

اثرات رفاهی حذف یارانه‌ی کودشیمیایی بر مصرف کنندگان گندم (نان)

بهاءالدین نجفی^۱ و زکریا فرجزاده^{۲*}

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۸/۱۵ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۰/۱۲

چکیده

با توجه به اهمیت اثر حذف یارانه‌ی کودشیمیایی بر هزینه‌ی تولید گندم، این مطالعه با هدف ارزیابی آثار رفاهی کاهش یارانه‌ی کودشیمیایی بر مصرف کنندگان گندم (نان) صورت گرفت. برای این منظور توابع عرضه و تقاضای نان با استفاده از داده‌های دوره‌ی ۱۳۵۳-۸۵ برآورد و آثار رفاهی این سیاست بر مصرف کنندگان در نتیجه‌ی تغییر قیمت مشخص گردید. یافته‌ها نشان داد که به دلیل عدم حساسیت مصرف کنندگان در برابر افزایش قیمت نان، افزایش هزینه‌ی تولید گندم، از راه افزایش قیمت محصول به مصرف کنندگان منتقل می‌شود؛ به گونه‌ای که با حذف کامل یارانه‌ی کودشیمیایی، رفاه مصرف کنندگان به میزان $66\frac{1}{8}$ میلیارد ریال و مخارج دولت به میزان $3927\frac{6}{8}$ میلیارد ریال کاهش می‌یابد که مجموع آن‌ها حاکی از افزایش رفاه به میزان $3265\frac{8}{8}$ میلیارد ریال برای جامعه است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که با حذف کامل یارانه‌ی کودشیمیایی، قیمت خرده فروشی نان به میزان $672\frac{6}{8}$ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس یافته‌های مطالعه، کاهش تدریجی یارانه‌ی کودشیمیایی و پرداخت هدفمند یارانه‌ی مصرف کنندگان نان پیشنهاد گردیده است.

واژه‌های کلیدی: آثار رفاهی، مصرف کنندگان، یارانه‌ی کودشیمیایی، گندم، نان.

¹ - استاد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت.

² - دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز.

* - نویسنده‌ی مسئول مقاله: zakariafarajzadeh@gmail.com

پیشگفتار

پرداخت یارانه به نهاده‌های کشاورزی با هدف کاهش هزینه‌ی تولید و تأمین امنیت غذایی برای جامعه همواره در کشورهای در حال توسعه رایج بوده است. از میان نهاده‌های گوناگون، کودشیمیابی در ایران همانند بسیاری از کشورها دارای بیش ترین میزان یارانه بوده است. به گونه‌ای که در سال ۱۳۸۵، بیش از ۶۹ هزار میلیارد ریال به عنوان یارانه به کودشیمیابی اختصاص یافته که حدود ۷۶ درصد از کل هزینه‌ی کودشیمیابی را در بر می‌گیرد (شرکت خدمات حمایتی، ۱۳۸۶). برای دوره‌های طولانی تأمین یارانه‌ی کودشیمیابی با هدف‌های یاد شده مورد توجه قرار گرفت، اما با گسترش استفاده از آن‌ها مشکلات دیگری بوجود آمد که توزیع یارانه‌ی کودشیمیابی را مورد تردید قرار داد. این مشکلات را می‌توان شامل بار مالی بالا برای دولت، ایجاد مزیت نسبی کاذب در برخی از فعالیت‌های اقتصادی، هدر رفتن منابع کمیاب سرمایه‌گذاری، کاهش رقابت و همچنین تخریب محیط زیست نام برد. به هر حال در مورد توزیع یارانه‌ی کودشیمیابی میان پیامدهای مثبت و منفی تعارض وجود داشته و نظریه‌هایی متفاوت وجود دارد. برای مثال مادر (۱۹۷۸) بر این باور است که ۵۳ درصد از افزایش تولید مواد غذایی هند طی سال‌های ۱۹۷۳-۷۴ را می‌توان به استفاده از کود شیمیابی نسبت داد. ساپرمانیان و نیرمالا (۱۹۹۱) بر این باورند که برای رسیدن به خودکفایی در تولید مواد غذایی، استفاده‌ی بیش تر از کودشیمیابی امری گریز ناپذیر است. نتایج مطالعه‌ی کهنسال (۱۳۷۲) حاکی از اثر منفی افزایش قیمت کودشیمیابی بر تولید بوده است. نتایج مطالعه‌ی جبوی و سئینی (۱۹۹۲) نشان داد که حذف یارانه‌ی کودشیمیابی در غنا منجر به افزایش قیمت و کاهش مصرف آن شده است. ردی و دشپاند (۱۹۹۲) به بررسی توأم اثرات مثبت و منفی حذف یارانه‌ی کود شیمیابی در هند پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که در مناطق دارای رشد بالا می‌توان یارانه‌ی کودشیمیابی را بتدریج کاهش داد، اما در مناطق با رشد پایین که میزان توزیع یارانه‌های نیز در میان آن‌ها پایین است، لازم است میزان یارانه‌ی افزایش یابد. با وجود این که در این مطالعات تلویح‌آبر توزیع یارانه‌ای و حمایت دولت از کودشیمیابی تأکید شده، اما برخی دیگر از مطالعات، در مجموع برای ایجاد توافق مطلوب میان پیامدهای یاد شده در جریان بکارگیری کودشیمیابی، اصلاح بازار و آزادسازی بازار کودشیمیابی را پیشنهاد داده اند. اصلاح بازار بیش تر شامل آزادسازی بازارهای داخلی و بین‌المللی، حذف یا کاهش نقش سازمان‌های دولتی، حذف یارانه‌ها و اداره‌ی فیمتهای محصول است (گولتی و گوویندا، ۱۹۹۵). 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 مداخله‌ی دولت در امور اقتصادی و تکیه بر نظام بازار، کاهش مقررات

کنترلی و بوروکراسی، لغو اهرم‌های کنترل کننده و بویژه کنترل قیمت و یکسان‌سازی و شناور کردن نرخ ارز می‌باشد (نجفی، ۱۳۷۳). نتایج مطالعه‌ی اوامامو و موس (۲۰۱۰) نیز که در مورد تجارت کود شیمیایی پس از آزادسازی در کنیا صورت گرفت، نشان داد که پس از آزادسازی و بهبود وضعیت بازار، کارآبی مناطق دارای پتانسیل پایین بهبود می‌یابد. نتایج مطالعه‌ی احمد (۱۹۹۵) نیز نشان داد که بنگلادش بدون اصلاح بازار (آزادسازی بازار نهاده‌ها) به وضعیت گذشته‌ی بحران غذایی و قیمت‌های بالای برنج برخواهد برگشت. یافته‌های مطالعه‌ی گریپراد و همکاران (۱۹۹۹) نشان داد که اثرات یارانه‌ی کود شیمیایی در مقایسه با پیامدهای آزادسازی مثبت‌تر است. همچنین مینوت و همکاران (۲۰۰۰) نیز عنوان کردند که پیامد آزادسازی بازار کود شیمیایی در کشورهای مالاوی و بنین مثبت بوده و منجر به افزایش بکارگیری این نهاده شده است. در ایران نیز یافته‌های مطالعه‌ی الیاسیان و حسینی (۱۳۷۵) پیرامون تحلیل آثار حذف یارانه‌ی نهاده‌های کشاورزی نشان داد که در مورد گندم، سودآوری پس از آزادسازی اقتصادی می‌تواند معادل دو برابر پیش از آزادسازی باشد. کریم زادگان و همکاران (۱۳۸۵) نیز نشان دادند که توزیع یارانه‌ی کودشیمیایی در تولید گندم موجب استفاده‌ی بی‌رویه و ناپهینه از آن شده است. در ایران اغلب اثر تغییر یارانه بر تولید مورد بررسی قرار گرفته و حال آن که در اثر تغییر تولید، مصرف کنندگان که گروهی بسیار گسترده‌تر از تولیدکنندگان هستند، تحت تأثیر قرار خواهند گرفت و لازم است بر تأثیر آن روی مصرف کنندگان نیز تمرکز شود. مطالعه‌ی پیرایی و اکبری مقدم (۱۳۸۴) از محدود مطالعات در این زمینه است که به بررسی اثرات رفاهی کاهش یارانه‌های زیربخش زراعت در ایران پرداختند. یافته‌های مطالعه‌ی آن‌ها نشان داد که کاهش یارانه‌ی این زیربخش منجر به زیان رفاهی خانوارهای شهری و روستایی می‌شود. گندم به عنوان محصول استراتژیک و دارای بالاترین سطح زیرکشت در بخش تولید و نان به عنوان غذای اصلی مصرف-کنندگان در بخش مصرف از اهمیت بسیار بالا برخوردار است. با توجه به اهمیت نان در سبد مصرفی خانوارهای ایران، در این مطالعه اثر کاهش و حذف یارانه‌ی کودشیمیایی مورد استفاده در تولید گندم (نان) روی رفاه مصرف‌کنندگان مورد بررسی قرار گرفته است. مهم‌ترین مساعدت این مطالعه بررسی اثر کاهش یارانه‌ی کودشیمیایی در خارج از بخش تولید و بر مصرف کنندگان است.

مبانی نظری و روش پژوهش

با افزایش قیمت کودشیمیایی در اثر کاهش یارانه، قیمت تولید کننده افزایش خواهد یافت. در شرایط بازار رقابتی نقاط واقع بر منحنی هزینه‌ی نهایی (MFC) عامل تولیدی همان عرضه

اثرات رفاهی حذف یارانه‌ی کودشیمیابی بر...

می‌باشد. این نقاط در واقع مقادیر قیمت محصول متناظر در هر سطح از تولید است که شرط بیشینه سازی سود را فرآهم می‌کند. به بیان دیگر خواهیم داشت:

$$WRP_t = MFC \quad (1)$$

همان گونه که در مطالعه‌ی چن و همکاران (۲۰۰۶) نیز اشاره شده است، با افزایش هزینه‌ی عامل‌های تولید، رابطه‌ی بالا به صورت زیر ظاهر خواهد شد:

$$WRP_t = MFC + F \quad (2)$$

که در آن F را می‌توان معادل افزایش هزینه‌ی نهایی تولید در اثر کاهش یارانه‌ی کودشیمیابی یا افزایش قیمت کودشیمیابی دانست. به بیان دیگر، افزایش قیمت کودشیمیابی منجر به انتقال منحنی هزینه‌ی نهایی به سمت بالا می‌شود. حال اگر تولیدکنندگان در مقابل افزایش قیمت کودشیمیابی حساسیتی نداشته باشند، هزینه‌ی نهایی تولید پس از تغییر قیمت کودشیمیابی به صورت نسبتی مشخص نسبت به هزینه‌ی نهایی قبل تغییر خواهد کرد، اما اگر واکنش آن‌ها در مقابل تغییر قیمت کودشیمیابی به صورت کاهش تقاضا در مقابل افزایش قیمت کودشیمیابی باشد، آنگاه در هر سطح از افزایش قیمت کودشیمیابی، تغییر هزینه‌ی نهایی برآیند دو عامل کاهش مقدار تقاضای کودشیمیابی و افزایش قیمت آن خواهد بود. در این بررسی بر اساس روش ارایه شده در ابتدای این بخش در خصوص چگونگی واکنش به افزایش قیمت کودشیمیابی برداشت لازم انجام شده است.

با توجه به مبانی نظری یاد شده، الگوی مورد استفاده در تحلیل اثرات رفاهی بازار گندم ارایه شده است. بازار گندم شامل معادله‌های عرضه، تقاضا و واردات گندم در قالب یک سیستم مورد توجه قرار گرفت. البته تقاضا برای نان در نظر گرفته شده است. چنین روشنی در مطالعه‌ی موسوی و صدرالاشرافی (۱۳۸۶) نیز استفاده شده است. نکته‌ی دیگر در مورد این سیستم آن است که محاسبه‌ی همبستگی میان قیمت خرده فروشی نان و قیمت تولیدکننده‌ی گندم نشان داد این همبستگی در سطح بالا (۰/۹۹۵) قرار دارد، لذا در هر دو معادله عرضه‌ی گندم و تقاضای نان از قیمت خرده فروشی نان استفاده شد که این امر امکان تعقیب اثر افزایش قیمت کودشیمیابی بر مصرف و قیمت نان را فرآهم نمود. مجموع معادله‌های مورد استفاده برای بازار گندم بصورت زیر است:

$$\ln WRP_t = \phi_0 + \phi_1 S_t + \phi_2 \ln KP_t \quad (3)$$

$$\ln WD_t = \delta_0 + \delta_1 \ln WRP_t + \delta_2 \ln RRP_t + \theta_3 \ln GDP_t \quad (4)$$

$$\ln M_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(WWP_t / WRP_t) + \gamma_2 \ln GDP_t + \gamma_3 \ln WDP_t \quad (5)$$

در معاله‌های بالا WRP قیمت خرده فروشی نان، WD تقاضای سرانه‌ی نان، RRP قیمت خرده فروشی برنج به عنوان کالای مرتبط با نان، GDP درآمد ناخالص داخلی سرانه، WWP قیمت جهانی گندم، M واردات سرانه و WDP تولید داخلی گندم می‌باشد.

البته، همان گونه که در مطالعه‌ی موسوی و صدرالاشرافی (۱۳۸۶) نیز مورد تأکید قرار گرفته با توجه به دخالت گسترده‌ی دولت، انتظار نمی‌رود میان معادله‌ها رابطه‌ای معنی دار وجود داشته باشد، اما وجود همبستگی بسیار بالا میان قیمت خرده فروشی نان و قیمت تولید کننده‌ی گندم امکان تحلیل اثرگذاری افزایش قیمت کودشیمیابی بر مصرف کنندگان نان را فراهم می‌کند. برای محاسبه‌ی اثرات رفاهی مصرف کنندگان از رابطه‌ی زیر استفاده شد.

$$\Delta CS = \int_{P_0}^{P_1} Q_D(P) dP \quad (6)$$

که در آن ΔCS نشان دهنده‌ی تغییر در مازاد مصرف کنندگان به عنوان معیاری از تغییرات رفاهی، Q_D تقاضای نان، P_0 و P_1 قیمت نان به ترتیب پیش و پس از تغییر قیمت کودشیمیابی است.

در این بررسی داده‌های مورد استفاده مشتمل بر مقادیر سری زمانی متغیرهای یاد شده می‌باشد که از سالنامه‌های آماری کشاورزی وزارت جهاد کشاورزی، پایگاههای اطلاعاتی فائو، مرکز آمار ایران، بانک مرکزی ایران و شرکت خدمات حمایتی گردآوری شد. دوره‌ی مورد مطالعه سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۳ می‌باشد.

نتایج و بحث

در تحلیل آثار رفاهی کاهش یارانه‌ی کودشیمیابی بر مصرف کنندگان نان لازم است میان بازار تولید و مصرف آن ارتباطی ایجاد شود. این امر از راه برآورد توابع عرضه و تقاضا فراهم می‌شود. البته با توجه به این که بخشی از نیاز مازاد بر عرضه‌ی داخلی از راه واردات تأمین می‌شود، لذا تابع واردات نیز مورد توجه قرار گرفت. با توجه به این که متغیرهای مورد استفاده در تحلیل بازار گندم سری زمانی بودند، لذا ابتدا ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت. از میان متغیرهای مورد استفاده تنها متغیر درآمد سرانه در سطح ایستا نبود و پس از یک بار تفاضل گیری، رفتاری ایستا نشان داد.

همان گونه که می‌دانیم، گندم پس از سال‌های ۱۳۶۸ به وسیله‌ی دولت و با قیمت تضمینی خریداری شده است. از سوی دیگر، گندم در واقع به صورت نان به وسیله‌ی مصرف کنندگان استفاده می‌شود که به صورت یارانه‌ای و از سوی دولت توزیع می‌شود. عموماً دولت نیاز مازاد کشور

را از راه واردات تأمین می‌کند، بنابراین ملاحظه می‌شود که در هر سه معادله‌ی عرضه، تقاضا و واردات دخالت دولت به گونه‌ی گسترده وجود دارد و این امر گستره تأثیرگذاری متغیرهای اقتصادی را محدود می‌کند. دخالت گسترده‌ی دولت می‌تواند به معنی نبود انتقال علایم میان بازارها باشد و به روشنی به معنی برآورد معادله‌ها به گونه‌ی مجزاست. در مطالعه‌ای نیز پیرایه (۱۳۸۳)، در برآورد تقاضای واردات شکر ضمن اشاره به دخالت دولت در واردات، در برآورد تقاضای واردات آن را به صورت ناهمzman برآورد نمود. همچنین نوری و یزدانی (۱۳۷۹)، با توجه به انحصار واردات برنج، تقاضای واردات آن را به صورت ناهمzman برآورد نمودند. با این حال، با توجه به دلایلی همانند این که ممکن است دولت در پی تحمل هزینه‌ی بالا در بازار تولید به دنبال آن باشد تا هزینه‌های خود را در بازار مصرف از راه افزایش قیمت پرداختی مصرف‌کنندگان کاهش دهد، درون زایی متغیرهای قیمت در معادله‌ی عرضه می‌گندم و قیمت در معادله‌ی تقاضای نان مورد آزمون قرار گرفت. با توجه به این که در پی آن بودیم تا اثر افزایش قیمت کودشیمیابی را از سطح مزرعه تا مصرف‌کنندگان گندم تعقیب نماییم و همچنین با عنایت به همبستگی بالای میان دو قیمت یاد شده، لذا در تابع عرضه نیز به جای قیمت تولیدکننده از قیمت خرده فروشی نان استفاده شد. به این ترتیب که تابع عرضه‌ی معکوس گندم مورد استفاده قرار گرفت و طی آن قیمت خرده فروشی نان تابعی از مقدار عرضه می‌گندم و شاخص قیمت نهاده در نظر گرفته شد. وجود شاخص قیمت نهاده امکان تعقیب اثر افزایش قیمت نهاده بر قیمت خرده فروشی را به گونه‌ی مستقیم فراهم می‌کند. گفتنی است که شاخص قیمت نهاده نیز قیمت سرمایه است.

معادله‌ی دیگر نیز همان گونه که عنوان شد، معادله‌ی واردات بود که در نظر گرفتن واردات تعادل در بازار گندم را موجب می‌شود. پس از تدوین شکل الگو مهم ترین گام، بررسی همزمانی معادله‌ها بمنظور انتخاب استراتژی تخمین است که با آزمون بروون زایی متغیر قیمت خرده فروشی نان در معادله‌ی تقاضای نان صورت گرفت. با استفاده از آزمون همزمانی هاسمن احتمال همزمانی تابع تقاضای گندم بررسی شد. یافته‌های بدست آمده از انجام آزمون همزمانی حاکی از آن بود که معادله‌ی تقاضای نان با سایر معادله‌ها دچار همزمانی نمی‌باشد. به بیان دیگر، متغیر قیمت خرده فروشی نان یک متغیر بروون زاست. از این رو معادله‌های عرضه و تقاضای گندم (نان) به گونه‌ی انفرادی برآورد گردید.

همبستگی میان دو سری قیمت خرده فروشی نان و قیمت تولیدکننده‌ی گندم ۰/۹۹۵ بدست آمد و از این رو از قیمت خرده فروشی نان در تابع عرضه نیز استفاده شد تا از این راه امکان تحلیل اثر افزایش قیمت نهاده‌ی کودشیمیابی فرآهم شود. توضیحات بیشتر در مورد چگونگی تعقیب اثر افزایش قیمت نهاده‌ی کودشیمیابی در ادامه آمده است.

در بخش بعد، نتایج بدست آمده از برآورد معادله‌های تقاضای نان و عرضه گندم ارایه شده است. گفتنی است که گندم مصرفی سرانه به عنوان تقاضای سرانه‌ی نان در نظر گرفته شده است. در تابع تقاضای گندم متغیرهای درآمد سرانه یا تولید ناخالص سرانه و قیمت خرده‌فروشی برنج به عنوان کالای جانشین اثربوی دار نشان دادند (جدول ۱)، اما متغیر قیمت خرده فروشی نان اثربوی معنی دار بر مقدار تقاضای نان از خود نشان نداده است. ممکن است علت این امر قیمت بسیار پایین آن و لذا سهم اندک نان در ترکیب هزینه‌های خانوارها باشد. در مورد علامت ضرایب نیز در خصوص برنج نتیجه‌ی جالی مشاهده می‌شود. به این ترتیب که بر اساس علامت ضرایب، رابطه‌ی میان نان و برنج به صورت مکمل بدست آمده است. نمونه‌ای از رابطه‌ی مکملی در مطالعه‌ی فرج زاده و نجفی (۱۳۸۳) نیز مشاهده می‌شود. البته این رابطه بسیار کم اهمیت دیده می‌شود. به گونه‌ای که با افزایش قیمت برنج به میزان ۱۰ درصد انتظار می‌رود مصرف نان تنها ۰/۲ درصد کاهش یابد. به بیان دیگر مصرف نان نسبت به تغییرات قیمت برنج حساسیتی چندان نشان نمی‌دهد و قیمت خرده فروشی نان نیز دارای علامت منفی و مورد انتظار است. ضرایب این متغیر نیز افرون بر اهمیت آماری بسیار پایین، دارای مقدار مطلق اندکی است که با توجه به اهمیت مصرف نان در الگوی خانوارهای ایران مبتنی بر انتظار است.

تصریح تقاضای نان می‌تواند بیش از ۹۷ درصد از تغییرات در مصرف نان را در دوره‌ی منتخب تعقیب کند و آمارهای تشخیص نیز حاکی از بهینه بودن این تصریح است (جدول ۱). به گونه‌ای که در آن توزیع جملات اخلال نرمال بوده و خود همبستگی آن‌ها نیز دارای اهمیت نمی‌باشد. به این ترتیب می‌توان گفت افزایش قیمت نان اثربوی بر مصرف آن نخواهد داشت و افزایش قیمت خرده فروشی نان بیش از هر تغییر دیگری موجب افزایش مخارج خانوارها خواهد شد. به این ترتیب در پی بررسی اثر افزایش قیمت نان در اثر افزایش هزینه‌های تولید، تنها می‌توان افزایش مخارج ناشی از مصرف سطح کنونی در قیمت‌های بالاتر را مورد توجه قرار داد.

در جدول ۲ نیز یافته‌های بدست آمده از برآود تابع عرضه‌ی گندم ارایه شده است. مهم ترین تفاوت این معادله با برخی از مطالعات رایج استفاده از شاخص قیمت نهاده است. در برخی مطالعات مانند فان و همکاران (۱۹۹۴) و جنونگ و همکاران (۲۰۰۳) از قیمت نهاده نیز استفاده شده است. استفاده از قیمت نهاده یا شاخص قیمت نهاده امکان تعقیب اثر افزایش قیمت کودشیمیابی بر مصرف را فرآهنم نمود. در این تصریح قیمت سرمایه به عنوان نماینده‌ی قیمت نهاده‌های مورد استفاده بکار گرفته شد.

بر اساس نتایج جدول ۲ رابطه‌ی میان قیمت و مقدار عرضه مثبت است که تأیید کننده‌ی تئوری عرضه می‌باشد. علامت متغیر مقدار عرضه نیز دارای اهمیت آماری شایان توجهی است. با

افزایش قیمت تولیدکننده به میزان ۱۰ درصد که البته در اینجا قیمت خرده فروشی نان به عنوان جانشین آن استفاده شده است، انتظار می‌رود میزان عرضه بیش از ۱/۳ درصد افزایش یابد. البته با توجه به محدودیت منابع تولیدی و بیوژه آب، این واکنش پایین می‌تواند مبتنی بر انتظار باشد. اثر افزایش قیمت نهاده نیز به گونه‌ای معنی دار منجر به افزایش قیمت تولیدکننده خواهد شد. بر اساس ضریب متغیر قیمت نهاده، با افزایش قیمت نهاده‌ها به میزان ۱۰ درصد انتظار می‌رود قیمت تولیدکننده حدود ۱/۵ درصد افزایش یابد. این افزایش قیمت را می‌توان معادل انتقال تابع عرضه یا انتقال منحنی هزینه‌ی نهاده بهره برداران تلقی نمود. به بیان دیگر، با افزایش قیمت نهاده‌ها و از جمله کودشیمیابی تابع هزینه‌ی نهاده به بالا منتقل شده و موجب افزایش قیمت پرداختی مصرف کنندگان نیز خواهد شد.

تصریح بدست آمده می‌تواند بیش از ۹۳ درصد از تغییرات در عرضه‌ی گندم را توضیح دهد و مجموع تصریح نیز به استناد آماره‌ی F در سطحی بالا از اهمیت آماری برخوردار است. نبود خود همبستگی جمله‌های اخلاق را نیز می‌توان در سطح معنی داری ۱۰ درصد و بیش تر پذیرفت. همچنین توزیع جمله‌های اخلاق نرمال است. افزون بر این انجام آزمون ریست رمزی حاکی از نبود تورش تصریح ناشی از حذف متغیر مهم در الگو بود.

در جدول ۳ نیز اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت نان در میان مصرف کنندگان ارایه شده است. با توجه به این که تقاضای نان نسبت به تغییر قیمت آن بی‌کشش است، لذا تمام افزایش در قیمت، در قالب افزایش مخارج مصرف کنندگان و کاهش رفاه یا مازاد آن‌ها بروز می‌کند. انتظار می‌رود حذف کامل یارانه‌ی کودشیمیابی منجر به افزایش قیمت خرده فروشی به میزان ۶/۷ درصد شود. این مورد منجر به افزایش قیمت خرده فروشی نان از ۱۰۲۰ ریال در سال ۱۳۸۶ به حدود ۱۰۸۸/۵ ریال خواهد شد. میزان کاهش در مازاد مصرف کنندگان بیش از ۶۶۱ میلیارد ریال خواهد بود. اگر سهم یارانه‌ی کودشیمیابی از هزینه‌های آن به میزان ۱۵ درصد کاهش یابد، اثرات رفاهی به مراتب کمتر خواهد بود. به گونه‌ای که تنها ۷/۲۰ درصد افزایش در قیمت خرده روشی نان روی خواهد داد و نزدیک به ۷/۴ ریال افزایش در قیمت نان را در پی خواهد داشت. کل مازاد مصرف کننده نیز به میزان حدود ۷۱/۴ میلیارد ریال کاهش خواهد یافت، اما از سوی دیگر، با حذف یارانه‌ی کودشیمیابی مورد استفاده در تولید گندم، مخارج دولت نیز به گونه‌ای محسوس کاهش خواهد یافت و روی هم رفت، اثر کاهش یارانه‌ی کودشیمیابی بر جامعه مثبت خواهد بود. به بیان دیگر، در راستای حمایت از گروههای آسیب‌پذیر امکانی نوین برای دولت ایجاد خواهد شد. در صورت حذف کامل یارانه‌ی کودشیمیابی انتظار می‌رود جامعه در مجموع بیش از ۳۲۶۵ میلیارد ریال سودمند شود. گفتنی است که در سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ نیز میانگین افزایش

قیمت خرده فروشی نان در سطح ۶-۸ درصد بوده است که از حذف یارانه‌ی کودشیمیایی نیز افزایشی در همین سطح مورد انتظار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هر چند که رهایی از بار مالی بالای یارانه‌ها و تلاش در راستای دستیابی به اقتصاد مبتنی بر نیروهای بازار امری گریز ناپذیر و مطلوب بنظر می‌رسد، اما اولویت کالاهای نیز دارای اهمیت فراوان است. یارانه‌ی کودشیمیایی صرف نظر از اهمیتی که برای تولیدکنندگان دارد، به دلیل استفاده از کودشیمیایی در تولید کالاهای مهم همانند گندم (نان) در میان مصرفکنندگان نیز اهمیت دارد. نان به عنوان غذای اصلی خانوارها از اهمیتی بالا برخوردار بوده و کشش پایین تقاضای نان نسبت به تغییرات قیمت بیانگر این موضوع است. در مقابل، عرضه‌ی گندم نسبت به قیمت نهاده‌ها حساس بوده و مشخص شد که افزایش هزینه‌ی تولید در اثر کاهش یارانه‌ی کودشیمیایی منجر به کاهش عرضه‌ی گندم می‌شود. به بیان دیگر، شرایط بازار گندم یا نان مستعد افزایش قیمت در سطح خرده فروشی و همچنین افزایش مخارج خانوارهاست. افزایش مخارج خانوارها سبب سقوط تعدادی از خانوارها به زیر خط فقر و تأثیر منفی بر امنیت غذایی جامعه می‌شود. از سوی دیگر، نتایج نشان داد که با حذف یارانه‌ی کودشیمیایی در مخارج دولت صرفه‌جویی قابل ملاحظه‌ای ایجاد می‌شود که این امر امکان حمایت از گروههای آسیب‌پذیر را فرآهم می‌سازد. به این ترتیب با توجه به اهمیت نان در سبد مصرفی خانوارها پیشنهاد می‌شود پیامدهای نابهینه‌ی افزایش قیمت کودشیمیایی مورد توجه قرار گرفته و یارانه به گونه‌ای هدفمند به خانوارهای آسیب‌پذیر پرداخت شود. افزون بر این با توجه به اثرات نامطلوب کاهش یارانه‌ی کودشیمیایی بر مصرفکنندگان لازم است کاهش یارانه‌ی کودشیمیایی بصورت تدریجی صورت گیرد.

منابع

- ۱- بانک مرکزی ایران، پایگاه اطلاع‌رسانی. <http://www.cbi.org>
- ۲- پیرایه، م. ۱۳۸۳. بررسی آثار جهانی شدن بر تقاضای واردات شکر ایران. فصلنامه‌ی پژوهش‌های سیاست‌های اقتصادی. شماره‌ی ۳۲. وزارت امور اقتصادی و دارایی ۴۷-۷۴.
- ۳- پیرایه، 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 شبیه سازی تعادل عمومی محاسباتی و ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۷۵). پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۷(۲۲): ۱-۳۰.
- ۴- شرکت خدمات حمایتی. ۱۳۸۶. <http://www.assc.ir>
- ۵- فرجزاده، ز و ب. نجفی. ۱۳۸۳. رفتار مصرف کنندگان شهری و روستایی ایران: مطالعه‌ی موردی کالاهای اساسی مشمول یارانه. فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال دوازدهم. ۱۰۳-۱۳۶: ۴۷.
- ۶- کریمزادگان، ح، گیلانپور، ا و س. ا. میرحسینی. ۱۳۸۵. اثر یارانه‌ی کودشیمیابی بر مصرف غیربهینه آن در تولید گندم. فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، (۵۵): ۱۲۱-۱۳۳.
- ۷- کهنصال، م. ر. ۱۳۷۲. بررسی اثرات اقتصادی حذف سوبسید کود شیمیابی در استان فارس. پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه شیراز.
- ۸- موسوی، س. ن و م. صدرالاشرافی. ۱۳۸۶. آثار جهانی شدن بر عرضه، تقاضا و واردات گندم در ایران: اقتصاد و کشاورزی. ۱(۱): ۱۰۱-۱۱۴.
- ۹- نجفی، ب. ۱۳۷۳. ساختار نظام کشاورزی، بررسی وضع موجود و شرایط آزادسازی. مجله‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه. (۸): ۵۹-۹۱.
- ۱۰- نوری، ک. و س. بزدانی. (۱۳۷۹). جهانی شدن اقتصاد و اثرات آن بر بخش کشاورزی ایران (مطالعه‌ی موردی برنج و خرما). مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه فردوسی مشهد.
- ۱۱- وزارت جهادکشاورزی. <http://www.maj.ir>
- ۱۲- الیاسیان، م. و م. ع. حسینی. ۱۳۷۵. آثار آزادسازی در کاربرد نهاده‌های تولید کشاورزی. مجله‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه. (۱۵): ۵۲-۱۳۱.
- 13- Ahmed, R., 1995. Liberalization of agricultural input markets in Bangladesh: Process, impact and lessons. Agricultural Economics, 12: 115-128.
- 14- Chen, Y. H., Lee, W. C., Chen, C. C., Chen, Y. H. Liao, I. C. 2006. Impact of externality on the optimal production of eel (*Anguilla japonica*) aquaculture in Taiwan. Aquaculture, 257: 18-29.
- 15- Fan, S., Wails, E. and G. Cramer. 1994. Impact of elimination of government interventions on China's rice sector. Agricultural Economics, 11:71-81.
- 16- Food and Agriculture Organization. 2007, Statistical Database, <http://www.fao.org>.

- 17- Goletti, F. and K, Govindan. 1995. Methods for agricultural input market reform research: A toolkit of techniques. MSSD DISCUSSION PAPER NO. 6. Washington, D.C.
- 18- Grepperud, S., H, Wiig., and F, R. Aune., 1999. Maize trade liberalization: Fertilizer subsidies in Tanzania. Discussion Paper No. 249. Statistics Norway Research Department.
- 19- Jebuni, C. D., and W, Seini, 1992. Agricultural input policies under structural adjustment: their distributional implications. Working Paper No. 31.
- 20- Jeong, K. S., Garcia, P. and Bullock, D. S. 2003. A statistical method of multi-market welfare analysis applied to Japanese beef policy liberalization, Journal of Policy Modeling, 25:237-256.
- 21- Minot, N., Kherallah. M., and P, Berry, 2000. Fertilizer market reform and the determinants of fertilizer use in Benin and Malawi. MSSD Discussion Paper No. 40.
- 22- Mudahar, M. S., 1978. Needed information and economic analysis for fertilizer policy formulation. Indian Jurnal of Agricultural Economics, 33: 40-67.
- 23- Omamo, S. W., and L. O. Mose., 1999. Fertilizer trade under market liberalization: Preliminary evidence from Kenya. Michigan State University.
- 24- Ready, V. R., and R. S. Deshpande., 1992. Input subsidies: whither the direction of policy changes. Indian Jurnal of Agricultural Economics, 47(3): 349-356.
- 25- Subramaniyan, G., and V, Nirmala., 1991. A macro analysis of fertilizer demand in India. Indian Journal of Agricultural Economics, 46: 12-19.

پیوست ها

جدول ۱- نتایج بدست آمده از برآورد تابع تقاضای (سرانه) نان

t آماره‌ی	انحراف معیار	ضریب	متغیر	
۲۶/۴۸	۰/۲۱	۵/۶۷	عرض از مبدأ	
۲۹/۰۷	۰/۰۰۴	۰/۱۲***	تولید ناخالص داخلی سرانه (تفاضل مرتبه‌ی نخست)	
-۰/۴۷	۰/۰۲	-۰/۰۱	قیمت خرده فروشی نان	
-۲/۲۰	۰/۰۱	-۰/۰۲**	قیمت خرده فروشی برنج	
۱۶/۳۱	۰/۰۶	۰/۹۲***	AR(1)	
۵۳/۳۲	۰/۰۲	۰/۹۸***	MA(1)	
F	R ²	LM	جارکو-برا	آماره‌ها
۲۴۸/۰۱***	۰/۹۷۷	۰/۵۸(۰/۵۷)	۰/۲۷(۰/۸۷)	

*، ** و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱، ۵ و ۱ درصد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج بدست آمده از برآورد تابع عرضه‌ی معکوس گندم

t آماره‌ی	انحراف معیار	ضریب	متغیر	
-۵/۱۱	۰/۵۸	-۲/۹۵	عرض از مبدأ	
۲/۸۵	۰/۰۵	۰/۱۵***	قیمت سرمایه	
۳/۳۸	۰/۰۴	۰/۱۳***	مقدار عرضه	
۴۶/۳۸	۰/۰۲	۰/۹۳***	قیمت تولیدکننده با یک وقفه	
۷/۱۳	۰/۰۳	۰/۱۸***	MA(1)	
۴۰/۸۹	۰/۰۲	۰/۹۶***	MA(2)	
F	R ²	LM	جارکو-برا	آماره‌ها
۵۲۰/۶۵۲***	۰/۹۹۸	۱/۰۳(۰/۳۸)	۲/۹۰(۰/۲۴)	

*، ** و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱، ۵ و ۱ درصد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳ - اثرات رفاهی کاهش قیمت کودشیمیابی در میان مصرف کنندگان گندم (نان)

حالت‌های گوناگون کاهش یارانه‌ی کودشیمیابی				
۷۰ حذف (کامل)	۵۰	۳۰	۱۵	میزان کاهش یارانه‌ی کودشیمیابی (درصد)
۶/۷۲	۳/۹۹	۱/۸۷	۰/۷۲	میزان افزایش قیمت خرده فروشی نان (درصد)
۶۸/۵	۴۰/۷	۱۹/۱	۷/۴	میزان افزایش قیمت خرده فروشی نان (ریال)
۱۰۸۸/۵	۱۰۶۰/۷	۱۰۳۹/۱	۱۰۲۷/۴	قیمت خرده فروشی پس از کاهش یارانه‌ی کودشیمیابی (ریال-قیمت‌های سال ۱۳۸۶)
-	-	-	-	میزان کاهش مصرف نان پس از کاهش یارانه‌ی کودشیمیابی(درصد)
-۶۶۱/۸	-۳۹۳/۳	-۱۸۴/۳	-۷۱/۴	تغییرات مازاد مصرف کنندگان (میلیارد ریال)
۳۹۲۷/۶	۲۸۰۵/۴	۱۶۸۳/۲	۸۴۱/۶	تغییرات مخارج دولت
۳۲۶۵/۸	۲۴۱۲/۱	۱۴۹۸/۹	۷۷۰/۲	رفاه کل

Archive of SID