فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۷، تابستان ۱۳۸۲، ۵۷ -۲۹

انتظارات، نااطمینانی و عدم تعادل در بازار محصولات کشاورزی ایران (مطالعه موردی محصولات سیب‌زمینی و پیاز)

غلامرضا کشاورز حداد *

انتظارات قیمتی /نااطمینانی در قیمت / عدم تعادل / محصولات کشاورزی / ایران

چکیده

در این مقاله ابتدا معادله عرضه محصولات کشاورزی در شرایط وجود انتظارات قیمتی و نااطمینانی در قیمت محصولات و محصولات رقیب با حداکثرسازی امید ریاضی تابع مطلوبیت انتظاری سود تولیدکنندگان استخراج و تابع تقاضا برای هر یک از کالاهای مورد مطالعه به صورت تابع تقاضای همفزون تصریح می‌گردد. سپس با بکارگیری داده‌های مربوط به محصولات سیب‌زمینی و پیاز برای دوره (۷۹-۱۳٤٤) روابط به دست آمده برای یک الگوی عدم تعادلی با قیمت و مقدار مبادله شده درون‌زا و یک معادله تعدیل قیمت، برای هر یک از محصولات براورد می‌گردد. نتایج نشان می‌دهند که کشاورزان سیب‌زمینی کار افرادی ریسک‌گریز ولی پیازکاران ریسک‌پذیر می‌باشند.

* عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه صنعتی شریف G.K.Haddad@sharif.ac.ir

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

بازارها، در اقتصادهای در حال توسعه به دلیل نبود ارتباط میان آنها و عدم وجود شفافیت با عدم تعادل روبرو می‌باشند. با این حال، در این اقتصادها، مطالعه تجربی براورد الگوهای عدم تعادل بازارها به یک موضوع منازعه برانگیز تبدیل شده است. دشواری اصلی در مشاهده‌ناپذیر بودن متغیرها ریشه دارد، بطور مثال مقدار عرضه شده در هنگام مازاد عرضه و مقدار تقاضا شده درهنگام اضافه تقاضا قابل مشاهده نیستند. بنا به ماهیت اقتصاد بازار، هیچ یک از خریداران و فروشندگان را نمی‌توان مجبور به خرید یا فروش بیشتر از مقدار مطلوب آنها نمود. از این رو مقدار مبادله مشاهده شده در بازار کالاهای مصرفی برابر با طرف کمبود عرضه و تقاضا است. در اقتصادسنجی، این قاعده طرف کمبود[1] به وسیله شرط شناخته شده حداقل (min) که مقدار مشاهده شده مبادله را برابر با حداقل مقدار عرضه شده یا تقاضا شده می گیرد، در الگوی هسته‌ای عدم تعادل نشان داده می‌شود.

بطور کلی، علل بسیاری برای وجود عدم تعادل می‌توان بر شمرد، شرایط آب و هوایی غیرعادی، تغییرات ناگهانی در جمعیت یا دیگر متغیرهای جمعیتی ، وجود شرایط خاص در بعضی از بازارها به استثنای محدودیت‌های ساختگی در قیمت ـ مقدار، بی‌اطلاعی خریداران و فروشندگان از قیمت‌های تعادلی و انتقال توابع عرضه و تقاضا نیز مثال‌هایی از این دست می‌باشندکه می‌توان از آنها به عنوان علل عدم تعادل یاد کرد. نبود اطلاعات کافی نیز به عنوان عاملی که منجر به رفتار غیر تعادل قیمت گردد، نیز پیشنهاد شده است.

گوردون و هایتز(۱۹۶۹) اعتقاد دارندکه اطلاعات ناقص پذیرفتنی‌ترین توضیح از پویایی رفتار روابط قیمت است و عدم تعادل نیز نشانگر شکلی از نااطمینانی از دانش مربوط به توابع عرضه و تقاضا است. اگر قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پذیر باشند، آنگاه تکانه‌های برون‌زای بازار در صورت وجود اطلاعات کامل از بازار لزوماً به قیمت‌های عدم تعادلی نمی‌انجامند. نبود اطلاعات کامل، فسادپذیری محصول و طولانی بودن دوره تولید

---

1. Sort - Side

Archive of SID

www.SID.ir

برای بعضی از کالاهای کشاورزی، ممکن است مانع از تغییرات کوتاه مدت مطلوب در مقدار عرضه شده گردد و قیمت‌هایی را ایجاد می‌نمایدکه از شفاف ساختن بازار ناتوان می‌باشند.

روشن است که وجود وضعیت تعادلی پیوسته، یا شرایط عدم تعادلی همیشگی در بازار پذیرفتنی نیست، بنابراین در مدلسازی بازار یک محصول خاص لازم است به این نکته توجه شود. در واقع باید مدلی ساخته شود که بتواند حرکت از یک وضعیت به وضعیت دیگر را به خوبی نشان دهد. در این تحقیق مدلی براساس فرضیه انتظارات عقلایی در طرف عرضه، و یک تابع تقاضای معمولی همفزون شده در طرف تقاضا، با فرض وجود عدم تعادل در بازار محصولات کشاورزی ایران و وجود نااطمینانی از قیمت محصول ساخته شده است.

۱. پیشینه پژوهش

در تعدادی از مقالات اخیر، پژوهشگران موضوع براورد توابع عرضه و تقاضا را در وضعیت‌های عدم تعادل بازارها مطالعه کرده‌اند. منظور ازعدم تعادل، وضعیتی استکه در آن مقادیر تقاضا شده (D) و عرضه شده (S) با یکدیگر برابر نبوده و در آن مقدار مشاهده شده (Q) توسط طرف کمبود بازار تعیین می‌گردد؛ یعنی $Q=\min(D,S)$. این موضوع نخستین بار توسط فیر و جفی (۱۹۷۲) و پس از آن نیز از سوی فیر و کلجیان (۱۹۷٤)،امیما (۱۹۷٤)، هارتلی (۱۹۷٤)، مادالا و نلسون (۱۹۷٤)، گلدفلد و کوانت (۱۹۷۵-۱۹۸۰)، کوانت (۱۹۸۸ و ۱۹۸۰ و ۱۹۷٦)، لافونت و گارسیا (۱۹۷۷)، بادن (۱۹۷۸) و دیگران مورد ملاحظه قرار گرفت و پاره‌ای از ملاحظات نظری نیز از سوی گروسمن (۱۹۷٤) در کنار موضوعات اقتصاد سنجی مطرح شده است.

از سوی دیگر در مشخص نمایی منحنی عرضه نیز پژوهش‌های فراوانی صورت گرفته است. اولین مطالعه بنیادین از واکنش عرضه توسط مارک نرلاو (۱۹۸۵) صورت پذیرفته است که تحقیقات مربوط به «واکنش عرضه» پس از آن شدیداً از روش‌شناسی وی تأثیر پذیرفته‌اند. به دنبال نرلاو تعداد زیادی از مطالعات با بکارگیری چارچوب نظری پیشنهادی

Archive of SID

www.SID.ir

او صورت پذیرفته‌اند. بدنبال نرلاو تعداد زیادی از مطالعات با بکارگیری چارچوب نظری پیشنهادی او صورت پذیرفت و الگوی وی به عنوان ابزاری مؤثر برای درک رفتار عرضه محصولات کشاورزی رواج عام یافت. از آن زمان تاکنون مدل اصلی وی به طرف گوناگون برای تطبیق با نیازهای تحلیل مختلف، تعدیل یافته است. در میان مطالعات انجام پذیرفته در کشور هند، تحقیق راج کرشینا (۱۹۹۳) مجی و دیگران (۱۹۷۱)، پاریخ (۱۹٦۷)، مدهاون (۱۹۷۲)، کامینگز (۱۹۷۵) و عسگری و کامینگز (۱۹۷٦) مطالعات آغازین هستند که چارچوب نرلاورا بکار بسته‌اند.

بعد پویایی در فرایند تصمیم گیری کشاورزان، موضوع اصلی مجی و دیگران (۱۹۷۱) را تشکیل می‌دهد، آنان بحث می کنندکه از فرض حداکثرسازی سود مفهوم هم ارز حتمیت[1] نتیجه می‌شود و دلالت بر این داردکه برای هر مقدار از درآمد تحقق یافته، یک توزیع احتمال از درآمد نامعین وجود دارد.

به پیروی از نگارش تعدیل یافته بهرمان (۱۹٦۸) از الگوی نرلاو، نویسندگان ریسک‌گریزی کشاورزان را وارد رفتار عرضه نمودند. فرضیه اساسی این است که در قیمت ذهنی[2] مفروض و توزیع احتمال متغیر عایدی[3] هدف کشاورزان حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری خود خواهد بود. نسبت انحراف معیار قیمت بالفعل محصول به انحراف معیار قیمت محصولات آلترناتیو به عنوان یک جانشین برای ریسک قیمت نسبی بکار گرفته شده است. همین طور انحراف معیار عایدی بالفعل در سه سال متوالی به عنوان نماینده ریسک در عایدی، منظور شده است.

مارک نرلاو و ایلاریا فورناری (۱۹۹۸) مدلی چند متغیره از تابع عرضه پویا را استخراج و با بکارگیری انتظارات شبه عقلایی براورد کرده‌اند. مدل مورد نظر آنان به طور صریح بر رفتار بهینه‌سازی پویای عوامل فعال در بخش کشاورزی مشروط بر محدودیت‌های تحمیل شده توسط فناوری تولیدکشاورزی ایالات متحده استوار است.

تولیدکنندگان میوه‌جات و سبزی‌ها بویژه بازار میوه‌های تازه در محیط اقتصادی

---

1. Certainty Equivalence
2. Subjective
3. Yield

Archive of SID

www.SID.ir

پرریسک فعالیت می‌کنند؛ در حالیکه این کشاورزان با همان انواع ریسک‌های تولیدی کشاورزی نظیر ریسک تکنولوژیک و آفت‌ها روبرو می‌باشند بطوری که محصولات فسادپذیری را تولید می‌کنند که قیمت این محصولات با نوسانات بسیار چشم‌گیری روبرو می‌باشند. پاره‌ای از این تغییر، مثلاً تغییرات فصلی در قیمت‌ها قابل پیش‌بینی است، ولی بخش عمده‌ای از آنها پیش‌بینی ناپذیر بوده و بستگی به تکانه‌های پیش‌بینی نشده وارد بر عرضه و تقاضا یا بستگی به تغییر در کیفیت محصولات تولید شده دارد. با توجه به اینکه اغلب کشاورزان ایران، مالکین خرده پا هستند، انتظار می‌رود که در مقابل این گونه ریسک‌ها آسیب‌پذیر باشند. بنابراین شناخت ماهیت رفتار و طرز تلقی آنها از ریسک شاید بتواند سیاستگذاران کشاورزی را در انتخاب راهبردهای صحیح یاری نماید. نوشتارهای قابل توجهی در اقتصاد کشاورزی نظیر پرات (۱۹٦٤)، جاست (۱۹۷٤) و ترایل (۱۹۷۸)، برنان (۱۹۸۲)، رالان پاپ و ریچارد جاست (۱۹۹۱) و ساندمو (۱۹۹۱) از جمله پژوهشگرانی هستند که تأثیر ریسک بر تصمیم‌گیری کشاورزان را در سطح مزارع بررسی کرده‌اند.

۲. مبانی نظری

نقطه شروع نظریه نئوکلاسیک بنگاه یک وضعیت بازار رقابتی کامل بوده و فرض را بر این قرار می‌دهد که تمام عوامل اقتصادی دارای اطلاعات کامل هستند. این به آن معنی است که هنگام عقد قرارداد با عوامل تولید، بنگاه از وضعیت دقیق منابع تولید، محصول تولید، فناوری تولید و حجم تولیدی که در آینده با بکارگیری این نهاده‌ها عاید او می‌شود اطلاع دارد. در کوتاه‌مدت، یک بنگاه که حداقل بعضی از هزینه‌ها و عوامل آن ثابت فرض می‌گردد، سود خود را در نقطه‌ای حداکثر می‌سازد که هزینه نهایی یک واحد از تولید برابر قیمت بازاری آن محصول است. شرط کافی در دستیابی به آن نزولی بودن تابع تولید نهایی نهاده است. این شرط منجر به تابع هزینه نهایی و عرضه محصول فردی و جمعی افزایشی می‌گردد.

در دنیای واقعیت تولیدکنندگان بویژه بنگاهها به ندرت از میزان تولید آینده و قیمتی

Archive of SID

www.SID.ir

که در آینده برای آن وجود خواهد داشت اطلاع دارند. نااطمینانی از مقدار تولید با عنوان ریسک تکنولوژیکی (مثلاً تغییرپذیری ناشی از آب و هوای محصول) و نا اطمینانی از قیمت محصول با عنوان ریسک بازار شناخته می‌شود. برای درک واکنش بنگاه به ریسک، چارچوب تحلیلی تابع مطلوبیت انتظاری فون نیومون مورگنشتاین[1] بکار گرفته می‌شود. که در کتاب "نظریه بازی‌ها و رفتار اقتصادی" (۱۹٤٤) پیشنهاد گردید. نظریه تابع مطلوبیت انتظاری روابط میان الگوی ترجیحات افراد برای مجموعه‌ای از فعالیت‌ها با نتایج هر یک از آنها را نشان می‌دهد. با برقراری فرض عقلانیت در انتخاب، فون نیومن و مورگنشتاین مجموعه‌ای از اصول متعارف را در مورد رتبه‌بندی، پیوستگی و استقلال انتخاب فرد بکار گرفتند که با استفاده از اینها ویژگی‌هایی برای تابع مطلوبیت انتظاری استخراج می‌گردد. بنابراین شرایطی را به دست می‌دهند که تحت آن الگوی ترجیحات فرد در شرایط انتخاب تصادفی منطبق بر حداکثرسازی مطلوبیت در شرایط الگوی مطلوبیت انتظاری است. تحت فرضیه مطلوبیت انتظاری، تابع هدف زیر را برای یک بنگاه تولیدکننده محصولات کشاورزی رقابتی در نظر بگیرید.

$$Eu(w + p'y - r'x) = Eu(w + \lambda)$$

که در آن $y=[y_1, \ldots y_n]'$ برداری از محصولات تولید شده توسط تولیدکننده محصولات کشاورزی، $p=[p_1,\ldots p_n]'$ قیمت هر یک از آن محصولات است. همچنین $x=[x_1,\ldots,x_n]'$ برداری از نهاده‌های تولید کشاورزی، $r=[r_1,\ldots r_n]'$ بردار مربوط به قیمت نهاده‌ها، W_0 ثروت اولیه خود زارع، $F(x)$ تابع تولید و $\lambda=(P'y - r'x)$ تابع سود باشند. فرض را بر این قرار می‌دهیم که الگوی ترجیحات ریسک واحد تولیدی با $U(\cdot)$ که شرط $u''(w) <\cdot$ (که به معنی ریسک‌گریزی است) را برقرار می‌سازد، نشان داده شود. علاوه براین می‌دانیم که به دلیل وقفه در تولید، قیمت محصولات p در هنگام تصمیم‌گیری برای کاشت نامعلوم بوده و p یک بردار تصادفی با یک تابع توزیع احتمال خاص، و با گشتاورهای مرتبه اول تا $M_1,\ldots,M_s$ ام مربوط به بردار قیمت‌ها می‌باشد. براساس فرضیه

1. Von Newman-Morgenstern

Archive of SID

www.SID.ir

مطلوبیت انتظاری تصمیم‌های مربوط به تولید می‌توانند به وسیله عبارت زیر نشان داده شوند:

$$\max [EU(w_0+p'y - r'x : y=f(x)]$$

برای حداقل‌سازی هزینه می‌توان تابع هدف بالا را به صورت زیر بار دیگر بیان داشت.

$$\max_y [EU(w_0+py - c(r,y))] \qquad (۳-۱)$$

بطوریکه $c(r,y) = [\min_x [r'x:y=f(x)]]$ تابع هزینه در مسئله حداقل‌سازی متعارف هزینه تحت شرایط وجود اطمینان کامل از آینده می‌باشد. تصمیم به عرضه محصولات از حداکثرسازی (۱ـ۳) نسبت به بردار y به دست می‌آید، آنگاه بردار عرضه محصولات بهینه‌ساز تابع هدف به صورت؛

$$y^*=y^* (w_0, m_1,..., m_s,\bar{r}) \qquad (۳-۲)$$

بیان می‌گردد. یکی از ویژگی‌های y^* این است که اگر $\partial y^* / \partial w=0$ باشد، براساس یافته‌های سندمو[1] تغییر در ثروت سبب تغییر در تولید نمی‌شود و بنابراین رفتار ریسک‌گریزی کشاورزان از نوع ریسک‌گریزی ثابت مطلق[2] است. در صورت خنثایی ریسک یا حتمیت کامل، تمام اثرات ثروت و واریانس قیمتی (گشتاورهای مرتبه دوم به بالا) حذف می‌گردند. بنابراین هم شرایط حتمیت و هم شرایط ریسک خنثی، هر دو موارد خاصی از نظریه نااطمینانی و ریسک گریزی هستند. می‌توان با استفاده از بسط تیلور رابطه خطی جهت تابع عرضه (۲-۳) برای محصولات را به دست آورد، یعنی:

$$y = y^{\circ}_{m}(m_1^{\circ}, m_2^{\circ}, r^{\circ}, k^{\circ}, w^{\circ}) + \frac{\partial u}{\partial m_1}(M - M_1^0)$$

$$+\frac{\partial y}{\partial m_2}(m_2 - m_2^{\circ}) + \frac{\partial y}{\partial r}(r - r\circ) + \frac{\partial y}{\partial w}(w - w\circ) + \frac{\partial y^*}{\partial k}(k - k^{\circ})$$

که در آن: m_i بردارهای گشتاورهای مرتبه اول و دوم (i=۱ ,۲) مربوط به متغیرهای

1. Sandmo, N (1991)
2. Constant Absolute Risk Aversion (CARA)

Archive of SID
www.SID.ir

قیمتی مثل قیمت خود محصول، قیمت محصولات رقیب در کشت؛

r: بردار قیمت نهاده‌ها؛

K: تعداد تراکتورهای موجود در بخش کشاورزی ایران؛

w: انباشت سرمایه بخش کشاورزی می‌باشد.

در نتیجه تابع عرضه خطی به دست آمده برای عرضه محصولات یاد شده می‌تواند به صورت زیر به دست آید. روشن است که عناصر تشکیل دهنده هر یک از بردارهای m_i در مورد هر یک از محصولات مورد مطالعه می‌تواند متفاوت باشد.

$$S_t = \beta_\circ + \beta'_1 m_{1t} + \beta'_2 m_{2t} + \beta'_3 r_t + \beta'_4 k_t + \beta'_5 w_t + u_t \qquad (۳-۳)$$

به جای گشتاورهای مرتبه اول متغیر قیمت‌های انتظاری، به جای گشتاورهای مرتبه دوم از انحراف معیار متغیرهای قیمت به جای بردار r می‌توان از قیمت نهاده‌های کود شیمیایی، دستمزد نیروی کار قیمت نهاده سموم دفع آفات نباتی قیمت آب مصرفی بخش کشاورزی و هزینه اجاره زمین را به کار گرفت، اگرچه اطلاعات لازم به صورت سری زمانی در مورد بعضی از متغیرها قابل دستیابی نمی‌باشد.

برای محاسبه متغیرهای قیمت‌های انتظاری و معیار ریسک، روش‌های گوناگون وجود دارد. ریچارد جاست (۱۹۷٤) برای محاسبه هر یک از این متغیرها از الگوی وقفه هندسی تعمیم یافته انتظارات تطبیقی استفاده می‌کند.

$$P^e_{jt} = \theta \sum_{k=0}^{K} (1-\theta)^k (P_{jt-k-1})$$

$$V^e_{jt} = \theta \sum_{k=0}^{K} (1-\theta)^k (P_{jt-k-1} - P^e_{jt-k-1})^2$$

که در آن V^e_{jt} واریانس قیمت‌ها و P^e_{jt} قیمت انتظاری (از نوع انتظارات تطبیقی) و θ پارامتر تطبیق انتظارات و K تعداد وقفه‌ها می‌باشند.

برنان (۱۹۸۲) هفت معیار مختلف از اندازه‌های تغییرپذیری قیمت را به عنوان جانشین‌هایی برای نااطمینانی قیمت، با بکارگیری قیمت‌های گندم استرالیا در دوره زمانی

Archive of SID

www.SID.ir

۱۹۹۷-۱۹٤۸ مورد استفاده قرار داده است. این معیارها شامل انحراف معیارهای لغزان سه و چهار دوره‌ای و اندازه تفاضل قیمت‌های جاری و قیمت‌های انتظاری می‌گردد. نتیجه‌گیری وی این بوده است که به دلیل وجود درجه بالایی از همبستگی در میان متغیرهای ساده‌تر و متغیرهایی که با استفاده از روش‌های پیچیده براورد به دست می‌آیند، بکارگیری این متغیرها چیز زیادی از دست داده نمی‌شود. ترایل (۱۹۷۸) نیز به چنین نتیجه‌ای دست یافته است.

نیز می‌توان براساس نظریه حداکثرسازی مطلوبیت و با فرض برقراری شرایط همفزونی دقیق (یا معنی‌دار نبودن تورش همفزونی) تابع تقاضای همفزون محصول (i) را به صورت زیر بیان کرد:

$$D_t=\alpha_1 + \alpha_2 P_t + \alpha_3 P_{kt} + \alpha_4 YP_t + u_{2t} \qquad t= ۱ ,..., T \qquad (۳-۵)$$

که در آن:

D_t: مقدار تقاضا شده برای محصول در زمان (t)؛

P_t: قیمت تحقق یافته برای محصول در زمان (t)؛

P_{kt}: قیمت تحقق یافته برای کالاهای جانشین (در مصرف) کالای مورد مطالعه؛

YP_t: درآمد سرانه حقیقی؛

α و β، u_{2t}: ضرایب ثابت و جزء اخلال.

مهمترین ویژگی که مدل‌های عدم تعادلی را از مدل‌های تعادلی متمایز می‌سازد، کنار گذاشتن فرض برابری مقدار عرضه شده و تقاضا شده با مقدار مبادله شده است. اگر فرض گردد که مبادله اختیاری است، مقدار مبادله شده نمی‌تواند بیشتر از حداقل مقادیر تقاضا و عرضه شده باشد، یا $Q_{it}\leq\min(D_{it,}\ S_{it})$ و اگر این مبادله تمام منافع دو طرف مبادله را تأمین نماید، آنگاه $Q_{it}\geq\min(D_{it,}\ S_{it})$. همانطوری که گروسمن (۱۹۷٤)اشاره می‌کند، ترکیب دو فرض بالا، شرط؛

$$Q_t=\min\ (D_t,\ S_t) \qquad t= ۱ ,..., T$$

Archive of SID

www.SID.ir

را به دست می‌دهد. این شرط یک بیان رسمی از این مفهوم است که توابع عرضه و تقاضا محدودیت‌هایی را تعیین می‌کنند تا نوسانات در رفتار قیمت و مقدار مشاهده پذیر، در آن دامنه امکان وقوع پیدا کنند. اضافه‌نمودن (۵-۳) ابهام موجود در مدل برای مقدار مبادله شده ـ در قیمت‌هایی که بازار را شفاف نمی‌سازند ـ را رفع می‌کند. مدل تشکیل یافته از (۳-۳) تا (۵-۳) تأثیر قیمت‌های غیر تعادلی بر مقدار مبادله شده را نشان می‌دهد، اما قادر به توضیح ماهیت رفتار خریداران و فروشندگان در دوره‌های غیرشفاف بودن بازار نیست. بنابراین معمولاً رسم بر این است که یک ساز و کار تعدیل قیمت والراسی نیز به آن اضافه می‌گردد.[1]

$$\Delta P_t = \lambda(D_t - S_t) + \beta_3' x_t^a + u_{3t} \qquad \circ \le \lambda \le \infty \qquad (۳-۶)$$

که در آن x_t^a برداری از متغیرهای برون‌زا است، اکنون اگر $D_t = S_t$ برای تمام tها باشد، آنگاه (۳-۳) تا (۵-۳) به مدل تعادل رقابتی که حالت خاصی از مدل عدم تعادلی است تحویل می‌یابد.

مدل‌های عدم تعادلی در بردارنده انتظارات عقلایی توسط کوانت، چندا و مدالا (۱۹۸۳)، هولت و جانسون (۱۹۸۹)، زیمر و وایت (۱۹۸۲) و والترمایر و رابرت دارسی (۱۹۸۸) مورد بحث قرار گرفته‌اند. با این حال تحلیل‌هایی که شامل شکل‌گیری انتظارات از نوع $E_{t-1}(P_{t+1})$، که احتمالاًبسیار هم دشوار است، در نوشتارهای اقتصادی سنجی دیده نمی‌شوند.

۳. روش براورد و مشخص نمایی آماری الگو

مهمترین مورد مشخص‌نمایی تابع راستنمایی برای الگوی عدم تعادل حالت نامشخص بودن تفکیک‌سازی نمونه و درون‌زا بودن قیمت است[2]. در این مدل اطلاعات پیشینی راجع به افراز نمونه به رژیم‌های تقاضا و عرضه وجود ندارد و در استخراج تابع راستنمایی متغیرهای قیمت و مقدار مبادله شده درون‌زا می‌باشند و در نتیجه تابع راستنمایی مورد نیاز

---

1. R.E. Quandt (1988), p. 145.

۲. ر . ک. کشاورز حداد (۱۳۸۰).

Archive of SID

www.SID.ir

برای براورد پارامترهای معادله عرضه، تقاضا و تعدیل قیمت (۳-۳) تا (۳-٦) عبارت است از:

$$L = \prod_{t=1}^{T} h(Q_t, P_t) \qquad (٤-١)$$

که با استفاده از روش‌های محاسبات عددی این تابع راستنمایی برای به دست آوردن تخمین پارامترها حداکثر می‌شود.

پارامترهای معادلات تصریح شده (۳-۳) تا (۳-٦) با به کارگیری تکنیک حداکثر راستنمایی برای دوره زمانی (۷۹-۱۳٤٤) براورد می‌شود. برای حداکثر سازی تابع راستنمایی از روش بهینه‌یابی عددی[1]، الگوریتم با مشتق‌های عددی مرتبه اول استفاده شده است. ماتریس‌های واریانس کواریانس به وسیله تقریب‌های عددی معکوس منفی ماتریس مشتق‌های مرتبه دوم لگاریتم توابع راستنمایی براورد می‌شوند.

تابع تقاضای جمعی براساس نظریه همفزونی روابط رفتاری مصرف‌کنندگان و تابع عرضه جمعی نیز براساس نظریه همفزونی تابع عرضه حاصل از رفتار بیشینه سازی سود تولید کنندگان در شرایط وجود نااطمینانی از قیمت خود محصول و محصولات رقیب در کشت با فرض حتمی بودن قیمت نهاده‌ها، استخراج می‌شوند[2]. کشاورزان معمولاً اساس تصمیم‌گیری خود را بر قیمت‌های نسبی استوار می‌سازند، یعنی در هنگام تصمیم‌گیری برای تخصیص نهاده‌های کشت برای محصولات مختلف به قیمت نسبی نهاده‌ها و قیمت نسبی محصولات مختلف توجه دارند. به همین دلیل در این تحقیق بجای بکارگیری قیمت‌های مطلق نهاده‌ها و محصولات از قیمت‌های نسبی استفاده می‌شود. در تابع عرضه محصول سیب‌زمینی انتظار می‌رود که افزایش نسبت قیمت‌های انتظاری پیاز و گوجه‌فرنگی به قیمت انتظاری سیب‌زمینی سبب می‌گردد که کشاورزان تمایل به افزایش تخصیص نهاده‌های تولید به این محصولات داشته باشند. علاوه بر این در صورت ریسک‌گریز بودن کشاورزان لازم است ضریب متغیر ریسک در قیمت سیب‌زمینی باعث کاهش تولید و

---

1. Davidson – Fletcher-Powell, Newton, Eicker-Whiet

۲. قره‌باغیان و کشاورز حداد (۱۳۷۷)

Archive of SID

www.SID.ir

افزایش ریسک قیمت محصولات جانشین در کشت باعث افزایش تخصیص عوامل در تولید محصول می‌گردد. تراکتورهای بکار بسته شده در بخش کشاورزی به عنوان شاخصی از دانش فنی موجود در بخش کشاورزی بکار بسته می‌شود، زیرا که هر چه تعداد تراکتورها بیشتر باشند، فعالیت‌های کشاورزی به سوی مکانیزه‌تر شدن حرکت می‌کند. البته بکارگیری نهاده بذرهای اصلاح شده، مبارزه بیولوژیکی با آفات نباتی و دیگر نهاده‌های کشاورزی مدرن نیز در تحول عملکرد در هکتار مؤثر می‌باشند، ولی دستیابی به این متغیرها به صورت یک سری زمانی امکان‌پذیر نشده است. متغیر انباشت سرمایه در بخش کشاورزی (K_t) به عنوان جانشینی برای ثروت بخش کشارزی بکارگرفته می‌شود و هدف از بکارگیری آن فراهم ساختن امکان لازم برای آزمون فرضیه رفتار ریسک‌گریزی کشاورزان سیب‌زمینی و پیاز است.

در معادله استوکاستیک تعدیل قیمت، انتظار بر این استکه ضریب تعدیل قیمت γ مثبت باشد. بزرگتر بودن مقدار عددی این پارامتر به معنی سرعت بالای تعدیل قیمت در بازار برای شفاف ساختن بازار محصول بوده و پایین بودن آن به معنی وجود کندی در شفاف شدن بازار است.

انتظار می‌رود که افزایش قیمت محصول سبب کاهش مقدار تقاضا شده آن، و افزایش قیمت گوجه‌فرنگی سبب افزایش تقاضا برای محصول (به عنوان یک کالای جانشین در سبد مصرفی خانوارها) و افزایش قیمت سیب‌زمینی سبب کاهش تقاضای آن (به عنوان یک کالای مکمل) گردد. تغییر در درآمد می‌تواند سبب افزایش یا کاهش تقاضا بشود، که این امر بستگی به نوع کالا از نظر نرمال یا پست بودن آن دارد.

در طرف عرضه انتظار می‌رود که نسبت قیمت محصول رقیب و نهاده‌های کشاورزی رابطه منفی با مقدار عرضه داشته باشند، ریسک در قیمت محصولات رقیب و خود محصول بسته به نوع رفتار جمعی کشاورزان می‌تواند اثرات متفاوتی بر عرضه محصول بگذارد. برای کشاورزان ریسک‌پذیر نوسان قیمت باعث افزایش تولید می‌شود و از طرف دیگر ممکن است نوسان در قیمت سایر محصولات اثرات کاهشی یا افزایش در عرضه محصول بگذارند.

در مورد محصول پیاز نوسان قیمت محصول علاوه بر شرایط عرضه و تقاضا که به

Archive of SID

www.SID.ir

وسیله پارامتر γ تعدیل می‌گردد، بستگی به مقدار صادرات این محصولات نیز دارد. افزایش صادرات سبب افزایش قیمت و کاهش آن سبب کاهش قیمت می‌گردد. بنابراین β_3 باید مثبت باشد. با اضافه شدن متغیر $EXPO_t$ به معادله تعدیل قیمت تصادفی این الگوی عدم تعادلی کاملترین و در عین حال پیچیده‌ترین الگوی عدم تعادل شناخته شده، می‌گردد.

از آنجایی که محدودیت حداقل مقدار لحاظ شده درالگوی عدم تعادل مشاهده‌پذیری تنها یکی از دو متغیر درون‌زای D_t و S_t را امکان‌پذیر می‌سازد، چگالی مشترک g_t آنها نمی‌تواند در براورد مورد استفاده قرار گیرد. بنابراین لازم است مدل بر حسب متغیرهای درون‌زای مشاهده پذیر P_t و Q_t بازآرایی گردد. فرض کنید چگالی احتمالی مشترک متغیرهای درونزای مشاهده‌پذیر به وسیله $F_t(Q_t, P_t | X_t^d, X_t^s, X_t^a)$ نشان داده شود با استفاده از قاعده چگالی شرطی مشترک، نتیجه مدلاونلسون (۱۹۷٤) و با فرض نبود p_t در معادله عرضه می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$F_t(Q_t, P_t | X_t^d, X_t^s, X_t^a) = \int_{Q_t}^{+\infty} g_t(Q_t, S_t, P_t | X_t^d, X_t^s, X_t^a) dS_t + \int_{Q_t}^{+\infty} g_t(Q_t, D_t, P_t | X_t^d, X_t^s, X_t^a) dD_t \qquad (٤-١)$$

به طوری که در عبارت اول سمت راست (۱-٤) فرض بر این است که $D_t = Q_t$ و عبارت دوم آن $S_t = Q_t$ می‌باشد. این یک تابع راستنمایی عدم تعادل برای زمان t بوده و لگاریتم تابع راستنمایی برای تمام دوره‌ها می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$L = \sum_{t=1}^{T} \log F_t(Q_t, P_t | X_t^d, X_t^s, X_t^a) \qquad (٤-٢)$$

حداکثرسازی L تخمین‌های حداکثر راستنمایی از پارامترهای الگوی (۳-۳) تا (۳-٦) را به دست می‌دهد. برای محاسبه ماتریس کواریانس تخمین‌زنهای حاصل از براورد حداکثر راستنمایی سه روش رایج، نیوتن، BHHH و ایکر و وایت وجود داردکه هر یک از آنها واجد شرایط و ویژگی‌های خاص خود می‌باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

۱-۳. براوردهای حداکثر راستنمایی در بازار محصول سیب‌زمینی

براورد به دست آمده از ضرایب روابط (۳-۳) تا (۶-۳) در جدول (۱) نشان داده می‌شود. در تابع تقاضا کلیه پارامترها تفاوت معنی‌داری از صفر دارند. ضریب تعدیل در معادله تعیین قیمت معنی‌دار بوده و مقدار آن ۰/۰۰۳۵ است. در معادله عرضه به غیر از متغیرهای تعداد تراکتورها، ریسک در قیمت گوجه فرنگی و پیاز هیچ یک از متغیرهای دیگر اختلاف معنی‌داری از صفر ندارند. معنی‌دار نبودن متغیر ثروت (انباشت سرمایه) از اهمیت برخوردار است. براساس فرضیه ریسک‌گریزی فون نیومن مورگنشتاین معنی‌دار نبودن ضریب ثروت به معنی وجود ریسک‌گریزی ثابت مطلق می‌باشد.

بنابراین در صورت وجود پوشش بیمه‌ای مناسب در هنگام بالا رفتن میزان ریسک، می‌توان مقدار تولید را تا سطح بهینه رقابتی کامل و یا نزدیک به مقدار بهینه رقابتی کامل افزایش دارد. همچنین پذیرفته شدن فرضیه ریسک‌گریزی ثابت مطلق به این مفهوم است که سیاست‌هایی که ثروت و انباشت سرمایه در بخش کشاورزی (زیربخش تولید محصول سیب‌زمینی) را متأثر می‌سازند، نظیر سیاست‌های وصول مالیات قیمت‌های سقف و کف، نمی‌توانند تأثیر مستقیمی بر سود کشاورزان از طریق انباشت موجودی سرمایه به این بخش داشته باشند.

در ستون (۲) جدول (۱) براورد ضرایب الگوی هسته‌ای عدم تعادل (۳-۳) تا (۶-۳) بار دیگر با استفاده از روش حداکثر راستنمایی و با قیدهایی آورده می‌شود. انحراف معیارهای مربوط به هر یک از پارامترهای براورد شده براساس مشتق‌های مرتبه اول و دوم تحلیل ایکر و وایت ۱۹۸۰ محاسبه شده‌اند. مقادیر محاسبه شده توابع نمونه‌ای t نشان می‌دهند که غیر از متغیر انحراف معیار سه ساله قیمت محصول که سطح اعتماد آن نسبتاً پایین است، تمام ضرایب اختلاف معنی‌داری از خود دارند و علامت ضرایب براورد شده تمام متغیرها از جمله متغیر ریسک در تولید محصولات رقیب با برداشت‌های نظری پیشین سازگاری دارند. به رغم معنی‌داری ضعیف متغیر ریسک قیمتی پیاز به دلیل تأمین انتظارات قبلی ضریب براورد شده، این متغیر در معادله عرضه حفظ می‌شود.

ضرایب براورد شده متغیرهای نسبت قیمت‌ها انتظاری محصولات رقیب در کشت

Archive of SID

www.SID.ir

محصول سیب‌زمینی و با سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند. بنابراین افزایش قیمت انتظاری این محصولات سبب کاهش مقدار تولید از طریق کاهش سطح زیر کشت محصول سیب‌زمینی می‌شود. کاهش قیمت انتظاری خود محصول سیب‌زمینی نیز می‌تواند با افزایش نسبت قیمت‌های انتظاری سبب کاهش تولید گردد.

حساسیت کشاورزان سیب‌زمینی کار به تغییر در نسبت قیمت انتظاری پیاز به سیب‌زمینی بیشتر از حساسیت آنان به نسبت قیمت کود شیمیایی به عنوان نماینده‌های نهاده‌های متغیر تولید می‌باشد. ضریب نسبت قیمت انتظاری سیب زمینی برابر ۳٤٤۸۳۳- و ضریب شاخص قیمت کود شیمیایی به قیمت انتظارات سیب‌زمینی ۲٦۵۸۱/٦- است. بنابراین یک واحد افزایش در نسبت قیمت پیاز سبب ۳٤٤۸۳۳ کیلو کاهش در مقدار تولید سیب‌زمینی می‌گردد و این به معنی جابجایی عوامل تولید از قبیل زمین‌های مزروعی، نیروی کار، ماشین آلات و .... از تولید محصول سیب زمینی به سوی تولید محصول پیاز می‌باشد. همچنین کشاورزان در هنگام تخصیص منابع و نهاده‌های خود برای کشت سیب‌زمینی تنها قیمت مطلق نهاده‌ها و محصول را به عنوان عوامل انتقال دهنده اطلاعات بازار ملاکی برای تصمیم‌گیری خود انتخاب نمی‌کنند. بلکه نسبت قیمت انتظاری نهاده به محصول معیاری برای تصمیم تخصیص منابع می‌باشد. لذا افزایش همزمان قیمت انتظاری و قیمت نهاده تأثیری بر حجم تولید و سطح زیر کشت نداشته و نابرابر بودن نسبت تغییر این دو متغیر، تصمیم به تغییر در تخصیص منابع را متأثر می‌سازد. افزایش ریسک در قیمت محصولات پیاز و گوجه فرنگی باعث انتقال عوامل تولید، از تولید این محصولات به سوی تولید سیب‌زمینی می‌گردد، ولی میزان اثرگذاری ریسک در قیمت گوجه فرنگی بیشتر از پیاز می‌باشد (٦۸۷/۵ در مقایسه با ۵۸۸٦/٦) بکارگیری هر تراکتور اضافی در بخش کشاورزی سبب افزایش ۷۹۲٤/۳٤ واحد در تولید محصول می‌گردد. ضریب تعدیل قیمت که درجه سرعت شفاف شدن بازار را اندازه می‌گیرد؛ اختلاف معنی‌داری از صفر داشته و علامت آن نیز با برداشت‌های نظری سازگاری دارد. علامت مثبت آن دلالت بر این دارد که قیمت خرده فروشی سیب‌زمینی در هنگام اضافه تقاضا افزایش و در هنگام اضافه عرضه کاهش می‌یابد.مقدار کوچک آن نشانگر سرعت تعدیل پایین است و آن نیز به دلیل عدم امکان

Archive of SID

www.SID.ir

تغییر عرضه محصول بعد از زمان کشت است که ریشه عدم تعادل‌های موجود در بازار محصولات کشاورزی نیز در همین سرعت تعدیل پایین نهفته است.

در تابع تقاضا براورده شده قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی، قیمت خرده فروشی برنج و تولید ناخالص داخلی سرانه اختلاف معنی‌داری از صفر دارند. افزایش قیمت سبب کاهش تقاضا به اندازه ۲۷۹۰۶/٤ و افزایش یک واحد در قیمت خرده‌فروشی برنج به اندازه ۳۲۹۳۱/۷ هزار کیلو در مقدار تقاضای سیب‌زمینی می‌گردد و برنج یک کالای جانشینی از نوع ناخالص برای سیب‌زمینی است. سرانجام اینکه علامت ضریب درآمد سرانه به لحاظ نظری هم می‌تواند دارای ضریب مثبت و هم منفی باشد. مثبت بودن آن به معنی نرمال بودن این کالا و منفی بودن آن به معنی پست بودن آن است. منفی بودن ضریب براورد شده این متغیر به این معنی است که با افزایش درآمد خانوارها، مصرف آن کاهش یافته و خانوارها در سبد کالایی خود، کالاهای با کیفیت و ارزش غذایی بهتر را جایگزین آن می‌کنند. اگر چه به طور دقیق نمی‌توان در مورد جانشین هیکس آلن دو کالای سیب زمینی و برنج اظهار نظر کرد، ولی اگر ضریب متغیر درآمد بزرگتر از صفر بود به طور قطع سیب زمینی علاوه بر جانشینی ناخالص، جانشین هیکس آلن نیز می‌توانست باشد.

کشش‌های محاسبه شده برای توابع عرضه و تقاضای براورده شده برای دوره زمانی ۱۳۷۸-۱۳۷٤ محاسبه شده است.[1] میانگین کشش عرضه محصول نسبت به قیمت نسبی پیاز به سیب‌زمینی برای دوره زمانی یاد شده برابر با ۰/۳۹- ، حداکثر و حداقل مقدار به ترتیب ۱/۱۱- و ۰/۰۹- می‌باشد. بنابراین به ازای یک درصد افزایش در نسبت قیمت انتظاری پیاز به سیب‌زمینی، عرضه محصول به اندازه ۰/۳۹ درصد کاهش می‌یابد. همچنین یک درصد افزایش در نسبت شاخص قیمت کود شیمیایی به قیمت انتظاری سیب‌زمینی باعث کاهش عرضه محصول بطور متوسط به اندازه ۰/۳ درصد و یک درصد افزایش در ریسک قیمت سیب‌زمینی عرضه آن را ۰/۰۳ درصد کاهش می‌دهد.

---

۱. جزئیات مربوط به محاسبه کشش‌ها نزد نگارنده است.

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۳. براوردهای حداکثر راستنمایی در بازار محصول پیاز

نتایج به دست آمده از براورد الگوی عدم تعادلی محصول پیاز در جدول (۲) آورده شده‌اند. ضرایب براورد شده مربوط به نسبت قیمت‌های انتظاری سیب‌زمینی به قیمت انتظاری پیاز، و کودشیمیایی به قیمت انتظاری پیاز و نیز ریسک در قیمت محصولات گوجه‌فرنگی، با برداشت‌های نظری پیشین سازگاری دارد. نکته جالب توجه این است که کشاورزان پیاز کار افرادی ریسک‌پذیر بوده و به نوسان قیمت واکنش مثبت نشان می‌دهند، که این رفتار از مثبت بودن ضریب متغیر ریسک در قیمت محصول پیاز آشکار می‌گردد. علاوه بر این افزایش ریسک قیمت محصول سیب‌زمینی سبب کاهش در تولید پیاز ولی افزایش در ریسک قیمتی گوجه‌فرنگی سبب افزایش تولید می‌گردد.

در معادله تعدیل قیمت افزایش صادرات کالا سبب افزایش قیمت بازار و افزایش اضافه تقاضا نیز سبب افزایش قیمت می‌گردد. صرف نظر از معنی‌دار بودن پارامترهای براورد شده، علامت آنها به لحاظ نظری قابل توجیه می‌باشد. ولی ضریب متغیر اضافه تقاضا در سطح احتمال ۰/۰۵ اختلاف معنی‌داری از صفر ندارد.

برخلاف محصول سیب‌زمینی به نظر می‌رسد که رفتار و تصمیم جمعی کشاورزان پیاز کار از نوع ریسک‌پذیر بوده و با افزایش نوسانات در قیمت، این افراد مقادیر بیشتری از نهاده‌های خود را به کشت این محصول اختصاص می‌دهند. اما نکته قابل توجه و مهم این است که ضریب براورد شده اختلاف معنی‌داری از صفر دارد و بنابراین حذف آن از مدل امکان‌پذیر نیست. علامت متغیر انباشت سرمایه در بخش کشاورزی منفی و برخلاف انتظار است، بنابراین بار دیگر لازم است مدل بدون این متغیر براورد گردد. در تابع تقاضا به غیر از متغیر قیمت سیب‌زمینی متغیرهای دیگر تا اندازه قابل توجهی اختلاف معنی‌داری از صفر دارند.

همانطوری که ستون (۲) جدول (۲) نشان می‌دهد، در این مدل نیز کشاورزان پیازکار افرادی ریسک‌پذیر می‌باشند و پیاز کالایی پست ولی نه گیفن در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی است. مقدار عددی ضریب از نظر متغیر اقتصادی مطلب بسیار زیادی را در اختیار قرار نمی‌دهد و آنچه که اهمیت دارد، ضرایب کشش به دست آمده از این ضرایب

Archive of SID

www.SID.ir

می‌باشد. مهمترین ضریب از نظر تفسیر اقتصادی پارامتر $\hat{\delta}$ ضریب اضافه تقاضا در معادله تعدیل قیمت می‌باشد. مقدار براورد شده این ضرایب بسیار ناچیز بوده و برابر ۰/۰۰۱۹۵ می‌باشد که این حکایت از سرعت تعدیل بسیار ناچیز در رفتار کشاورزان و قیمت این محصول می‌باشد. متوسط کشش قیمتی تقاضای کالای پیاز نسبت به قیمت خود کالا در دوره زمانی ۱۳۷۸-۱۳٤۷ برابر با ۰/۲۵- است که نشان‌دهنده بی‌کشش بودن تقاضای این کالا است. حداقل مقدار کشش قیمتی تقاضا برابر ۱/۳۵- و حداکثر مقدار آن ۰/۰۲٤- می‌باشد. بطور کلی قدر مطلق روند این کمیت محاسبه شده در دوره زمانی یاد شده افزایشی است. به عبارت دیگر در طول زمان کالای رقیبی در سبد مصرفی خانوارها و در تولیدات صنایع مواد غذایی برای این کالا بوجود آمده است. نکته قابل توجه اینکه در دوره زمانی ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۸ مقدار عددی کشش قیمتی محاسبه شده نسبت به دوره قبل از آن نسبتاً قابل توجه است و نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در سال ۱۳۷۲ یک درصد افزایش در شاخص قیمت این کالا سبب ۰/٦٤۵ درصد کاهش در تقاضای این کالا می‌شود. این کمیت در سال ۱۳۷٦ به ۰/۷٤ و در سال بعد از آن ۱/۳۵ می باشد. به طور کلی می‌توان اظهار داشت که الگوی تقاضای این کالا در میان خانوارهای ایرانی در حال تغییر است و به تدریج این خانوارها کالای جایگزین دیگری را یافته‌اند.

متوسط کشش تقاضای پیاز نسبت به قیمت کالای گوجه فرنگی در دوره مطالعه شده برابر ۰/٦۲ می‌باشد. به عبارت دیگر در دوره مورد مطالعه به ازای یک درصد افزایش در قیمت کالای گوجه فرنگی، تقاضا برای پیاز ۰/٦۲ درصد افزایش یافته است. کشش‌های به دست آمده در الگوی عدم تعادل نشان می‌دهد که گوجه فرنگی یک کالای جانشین ناخالص[1] برای پیاز بوده و روند مقادیر عددی محاسبه شده برای این کشش در دوره مورد مطالعه همواره در حال افزایش بوده و حداقل مقدار آن در سال ۱۳٤۷ حدود ۰/۰۲۱۲ و حداکثر مقدار آن در سال ۱۳۷۷ در حدود ۲/۱۸ می‌باشد. این روند افزایشی نشانگر این است که با افزایش قیمت کالای گوجه‌فرنگی خانوارهای ایران پیاز را جایگزین

1. Gross Substitute

Archive of SID

www.SID.ir

گوجه فرنگی نموده‌اند. ۱۳٦٤ یک سال استثنایی در دوره مورد مطالعه است که در آن مقدار تولید محصول تغییر چشم‌گیری یافته است و این امر سبب تغییر کشش‌های عرضه و تقاضا به صورت یک جهش شده است. این جهش به سادگی می‌تواند براساس نظریه مکانیزم قیمت توجیه شود. نگاهی به روند متغیر قیمت پیاز در سالهای ۱۳٦۳ تا ۱۳٦۵ نشان می‌دهد که نوسان قیمت در این دوره نسبت به سالهای قبل از آن چشم‌گیر بوده و به همین دلیل مقدار تولید نیز به دلیل تغییر در مقدار سطح زیر کشت نوسان یافته است و تغییر در مقدار تولید سبب افزایش کشش‌های محاسبه شده گردیده است.

متوسط کشش قیمتی پیاز نسبت به درآمد سرانه ۱/٦٦- است، یعنی یک درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی سرانه سبب ۱/٦٦ درصد کاهش در تقاضای پیاز می‌شود، منفی بودن کشش محاسبه شده نشانگر پست بودن این کالا در سبد افراد خانوارها می‌باشد. برعکس دو مورد قبل روند قدر مطلق کشش محاسبه شده در دوره زمانی ۷۷-۱۳٤۷ کاهشی است و این به آن دلیل است که با افزایش درآمد از امکان کاهش در مقدار تقاضا شده پیاز کاسته شده است.

متوسط کشش قیمتی متقاطع تقاضای پیاز نسبت به قیمت سیب‌زمینی برابر ۰/۸۸ می‌باشد. یعنی یک درصد تغییر در شاخص قیمت متغیر سیب‌زمینی سبب ۰/۸۸ درصد افزایش (یعنی چیزی کمتر از ۰/۱ درصد) در تقاضای پیاز می‌گردد. مقدار عددی از نظر علامت نشان می‌دهد که این دو کالا جانشین ناخالص برای همدیگر می‌باشد. به بیان دیگر با توجه به اینکه کشش درآمدی منفی است با استفاده از رابطه اسلاتسکی می‌توان نشان داد که این دو کالا می‌توانند مکمل خالص همدیگر باشند.

متوسط کشش عرضه محصول نسبت به قیمت نسبی انتظاری سیب‌زمینی به پیاز در دوره مطالعه شده برابر (۰/٤-) است، بنابراین یک درصد افزایش در قیمت نسبی انتظاری محصول رقیب در کشت محصول حدود ۰/٤ درصد تولید محصول را کاهش می‌دهد، اگر بازده به مقیاس ثابت در تولید پیاز نسبت به نهاده زمین وجود داشته باشد، به معنی ۰/٤ درصد کاهش در سطح زیر کشت می‌باشد. قدر مطلق روند این کشش نزولی است، یعنی در سالهای اخیر واکنش تولیدکنندگان به افزایش این متغیر کاهش یافته است به طوری که

Archive of SID

www.SID.ir

در سال ۱۳٤۷ کشش برابر ۰/۹۸- درصد و در سال ۱۳۷٦ و ۱۳۷۷ به ترتیب برابر ۰/۱۱۸- و ۰/۱۲۷- می‌باشد. شروع این روند کاهش از سال ۱۳۷۰ می‌باشد که به نظر می‌رسد سیاست‌های تعدیل اقتصادی در جهت کاهش یارانه نهاده‌های کشاورزی آزادسازی اقتصادی بر تصمیم کشاورزان مؤثر واقع شده است.

متوسط کشش عرضه محصول به نسبت قیمت کود شیمیایی به قیمت انتظاری پیاز برابر ۰/۲۸- است. قدر مطلق بیشترین مقدار ۱٤/۰ و کمترین مقدار ۰/۰۱ در سالهای ۱۳٤۷ و ۱۳٦۹ می‌باشد. به طور متوسط یک درصد افزایش در قیمت کود شیمیایی به قیمت انتظاری، ۰/۲۸ درصد عرضه محصول را کاهش می‌دهد. قدر مطلق روند زمانی این متغیر نیز کاهشی است. بنابراین در طول دوره‌های گذشته کشاورزان نهاده رقیب کمتری برای کودشیمیایی پیدا کرده‌اند، افزایش قیمت این نهاده نمی‌تواند تأثیر چشم‌گیری در جهت کاهش بر تقاضای نهاده داشته باشد.

متوسط کشش عرضه نسبت به متغیر ریسک در قیمت محصول برابر با ۰/۰۵ است. یعنی به طور متوسط در دوره‌های مطالعه شده یک درصد افزایش در متغیر جانشین ریسک (یا به طور دقیق‌تر انحراف معیار سه ساله قیمت) سبب افزایش ۰/۰۵ درصد در سطح زیر کشت می‌گردد. نکته‌ای که باید بدان توجه داشت این است که نوسان در قیمت همیشه به صورت کاهش نیست بلکه شامل افزایش و کاهش قیمت می‌گردد و افراد ریسک‌پذیر در واکنش به این نوسان قیمت تمایل به عرضه بیشتر محصول از خود نشان می‌دهند. روند زمانی این کشش در حال افزایش است یعنی یک درصد نوسان در متغیر ریسک قیمت پیاز سبب افزایش فزاینده‌ای در سطح زیر کشت پیاز می‌شود.

افزایش در ریسک قیمت گوجه‌فرنگی سبب افزایش تولید پیاز می‌شود و این بدان معنی است، برای کشاورزی که چند محصول زراعی را به طور همزمان یا به صورت تناوبی تولید می‌کند از ریسک قیمتی ناشی از کشت گوجه‌فرنگی گریزان بوده و کشت پیاز را برای جلوگیری از خسارت‌های ناشی از کاهش قیمت گوجه فرنگی ترجیح می‌دهد. تراکتور به عنوان متغیر جانشینی برای بکارگیری فناوری در تولید محصولات در این مدل وارد شده است. افزایش تعداد تراکتورهای بخش کشاورزی سبب افزایش تولید محصول

Archive of SID

www.SID.ir

پیاز می‌گردد. یک درصد افزایش در تعداد تراکتورها، ۱۹/٦ درصد حجم تولید را افزایش می‌دهد. روند متغیر کشش عرضه محصول نسبت به تعداد تراکتورها افزایشی است، و این حکایت از این دارد که بازدهی نسبت به مقیاس تولید نسبت به این نهاده افزایشی است.[۱]

جمعبندی و ملاحظات

در بخش اول، مدل عرضه محصول در شرایط وجود نااطمینانی در قیمت محصول رقیب از حداکثرسازی امید ریاضی تابع مطلوبیت سود انتظاری تولیدکننده‌ای که چند محصول را می‌تواند بطور همزمان تولید نماید، استخراج شد. براین اساس عرضه محصول به صورت تابعی از قیمت تحقق یافته نهاده‌ها، قیمت‌های انتظاری خود محصول و محصولات رقیب در کشت و نیز عامل ریسک یعنی انحراف معیار سه ساله قیمت‌ها و نیز متغیر تعداد تراکتورهای بکار بسته شده در بخش کشاورزی به عنوان یک متغیر جایگزین برای انباشت فناوری در بخش کشاورزی به دست آمد. نظر به اینکه در هنگام تصمیم‌گیری برای تعیین سطح زیر کشت، قیمت نسبی نهاده‌ها و محصولات برای کشاورزان اهمیت بیشتری دارد، بنابراین در سمت راست معادله عرضه قیمت‌های انتظاری به صورت نسبی آورده شدند. از سوی دیگر در طرف تقاضا نیز این معادله به صورت یک معادله تقاضای همفزون شده Ad-hoc تصریح گردید. سرانجام در آخرین بخش نتایج حاصل از براوردها ارائه و تحلیل شدند. این دستاوردها نشان می‌دهند که:

- افزایش قیمت‌های انتظاری نسبی پیاز به سیب‌زمینی سبب کاهش تولید سیب‌زمینی می‌گردد، بطوری که متوسط کشش قیمتی عرضه محصول در طول دوره مورد مطالعه (۰/۳۹-) و یک درصد افزایش در قیمت‌های انتظاری نسبی در حدود ۰/٤ کاهش در عرضه محصول را به دنبال دارد. رابطه قیمت نسبی نهاده کود شیمیایی به قیمت انتظاری سیب زمینی با مقدار عرضه شده محصول نیز چنین است و کشش قیمتی آن

۱. تمام جداول مربوط به محاسبه کششها در نزد مؤلف است و در صورت نیاز می‌تواند در اختیار علاقه‌مندان قرار گیرد.

Archive of SID

www.SID.ir

(۰/۰۳۰۷-) می‌باشد که یک درصد افزایش در قیمت نسبی نهاده در حدود ۰/۰۳۱ درصد عرضه محصول یا به تعبیری اگر تولید به نهاده زمین همگن از درجه یک باشد سطح زیر کشت را کاهش می‌دهد. واکنش کشاورزان سیب‌زمینی کار نسبت به ریسک در قیمت محصول از نوع ریسک‌گریز است و افزایش در ریسک قیمتی گوجه‌فرنگی سبب افزایش تولید سیب‌زمینی می‌گردد. به عبارت دیگر سیب زمینی در کشت، رقیب گوجه‌فرنگی می‌باشد و افزایش ریسک در قیمت این محصول سبب انتقال منابع تولید و نهاده‌های زراعی به کشت محصول سیب‌زمینی می‌شود.

در طرف تقاضا پیاز و سیب زمینی دو کالای جانشین ناخالص برای یکدیگر هستند و این کالا در سبد مصرفی خانوارها پست بوده ولی یک کالای گیفن نیست. کشش قیمتی تقاضا برابر با ۱/۲٦ درصد می‌باشد که نشانگر واکنش بالقوه نسبتاً زیاد خانوارها و مصرف‌کنندگان سیب‌زمینی به افزایش قیمت این محصول است و یک درصد افزایش در درآمد واقعی سرانه حدود ۱/۵ درصد تقاضای سیب‌زمینی را کاهش می‌دهد.

ـ رابطه میان قیمت نسبی انتظاری سیب‌زمینی به پیاز و مقدار عرضه شده محصول پیاز منفی است و یک درصد افزایش در این متغیر مقدار عرضه شده را ۰/٤ درصد کاهش می‌دهد و علاوه بر این واکنش پیازکاران به افزایش قیمت نسبی نهاده تولید به صورت کاهش در مقدار عرضه شده محصول و کاهش در سطح زیر کشت پیاز می‌باشد بطوری که کشش عرضه به قیمت نسبی نهاده به طور متوسط در دوره مطالعه (۰/۲۸-) درصد می‌باشد. افزایش ریسک‌های قیمتی در بازار محصول پیاز سبب ترغیب کشاورزان به کشت بیشتر پیاز می‌شود و پیازکاران افراد ریسک‌پذیری تلقی می‌گردند. علاوه بر این افزایش در ریسک قیمتی سیب‌زمینی سبب افزایش تولید پیاز می شود. یعنی این افراد نه تنها علاقه شدید به نوسان قیمت پیاز دارند، بلکه نوسان قیمت سیب‌زمینی نیز سبب پیدایش تمایل به جابجایی منابع و نهاده‌های کشت از کشت پیاز به کشت سیب‌زمینی می‌گردد. بکارگیری انباشت دانش فنی سبب افزایش مقدار عرضه شده محصول می‌شود. هر واحد افزایش در صادرات پیاز خشک سبب افزایش ۰/۰۰۲۵ از شاخص قیمت خرده‌فروشی پیاز می‌گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

افزایش شاخص قیمت گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی سبب افزایش تقاضای محصول می‌گردد دو کالا جانشین ناخالص برای کالای پیاز می‌باشد که متوسط کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع به ترتیب برابر با ۰/۲۵ ، ۰/۶۲ و ۰/۰۸ می‌باشد. کشش درآمدی تقاضا نسبت به درآمد سرانه ثابت برابر با (۱/۶۶-) است که بیانگر پست بودن این کالا در سبد مصرفی خانوارهای کشور است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱ ـ نتایج حاصل از براورد ضرایب مدلهای بازار محصول سیب‌زمینی

		نامقید	مقید
معادله تقاضا	**جزء ثابت**	۰/۱۸۹٤۰٦E+۷ (۳/۱۳)	۰/۲۵۹۱۰۱E+۷ (۳/٤۷)
	شاخص قیمت سیب‌زمینی	-۲۸۷۷۷/۲ (-۷/۵۹)	-۲۷۹۰٦/٤ (-٦/۱۰۵)
	شاخص قیمت برنج	۳۸۷۰٤/۳ (۹/۰۹)	۳۲۹۳۱/۷ (۵/۸۳)
	تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت	-۰/۳۵۵۷۳۵E+۱۰ (-۱/۸۷)	-۰/۵۳۰٦۸۵ E+۱۰ (-۲/۲۷)
معادله عرضه	**جزء ثابت**	۱۱۱٦۹/۹ (۰/۰۳)	۲۹۸٦۸۹/۰ (۱/۷۸)
	نسبت قیمت انتظاری پیاز به سیب‌زمینی	-۳۵۰۵۳٦/۰ (۳/٦۸)	-۳٤٤۸۳۳/۱ (-٤/۹۲)
	نسبت قیمت انتظاری گوجه فرنگی به سیب‌زمینی	-۷۵۹۰٤/۱ (-۰/۷۳)	ـــــ
	نسبت قیمت کود شیمیایی به قیمت انتظاری سیب‌زمینی	-۱۳٦۵٦/٦ (۰/۹۸)	-۲٦۵۸۱/٦ (-۲/۸)
	انحراف معیار قیمت سیب‌زمینی	۲٤۵/٤۷ (۰/۸٤)	-۲۳۹۵/۱۳ (-۱/۷۹)
	انحراف معیار قیمت پیاز	-٦۷۳/۳۵ (-۰/۹)	٦۸۷/۵ (۱/۱۱)
	انحراف معیار قیمت گوجه‌فرنگی	۱۱۸۵/۸ (۲/۲۱)	۵۸۸٦/٦ (۲/٤۸)
	تعداد تراکتورهای استفاده شده در بخش کشاورزی	٤٦۵٦/۱ (۲/۱۵)	۷۹۲٤/۳ (٦/۲٤)
	انباشت سرمایه در بخش کشاورزی	-۳۹۱/٦٤ (-۰/۰۲۷)	ـــــ
معادله تعدیل قیمت	ضریب قیمت وقفه سیب‌زمینی با یک دوره	۱ (-)	۱ (-)
	ضریب اضافه تقاضا	۰/۰۰۳۵٦ (٤/۲۱)	۰/۰۲٤۳ (۳/۱٤)
	لگاریتم تابع راستنمایی تعداد تکرارها تعداد مشاهدات	۹۵۷/۷ ۲۳ ۲۹	۹۵٦/۲ ۳۱ ۲۹

* ارقام داخل پرانتز مقادیر تابع نمونه‌ای t می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲ ـ نتایج حاصل از براورد ضرایب مدلهای بازار محصول پیاز

		نامقید	مقید
معادله تقاضا	**جزء ثابت**	۱۷۱۶۵۰E+۷ (۱/۴۵)	۰/۱۲۶۰۰۴E+۷ (۱/۲۱)
	قیمت پیاز	-۲۹۷۸/۲۷ (۲/۱)	-۱۶۴۹/۶ (-۱/۱۴)
	قیمت گوجه فرنگی	۵۱۱۱/۳ (۳/۱۲)	۳۹۶۹/۲۲ (۲/۹۷)
	قیمت سیب‌زمینی	۱۷۶۷/۰۵ (۰/۹۱)	۵۹۸/۸ (۵/۱۵)
	تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت	-۰/۴۸۱۹۲۸E+۱۰ (-۱/۱۱۲)	-۰/۲۶۶۱۲۸E+۱۰ (-۰/۵۹)
معادله عرضه	**جزء ثابت**	۶۴۲۸۹۹/۱ (۵/۶۲)	۴۲۳۹۰۶/ (۱۰/۳۴)
	نسبت قیمت انتظاری سیب‌زمینی به پیاز	-۱۰۹۶۶۱/۶ (-۷/۸۸)	-۱۵۷۶۶۱/ (-۸/۲۲)
	نسبت قیمت کود شیمیایی به قیمت انتظاری پیاز	-۲۴۴۵۱/۳ (-۴/۶۵)	-۱۳۷۳۰/۴ (-۳/۳۱)
	انحراف معیار قیمت پیاز	۱۳۴۳/۷ (۱۰/۷)	۱۰۵۹/۸۹ (۱۲/۴۳)
	انحراف معیار قیمت سیب‌زمینی	-۳۲۹۰/۸ (-۱۴/۴)	-۱۹۹۰/- (-۸/۳۸)
	انحراف معیار قیمت گوجه‌فرنگی	۱۴۹۹/۸ (۳/۰۸۸)	۶۱۰/۸ (۱/۸۱)
	تعداد تراکتورهای بخش کشاورزی	۲۶۵۰/۰۹ (۸/۸۲)	۲۸۲۹/۰۸ (۱۲/۵)
	انباشت سرمایه در بخش کشاورزی	-۲۸۵/۴ (-۴/۴۴)	ـــــ
معادله تعدیل قیمت	قیمت با یک دوره وقفه	۱ (-)	۱ (-)
	اضافه تقاضا	۰/۰۰۲ (۰/۴۸)	۰/۰۰۱۹۵ (۴/۱۶)
	صادرات پیاز خشک	۰/۰۰۲۴۴ (۲۶/۳)	۰/۰۰۲۵۱ (۱۵/۲۲)
	لگاریتم تابع راستنمایی تعداد تکرارها تعداد مشاهدات	۱۲۵۲/۴ ۴۵ ۳۱	۱۲۴۲/۸۳ ۳۸ ۳۱

* ارقام داخل پرانتز مقادیر تابع نمونه‌ای t می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

۱. بانک مرکزی ج.ا.ا شاخص بهای کالاها و خدمات، تجدیدنظر شده ۱۳۷۹.

۲. بانک مرکزی ج.ا.ا ترازنامه ۱۳٤۲ تا ۱۳۷۸.

۳. قره‌باغیان، مرتضی و غلامرضا کشاورز حداد (زمستان ۱۳۷۷)؛ "محاسبه و آزمون تورش همفزونی درباره تقاضای سرمایه‌گذاری همفزون ایران"، **مجله تحقیقات اقتصادی**.

٤. کشاورز حداد، غلامرضا (تابستان ۱۳۸۰)؛ "مقایسه کارکرد برآوردهای حاصل از مشخص نمایی تعادل و عدم تعادل"، **مجله تحقیقات اقتصادی**.

5. Ali Mubarik and Adedulah (1998); “Supply Demand and Policy Environment for Pulses in Pakistan”, **The Pakistan Development Review,** Vol. 37, No.1, pp. 35-52.

6. Amemiya, T. (1974); “A Note on a fair & Jafee Model”, **Econometrica**, 42, pp. 752-62.

7. Ashok, Parikh (1962); “Farm Supply Response: A Distributed lag Analysis”, **Oxford Institute of Statistics Bulletin,** No. 33. pp. 57-72.

8. Askari H. and John Thomas C. (1976); “Supply Response of Farmers with Heterogeneous Land”, Indian Journal of Agricultural Economics, Vol. 31, No.1, pp.13-22.

9. Askary H. and J. T. Cumming; (1976); “Supply Response of Farmers with Hetorgenous Land”, **Indian Journal of Agricultural Economics,** Vol. 31, pp. 13-22.

10. Behrman J. R (1968); **Supply Response in underdeveloped Agricultures-Contributions to Economic Analysis**, North Holland publishing Co. Amesterdam, ehap. 5, pp. 151-184.

11. Bowden R.J. (1987); “Specification estimation & Inference for Models of Markets in Disequilibrium”, **International Economics Review,** Vol. 19, pp. 711-726.

12. Brennon .J.P. (1982); “The Representation of Risk in Econometric Models of Supply, Some Observations”, August. **Journal of Agricultural Economics,** Vol. 26. pp. 151-156

Archive of SID

www.SID.ir

13. C., C. Maji et al (1971); "Dynamic Supply and Demand Models for Better Estimations and Projections: An Econometric study for Major Food Grains in the Panjab Region", **Indian Journal of Agricultural Economics,** Vol. 27, No.1, pp. 21-34.
14. Coyle, B.T. (May 1994); "Risk Aversion and Price in Duality Models of Production: Reply", **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 76, pp. 320-323.
15. _____ (May 1994); "Risk Aversion and Price Risk in Duality Models of Production: A linear Mean-Variance Approach", **American Journal of agricultural Economics,** Vol. 76, pp. 230-323.
16. Cumming J. T., (1975); "Supply Responsiveness of Indian Farmers in the Post_independence Period", **Indian Journal of agricultural Economics,** Vol. 30, No. 1, March.
17. Deshpade R.S. (1996); "Demand and Supply of Agricultural Commodities-A Review", **Indian Journal of Agricultural Economics,** Vol. 51, No. 1,2, pp. 271-287.
18. Diebold F. X. and Passell L.Lemb (July 1996); "Why are Estimates of Agricultural Supply Response So Variable?" **Department of Economics University of Pennsylvania,** "Working Paper".
19. Driscoll, P. (May 1994) "Risk Aversion and Price Risk in Duality Models of Production: Comment," **American Journal of Agricultural Economics,** Vol. 76, pp. 318-319.
20. Duffield James A. and Robert Coltrance (May 1992); "Testing for Disequilibrium in the Hired Farm Labor Market", **American Journal of Agricultural Economics,** Vol. 74, pp. 412-420.
21. Eckstein Zvi (1984); "A Rational Expectations Model of Agricultural Supply", **Journal of Political Economy,** Vol. 92, No.1, pp. 1-9.
22. _____ (1985); "The Dynamics of Agriculture Supply: A Reconsideration", **American Journal of Agricultural Economics,** Vol. May (1985), pp. 204-214.
23. Just R.E. (1985); "An Investigation of the Importance of Risk in Farmer's Decision", **American Journal of Agricultural Economics,** Vol. May, pp. 204-214.

Archive of SID

www.SID.ir

24. _____ (Feb 1974) “An Investigation of the Importance of Risk in Farmer’s Decision”, **American journal of Agricultural Economics**, Vol. 56, pp. 14-25.
25. Laffont. J. and R. Garcia (1977); “Disequilibrium Econometrics for Business Loans”, **Econometrica,** 45, pp. 1187-1204.
26. Maddala, C.S. (1983); **Limited – Dependent & Qualitative Variables in Econometrics**, Cambridge University Press Cambridge.
27. Madhavan M,C. (1972); “Acreage Response of Indian Farmers: A Case Study of Tamil Nodu”, **Indian Journal of Agricultural Economics,** Vol. 27, No. 1, March.
28. Marc, N. (1958); “Adaptive Expectations and Cobweb Phenomena”, **Quarterly Journal of Economics,** 72, pp. 277-40.
29. Marsh, John M. (1994); “Estimating Intertemporal Supply Response in the Fed Beef Market”, **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 76, pp. 444-453.
30. Miranda Mario J. and Joseph W.Glauber (1993); “Intraseasonal Demand for Fall Potatoes Under Rational Expectations”, **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 75, pp. 104-112.
31. Nerlove Marc (1983); “Expectations, Plans, and Realizations in Theory and Practice”, **Econometrica**, Vol. 51, No. 5, pp. 1251-1277.
32. Oczkowski, E. (1993); “Price Quantity Controlled Agricultural Markets & Disequilibrium Econometrics a Survey”, **Agricultural Economics,** Vol. 9, pp. 53-87.
33. Ozanne A., (August, 1996) “Risk Aversion and Output Price Uncertainty Joint Risk Preference – Technology Estimation Within a Dual Approach”, **Center for Agricultural, Food and Resource Economics School of Economic Studies,** University of Manchester, England.
34. Pashigian B. Peter. (1970); “Rational Expectations and the Cobweb Theory”, **Journal of Political Economy,** Vol. 78, pp. 238-252.
35. Pope R.D. and Richard E. Just. (Agust 1991); “On Testing the Structure of Risk Preferences in Agricultural Supply Analysis”, **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 73, pp. 743-748.

Archive of SID

www.SID.ir

36. Quandt Richard E. (1998); **The Econometrics of Disequilibrium**, 1th ED., Basil Blackwell.
37. Raj, K. (1963); "Farm Supply Response in India and Pakistan: A Case Study of Panjab Region", **The Economic Journal,** Vol. 73, No. 291.
38. Rao, C.R. (1973); **Linear Statistical Inference and It's Applications**, 2th ED., John Wiley and Sons, New York.
39. Rull D. pope and R.E Just (1991); "Testing the Structure of Risk Preferences in Agricultural Supply Analysis," **American Journal of Agricultural Economics,** August, pp. 743-748.
40. Sandno, A. (1991); "On the Theory of the Competitive Firm Under Price Uncertainty", **American Economic Review,** Vol. 61, pp. 65-83.
41. Sengupta J.I. and Raymond E. Sfeir (1992); "Risk in Supply Response: An Econometric Application", **Applied Economics,** Vol. 14, pp. 249-268.
42. Shonkwiler J. Scott and Robert D. Emerson (1982), "Imports and the Supply of Winter Tomatoes: An Application of Rational Expectations", **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 64 pp. 364-641.
43. Shonkwiler J.S (1982); "An Empirical Comparison of Agricultural Supply Response Mechanisms", **Applied Economics,** Vol. 14, pp. 183-194.
44. Shonkwiler J.S. and G.S. Maddala (1995); "Modeling Expectations of Bounded Prices: An Application to the Market for Corn", **The Review of Economics and Statistics,** Vol. 67, pp. 697-702.
45. Traill, W.B. (1978); "Risk Variables in Econometric Supply Response Models", **Journal of agricultural Economics**, Vol. 29. pp. 58-61.
46. Wen S. Chern, (1976); "Acreage Response and Demand for Processing Tomatoes in California", **American Journal of Agricultural Economics,** May (1976), pp. 209-216.
47. White, H., (1980); "A Heteroskedasticity – Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", **Econometrica,** Vol. 48, pp. 817-838.
48. Ziemer R.F and White F.C. (1982); "Disequilibrium market analysis; An application to the US. Fed Beef Sector", **American Journal of Agricultural Economic,** Vol. 64. pp. 56-62.

Archive of SID

www.SID.ir