اقتصادکشاورزی و توسعه، سال هجدهم، شماره ۷۲، زمستان ۱۳۸۹

ارزیابی آثار رفاهی کاهش یارانه کودشیمیایی در بازارگندم و برنج

دکتر بهاءالدین نجفی*، زکریا فرج‌زاده*

تاریخ دریافت: ۸۸/۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۸۸/۸/۱۱

چکیده

پیامدهای‌نامطلوب توزیع یارانه‌های نهاده‌ها موجب شده است تا حذف یارانه‌ها به‌منظور تسریع رشد اقتصادی کشورهای در حال‌توسعه مورد تأکید قرار گیرد. در بخش کشاورزی ایران نهاده کود شیمیایی از جمله مهمترین نهاده‌های دریافت‌کننده یارانه است که حذف یارانه آن با توجه به استفاده گسترده از آن می‌تواند پیامدهای رفاهی جدی به همراه داشته باشد. از همین رو مطالعه حاضر با هدف تحلیل برخی از آثار رفاهی کاهش و حذف یارانه کود شیمیایی در تولید محصولات راهبردی گندم و برنج برای دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۵ صورت گرفت. گروه‌های دخیل در تحلیل رفاهی نیز شامل عرضه‌کنندگان عوامل تولید، تقاضاکنندگان عوامل تولید یا تولیدکنندگان محصولات منتخب و همچنین دولت است. در تحقیق حاضر یک الگوی شبیه‌سازی متشکل از بازار محصولات منتخب و نهاده‌های تولیدی ایجاد و اثر کاهش

* به ترتیب: استاد دانشگاه آزاد اسلامی مرودشت و دانشجوی دوره دکترای اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول) e-mail: zakariafarajzadeh@gmail.com

Archive of SID

www.SID.ir

یارانه در قالب این سیستم تعقیب شد. این سیستم متشکل از عرضه و تقاضای عوامل تولید و تولید محصولات منتخب است.

یافته‌های مطالعه نشان داد دو نهاده سرمایه و نیروی‌کار در تولید گندم و برنج به‌صورت جانشین مورد استفاده قرار می‌گیرند. اثر قیمت سرمایه بر تقاضای آن و همچنین اثر قیمت محصولات منتخب بر تقاضای نیروی‌کار و سرمایه معنی‌دار نگردید. همچنین یافته‌های تابع تولید نشان داد که نیروی کار بر تولید گندم و برنج اثر معنی‌داری ندارد اما اثر سرمایه در تولید این محصولات معنی‌دار است. همچنین نتایج نشان داد که با کاهش یارانه کود شیمیایی، تولیدکنندگان با زیان رفاهی مواجه می‌شوند در حالی که عرضه‌کنندگان عوامل تولید افزایش رفاه را تجربه می‌کنند. البته با کاهش و حذف یارانه کود شیمیایی مجموع گروه‌های مورد بررسی با افزایش رفاه اجتماعی مواجه خواهند شد که این افزایش رفاه تحت سناریوی حذف کامل یارانه برای گندم و برنج به ترتیب ۳۹۲۷/۶ و ۴۰۴/۴ میلیارد ریال خواهد بود.

طبقه‌بندی JEL: D40

کلیدواژه‌ها:

آثار رفاهی، یارانه، کود شیمیایی، گندم، برنج

مقدمه

در تمام کشورها دولتها در امر سیاستگذاری و تدوین برنامه‌های اقتصادی جهت تأمین رشد اقتصادی کم و بیش نقش داشته‌اند که این نقش در کشورهای جهان سوم نسبت به کشورهای توسعه‌یافته به مراتب محسوستر بوده است. هر چند بخش کشاورزی در کشورهای توسعه‌یافته همواره مورد حمایت بوده اما میزان حمایت از این بخش در کشورهای در حال توسعه محدودتر و بیشتر به‌صورت اعطای یارانه بوده است تا حمایت قیمتی. حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی که عمدتاً با هدف افزایش تولید داخل و تأمین درآمد مطلوب

Archive of SID

www.SID.ir

صورت می‌گیرد، به دو شکل کلی خرید محصول تولیدکننده با قیمت بالا و توزیع ارزان نهاده‌های تولیدی صورت می‌گیرد. درخصوص نهاده‌ها در حال حاضر اعتقاد بر این است که توسعه کشاورزی تا حدود زیادی به بهره‌گیری کارا از نهاده‌های جدید همچون کودشیمیایی، بذرهای‌اصلاح شده، علف‌کش‌ها، ماشین‌آلات و خدمات دامپزشکی بستگی دارد. به‌منظور بهره‌گیری از نهاده‌های جدید و استفاده کارا از آنها و در نهایت افزایش تولید و بازده کشاورزی، درچندین کشور اصلاح ساختاربازارنهاده‌های جدید شروع شده است. اصلاح بازار عمدتاً شامل آزادسازی بازارهای داخلی و بین‌المللی، حذف یا کاهش نقش سازمانهای دولتی و حذف یارانه‌ها و کنترل قیمتهای محصول است (Goletti, F. and K,. Govindan, 1995). توزیع ارزان نهاده‌های تولیدی با وجود تأمین برخی از اهداف مطلوب، پیامدهای منفی نیز در پی دارد، بدین‌ترتیب که توزیع ارزان این نهاده‌ها از طرفی باعث ایجاد مزیت نسبی کاذب در برخی از فعالیتهای اقتصادی تولیدکننده این نهاده‌ها و موجب هدر رفتن منابع کمیاب سرمایه‌گذاری و کاهش رقابت می‌شود و از طرف دیگر باعث مصرف بی‌رویه این نهاده‌ها و ایجاد آثار خارجی[1] به‌ویژه در مورد نهاده‌های شیمیایی مانند انواع کودها و سموم می‌شود.

در دهه اخیر نیز بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول به‌منظور تسریع رشد اقتصادی کشورهای در حال‌توسعه، حذف یارانه و کمکهای دولتی به بخشهای مختلف اقتصاد و از جمله بخش کشاورزی را مورد تأکید قرار داده‌اند؛ البته این حرکت در کشور ما بسیار کند و در مراحل ابتدایی می‌باشد.

نهاده‌های کشاورزی شامل انواع سموم شیمیایی، ماشین‌آلات و به‌ویژه انواع کود شیمیایی از جمله نهاده‌هایی هستند که با هدف افزایش تولید به‌صورت یارانه‌ای توزیع می‌شوند. این توزیع یارانه‌ای نهاده‌ها باعث شده تا در بسیاری از مواقع کشاورزان در استفاده از آنها زیاده‌روی کنند و موجبات آلودگی محیط‌زیست را فراهم نمایند. در سال ۱۳۸۵ حدود ۷۶ درصد از هزینه کود شیمیایی را دولت پرداخت نموده است. با توجه به مصرف بالای این

1. Externality

Archive of SID

www.SID.ir

نهاده‌ها در کشور، بار مالی زیادی بر دولت تحمیل می‌گردد (سازمان خدمات حمایتی، ۱۳۸۵). در مجموع با توجه به محدودیت بودجه دولت و همچنین وجود آثار جانبی حاصل از مصرف ارزان و بی‌رویه انواع کود شیمیایی لازم است ضمن پرداختن به ابعاد مالی تغییر در الگوی توزیع، به آثار تولیدی آن نیز توجه شود و پس از شناخت آثار احتمالی تغییر در بازار انواع کود شیمیایی، نسبت به انجام تغییرات اقدام شود.

محورهای اصلی مورد بحث در آزادسازی شامل شکست انحصارات و حذف مالکیت دولتی بر واحدهای تولیدی و خدماتی و کاهش دخالت و تصدیگری دولت، عدم مداخله دولت در امور اقتصادی و تکیه بر نظام بازار، کاهش مقررات کنترلی و دیوانسالاری، لغو اهرم‌های کنترل‌کننده و به‌ویژه کنترل قیمت و یکسان‌سازی و شناور کردن نرخ ارز می‌باشد (نجفی، ۱۳۷۳).

همان‌طور که پیشتر نیز عنوان شد، اعتقاد بر این است که دلیل اصلی استفاده بی‌رویه از نهاده‌های جدید، توزیع یارانه‌ای و ارزان آن است. از این روست که حرکت به سوی آزادسازی بازار نهاده‌ها امری بدیهی تلقی می‌گردد. اما با این حال، نتایج حاصل از ارزیابی پیامدهای آزادسازی متفاوت می‌باشد. برخی از مطالعات نتایج حاصل از آزادسازی را مطلوب ارزیابی کرده‌اند؛ برای مثال مادار (Mudahar, 1978) ۵۳ درصد از افزایش تولید موادغذایی هند طی سالهای ۷۴-۱۹۷۳ را به استفاده از کود شیمیایی نسبت داد. سابرامانیان و نیرمالا (Subramaniyan and Nirmala, 1991) معتقدند افزایش بهره‌وری از طریق به‌کارگیری کود شیمیایی عملی می‌باشد. در پایان هم استفاده از یارانه کود شیمیایی برای حصول خودکفایی در تولید مواد غذایی امری اجتناب‌ناپذیر عنوان شد. نتایج مطالعه اومامو و موس (Omamo and Mose, 2001) نیز که بر روی تجارت کود شیمیایی پس از آزادسازی در کنیا صورت گرفت نشان داد که پس از آزادسازی و بهبود وضعیت بازار، کارایی مناطقِ دارای پتانسیل‌پایین‌بهبود می‌یابد. نتایج مطالعه احمد و براوو – اورتا(Ahmad, Bravo-Ureta, 1995) نیزنشان‌داد که بنگلادش‌بدون‌اصلاح بازار(آزادسازی‌بازار نهاده‌ها) به‌وضعیت‌سابق‌بحران غذایی

Archive of SID

www.SID.ir

و قیمتهای‌بالای‌برنج‌برخواهد برگشت. همچنین‌مینوت‌وهمکاران (Minot and etal., 2000) نیز عنوان کردند که پیامد آزادساری بازار کود شیمیایی در کشورهای مالاوی و بنین مثبت بوده و منجر به افزایش به‌کارگیری این نهاده شده است. در ایران نیز یافته‌های مطالعه الیاسیان و حسینی (۱۳۷۵) در زمینه تحلیل آثار حذف یارانه نهاده‌های کشاورزی نشان داد که در مورد گندم سودآوری در سال ۷۱-۷۲ پس از آزادسازی اقتصادی معادل دو برابر قبل از آزادسازی بوده است. همچنین نتایج مطالعه کهنسال (۱۳۷۲) حاکی از اثر منفی افزایش قیمت کود شیمیایی بر روی تولید بوده است. علاوه بر این مشخص شد افزایش قیمت کود شیمیایی باعث کاهش مصرف آن و تغییر الگوی کشت به سوی گیاهان خانواده لگومینه می‌شود.

برخلاف یافته‌های مطالعات یاد شده که برایند شرایط حاصل از آزادسازی بازار نهاده‌ها را مطلوب تلقی نمودند، مطالعات دیگری نیز وجود دارد که توزیع یارانه‌ای نهاده‌ها را مطلوب ارزیابی ننموده‌اند. نتایج مطالعه جبونی و سئینی (Jebuni and Seini, 1992) نشان داد که حذف توزیع یارانه‌ای کود شیمیایی در غنا منجر به افزایش قیمت و کاهش مصرف آن شده است. حذف یارانه کود شیمیایی باعث شده طی سالهای ۱۹۸۰-۹۰ قیمت کود ۲۹ درصد افزایش یابد و منجر به تغییر در شبکه توزیع گردد. همچنین این افزایش قیمت باعث شد تا در مناطق دور افتاده دسترسی افراد محدود و از بین برود. همچنین گریپراد و همکاران (Grepperud and etal., 1999) آثار اعطای یارانه کود شیمیایی و آزادسازی تجارت بازار ذرت را در تانزانیا ارزیابی کرد و نشان داد که توزیع یارانه‌ای کود شیمیایی منجر به استفاده فشرده‌تر و بیشتر از عامل زمین می‌شود، حال آنکه آزادسازی بازار ذرت بر استفاده از زمین اثر معکوس دارد. در مجموع آثار اعطای یارانه کود شیمیایی در مقایسه با پیامدهای آزادسازی مهمتر و مطلوبتر ارزیابی گردید. ردی و دشپاند (Ready and Deshpande, 1992) به بررسی توأم آثار مثبت و منفی حذف یارانه کود شیمیایی در تولید در هند پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که در مناطق دارای رشد بالا می‌توان یارانه کود شیمیایی را به‌تدریج کاهش داد اما در مناطق کم رشد که میزان توزیع یارانه‌ای نیز در میان آنها پایین است، باید میزان یارانه افزایش یابد.

Archive of SID

www.SID.ir

تحلیل عوامل مؤثر بر سطح به‌کارگیری و همچنین تغییر استفاده از نهاده‌ها پس از آزادسازی از دیگر زمینه‌های مورد توجه بوده است. در همین راستا مینوت و همکاران (Minot and etal., 2000) به بررسی علت تفاوت در سطح به‌کارگیری نهاده کود در کشورهای بنین و مالاوی پرداختند. بررسی آنها نشان داد پس از آزادسازی در دهه ۱۹۸۰، میزان به‌کارگیری نهاده کود در بنین ۱۰ برابر شده است در حالی که در مالاوی این افزایش تنها ۳۰ درصد بوده است. همچنین اندازه خانوار اثر مثبت بر میزان استفاده از کود شیمیایی داشته و قیمت محصولات نیز از مهمترین دلایل افزایش به‌کارگیری کود شیمیایی عنوان شده است. یافته‌های تحقیق سابرامانیان و نیرمالا (Subramaniyan and Nirmala, 1991) نیز نشان داد که برای افزایش تقاضای کود شیمیایی باید قیمت نسبی آن را کاهش داد.

فریمن و کاگونگو (Freeman and Kagouongo, 2003) نیز به تحلیل جنبه‌های متفاوتی از آزادسازی بازار کود شیمیایی پرداختند. آنها عوامل مؤثر بر مشارکت واحدهای خصوصی در توزیع و تجارت آزاد کود شیمیایی را در کنیا مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که حذف مقررات کنترل و آزادسازی موجب افزایش مشارکت واحدها در تجارت کود شیمیایی می‌شود. همچنین دسترسی به اعتبارات، امکانات حمل و نقل و مالکیت انبار از دیگر عوامل مؤثر بر مشارکت ارزیابی شدند.

افزایش قیمت نهاده‌های یارانه‌ای افزون بر اثرگذاری بر سطح تولید از راه تغییر هزینه‌های تولید و همچنین از طریق تغییر در مخارج دولت باعث تغییراتی در رفاه اجتماعی می‌شود. نیوودت (Nieuwoudt, 1979) براساس همین نگرش به اندازه‌گیری هزینه‌ها و منافع اجتماعی توزیع یارانه‌ای نهاده‌ها پرداخت و نشان داد که در مورد محصول ذرت به دلیل اینکه میزان مصرف کود شیمیایی از میزان بهینه آن کمتر است، هزینه‌های اجتماعی یارانه کود شیمیایی بیش از منافع اجتماعی آن است.

به این ترتیب مشاهده می‌شود که در مورد پیامد آزادسازی و کاهش یارانه کود شیمیایی اتفاق نظر غالب وجود ندارد و این امر نیز لزوم مطالعه این مسئله را بیش از پیش آشکار می‌کند. به اعتقاد نجفی (۱۳۷۳)، به دلیل عدم عملکرد مطلوب نظام کشاورزی و

Archive of SID

www.SID.ir

نظامهای فرعی آن پس از آزادسازی، این نظامها پیامدهای منفی را تجربه خواهند کرد و برای مقابله با این پیامدها لازم است با تفکر سیستمی و بازنگری تک‌تک اجزا و عناصر نظام کشاورزی و تعامل آنها با یکدیگر و با محیط و با مطالعه مداوم شرایط و اقدامات هدایتی و حمایتی، از آسیبهای احتمالی جلوگیری شود. بررسی مطالعات متعدد نشان داد که تحلیلهای رفاهی کمتر مورد توجه بوده است. در همین راستا مطالعه حاضر با هدف تحلیل تغییرات رفاهی در بازار عوامل تولید گندم و برنج و همچنین تحلیل تغییرات تولید محصولات یاد شده و همچنین بررسی تغییرات مخارج دولت در بخش یارانه کود شیمیایی صورت گرفت.

مبانی نظری و روش تحقیق

تابع تقاضای نهاده را می‌توان از تابع سود و یا هزینه کشاورز (بخش کشاورزی) استخراج کرد. بنابراین تقاضای نهاده تابعی از قیمت نهاده، قیمت محصول و سایر عوامل مؤثر بر تقاضاست که منجر به انتقال تابع تقاضای نهاده می‌شوند (Goletti and Govindan, 1995)؛ (Lee, Sumner and Ahn, 2006). بر این اساس لازم است بازار نهاده را در حضور ملاحظات مربوط به بازار محصول و در قالب یک سیستم از معادلات مدلبندی نمود. در صورتی که از رهیافت هزینه برای استخراج تابع تقاضای نهاده استفاده شود، الگویی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید (Sekhar, 2003)؛ (Lee, Sumner and Ahn, 2006):

$$v_n = \frac{\partial C(w, X)}{\partial w_n}, \quad n = 1,..., N \qquad (۱)$$

$$w_n = G(v_n; h_n), \quad n = 1,..., N \qquad (۲)$$

در سیستم معادلات فوق معادلات ۱ و ۲ تعادل در بازار نهاده را نشان می‌دهند و تقاضا و عرضه مشتق شده می‌باشند. در این معادلات v_n و w_n به ترتیب مقدار و قیمت نهاده n و X مقدار نهاده‌ها و h_n بردار عوامل انتقال دهنده تابع عرضه نهاده می‌باشند. در صورتی که از معادلات فوق دیفرانسیل گرفته شود و به شکل مقادیر لگاریتمی نوشته شوند، سیستمی متشکل از معادلات خطی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

Archive of SID

www.SID.ir

$$Ev_n = \sum_{k=1,\ldots,N} \gamma_k \sigma_{nk} Ew_k + EX, \qquad n = 1,\ldots, N \qquad (۳)$$

$$Ew_n = \sum_{k=1,\ldots,N} \rho_n Ev_n + \mu_n Eh_n, \qquad n = 1,\ldots, N \qquad (۴)$$

در سیستم فوق عملگر E مبین تغییرات متناسب در متغیرها، γ_k سهم هزینه نهاده k، σ_{nk} کشش جانشینی آلن میان نهاده n و k و ρ_n کشش عرضه معکوس نهاده n و μ_n بردار کششهای عرضه نسبت به h_n است.

همانندمطالعاترنکو(Renkow,1991)،کارانجاوهمکاران(Karanja and etal., 2003) و لی و همکاران (Lee and etal., 2006) تغییرات بازار عوامل تولید تابعی از تغییرات قیمت دو نهاده نیروی‌کار و سرمایه و همچنین قیمت محصولات منتخب شامل گندم و برنج در نظر گرفته شد. در این مطالعه با توجه به عدم دسترسی به داده‌های سرمایه و نیروی‌کار برای محصولات منتخب از سرمایه و نیروی کار کل بخش کشاورزی استفاده گردید. به‌منظور محاسبه آثار رفاهی لازم است سهم کود شیمیایی در سرمایه یا هزینه‌های سرمایه در دسترس باشد. به این منظور سهم کود شیمیایی به‌صورت سهم هزینه آن در کل هزینه‌های سرمایه‌ای تولید (به جز هزینه‌های نیروی کار) در نظر گرفته شد. سیستم مورد استفاده در شبیه‌سازی به‌صورت زیر است:

$$ED_l = \gamma_l \sigma_{ll} EP_l + \gamma_k \gamma_{kf} \sigma_{lk} EP_k + \beta_{lw} EP_w + \beta_{lr} EP_r \qquad (۵)$$

$$EP_l = \rho_l ED_l + \mu_{lT} ET_l \qquad (۶)$$

$$ED_k = \gamma_l \sigma_{lk} EP_l + \gamma_k \gamma_{kf} \sigma_{kk} EP_k + \beta_{kw} EP_w + \beta_{kr} EP_r \qquad (۷)$$

$$EP_k = \rho_k ED_k + \mu_{kT} ET_k \qquad (۸)$$

که در روابط فوق D نشاندهنده تقاضا، P مبین قیمت، اندیسهای w ، r، k، l و f به ترتیب به گندم، برنج، سرمایه، نیروی کار و کود شیمیایی اشاره دارند. γ_{kf} سهم هزینه نهاده کود شیمیایی را در هزینه‌های سرمایه‌ای و یا هزینه‌های تولید (بدون هزینه نیروی کار) نشان می‌دهد. متغیر T نیز نشاندهنده روند زمانی است. سایر متغیرها نیز پیشتر معرفی شدند. به‌منظور دستیابی به پارامترهای مورد استفاده در شبیه‌سازی نیز ابتدا سیستم عرضه و تقاضای متناظر با

Archive of SID

www.SID.ir

معادلات ۳ تا ۶ برای عوامل تولید شامل سرمایه و نیروی کار برای محصولات گندم و برنج براورد گردید. مشاهده‌می‌شود که در سیستم‌فوق‌عرضه‌به‌صورت‌معکوس در نظر گرفته‌شده‌است.

به‌منظور بررسی اثر تولیدی تغییر قیمت نهاده‌ها نیز از تابع تولید کاب– داگلاس استفاده شد. این تابع تولید رابطه میان محصول و نهاده‌های مشخص را بیان و آثار عوامل تولید همچون نیروی کار، آبیاری و فناوری را بر روی محصول به خوبی نشان می‌دهد. تناسب استفاده از این تصریح توسط مطالعاتی چون کارتر و ژانگ (Carter and Zhang, 1998)، کافمن و اسنل (Kaufmann and Snell, 1997)، احمد و براوو- اورتا (Ahmad and Bravo-Ureta, 1995)، لین (Lin, 1992)، فن (Fan, 1991)، دنگ و همکاران (Deng and etal., 2005) و لیدرت (Lidert, 1999) مورد تأکید قرار گرفته است. البته تابع تولید محصولات به‌صورت تابع ترانسلوگ نیز براورد گردید و براساس آزمون F تصریح کاب– داگلاس برگزیده شد. در این خصوص گفتنی است که در تابع ترانسلوگ به دلیل افزایش تعداد متغیرها، هم درجه آزادی به سرعت کاهش می‌یابد و هم احتمال همخطی افزایش پیدا می‌کند. این دو چالش از سوی مطالعات متعددی از جمله کوئلی و همکاران (Coelli and etal., 2002) و همچنین کامرشن و همکاران (Kamerschen and etal., 2005) نیز مورد تأکید قرار گرفته است. به دلیل عدم دسترسی به داده‌های نهاده‌های مختلف به‌صورت تفکیکی برای محصولات منتخب، سایر نهاده‌ها به جز نیروی کار، در قالب سرمایه در نظر گرفته شدند. در مطالعه سلطانی (۱۳۸۳) و همچنین اکبری و رنجکش (۱۳۸۲) نیز که از تصریح کاب – داگلاس استفاده شده است، عوامل تولید شامل دو نهاده نیروی کار و سرمایه می‌باشد. تابع تولید کاب–داگلاس در حالت دو نهاده شامل نیروی کار (L) و سرمایه (K) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$q = AL^{a}K^{b} \qquad (۹)$$

که در آن q مقدار تولید، A ضریب ثابت، a و b کششهای تولید می‌باشد.

با استفاده از روابط یاد شده، ابتدا اثر کاهش یارانه کود شیمیایی در سطوح مختلف بر الگوی به‌کارگیری نهاده‌های نیروی کار و سرمایه تحلیل گردید؛ البته کود شیمیایی نیز بخشی

Archive of SID

www.SID.ir

از سرمایه در نظر گرفته شده است. سپس با استفاده از توابع تولید براورد شده در مورد اثر افزایش قیمت کود شیمیایی بر تولید گندم و برنج استنتاجهایی ارائه گردید.

تحلیل تغییرات رفاهی بر اثر تغییر در قیمت کود شیمیایی از طریق تغییر در قیمت و میزان عرضه عوامل تولید و همچنین تغییر در سطح تولید محصولات گندم و برنج تحقق می‌یابد. البته عوامل تولید شامل دو گروه اصلی سرمایه و نیروی کار است که کود شیمیایی در قالب نهاده سرمایه در نظر گرفته شده است. تغییرات رفاهی گروه‌های عرضه‌کننده عوامل تولید را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه نمود:

$$\Delta PS = \int_{P_0^f}^{P_1^f} Q_s^f (P^f) dP^f \qquad (۱۰)$$

که در آن ΔPS نشاندهنده تغییرات در مازاد تولیدکننده به‌عنوان معیاری از تغییرات رفاهی، Q_s^f عرضه عامل تولید f، P_1^f و P_0^f قیمت عامل تولید f به ترتیب بعد و قبل از تغییر قیمت کود شیمیایی است. تغییرات رفاهی تقاضاکنندگان عوامل تولید را نیز می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$\Delta CS = \int_{P_0^f}^{P_1^f} Q_D^f (P^f) dP^f \qquad (۱۱)$$

که در آن ΔCS نشاندهنده تغییرات در مازاد تقاضاکنندگان عوامل تولید به‌عنوان معیاری از تغییرات رفاهی، Q_D^f تقاضای عامل تولید f، P_1^f و P_0^f قیمت عامل تولید f به ترتیب بعد و قبل از تغییر قیمت کود شیمیایی است.

تغییرات رفاهی تولیدکنندگان افزون بر تغییر قیمت عوامل تولید از تغییر سطح تولید نیز ناشی می‌شود. از این رو مجموع تغییرات رفاهی این گروه شامل تغییر در ارزش محصول تولیدی (گندم و برنج) و تغییر در هزینه‌های تولید ناشی از تغییر قیمت عوامل تولید خواهد بود. در بازار عوامل تولید افزون بر عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان نهاده‌ها، دولت نیز حضور دارد که تغییرات در مخارج دولت نیز مورد توجه است. به این ترتیب مجموع تغییرات رفاهی مورد بررسی در بازار گندم و برنج شامل تغییرات رفاهی به وقوع پیوسته در بازار عوامل تولید این محصولات، تغییرات رفاهی ناشی از تغییر تولید که توسط تولیدکنندگان این محصولات تجربه

Archive of SID

www.SID.ir

می‌شود و همچنین تغییرات مخارج دولت که بر اثر تغییر یارانه کود شیمیایی حاصل می‌گردد، می‌باشد. گفتنی است که گروه‌های مورد توجه در بازار عوامل تولید نیز شامل عرضه‌کنندگان عوامل تولید و تقاضاکنندگان عوامل تولید (تولیدکنندگان گندم و برنج) هستند.

در این بررسی داده‌های مورد استفاده مشتمل بر مقادیر سری زمانی متغیرهای یاد شده است که از سالنامه‌های آماری کشاورزی وزارت جهاد کشاورزی، پایگاه‌های اطلاعاتی فائو، مرکز آمار ایران، بانک مرکزی ایران و سازمان خدمات حمایتی جمع‌آوری گردید. دوره مورد مطالعه نیز ۱۳۵۳-۱۳۸۵ می‌باشد.

نتایج و بحث

به‌منظور بررسی آثار رفاهی کاهش یارانه کود شیمیایی ابتدا سیستم عرضه و تقاضای عوامل تولید شامل نیروی کار و سرمایه برای محصولات گندم و برنج براورد گردید. باید گفت که با توجه به عدم دسترسی به داده‌های سری زمانی سرمایه و نیروی کار مورد استفاده در تولید دو محصول یاد شده از آمار کل نیروی کار و سرمایه مورد استفاده در بخش کشاورزی استفاده گردید. البته پیش از تخمین آزمون ایستایی، آزمون همزمانی و آزمون قطری بودن انجام شد که طی آنها مشخص شد داده‌های مورد استفاده ایستا می‌باشند. همچنین انجام آزمون همزمانی نشان داد که معادلات مورد استفاده همزمان هستند. نتایج حاصل از آزمون قطری بودن نیز نشان داد که میان جملات پسماند معادلات مختلف ارتباط معنی‌داری وجود دارد. از این رو ابتدا روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای مورد استفاده قرار گرفت. اما پس از تخمین با استفاده از این روش علایم جدی از خودهمبستگی مشاهده گردید و لذا روش گشتاورهای تعمیم یافته یا روش GMM[1] به کار گرفته شد. این روش برخلاف روش سیستمی حداقل مربعات سه مرحله‌ای، به توزیع دقیق جملات پسماند نیاز ندارد و بر فرض نبود ارتباط

1. Generalized Method of Moments

Archive of SID

www.SID.ir

میان جملات پسماند و متغیرهای ابزاری مبتنی است و به صرف برونزا بودن متغیرهای ابزاری و نبود ارتباط میان این متغیرها با جملات پسماند، شرایط استفاده از این روش فراهم می‌شود. مزیت این روش در آن است که تحت شرایط ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی با نوع نامشخص می‌تواند براوردگرهای کارا ارائه نماید (Pindych and Rubinfeld, 2004).

در جدول ۱ نتایج حاصل از براورد سیستم عرضه و تقاضای نیروی کار و سرمایه مورد استفاده در تولید برنج و گندم ارائه شده است. همان‌طور که در توابع تقاضای سرمایه و نیروی کار مشخص است، دو نهاده سرمایه و نیروی کار در تولید گندم و برنج به‌صورت جانشین مورد استفاده قرار می‌گیرند که رابطه جانشینی میان آنها از اهمیت آماری نیز برخوردار است. همچنین در توابع تقاضای هر دو عامل تولید رابطه میان قیمت و مقدار استفاده از این عوامل به‌صورت منفی ظاهر شده است و نظریه تقاضا را در مورد این دو نهادهٔ مورد استفاده در تولید برنج و گندم تأیید می‌نماید. البته رابطه میان قیمت و مقدار تقاضا در تابع تقاضای سرمایه اهمیت آماری لازم را ندارد. همچنین رابطه میان مقدار عرضه و قیمت عوامل تولید یاد شده نیز مثبت به دست آمده است که حاکی از تأیید نظریه عرضه در مورد این دو نهاده است. یکی از نکات جالب توجه آن است که قیمت محصولات منتخب بر تقاضای هیچ یک از عوامل تولید اثر محسوسی نداشته، هر چند در مورد اغلب آنها اثر افزایش قیمت محصول بر تقاضای نهاده مثبت ارزیابی شده است. متغیر روند زمانی نیز تلویحاً به‌عنوان متغیر مبین فناوری مورد استفاده قرار گرفت. هر چند این متغیر از نظر آماری اثر مطلوب و مبتنی بر انتظار فناوری بر عرضه نهاده‌ها را نشان می‌دهد اما براساس مقدار مطلق، این اثر چندان مورد توجه نیست.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱. نتایج براورد سیستم عرضه و تقاضای نیروی کار و سرمایه مورد استفاده در تولید گندم و برنج

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t
تابع تقاضای نیروی کار	عرض از مبدأ	۳۱/۹۸**	۱۲/۶۸	۲/۵۲
	مقدار نیروی کار	-۳/۱۰**	۱/۳۸	-۲/۲۴
	قیمت سرمایه	۰/۴۵***	۰	۱۱×۱۰^۱۰
	قیمت گندم	۰/۴۲	۰/۳۱	۱/۳۵
	قیمت برنج	-۰/۱۵	۰/۱	-۱/۵۸
تابع عرضه نیروی کار	عرض از مبدأ	-۲/۶۴**	۱/۱۲	-۲/۳۶
	قیمت نیروی کار	۰/۰۹***	۰/۰۴	۲/۶۴
	روند زمانی	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۱	۳/۱۷
	عرضه با وقفه	۱/۲۱***	۰/۱۰	۱۱/۵۷
تابع تقاضای سرمایه	عرض از مبدأ	۰/۴۰	۱۶/۷۵	۰/۰۲
	قیمت نیروکار	۰/۴۵***	۰	۱۱×۱۰^۱۰
	مقدار سرمایه	-۰/۴۸	۰/۷۸	-۰/۶۱
	قیمت گندم	۰/۰۶	۱/۲۲	۰/۰۵
	قیمت برنج	۰/۳۲	۰/۵۶	۰/۵۸
تابع عرضه سرمایه	عرض از مبدأ	۸/۲۷***	۰/۸۴	۹/۷۶
	قیمت سرمایه	۰/۲۰*	۰/۱۲	۱/۶۷
	روند زمانی	۰/۰۳**	۰/۰۱	۲/۴۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** به ترتیب معنیداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

در جدول ۲ نیز توابع تولید گندم و برنج ارائه شده است. البته پیش از تصریح کاب-داگلاس ابتدا تابع تولید به‌صورت ترانسلوگ نیز براورد گردید و پس از مقایسه دو تصریح کاب- داگلاس و ترانسلوگ با استفاده از آزمون F مقید تصریح کاب-داگلاس انتخاب گردید. براساس این آزمون مقدار آماره F محاسباتی برای گندم و برنج به ترتیب برابر با ۰/۲۶ و ۱/۷۳ به دست آمد در حالی که مقدار آماره جدول در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برابر با ۲/۳۳ بود. همان‌طور که در جدول ۲ نیز مشخص شده است، توابع تولید به دست آمده برای

Archive of SID

www.SID.ir

گندم و برنج براساس آماره‌های تشخیص، تصریحهای مناسب و مطلوبی هستند. در تابع تولید گندم اثر متغیر نیروی کار هر چند حائزاهمیت آماری نبود، اما منفی به دست آمد. در مطالعه اکبری و رنجکش (۱۳۸۲) و همچنین سلطانی (۱۳۸۳) نیز که اقدام به براورد تابع تولید برای کل بخش کشاورزی نمودند، اثر نیروی کار بر تولید منفی ارزیابی گردید. به بیان دیگر در تولید گندم از نیروی کار بیش از حد مطلوب و یا در ناحیه سوم تولید استفاده می‌شود. این در حالی است که انتظار می‌رود به دنبال ۱۰ درصد افزایش در میزان به‌کارگیری سرمایه در تولید گندم میزان تولید آن بیش از ۶/۲ درصد افزایش یابد. براساس ضرایب به دست آمده می‌توان گفت بازده نسبت به مقیاس در تولید گندم نزولی است. در تابع تولید برنج نیز اثر هر دو متغیر مبتنی بر انتظار اما تنها اثر متغیر سرمایه بر تولید برنج معنی‌دار می‌باشد. براساس نتایج، در تولید برنج نیز افزایش میزان استفاده از نیروی کار اثر معنی داری بر تولید آن نخواهد داشت. این در حالی است که انتظار می‌رود ۱۰ درصد افزایش در استفاده از سرمایه در تولید برنج، تولید آن را ۲/۷ درصد افزایش دهد. براساس نتایج جدول ۲ تنها در صورتی که میزان استفاده از سرمایه به دنبال افزایش قیمت کود شیمیایی دچار تغییر شود، میزان تولید این محصولات را تحت تأثیر قرار خواهد داد و جانشینی نیروی‌کار به جای سرمایه در جریان افزایش قیمت کود شیمیایی بر تولید این محصولات اثری نخواهد داشت. از سوی دیگر در نتایج جدول ۱ مشخص شد که تقاضای سرمایه از تغییر قیمت آن به‌طور معنی‌دار متأثر نمی‌شود. به عبارت دیگر افزایش قیمت سرمایه در قالب افزایش قیمت کود شیمیایی نیز نمی‌تواند بر میزان استفاده از آن اثر محسوسی داشته باشد. به این ترتیب می‌توان گفت افزایش قیمت کود شیمیایی بر اثر کاهش یارانه آن بر تولید اثری نخواهد داشت، زیرا تغییر سطح استفاده از نیروی‌کار (که براساس نتایج مشخص شد امکان جایگزینی به جای سرمایه را داراست) بر تولید محصولات منتخب اثر معنی‌داری نشان نداد. همچنین در مورد سرمایه نیز که بر تولید اثر مثبت و معنی‌داری نشان داد، انتظار می‌رود با افزایش قیمت سرمایه بر اثر افزایش قیمت کود شیمیایی تقاضای آن کاهش نیابد. به این ترتیب انتظار می‌رود سطح تولید محصولات منتخب به‌طور محسوسی متأثر نشود و افزایش

Archive of SID

www.SID.ir

قیمت کود شیمیایی و افزایش قیمت سرمایه از طریق جایگزینی نیروی کار و همچنین افزایش درآمد حاصل از به‌کارگیری سرمایه منجر به افزایش درآمد عرضه‌کنندگان عوامل تولید بخش کشاورزی گردد. این درآمد به‌صورت افزایش مخارج و توسط تولیدکنندگان پرداخت خواهد شد.

جدول ۲. نتایج براورد توابع تولید گندم و برنج

	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
تابع تولید گندم	عرض از مبدأ	۱۱/۶۹*	۷/۲۱	۱/۶۲
	نیروی کار	-۰/۲۷	۱/۱۱	-۰/۲۵
	سرمایه	۰/۶۲**	۰/۲۵	۲/۵۰
	آماره‌ها	R^2=۰/۸۳	DW=۱/۸۵	F=۳۸/۷۵***
تابع تولید برنج	عرض از مبدأ	۱۰/۲۳***	۲/۷۸	۳/۶۷
	نیروی کار	۰/۱۹	۰/۴۳	۰/۴۵
	سرمایه	۰/۲۷***	۰/۰۹	۲/۹۲
	آماره‌ها	R^2=۰/۷۸	DW=۱/۷۴	F=۲۸/۰۸***

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*، **و *** به ترتیب معنیداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

در جدول ۳ میزان استفاده از نهاده کود شیمیایی در محصولات منتخب و همچنین سهم این نهاده در هزینه‌های تولید در دو حالت فعلی و حذف یارانه آمده است. بر این اساس در تولید گندم به ازای هر هکتار ۴۳۳ کیلوگرم کود شیمیایی استفاده می‌شود و در تولید برنج این رقم بالغ بر ۴۵۲ کیلوگرم در هکتار است. در حال حاضر براساس آمار شرکت خدمات حمایتی، سهم یارانه از هزینه‌های استفاده از کود شیمیایی در مورد گندم بالغ بر ۷۰ درصد و در مورد برنج حدود ۶۸ درصد است. حذف یارانه کود شیمیایی باعث خواهد شد تا در مورد گندم سهم کود شیمیایی از هزینه‌های تولید از ۵/۲ درصد به بیش از ۱۵/۴ درصد و در مورد برنج از ۲/۱ درصد به حدود ۶/۳ درصد افزایش یابد. بنابراین براساس ارقام به دست آمده، انتظار می‌رود آثار رفاهی در بازار گندم بیش از برنج باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳. الگوی استفاده از کود شیمیایی، هزینه آن در تولید و میزان یارانه پرداختی در سال ۱۳۸۵

	کود شیمیایی مصرفی در هکتار (کیلوگرم)	یارانه پرداختی		هزینه صرف شده		سهم کود شیمیایی از هزینه‌های تولید	
		ارزش(ریال)	سهم	ارزش(ریال)	سهم	پرداخت یارانه	حذف یارانه
گندم	۴۳۳	۱۴۶۳	۷۰	۶۲۷	۳۰	۵/۱۹	۱۵/۴۲
برنج	۴۵۲	۱۴۲۰	۶۷/۹	۶۷۰	۲۲/۱	۲/۱۰	۶/۲۹

مأخذ: شرکت خدمات حمایتی و محاسبات تحقیق

در جدول ۴ نیز آثار رفاهی ناشی از افزایش کود شیمیایی برای محصول گندم ارائه شده است. همان‌طور که پیشتر نیز عنوان شد، تغییرات رفاهی مورد بررسی در بازار گندم و برنج شامل تغییرات رفاهی به وقوع پیوسته در بازار عوامل تولید این محصولات، تغییرات رفاهی ناشی از تغییر تولید و همچنین تغییرات مخارج دولت بر اثر تغییر یارانه کود شیمیایی می‌باشد. افزایش قیمت کود شیمیایی از طریق افزایش قیمت سرمایه و کاهش تقاضای سرمایه و همچنین جانشینی نیروی کار به جای سرمایه (کود شیمیایی) براورد شده است. همان‌طور که در جدول ۴ مشخص گردیده است، اثر افزایش قیمت کود شیمیایی بر دستمزدهای بخش کشاورزی به مراتب بالاتر از افزایش تقاضای نیروی کار است به گونه‌ای که انتظار می‌رود با حذف یارانه کود شیمیایی و فرض ثابت بودن سایر شرایط، میزان دستمزد بیش از ۴/۴ درصد افزایش یابد، در حالی که این رقم برای تقاضا تنها ۰/۴ درصد افزایش است. براساس قیمتهای سال ۱۳۸۵ که در محاسبات مورد استفاده قرار گرفته است، انتظار می‌رود با حذف یارانه کود شیمیایی عواید حاصل از جایگزینی نیروی‌کار به جای سرمایه حدود ۳۶۵ میلیارد ریال باشد. اما اگر ۱۵ درصد از یارانه ۷۰ درصدی کود شیمیایی در تولید گندم حذف شود، این اثر بالغ بر

Archive of SID

www.SID.ir

۷۸ میلیارد ریال خواهد بود. در مورد سرمایه نیز همان‌طور که عنوان شد، انتظار می‌رود افزایش قیمت سرمایه در قالب افزایش قیمت کود شیمیایی تأثیر معنیداری در تقاضای آن نداشته باشد. به‌منظور انجام محاسبات رفاهی نیز تنها از ضرایب دارای اهمیت آماری استفاده گردید. از این رو تغییر در بازار سرمایه تولید گندم تنها به افزایش قیمت متناسب با کاهش یارانه کود شیمیایی محدود می‌شود. انتظار می‌رود حذف کامل یارانه کود شیمیایی هزینه استفاده از سرمایه را در تولید گندم بیش از ۱۵/۵ درصد افزایش دهد اما همان‌طور که در تشریح نتایج تابع تولید عنوان شد، انتظار نمی‌رود این افزایش در قیمت سرمایه بر تقاضای آن و در نهایت نیز بر تولید گندم تأثیر داشته باشد. با افزایش قیمت سرمایه، عواید حاصل از عرضه سرمایه در بخش کشاورزی افزایش خواهد یافت که براساس سناریوهای تحت بررسی، این رقم در حالت کاهش یارانه به میزان ۱۵ درصد بالغ بر ۸۳۹ میلیارد ریال خواهد بود و اگر یارانه کود شیمیایی به‌طور کامل حذف گردد ۳/۹ هزار میلیارد ریال خواهد بود. مجموع عواید به دست آمده برای عرضه‌کنندگان عوامل تولید در بخش کشاورزی در چهار سناریوی کاهش به میزان ۱۵، ۳۰، ۵۰ و حذف کامل به ترتیب برابر با ۷۸، ۱۵۶/۱، ۲۶۰/۴ و ۳۶۵ میلیارد ریال خواهد بود که این مبلغ توسط تولیدکنندگان گندم پرداخت خواهد شد و معادل افزایش هزینه‌های تولید و یا کاهش رفاه تولیدکنندگان گندم است. از سوی دیگر با کاهش یارانه انتظار می‌رود مخارج دولت کاهش یابد. این کاهش در مخارج معادل کاهش هزینه‌های ناشی از توزیع یارانه است که در صورت حذف کامل یارانه بالغ بر ۳/۹ هزار میلیارد ریال خواهد بود. با توجه به عدم تأثیرپذیری تولید از افزایش قیمت کود شیمیایی و عدم کاهش مقدار تولید و فرض قیمتهای فعلی محصولات، میزان کل تغییرات رفاهی معادل کاهش مخارج دولت خواهد بود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤. آثار کاهش یارانه کود شیمیایی در تولید محصول گندم

	سطوح کاهش یارانه (درصد)			
	۱۵	۳۰	۵۰	۷۰ (حذف کامل)
میزان افزایش تقاضای نیروی کار (درصد)	۰/۰۹	۰/۱۷	۰/۲۹	۰/۴
میزان افزایش در دستمزد (درصد)	۰/۹۵	۱/۹۰	۳/۱۷	۴/۴۴
افزایش رفاه عرضه‌کنندگان نیروی کار (میلیارد ریال)	۷۸	۱۵۶/۱	۲۶۰/۴	۳۶۵
میزان افزایش در قیمت سرمایه (درصد)	۳/۳۳	۶/۶۵	۱۱/۰۹	۱۵/۵۳
افزایش رفاه عرضه‌کنندگان سرمایه (میلیارد ریال)	۸۳۸/۷	۱۶۸۰/۳	۲۸۰۲/۵	۳۹۲۴/۶
کاهش مخارج دولت (میلیارد ریال)	۸۴۱/۶	۱۶۸۳/۲	۲۸۰۵/۴	۳۹۲۷/۶
افزایش رفاه عرضه‌کنندگان عوامل تولید	۹۱۶/۷	۱۸۳۶/۴	۳۰۶۲/۹	۴۲۸۹/۶
کاهش رفاه تقاضاکنندگان عوامل تولید (تولیدکنندگان)	-۹۱۶/۷	-۱۸۳۶/۴	-۳۰۶۲/۹	-۴۲۸۹/۶
خالص تغییرات رفاهی (میلیارد ریال)	۸۴۱/۶	۱۶۸۳/۲	۲۸۰۵/۴	۳۹۲۷/۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آثار رفاهی به دست آمده برای برنج نیز مشابه گندم است و مهمترین تفاوت میان نتایج دو جدول به مقادیر مطلق ارقام به دست آمده مربوط می‌شود (جدول ۵). در جدول ۳ مشخص گردید که میزان استفاده از کود شیمیایی در دو محصول گندم و برنج مشابه یکدیگر است. سطح زیرکشت گندم در ایران در سال ۱۳۸۵ حدود ۱۰ برابر سطح زیرکشت برنج بوده است (FAO, 2008) و تا حدودی چنین اختلافی نیز در آثار رفاهی دیده می‌شود. در مورد برنج نیز مشابه آنچه در مورد گندم عنوان شد، با توجه به عدم اثرپذیری تقاضای سرمایه از افزایش قیمت آن و همچنین عدم اثرگذاری معنیدار تغییر استفاده از نیروی کار بر تولید برنج، میزان افزایش عواید حاصل از افزایش قیمت و میزان بهره‌گیری از نیروی کار و همچنین افزایش قیمت سرمایه به‌صورت افزایش هزینه تولیدکنندگان ظاهر شده و هزینه تولید تولیدکنندگان افزایش یافته است. به این ترتیب کل تغییرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت کود شیمیایی برابر با صرفه‌جویی در مخارج دولت می‌باشد که در شرایط حذف کامل یارانه کود شیمیایی بیش از ۴۰۴ میلیارد ریال است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵. آثار کاهش یارانه کود شیمیایی برنج

	سطوح کاهش یارانه (درصد)			
	۱۵	۳۰	۵۰	۶۹/۷ (حذف کامل)
میزان افزایش تقاضای نیروی کار (درصد)	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۱۲	۰/۱۶
میزان افزایش در دستمزد (درصد)	۰/۴۴	۰/۸۲	۱/۳۳	۱/۷۹
افزایش رفاه عرضه‌کنندگان نیروی کار (میلیارد ریال)	۱۴/۱	۲۶/۴	۴۲/۹	۵۷/۸
میزان افزایش در قیمت سرمایه (درصد)	۰/۴۷	۰/۹۴	۱/۵۶	۲/۱۲
افزایش رفاه عرضه‌کنندگان سرمایه (میلیارد ریال)	۸۹/۳	۱۷۸/۵	۲۹۷/۶	۴۰۴/۴
کاهش مخارج دولت (میلیارد ریال)	۸۹/۳	۱۷۸/۵	۲۹۷/۶	۴۰۴/۴
افزایش رفاه عرضه‌کنندگان عوامل تولید	۱۰۳/۳	۲۰۵	۳۴۰/۵	۴۶۲/۱
کاهش رفاه تقاضاکنندگان عوامل تولید (تولیدکنندگان)	-۱۰۳/۳	-۲۰۵	-۳۴۰/۵	-۴۶۲/۱
خالص تغییرات رفاهی (میلیارد ریال)	۸۹/۳	۱۷۸/۵	۲۹۷/۶	۴۰۴/۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

توزیع یارانه‌ای کود شیمیایی در میان کشورهای در حال توسعه همواره به‌عنوان یک سیاست رایج مورد توجه بوده است. اما همان‌طور که در بررسی مطالعات انجام شده مشخص شد، در مورد آثار افزایش قیمت کود شیمیایی اتفاق نظر وجود ندارد. در این مطالعه مشخص گردید که افزایش قیمت کود شیمیایی با توجه به سهم آن در هزینه‌های تولید از توان کمی برای کاهش تقاضا برخوردار است. البته تولیدکنندگان از طریق جایگزینی نیروی کار به جای عوامل سرمایه‌ای نسبت به این افزایش قیمت واکنش نشان می‌دهند و با افزایش قیمت کود شیمیایی هزینه استفاده از سرمایه به مراتب بالاتر از نیروی کار خواهد بود و این امر ممکن است اولویت استفاده از نیروی کار را در مقابل استفاده از سرمایه افزایش دهد. از سوی دیگر توابع تولید گندم و برنج نشان داد که تولید تنها از سرمایه متأثر است و نیروی کار اثر مهمی بر تولید ندارد. این یافته به همراه نحوه واکنش تولیدکنندگان به افزایش قیمت سرمایه - که

Archive of SID

www.SID.ir

به‌صورت عدم واکنش معنیدار بود - نشان داد که تولید گندم و برنج از تحولات به وقوع پیوسته در بازار عوامل تولید متأثر نخواهد شد. اثر افزایش قیمت کود شیمیایی به‌صورت افزایش هزینه پرداختی توسط تولیدکنندگان جهت استفاده از عوامل تولید و به‌ویژه سرمایه بوده که انتظار می‌رود این امر منجر به افزایش قیمت محصول گردد. این میزان هزینه معادل افزایش عواید حاصل از فروش عوامل تولید توسط عرضه‌کنندگان عوامل تولید است. به بیان دیگر با توجه به اینکه سطح تولید کاهش نمی‌یابد، در بازار گندم و برنج بدون در نظر گرفتن دولت تنها توزیع منافع دچار تغییر می‌شود. در صورتی که تغییر الگوی استفاده از نیروی کار کشاورزی به‌صورت استخدام نیروی کار باشد، این آثار توزیعی مطلوب نیز خواهد بود. اما از سوی دیگر با کاهش پرداخت یارانه، در مخارج دولت به‌طور محسوسی صرفه جویی می‌شود. البته مقادیر صرفه جویی در بازار گندم به مراتب بالاتر از بازار برنج می‌باشد. با توجه به اینکه تولید محصولات راهبردی همچون گندم و برنج از افزایش قیمت کود شیمیایی متأثر نمی‌شود، لذا پیشنهاد می‌گردد به کاهش و نهایتاً حذف یارانه کود شیمیایی مبادرت شود. مشخص شد که افزایش قیمت کود شیمیایی بر الگوی استفاده از نیروی کار نیز تأثیر خواهد داشت، لذا در صورتی که هدف، انتقال نیروی کار به بخشهای دیگر اقتصاد باشد، ضروری است که نسبت به فناوری جایگزین نیروی کار و افزایش بهره‌وری نیروی کار نیز توجه شود. همچنین با توجه به آثار رفاهی احتمالی ناشی از کاهش یا حذف یارانه کود شیمیایی در بازار مصرف کالاهای یاد شده، مطالعات بیشتر در این خصوص مطلوب خواهد بود.

منابع

۱.اکبری، ن. و م. رنجکش (۱۳۸۲)، بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۷۵-۱۳۴۵، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال یازدهم، شماره ۴۳ و ۴۴، ۱۱۷-۱۴۲.

Archive of SID

www.SID.ir

۲.الیاسیان، ه. و م. ع. حسینی (۱۳۷۵)، آثار آزادسازی در کاربرد نهاده‌ها تولید کشاورزی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۵: ۵۲-۱۳۱.

۳.بانک مرکزی ایران (۱۳۸۸)، پایگاه اطلاع‌رسانی: http://www.cbi.org.

۴.سازمان خدمات حمایتی (۱۳۸۵)، پایگاه اطلاع‌رسانی: http://www.assc.ir.

۵.سلطانی، غ. ر. (۱۳۸۳)، تعیین نرخ بازده سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۴۵ (۱۲): ۱۹-۴۰.

۶.کهنسال، م. ر. (۱۳۷۲)، بررسی آثار اقتصادی حذف سوبسید کود شیمیایی در استان فارس، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۷.مرکز آمار ایران، پایگاه اطلاع‌رسانی: http://www.sci.ir.org.

۸.نجفی، ب. (۱۳۷۳)، ساختار نظام کشاورزی، بررسی وضع موجود و شرایط آزادسازی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۸: ۵۹-۹۱.

۹.وزارت جهادکشاورزی، سالنامه آماری کشاورزی، ۱۳۵۳-۱۳۸۵، تهران.

10.Ahmad, M., B. E. Bravo-Ureta (1995), An econometric decomposition of dairy output growth, *American Journal of Agricultural Economics*, 77: 914-921.

11.Ahmed, R. (1995), Liberalization of agricultural input markets in Bangladesh: process, impact and lessons, *Agricultural Economics*, 12: 115-128.

12.Carter, C. & A. B. Zhang (1998), The weather factor and variability in Chinas, grain supply, *Journal of Comparative Economics*, 26: 529-543.

Archive of SID

www.SID.ir

13.Coelli, T., D. S. Prasada Rao and G. E. Battese (2002), An introduction to efficiency and productivity analysis, Kluwer Academic Publishers.

14.Deng, X., Y. luo, S. Dong and X. Yang (2005), Impact of resources and technology on farm production in northwestern China, Agricultural System, 84: 155-169.

15.Fan, S. (1991), Effects of technological change and institutional reform on production growth in Chinese agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 73: 266-275.

16.Food and Agriculture Organization (2008), Statistical Database, at:http://www.fao.org.

17.Freeman, H. A. and W. Kagouongo (2003), Fertilizer trade liberalization and private retail trade in Kenya, *Food Policy*, 28: 505-518.

18.Goletti, F. and K. Govindan (1995), Methods for agricultural input market reform research: a toolkit of thechniques, Mssd discussion paper no. 6. Washington D.C.

19.Grepperud, S., H. Wiig and F. R. Aune (1999), Maize trade liberalization: fertilizer subsidies in Tanzania, Discussion Paper No. 249. Statistics Norway Research Department.

20.Jebuni, C. D. and W. Seini (1992), Agricultural input policies under structural adjustment: their distributional implications, Working Paper No.31.

Archive of SID

www.SID.ir

21.Kamerschen, D. R., P. G. Klein and D. V. Porter (2005), Market structure in US electricity industry: a long-term perspective, *Energy Economics*, 27:731-751.

22.Karanja, D. D., M. Renkow and E. W. Crawford (2003), Welfare effects of maize technologies in marginal and high potential regions of Kenya, *Agricultural Economics*, 29: 331-341.

23.Kaufmann, R. K. And S. E. Snell (1997), A biophysical model of corn yield: integrating climatic and social determinants, *American Journal of Agricultural Economics*, 79: 178-190.

24.Lee, H., D. A. Sumner and B. Ahn (2006), Consequences of further opening of the Korean dairy market, *Food Policy*, 31: 238-248.

25.Lidert, P. H. (1999), The bad earth? China's soil and agricultural development since the 1930s., *Economic Development and Cultural Change*, 47: 701-736.

26.Lin, J. Y. (1992), Rural reforms and agricultural growth in China, *The American Economic Review*, 82: 34-51.

27.Minot, N., M. Kherallah and P. Berry (2000), Fertilizer market reform and the determinants of fertilizer use in Benin and Malawi, MSSD Discussion Paper No. 40.

28.Mudahar, M. S. (1978), Needed information and economic analysis for fertilizer policy formulation, *Indian Jurnal of Agricultural Economics*, 33: 40-67.

Archive of SID

www.SID.ir

29.Nieuwoudt, W. L. (1979), Measures of social costs (or benefits) of an input subsidy and the value of information, *Journal of Agricultural Economics*, 30: 13-21.

30.Omamo, S. W. and L. O. Mose (2001), Fertilizer trade under market liberalization: preliminary evidence from Kenya, *Food Policy*, 26: 1-10.

31.Pindych, R. S. and D. L. Rubinfeld (2004), A computer handbook using Eviews, Fourth Edition, McGraw-Hill.

32.Ready, V. R. and R. S. Deshpande (1992), Input subsidies: whither the direction of policy changes, *Indian Jurnal of Agricultural Economics*, 47: 349-356.

33.Renkow, M. (1991), Modeling the aggregate effects of technological change on income distribution in Pakistan's favored and marginal production environments, *Economics Paper, No*. 4. International Maize and Wheat Improvement Center (CIMMYT), Mexico, DF, Mexico.

34.Sekhar, C. S. (2003), Price formation in world wheat markets-implication for policy, *Journal of Policy Modeling*, 25: 85-106.

35.Subramaniyan, G. and V. Nirmala (1991), A macro analysis of fertilizer demand in India, *Indian Journal of Agricultural Economics*, 46: 12-19.

Archive of SID

www.SID.ir