ارزیابی آثار رفاهی ناشی از پیشرفت تکنولوژی تولید ذرت در ایران

مجید احمدیان
استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

محمدرضا اسلامی
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات یزد

علی‌اکبر باغستانی*
دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران

چکیده
همواره دولت‌ها در طی زمان به‌منظور حمایت از تولیدکنندگان یا مصرف‌کنندگان ابزارهای سیاستی متنوعی را به‌کار گرفته‌اند. این ابزارها را به‌طورکلی می‌توان به دو دسته کلی ابزارهای حمایت از تولیدکننده و حمایت از مصرف‌کننده تقسیم کرد. از جمله ابزارهای دولت جهت حمایت از تولید، فراهم آوردن شرایط بهبود تکنولوژی می‌باشد. در این مطالعه با به‌کارگیری آمار سری زمانی سال‌های ۸۶-۱۳۴۰، ابتدا معادلات عرضه و تقاضای محصول ذرت، با در نظر گرفتن پدیده همبستگی همزمان، برازش و سپس اثرات بهبود تکنولوژی بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، و در نهایت رفاه اجتماعی در قالب سه سناریوی ۲، ۵ و ۱۰ درصد کاهش قیمت، ناشی از بهبود تکنولوژی بررسی گردید. بر اساس نتایج به‌دست آمده کشش قیمتی تقاضا ۰/۴۳- و کشش قیمتی عرضه ۰/۲۴ می‌باشد. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که در تمامی سناریوها سهم مازاد رفاه تولیدکننده از کل مازاد رفاه اجتماعی بیش از ۶۵ درصد بوده است.

واژه‌های کلیدی: رشد تکنولوژی، اجزای رفاه اجتماعی، آزمون همبستگی همزمان، عرضه و تقاضای ذرت.

* نویسنده مسوول مکاتبات، a.baghestany@srbiau.ac.ir

مقدمه

اشتیاق برای بهتر زیستن و حرکت به سوی فردای روشن و داشتن سرزمینی سرشار از رفاه و برکت، از جمله آرمان‌های هر ملت است (یاوری، ۱۳۸۰). در این میان تولیدات بخش کشاورزی به‌واسطه توانایی در تامین نیازهای غذایی، افزایش رشد اقتصادی و بهبود اشتغال، همواره در کانون توجه سیاست‌گذاران قرار داشته است. وجود عوامل متعدد، ریسک فنی ناشی از تغییرات شرایط جوی و همچنین وجود ریسک در بازار محصولات کشاورزی از جمله نوسانات شدید قیمت، رکود و کاهش تقاضا، حمایت از تولیدکنندگان کشاورزی را اجتناب‌ناپذیر ساخته است. از این رو همواره دولت‌ها تلاش کردند تا از طریق به‌کارگیری ابزارهای سیاستی مختلف نظیر یارانه‌های نهاده‌ای، افزایش تعرفه وارداتی و گمرکی، قیمت‌های حمایتی، ضمن حمایت از تولیدکنندگان، رفاه جامعه را نیز ارتقاء دهند. برخی مطالعات نشان می‌دهد که به‌رغم تاکید سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران اقتصادی و همچنین دولت‌ها به حمایت موثر و جدی از کشاورزان، عملاً در برخی از موارد، این گونه حمایت‌ها نه تنها موثر واقع نشده، بلکه به ابزاری جهت کاهش انگیزه برای تولید بیشتر تبدیل شده است (مریدی، ۱۳۷۲؛ نجفی، ۱۳۷۹؛ Kruger *et al.,* 1988؛ Gunawardana & Oczkowskik, 1992).

سیاست‌های حمایتی از بخش کشاورزی در ایران را می‌توان به دو دسته سیاست‌های حمایت از تولیدکننده و سیاست‌های حمایت از مصرف‌کننده تقسیم‌بندی کرد. در همین راستا برخی نهاده‌های کشاورزی از کمک‌های بلاعوض یارانه‌ای برخوردار هستند و از سویی دیگر، با تعیین قیمت‌های تضمینی که همان قیمت کف می‌باشد، سعی گردیده است قیمت محصولات به نفع مصرف‌کنندگان تعیین گردد. از دیگر سیاست‌های حمایتی دولت در بخش کشاورزی که موجب افزایش تولید شده است و منحنی عرضه را به سمت راست انتقال می‌دهد، پرداخت یارانه‌های نهاده‌ای است. این ابزار به‌طور محدود در ایران در قالب تامین کود و سم یارانه‌ای انجام می‌گیرد. از دیگر ابزار دولت جهت حمایت از تولید کشاورزی داخل در مقابل واردات محصولات کشاورزی، افزایش تعرفه وارداتی و گمرکی است. این افزایش تعرفه، واردات کشاورزی را کاهش داده و در نتیجه امکان تاثیرگذاری کالای وارداتی بر عرضه داخلی را کاهش می‌دهد. توسعه تکنولوژی و بهبود روش تولید ضمن افزایش بهره‌وری عوامل تولید و کاهش ضایعات، سبب انتقال منحنی عرضه به سمت راست شده و در شرایط ثبات تقاضا، قیمت تعادلی را کاهش و تولید را افزایش می‌دهد. انتقال منحنی عرضه به سمت راست موجب تغییر مکان نقطه تعادلی در بازار محصولات کشاورزی شده و در نتیجه رفاه اجتماعی را که معادل با مازاد خالص اجتماعی است، تغییر خواهد داد. این تغییر ناشی از تغییر در مازاد رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده می‌باشد (حسینی‌پور و احمدیان، ۱۳۸۷).

در خصوص ابزارهای حمایتی دولت از بخش‌های کشاورزی در ایران و جهان، مطالعات بسیاری انجام شده است. لین در سال ۱۹۹۷، با استفاده از مدل خود-توضیح با وقفه توزیع‌شده چند دوره‌ای، واکنش عرضه را در مورد محصول گندم برای دوره زمانی ۸۰-۱۹۷۵ در منطقه کانزاس بررسی می‌کند. نتایج حاصل

از تخمین مدل، نشان می‌دهد که ضریب متغیر نرخ حمایت موثر، با علامت مثبت در مدل معنی‌دار بوده و با میزان عرضه محصول گندم رابطه مستقیم داشته است (Lin, 1997). تولی و همکاران در سال ۱۹۸۲، به ارزیابی سیاست قیمت‌گذاری در مورد محصول برنج در کره پرداخته‌اند. در این مطالعه پس از برازش توابع عرضه و تقاضا در سر مزرعه، قیمت تعادلی در شرایط عرضه و تقاضای عادی و نبود تجارت کالا که به قیمت خودکفایی موسوم است، به‌دست آمد و در نهایت نتیجه‌گیری شد که در صورت مداخله دولت از ۱۰۰ درصد هزینه دولت، ۶۰ درصد به‌عنوان مازاد تولیدکننده، ۲۰ درصد به‌عنوان مازاد مصرف‌کننده و ۲۰ درصد به‌عنوان هزینه دخالت دولت در بازار بوده است. در نهایت رفاه اجتماعی حاصل از این سیاست ۸۰ درصد هزینه دولت را تشکیل داده است (Toll *et al*., 1982). دارتمن و همکاران در سال ۱۹۸۷، هزینه اجتماعی ناشی از سیاست قیمت شکر را در آفریقای جنوبی محاسبه کردند (Dartman *et al*., 1987).

کروگر و همکاران در سال ۱۹۸۸، انگیزه‌های اقتصادی تولید را در کشورهای در حال توسعه مورد مطالعه قرار داده و به این نتیجه رسیدند که تولیدکنندگان کشاورزی نه از طریق سیاست‌های تک بخشی، بلکه از طریق سیاست‌های تجاری و کلان اقتصادی به شدت لطمه خورده‌اند (Kruger *et al*., 1988). فاگلی در سال ۱۹۹۰، اثر تکنولوژی ذخیره‌سازی سیب‌زمینی در تانزانیا را بر منافع رفاهی تولیدکنندگان و کاهش خسارت ذخیره‌سازی برای مصرف‌کنندگان برآورد کرده است (Fuglie, 1990). گاناواردانا و اوچاوسکی در سال ۱۹۹۲، اثر چهار سیاست قیمت‌گذاری، آبیاری، اعتبارات قانونی و فروش‌های قراردادی برنج را بر واکنش عرضه کل در بخش برنج سریلانکا در سال‌های ۸۷-۱۹۵۲ بررسی نمودند. نتایج این بررسی نشان داده است، به رغم آن‌که سیاست‌های قیمت‌گذاری، برنامه‌های آبیاری و اعتبارات قانونی به‌عنوان محرک‌هایی در جهت بسط و گسترش تولید برنج عمل می‌نمایند، فروش‌های قراردادی برنج باعث عدم انگیزه در کشاورزان شده است (Gunawardana & Oczkowskik, 1992). لیانوس و ریزوپودو در سال ۱۹۸۹، نقش سیاست کشاورزی بر مقدار رفاه اجتماعی در مورد تولید پنبه در یونان را محاسبه کردند (Lianos & Rizopudo, 1989). لاررجین و همکاران در سال ۲۰۰۱، خسارت و زیان ناشی از قدرت بازاری را در تولید محصولات کشاورزی مورد ارزیابی قرار دادند (Larergne *et al*., 2001). مریدی در سال ۱۳۷۲، در مطالعه‌ای با عنوان «سیاست قیمت‌گذاری ابزار توسعه»، نگاهی به تجربه ایران در خصوص قیمت‌گذاری انداخته است. در این مطالعه آمده است که به دلیل درآمد ارزی حاصل از صدور نفت، بخش کشاورزی از نقش محوری خود فاصله گرفته است. اگر چه هر ساله دولت از لحاظ اقتصادی هزینه‌ای را متحمل می‌شود، ولی به دلیل تناقض آشکار بین سیاست قیمت‌گذاری با سایر سیاست‌ها نظیر پرداخت یارانه، سیاست پولی، سیاست تجاری و سیاست‌های مقابله با تورم، نتایج مطلوب حاصل نشده است و در نهایت هماهنگی سیاست‌ها در راستای عملیاتی شدن مکانیسم بازار پیشنهاد شده است (مریدی، ۱۳۷۲). پیرایی در سال ۱۳۷۴، به بررسی اثرات سیاست‌های قیمتی به‌منظور دستیابی به افزایش مقدار معین محصول از طریق تحلیل هزینه‌ها پرداخته است و سعی در ارایه معیاری جهت انتخاب سیاست، یا ترکیب مناسب سیاست‌ها نموده

است. نتایج نشان داده است که هزینه دولت و هزینه اجتماعی هر سیاست حمایتی زیاد می‌باشد. اما در این میان هزینه اجتماعی کمتر از هزینه‌های دولت افزایش داشته است. همچنین، هزینه‌ها به وسعت عمل هر سیاست نیز بستگی دارد (پیرایی، ۱۳۷۴).

گیلان‌پور در سال ۱۳۷۴، با استفاده از یک الگوی تعادل جزیی، اثر آزادسازی بازار برنج ایران را مورد مطالعه قرار داده و آثار رفاهی ناشی از آن را محاسبه نموده است. بر اساس نتایج این مطالعه، سیاست آزادسازی از طریق کاهش مازاد تولیدکنندگان و افزایش مازاد مصرف‌کنندگان موجب افزایش رفاه اجتماعی می‌گردد (گیلان‌پور، ۱۳۷۴). زارع در سال ۱۳۷۵، نرخ حمایت اسمی کل مستقیم و غیرمستقیم محصول گندم را در دوره ۷۳-۱۳۶۱ محاسبه نموده است. نتایج نشان داده است که اگرچه نرخ حمایت اسمی مستقیم از گندم، در دوره مطالعه همواره مثبت بوده است، اما نرخ حمایت اسمی غیرمستقیم در این دوره منفی و بین ۰/۵- تا ۰/۲۸- نوسان داشته است. همچنین نرخ حمایت کل در دوره مورد بررسی، مثبت بوده است. به عبارتی قیمت گندم از جهت تولیدکنندگان مورد حمایت بوده است. اگرچه در سال ۱۳۷۳ به سبب تغییر نرخ ارز، نرخ کلی حمایت منفی و به معنای اعمال مالیات بر تولیدکنندگان بوده است (زارع، ۱۳۷۵).

نجفی در سال ۱۳۷۹، به ارزیابی سیاست‌های حمایتی دولت و اثرات آن بر رشد محصولات کشاورزی پرداخته است. محصولات گندم، برنج، چغندرقند و پنبه از محصولات مورد بررسی این مطالعه بودند. در مورد برنج، مطالعه نتایج نشان داده است که سیاست‌های دولت در ارتباط با بازرگانی خارجی، ایجاد ثبات نسبی قیمت‌ها و قیمت تضمینی موفق نبوده است. در مورد گندم نیز نوسانات سیاستی زیادی مشاهده شده است. به طوری که نرخ حمایت اسمی در دوره مورد مطالعه منفی بوده است که حاکی از عدم حمایت از محصول گندم می‌باشد. در خصوص پنبه و چغندرقند نیز عدم ثبات سیاستی و نوسانات قابل ملاحظه‌ای مشاهده شده است (نجفی، ۱۳۷۹). یاوری در سال ۱۳۸۰، نیز به بررسی آثار رفاهی سیاست قیمت‌گذاری گندم طی سال‌های ۷۷-۱۳۵۰ پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داده است که در سال ۱۳۷۷، قیمت تضمینی تعیین شده از طرف دولت ۲۶ درصد پایین‌تر از قیمت تعادلی بازار بوده، که منجر به زیانی معادل ۱۹۳۰ میلیارد ریال برای تولیدکنندگان گندم و منافعی معادل ۸۳۰۰ برای مصرف‌کنندگان در پی داشته است. مبلغ ۱۳۶ میلیارد ریال نیز هزینه اضافی تحمیل شده به دولت به‌دلیل دخالت در بازار گندم بوده است (یاوری، ۱۳۸۰). احمدیان در سال ۱۳۸۴، ضمن طراحی الگویی نظری به‌منظور بررسی هزینه حمایت دولت، اثر قیمت تضمینی گندم را بر اجزای هزینه رفاهی دولت در ایران بررسی کرده است (احمدیان، ۱۳۸۴).

حسینی‌پور و احمدیان در سال ۱۳۸۷، به بررسی اثرات رفاهی رشد سطح تکنولوژی تولید پنبه در ایران پرداخته‌اند. این مطالعه با استفاده از مدل خود-رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، توابع عرضه و تقاضای پنبه در ایران را برآورد، و کشش قیمتی عرضه و تقاضای پنبه را به‌ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۲۹- به دست آورده است. نتایج نشان داده است که نسبت مازاد تولیدکنندگان به مازاد مصرف‌کنندگان در حدود ۲ برابر می‌باشد (حسینی‌پور و احمدیان، ۱۳۸۷).

در این مطالعه همگام با سایر مطالعات انجام گرفته در خصوص ابزارهای حمایت و اثرات رفاهی آن در داخل و خارج کشور، تاثیر بهبود تکنولوژی ذرت بر رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان و در نهایت بر رفاه جامعه در قالب سناریوهای مختلف مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

روش پژوهش

روش این مطالعه تعیین اجزای مازاد خالص اجتماعی بوده که از انتقال منحنی عرضه به سمت راست در اثر بهبود تکنولوژی تولید اتفاق می‌افتد. داده‌های مورد نیاز از پایگاه داده‌های آماری فائو برداشت شده است. معادله عرضه و تقاضای ذرت به‌صورت لگاریتمی خطی برازش شده‌اند. با توجه به این‌که در برآورد سیستمی معادلات عرضه و تقاضا انتظار می‌رود که نوعی همبستگی همزمان[1] وجود داشته باشد، وجود این همزمانی سبب برآوردهایی با تورش و ناسازگار خواهد شد (Seddighi *et al*., 2000). بنابراین بایستی وجود این همبستگی همزمان که بین جملات خطا و متغیرهای درون‌زا در یک سیستم معادلات همزمان بروز می‌کند، آزمون شود. در صورت وجود همبستگی همزمان، صدیقی و همکاران در سال ۲۰۰۰ نشان دادند که می‌توان از برآوردکننده رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SURE)[2]، استفاده کرد. هر چه ارتباط همزمان بیشتر باشد، کارایی برآوردهای SURE در مقایسه با برآوردهای حداقل مربعات معمولی[3] (OLS) بیشتر خواهد بود (Seddighi *et al*., 2000). به‌منظور آزمون همبستگی همزمان می‌توان از آزمون با فرضیات زیر استفاده کرد (همان منبع، ۲۰۰۰):

$H_0 : \delta_{ij} = 0 \ for \ i \neq j$ تمام کواریانس‌ها برابر صفراست.

$H_1 = \delta_{ij} \neq 0$ حداقل یکی از کواریانس‌ها مخالف صفر است.

بریوش و پاگان در سال ۱۹۸۰، بر اساس فرضیه صفر، آماره ضریب لاگرانژ λ را پیشنهاد کرده‌اند که عبارتست از (Breusch & pagan, 1980):

$$\lambda = n\sum_{i=2}^{G}\sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \qquad (۱)$$

که در آن:

$$r_{ij}^2 = \frac{s_{ij}^2}{s_{ii}s_{jj}} \qquad (۲)$$

و n نشان دهنده تعداد مشاهدات و G تعداد معادلات است. این آماره دارای توزیع مجانبی χ^2 با درجه آزادی $\frac{G(G-1)}{2}$ می‌باشد.

[1] Contemporaneous Correlation
[2] Seemingly Unrelated Regression
[3] Ordinary Least Square

به‌منظور بررسی تاثیر بهبود تکنولوژی بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان و خالص رفاه اجتماعی ابتدا بایستی توابع عرضه و تقاضای داخلی ذرت برآورد و کشش قیمتی عرضه و تقاضا محاسبه گردد. توابع عرضه و تقاضای برازش شده در این مطالعه همانند مطالعات یاوری (۱۳۸۰)، و حسینی‌پور و احمدیان (۱۳۸۷)، به فرم لگاریتمی خطی می‌باشد که به‌صورت زیر تصریح شده‌اند:

$$LnQ_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_t^d + \alpha_2 \ln I_t + \alpha_3 \ln P_t + \alpha_4 \ln ER_t + \ln U_{1t} \qquad (۳)$$

$$LnQ_t^s = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_t^s + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln A_t + \ln U_{2t} \qquad (۴)$$

که در آن Q^d_t نشان دهنده تقاضای داخلی ذرت (تن)، Q^s_t نشان دهنده عرضه داخلی ذرت (تن) برای ایران هستند. P^d_t قیمت داخلی ذرت برای مصرف‌کننده است که از متوسط قیمت ذرت وارداتی و قیمت سرمزرعه ذرت به‌دست آمده است. زیرا بررسی‌ها نشان می‌دهد که طی سال‌های ۸۶-۱۳۴۰ بخش قابل توجهی از تقاضای داخلی ذرت از طریق واردات تامین می‌شود، بنابراین علاوه بر قیمت ذرت تولیدی داخل، قیمت وارداتی ذرت نیز بر تقاضای داخلی موثر خواهد بود. I_t نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی سرانه بر حسب ارقام ثابت سال ۱۳۷۶، P_t شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۷۶، ER_t متغیر نرخ رسمی ارز، P^s_t قیمت تولیدکننده ذرت و A_t نشان‌دهنده سطح زیرکشت ذرت است. U_{1t} و U_{2t} نیز نشان‌دهنده اجزای اخلال مدل هستند.

به‌طور کلی در مطالعات مربوط به سری‌های زمانی، تعیین درجه جمع‌بستگی متغیر از اهمیت خاصی برخوردار هستند. به‌منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده از آزمون فیلیپس- پرون[1] و KPSS[2] استفاده شده است. این آزمون‌ها دارای فرضیه صفر متفاوت با یکدیگر بوده و در نتیجه دقت بررسی ایستایی متغیرها را افزایش می‌دهند. پس از تصریح معادلات عرضه و تقاضای ذرت، اثر بهبود تکنولوژی در قالب ۳ سناریو، کاهش قیمت ۲، ۵ و ۱۰ درصد ناشی از بهبود تکنولوژی، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

اثر بهبود تکنولوژی بر رفاه

شکل شماره ۱، اثر پیشرفت تکنولوژی بر عرضه و تقاضای محصول ذرت را نشان می‌دهد. در اثر پیشرفت تکنولوژی منحنی عرضه (S_0) به طور موازی به سمت راست انتقال یافته (منحنی S_1) و نقطه تعادل از نقطه اولیه (P_0,Q_0) به نقطه تعادل ثانویه (P_1,Q_1) جابجا می‌شود. به عبارت دیگر همان طور که در شکل ۱ آمده است، نقطه تعادل از a به نقطه b جابجا می‌شود که در نتیجه این انتقال قیمت تعادلی از P_0 به P_1 کاهش و مقدار تعادلی از Q_0 به Q_1 افزایش خواهد یافت. درصد کاهش در قیمت تعادلی بازار را با Z نشان داده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z = -\frac{p_1 - p_0}{p_0} \qquad (۵)$$

[1] Phillips-Perron
[2] Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

از سویی دیگر میزان انتقال منحنی عرضه به سمت راست و پایین را با پارامتر k نشان داده و در صورتی که $K=k/P_0$ ، آن‌گاه بین K و Z رابطه $Z = K\varepsilon/\eta+\varepsilon$ برقرار خواهد بود. اثبات این رابطه در زیر آمده است. ε نشان دهنده کشش قیمتی عرضه و η نشان دهنده قدر مطلق کشش قیمتی تقاضا است (Alston et al., 1997).

$$k = \frac{P_0 - d}{P_0}$$

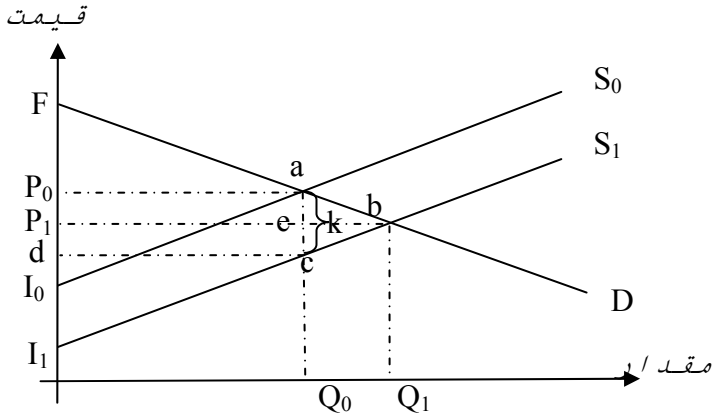
$$\varepsilon_{b,c} = \frac{Q_1 - Q_0}{P_1 - d} \cdot \frac{P_0}{Q_0} \quad , \eta_{a,b} = -\frac{Q_1 - Q_0}{P_1 - P_0} \cdot \frac{P_0}{Q_0}$$

$$\eta_{a,b} + \varepsilon_{b,c} = \frac{Q_1 - Q_0}{P_1 - d} \cdot \frac{P_0}{Q_0} - \frac{Q_1 - Q_0}{P_1 - P_0} \cdot \frac{P_0}{Q_0} = \frac{Q_1 - Q_0}{Q_0} \cdot P_0 \left[\frac{1}{P_1 - d} - \frac{1}{P_1 - P_0} \right] \qquad (۶)$$

$$= \frac{Q_1 - Q_0}{(P_1 - d)Q_0} \cdot P_0 \left[1 - \frac{P_1 - d}{P_1 - P_0} \right] = \varepsilon(1 - \frac{Z - K}{Z})$$

$$\Rightarrow Z = K\varepsilon/\eta+\varepsilon$$

که در رابطه فوق $\varepsilon_{b,c} = \varepsilon$ ، $\eta_{a,b} = \eta$ و $P_1 - d = P_0(K - Z)$ می‌باشند.



شکل ۱- تغییر در نقطه تعادل و تغییر در رفاه ناشی از بهبود تکنولوژی

اثر بهبود تکنولوژی بر رفاه مصرف‌کنندگان

در نقطه تعادل اولیه a مازاد رفاه مصرف‌کننده برابر با مساحت ناحیه P_0aF می‌باشد. پس از انتقال منحنی عرضه به دلیل بهبود تکنولوژی تولید به سمت راست (نقطه تعادل ثانویه b)، مازاد رفاه مصرف‌کننده برابر

P_1bF خواهد بود. در اثر این پیشرفت تکنولوژی به اندازه P_0abP_1 به رفاه مصرف‌کنندگان افزوده شده است. از لحاظ جبری تغییر در رفاه مصرف‌کننده برابر است با:

$$\Delta CS = \int_{P_1}^{F} D(p)dp - \int_{P_0}^{F} D(p)\,dp$$
$$\Delta CS = \int_{P_1}^{P_0} D(p)dp \qquad (۷)$$

آلستون و همکاران (۱۹۹۵)، نشان دادند که با توجه به شکل ۱، رابطه ۷ را می‌توان به صورت زیر نیز نوشت:

$$\Delta CS = FP_1b - FP_0a = P_0abP_1$$
$$P_0abP_1 = P_0aeP_1 + aeb = (P_0 - P_1)\cdot(Q_0) + \frac{(Q_1 - Q_0)\cdot(P_0 - P_1)}{2}$$
$$= (P_0 - P_1)\cdot(Q_0)\left[1 + \frac{(Q_1 - Q_0)}{2Q_0}\right] \qquad (a)$$
$$\eta_{b,c} = -\frac{Q_1 - Q_0}{P_1 - P_0}\cdot\frac{P_0}{Q_0} = \frac{Q_1 - Q_0}{Q_0}\cdot\frac{1}{\frac{P_0 - P_1}{P_0}} = \frac{Q_1 - Q_0}{Q_0}\cdot\frac{1}{Z}$$
$$\Rightarrow Z\eta = \frac{Q_1 - Q_0}{Q_0} \qquad (b)$$
$$(a),(b) \rightarrow \Delta CS = (P_0 - P_1)\cdot(Q_0)\left[1 + \frac{1}{2}Z\eta\right]$$
$$\Delta CS = P_0Q_0Z\,(1 + 0.5\eta Z) \qquad (۸)$$

اثر بهبود تکنولوژی بر رفاه تولیدکنندگان

همان طور که در شکل ۱ آمده است، در نقطه تعادل اولیه a مازاد رفاه تولیدکننده برابر با مساحت ناحیه P_0aI_0 است که پس از بهبود تکنولوژی و انتقال منحنی عرضه به سمت راست و برای نقطه تعادل ثانویه (b)، مازاد رفاه تولیدکننده برابر P_1bI_1 خواهد شد. با توجه به این که دو مثلث P_0aI_0 و dcI_1 با یکدیگر برابر هستند، می‌توان نتیجه گرفت که تغییر در مازاد تولیدکننده برابر P_1bcd خواهد بود. از لحاظ جبری تغییر در رفاه تولیدکننده برابر است با:

$$\Delta PS = \int_{I_1}^{P_1} S_1(p)dp - \int_{I_0}^{P_0} S_0(p)d(p)$$
$$\Delta PS = \int_{d}^{P_1} S_1(p)dp \qquad (۹)$$

آلستون و همکاران در سال ۱۹۹۵، نشان دادند که رابطه ۹ را به صورت زیر نیز می‌توان نوشت (Alston *et al.*, 1995):

$$\Delta PS = P_1ec + ecb = P_1bcd$$
$$= (P_1 - d)Q_0 + \frac{(Q_1 - Q_0)\cdot(P_1 - d)}{2}$$
$$= (P_1 - d)Q_0\left[1 + \frac{Q_1 - Q_0}{2Q_0}\right] = P_0Q_0(K - Z)(1 + 0.5Z\eta)$$
$$\Delta PS = P_0Q_0(K - Z)(1 + 0.5Z\eta) \qquad (۱۰)$$

اثر بهبود تکنولوژی تولید بر رفاه جامعه

با توجه به این‌که جامعه از دو گروه تولیدکننده و مصرف‌کننده تشکیل شده است، به‌منظور بررسی رفاه جامعه بایستی مجموع مازاد رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده را به‌دست آورد. بنابراین رفاه جامعه به اندازه مساحت P_0abcd خواهد بود. تغییر در رفاه جامعه برابر است با:

$$\Delta SC = \Delta CS + \Delta PS$$
$$\Delta SC = \int_{P_1}^{P_0} D(p)\,dp + \int_{d}^{P_1} S_1(p)\,dp \qquad (۱۱)$$

آلستون و همکاران (۱۹۹۵)، نشان دادند که با توجه به شکل۱، رابطه ۱۱ را می‌توان به صورت زیر نوشت که از حاصل جمع روابط (۸) و (۱۰) به‌دست می‌آید:

$$\Delta SC = P_0Q_0K(1 + 0.5Z\eta) \qquad (۱۲)$$

یافته‌ها

با توجه به استفاده از داده‌های سری زمانی، اولین گام در برآورد توابع عرضه و تقاضای ذرت بررسی وضعیت ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل است. به همین منظور از دو آزمون فیلیپس-پرون و KPSS استفاده شده است. این آزمون‌ها دارای فرضیه صفر متفاوت با یکدیگر بوده و در نتیجه دقت بررسی ایستایی متغیرها را افزایش می‌دهند. نتایج حاصل که در جدول شماره ۱ آمده است، نشان می‌دهد تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

پس از بررسی ایستایی متغیرهای مدل معادله عرضه و تقاضای ذرت با در نظر گرفتن عرض از مبداء و روند معادلات عرضه و تقاضا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به صورت زیر برازش شده است (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف‌معیار است):

$$LnQ_t^d = 11/8 - 0/43\ln P_t^d + 1/6\ln I_t + 0/49\ln P_t - 0/21\ln ER_t \qquad (۱۳)$$
$$(0/5)\quad (0/17)\quad (0/26)\quad (0/1)\quad (0/07)$$
$$\overline{R}^2 = 0/96 \qquad D.W = 2/03 \qquad F = 253$$

$$LnQ_t^s = 0/3 + 0/24\ln P_t^s + 0/07\ln P_t + 0/93\ln A_t$$
$$(1/3)\quad (0/12)\qquad (0/13)\qquad (0/04) \qquad (۱۴)$$
$$\overline{R}^2 = 0/98 \qquad D.W = 1/98 \qquad F = 645$$

جدول ۱- نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرهای موثر بر عرضه و تقاضای ذرت طی دوره ۸۶-۱۳۴۰

KPSS			Phillips-Perron			
آماره آزمون	فرضیه صفر	پهنای باند	آماره آزمون	فرضیه صفر	پهنای باند	نام متغیر
۰/۱۶	ایستا است	۵	-۲/۸	وجود ریشه واحد	۵	LQ^s_t
۰/۰۷۲*	ایستا است	۵	-۹/۱۴*	وجود ریشه واحد	۴	$D(LQ^s_t)$
۰/۱۸	ایستا است	۵	-۲/۵	وجود ریشه واحد	۴	LQ^d_t
۰/۰۴*	ایستا است	۱	-۱۲/۳*	وجود ریشه واحد	۴	$D(LQ^d_t)$
۰/۱۵	ایستا است	۵	-۲/۶۴	وجود ریشه واحد	۵	LA
۰/۵۷*	ایستا است	۴	-۸/۵*	وجود ریشه واحد	۴	D(LA)
۰/۱۴	ایستا است	۴	-۱/۴۸	وجود ریشه واحد	۲	LP^s_t
۰/۲*	ایستا است	۸	-۹/۲*	وجود ریشه واحد	۴	$D(LP^s_t)$
۰/۱۸	ایستا است	۵	-۱/۶۶	وجود ریشه واحد	۳	LI_t
۰/۱۳۱*	ایستا است	۳	-۳/۸*	وجود ریشه واحد	۳	D(LIt)
۰/۱۸	ایستا است	۵	-۲/۳	وجود ریشه واحد	۵	LP^d_t
۰/۰۹*	ایستا است	۵	-۶/۷*	وجود ریشه واحد	۵	$D(LP^d_t)$
۰/۲	ایستا است	۵	-۱/۸	وجود ریشه واحد	۱	LER_t
۰/۰۵*	ایستا است	۴	-۶/۷۲*	وجود ریشه واحد	۴	$D(LER_t)$
۰/۱۷	ایستا است	۵	-۲/۳۳	وجود ریشه واحد	۳	P_t
۰/۱۰۸*	ایستا است	۳	-۵/۴۶	وجود ریشه واحد	۳	$D(P_t)$
سطح ۱۰	سطح ۵*	سطح ۱	سطح ۱۰	سطح ۵ درصد	سطح ۱	(درصد)
۰/۱۱۹	۰/۱۴	۰/۲۱	-۳/۱۸	-۳/۵	-۴/۱۷	مقادیر بحرانی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد معادلات ۱۳ و ۱۴ با استفاده از روش OLS، معادلات ۱۳، ۱۴ با استفاده از روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط (SURE)، نیز برآورد شده است. سپس به‌منظور بررسی همبستگی همزمانی، آماره ضریب لاگرانژ محاسبه می‌گردد. ماتریس همبستگی جملات پسماند OLS، r_{OLS}، و ماتریس همبستگی پسماند SUR، r_{SUR}، عبارتست از:

$$r_{OLS} = \begin{bmatrix} 1 & 0/2102 \\ 0/2102 & 1 \end{bmatrix} \qquad r_{SUR} = \begin{bmatrix} 1 & -0/047 \\ -0/047 & 1 \end{bmatrix} \qquad (۱۵)$$

با توجه به رابطه ۱۵، آماره ضریب لاگرانژ عبارتست از:

$$\lambda_{OLS} = n(r_{21}^2) = 2/07 \quad , \quad \lambda_{SUR} = n(r_{12}^2) = -0/103 \qquad (۱۶)$$

با توجه به این‌که G یا تعداد معادلات همزمان برابر ۲ می‌باشد، درجه آزادی برابر است با $\frac{G(G-1)}{2} = 1$، برای $\alpha = 0.05$ مقدار توزیع کای-دو جدول، $\chi^2_{(1,0.05)} = 3/841$ می‌باشد. بنابراین با توجه به این‌که مقادیر آماره لاگرانژ کوچکتر از مقدار کای-دو جدول است، بنابراین فرضیه صفر رد نمی‌شود. به‌عبارت دیگر، تمامی کواریانس‌ها صفر است که نشان‌دهنده عدم وجود همبستگی همزمان است. در صورت نبود همبستگی همزمان، نیازی به استفاده از روش SURE نخواهد بود، زیرا با استفاده از روش OLS در هر معادله به‌طور جداگانه می‌توان به برآوردهای کارآ دست یافت (Seddighi *et al.*,2000).

جدول ۲- نتیجه آزمون هم‌گرایی گرنجر برای جملات پسماند

شماره معادله	درجه هم‌گرایی	آماره ADF	مقادیر بحرانی
۱۳	I(0)	-۴/۰۲	-۴/۱۷* -۳/۵۱** -۳/۱۸***
۱۴	I(0)	-۶/۵۲	-۴/۱۷* -۳/۵۱** -۳/۱۸***

* مقادیر بحرانی آماره در سطح ۱ درصد ** در سطح ۵ درصد *** در سطح ۱۰ درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به‌منظور بررسی درستی برازش‌ها و عدم وجود پدیده رگرسیون کاذب پس از برآورد توابع به روش OLS/WLS[1]، در صورتی که جملات پسماند (u)، حاصل از رگرسیون‌ها ایستا باشند، نشان‌دهنده وجود رابطه هم‌جمعی و صحت تخمین‌های مورد نظر می‌باشند. برای جلوگیری از برازش رگرسیون کاذب و هم به‌منظور دستیابی به ارتباط تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو، درجه هم‌گرایی جملات خطا با استفاده از آزمون ریشه واحد و آماره دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF) مشخص می‌شود.

نتایج آزمون هم‌گرایی گرنجر نیز وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگو را تایید می‌کند. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که کشش قیمتی تقاضای ذرت برابر ۰/۴۳- و کشش قیمتی عرضه ذرت ۰/۲۴ است ($\eta = -۰/۴۳$ و $\varepsilon = +۰/۲۴$). مقدار آماره دوربین- واتسون نیز نشان می‌دهد که معادلات عرضه و تقاضا

[1] Weighted Least Square

دچار مشکل خودهمبستگی نیستند. برای تابع تقاضا تمامی ضرایب به لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنی‌دار هستند. علامت به‌دست آمده برای متغیرها نیز با مبانی نظری سازگار است. رابطه منفی بین مقدار تقاضا و قیمت آن و رابطه مثبت میان مقدار تقاضا و درآمد شواهدی از این سازگاری است. در تابع عرضه نیز ضریب متغیر قیمت عرضه کالا مثبت و معنی‌دار می‌باشد. در جدول ۳، اثرات رفاهی بهبود تکنولوژی در قالب سه سناریو قیمتی مورد بررسی قرار گرفته است. براساس سناریو اول بهبود تکنولوژی تولید ذرت سبب کاهش قیمت به اندازه ۲ درصد شده است. در سناریوی دوم بهبود تکنولوژی تولید سبب کاهش سطح قیمت‌ها به میزان ۵ درصد شده است. در نهایت در سومین سناریو فرض شده است که بهبود تکنولوژی منجر به کاهش ۱۰ درصد سطح قیمت شده است. در جدول شماره ۳ می‌توان مقادیر تغییر در مازاد رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده و در نهایت کل جامعه را برحسب ریال مشاهده نمود. در هر سه سناریو منافع حاصل برای تولیدکننده از منافع حاصل برای مصرف‌کننده بیشتر بوده است. به‌طور متوسط مازاد رفاه تولیدکننده ۱/۷۹ برابر مازاد رفاه مصرف‌کننده بوده است. با توجه به تاثیر بهبود تکنولوژی تولید بر رفاه جامعه، این سیاست را می‌توان از جمله سیاست‌های اقتصادی مناسب برای بخش کشاورزی ایران دانست.

جدول ۳- نتیجه بررسی اثرات رفاهی ناشی از بهبود تکنولوژی تولید ذرت

	Z	K	ΔCS	ΔPS	ΔSC
سناریوی اول	۰/۰۲	۰/۰۵۵	۴۷۰۷۱۰۷۴	۸۲۳۷۴۳۸۰	۱۲۹۴۴۵۴۵۶
سناریوی دوم	۰/۰۵	۰/۱۳۹	۱۱۶۹۱۵۳۸۸	۲۰۹۲۷۸۵۴۴	۳۲۶۱۹۳۹۳۲
سناریوی سوم	۰/۱	۰/۲۷۹	۲۳۱۳۸۹۷۷۹	۴۱۴۰۰۸۷۰۵	۶۴۵۲۹۸۴۸۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بحث و نتیجه‌گیری

بخش کشاورزی در ایران به‌لحاظ ماهیت تولید و ارتباطات پسین و پیشین آن با سایر بخش‌ها، از جمله بخش‌هایی است که مورد حمایت قرار گرفته است. اما انتخاب سیاست حمایتی کارآ یکی از چالش‌های پیش‌روی سیاست‌گذاران بوده است. محصول ذرت در ایران علاوه بر مصرف مستقیم توسط انسان، نقش مهمی در تغذیه دام دارد. استفاده از ذرت در کنار سویا یکی از مهم‌ترین اجزای جیره غذایی دام در ایران را تشکیل می‌دهد. به‌دلیل اینکه فرآیند تولید ذرت به‌ویژه ذرت دانه‌ای نیاز آبی بالایی دارد، نمی‌توان آن را در بسیاری مناطق کشت کرد. از این رو، به‌منظور پاسخ به مازاد تقاضای بازار همه ساله مقدار زیادی ذرت وارد کشور می‌شود. البته عمده ذرت وارداتی مستقیماً به مصرف دام رسانده می‌شود. با این وجود، فرآیند واردات ذرت سبب خروج مقدار بسیاری ارز از کشور می‌شود. اگر تکنولوژی تولید ذرت پیشرفت کند، ضمن افزایش بهره‌وری، سبب افزایش تولید و در نهایت انتقال منحنی عرضه به سمت راست می‌شود. تغییر در

رفاه تولید و مصرف‌کننده تنها یکی از اثرات انتقال منحنی عرضه است. اثر تکنولوژی بر تولید و کاهش ضایعات و حتی فقر تنها بخشی از آثار مثبت بهبود تکنولوژی در جامعه است. اگرچه سیاست‌های دیگری نظیر افزایش سطح زیرکشت، پرداخت یارانه نهاده‌ای، افزایش قیمت‌های تضمینی و نیز سایر ابزارها و سیاست‌های دولت می‌تواند باعث تغییر مکان منحنی عرضه به سمت پایین شود، اما اثرات مستقیم و غیرمستقیم مثبت بهبود تکنولوژی از مواردی است که این سیاست را از سایر سیاست‌ها متمایز می‌سازد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که عایدی تولیدکنندگان در اثر ۲ درصد کاهش قیمت ناشی از پیشرفت تکنولوژی ۱۷۵ درصد بیشتر از منافع مصرف‌کنندگان است. با توجه به منافع حاصل از پیشرفت تکنولوژی برای جامعه پیشنهاد می‌شود تا بخشی از منابع که بایستی جهت حفظ و افزایش ظرفیت تولید اختصاص یابد، به‌منظور بهبود تکنولوژی هزینه گردد.

منابع و مآخذ

۱. احمدیان، م. (۱۳۸۴). بررسی اثر قیمت تضمینی بر اجزای هزینه حمایتی دولت در ادغام بازارهای عمده‌فروشی و سرمزرعه در ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال سیزدهم، شماره ۵۲، صفحات ۲۶-۱.

۲. پیرایی، خ. (۱۳۷۴). *اثرات سیاست‌های قیمتی گندم بر هزینه دولت و هزینه اجتماع در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس.

۳. حسینی‌پور، م. ر.، و احمدیان، م. (۱۳۸۷). بررسی اثرات رفاهی رشد سطح تکنولوژی تولید پنبه در ایران. *مجله ترویج و اقتصاد کشاورزی*، سال اول، شماره ۴، صفحات ۱۰-۱.

۴. زارع، ع. (۱۳۷۵). *بررسی آثار سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر الگوی کشت کشاورزان با تکیه بر محصول گندم*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۵. گیلان‌پور، ا. (۱۳۷۴). *موافقت‌نامه عمومی تعرفه و تجارت (گات) و اثرات احتمالی آن بر بخش کشاورزی ایران، مطالعه موردی برنج*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی کرج، دانشگاه تهران.

۶. مریدی، س. (۱۳۷۲). سیاست‌های قیمت‌گذاری ابزار توسعه، نگاهی به تجربه ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال سوم، شماره ۱۰۲، صفحه ۹۳.

۷. نجفی، ب. (۱۳۷۹). *ارزیابی سیاست‌های حمایتی دولت و اثرات آن بر رشد محصولات اساسی کشاورزی*. طرح پژوهشی، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.

۸. یاوری، غ. (۱۳۸۰). بررسی آثار رفاهی سیاست قیمت‌گذاری گندم. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، سال پنجم، شماره ۱۸، صفحات ۱۶۸-۱۴۵.

9. Alston, J. M., Norton, G. W., & Pardey, P. G. (1997). *Science under scarcity (principle and practice for agricultural research evaluation and priority setting).* UK: CAB International Press (ISNAR).
10. Breusch, T., & Pagan, A. (1980). The LM test and it's applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239-254.
11. Dartman, G. F., & Nieuwoudt, W. L. (1987). Estimating social costs of alternative sugar policies in South Africa. *Jour. Agri. Econ*., XXXVIII, 303-313.
12. Fuglie, K. O. (1990). Measuring welfare benefits from improvements in storage technology with an application to Tunisian potatoes. *Amer. Jour. Agri. Econ*., 77, 162-173.
13. Gunawardana, P. J., & Oczkowskik, E. A. (1992). Government policies and agricultural supply response: Paddy in Srilanka. *Jour. Agri. Econ.,* 43, 231-242.
14. Kruger, A. O., Schiffk M., & Valdesk, A. (1988). Agricultural incentives in developing countries: Measuring the effects of sectoral and economy wide policies. *World Bank Economic Review*, 2, 225-272.
15. Larergne, P., Regailart, V., & Simione, M. (2001). Welfare losses due to market power, Hicksian versus Marshallian measurement. *Amer. Jour. Agri. Econ*., 38(1), 162-173.
16. Lianos, T. P., & Rizopudo, G. (1989). Estimation of social welfare weights in agricultural policy, the case of Greek cotton. *Jour. Agri. Econ*., 39, 61-68.
17. Lin, W. (1997). Measuring aggregate supply response under instability. *Amer. Jour. Agri. Econ.*, 59, 903-70.
18. Seddighi, H. R., Lawler, K. A., & Katos, A. V. (2000). *Econometrics: A practical Approach*. Canada: Rutledge Press.
19. Toll, G., Thomas. S., & Wong, C. M. (1982). *Agricultural price policies and the developing countries*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore. USA. 242p.