



بررسی اثر یارانه بر تولید گوجه‌فرنگی ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی

* سمیرا اسمعیلی، ** محمد رضا ارسلان بد^۱

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه ارومیه،

ایمیل esmaili.samira91@yahoo.com تلفن: ۰۹۳۷۹۹۶۶۳۵۸

^۱ دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه ارومیه

چکیده

یارانه به عنوان یک ابزار حمایتی از تولید کنندگان و مصرف کنندگان، از طریق کاهش قیمت نهاده‌ها و محصولات سبب تغییر ترکیب نهاده‌های تولیدی و سبد مصرفی مصرف کنندگان می‌شود. تغییر ترکیب نهاده‌های تولید می‌تواند سبب افزایش یا کاهش حجم و ارزش تولید شود. مطالعه‌ی حاضر با استفاده از رویکرد تابع تولید به بررسی آثار اقتصادی وضع یارانه بر تولید محصول گوجه‌فرنگی در ایران پرداخته است. پس از برآورد انواع توابع تولید با استفاده از داده‌های پانل برای ۳۰ استان در سری زمانی ۱۳۸۳-۱۳۸۷، فرم درجه‌ی دوم به عنوان تابع تولید مناسب انتخاب شد. سپس کشش‌های جزئی تولید و کشش‌های قیمتی تقاضای نهاده‌های تولیدی محاسبه شدند. نتایج نشان می‌دهد که تقاضای نهاده‌های مورد استفاده در تولید گوجه‌فرنگی کم کشش بوده و نهاده‌ی بذر به طور نابهینه در ناحیه‌ی سوم تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین کشش تولیدی ۰٫۰۰۲۳ نسبت به قیمت کود شیمیایی نشان می‌دهد که اعطای یارانه‌ها اثر بسیار ناچیزی بر تولید گوجه‌فرنگی داشته است. لذا، حذف یارانه‌ی کود شیمیایی می‌تواند بار مالی سنگینی را از دوش دولت بردارد بدون آن‌که تأثیر منفی قابل ملاحظه‌ای بر حجم تولید گوجه‌فرنگی داشته باشد.

واژگان کلیدی: تابع تقاضای نهاده، تابع تولید، داده‌های ترکیبی، گوجه‌فرنگی، یارانه نهاد.



مقدمه

یکی از سیاست‌های اقتصادی مهم دولت، اعطای یارانه می‌باشد. همواره در مباحث اقتصادی و در بین اقتصاددانان بخش کشاورزی دیدگاه‌های موافق و مخالف در مورد پرداخت یارانه به عوامل تولید کشاورزی وجود داشته است. مخالفین پرداخت یارانه همچون (احمد و همکاران، ۱۹۹۵)^۱ و (موداهار و همکاران، ۱۹۷۸)^۲ اعتقاد دارند که مهمترین عامل اثرگذار در تصمیم کشاورزان به تولید یا عدم تولید یک محصول، قیمت آن محصول است. بنابراین می‌توان یارانه نهاده‌های کشاورزی را حذف کرد و در عوض با در نظر گرفتن قیمت تضمینی بالا، افزایش و یا حفظ سطح تولید را تضمین نمود. مخالفین دیگر مانند (گریپراد و همکاران، ۱۹۷۸)^۳ و (ردی و همکاران، ۱۹۹۲)^۴ بر این عقیده‌اند که پرداخت یارانه با مشکلاتی از جمله کاهش انگیزه صرفه‌جویی در کشاورزان و استفاده بهینه از نهاده‌ها همراه است، زیرا کشاورزان تا جایی از یک نهاده استفاده می‌کنند که ارزش تولید نهایی آن برابر قیمت اسمی گردد. از سوی دیگر مقداری از نهاده‌های یارانه‌ای که به منظور افزایش تولید محصولات استراتژیک به کشاورزان داده می‌شود، در تولید محصولات دیگر (اغلب محصولات درآمدا)، مصرف می‌شوند. به علاوه نتایج مطالعات (دنینگ و همکاران، ۲۰۰۹)^۵، (کیم، ۲۰۰۶)^۶ و (آلانسون، ۲۰۰۸)^۷ نشان می‌دهد که مالکین بزرگ از مزایای بیشتری نسبت به زارعین خرده‌پا، بهره‌مند می‌شوند و بیش از آنان از مزایای یارانه‌ها برخوردار می‌شوند.

یکی از محصولات کشاورزی که به طور مستقیم و غیر مستقیم بخشی از نیازهای مردم کشورمان را تامین می‌کند، گوجه فرنگی است. مطالعه حاضر می‌کوشد آثار پرداخت یارانه به کود شیمیایی و بذر بر ترکیب نهاده‌های مصرفی در تولید، یعنی مصرف غیر بهینه آن را برای محصول گوجه فرنگی بررسی کند.

پیشینه تحقیق

در زمینه مسائل مربوط به حذف یارانه‌ها در بخش کشاورزی تحقیقات متعددی انجام گرفته است که در ذیل به برخی از آنها اشاره می‌گردد:

(کریم زادگان و همکاران، ۱۳۸۵) برای نشان دادن اثر یارانه‌ی کود شیمیایی بر مصرف غیربهینه‌ی آن در تولید گندم از رهیافت تابع تولید استفاده کرده‌اند. آن‌ها پس از تخمین تابع تولید برای استان‌های مختلف و با قراردادن مقدار قیمت‌ها در رابطه‌ی تقاضای نهاده، به این نتیجه رسیدند که پرداخت یارانه به کود شیمیایی سبب مصرف غیر بهینه‌ی آن شده است. در مطالعه‌ای دیگر، (نجفی و همکاران، ۱۳۸۹) با بررسی اثرات رفاهی حذف

¹ Ahmad, etal

² Mudahar, etal

³ Grepperud, etal

⁴ Ready, etal

⁵ Dening, etal

⁶ Kim, etal

⁷ Allanson, etal



یارانه‌ی کود شیمیایی گندم بر رفاه مصرف کنندگان و جامعه پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که با حذف یارانه‌ی کود شیمیایی، رفاه جامعه افزایش خواهد یافت. بنابراین پیشنهاد کرده‌اند که یارانه‌ی حذف شده به مصرف کننده برای خرید نان پرداخت شود.

(شمشادی و همکاران، ۱۳۸۹) با استفاده از یک مدل ARDL و با برآورد تابع تولید، به بررسی اثر یارانه‌ی کود شیمیایی در تولید گندم آبی پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از کم‌کشش بودن تقاضای نهاده‌های آب، کود و بذر و کشش پذیر بودن تقاضای نیروی کار و سم دارد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اعطای یارانه اثری بر مصرف کود و بذر نداشته است و در مورد نهاده‌ی سم نیز، سبب استفاده‌ی بیش از حد از آن شده است.

(نجفی، ۱۳۸۹) به منظور ارزیابی آثار رفاهی کاهش یارانه‌ی کود شیمیایی در بازار گندم و برنج از رهیافت تابع تولید استفاده کرده است. و سپس با استفاده از توابع عرضه و تقاضای محصول و نهاده‌ها، اثر حذف یارانه‌ها را بررسی کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کاهش یارانه‌ی کود شیمیایی در مجموع سبب افزایش رفاه اجتماعی خواهد شد.

(رشید قلم و همکاران، ۱۳۹۰) پس از برآورد تابع تولید و تشکیل توابع تقاضای نهاده‌ها از طریق محاسبه‌ی کشش تولید به قیمت نهاده‌های کشاورزی به بررسی آثار حذف یارانه نهاده‌های کشاورزی بر تولید چغندر قند در کشور پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اولاً مصرف کود شیمیایی بیش از حد بوده و در ناحیه‌ی سوم تولید قرار دارد و ثانیاً کشش قیمتی تقاضای نهاده‌ها بسیار جزئی بوده و حذف یارانه‌ها اثر قابل توجهی بر تولید نخواهد داشت. (دشتی و همکاران، ۱۳۹۱) با استفاده از یک تابع تولید درجه‌ی دوم برای تولید کنندگان پیاز در دشت تبریز، و با تحلیل تقاضای نهاده‌ها به این نتیجه رسیدند که حذف یارانه‌ی کود شیمیایی اثر قابل ملاحظه‌ای بر تولید این محصول نخواهد داشت. (وایتا، ۱۹۸۳)^۸ نیز با استفاده از یک تابع تولید ترانس‌لوگ برای محصولات کشاورزی مصر، کشش تولیدی و کشش قیمتی عوامل تولیدی را بررسی کرده است.

مطالعات دیگری همچون (کرباسی، ۱۳۹۰)، (رحمانی، ۱۳۹۰)، (موسوی، ۱۳۸۸) نیز با استفاده از رویکرد تابع تولید به بررسی وضعیت بهینگی استفاده از کود شیمیایی و سایر نهاده‌های کشاورزی در امر تولید محصولات کشاورزی پرداخته‌اند. در اغلب این مطالعات کشش قیمتی کود مقدار بسیار کوچکی بوده است که دال بر تأثیر پذیری بسیار کم تولید از اعطای یارانه‌ی کود شیمیایی است.

روش شناسی

روش انجام مطالعه این گونه است که برای تعیین آثار رفاهی حذف یارانه‌ها، در گام نخست تابع تولید مناسب برآورد می‌گردد. در گام دوم، توابع تقاضای نهاده‌ها با استفاده از روش تابع تولید و با فرض ضمنی رقابت کامل در بازار

⁸ Aitah, etal



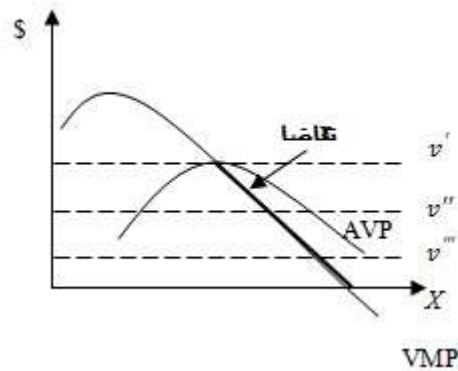
نهادها و محصول محاسبه می‌شوند. در گام سوم نیز، با استفاده از کشش‌های جزئی تولید و کشش‌های قیمتی تقاضای نهادها، آثار منفی و مثبت تغییر قیمت نهادها یا به عبارت دیگر وضع یارانه برای کود شیمیایی و بذور مورد بررسی قرار می‌گیرد.

تابع تقاضای نهاد: تقاضا برای نهادها تقاضای مشتق شده است و از تقاضای محصول به دست می‌آید. به طور کلی تقاضا برای یک نهاد یا عامل تولید به قیمت محصولات، قیمت نهاد، قیمت سایر نهادها، و رابطه فنی تولید بستگی دارد. فرض کنید کشاورزی در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند. شرط حداکثرسازی سود به صورت زیر خواهد بود.

۱)

$$P \cdot MP_x = VMP_x = P_x$$

که در آن P قیمت محصول، P_x قیمت نهاد و VMP_x ارزش نهایی ایجاد شده توسط نهادی x می‌باشد. با تغییر قیمت محصول منحنی ارزش تولید نهایی به سمت بالا منتقل می‌شود و تقاضای نهاد افزایش می‌یابد (موسوی نژاد و همکاران ۱۳۷۶). در شکل (۱) منحنی تقاضای نهاد قسمت نزولی و مثبت منحنی ارزش نهایی تولید است که پایین‌تر از نقطه‌ی حداقل منحنی ارزش متوسط تولید قرار گرفته است.



شکل (۱) - تابع تقاضای اشتقاقی نهادهای تولید

این رابطه را به صورت زیر نیز می‌توان نوشت.

$$\frac{VMP_{x_1}}{P_{x_1}} = \frac{VMP_{x_2}}{P_{x_2}} = \dots = 1$$

۲)

رابطه‌ی (۲) این امکان را به ما می‌دهد که بدانیم برای رسیدن به شرایط بهینه از کدام نهاد باید بیشتر استفاده شود و یا این که قیمت نهادها چگونه تغییر کند.

زمانی که تعداد نهادها افزایش می‌یابد، چون تولید نهایی نهاد به مقدار سایر نهادها نیز بستگی دارد، تقاضای آن نهاد تحت تأثیر میزان استفاده از سایر نهادها نیز قرار می‌گیرد. از طرفی میزان استفاده از سایر نهادها



نیز تابعی از قیمت سایر نهادها می‌باشد. بنابراین تقاضای نهاد علاوه بر قیمت محصول و قیمت آن نهاد به رابطه‌ی فنی و قیمت سایر نهادها نیز بستگی دارد. برای تخمین تابع تولید پس از برآورد انواع مختلف تابع تولید، مدل مناسب بر با در نظر گرفتن ملاک‌های گزینش تابع برتر شامل: تعداد پارامترهای کمتر، علامت‌های سازگار با تئوری، سادگی تفسیر، سادگی محاسبات، خوبی برازش، قدرت تعمیم دهی، نرمال بودن جملات و برقراری فروض کلاسیک انتخاب می‌گردد. با توجه به کاربرد تابع درجه دوم در مطالعه‌ی حاضر مختصراً به معرفی این تابع پرداخته می‌شود.

تابع تولید درجه‌ی دوم از نظر جبری به صورت زیر بیان می‌گردد.

$$y = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i x_i + \sum_{i=1}^n a_{ii} x_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n a_{ij} x_i x_j \quad (3)$$

تولید متوسط نیز به صورت زیر خواهد بود.

$$AP_{x_t} = \frac{a_0}{x_t} + a_t + \sum_{i \neq t}^n \frac{a_i x_i}{x_t} + a_{tt} x_t \sum_{i \neq t}^n \frac{a_{ii} x_i^2}{x_t} + \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n \frac{a_{ij} x_i x_j}{x_t} \quad (4)$$

و تولید نهایی آن نیز

$$MP_{x_t} = a_t + 2a_{tt} x_t + \sum_{j=1}^n a_{tj} x_j \quad (5)$$

خواهد بود. بنابراین (۱) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد که تابع تقاضای اشتقاقی نهاد t است.

$$[a_t + 2a_{tt} x_t + \sum_{j=1}^n a_{tj} x_j] P_y = P_x \quad (6)$$

برای محاسبه‌ی کشش قیمتی تقاضای نهاد t خواهیم داشت

$$Y_t = \frac{dx_t P_t}{dP_t x_t} = \frac{1}{dP_t/dx_t} \frac{\bar{P}_t}{\bar{x}_t} = \frac{\bar{P}_t}{2a_{tt} P_y \bar{x}_t} \quad (7)$$

کشش تولید به قیمت نهاد نیز به صورت زیر قابل محاسبه است.

$$EP_{P_t} = \frac{dy}{dP_t} \frac{P_t}{y} = \frac{dy}{dx_t} \frac{dx_t}{dP_t} \frac{P_t}{y} = MP_{x_t} Y_t \quad (8)$$

همچنین کشش تولیدی نهادها به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$EP_{x_t} = \frac{dy}{dx_t} \frac{x_t}{y} \quad (9)$$

رابطه‌ی (۸) را می‌توان به صورت زیر هم تعریف کرد.

$$EP_{P_t} = \frac{dy}{dx_t} \frac{x_t}{y} \frac{dx_t}{dP_t} \frac{P_t}{x_t} = EP_{x_t} Y_t \quad (10)$$

پس از برآورد تابع تولید، استخراج تابع تقاضای اشتقاقی نهادها، محاسبه‌ی کشش قیمتی و کشش تولیدی، اثر نهایی تغییر قیمت نهاد را بر تولید می‌توان با استفاده از رابطه‌ی (۱۰) محاسبه کرد.

فرضیه تحقیق

براساس نتایج تحقیقاتی که در پیشینه تحقیق مرور شد، فرضیه مورد آزمون در این تحقیق به شرح زیر است:

حذف یارانه کود شیمیایی تاثیر محسوسی بر تولید گوجه فرنگی در جامعه مورد مطالعه ندارد.



نتایج و بحث

برای بیان ارتباط بین عوامل تولید و مقدار تولید گوجه فرنگی در کشور، پنج نوع تابع تولید شامل کاب - داگلاس، ترانسندنتال، ترانسلوگ، ریشه ی دوم و درجه دوم با استفاده از داده های ترکیبی برای ۳۰ استان و ۴ سال از سال زراعی ۱۳۸۳ تا سال ۱۳۸۷ به دو روش مدل با اثرات ثابت و مدل با اثرات متغیر برآورد شدند. ایستایی متغیرهای وارد شده در مدل از نظر وجود ریشه واحد با استفاده از آزمون معرفی شده توسط هریس - تزاوالیس بررسی و به شرح جدول (۱) گزارش شده است. این نتایج حاکی از آن است که متغیرهای وارد شده در مدل تماماً ایستا از درجه $I(0)$ بوده و می توان نتایج رگرسیونی را برای دوره های زمانی بیرون از این دوره چهار ساله تعمیم داد.

جدول (۱) - نتایج آزمون ایستایی هریس - تزاوالیس

نام متغیر	شرح متغیر	آماره آزمون	Z استاندارد
R	بارندگی سالانه	-۰,۳۷**	-۷,۳۵
S	بذر	-۰,۳۷**	-۷,۳۳
A	سطح زیر کشت	-۰,۴۸**	-۸,۳۶
L	کار	-۰,۱۹**	-۵,۶۶
F	کود	-۰,۴۳**	-۷,۹۲
Y	تولید	-۰,۳۲**	-۶,۸۸

** معنی دار در سطح ۰,۰۵

پس از برآورد مدل ها، مدل برتر با استفاده از آزمون های هاسمن و آزمون لاگرانژین معرفی شده توسط بروش و پاگان مدل درجه دوم تعیین شد. به منظور بررسی مدل از نظر وجود رگرسیون کاذب، از آزمون تجزیه واریانس برای تشخیص هم خطی استفاده شد و متغیرهای نامناسب از مدل کنار گذاشته شدند و در نهایت ضرایب رگرسیونی به شرح جدول (۲) به دست آمدند.

جدول (۲) - ضرایب رگرسیونی به دست آمده

نام متغیر	شرح متغیر	ضریب رگرسیونی	آماره ی Z استاندارد
A	سطح زیر کشت	۳۱,۲۱***	۱۷,۴۷
R	بارندگی سالانه	۶۸,۲۹**	۲,۰۵
S2	مربع بذر	-۱۳۲,۶***	-۴,۲۶
F2	مربع کود شیمیایی	۵,۹۳e-۴***	-۵,۰۴
S * L	بذر*نیروی کار	۲,۷۹e-۳**	۶,۲۹
S * R	بذر*بارندگی سالانه	-۴,۰۵*	-۱,۸۷
F * R	کود*بارندگی سالانه	۰,۰۳۱**	۵,۱۷
C	ثابت	-۲۵۸۵۳,۴۷***	-۱,۹۴



*** معنی دار در سطح ۰,۰۱

** معنی دار در سطح ۰,۰۵

* معنی دار در سطح ۰,۱

ضریب تعیین مدل ۹۴٪ به دست آمده است که با توجه به عدم وجود رگرسیون کاذب در مدل، نشان‌دهنده این است که تغییرات متغیرهای مستقل، ۹۴٪ از تغییرات متغیر وابسته - یعنی تولید - را توضیح می‌دهند و بنابراین مدل کفایت لازم را دارد. از آنجا که مدل با اثرات متغیر بهتر از مدل با اثرات ثابت شناخته شده است، استان‌ها دارای تفاوت معنی‌داری با یک‌دیگر در ضرایب رگرسیونی هستند و به همین دلیل تابع با اثرات ثابت مناسب نمی‌باشد.

پس از تخمین مدل، آزمون هم‌انباشتگی روی جملات پسماند انجام گرفت و نتایج نشان می‌دهد که ضرایب رگرسیونی پایا هستند و می‌توان نتایج را برای دوره‌های دیگر تعمیم داد. علاوه بر این، اجزاء اخلاص از نظر وجود خود همبستگی، نرمال بودن و همسانی واریانس در سطح پانل‌ها، بین پانل‌ها و کل مشاهدات بررسی شد و تمامی فروض اعم از نرمال بودن اجزاء اخلاص، همسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی برقرار می‌باشند. با استفاده از نتایج به دست آمده در جدول (۲) و میانگین نهاده‌های مصرف شده، کشش تولیدی به شرح جدول (۳) محاسبه شده است.

جدول (۳) - کشش تولیدی نهاده‌های تولیدی گوجه فرنگی

نهاده	بذر	سطح کاشت	کود شیمیایی	نیروی کار	بارندگی سالانه
کشش جزئی تولید	-۰,۳۱۵	۴,۹۴۲	۱,۶۳۹	۰,۲۹۰	۱,۶۹۶

یک هکتار بیشتر زمین، یک تن بیشتر کود شیمیایی و یک نفر روز کار نیروی کار بیشتر، تولید به ترتیب ۴۹۴۲، ۱۶۳۹ و ۲۹۰ کیلوگرم افزایش خواهد یافت. همچنین با بهبود بارندگی به میزان یک میلی‌متر، تولید به اندازه‌ی ۱۶۹۶ کیلوگرم یا ۱,۶۹۶ تن افزایش خواهد یافت.

بر اساس اطلاعات جدول (۳) و کشش منفی برای بذر، کشاورزان عملاً در استفاده از بذر در ناحیه‌ی سوم تولید قرار دارند. مقادیر کشش محاسبه شده همچنین نشان می‌دهد که بارندگی پس از سطح زیر کشت موثرترین عامل تولیدی می‌باشد. با فرض رقابتی بودن بازار نهاده‌ها تابع تقاضای نهاده‌ها را به صورت زیر می‌توان نوشت.

$$P_y [31.21] = P_A \quad (11)$$

$$P_y [-265.2S + 2.79e - 3L - 4.0465R] = P_S \quad (12)$$

$$P_y [-1.186e - 3F + 0.0317R] = P_F \quad (13)$$

$$P_y [2.79e - 3S] = P_L \quad (14)$$

با فرض رقابتی بودن بازار نهاده‌ها و ثابت بودن مقدار سایر نهاده‌ها و با قراردادن مقدار میانگین برای هر کدام از آن‌ها، کشش قیمتی تقاضا با استفاده از توابع تقاضای نهاده محاسبه شده است. نتیجه‌ی محاسبه کشش قیمتی کوتاه مدت



که در آن از اثرات متقابل قیمت نهاده‌ها بر مقدار مصرف یکدیگر چشم‌پوشی شده است، تقاضای نهاده‌های تولیدی گوجه‌فرنگی در جدول (۴) آمده است.

جدول (۴) - کسش قیمتی تقاضای نهاده‌های تولیدی گوجه فرنگی

نهاده	بذر	سطح کاشت	کود شیمیایی	نیروی کار	بارندگی سالانه
کسش قیمتی تقاضا	-۰,۰۰۰۲۶	-۰,۰۰۰۰۰	-۰,۰۰۰۰۱۴	-۰,۰۰۰۰۰۰	-

طبق جدول (۴) با ۱۰ ریال کاهش قیمت بذر و کود شیمیایی در کوتاه‌مدت مقدار تقاضای آن‌ها به ترتیب ۰,۲۶ کیلوگرم و ۰,۱۴ کیلوگرم افزایش خواهد یافت. نتایج جدول (۴) همچنین حاکی از آن است که طبق پیش‌بینی تئوری‌های اقتصادی، کسش تقاضا برای تمام نهاده‌ها منفی است اما چون کوچکتر از واحد است و در اصطلاح تقاضای بی‌کسش است و کشاورزان در کوتاه‌مدت در برابر تغییرات قیمت عکس‌العمل زیادی از خود نشان نمی‌دهند. سیاست دولت در زمینه پرداخت یارانه بر نهاده‌های تولیدی باعث کاهش قیمت این نهاده‌ها می‌شود که آثار کوتاه‌مدت آن در رابطه با نهاده‌های تولید گوجه‌فرنگی در جدول (۵) ارائه می‌گردد.

جدول (۵) - نتایج حاصل از سیاست یارانه‌ای نهاده بر تولید گوجه فرنگی در کوتاه‌مدت

نهاده	بذر	سطح کاشت	کود شیمیایی	نیروی کار	بارندگی سالانه
کسش قیمتی تقاضا	-۰,۰۰۰۰۲۶	-۰,۰۰۰۰۰۰	-۰,۰۰۰۰۱۴	-۰,۰۰۰۰۰۰	-
کسش جزئی تولید	-۰۰۳۱۵	۴,۹۴۲	۱,۶۳۹	۰,۲۹۰	۱,۶۹۶
کسش تولید نسبت به قیمت نهاده‌ها	-۰,۰۰۰۰۰۸	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۲۳	۰,۰۰۰۰۰۰	-

طبق جدول (۵) با کاهش قیمت بذر و کود به مقدار ۱۰ ریال، میزان تولید کل، به ترتیب ۰,۰۸ و ۰,۲۳ کیلوگرم افزایش خواهد یافت که در بعد کلان رقم بسیار کوچکی است. بنابراین تغییرات قیمت کود و نهاده‌ی بذر اثر زیادی بر تولید محصول در کوتاه‌مدت ندارد. همچنین کسش تقاضا برای نیروی کار و سطح زیرکشت به علت عدم وابستگی مقدار آن‌ها به دستمزد و هزینه‌ی زمین در کوتاه‌مدت، برابر صفر شده است. زمانی که اثر متقابل در نظر گرفته شود، کسش قیمتی بلند مدت به دست می‌آید که در آن نهاده‌ها امکان جانشینی دارند و از قیمت یکدیگر تأثیر می‌پذیرند. نتایج محاسبه‌ی کسش قیمتی بلندمدت تولید نسبت به قیمت نهاده‌ها به شرح جدول (۶) می‌باشد.

جدول (۶) - نتایج حاصل از سیاست یارانه‌ای نهاده بر تولید گوجه فرنگی در بلندمدت

نهاده	بذر	سطح کاشت	کود شیمیایی	نیروی کار	بارندگی سالانه
کسش تولید نسبت به قیمت نهاده‌ها	-۰,۰۰۰۰۱۳۷	-	۰,۰۰۰۰۲۳	۰,۰۰۰۰۸۶	-



با توجه به جدول (۴) و رابطه‌ی (۱۲)، با افزایش قیمت بذر، مقدار مصرف آن ۰,۰۰۰۲۶ تن کاهش می‌یابد و همچنین کاهش متقاطع تقاضای نیروی کار نسبت به قیمت بذر برابر ۰,۰۰۰۱۹ محاسبه شده است که حاکی از آن است که با افزایش قیمت یک کیلو بذر به مقدار ۱۰ ریال مقدار تقاضای نیروی کار ۰,۱۹ نفر روز کار افزایش خواهد یافت. این عوامل به ترتیب سبب افزایش تولید به میزان ۰,۰۸۱۹ و ۰,۰۵۵۱ کیلوگرم خواهد شد. بنابراین با افزایش قیمت بذر به مقدار ۱۰ ریال، تولید ۰,۱۳۷ کیلوگرم یا ۰,۰۰۰۱۳۷ تن خواهد شد. همچنین با افزایش قیمت هر کیلوگرم کود شیمیایی به مقدار ۱۰ ریال، ۰,۱۴ کیلوگرم مصرف آن کاهش می‌یابد. اما مقدار تقاضای سایر نهاده‌ها را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. به علاوه با کاهش دستمزد به مقدار ۱۰ ریال استفاده از بذر به مقدار ۰,۵۲۵۰۱ کیلوگرم کاهش می‌یابد که سبب افزایش تولید به مقدار ۰,۸۶۰۵ کیلوگرم می‌باشد که عدد بسیار کوچکی است.

پیشنهادها

با توجه به نتایج جدول (۳) واضح است که کشاورزان از بذر بیش از حد استفاده کرده‌اند که این سبب کاهش تولید شده است. به نظر نگارنده یک دلیل برای این موضوع پایین بودن بهره‌وری و بازدهی خزانه‌ها می‌باشد. که با آموزش و حمایت از روش‌های جدید کشت مانند کشت‌های گلخانه‌ای، می‌توان از مصرف نابهینه این نهاده و کاهش تولید جلوگیری کرد.

نتایج جداول (۵) و (۶) و همچنین نتایج بدست آمده از مطالعات (نجفی و همکاران، ۱۳۸۹)، (رشید قلم و همکاران، ۱۳۹۰)، (دشتی و همکاران، ۱۳۹۱) حاکی از بی‌فایده بودن سیاست حمایتی یارانه‌ای دولت از کود شیمیایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. با وجود این که کاهش تولیدی محاسبه شده برای کود شیمیایی عددی بیشتر از یک است و با افزایش مصرف آن تولید به مقدار بیشتری افزایش می‌یابد، لیکن کاهش قیمتی بسیار پایین آن سبب می‌شود که تخصیص یارانه‌ها اثر قابل ملاحظه‌ای بر مصرف آن و تولید نداشته باشد. لذا توصیه می‌شود با قطع یارانه کود شیمیایی از هدر رفت سرمایه‌های دولتی در اختصاص مبالغ به یارانه کود جلوگیری کنند.

منابع

۱. ب، نجفی، و ذ، فرج زاده؛ (۱۳۸۹)؛ "ارزیابی آثار رفاهی کاهش یارانه کود شیمیایی در بازار گندم و برنج"؛ اقتصاد کشاورزی و توسعه زمستان ۱۸ (۷۲): ۱-۲۴.
۲. ب، نجفی، و ذ، فرج زاده؛ (۱۳۸۹)، "اثرات رفاهی حذف یارانه کود شیمیایی بر مصرف کنندگان گندم (نان)؛" تحقیقات اقتصاد کشاورزی؛ ۲(۱): ۱-۱۴.
۳. ح، کریم زادگان، و، ا، گیلان پور، و س، ا، میرحسینی؛ (۱۳۸۵)؛ "اثر یارانه کود شیمیایی بر مصرف غیربهرینه آن در تولید گندم"؛ اقتصاد کشاورزی و توسعه ۱۴ (۵۵): ۱۲۱-۱۳۳.
۴. س، ن، موسوی، ا، خالویی و ذ، فرج زاده؛ (۱۳۸۸)، "بررسی اثرات رفاهی حذف یارانه کود شیمیایی بر تولید کنندگان ذرت استان فارس"؛ تحقیقات اقتصاد کشاورزی؛ ۱(۴): ۶۱-۷۵.



۵. ع، کرباسی، و ف، بهرامی؛ "برآورد تابع تقاضای کود و سم محصول گوجه فرنگی (مطالعه موردی استان خراسان)؛ مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی؛ ۱۳(۷)۰۷.
۶. ع، کرباسی، م، کاتب؛ (۱۳۹۰)، " بررسی آثار رفاهی حذف یارانه کود شیمیایی بر محصولات گندم و جو؛ اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)؛ ۵(۲):۵۸-۷۲.
۷. ف، رحمانی، م، احمدیان . س، یزدانی؛ (۱۳۹۰)، " بررسی آثار حذف یارانه های کشاورزی بر تولید محصولات کشاورزی منتخب در ایران؛ اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)؛ ۵(۳):۵۵-۷۴.
۸. ق، دشتی، ف، رنجبر، ج، حسین زاد، و ب، حیاتی؛ (۱۳۹۱)، "برخی از آثار اقتصادی حذف یارانه کود شیمیایی در تولید محصول پیاز (مطالعه موردی دشت تبریز)؛ دانش کشاورزی پایدار (دانش کشاورزی)؛ ۲۲(۱):۱۳۷-۱۴۷.
۹. ک، شمشادی، و ص، خلیلیان؛ (۱۳۸۹)، " تاثیر سیاست یارانه ای دولت در تولید محصول گندم آبی؛ اقتصاد کشاورزی و توسعه تابستان؛ ۱۸(۷۰):۱۰۳-۱۲۵.
۱۰. م، ق، موسوی نژاد، و ر، نجاران؛ اقتصاد تولید کشاورزی؛ (۱۳۷۶)؛ انتشارات دانشگاه تربین مدرس.
۱۱. م، رشیدقلم، و ص، خلیلیان؛ (۱۳۹۰) "آثار حذف یارانه های کشاورزی بر تولید چغندر قند در کشور؛ دانش کشاورزی پایدار (دانش کشاورزی)؛ ۲۱(۲):۴۳-۵۲.
۱۲. م، جهان بخشی، غ، پیکانی، س. ص، حسینی، و ا، صالح؛ (۱۳۸۹)، "بررسی آثار حذف یارانه کودهای شیمیایی و اعمال سیاست پرداخت مستقیم بر الگوی کشت و مصرف نهاده ها (مطالعه موردی: زیربخش زراعت شهرستان سبزوار)؛ اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)؛ ۴(۲):۱۸۵-۲۰۷.
۱۳. وزارت جهاد کشاورزی <http://www.maj.ir>
14. Antte, John M and. Aitah.Ali (1983). "Rice technology, farmer rationality and agricultural policy in Egypt". American Journal of Agriculture economics. 165(7): 667-677.
15. Ahmad, Munir. and Bravo, Boris.(1995). An economic decomposition of dairy output growth. American Journal of Agricultural economics. 77: 914-921.
16. Allanson, Poul (2008)."On the characterization and measurement of the redistributive effect of agricultural policy". Journal of Agricultural economics. 59(1): 169-187.
17. Dening, Glenn .,Kabambe,patrik.,Sanchez, Pedro.,malik,Alia., Flor, Rafael., Harawa, Rebbie., Nkhoma, Phelire., Zamba, Colleen., Banda, Clement, Banda., Magombo, Chrispin., Keating, Michael., Wangila, Justine and Sachs, Jeffrey,(2009)." Input subsidies to improve small holder maize productivity in Malawi". Plos Biology. 7: 1-10.
18. Grepperud, Sverre ., Wiig, Henrik and. Anne, Finn Roar . (1999)." Maize trade liberazition: fertilizer subsidies in Tanzania", discussion paper No 249, statistics norway research department
19. kim. TaeHun (2006). "The measurement of decoupled payment's effects on U.S agricultural production". PhD Dissertaton, university of Missouri Columbia, USA
20. Mudahar, Mohinder S. (1978). "Needed information and economic analysis for fertilizer policy formulation". Indian Journal of Agricultural economics. 33:40-67.
21. Ready,V and. deshnpande. R. S (1992)." Input subsidies: whither the direction of policy charges". Indian Journal of Agricultural economics. 47: 349-356.