیب این تحقیق با هدف شناسایی و تحلیل برخی آثار حذف یارانه کودشیمیایی در تولید پیاز دشت تبریز انجام گردیده است.

مواد و روش‌ها

بطورکلی نیل به هدف مورد نظر این تحقیق با رهیافت اقتصادسنجی و برآورد توابع تولید و هزینه امکان‌پذیر می‌باشد. در پژوهش حاضر با توجه به ماهیت داده‌ها و اطلاعات از رهیافت تابع تولید استفاده گردید. تابع تولید یک رابطه ریاضی است که نشان می‌دهد مقادیر محصول تولید شده چه نوع بستگی با مقادیر نهاده‌های مصرفی دارد. باید در نظر گرفت که ماهیت توابع تولیدی را نمی‌توان تغییر داد، ولی می‌توان از بین توابع تولید مختلف، بر اساس معیارهای اقتصادسنجی بهترین آن‌ها را انتخاب نمود. فرم کلی تابع تولید به صورت رابطه 1 بیان می‌گردد:

$$y = f\ (x_1, x_2, x_3, ...x_n) \qquad [1]$$

در این رابطه y مقدار محصول تولیدی، f تابعیت یک عامل به عامل دیگر و $x_1, x_2, x_3, ..., x_n$ نهاده‌های بکار رفته در تولید می‌باشد. این رابطه شکل ضمنی و کلی تابع تولید است و در عمل بایستی شکل مناسبی از آن را که بیانگر ارتباط واقعی و مناسب میان متغیرهای مستقل و وابسته می‌باشد، انتخاب نمود (موسی‌نژاد و نجارزاده 1376). اشکال تبعی توابع تولید در دو گروه توابع انعطاف‌پذیر و انعطاف‌ناپذیر قرار می‌گیرند. توابع انعطاف‌ناپذیر، تخمینی خطی از متغیرها به دست می‌دهند و در نتیجه دارای پارامترها و قدرت توضیح‌دهندگی کمتری نسبت به اشکال انعطاف‌پذیرند. خصوصیات مناسب اشکال انعطاف‌پذیر از یک‌سو و همچنین پیشرفت در روش‌های برآورد غیرخطی پارامترها از سوی دیگر موجبات توجه بیشتر و استفاده گسترده از اشکال تابعی انعطاف‌پذیر را فراهم ساخته است (حسین‌زاد و سلامی 1383). فرم کلی توابع مورد استفاده در این تحقیق به شکل روابط 2، 3 و 4 ارائه می‌گردد:

$$\ln y = b_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i \ln x_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} b_{ij} \ln x_i \ln x_j \qquad [2]$$

$$y = a_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i x_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} b_{ij} x_i x_j \qquad [3]$$

$$y = h_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i x_i^{\frac{1}{2}} + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} q_{ij} x_i^{\frac{1}{2}} x_j^{\frac{1}{2}} \qquad [4]$$

در روابط فوق، رابطهٔ 2 فرم تابعی ترانسلوگ، رابطهٔ 3 فرم تابعی درجه دوم تعمیم یافته و رابطهٔ شماره 4 فرم تابعی لئونتیف تعمیم یافته را نشان می‌دهد. در این روابط y مقدار تولید محصول، x_iها مقادیر نهاده‌های مصرف شده در تولید، b, h, q و a پارامترهای الگو و Ln نماد لگاریتم طبیعی می‌باشند.

هدف تولیدکننده محصول کارایی اقتصادی است، به عبارت دیگر وی می‌خواهد سود خود را حداکثر کند، یعنی تفاوت بین درآمد کل TR و هزینه کل TC را حداکثر کند:

$$\max p = TR - TC \qquad [5]$$

$$p = P_y.y - P_x.x - TFC \qquad [6]$$

$$\frac{\partial p}{\partial x} = \frac{\partial y}{\partial x}.P_y - P_x = 0 \Rightarrow MP_x.P_y = P_x \Rightarrow VMP_x = P_x \qquad [7]$$

بدین ترتیب یک کشاورز تا جایی مصرف نهاده را افزایش خواهد داد که درآمد ناشی از فروش آخرین واحد محصول اضافی با قیمت نهاده برابر شود و اگر برای کشاورز امکان داشته باشد که سایر نهاده‌ها را به جای نهاده موردنظر جانشین کند، منافع حاصل از کاربرد نهاده مورد نظر زمانی به حداکثر می‌رسد که بهره‌وری نهایی آن نهاده با بهره‌وری نهایی سایر نهاده‌ها برابر باشد (موسی‌نژاد و نجارزاده 1376 و کوپاهی 1385).

استخراج تابع تقاضا برای نهاده به روش تک معادله‌ای از طریق حل شرایط اولیه جهت حداکثرسازی سود به دست می‌آید یعنی برابری ارزش تولید نهایی نهاده با قیمت نهاده:

$$VMP_x = P_x \quad \Rightarrow \quad MP_x = \frac{P_x}{P_y} \qquad [5]$$

سپس رابطه اخیر برحسب x حل گردیده، تابعی که به این ترتیب حاصل می‌شود تقاضای نهاده است. زیرا مقدار نهاده تابع مستقیمی از قیمت محصول (P_y) و تابع معکوس قیمت همان نهاده (P_x) می‌باشد (اکبری و رنانی 1375).

با داشتن تابع تقاضای عامل تولید (کود) می‌توان کشش قیمتی تقاضای آن را به دست آورد. ضریب کشش قیمتی تقاضا درصد تغییر در مقدار نهاده تقاضا شده را که در نتیجه درصد تغییر داده شده در قیمت نهاده ایجاد شده است، اندازه می‌گیرد و به صورت رابطه9 بیان می‌گردد (کوپاهی 1385):

$$e = \frac{\%\Delta x}{\%\Delta P} = \frac{\Delta x}{\Delta P}.\frac{P}{x} \qquad [9]$$

بدین ترتیب واکنش کشاورز در مورد تقاضای نهاده را در قبال تغییر مشخصی در قیمت آن یعنی حذف یارانه کود شیمیائی می‌توان ارزیابی کرد.

هنگامی‌که میزان بکارگیری نهاده بواسطه تغییر قیمت دچار تغییر می‌شود، انتظار بر این است که مقدار ستاده بدست آمده نیز تغییر نماید . جهت ارزیابی این تغییر از معیار کشش تولید استفاده می‌شود. بنابه تعریف، کشش تولید برابر است با نسبت درصد تغییر میزان محصول تولید شده به درصد تغییر در مصرف نهاده.

$$e_p = \frac{\%\Delta y}{\%\Delta x} = \frac{\Delta y}{\Delta x}.\frac{x}{y} = \frac{MP}{AP} \qquad [10]$$

بدین‌ترتیب با داشتن درصد تغییرهای مذکور می‌توان واکنش و حساسیت میزان تولید محصول پیاز را نسبت به افزایش یا کاهش مصرف کود شیمیائی دست آورد.

در مورد انتخاب فرم تابعی مناسب می‌توان گفت خطاهای عمده اندازه گیری رفتار تولیدکننده، خطای مربوط به تعیین فرم توابع است که شامل از قلم افتادن متغیرهای مهمی که بر تعیین پارامترهای الگوهای رفتاری تأثیر می‌گذارند، می‌باشد و بدیهی است منظور نکردن یک یا چند متغیر مهم و یا وارد کردن یک یا چند متغیر غیرضروری، نتایج نامطلوبی به بار خواهد آورد. از طرفی دیگر لازم به ذکر است که پارامترهای حاصل از مدل‌های مختلف تولید در امر سیاست‌گذاری مسئولین اهمیت زیادی داشته و بنابراین دقت عمل فراوانی در تعیین فرم توابع تولید لازم می‌باشد (عزیزان و سلامی 1384). نبود دقت کافی در تصریح مناسب فرم‌های تابعی منجر به انتخاب نوعی از تابع می‌شود که ارتباط واقعی بین متغیرها را نشان نمی‌دهد و پارامترهای برآورد شده از این رهگذر اعتبار لازم را ندارد. در سه شکل تابعی انعطاف‌پذیر ترانسلوگ، لئونتیف تعمیم‌یافته و درجه‌دوم تعمیم‌یافته با پارامترهای یکسان و با استفاده از داده‌های یکسان، مقادیر کشش‌های متفاوتی به دست می‌آید (حسین‌زاد و سلامی 1383).

از میان چندین تابع درجه‌دوم تعمیم‌یافته که با وجود نهاده‌های مختلف برآورد گردید، تابع درجه‌دوم تعمیم‌یافته‌ای در نهایت انتخاب شد که شامل نهاده‌های کودشیمیایی، ماسه، آب و سطح زیرکشت می‌باشد. بدین ترتیب الگوی تجربی تحقیق به قرار زیر می‌باشد:

$$y_{onion} = a_0 + a_F.F + a_D.D + a_W.W + a_A.A + \frac{1}{2}a_{FF}.(F)^2 + \frac{1}{2}a_{DD}.(D)^2 + \frac{1}{2}a_{WW}.(W)^2 + \frac{1}{2}a_{AA}.(A)^2 + a_{FD}.F.D + a_{FW}.FW + a_{FA}.F.A + a_{DW}.DW + a_{DA}.D.A + a_{WA}.W.A \quad [11]$$

در رابطه فوق متغیرها بدین صورت تعریف می‌شوند:

y_{onion} مقدار تولید محصول پیاز، F کودشیمیایی، D ماسه، W مقدار کل آب مصرفی، A سطح زیرکشت پیاز به هکتار، a پارامترهای الگو.

جامعه آماری تحقیق: تمام بهره‌برداران پیاز منطقه دشت تبریز می‌باشند. با در نظر گرفتن بهره‌برداران پیاز شهرستان‌های آذرشهر، اسکو، تبریز، شبستر و قسمتی از شهرستان بناب، طبق آمار موجود جامعه آماری این تحقیق حدوداً 5000 بهره‌بردار پیاز می‌باشد که با توجه به رابطه کوکران حجم نمونه لازم برای تحقیق تعیین گردید. بدین ترتیب اطلاعات مورد نیاز از200 پیازکار ساکن در 35 روستای منطقه جمع‌آوری گردید. با توجه به تعداد بهره‌برداران و سطح زیرکشت محصول پیاز، نمونه‌گیری به تناسب این مقادیر از شهرستان‌های مختلف واقع در دشت تبریز انجام شد، بطوری‌که روستاهای شهرستانهای شبستر، آذرشهر و اسکو شامل نمونه‌های بیشتری از شهرستان‌های تبریز و بناب بودند.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از برآورد ضرائب توابع تولید لئونتیف تعمیم یافته ، درجه دوم تعمیم یافته و ترانسلوگ برای محصول پیاز دشت تبریز در جدول 1 گزارش شده است. لازم به ذکر است که در تابع درجه دوم تعمیم‌یافته پارامتر توان دوم سطح زیرکشت (b_{AA}) و پارامتر اثر متقابل ماسه و آب (b_{DW}) که باعث ایجاد هم‌خطی شدید می‌شدند، حذف شده است. در تابع لئونتیف تعمیم‌یافته نیز پارامتر اثر متقابل کودشیمیایی و سم (b_{FS}) و پارامتر اثر متقابل سم و نیروی‌کار (b_{SL}) که موجب ایجاد هم‌خطی شدید می‌شدند، وارد الگو نگردیده است.

مقایسهٔ ضرایب برآورد شده در سه الگوی مختلف تولید پیاز نشان می‌دهد هر سه فرم تابعی از لحاظ قدرت توضیح دهندگی بر اساس آمارهٔ R^2 و نیز آمارهٔ دوربین واتسون (D.W) مناسب می باشند، در عین حال تمایزها و مشخصه‌هایی هم میان آنها وجود دارد که به کمک آنها مدل برتر انتخاب می‌شود. این انتخاب با توجه به آزمون نرمالیته توزیع جملات اخلال، تعداد کل ضرایب و تعداد پارامترهای معنی‌دار و نیز مقدار آمارهٔ R^2 در الگوهای برآورد شده صورت گرفته است که نتایج در جدول 2 مشخص می‌باشد. در مطالعه حاضر برای آزمون نرمال بودن جملات اخلال از آمارهٔ جارک برا (JB)[1]استفاده شده است. در این آزمون فرض صفر بر نرمال بودن توزیع جملات اخلال دلالت دارد. بنابراین اگر مقادیر محاسباتی آمارهٔ (JB) از مقدار بحرانی جدول کی دو بزرگتر نباشد. نرمال بودن توزیع جملات اخلال رد نمی‌شود.

در رابطه با توابع تولید ترانسلوگ و لئونتیف تعمیم‌یافته پیاز، با عنایت به آزمون جارک‌برا، فرض صفر دلالت بر نرمال بودن توزیع جملات اخلال در سطح 5% رد می‌شود ولی در تابع درجه‌دوم تعمیم‌یافته فرض نرمال بودن جملات اخلال پذیرفته می‌شود.

با انجام آزمون وایت برای پی بردن به وجود واریانس ناهمسانی در توابع، مقادیرF و LM درتابع درجه‌دوم تعمیم‌یافته و ترانسلوگ از مقادیر بحرانی جدول کمتر بودند، بطوری‌که در تابع درجه‌دوم تعمیم‌یافته در سطح احتمال 5 درصد و تابع تولید ترانسلوگ در سطح احتمال 10 درصد فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته می‌گردد. بنابراین با توجه به آزمون جارک‌برا و سایر پارامترهای ذکر شده، تابع درجه‌دوم تعمیم‌یافته برای تولید پیاز در تحقیق حاضر به عنوان مدل برتر انتخاب گردید.

[1]Jarque-Bera

جدول 1- نتایج برآورد توابع تولید پیاز

ضرایب برآورد شده تابع ترانسلوگ			ضرایب برآورده شده تابع درجه دوم تعمیم یافته			ضرایب برآورده شده تابع لئونتیف تعمیم یافته		
پارامتر	مقدارضریب	انحراف معیار	پارامتر	مقدارضریب	انحراف معیار	پارامترها	مقدارضریب	انحراف معیار
β_0	1/523	2/071	β_0	-5/418	3/833	β_0	-27/558*	15/619
β_F	0/207	0/888	β_F	0/341	0/275	β_F	14/280**	6/097
β_S	-0/811**	0/399	β_D	-0/449*	0/251	β_S	-3/996	3/770
β_D	2/102***	0/782	β_W	0/0005*	0/0003	β_L	9/484	10/709
β_A	-0/022	0/461	β_{AW}	41/106***	8/797	β_W	0/064	0/168
β_{FF}	-0/067	0/250	β_{FF}	-0/010	0/012	β_{FF}	-1/108	1/140
β_{SS}	0/193*	0/113	β_{DD}	-0/073***	0/024	β_{SS}	2/550***	0/741
β_{DD}	-0/488**	0/192	β_{WW}	$-8/87*10^{-9}$***	$1/68*10^{-9}$	β_{LL}	-5/230	6/058
β_{AA}	-0/403	0/588	β_{FD}	0/015*	0/008	β_{WW}	-0/0007	0/001
β_{FS}	0/147	0/133	β_{FW}	-3/27*10-5***	$1/20*10^{-5}$	β_{FL}	-3/450**	1/695
β_{FD}	-0/156	0/172	β_{FA}	-0/590**	0/229	β_{FW}	0/029	0/030
β_{FA}	-0/083	0/321	β_{DA}	1/278***	0/372	β_{SW}	-0/0496*	0/025
β_{SD}	-0/074	0/111	β_{WA}	-0/001***	0/0003	β_{LW}	-0/147**	0/056
β_{SA}	-0/238	0/176	-	-	-	-	-	-
β_{DA}	-0/698**	0/274	-	-	-	-	-	-
R^2=0/79 F=60/23 DW=2/29			R^2=0/82 F= 60/23 DW=2/30			R^2=0/79 F= 60/23 DW=2/29		

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال1%، 5% و10% می‌باشد.

جدول 2- مقایسه توابع مختلف تولید پیاز ازنظر معنی‌داری پارامترها و آزمون جارک‌برا

تابع تولید	تعدادضرایب کل	تعداد ضرایب معنی‌دار	آماره (JB)
ترانسلوگ	15	5	16/453
*درجه‌دوم تعمیم‌یافته	13	10	1/987
لئونتیف تعمیم‌یافته	13	6	411/915

برای بررسی آثار حذف یارانه کودشیمیایی بر تغییر هزینه‌های تولید پیاز دشت تبریز، آزمون t به کار گرفته شده است. در این آزمون هزینه کل تولید با در نظر گرفتن قیمت کودهای شیمیایی در بازار آزاد و نیز هزینه کل تولید با لحاظ یارانه برای کودهای شیمیایی محاسبه گردید. با انجام آزمون t، مقدار آماره t معادل 0/41 و ارزش احتمال (prob) معادل 0/68 حاصل شد که بیانگر غیر معنی‌دار بودن اختلاف هزینه کل در دو حالت قیمتهای آزاد و یارانه‌ای کودشیمیایی می‌باشد. به عبارت دیگر هزینه کودشیمیایی در مقابل سایر هزینه‌های تولید محصول پیاز کمتر می‌باشد. با توجه به یافته‌های تحقیق

در شرایط فعلی و با وجود یارانه، سهم هزینه نهاده کود از کل هزینه‌های تولید محصول پیاز 2/86 درصد محاسبه گردید در حالی‌که سهم هزینه‌ای این نهاده در حالت حذف یارانه به 3/23 درصد افزایش می‌یابد و تفاوت چندانی در هزینه‌های تولید ایجاد نمی‌شود.

مقایسه توابع تولید از لحاظ کشش تقاضا با قیمتهای آزاد و یارانه‌ای برای نهاده کودشیمیایی

از آنجایی که در مطالعه حاضر تأثیر حذف یارانه (تغییرقیمت) کودشیمیایی در تولید محصول پیاز مدنظر می‌باشد، لذا مقادیر کشش تقاضای این نهاده در هرسه تابع تولید ترانسلوگ، درجه‌دوم تعمیم‌یافته و لئونتیف تعمیم‌یافته مورد بررسی واقع گردیده است. مقادیر کشش تقاضا با قیمت‌های آزاد و یارانه‌ای برای نهاده کودشیمیایی در توابع مختلف تولید پیاز در جدول 3 گزارش شده است.

جدول3- مقایسه توابع مختلف تولید پیاز از لحاظ کشش تقاضا با قیمت‌های آزاد و یارانه‌ای برای نهاده کودشیمیایی

تابع تولید	قیمت کودشیمیایی	کشش تقاضا
ترانسلوگ	آزاد	-2/7246
	یارانه‌ای	$-1/337*10^{-7}$
درجه‌دوم تعمیم‌یافته	آزاد	-0/7276
	یارانه‌ای	-0/0795
لئونتیف تعمیم‌یافته	آزاد	$-7/55*10^{-3}$
	یارانه‌ای	$-2/88*10^{-5}$

ازجدول 3 می‌توان دریافت که قدر مطلق کشش تقاضا برای هرسه تابع تولید با قیمت یارانه‌ای کمتر از کشش تقاضا با قیمت بازار می‌باشد. به عبارت دیگر حساسیت مصرف‌کنندگان کود در حالت قیمت آزاد بیشتر از زمانی است که کود را با قیمت یارانه‌ای دریافت می‌کنند و این نتیجه‌ای است که از هر سه تابع تولید پیاز به دست آمده است.

کشش‌های ارائه شده در جدول 3 با توجه به متوسط قیمت کودشیمیایی در بازار آزاد و متوسط قیمتی که کشاورزان به هنگام تهیه آن از مراکز دولتی از جمله مدیریت جهاد کشاورزی شهرستان می‌پردازند، محاسبه شده است. متوسط قیمت کودشیمیایی با قیمت آزاد طبق اظهارات کشاورزان منطقه مورد مطالعه 18610 تومان به ازای هر کیسه 50 کیلویی بوده و متوسط قیمت کودشیمیایی با قیمت‌های یارانه‌ای طبق اظهارات زارعین به ازای هر کیسه 50 کیلویی 2910 تومان بوده است.

طبق ارقام مربوط به کشش‌های تقاضای گزارش شده در جدول4 و کشش تقاضای تابع درجه دوم تعمیم‌یافته کشش تقاضای نهاده کودشیمیایی با قیمت یارانه‌ای از 0/0795 به 0/727 با قیمت آزاد افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر با قیمت آزاد ، اگر قیمت هر کیسه کودشیمیایی به اندازه 186 تومان افزایش یابد، میزان تقاضای این عامل تولید 9/18 کیلوگرم در هکتار کاسته خواهد شد. در حالی که با قیمت یارانه‌ای اگر قیمت هر کیسه کودشیمیایی به میزان 29 تومان افزایش داشته باشد، تقاضای آن یک کیلوگرم در هکتار کمتر می‌شود. نتایج محاسبه کشش تولید و کشش قیمتی تقاضا برای تابع تولید درجه دوم تعمیم‌یافته در جدول 4 ارائه شده است.

جدول 4 – کشش تولید و کشش قیمتی تقاضا در تابع تولید درجه‌دوم تعمیم‌یافته

نهاده	کود	ماسه	آب	سطح زیرکشت
کشش تولید	0/526	0/0693	0/10196	0/914
کشش تقاضا	-0/7276	-0/1744	-3/748	-3/061

تعیین مقدار مصرف عوامل درتابع درجه‌دوم تعمیم‌یافته

با توجه به مقدار نسبت $\frac{VMP_x}{P_x}$ می‌توان پی برد که آیا از نهاده مورد نظر به میزان بیشتر یا کمتر استفاده می‌شود. نتایج محاسبات مربوط به مصرف اصولی نهاده‌ها در جدول 5 آورده شده است.

جدول 5- مقایسه ارزش تولید نهایی محاسبه شده با قیمت نهاده‌ها

کود	ماسه	آب	زمین
$\frac{VMP_F}{P_F}<1$	$\frac{VMP_D}{P_D}<1$	$\frac{VMP_W}{P_W}<1$	$\frac{VMP_A}{P_A}<1$

مطابق جدول5 تمام نهاده‌های موجود در تابع درجه‌دوم تعمیم‌یافته از ارزش تولید نهایی کمتری نسبت به قیمت نهاده‌ها برخوردارند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت هر چند که کشاورزان از نهاده‌های کود، ماسه، آب و سطح زیرکشت در محدوده اقتصادی تولید (ناحیه دوم) استفاده می‌کنند لیکن ازهیچ یک از نهاده‌ها در حد بهینه اقتصادی استفاده نمی‌نمایند زیرا در تمامی موارد نسبت ارزش تولید نهایی عوامل به قیمت آن‌ها کوچک‌تر از یک می‌باشد. مقادیر کشش تولید عوامل فوق نیز موید استفاده از آنها در ناحیه اقتصادی تولید است. بنابراین با کاهش مصرف عوامل فوق می‌توان به بهبود بهره‌وری آن‌ها و نهایتاً اقتصادی‌تر شدن فرایند تولید کمک نمود.

در مقایسه نتایج این تحقیق با تحقیقات مشابهی که در قسمت مقدمه اشاره گردید از جمله: مطالعات جمال بیلندی (1375) ، نیکوکار (1381) ، میندی و همکاران (2008) و دنینگ و همکاران (2009) ، می‌توان گفت نتایجی همسو با آن‌ها به دست آمد. چرا که مطابق نتایج این تحقیقات از عوامل تولید به صورت غیربهینه استفاده می‌شود و یارانه نهاده‌ها از جمله یارانه کود که در این تحقیق مدنظر بوده بهتر است کاسته شده و در نهایت حذف گردند زیرا با توجه به نتایج به دست آمده تغییر قیمت کودشیمیایی در حالت با وجود و بدون وجود یارانه تأثیر معنی‌داری بر هزینه تولید محصول نداشته و زارعین در هر دو حالت به مقدار تقریباً مشابهی از این نهاده استفاده می‌نمایند. نتایج این تحقیق در رابطه با مقایسه قیمت نهاده و ارزش تولید نهایی نهاده نیز حاکی از این مطلب بود که از تمام نهاده‌ها در منطقه مورد مطالعه بیش ازحد بهینه استفاده می‌گردد بنابراین با کاهش مصرف این نهاده‌ها می‌توان به اقتصادی‌تر شدن فرایند تولید کمک نمود. در این راستا استفاده از نهاده‌های جایگزین کودشیمیایی می‌تواند آثار اقتصادی مطلوبی در پی داشته باشد.

در نهایت می‌توان گفت پرداخت یارانه به نهاده کودشیمیایی درتولید محصول پیاز دشت تبریز، بر هزینه تولید این محصول چندان تأثیری ندارد. لذا حذف یارانه کودشیمیایی، تقاضای آن را چندان کاهش نمی‌دهد زیرا این نهاده برای تولید پیاز منطقه یک عامل تولید ضروری می‌باشد. کشاورزان منطقه انتظار دارند که دولت قیمت تضمینی برای محصول تولید شده تعیین کنند تا آن‌ها با اطمینان خاطر بیشتری به تولید بپردازند وگرنه برقراری سیاست حذف یارانه کودشیمیایی در میزان مصرف آنان تأثیری نخواهد داشت هر چند که به افزایش هزینه تولید و افزایش قیمت تمام شده محصول منجر می‌شود.

هر چند که هزینه تولید پیاز در دو حالت وجود و عدم وجود یارانه کودشیمیایی اختلاف زیادی ندارند، لیکن در راستای بهره‌گیری اقتصادی‌تر از این نهاده اصلاح تدریجی قیمت کودشیمیایی توصیه می‌شود. در هر حال تعدیل مصرف نهاده‌ها از یک طرف و وجود بازار مناسب برای محصول پیازاز طرف دیگر می‌تواند ضمن کمک به تعیین مقدار مطلوب مصرف نهاده، به تقویت توان مالی کشاورزان کمک نماید.

منابع مورد استفاده

اکبری ن و رنانی م، 1375. درآمدی بر اقتصاد تولید کشاورزی، تألیف پی. ال. سانخایان، نشر هشت بهشت، اصفهان.

جمال بیلندی ف، 1374. آثار اقتصادی حذف سوبسید نهاده‌ها، مطالعه موردی سیب‌زمینی فریدن، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

حسین‌زاد ج و سلامی ح، 1383. انتخاب تابع تولید برای برآورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دوازدهم، شماره 48، صفحه‌های 53 تا 73.

حسینی س ص و رضائی س،1389. تعیین و ارزیابی سیاست‌های حمایت از تولیدکنندگان خرما در برنامه‌های توسعه اقتصادی، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد24، شماره 1،صفحه‌های33 تا 41.

کوپاهی م، 1385. اصول اقتصاد کشاورزی، چاپ نهم، انتشارات دانشگاه تهران.

کهنسال م و هاتف ح 1384. بررسی شکاف تقاضای گروه‌های عمده شهری و روستایی در ایران، پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان (زاهدان)، صفحه‌های 1 تا 15.

عزیزان ع و سلامی ح، 1384. انتخاب فرم مناسب تابع تولید برنج در ایران، مجموعه مقالات پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان (زاهدان).

موسی‌نژاد م و نجارزاده ر، 1376. اقتصاد تولید کشاورزی، تألیف دیوید ال دبرتین، دانشگاه تربیت مدرس، مؤسسه تحقیقات اقتصادی، تهران.

مهربانیان ا و مؤذنی س 1387. بررسی یارانه‌های پرداختی و اعتبارات دولت به بخش کشاورزی در ایران و تجارب سایر کشورها، مشاور علمی علی کیانی‌راد، انتشارات مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، وزارت جهاد کشاورزی، تهران.

مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، 1386. آزادسازی قیمت کالاهای کشاورزی، آثار و راهکارهای پیشنهادی، وزارت جهاد کشاورزی، تهران، قابل دسترسی در سایت : http://www.agri-peri.ir

نیکوکار ا، 1381. بررسی آثار حذف یارانه‌های کود و سم بر محصول چغندرقند استان خراسان، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

نیکوکار ا، حسینی س ص و دوراندیش آرش، 1389. بررسی آثار ترکیب بهینه ابزارهای سیاستی بر مصرف‌کنندگان نان در گروه‌های مختلف درآمدی، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد24، شماره 4، صفحه‌های456 تا470.

هژبر کیانی ک، 1378. بررسی و تعیین مقدار بهینه اقتصادی استفاده از نهاده‌ها در کشت گندم آبی، فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه، سال هفتم، شماره 26. صفحه‌های 7 تا 41.

یزدانی س، 1376. مطالعه اثرات اقتصادی سیاست آزادسازی کود و سموم شیمیایی، سومین همایش ملی توسعه کاربردی مواد بیولوژیک و استفاده بهینه از کود و سم در کشاورزی.

Dening G, Patrick K, Pedro S, Alia M, Rafael F, Rebbie H, Phelire N, Colleen Z, Clement B, Chrispin M, Michael K, Justine W and Jeffrey S, 2009. Input subsidies to improve smallholder Maize productivity in Malawi, Plos Biology 7: 1-10.

Dorward A, Ephraim C, Duncan B, Eric C, Thom J , Rachel S , Valerie K and Manton T, 2008. Towards smart subsidies in agriculture? Natural Resource Perspectives 116: 1-6.

Minde I, Jayne TS, Eric C, Joshua A and Jones G, 2008. Promoting fertilizer use in Africa, Policy synthesis for cooperating USAID offices and coutry missions, Number 83: 1-4.