الگوی تجربی واکنش عرضه نسبت به هزینه‌های مبادله (مطالعه موردی: تولیدکنندگان برنج)

سید صفدر حسینی[۱*]، محمد قربانی[۲]، محمد خالدی[۱] و ابراهیم حسن پور[۱]

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۴/۱۱/۹ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۴/۱۰)

چکیده

در این مقاله آثار هزینه‌های مبادله بر واکنش عرضه تولیدکنندگان برنج مورد بررسی قرار گرفته است. رفتار تولیدکنندگان برنج به گونه‌ای است که برخی از آنان به عنوان خریدار یا فروشنده در بازار شرکت کرده و برخی دیگر به صورت خودکفا باقی‌مانده‌اند. هزینه‌های مبادله ثابت و متغیر باعث شده است که خانوارهای تولیدکننده واکنش متفاوتی نسبت به بازار برنج داشته باشند. اطلاعات به‌کار رفته در تحقیق از یک نمونه ۲۶۰تایی از تولیدکنندگان برنج استان مازندران در سال ۱۳۸۲ به دست آمده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هزینه‌های مبادله هم از طریق تأثیر بر الگوی مشارکت در بازار و هم از طریق تأثیر بر کشش تولید مشارکت‌کنندگان در بازار، بر کشش عرضه تأثیر گذاشته است. به عبارت دیگر، با لحاظ کردن هزینه‌های مبادله در الگوی تولید برنج، تغییرات این هزینه‌ها از طریق تأثیرگذاری بر مشارکت بازاری بر مقدار عرضه تولیدکنندگان اثر گذاشته است. پیشنهاد می‌شود که از سیاست‌های کاهش‌دهنده هزینه‌های مبادله به عنوان مکملی برای سیاست‌های حمایت قیمتی مؤثر بر واکنش عرضه استفاده شود.

واژه‌های کلیدی: هزینه‌های مبادله ثابت و متغیر، واکنش عرضه، آستانه عرضه، برنج

مقدمه

برآورد الگوی تجربی واکنش عرضه کشاورزان نسبت به هزینه‌های مبادله در دو دهه گذشته مورد توجه اقتصاددانان کشاورزی قرار داشته است (۱ و۵). این برآوردها، برای پیش‌بینی آثار سیاستگزاری‌ها بر تولید محصولات کشاورزی ضرروری می‌باشد. با توجه به پیچیدگی‌های نظری و تجربی وارد نمودن هزینه‌های مبادله در الگوهای اقتصادی رفتار تولیدکنندگان، در کشورهای درحال توسعه مطالعات تجربی کمتری صورت پذیرفته است. دلیل این امر آن است که الگوهای مورد استفاده، ساختاری را که در آن تصمیمات تولید و دادوستد گرفته می‌شوند، به طرز مناسبی تبیین نمی‌کنند. یکی از مشکلات ساختاری مهم در این کشورها مشارکت ناهمگن تولید کنندگان در بازار می‌باشد، به گونه‌ای که برخی از آنها بخشی از محصولشان را می‌فروشند، برخی با کمبود مواجه بوده و دست به خرید می‌زنند و برخی دیگر نیز خودکفا بوده و وارد بازار نمی‌شوند. این واقعیت که تولیدکنندگان رفتار متفاوتی در قبال بازار دارند، اهمیت زیادی برای سیاستگزاری‌های کشاورزی دارد. برآورد الگوی تجربی واکنش عرضه با لحاظ هزینه‌های مبادله می‌تواند ما را در توضیح این گونه تفاوت رفتار یاری رساند (۶).

۱. به ترتیب دانشیار و دانشجویان سابق دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج

۲. استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

* : مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: hosseini_safdar@yahoo.com

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

هزینه‌های مبادله، هزینه‌های انجام مبادلات یا هزینه‌های غیرمستقیم تولید هستند (۱۱). اصولاً در ادبیات هزینه مبادله تعریف مشخص و محدودی از هزینه‌های مبادله وجود ندارد، اما پژوهشگران این هزینه‌ها را به دو دسته هزینه‌های مبادله ثابت و متغیر (Fixed and proportional transaction costs) تقسیم نموده‌اند. هزینه‌های مبادله ثابت ارتباطی با حجم مبادله نداشته و شامل هزینه‌های جستجو و کسب اطلاعات (Search and information costs)، هزینه‌های مذاکره و تصمیم‌گیری (Bargaining and decisions costs) و هزینه‌های پیگیری و اقدامات قانونی (Policing and forcement costs) می‌باشد. از سوی دیگر، هزینه‌های مبادله متغیر متأثر از مقدار داد و ستد بوده شامل هزینه‌های حمل و نقل و اطلاعات ناقص می‌باشد. هزینه‌های مبادله متغیر موجب تغیر قیمت مؤثر پرداختی و دریافتی توسط خریداران و فروشندگان می‌شود. در نتیجه این امر، یک «پهنه قیمتی»(price band) ایجاد می‌شود که در آن خرید یا فروش محصول برای بعضی از خانوارها مطلوب نیست.

یکی از کاربردهای هزینه‌های مبادله متغیر در واکنش عرضه این است که سیاست‌هایی که اثر متفاوتی بر هزینه‌های مبادله متغیری فروشندگان و خریداران می‌گذارند، منجر به واکنش تولیدی متفاوتی از این دو گروه می‌شوند. از کاربردهای هزینه‌های مبادله ثابت در واکنش عرضه نیز می‌توان به اثرگذاری این هزینه‌ها بر مشارکت زارعین در بازار اشاره نمود که موجب تغییر رفتار آنها از خودکفایی به مشارکت یا بالعکس می‌شوند. در نتیجه، در صورت وجود هزینه‌های مبادله ثابت، مقدار کشش قیمتی بسته به تعداد خانوارهایی که بازار را ترک کرده یا وارد آن می‌شوند و بسته به چگونگی تغییر تولید آنها در هنگام تغییر رفتار نسبت به بازار متفاوت خواهد بود. عرضه یک خانوار خودکفا کاملاً کشش ناپذیر است، مگر این که تغییر قیمت به حدی باشد که آن را به عنوان خریدار یا فروشنده وارد بازار کند. بنابراین، در صورت عدم توجه به کشش‌ناپذیری عرضه خانوارهای خودکفا، واکنش قیمتی عرضه کمتر از حد واقعی برآورد خواهد شد.

در اغلب الگوهای رفتاری خانوار، هزینه‌های مبادله نادیده گرفته می‌شود. در این حالت، به دلیل این که تصمیم‌های مصرف و تولید جدا از هم بررسی می‌شوند، تحلیل موضوع ساده می‌گردد. ورود هزینه‌های مبادله به الگو باعث جدایی‌ناپذیری آن شده و حل آن را دشوار می‌سازد. گذشته از این، هزینه‌های مبادله منجر به عدم تعادل در الگو گردیده و در نتیجه، قیمت سایه‌ای خانوارها، کمتر یا برابر با قیمت خرید و بزرگ‌تر یا برابر قیمت فروش می‌شود. به دلیل دشواری موضوع، مطالعات کمتری به بررسی واکنش عرضه کشاورزان با لحاظ هزینه‌های مبادله متغیر پرداخته‌اند.

گوتز (۵) از یک الگوی انتخابی استفاده نموده است که در آن مازاد فروش مشروط به مشارکت در بازار است. این الگو تنها امکان تعیین نقش هزینه‌های مبادله متغیر را فراهم می‌نماید. ماینوت (Minot) (۱۲ و ۱۳) اثر هزینه‌های مبادله را بر کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا و مازاد فروش بررسی نموده است. نتایج تحقیق وی نشان داده است که هزینه‌های مبادله موجب خودکفا بودن خانوار از طریق عدم خرید یا فروش در پهنه‌ای از قیمت می‌شود. وی نتیجه گرفته است که به دلیل تنوع خانوارها، اثر هزینه‌های مبادله بر عرضه وتقاضای کل تا اندازه‌ای متفاوت است. در دامنه از قیمت که هزینه‌های مبادله منجر به خودکفا ماندن خانوار می‌گردد، عرضه و تقاضا کشش کمتری دارند و دلیلش این است که خانوارهای خودکفا به تغییرات اندک قیمت‌های بازار بی‌تفاوت هستند. حتی پایین‌تر و بالاتر از پهنه‌ای که خانوارها خودکفا هستند، کشش‌های عرضه و تقاضا از انتقال عرضه و تقاضای کل در اثر هزینه‌های مبادله متأثر می‌شوند. بنابراین، تلاش برای بهبود هزینه‌های مبادله نه تنها مشارکت در بازار را افزایش داده و عرضه را بالا می‌برد، بلکه عرضه و تقاضای مواد غذایی را نسبت به تغییرات قیمت در بازار حساس‌تر خواهد نمود.

امامو (۱۵) نشان داد که هزینه‌های بالای مبادله ما را در تبیین چرایی تصمیم زارعین به تولید محصولات غذایی در شرایط بالا بودن درآمد محصولات نقدی، کمک می‌نماید. وی

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

نتیجه گرفت که پایین بودن سطح تخصص در یک فعالیت به دلیل بالا بودن میزان هزینه‌های مبادله می‌باشد.

کی و همکاران (۶) واکنش عرضه زارعین ذرت‌کار مکزیکی را با در نظر گرفتن هزینه‌های مبادله ثابت و متغیر، محاسبه نموده‌اند. آنها نخست با کاربرد الگویی، وجود یا عدم وجود هزینه‌های مبادله ثابت و متغیر را مورد آزمون قرار داده و نتیجه گرفته‌اند که هر دو نوع هزینه مبادله را باید در برآورد الگوهای تجربی واکنش عرضه محصولات کشاورزی لحاظ نمود. آنها سپس با الهام گرفتن از کارهای اولیه انجام‌گرفته توسط گوتز الگویی را بنا نهادند که در آن آثار هزینه‌های مبادله ثابت از هزینه‌های مبادله متغیر تفکیک گردید. نتایج تحقیق آنها نشان داد که کاهش هزینه‌های مبادله از راه بهبود سیستم حمل و نقل و بهبود سازمان‌هایی برای بازاررسانی، تولید محصول را از طریق افزایش ورود در بازار و هم‌چنین افزایش میزان تولید مشارکت‌کنندگان در بازار افزایش خواهد داد. مطالعه حاضر با استفاده از چارچوب نظری این الگو، اهمیت هزینه‌های مبادله را در اقتصاد کشاورزی ایران (بازار برنج) مورد بررسی و ارزیابی قرار داده است.

عدم ورود بخش عمده‌ای از خانوارهای روستایی به بازار، پرهیز از داد و ستد در بیشتر نواحی دوردست، پایین بودن حضور کشاورزان در بازار محصولات اساسی و پایین بودن واکنش عرضه در نواحی محروم، ویژگی بازار محصولات کشاورزی در کشورهای درحال‌توسعه است. این خصوصیات شاهدی بر بالا بودن هزینه‌های مبادله در این کشورها می‌باشد که می‌تواند بالا بودن نرخ خودکفایی غذایی و کشش‌ناپذیری عرضه و تقاضا را توضیح دهد (۴، ۱۲ و ۱۳). از این روی، در سیاستگزاری‌های مربوط به بازار در کشورهای کمتر توسعه یافته باید شناخت کاملی از هزینه‌های مبادله داشت. به عبارت دیگر، این رهیافت می‌تواند به صورت بالقوه نگرش مفیدی را برای بررسی سیاست‌های کشاورزی در این کشورها فراهم آورد (۷).

شناخت اثر واقعی تغییر قیمت‌ها بر واکنش زارعین برای اجرای صحیح سیاست‌ها ضروری می‌باشد. در کشورهای در حال توسعه که بسیاری از بازارها در انجام صحیح وظایف‌شان ناکام می‌مانند یا به معنای واقعی وجود ندارند، روش‌های مرسوم الگوسازی نمی‌تواند بازگوکننده ماهیت این نظام‌های اقتصادی باشد. بالا بودن هزینه‌های مبادله یکی از ویژگی‌های بازارها در این کشورهاست که باید در برآورد واکنش عرضه بازار مورد توجه قرار گیرد. در ایران، مطالعات زیادی صورت گرفته که توابع عرضه را بدون توجه به هزینه‌های مبادله برآورد نموده است و بر اساس آن سیاست قیمتی پیشنهاد نموده است. از این روی، لازم است با رویکردی جدید مسائل مربوط به قیمت‌گذاری و واکنش قیمتی مورد بررسی قرار گیرد.

با توجه به اهمیت بالای برنج در اقتصاد کشاورزی ایران، حاشیه بالای بازاررسانی آن، امکان خودمصرفی آن، محدود بودن کشت آن به مناطق خاصی از کشور و وجود بازارهای متنوع برای آن، مطالعه حاضر به بررسی واکنش عرضه تولیدکنندگان این محصول نسبت به هزینه‌های مبادله پرداخته است. در این تحقیق سعی گردیده است با استفاده از یک نمونه ۲۶۰مشاهده‌ای از زارعین شالیکار، آثار هزینه‌های مبادله بر رفتار زارعین ارزیابی گردد. در الگوی مورد استفاده، تصمیم به حضور در بازار و میزان تولید به طور هم‌زمان برآورد می‌شوند. این الگو امکان می‌دهد که نقش هزینه‌های مبادله ثابت و متغیر در واکنش عرضه خانوارها تعیین گردد. در قسمت بعدی این الگو تشریح شده است.

مواد و روش‌ها

در تحقیق حاضر، به منظور ارزیابی آثار هزینه‌های مبادله بر واکنش عرضه تولیدکنندگان برنج ایران از الگوی کی و همکاران (۶) متناسب با ساختار برنج کشور استفاده شده است. در این الگو که شکل توسعه‌یافته الگوی گوتز (۵) می‌باشد، برای بررسی آثار هزینه‌های مبادله، این هزینه‌ها به عنوان بخشی از قیمت بازاری، در رابطه استاندارد محدودیت درآمد خانوار زارع در الگوی بهینه‌سازی مطلوبیت گنجانیده شده است. این الگو

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

عبارت است از:

$$\sum_{i=1}^{N}\left[\left(p_i^m - t_{pi}^s\left(z_t^s\right)\right)\theta_i^s + \left(p_i^m + t_{pi}^b\left(z_t^b\right)\right)\theta_i^b\right] m_i - t_{fi}^s(z_t^s)\,\theta_i^s - t_{fi}^b(z_t^b)\,\theta_i^b + T = 0 \qquad [1]$$

که در آن p_i^m قیمت بازاری، m_i مقدار خرید یا فروش محصول i و T سایردرآمدهای حاصله از فعالیت غیرکشاورزی خانوار است. هم‌چنین t_{pi}^s و t_{pi}^b به ترتیب هزینه‌های مبادله متغیر یک واحد محصول i برای یک فروشنده (s) و خریدار (b) است که خود تابعی از عوامل برونزای مؤثر بر هزینه‌ای مبادله (یعنی z_t^s و z_t^b) هستند. در این رابطه، چنانچه فرد فروشنده باشد، m_i بزرگتر از صفر و $\theta_i^s = 1$ ($\theta_i^b = 0$) خواهد بود و در حالت عکس، خانوار خریدار خواهد بود. t_{fi}^s و t_{fi}^b نیز به ترتیب هزینه‌های مبادله ثابت برای فروشندگان و خریداران می‌باشند.

با تشکیل تابع لاگرانژ از تابع مطلوبیت خانوار و محدودیت درآمدی با لحاظ هزینه‌های مبادله (یعنی رابطه (۱)) و مشتق‌گیری از آن و تعیین شرایط مرتبه اول، قیمت مؤثر (p_i) خرید و فروش با لحاظ هزینه مبادله در قیمت بازاری به صورت زیر به دست می‌آید:

$$p_i = \begin{cases} p_i^m - t_{pi}^s; & m_i > 0 \\ p_i^m + t_{pi}^b; & m_i < 0 \\ \tilde{p}_i = \mu_i/\lambda; & m_i = 0 \end{cases} \qquad [2]$$

بر اساس روابط بالا خانوار هنگامی وارد داد و ستد نمی‌شود که قیمت مؤثر آن برابر $\tilde{p}_i$ باشد که نامشهود است. لیکن، هنگامی که وارد بازار می‌شود، این قیمت در بر گیرنده هزینه‌های مبادله متغیر می‌باشد. در حقیقت هزینه‌های مبادله متغیر سبب کاهش قیمت مؤثر فروشندگان و افزایش قیمت مؤثر خریداران محصول می‌گردد. بر اساس نظریه تولید، عرضه محصول در حالت استاندارد (معمولی) تابعی از قیمت بازاری محصول (p^m) و سایر عوامل مؤثر و تعیین‌کننده عرضه (z_q) می‌باشد. با در نظر گرفتن هزینه‌های مبادله، قیمت‌های مؤثر جایگزین قیمت‌های بازاری می‌شوند.

وجود هزینه‌های مبادله ثابت باعث ایجاد آستانه فروش $\bar{q}^S$ و خرید $\bar{q}^b$ برای خانوارهای فروشنده و خریدار می‌شود. این آستانه‌ها سطحی از تولید هستند که در آن خانوار شالیکار به عنوان فروشنده یا خریدار وارد بازار می‌گردد؛ یعنی هنگامی که قیمت‌های مؤثر در سطوح آستانه خود یعنی $\bar{p}^s$ (برای فروش) و $\bar{p}^b$ (برای خرید) قرار دارند. این قیمت‌های آستانه، خود تابعی از هزینه‌های مبادله ثابت و سایر عوامل مؤثر بر سطح مطلوبیت خانوار یعنی z_u عوامل مؤثر بر عرضه z_q ، درآمد حاصل از فعالیت غیر کشاورزی T و مقدار موجودی اولیه محصول A می‌باشند. مقادیر آستانه فروش و خرید را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$\bar{q}^S \equiv q(\bar{p}^S, z_q)$$
$$\bar{q}^b \equiv q(\bar{p}^b, z_q) \qquad [3]$$

که در آن، $\bar{q}^S$ و $\bar{q}^b$ به ترتیب آستانه فروش و خرید، $\bar{p}^s$ و $\bar{p}^b$ قیمت‌های مؤثر در سطوح آستانه فروش و خرید و z_q عوامل مؤثر بر عرضه محصول است. با توجه به مقادیر آستانه فروش و خرید و با فرض وجود هزینه‌های مبادله ثابت و متغیر، توابع عرضه برنج خانوار به صورت زیر خواهد بود:

- چنانچه $q(p^m - t_p^s, z_q) > \bar{q}^S(t_f^s, z_q, z_u, T, A)$ باشد، خانوار به عنوان فروشنده وارد بازار خواهد گردید و تابع عرضه وی عبارت است از:

$$q^S = q(p^m - t_p^s, z_q) \qquad [4]$$

اگر $q(p^m - t_p^s, z_q) \le \bar{q}^S(t_f^s, z_q, z_u, T, A)$ و $q(p^m + t_p^b, z_q) \ge \bar{q}^b(t_f^b, z_q, z_u, T, A)$ باشد، خانوار شالیکار خودکفا باقی‌مانده و عرضه وی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$q^a = q(\tilde{p}, z_q) \qquad [5]$$

اگر $q(p^m + t_p^b, z_q) \le \bar{q}^b(t_f^b, z_q, z_u, T, A)$ باشد، خانوار برنج‌کار به عنوان خریدار وارد بازار گردیده و تابع عرضه وی به صورت زیر خواهد بود:

$$q^b = q(p^m + t_p^b, z_q) \qquad [6]$$

برای سادگی بیان روابط، با فرض روابطی خطی برای توابع عرضه و آستانه خرید و فروش خانوار شالیکار و لحاظ کردن هزینه‌های مبادله متغیر، سه معادله عرضه و دو معادله آستانه

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

تولید به شرح زیر بیان گردیده است:

$$q^{s*} = \beta_m p^m + \beta_t^s z_t^s + \beta_q z_q \quad [۷]$$

$$\bar{q}^s = \alpha_t^s z_t^s + \alpha_q^s z_q + \alpha_c^s z_c \quad [۸]$$

$$q^{b*} = \beta_m p^m + \beta_t^b z_t^b + \beta_q z_q \quad [۹]$$

$$\bar{q}^b = \alpha_t^b z_t^b + \alpha_q^b z_q + \alpha_c^b z_c \quad [۱۰]$$

$$q^{a*} = \beta_q^a z_q + \beta_c^a z_c \quad [۱۱]$$

$$q^s = \begin{cases} q^{s*} & \text{if } q^{s*} > \bar{q}^s \text{ and } q^{b*} > \bar{q}^b \\ \text{otherwise is not obsevable} \end{cases} \quad [۱۲]$$

$$q^b = \begin{cases} q^{b*} & \text{if } q^{b*} < \bar{q}^b \text{ and } q^{s*} < \bar{q}^s \\ \text{otherwise is not observable} \end{cases} \quad [۱۳]$$

$$q^a = \begin{cases} q^{a*} & \text{if } q^{s*} < \bar{q}^s \text{ and } q^{b*} > \bar{q}^b \\ \text{otherwise is not obsevable} \end{cases} \quad [۱۴]$$

که در آنها z_c عوامل غیرقیمتی مؤثر بر مصرف برنج بوده و α ها و β ها پارامتر می‌باشند. در این روابط q^{s*} عرضه بالقوه خانوار فروشنده بوده در صورتی که بالاتر از آستانه فروش باشد، مشهود می‌گردد. q^{b*} و q^{a*} نیز به همین شکل برای خانوارهای خریدار و خودکفا تعریف می‌شود. برآورد توابع عرضه و آستانه عرضه برای خانوارهای مختلف این امکان را فراهم می‌آورد که واکنش عرضه تولیدکنندگان برنج با لحاظ هزینه‌های مبادله مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد.

با استفاده از رابطه (۷) مقدار تولید مورد انتظار یک شالیکاری و نحوه واکنش عرضه وی به صورت تصادفی انتخاب شود:

$$Eq = P_r^s E[q^s|s] + P_r^b E[q^b|b] + P_r^a E[q^a|a] \quad [۱۵]$$

که در آن P_r^s، P_r^b و P_r^a به ترتیب احتمال فروشنده، خریدار و خودکفا بودن شالیکار می‌باشد. E بیانگر مقدار مورد انتظار بوده، $E[q^s|s]$ مقدار تولید مورد انتظاری به شرط فروشنده بودن شالیکار، $E[q^b|b]$ مقدار تولید مورد انتظار خریدار به شرط خریدار بودن شالیکار و $E[q^a|a]$ مقدار تولید مورد انتظار به شرط خودکفا بودن خانوار شالیکار می‌باشد. چنانچه کشش عرضه را با e نشان دهیم، مقدار کشش عرضه مربوط به تغییر قیمت فروش طبق رابطه زیر محاسبه گردیده است: (شرح کامل این رابطه در مقاله کی و همکاران (۷) آمده است).

$$e(Eq/p^s) = \theta^s\left[e(P_r^s/p^s) + e(E[q^s|s]/p^s)\right] + \theta^b e(P_r^b/p^s)) + \theta^a e(P_r^a/p^s) \quad [۱۶]$$

که در آن θ^s، θ^b و θ^a به ترتیب سهم مورد انتظار یک فروشنده، خریدار یا خودکفا از کل تولید محصول می‌باشد. چنین رابطه‌ای در مورد تغییر قیمت خرید $e(Eq/p^b)$ نیز وجود دارد. اگر قیمت‌های خرید و فروش هم‌زمان به یک نسبت تغییر کنند، در آن صورت واکنش عرضه مورد انتظار $e(Eq/p)$ را می‌توان از رابطه زیر به دست آورد:

$$e(Eq/p) = e(Eq/p^s) + e(Eq/p^b) \quad [۱۷]$$

همان‌گونه‌که رابطه بالا نشان می‌دهد، اگر یک سیاست حمایت قیمتی منجر به تغییرات نسبی برابر در قیمت خرید و فروش برنج گردد، واکنش تولید مورد انتظار برابر مجموع کشش‌های قیمت خرید و فروش خواهد بود. بر اساس روابط مربوط به کشش تولید، واکنش زارعین به تغییر قیمت‌ها ابتدا به صورت تغییر در رفتار نسبت به بازار ظهور می‌کند و در نهایت با توجه به این که زارع فروشنده، خریدار یا خودکفا باشد میزان تولید وی را تغییر خواهد داد.

روش برآورد و داده‌ها

الگوهای ارائه شده در بخش قبل، از نوع مدل‌های رگرسیونی گسسته (Discrete Regression Models) یا مدل‌های با متغیر وابسته محدود شده (Limited Dependent Variable Models) می‌باشند (۱۰). در این مدل‌ها چون متغیرهای وابسته از نوع متغیرهای سانسور شده یا بریده شده می‌باشند؛ به آنها مدل‌های با متغیر وابسته سانسور شده یا بریده شده (Truncated or Censored Models) اطلاق می‌گردد. مدل توبیت یکی از مدل‌های اقتصادسنجی مناسب برای مشاهدات سانسور شده می‌باشد که در آن آستانه‌ها مقدار ثابت و قابل مشاهده (صفر یا عدد ثابت) می‌باشد. تفاوت الگوی رگرسیونی با آستانه سانسور شده تصادفی غیر قابل مشاهده (که در مطالعه

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

حاضر به‌کار رفته‌اند) و الگوی توبیت در این است که بر خلاف الگوی توبیت، آستانه‌ها ثابت و قابل مشاهده نبوده بلکه تنها می‌توان عوامل مؤثر بر آستانه را مشاهده نمود.

نلسون (۱۴) در سال ۱۹۷۷ مدل توبیت را برای موارد سانسور شده که در آن آستانه یک متغیر تصادفی مشاهده نشده و نه لزوماً مستقل باشد بسط داد. وی نتیجه گرفت که روش حداکثر راستنمایی را می‌توان برای برآورد هم‌زمان هر دو معادله رگرسیونی اولیه و پارامترهای آستانه تصادفی به‌کار برد. در حالت کلی ساختار مدل‌های فوق غیرخطی بوده و روش حداکثر راستنمایی برای برآورد آنها پیشنهاد شده است. اما کاربرد موفق این رهیافت وابسته به الگوریتم‌های تکراری عددی در دسترس می‌باشد. در حالی که الگوریتم‌های عددی مانند روش تکراری نیوتن- رافسون برای مدل ساده توبیت کاملاً موفق هستند، برای مدل‌های پیچیده‌تر کاربرد الگوریتم‌های تکراری عددی می‌تواند هزینه‌بر بوده که در مواقعی برآورد آنها را ناممکن می‌سازد. برای مثال نلسون در سال ۱۹۷۵ گزارش داد که الگوریتم‌های تکراری را نمی‌توان به سادگی برای مدل‌های رگرسیونی سانسور شده بدون برآوردهای اولیه خوب به‌کار برد. برای غلبه بر این مشکلات روش‌های برآورد دو مرحله‌ای (Two-stage estimation method) پیشنهاد گردیده و در عمل به‌کار رفته است.

از مطالعاتی که از این روش استفاده نموده‌اند، می‌توان تحقیق لی و تراست (۸) را نام برد. با استفاده از برآوردهای سازگار ارائه شده در تحقیق آنها برای مطالعه تقاضای مسکن، یک روش دو مرحله‌ای حداکثر راستنمایی را می‌توان برای دستیابی آسان به برآوردهای حداکثر راستنمایی به‌کار برد. سپس، لی و همکاران (۹) روش برآورد دو مرحله‌ای را برای الگوهای معادلات هم‌زمان تغییر وضعیت(Switching) مورد بحث قرار دادند. که در آن تابع معیار تغییر وضعیت از نوع پروبیت و توبیت می‌باشد. گوتز(۵) با کاربرد مدل انتخابی(Selectivity model) تصمیم خانوارهای روستایی مبنی بر مشارکت در بازار را از تصمیم آنها مبنی بر این‌که در صورت مشارکت در بازار چه مقدار به فروش خواهند رساند یا خواهند خرید، مجزا کرده است. رهیافت به‌کار رفته در مطالعه وی برآورد دو مرحله‌ای می‌باشد. در مطالعه وی، با استفاده از برآوردهای اقتصاد سنجی پروبیت، در مرحله اول عوامل تأثیر گذار بر نحوه مشارکت تولیدکنندگان در بازار و اجزای انتخابی(Selectivity terms) تعیین شده است. در مرحله دوم، با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای عوامل تأثیرگذار بر میزان خرید و فروش در بازار برآورد گردید.

کی و همکاران در سال ۲۰۰۰، تحقیق گوتز را به حالت‌های سه‌گانه مشارکت در بازار (خریدار، خودکفا و فروشنده) تعمیم دادند و رفتار تولیدی افراد را با وجود این سه وضعیت مورد بررسی قرار دادند. آنها با استفاده از توابع تولید و آستانه تولید و همینطور شرایط مشارکت در بازار، توابع راستنمایی را که در برگیرنده هر سه وضعیت ممکن مشارکت در بازار برای یک تولید کننده برنج در بازار باشد به دست آورد. با حداکثر نمودن این تابع راستنمایی آنها توانستند پارامترهای توابع تولید و آستانه تولید را برآورد نمایند. برآورد پارامترها توابع تولید و آستانه تولید برای مشارکت‌کنندگان در بازار همراه با تابع تولید تولیدکنندگان خودکفا امکان اندازه‌گیری هزینه‌های مبادله متغیر برای مشارکت کنندگان در بازار و آزمون هزینه‌های مبادله ثابت و متغیر در ساختار تولید را فراهم می‌سازد. آزمون به‌کار رفته برای این منظور، آزمون نسبت راست‌نمایی (Likelihood Ratio Test) می‌باشد. در این مطالعه با استفاده از روش دو مرحله‌ای (مشابه گوتز و لی) اقدام به برآورد پارامترها گردیده است. (۲).

داده‌های به‌کاررفته در تحقیق حاضر از یک نمونه ۲۶۰مشاهده‌ای از زارعین شالیکار استان مازندران در سال زراعی ۱۳۸۲ به دست آمده است. نمونه یادشده با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده طی چند مرحله انتخاب شده است. مراحل انجام این روش نمونه گیری در مطاله مورد نظر ما به شرح زیر می‌باشد:

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

جدول ۱. متغیرهای استفاده‌شده در الگوهای اقتصادسنجی

شرح متغیر	واحد اندازه‌گیری	میانگین		
		فروشندگان	خریداران	خودکفایان
عضویت در تشکل‌ها و سازمان‌های کشاورزی	بلی=۱؛ خیر=۰	۰/۷۵	۰/۶۵	۰/۵۵
اطلاع از قیمت‌های بازار	بلی=۱؛ خیر=۰	۰/۶۳	۰/۵۱	۰/۵۳
وضعیت جاده	خوب=۱؛ بد=۰	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۱۵
فاصله تا نزدیک‌ترین بازار	کیلومتر	۳/۹۱	۶/۲۶	۵/۷
اطلاع از تفاوت کیفیت انواع برنج	بلی=۱؛ خیر=۰	۰/۵۶	۰/۳۸	۰/۵۳
داشتن وانت	بلی=۱؛ خیر=۰	۰/۲۰	۰/۱۴	۰/۱
تحصیلات زارع	سال	۳/۰۳	۲/۹	۲/۹۶
سن زارع	سال	۴۸/۲	۵۳/۱	۵۰/۰
شغل اصلی زارع	کشاورزی=۱؛ غیرکشاورزی=۰	۰/۸۵	۰/۲	۰/۴۸
کل زمین کشاورز	هکتار	۱/۹۳	۰/۵	۰/۹۸
شاخص دارایی‌های خانوار	–	۳۳/۳	۲۰/۰	۲۸/۹
شاخص مکانیزاسیون	برداشت مکانیزه=۱؛ برداشت غیرمکانیزه=۰	۰/۸۱	۰/۶۸	۰/۶۴
بهره‌گیری از تسهیلات	بلی=۱؛ خیر=۰	۰/۵۹	۰/۳	۰/۳۶
درآمد سالانه خانوار	ریال	۲۲۰۵۸۰۰	۱۸۵۶۸۰۰	۲۰۹۵۸۰۰
تعداد افراد خانوار	تعداد	۴/۷۳	۵/۰۳	۵/۴۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

مرحله اول: تعدادی از شهرستان‌های استان مازندران به‌طور تصادفی انتخاب گردید. شهرستان‌های انتخاب شده برای نمونه ما آمل، بابل، فریدونکنار و سوادکوه می‌باشند.

مرحله دوم: با توجه به این‌که گروه هدف مورد مطالعه، تولید کنندگان برنج طارم هستند، ابتدا نواحی از هر شهرستان که در آنها کشت طارم غالب است انتخاب گردید.

مرحله سوم: در این مرحله تعدادی از این روستاها را به‌طور تصادفی انتخاب نمودیم.

مرحله چهارم: از روستاهای انتخاب شده تولید کنندگان طارم را به‌طور تصادفی انتخاب نموده و سپس داده‌های لازم از طریق تکمیل پرسش‌نامه و مصاحبه حضوری گردآوری گردید.

در قسمت بعدی نتایج به‌دست‌آمده از تحقیق حاضر ارایه شده است.

نتایج و بحث

بررسی داده‌ها نشان می‌دهد که ۶۰ درصد شالیکاران در نمونه مورد مطالعه به عنوان فروشنده و ۱۵ درصد آنان به عنوان خریدار برنج وارد بازار شده و ۲۵ درصد باقی‌مانده خودکفا بوده‌اند. قبل از ارایه الگوهای اقتصادسنجی به ارایه میانگین متغیرهای نمونه و واحدهای مربوطه برای گروه‌های مختلف تولیدکنندگان در جدول ۱ پرداخته شده است. شش متغیر نخست در جدول ۱ به عنوان شاخص‌های اصلی مؤثر بر هزینه‌های مبادله و بقیه متغیرها به عنوان عوامل غیرقیمتی مؤثر بر تولید و مصرف در الگوهای اقتصادسنجی (توابع تولید و آستانه خرید و فروش) در نظر گرفته شده‌اند.

مطابق مطالب پیشین، هزینه‌های مبادله ثابت بر آستانه خرید و فروش تأثیر گذاشته و بر مقدار تولید بی‌تأثیرند. از سوی

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

دیگر، هزینه‌های مبادله متغیر تولید را تحت تأثیر قرار داده و بر آستانه تولید تأثیری ندارند. بدین جهت، متغیرهای مؤثر بر هزینه‌های مبادله، در تابع تولید به عنوان متغیرهای مؤثر بر هزینه‌های مبادله متغیر و در تابع آستانه تولید به عنوان عوامل مؤثر بر هزینه‌های مبادله ثابت تعبیر می‌شوند. با توجه به این که افزایش هزینه‌های مبادله ثابت منجر به افزایش آستانه تولید فروشندگان می‌گردد، مثبت بودن ضرایب مربوط به متغیرهای یادشده به مفهوم ارتباط مستقیم آنها با هزینه‌های مبادله ثابت برای فروشندگان می‌باشند. از طرف دیگر، با توجه به این که هزینه‌های مبادله ثابت اثری منفی بر آستانه تولید خریداران می‌گذارد، مثبت بودن ضرایب مربوط به متغیرهای ذکرشده به مفهوم رابطه معکوس این متغیرها و هزینه‌های مبادله ثابت برای خریداران است.

افزایش هزینه‌های مبادله متغیر منجر به افزایش قیمت خریداران و در نتیجه افزایش تولید می‌گردد. در نتیجه، مثبت بودن ضرایب متغیرهای مربوط به هزینه‌های مبادله متغیر بدین مفهوم می‌باشد که متغیر مربوطه رابطه مثبتی با تولید و هزینه‌های مبادله متغیر برای خریداران دارد. عکس این حالت در مورد فروشندگان صادق می‌باشد.

برای بررسی اثر هزینه‌های مبادله بر کشش عرضه برنج شالیکاران، توابع عرضه و آستانه عرضه تولیدکنندگان فعال در بازار (یعنی معادلات ۷ تا ۱۱ برآورد گردیده است. روش به‌کاررفته برای برآورد این توابع، روش برآورد دومرحله‌ای می‌باشد. نتایج حاصله در جدول ۲ ارایه شده است. در این جدول ضرایب برآوردی و مقدار آماره t مربوطه در دو ستون جداگانه درج شده‌اند. در قسمت پایین جدول نیز آماره‌های مربوط به خوبی برازش الگوها ارایه شده است.

اطلاعات این جدول نشان می‌دهد که رابطه مثبتی بین قیمت بازار و مقدار تولید فروشندگان و خریداران وجود دارد. شاخص اطلاعات، چه به صورت اطلاعات بازاری (اطلاع از قیمت‌های بازار) و چه به صورت اطلاعات کالایی (اطلاع از تفاوت کیفیت انواع برنج) و بهبود و مناسب بودن وضعیت جاده از طریق کاهش هزینه‌های مبادله متغیر منجر به افزایش تولید فروشندگان می‌گردد. نتیجه به‌دست‌آمده بدان مفهوم است که مناسب بودن وضعیت جاده‌ها که بیانگر وجود زیرساخت‌های مناسب برای زارعین می‌باشد، توانسته است هزینه‌های مبادله متغیر را کاهش دهد. در مورد میزان تولید خریداران تنها اطلاع از قیمت‌های بازار اثر معنی‌داری داشته است که منفی بوده و بیانگر اثر کاهنده این متغیر بر هزینه‌های مبادله متغیر برای خریداران می‌باشد.

نتایج مربوط به اثر هزینه‌های مبادله در معادلات آستانه فروش و خرید به شرح زیر است. عضویت در تشکل‌ها و سازمان‌های کشاورزی، اطلاع از قیمت‌های بازار، وضعیت جاده و اطلاع از تفاوت کیفیت برنج بر آستانه تولید فروشندگان اثری منفی گذاشته بیانگر آن است که این عوامل سبب کاهش هزینه‌های مبادله ثابت برای فروشندگان می‌شوند. فاصله تا بازار اثر مستقیمی بر آستانه فروش گذاشته و به مفهوم بالاتر بودن هزینه‌های مبادله ثابت برای زارعینی است که فاصله بیشتری تا بازار فروش دارند. ضریب متغیر داشتن وانت منفی بوده به معنای آن است که داشتن وانت منجر به افزایش هزینه‌های مبادله ثابت گردیده است. این موضوع خلاف انتظار بوده بیانگر وجود عوامل و روابطی دیگر می‌باشد.

در معادله آستانه خرید، اطلاع از قیمت‌های بازار و وضعیت جاده اثر مثبتی بر آستانه تولید خریداران می‌گذارند. معنای این نتیجه آن است که آگاهی از قیمت‌های بازاری و مناسب بودن وضعیت جاده باعث کاهش هزینه‌های مبادله ثابت برای خریداران شده‌اند. مشابه فروشندگان، داشتن وانت در اینجا نیز اثری مستقیم بر هزینه‌های مبادله ثابت دارد ولی ضریب حاصله معنی‌دار نمی‌باشد.

همان گونه که در مباحث نظری مشخص شد، اثر متغیرهای غیرقیمتی مؤثر بر تولید و مصرف از قبل قابل پیش‌بینی نمی‌باشد. بنابراین، از تفسیر ضرایب متغیرهای یادشده خودداری می‌شود. نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه برای خانوارهای خودکفا نشان می‌دهد که شاخص مکانیزاسیون و

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4] [Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

جدول ۲. نتایج برآورد توابع عرضه و آستانه عرضه برای سه خانوار شالیکار

متغیرها	معادله عرضه فروشندگان (۷)		معادله آستانه فروش (۸)		معادله عرضه خریداران (۹)		معادله آستانه خرید (۱۰)		معادله عرضه خودکفایان (۱۱)	
	ضریب	tآماره	ضریب	tآماره	ضریب	tآماره	ضریب	tآماره	ضریب	tآماره
قیمت تصمیم (p^m)	۰/۰۱	۱/۷۸*			۰/۰۰۴	۳/۰۰**				
متغیرهای مؤثر بر هزینه‌های مبادله										
عضویت در تشکل‌ها و سازمان‌ها	۰/۵۵	۰/۷۶	-۲/۷۰	-۱/۶۴*	-۰/۱۶	-۰/۶۰	۰/۴۶	۰/۸۹		
اطلاع از قیمت‌های بازار	۰/۸۵	۱/۵۶	-۲/۵۶	-۱/۶۹*	-۰/۴۹	-۲/۱۵*	۰/۸۴	۱/۷۳*		
وضعیت جاده	۱/۲۴	۱/۶۹*	-۴/۹۰	-۲/۴**	-۰/۳۵	-۰/۸۵	۱/۶۹	۲/۰۶*		
فاصله تا بازار	۰/۰۱	۰/۱۴	۰/۲۷	۱/۷۹*	-۰/۰۱	-۰/۵۸	-۰/۰۰	-۰/۰۲		
اطلاع از تفاوت کیفیت برنج	۱/۶۸	۲/۸۵**	-۳/۵۵	-۲/۲۴*	۰/۲۰	۰/۸۵	۰/۴۱	۰/۸۲		
داشتن وانت	-۰/۳۷	-۰/۲۶	۹/۲۱	۲/۴۹	-۰/۳۳	-۰/۵۰	-۱/۶۷	-۱/۳۷		
عوامل مؤثر بر عرضه (z_q)										
تحصیلات زارع	۰/۱۳	۰/۷۱	-۰/۸۶	-۱/۷۱	-۰/۰۸	-۱/۳۰	۰/۱۴	۰/۹۰	-۰/۰۱۵	-۰/۲۵
سن زارع	۰/۳۱	۰/۵۱	-۱/۶۷	-۰/۹۸	-۰/۱۹	-۰/۷۴	۰/۶۹	۱/۱۹	۰/۲۱۱	۱/۰۵
شغل اصلی	۱/۰۷	۰/۷۶	-۱۰/۱۸	-۴/۵**	۰/۰۶	۰/۱۴	۱/۹۴	۲/۸۵**	-۰/۴۵۵	-۲/۳۶*
کل زمین کشاورز	۰/۵۹	۲/۶۸**	-۲/۹۹	-۴/۰**	۰/۱۱	۰/۳۹	۰/۸۹	۱/۹۱*	۰/۰۴۷	۰/۵۶
شاخص دارایی‌های خانوار	۰/۰۱	۰/۴۸	-۰/۲۳	-۲/۸**	۰/۰۱	۰/۲۴	۰/۰۹	۲/۸۵**	-۰/۰۰۸	-۰/۹۰
شاخص مکانیزاسیون	۰/۲۷	۰/۳۸	-۲/۷۲	-۱/۵۳	۰/۲۵	۱/۱۷	-۰/۴۶	-۰/۹۱	۰/۲۶۲	۱/۳۶
بهره‌گیری از تسهیلات	-۰/۳۲	-۰/۵۴	-۱/۴۳	-۰/۹۳	۰/۲۰	۰/۹۷	۰/۲۲	۰/۴۴	۰/۳۲۵	۱/۷۵*
عوامل مؤثر بر مصرف (z_c)										
درآمد سالانه خانوار			۰/۰۰	۰/۰۶			۰/۰۰	۱/۴۱	۰/۰۰۰	۰/۳۶
تعداد افراد خانواده			۰/۸۸	۲/۵۱			۰/۰۵	۰/۶۳	۰/۰۰۲	۰/۰۶
ضریب ثابت	-۵/۳۴	-۱/۱۲	۲۲/۰۰	۳/۴۵**	-۱/۸۵	-۱/۰۷	-۳/۰۵	-۱/۳۵		
R^2	۰/۲۶				۰/۴۹				۰/۲۱	
لگاریتم تابع راست‌نمایی	-۸۸/۸**				-۱۸/۵**				-۶۱/۵**	

مأخذ: یافته‌های تحقیق. (* : علامت سطح معنی‌داری ۱۰٪ و پایین‌تر و ** : علامت سطح معنی‌داری ۱٪ و پایین‌تر می‌باشد).

جدول ۳. نتایج مربوط به برآورد واکنش عرضه به تفکیک اجزای مربوطه

یک درصد تغییر در قیمت خرید $\left(\frac{dp^b}{p^b}=1\%\right)$	یک درصد تغییر در قیمت فروش $\left(\frac{dp^s}{p^s}=1\%\right)$	شرح	اجزای کشش عرضه
۰/۶۱	۰/۶۱	سهم مورد انتظار فروشندگان از کل تولید	θ^s
۰/۷۱	۰/۳۶	کشش احتمال فروش نسبت به تغییر قیمت	$e\left(P^s/p\right)$
۰	۱/۰۹	کشش عرضه به شرط فروشنده بودن	$e(E\left[q^s\middle\|s\right]/p)$
۰/۱۰	۰/۱۰	سهم مورد انتظار خریداران از کل تولید	θ^b
−۱/۶۶	−۰/۶۲	کشش احتمال خرید نسبت به تغییر قیمت	$e\left(P^b/p\right)$
۰/۷۹	۰	کشش عرضه به شرط خریدار بودن	$e(E\left[q^b\middle\|s\right]/p)$
۰/۲۹	۰/۲۹	سهم مورد انتظار خودکفاها از کل تولید	θ^a
۰/۷۱	−۰/۶۲	کشش احتمال خودکفایی نسبت به تغییر قیمت	$e\left(P^a/p\right)$
۰	۰	کشش عرضه به شرط خودکفا بودن	$e(E\left[q^a\middle\|s\right]/p)$
	۰/۶۴	کشش عرضه نسبت به تغییر قیمت فروش	$e(Eq/p^s)$
۰/۵۵		کشش عرضه نسبت به تغییر قیمت خرید	$e(Eq/p^b)$
۱/۱۹		کشش عرضه نسبت به تغییر یکسان در قیمت خرید و فروش	$e(Eq/p)=e(Eq/p^s)+e(Eq/p^b)$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

دسترسی به تسهیلات تأثیر مثبتی بر میزان تولید شالیکاران خودکفا داشته است. علاوه بر این، تولید خانوارهای خودکفایی که شغل اصلی آنها کشاورزی است، پایین‌تر می‌باشد. به عبارت دیگر تولیدکنندگان خودکفا تنها به فکر تولید برای مصرف خود بوده و به دلیل وجود هزینه‌های مبادله انگیزه‌ای برای افزایش تولید و حضور در بازار ندارند.

با استفاده از پارامترهای برآورد شده و با استفاده از روابط مربوط به برآورد کشش عرضه (روابط (۱۶) و (۱۷)) می‌توان اقدام به برآورد کشش عرضه با در نظر گرفتن هزینه‌های ثابت و مبادله متغیر براورد گردیده است. نتایج این برآوردها در جدول ۳ ارایه شده است.

همان گونه که در جدول مشاهده می‌گردد، میانگین سهم مورد انتظار فروشندگان از کل تولید بیشترین مقدار بوده و برابر ۶۱ درصد می‌باشد. این سهم برای خانوارهای خودکفا و خریدار به ترتیب برابر ۲۹ و ۱۰ درصد می‌باشد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در ارتباط با کشش عرضه با وجود هزینه‌های مبادله، یک درصد افزایش در قیمت فروش احتمال این را که خانوار به عنوان فروشنده وارد بازار گردد ۰/۳۶ درصد افزایش و احتمال خریدار یا خودکفا بودن تولیدکننده را به میزان ۰/۶۲ درصد کاهش خواهد داد. از طرف دیگر، با افزایش یک درصدی قیمت خرید، میانگین احتمال فروشنده یا خودکفا شدن تولیدکننده به میزان ۰/۷۱ درصد افزایش و احتمال خریدار بودن خانوار به طور متوسط به میزان ۱/۶۶ درصد کاهش خواهد یافت.

یک درصد افزایش قیمت فروش، تولید فروشندگان را به طور متوسط به میزان ۱/۰۹ درصد افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، افزایش یک درصدی قیمت خرید منجر به افزایش تولید

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

خریداران به میزان ۰/۷۹ درصد می‌گردد. اثر خالص افزایش قیمت فروش، افزایش محصول به میزان ۰/۶۴ درصد می‌باشد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش قیمت فروش از دو طریق منجر به افزایش تولید می‌گردد: (۱) از طریق زیاد شدن تعداد فروشندگان و (۲) از طریق افزایش تولید فروشندگان. محاسبات به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که اثر خالص افزایش یک درصد قیمت خرید، افزایش محصول به میزان ۰/۵۵ درصد می‌باشد. افزایش تولید در نتیجه افزایش قیمت خرید، می‌تواند معلول دو علت باشد. از طرفی، افزایش قیمت خرید منجر به افزایش تعداد فروشندگان و کاهش تعداد خریدارن شده و از طرف دیگر تولید خریدارن محصول را افزایش می‌دهد. بنابراین، هر سیاستی که منجر به افزایش قیمت خرید و فروش محصول به میزان یک درصد گردد، به طور خالص تولید را ۱/۱۹ درصد افزایش خواهد داد.

در اغلب مطالعات مربوط به کشش عرضه برنج در کشور از داده‌های کلان استفاده شده است و در نتیجه قیمت به‌کار رفته به صورت شاخصی از قیمت انواع برنج در سطح خرده‌فروشی یا عمده‌فروشی در تابع عرضه وارد گردیده است. از طرف دیگر، این مطالعات بر روی فروشندگان برنج متمرکز شده‌اند و در تحلیل آنها تولیدکنندگان خریدار و خودکفا حذف شده است. بنابراین، مقایسه نتایج این مطالعه با تحقیقات مشابه، که در آنها هزینه مبادله وارد نشده، مشکل می‌باشد. برای نمونه، در مطالعه‌ای که توسط نوری (۳) به منظور بررسی عوامل مؤثر بر اخلال بازار برنج انجام گردید، تابع عرضه کل برنج به عنوان تابعی از شاخص قیمت عمده‌فروشی انواع برنج مورد برآورد قرار گرفت. در مطالعه وی، کشش قیمتی عرضه برنج پایین و برابر ۰/۰۶ درصد محاسبه شد. مقایسه نتیجه به‌دست آمده در این مطالعه نشان می‌دهد که کشش عرضه با لحاظ کردن هزینه‌های مبادله می‌تواند متفاوت باشد؛ که در تحقیق حاضر بیشتر از مقدار کشش عرضه بدون هزینه‌های مبادله است. البته در مطالعه حاضر مقدار کشش عرضه در نتیجه تغییر در قیمت فروش برابر ۰/۶۴ درصد محاسبه شده است که به مقدار به‌دست آمده در مطالعه مذکور نزدیک‌تر می‌باشد.

در حالت کلی، زمانی که هزینه‌های مبادله بر نحوه مشارکت تولیدکنندگان در بازار اثرگذار باشد، سیاست‌های قیمتی، آثار رفاهی و رفتاری متفاوتی را برای گروه‌های مختلف جمعیتی زارعین خواهد داشت. با در نظر گرفتن هزینه‌های مبادله، عرضه کل به تغییرات هزینه‌های مبادله از طریق تأثیرگذاری آن بر مشارکت بازاری تولیدکنندگان واکنش نشان خواهد داد. در نتیجه، سیاست‌های کاهش‌دهنده هزینه‌های مبادله، مکمل مهمی برای سیاست‌های قیمتی تأثیرگذار بر واکنش عرضه تلقی می‌گردند. نتایج به‌دست‌آمده برای محصول برنج در ایران نشان می‌دهد که پایین آوردن هزینه‌های مبادله از طریق بهبود زیرساخت‌های حمل و نقل و سیستم‌های اطلاع‌رسانی (مانند بازار بورس محصولات کشاورزی) و همین طور یکپارچگی بازار منجر به افزایش واکنش عرضه هم از طریق افزایش مشارکت بازاری و هم از طریق افزایش تولید تولیدکنندگان برای گروه‌های مشارکت‌کننده در بازار گردیده است.

منابع مورد استفاده

۱. حسینی، ص. و م. خالدی. ۱۳۸۴. ارزیابی هزینه مبادله تامین اعتبارات کشاورزی برنج کاران استان مازاندران. مجله علوم و صنایع کشاورزی ۳۷: ۸۱-۹۰.

۲. خالدی، م. ۱۳۸۴. ارزیابی آثار هزینه‌های مبادله بر رفتار تولیدکنندگان بخش کشاورزی. رساله دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران.

۳. نوری، ک. ۱۳۸۳. بررسی عوامل مؤثر بر اخلال‌های بازار برنج. گزارش نهایی طرح تحقیقاتی، سازمان تحقیقات و آموزش کشاورزی، دفتر بررسی‌های اقتصادی طرح‌های تحقیقاتی، تهران.

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]

4. de Janvry, A., M. Fafchamps and E. Sadoulet. 1991. Peasant Household Behavior with Missing Markets: Some Paradoxes Explained. Econ. J. 101: 1400-1417.
5. Goetz, S.J. 1992. A Selectivity Model of Household Food Marketing Behavior in Sub-Saharan Africa. Amer. J. Agric. Econ. 74: 444-452.
6. Key, N., E. Sadoulet, and A. de Janvry. 2000. Transactions Costs and Agricultural Household Supply Response. Amer. J. Agric. Econ. 82: 245-259.
7. Kherallah, M. and J. Kirsten. 2001. The New Institutional Economics: Application for Agricultural Policy Research in Developing Countries. Market and Structural Studies Division, Discussion Paper, No. 36, International Food Policy Res. Instit. USA.
8. Lee, L. F. and R. P. Trost. 1978. Estimation of Some Limited Dependent Variable Models with Application to Housing Demand. J. Econ. 8: 357-382.
9. Lee, L. F., Maddala, G. S. and R. P. Trost. 1980. Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity. Econometrica 48(2): 491-503.
10. Maddala, G. S. 1992. Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Econometric Society Monograph No. 3., Cambridge University Press., UK.
11. Mathiesen, H. 1996. Corporate Agency Problems, Transaction Cost Economics, and Stock Pricing. MSc. Thesis, Institute of Economics, Copenhagen Univ., Denmark.
12. Minot, N. 1999. Effect of Transaction Costs on Supply Response and Marketed Surplus: Simulation Using Non-separable Household Models. Market and Structural Studies Division, Discussion Paper. No. 41, International Food Policy Research Institute.
13. Minot, N. 1999. Effect of Transaction Costs on Supply Response and Marketed Surplus: Simulations Using Non-Separable Household Models. MSSD Discussion paper no. 36. Washington DC: International Food Policy Research Institute.
14. Nelson, F.D. 1977. Censored Regression Models with Unobserved, Stochastic Censoring Thresholds. J. Econ. 6: 309-327.
15. Omamo, S. W. 1998. Farm–to–Market Transaction Costs and Specialization in Small-Scale Agriculture: Explorations with a Non-separable Household Model. J. Develop. Stud. 35: 152-163.

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2026-06-05]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.21.4]