مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۵۸ / بهار و تابستان ۸۰ / صفحات ۱۱۲-۷۷

مقایسه کارکرد برآوردهای حاصل از مشخص نمایی تعادل و عدم تعادل در بازار محصولات کشاورزی ایران

غلامرضا کشاورز حداد

پژوهشگر اقتصاد

چکیده

مقاله حاضر، ضمن دسته‌بندی نوشتارهای پیشین اقتصادسنجی عدم تعادل، با تأکید بر انتظارات عقلایی ادبیات موضوع، عرضه وتقاضای محصولات کشاورزی را ارایه می‌کند. بخش پایانی مقاله با بکارگیری دستاوردهای نظری موجود در بخشهای پیشین، به تحلیل اقتصادسنجی بازار محصول سیب‌زمینی ایران به دو روش تعادل و عدم تعادل از طریق مقایسه انواع کشش‌ها و محاسبه احتمال شرطی وقوع اضافه تقاضا، می‌پردازد.

کلید واژه‌ها

اقتصادسنجی عدم تعادل / واکنش عرضه / بازار محصولات کشاورزی / انتظارات عقلایی

مقدمه

مطالعات نظری و کاربردی اقتصاد سنجی عدم تعادل، حاکی از آنند که قیمتهای رایج در بازار، نمی‌توانند به طور آنی برای شفاف نمودن بازار(ها) در هر دوره تعدیل یابند، بنابراین چنین بازارهایی نمی‌توانند پیوسته در وضعیت تعادل قرار داشته باشند. اگر قیمتها چسبنده باشند، احتمال برابری S_tD_t برابر با صفر می‌گردد و آنچه که برای اقتصاد سنجی‌دان قابل مشاهده می‌باشد، عبارت از مقادیر مبادله شده در بازار می‌باشد و اگر خریداران مجبور نباشند بیشتر از مقدار مطلوب خود را خریداری نمایند و اگر فروشندگان مجبور به فروش بیشتر از مقدار مورد تمایل خود نباشند، اقتصاد سنجی دان تنها قادر به مشاهده کمترین مقدار عرضه شده یا تقاضا شده، خواهد بود. چنین مدلهایی را در نوشتارهای اقتصادسنجی، الگوی عدم تعادل نامگذاری کرده‌اند.

عدم تعادل در یک بازار رقابتی به این مفهوم است که یک یا تعداد بیشتری از عوامل بازار قادر به خرید یا فروش کالاهای خود، به همان اندازه که تمایل دارند در قیمتهای جاری انجام دهند، نباشند. در حالیکه الگوی حرکت کورمال، کورمال[1] با تجدید قرارداد والراس، یک سیستم بدون اصطکاک از بازارهایی را فرض می‌کند که در آنها خریداران و فروشندگان، به‌طور بالقوه دارای اطلاعات کامل از تمام آلترناتیوهای مرتبط بوده و مبادله تنها در قیمتهایی صورت می‌گیرد که با شفاف بودن کل بازار، سازگاری دارد.

مقاله حاضر دارای اهداف گوناگون است. ادامه این بخش سیری گذرا بر نوشتارهای پیشین اقتصادسنجی عدم تعادل و انواع توابع راستنمایی عرضه و تقاضای محصولات کشاورزی، دارد. سپس، الگوی تجربی عدم تعادل با نگاهی به انواع شکل‌گیری انتظارات معرفی و به تحلیل و مدلسازی بازار محصول سیب زمینی ایران پرداخته می‌شود. با استفاده داده‌های سالانه، پارامترهای مربوط به این مدلها با دو روش تعادل و عدم تعادل برآورد می‌گردند. همچنین، در بخش آخر، احتمال تعلق هر یک از مشاهدات دوره مطالعه شده به رژیمهای عرضه یا تقاضا، آورده می‌شود.

1- Tatonnement

۱- اقتصاد سنجی عدم تعادل

در چارچوب الگوهای تعادل عمومی، مطالعات عدم تعادل به پدیده دقیق اما پیچیده اثرات سرریز[1] تمرکز یافته‌ای که طی آن، تحقق نیافتن تعادل در یک بازار می‌تواند تقاضای مازاد تمام بازارهای دیگر را متاثر سازد، می‌پردازند. در حالی که پیشرفتهای چشمگیری در این راستا صورت گرفته است، پرسشهای فراوانی نیز در باره روشهای برآورد توابع رفتاری آن بی پاسخ مانده ست در تعدادی از مقالات اخیر، پژوهشگران موضوع برآورد توابع عرضه و تقاضا را در وضعیتهای عدم تعادل بازارها مطالعه کرده‌اند. منظور تمام آنها از عدم تعادل، تلقی وضعیتی است که در آن مقادیر تقاضا شده (D) و عرضه شده (S) با یکدیگر برابر نبوده و مقدار مشاهده شده (Q) توسط طرف کمبود[2] بازار تعیین می‌گردد.

در هر وضعیت عدم تعادلی «مقدار یک[3]» مفهوم چند وجهی است و تعیین آن نیز یک فرایند چند وجهی است. درک تمایز آشکار میان مفهوم‌های گوناگون مربوط به «مقدار»، پیش شرط انجام تحلیلهای سودمند از موضوعات اساسی موجود در پویایی‌های عدم تعادل است.

مقادیر خریداری شده، فروخته شده و تحویل شده، حتماً باید به‌عنوان مقدار مبادله شده تلقی شوند. اگر مبادله اختیاری باشد، مقدار مبادله شده نمی‌تواند بیش‌از حداقل مقدارهای تقاضا و عرضه شده باشد، یعنی $Q \leq \min(D,S)$ و نیز اگر معامله تمام منافع دو طرف مربوط به مبادله را در بر گیرد، آنگاه مقدار مبادله شده نمی‌تواند کمتر از حداقل مقدارهای تقاضا و عرضه شده باشد یعنی $Q > \min(D,S)$. با ترکیب فرضهای معاملات اختیاری کامل[4] نتیجه $Q = \min(D,S)$ به‌دست داده می‌شود. چنین بازارهایی، موضوعاتی تازه و بدیع از تصریح الگو، مانند برآورد و انجام استنتاج آماری راجع به الگوهای اقتصاد سنجی را مطرح ساخته‌اند. این موضوع، نخستین بار توسط فیر و جفی (۱۹۷۲) مطرح گردید. فیر و جفی در مطالعه خود، چهار روش برای برآورد عرضه و تقاضا

1- Spillover Effects
2- Short Side
3- Quantity
4- Exhaustive

در عدم تعادل بازارها را مورد بحث قرار داده‌اند. روش اول، روش حداکثر راستنمایی برای یافتن تفکیک سازی بهینه نمونه برای رژیمهای عرضه و تقاضاست. سه روش دیگر، اطلاعات مربوط به تعیین و تغییرات قیمت را برای کاستن از دشواریهای محاسباتی واستفاده هر چه بیشتر از داده‌های موجود بکار می‌گیرد. به‌علاوه هر سه روش به فرض اساس برابری مقدار مشاهده شده با حداقل مقادیر عرضه یا تقاضا استوار می‌باشند. مطالعه فیر و جفی (۱۹۷۲) با محدودیت‌های گوناگونی روبرواست :

الف) فیر و جفی دریافتند که روش معمول حداکثر راستنمایی، از نظر محاسباتی عملی نیست.

ب) روش جهت دار (I)، اگرچه بر اساس فرضهای الگو، تفکیک سازی درستی از نمونه به‌دست می‌دهد، ولی تخمین زنهای سازگاری را فراهم نمی‌سازد.

ج) سرانجام اینکه روش مقداری آنها به فرضهایی نسبتا محدود کننده‌ای در مورد رفتار تعیین قیمت استوار است، یعنی تغییرات قیمت به‌طور اکید به صورت نسبی[1] از مازاد تقاضا فرض شده است.

فیر و کلجین (۱۹۷۴) سه موضوع یاد شده را بر اساس دستاوردهای نظری فیر و جفی به صورت زیر گسترش داده‌اند:

الف) روش جهت‌دار (I) را برای به‌دست آوردن تخمین زنهای سازگار تعدیل نموده و آنگاه این تکنیک تعدیل یافته را در برآورد یک الگوی خاص استفاده کردند.

ب) یک بدیل[2] حداکثر استثنایی برای روش مقداری بر اساس همان فرض اکید متناسب بودن تغییرات قیمت با مازاد تقاضا پیشنهاد کرده‌اند.

ج) فرض پرتوان مربوط به رفتار تعیین قیمتها و روش برآورد عرضه و تقاضا بر اساس فرضهای کم توان‌تر که در آن معادله قیمت یک رابطه تصادفی و چند متغیر است، پیشنهاد کرده‌اند.

1- Stricty Proportional

2- Alternative

برخلاف آنچه که فیر و جفی (۱۹۷۲) بحث می‌کنند، امیمیا(۱۹۷۴) نشان می‌دهد که تخمین زن حداقل مربعات دو مرحله‌ای معمول، سازگار است ولی نه نوع پیشنهادی آنها. وی همچنین نشان می‌دهد که تخمین زن حداکثر راستنمایی با استفاده از یک روش تکراری به‌سادگی قابل محاسبه بوده و مسأله طرح‌شده از سوی فیر و جفی را حل می‌کند.

همچنین، امیمیا(۱۹۷۴) اشاره می‌کند که تخمین زن حداکثر استثنایی فیر و کلجین (۱۹۷۴) به آن صورتی که برای حداکثر سازی تابع راستنمایی شرطی تعریف می‌گردد، نامناسب است .مادلا و نلسون (۱۹۷۴) در یک کار تحقیقی همزمان با امیما (۱۹۷۴) ولی مستقل از وی، با ارایه چهار الگوی عدم تعادلی که هر الگو شامل سه معادله تقاضا، عرضه و شرط برابری مقدار مشاهده شده با حداقل مقدار عرضه و تقاضا شده است، روشهای حداکثر راستنمایی با متغیرهای وابسته محدود شده را پیشنهاد می‌کنند. این اقتصاد سنجی دانان بر این باور هستند که اغلب روشهای پیشنهاد شده از سوی سایر اقتصاد سنجی دانان تا(۱۹۷۴) به‌طور کافی این واقعیت را که خود الگو امکان تعیین احتمال تعلق هر مشاهده به تابع تقاضا یا عرضه را فراهم می‌سازد، در نظر نمی‌گرفتند. بنابراین، از پاره‌ای از اطلاعات موجود در مشخص نمایی الگو چشم پوشی می‌شد. به این سبب، اغلب توابع راستنمایی ارایه شده در این مقالات توابع درستی[1] نیستند که باید حداکثر شوند. مادلا و نلسون روشهای حداکثر راستنمایی مناسب مانند توابع راستنمایی پیشنهاد شده از سوی توبین (۱۹۷۵) الگوهای معرفی شده توسط مادلا و نلسون (۱۹۷۴) در تحلیل الگوی بازار هندوانه ـ مطالعه شده از سوی سوئیتس[2] (۱۹۵۵) را گسترش دادند. جنبه نظری متمایز کننده این پژوهش از کارهای پیشین، عبارت از اثبات امکان بی‌کران[3] شدن تابع راستنمایی است. هارتلی و مادلا (۱۹۷۷) تحت شرایط و فرضهای بسیار عمومی نشان می‌دهند که تخمین زنهای حداکثر راستنمایی به‌طور پرتوان سازگار هستند. در ادامه مطالعات یادشده، مطالعات نظری و

1- Relevent
2- Suits (1955)
4- Unbounded

کاربردی دیگری نیز توسط کوانت (۱۹۸۸، ۱۹۸۰، ۱۹۷۶)، لافونت و کارسیا (۱۹۷۷)، بارن(۱۹۷۸) و دیگران انجام گرفته است.

کلیه نوشتارهای پیش گفته، به تحلیل و برآورد بازارهای منفرد محدود شده‌اند. با این حال، در نوشتارهای نظری تصدیق شده است که از جمله جنبه‌های مهم الگوی عدم تعادل، اثرات سرریز ارضا نشده تقاضا یا عرضه از یک بازار به بازارهای دیگر است. نوشتارهای نظری مربوط به تحلیل عدم تعادل و اثرات سرریز، با بازنگری در اقتصاد کلان کینزی شروع و با فرض قیمتهای ثابت به تحلیل‌های تعادل عمومی، ارتقا یافته است. الگوهای اقتصاد کلان عدم تعادل با پایه اقتصاد خردی توسط پتینکین و کلاور (۱۹۶۵)، لجن هاوود (۱۹۶۸)، بارو و گروسمن (۱۹۷۱) و مالینوود(۱۹۷۶) مورد مطالعه قرار گرفته است. تاکاتاشی آیتو(۱۹۸۰) بر پایه کارهای پیش گفته، با استفاده از روشهای حداکثر راستنمایی و حداقل مربعات دو مرحله‌ای، الگوهای اقتصاد سنجی عدم تعادل را برای عدم تعادل چند بازار بسط داده‌اند.

مدلهای عدم تعادلی در بردارنده انتظارات عقلایی توسط کوانت (۱۹۸۸)، چندا و مدالا (۱۹۸۳) هولت و جانسون (۱۹۸۹)، زیمرو وایت (۱۹۸۲) و والتر مایر و ورابرت دارسی (۱۹۸۸) مورد بحث قرار گرفته‌اند. با این حال، تحلیل‌هایی که دربرگیرنده شکل‌گیری انتظارات از نوع $E_{t-1}(P_{t+1})$ که احتمالا بسیار هم دشوار است، در نوشتارهای اقتصادسنجی دیده نمی‌شوند.

۲- انواع توابع راستنمایی در الگوهای عدم تعادل

با مطالعه نوشتارهای پیش گفته، به‌طور خلاصه می‌توان الگوهای ارایه شده برای مشخص‌نمایی وضعیت عدم تعادلی و بکارگیری روش حداکثر راستنمایی را از یک نقطه‌نظر به دو دسته دوتایی تقسیم نمود:

۱ـ تفکیک نمونه از پیش مشخص

۱ ـ الف) تفکیک نمونه از پیش مشخص و متغیر قیمت برونزا

۱ ـ ب) تفکیک نمونه از پیش مشخص و متغیر قیمت درونزا

۲ ـ تفکیک نمونه از پیش نامشخص

۲ ـ الف) تفکیک نمونه از پیش نامشخص و متغیر قیمت برونزا

۲ ـ ب) تفکیک نمونه از پیش نامشخص و متغیر قیمت درونزا

وجود هر یک از شرایط یاد شده، تأثیر مستقیمی بر شکل تابع چگالی احتمال Q_t و نیز تابع راستنمایی دارد. در یک الگوی عدم تعادلی مجموعه روابط ساختاری عرضه و تقاضا، متناسب با تقسیم بندی بالا به دو صورت زیر تصریح می‌گردد:

اول، الگوی کلی و سادهٔ عدم تعادل، شامل معادلات عرضه و تقاضا و معادلات تعیین مقدار مبادله:

$$\begin{aligned} D_t &= \alpha_1 P_t + X'_{1t}\beta_1 + u_{1t} \\ S_t &= \alpha_2 P_t + X'_{2t}\beta_2 + u_{2t} \\ Q_t &= \min(S_t, D_t) \end{aligned} \qquad (1)$$

بردار X_{1t} و X_{2t} دربرگیرنده متغیرهای برونزا و P_t نیز در این مدل برونزا پنداشته می‌شود. اجزای اخلال u_{1t} و u_{2t} دارای توزیعی با میانگین صفر و ماتریس واریانس و کواریانس Σ می‌باشد. D_t و S_t مشاهده‌پذیر نبوده و تنها Q_t قابل مشاهده است. مبادله اختیاری بوده و در شرایط وجود مازاد تقاضا، نمی‌توان فروشندگان را مجبور به عرضه بیش از تمایل آنها نمود و در صورت وجود مازاد عرضه، نمی‌توان خریداران را مجبور به خرید بیشتر از مقدار تمایلی آنها کرد.

دوم، این مدل نیز متشکل از الگوی (۱) به‌علاوه یک معادله تکمیلی تعدیل قیمت است. معادله تعدیل قیمت می‌تواند دارای جزء تصادفی[1] u_{3t} بوده یا نباشد که از این جهت می‌توان این مدل عدم تعادلی را به دو الگو تقسیم نمود. به معادله تعدیل قیمت،

1- Stochastic

جزء اخلال $u_{۳t}$ اضافه می‌گردد که در این صورت الگوی عدم تعادلی بدون جزء اخلال متداخل در مدل اصلی عبارت خواهد بود از:

$$\begin{aligned} D_t &= \alpha_1 P_t + X'_{1t}\beta_1 + u_{1t} \\ S_t &= \alpha_2 P_t + X'_{2t}\beta_2 + u_{2t} \\ P_t &= P_{t-1} + \gamma(D_t - S_t) + u_{3t} \\ Q_t &= \min(S_t, D_t) \end{aligned} \qquad (۲)$$

در این مدل، متغیر قیمت درونزا بوده و $X_{۲t}$ می‌تواند دربرگیرنده متغیرهای انتظاری دیگر نیز باشد و نیز فرض می‌گردد که بردار u_t دارای توزیع $N(0, \Sigma)$ باشد. برخی، بردار $X_{۳t}$ را بر معادله تعدیل قیمت (۲) اضافه نموده‌اند.

۳-۱ ـ تابع راستنمایی الگوی عدم تعادل (۱ ـ الف)

از آنجاییکه D_t و S_t قابل دسترس نیستند، طریقی برای تخمین‌های حداقل مربعات معمولی برای الگوی (۱) وجود ندارد. مطلوب‌ترین حالتی را در نظر بگیریم که اطلاعات پیشینی[1] برای مرتب ساختن نمونه به دو زیرنمونه اضافه تقاضا و اضافه عرضه به T_1 و T_2 به طوریکه:

$$D_t > S_t = Q_t \qquad \text{برای} \qquad t \in T_1$$
$$Q_t = D_t \leq S_t \qquad \text{برای} \qquad t \in T_2$$

در اختیار باشد. اکنون (۱) می‌تواند به صورت زیر بیان گردد.

$$Q_t = \alpha_1 P_t + X'_{1t}\beta_1 + u_{1t} \qquad \text{برای} \qquad t \in T_2$$
$$Q_t = \alpha_2 P_t + X'_{2t}\beta_2 + u_{2t} \qquad \text{برای} \qquad t \in T_1$$

آنگاه تابع راستنمایی مناسب آن می‌تواند به صورت زیر نوشته شود.

1- A Priori

$$L(Q_1,\ldots,Q_T) = \prod_{T_1}\int_{Q_t}^{\infty} g(D_t,Q_t)dD_t \times \prod_{T_2}\int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t,S_t)\,dS_t \qquad (۳)$$

که در آن $\int_{Q_t}^{\infty} g(D_t,Q_t)\,dD_t$ عبارت از تابع چگالی S_t و $\int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t,S_t)\,dS_t$ عبارت از تابع چگالی D_t می‌باشند. حداکثرسازی (۳) از سوی فیر و گلیجین (۱۹۷۴) پیشنهاد گردید. اگرچه، لازم است اشاره شود که تابع چگالی شرطی D_t به‌صورت:

$$g_{1t} = \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t,S_t)\,dS_t/\lambda_t$$

و تابع چگالی شرطی S_t نیز به‌صورت:

$$g_{2t} = \int_{Q_t}^{\infty} g(D_t,Q_t)\,dD_t/(1-\lambda_t)$$

می‌باشد. λ_t و $(1-\lambda_t)$ احتمال دستیابی به این تفکیک‌سازی خاص از نمونه است و λ_t عبارت است از:

$$\lambda_t = P_r(D_t < S_t)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲-۲ ـ تابع راستنمایی للگوی عدم تعادل (۱ ـ ب)

اگر متغیر قیمت درونزا فرض گردد، فیر و گلیجین (۱۹۷۴) حداکثر سازی تابع راستنمایی زیر را پیشنهاد می‌کند:

$$lnL^*(Q_1,\ldots,Q_T,P_1,\ldots,P_T) = \sum_{T_1} Ln\,[f_1(Q_t,P_t)/P_r(D_t < S_t)]$$

$$+ \sum_{T_2} Ln\,[f_2(Q_t,P_t)/P_r(D_t > S_t)] \qquad (۴)$$

با ضرب (۴) در احتمال وقوع این تفکیک نمونه خاص یعنی $P_r(D_t < S_t)$ و

$P_r(D_t > S_t)$ شکل دیگری از تابع راستنمایی به‌دست می‌آید که از سوی امیمیا (۱۹۷۴) حداکثرسازی آن برای چنین مدلی پیشنهاد گردید.

$$mL_1(Q_{1_1},\ldots,Q_{T_1},P_{1_1},\ldots,P_{T_1}) = \sum_{T_1} Lnf_1(Q_t,P_t) + \sum_{T_2} Lnf_2(Q_t,P_t) \qquad (۵)$$

مدالا (۱۹۸۳) براین اعتقاد است که بکارگیری (۴) به منظور برآورد مدل (۲) به‌دلیل درنظرگرفتن اطلاعات مربوط به تفکیک نمونه مشاهده شده تخمینهای درستی را به‌دست نمی‌دهد.

۲-۳ ـ تابع راستنمایی الگوی عدم تعادل (۲ ـ الف)

موردی را در نظر می‌گیریم که در آن دانش پیشینی درباره تفکیک نمونه مشاهده شده در اختیار نیست. تابع چگالی مناسب برای مشاهده iام هنگامی که متغیر قیمت برونزا می‌باشد، توسط مدالا و نلسون (۱۹۷۴) تعریف گردید. با مفروض دانستن تابع چگالی مشترک u_{1t} و u_{2t} می‌توان به سادگی تابع چگالی مشترک متغیرهای مشاهده‌ناپذیر D_t و S_t را به‌دست آورد. آنگاه تابع چگالی Q_t، یعنی $h(Q_t)$ می‌تواند رسماً به‌صورت زیر نوشته شود؛ بنابه تعریف:

$$h(Q_t) = f(Q_t \mid D_t < S_t)P_r(D_t < S_t) + f(Q_t \mid D_t \geq S_t)P_r(D_t \geq S_t) \qquad (۶)$$

که در آن چگالی‌های شرطی $f(.\mid.)$ نیز به صورت زیر تعریف می‌گردند:

$$f(Q_t \mid D_t < S_t) = \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t,S_t \mid D_t < S_t)\,dS_t$$

$$= \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t,S_t)\,dS_t / P_r(D_t < S_t) \qquad (۷)$$

و همین طور برای[1]:

$$f(Q_t \mid D_t \geq S_t) = \int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, Q_t \mid D_t \geq S_t)\, dD_t$$

$$= \int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, Q_t)\, dD_t / P_r(D_t \geq S_t) \qquad (۸)$$

با جایگذاری (۳-۷) و (۳-۸) در (۳-۶) داریم:

$$h(Q_t) = \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, S_t)\, dS_t + \int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, Q_t)\, dD_t \qquad (۹)$$

آنگاه تابع راستنمایی مناسب عبارت است از:

$$L_r = \prod_{t=1}^{T} h(Q_t) \qquad (۱۰)$$

اگر فرض گردد که $\sigma_{12} = 0$ تابع چگالی $h(Q_t)$ می‌باشد با فرض نرمال بودن بردار u به صورت زیر، می‌توان نوشت:

(۱۱)

$$h(Q_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{ -\frac{1}{2} \frac{(Q_t - \alpha_1 P_t - X'_{1t}\beta_1)^2}{\sigma_1^2} \right\} \times \left[1 - \Phi\left\{ \frac{Q_t - \alpha_2 P_t - X'_{2t}\beta_2}{\sigma_2} \right\} \right]$$

$$+ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \exp\left\{ -\frac{1}{2} \frac{(Q_t - \alpha_2 P_t - X'_{2t}\beta_2)^2}{\sigma_2^2} \right\} \times \left[1 - \Phi\left\{ \frac{Q_t - \alpha_1 P_t - X'_{1t}\beta_1}{\sigma_1} \right\} \right]$$

این مورد یکی از الگوهای عدم تعادلی است که در پژوهشهای تجربی کاربرد فراوانی داشته است. هارتلی و مالا (۱۹۷۷) نشان داده‌اند که تحت شرایط متعارف، تطبیقی از اثبات والد (۱۹۴۳) می‌تواند در اثبات سازگاری پرتوان تخمین‌زنهای (۱۲) بکار بسته شود؛ با فرض اینکه:

۱ـ مجموعه اجزاء اخلال (u_{1t}, u_{2t}) دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و ماتریس

1- $Pr(\cdot) \neq 0$

واریانس کوواریانس معکوس‌پذیر باشد.

۲ـ متغیرهای سمت راست P_{t-1} و X_{1t} و X_{2t} بطور یکنواخت کراندار بوده و تابع توزیع تجربی آنها به یک تابع توزیع نابتاهیده بگراید.

۳ـ بردار پارامتر در درون یک فضای پارامتریک فشرده باشد[1].

۴ـ پارامترها بطور تابعی مستقل از هم باشند و حداقل معادله شامل حداقل یک متغیر سمت راستی باشد که در معادله دیگر نباشد.

۵ـ حد ماتریس گشتاورهای متغیرهای سمت راست مثبت معین باشد.

تحت شرایط یاد شده در بالا تخمین‌های حداکثر راستنمایی بطور مجانبی نرمال و بطور پرتوان سازگار می‌باشند[2].

۲-۴ ـ تابع راستنمایی الگوی عدم تعادل (۲ ـ ب)

در این مدل نیز مانند الگوی پیش، اطلاعات پیشینی راجع به افراز نمونه به رژیمهای تقاضا و عرضه وجود ندارد و استخراج تابع راستنمایی مانند آن می‌باشد. دستگاه معادلات (۲) بار دیگر به صورت زیر بازنویسی می‌گردد:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_1 \\ 0 & 1 & -\alpha_2 \\ -\gamma & \gamma & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D_t \\ S_t \\ P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1' X_{1t} \\ \beta_2' X_{2t} \\ P_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix}$$

از چگالی مشترک u_tها به‌دست آوردن چگالی مشترک (D_t, S_t, P_t) (که با $g(D_t, S_t, P_t)$ نشان داده می‌شود) آسان است. بنابه تعریف داریم:

۱ـ که شامل ۰ < σ^2_i نیست

۲ـ برهان بدیل دیگری توسط امیمیا و سن ارایه شده است که آنها سازگاری کم‌توان این تخمین‌زنها را برای یک نقطه حداکثر موضعی در گوی - ϵ همسایگی نقطه پارامترهای واقعی بررسی کرده‌اند.

$$h(Q_t, P_t) = f(Q_t, P_t \mid D_t < S_t) P_r(D_t < S_t) + f(Q_t, P_t \mid D_t \geq S_t) . P_r(D_t \geq S_t$$

$$\int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, S_t, P_t)\, dS_t + \int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, Q_t, P_t)\, dD_t \qquad (۱۳)$$

اگر بردار u_t دارای توزیع چندمتغیره نرمال $N(۰, \Sigma)$ با Σ قطری باشد، آنگاه تابع چگالی مشترک D_t و S_t و P_t عبارت است از:

$$g(d_t, S_t, P_t) = \frac{\left| ۱ + \gamma(\alpha_۲ - \alpha_۱) \right|}{(۲\pi)^{۳/۲} \sigma_۱ \sigma_۲ \sigma_۳}$$

(۱۴)

$$\exp\left\{ -\frac{۱}{۲} \left[\frac{(D_t - \alpha_۱ P_t - \beta_۱' X_{۱t})^۲}{\sigma_۱^۲} + \frac{(S_t - \alpha_۲ P_t - \beta_۲' X_{۲t})^۲}{\sigma_۲^۲} + \frac{(P_t - \gamma(D_t - S_t) - P_{t-۱})^۲}{\sigma_۳^۲} \right] \right\}$$

$|۱+\gamma(\alpha_۲-\alpha_۱)|$ عبارت از قدرمطلق ژاکوبین تبدیل می‌باشد. بار دیگر، تابع راستنمایی موردنیاز برای برآورد پارامترهای (۳-۱۳) عبارت است از:

(۱۵)

$$L_۲ = \prod_{t=۱}^{T} h_۲(Q_t, P_t)$$

۳- مشخص نمایی مدل نظری

مطالعه تحلیلهای تقاضا و عرضه کالاهای کشاورزی دارای اهمیت اساسی در قلمرو اقتصاد کشاورزی است. ویژگی و الزام ذاتی هر رهنمود سیاستی کشاورزی، درک ساختار تقاضای کالاها از طریق برآورد کششها برای انجام پیش‌بینی‌ها و نیز رفتار عرضه، در

تصمیم‌های مربوط به تولید کشاورزان در واکنش به محرکهای اقتصادی است. بخش حاضر، تلاشی در جهت جمع‌آوری و جمع‌بندی مدلهای مطالعات پیرامون عرضه و تقاضای محصولات کشاورزی می‌باشد. مرور حاضر در دو بخش اصلی، یعنی مطالعات مربوط به تحلیل عرضه و واکنش عرضه، ارایه می‌گردد.

اولین مطالعه بنیادی از واکنش عرضه توسط مارک نرلاو صورت پذیرفته است که پس از آن، تحقیقات مربوط به واکنش عرضه به شدت تحت تأثیر روش شناسی وی قرار گرفته‌اند. بخش مدلهای تقاضا را می‌توان به دو دسته عمده برآورد تک معادله و سیستم معادلات تقاضا تقسیم‌بندی نمود که هر دو روش معادلات استخراج شده به حداکثرسازی مطلوبیت استوار بوده و این معادلات تقاضا نشانگر تقاضای یک خانوار یا فرد برای کالا یا سبد مصرفی خاص می‌باشد.

ابتدا، ضمن بررسی انواع مدلهای اقتصادسنجی واکنش عرضه مبتنی بر انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی، نظریه تقاضا و چگونگی انجام همفزونی برای رسیدن به یک تابع تقاضای همفزون نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳-۱ ـ مشخص‌نمایی معادله عرضه

مطالعه مؤثر و وزین مارک نرلاو (۱۹۵۸) از پویایی‌های واکنش عرضه تولیدات کشاورزی، به‌عنوان گام مهمی در روش‌شناسی تبیین رفتار عرضه محصولات کشاورزی به‌شمار می‌رود. به‌دنبال نرلاو، تعداد زیادی از مطالعات، با بکارگیری چارچوب نظری پیشنهادی او صورت پذیرفت و الگوی وی به‌عنوان ابزاری مؤثر برای درک رفتار عرضه محصولات کشاورزی رواج عام یافت. از آن زمان تاکنون، مدل اصلی وی به طرق گوناگون برای تطبیق با نیازهای مختلف تحلیلی، تعدیل یافته است. در میان مطالعات انجام شده در کشور هند، کارِ راج کریشنا (۱۹۶۳)، مجی و دیگران (۱۹۷۱)، پاریخ (۱۹۶۷)، مدهاون (۱۹۷۲)، کامینگز (۱۹۷۵) و عسگری و کامینگز (۱۹۷۶) مطالعات آغازینی هستند که چارچوب نرلاو را بکار بسته‌اند.

۳-۲ ـ مشخص نمایی تابع تقاضا

مطالعات انجام شده پیرامون تحلیلهای تقاضا می‌تواند در دو گروه وسیع طبقه بندی گردد. گروه اول شامل مطالعاتی می‌گردد که به بررسی و برآورد سیستم توابع تقاضای مصرف کنندگان با بکارگیری داده‌های بودجه خانوار در گروههای هزینه‌ای مختلف می‌پردازد و گروه دوم، به برآورد و تصریح توابع تقاضای همفزون یا متوسط تقاضا می‌پردازند.

از جمله مهمترین کاربردهای علم اقتصاد کاربردی، قابلیت دسترسی به داده‌های با حجم نمونه بزرگ از خانوارهاست. البته، تحلیل چنین داده‌هایی مشکلات خاص خود را دارد، با این حال اگر همانطوریکه به تکرار دیده می‌شود، داده‌های مربوط به خانوارها به صورت همفزون وجود داشته باشد، زمینه‌های روشنی وجود ندارد که نظریه صورتبندی شده برای افراد خانوار، به‌طور مستقیم بکار گرفته شوند. حرکت از اقتصاد خرد رفتار مصرف کننده به تحلیل تقاضای بازار با عنوان "مشکل همفزونی"[1] شناخته می‌شود. مشکل همفزونی که به‌عنوان یک اخلال[2] پنداشته می‌شود، یک مانع موقت در سر راه کاربرد نظریه به داده‌ها می‌باشد. از این دیدگاه، کارکرد نظریه همفزونی، فراهم ساختن شرطهای لازمی است که براساس آن، امکان تلقی رفتار مصرف کنندگان جمعی به صورتی فراهم گردد که گویی نتیجه تصمیم‌های رفتار بیشینه‌سازی یک مصرف کننده است. از این حالت با عنوان همفزونی دقیق[3] یاد می‌شود. معمولاً شرطهای این نوع همفزونی بسیار سخت به نظر می‌رسد، به طوریکه بسیاری از اقتصاددانان اغوا می‌شوند تا کل مسأله را به‌عنوان موضوعی غیرمهم کنار بگذارند. درواقع، بعضی از اقتصاددانان مانند هیکس (۱۹۵۶)، با جانبداری از این نقطه‌نظر که تئوری اقتصاد خرد برای داده‌های همفزون مناسب‌تر است، تاحدود زیادی با تکیه بر زمینه‌های شهودی تأکید می‌ورزد که تغییرات در شرایط و اوضاع تک تک خانوارها در مجموع نسبتهای ناچیز (تفاوتها) را قابل

1- Aggregation Problem

2- Nuisance

3- Exact Aggregation

چشم‌پوشی می‌سازد، به شرطی‌که تغییرات در قیمت و بودجه خانوار سیستماتیک باشد. اگر چنین نقطه‌نظرهایی توجیه گردند، به‌گونه‌ای که تئوری بدون تعدیل بتوانـد بـرای داده‌های بازار بکار گرفته شود، لازم است استدلالهای روشنی فراهم شود.

به‌طورکلی، نه لزوماً و نه ضرورتاً مطلوب است که روابط اقتصاد کلان (همفزون) دقیقاً نسخه و رونوشتی از پایه‌های روابط اقتصاد خرد را داشته باشد تـا هـمفزونی دقـیق بـه سهولت امکان‌پذیر گردد. در واقع، الزام آنها برای برقرار نمودن فرضهای همفزونی دقیق، در اغلب موارد مانع از استخراج رضایت‌بخشی از روابط بازار می‌گردد. برای مثال، بیشتر کالاها توسـط همه مصرف کنندگان خریداری نمی‌گردند، اگرچه می‌توان انتظار داشت که مقدار خرید در صورت کاهش قیمتها افزایش یابد، در نتیجه، یک کاهش قیمت نه تنها سبب می‌شود افرادی که تاکنون کالا را خریداری می‌کنند، بیشتر خریداری کنند، بلکه همچنین سبب می‌گردد مصرف کنندگان جدید نیز آن را برای اولین بار خریداری نمایند. لازمه یک طرز برخورد صحیح عبارت از این است که هر دو اثر به‌صورت کافی در فرایند مدل‌سازی مدنظر قرار گیرند. اما اگر تقاضای همفزون به‌صورتی پنداشته شود که حاصل رفتار یک مصرف کننده "نوعی نماینده"[1] باشد که مـقداری از تـمام کـالاها را خـریداری می‌کند، امکان در نظرگرفتن این اثرها فراهم نمی‌گردد. در درجه اول، باید مدنظر داشت که اصولاً براساس کدام شرایط، تابع تقاضای همفزون وجـود دارد، بـه‌طوریکه تـقاضای همفزون بتواند به صورت تابعی از قیمتها و مخارج همفزون نوشته شود. اگر این امر انجام پذیرد، آنگاه می‌توان جـستجوی بیشتری را در این جهت انجام داد که آیا چنین تقاضایی می‌تواند به گونه‌ای تلقی گردد که حاصل حداکثر سازی مقید یک تابع مطلوبیت باشد یا خیر؟

۴- مصرفی الگوی تجربی عدم تعادل : نگاهی به شکل‌گیری انتظارات

بـه‌طورکلی، مـی‌توان نـظریه اقـتصادی مـوجود در ورای هـر یک از تـوابع عـرضه محصولات کشاورزی در باب شکل‌گیری انتظارات و متغیرهای انتظاری را به دو بـخش مهم انتظارات تـطبیقی و انـتظارات عـقلایی تـقسیم‌بندی نـمود. عـموماً، مـدلهایی کـه

1- Representative

براساس نظریه نرلاو (۱۹۵۸) شکل گرفته بودند، شکل انتظاراتشان از نوع تطبیقی و مدلهایی که شکل‌گیری انتظارات آنها بر نظریه میوث (۱۹۶۱) استوار است، درشمار مدلهای انتظارات عقلایی قرار می‌گیرند.

میوث (۱۹۶۱) ادعا کرد که کارگزاران اقتصادی، انتظارات خود را براساس مدل ساختاری واقعی اقتصاد شکل می‌دهند. آنچه از منظور وی از این مفهوم استنباط می‌شود، عبارت از این است که مجموعه اطلاعات استفاده شده توسط کارگزار اقتصادی از تاریخ گذشته یک سری زمانی منفرد، براساس دانش و اطلاعات حاصل از کارکرد کامل بازار، تحت فرضیه انتظارات عقلایی گسترش می‌یابد. با فراهم ساختن امکان درک ساختار اقتصادی یک بازار برای کارگزاران اقتصادی، چنین انتظاراتی می‌تواند به‌وسیله پیش‌بینی‌های مدل اقتصادی با تصریح مناسب بازار درک گردد. به عبارت دقیق‌تر بگ (۱۹۸۳) فرضیه انتظارات عقلایی به‌طور دقیق اثبات می‌کند که انتظارات ذهنی غیرقابل مشاهده افراد دقیقاً همان امید ریاضی شرطی بیان شده به‌وسیله خود مدل است.

به‌طور کلی، ساز و کار انتظارات عقلایی برای متغیر درونزای قیمت P می‌تواند به‌صورت

$$P_t^* = E_{t-1}(P_t \mid B_{t-1}) \qquad (۱۶)$$

نوشته شود. E_{t-1} عبارت از انتظارات شکل گرفته براساس تمام اطلاعات موجود در زمان t-1 یعنی B_{t-1} است[1].

۱ـ تعریف: میدان بورل القا شده از $\{Z_t(w), t=1,...,n\}$، که بوسیله $B_t = \sigma(Z_t, Z_{t-1}, ..., Z_1)$ نشان داده می‌شود. کوچکترین گردایه از زیرمجموعه‌های یک فضای نمونه است که خود Z_t می‌تواند برداری qx1 باشد.

در واقع Ω_t یک سیگما جبر تولید شده به وسیله $(Z_1, Z_2, ..., Z_n)$ را نشان می‌دهد که سیگما جبر تولید شده به‌وسیله این دنباله متناهی از متغیرهای تصادفی، میدان سیگمای مینمال شامل سیگما - جبر القا شده بوسیله هر یک از آنها می‌باشد.

نگاه کنید به:

رامداس بات؛ "نظریه احتمال مدرن"، مترجمین؛ ابوالقاسم بزرگ‌نیا و محمد حسین علامت‌ساز، ناشر: انتشارات مانی، اصفهان - ۱۳۷۵، ص ۶۴-۶۲.

و نیز:

- Halbert White, "Asymptotic Theory for Econometricians", Academic Press, 1984, p.44.

فرض کنید به شرط مجموعه اطلاعات B_{t-1}، توزیع مشترک متغیرهای تصادفی موجود در مدل اقتصادی کارگزار به‌وسیله $f(X_t \mid B_{t-1})$ تعیین شده باشد؛ براساس فرضیه انتظارات عقلایی داریم:

$$X_t^* = E(X_t \mid B_{t-1}) = \int_R X_t f(X_t \mid B_{t-1}) dX_t \qquad (۱۷)$$

R نشان دهنده دامنه تغییرات X_t است. یکی از جالب توجه‌ترین شکل فرضیه انتظارات عقلایی عبارت از این است که در آن الگوی خطای نظام یافته وجود ندارد. کارگزاران اقتصادی، تا آنجاییکه هزینه‌های دستیابی به اطلاعات ضروری امکان می‌دهد، دارای انگیزه کافی برای حذف چنین خطاهایی هستند.

بکارگیری قیمتهای انتظاری در مدلهای واکنش عرضه برای کالاهای کشاورزی، موضوع مرسومی در این نوشتارهاست، زیرا وقفه‌های طبیعی وجود دارد که فاصله‌ای بین زمان تصمیم‌گیری برای تولید و زمان برداشت محصول ایجاد می‌کند. طول وقفه نوعاً به وسیله عوامل بیولوژیک تعیین می‌گردد و در مورد محصولات زراعی دوره تولید ممکن است متأثر از شرایط آب و هوایی باشد. اگر تولیدکنندگان در آغاز فصل تخصیص، در مورد کل منابع خود برای تولید محصول تصمیم بگیرند، آنگاه بنابه فرضیه، تصمیم خود را بر متوسط قیمت انتظاری[1] رایج در طول فصل استوار می‌سازند.

مطالعات تجربی مربوط به چگونگی شکل‌گیری انتظارات توسط فیشر و تنر (۱۹۷۸)، اشمولن سی (۱۹۷۶) و ترنوسکی (۱۹۷۰) شامل مدلهای تار عنکبوتی، برونیایی و تطبیقی می‌باشند. مشکل اساسی چنین الگوهای شکل‌گیری انتظاراتی، در سلیقه‌ای بودن و نبودن پایه نظری آنهاست. این مدلها ضرورتاً بازنمودی دقیق از رفتار اقتصادی مربوط به ساختار اقتصادی موجود نیست. برای مثال، هیدی و کالدور (۱۹۵۴)

1- Average Price Expected

چنین گزارش می‌کنندکه، "به نظر نمی‌رسد کشاورزان تنها قیمتهای دوره‌های پیش را برونیابی نمایند، بلکه تلاش می‌کنند نیروهای آینده اقتصاد را وارد محاسبات خود سازند". این یافته نشان می‌دهد که کارگزاران اقتصادی، مدلهای ضمنی خود از ساز و کار تعیین قیمت بازار را به منظور رسیدن به یک قیمت انتظاری شکل می‌دهند. روشن است که مدلهای برونیابی ویژه[1] به‌طور کلی نمی‌توانند چنین فرایند پیچیده‌ای را فراهم سازند.

با این حال، به نظر می‌رسد انتظارات عقلایی با انتقادهایی نیز روبروست. سمیرت و دگرت (۱۹۷۴) استدلال می‌کنند که این مفهوم اساساً مانند یک جعبه سیاه است، زیرا فرایند پویایی وجود ندارد تا نشان دهد که کارگزاران به چه طریقی و به چه اندازه در مورد ساختار بازار می‌آموزند.

۴-۱ـ الگوی تجربی عدم تعادل

به‌طور کلی، علل بسیاری می‌توان برای ظهور عدم تعادل برشمرد: 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 - مقدار، بی‌اطلاعی خریداران و فروشندگان از قیمتهای تعادلی و انتقال توابع عرضه و تقاضا نیز مثالهایی از این جمله می‌باشند که می‌توان از آنها به عنوان علل عدم تعادل نام برد. این ایده که اطلاعات ناقص می‌تواند منجر به رفتار غیرتعادل قیمت گردد، نیز مطرح شده است. گوردون و هایتز (۱۹۶۹) اعتقاد دارند که اطلاعات ناقص، قابل قبولترین توضیح از پویایی رفتار روابط قیمت است و عدم تعادل نیز نشانگر شکلی از نااطمینانی از دانش مربوط به توابع عرضه و تقاضاست. اگر قیمتها کاملاً انعطاف‌پذیر باشند، در صورت وجود اطلاعات کامل از بازار، تکانه‌های برونزای بازار لزوماً به قیمتهای عدم تعادلی نمی‌انجامند. نبود اطلاعات کامل، فسادپذیری محصول و طولانی بودن دوره تولید برای بعضی از کالاهای کشاورزی، ممکن است مانع از تغییرات کوتاه‌مدت مطلوب در مقدار عرضه شده گردد و قیمتهایی را ایجاد نماید که از شفاف ساختن بازار ناتوان می‌باشند.

1- ad-hoc

بدیهی است که وجود وضعیت تعادلیِ پیوسته، یا شرایط عدم تعادلی همیشگی در بازار قابل قبول نیست، لذا در مدلسازی بازار یک محصول خاص، به این نکته بایدتوجه شود. در واقع، باید مدلی ساخته شود که بتواند حرکت از یک وضعیت به وضعیت دیگر را به خوبی نشان دهد. در این بخش، مدلی ساده بر اساس 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 ساخته می‌شود.

براساس آنچه که در بخش (۳) آمد، می‌توان تابع عرضه همفزون محصول کشاورزی (i) را به صورت زیر تصریح نمود:

$$S_{it} = \beta_1 + \beta_2 P^e_{it} + \beta_3 P^e_{jt} + \beta_4 w_t + \beta_5 F_{it} + u_{1t} \qquad (18)$$

S_{it}: مقدار عرضه شده محصول (i) در زمان (t)

P^e_{it} : قیمت انتظاری محصول (i) در زمان (t)

P^e_{jt} : قیمت انتظاری محصول رقیب (در کشت) در زمان (t)

w_t: شاخص هزینه دستمزد بخش کشاورزی

F_{it}: شاخص سایر هزینه‌های مربوط به نهاده‌های کشاورزی

$u1_t$: جزء اخلال

و 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:

$$D_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 P_{kt} + \alpha_4 YP_t + u_{2t} \qquad t = 1, \ldots, T \qquad (19)$$

D_{it}: مقدار تقاضا شده برای محصول (i) در زمان (t)

P_{it}: قیمت تحقق یافته برای محصول (i) در زمان (t)

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

YP_t: درآمد سرانه حقیقی

$u2_t$: α و β ضرایب ثابت جزء اخلال

ویژگیهایی 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. ساده‌ترین مدل عدم تعادلی قابل تصور شامل (۱۸) و (۱۹) می‌گردد، اما این مدل اطلاعاتی از مقدار مبادله شده در قیمتهای غیرتعادلی را فراهم نمی‌سازد. اگر فرض شود 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 (۱۹۷۴) اشاره می‌کند، ترکیب دو فرض بالا، شرط:

$$Q_{it} = \min(D_{it}, S_{it}) \qquad t = 1, \ldots, T \qquad (۲۰)$$

را به‌دست می‌دهد. این شرط یک بیان رسمی از این مفهوم است که توابع عرضه و تقاضا محدودیتهایی را تعیین می‌کنند تا نوسانات در رفتار قیمت - مقدار مشاهده پذیر، در آن امکان وقوع پیدا کنند. اضافه نمودن (۲۰) ابهام موجود در مدل برای مقدار مبادله شده در قیمتهایی که بازار را شفاف نمی‌سازند رفع می‌کند. مدل تشکیل یافته از (۱۸) تا (۲۰) تأثیر قیمتهای غیرتعادلی 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.

$$dP_t = \lambda(D_{it} - S_{it}) \qquad 0 \leq \lambda \leq \infty \qquad (۲۱)$$

اکنون، اگر $D_{it} = S_{it}$ برای تمام t ها باشد، آنگاه (۱۸) تا (۲۱) به مدل تعادل رقابتی که حالت خاصی از مدل عدم تعادلی است تحویل می‌یابد.

۵- دستاوردهای تجربی

۵ـ۱ـ معرفی اطلاعات الگو

الف) داده‌ها

برآورد پارامترهای معادلات با استفاده از داده‌های دوره زمانی (۷۶-۱۳۴۴) بخش کشاورزی اقتصاد ایران به‌دست آمده‌اند. تمام متغیرهای ریالی و قیمتها براساس قیمتهای واقعی و شاخص قیمتهای هریک از محصولات ارزش‌گذاری می‌شوند. متغیر تولید ناخالص سرانه براساس تقسیم GDP بر تعداد جمعیت برحسب میلیارد ریال و شاخص قیمت محصولات سیب‌زمینی، پیاز، گوجه‌فرنگی، برنج، سیب‌زمینی و سرانجام دستمزد کارگران ساختمانی از منابع آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده‌اند[1]. متغیرهای انتظاری نظیر قیمت انتظاری سیب‌زمینی، پیاز و گوجه‌فرنگی براساس شکل‌گیری انتظارات شبه‌عقلایی با بکارگیری یک مدل AR(2) محاسبه شده است.

ب) مشخص‌نمایی عدم تعادل

دستگاه معادلات (تقاضا)، (عرضه)، و شرط عدم تعادل با بکارگیری داده‌های موردنیاز برای هر یک از متغیرها با بکارگیری روش حداکثر راستنمایی و 2SLS زیر برآورد گردیده و نتایج حاصل از آن در جدول‌های (۱) و (۲) نشان داده می‌شود.

$$D_t = \alpha_0 + \alpha_1 PP_t + \beta_1 PRC_t + \beta_2 GDPP_t + u_{1t} \qquad (۲۲)$$

$$S_t = \alpha_2 + \alpha_3 PPR_t + \beta_3 \dot{POR}_t + \beta_4 \dot{PTOR}_t + \beta_5 FER_t + u_{2t} \qquad (۲۳)$$

$$PP_t = PP_{t-1} + \gamma(D_t - S_t) + u_{3t} \qquad (۲۴)$$

$$Q_t = \text{Min}(D_t, S_t) \qquad (۲۵)$$

PP_t: شاخص قیمت سیب‌زمینی

۱ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره تحقیقات و مطالعات آماری، گزارش مشروح تجدیدنظر شاخص بهای عمده فروشی کالاها در ایران، آبان ۱۳۷۲ و نیز ضمیمه آن با مراجعه مستقیم به بانک مرکزی.

POR : تغییر در شاخص قیمت انتظاری پیاز

PRC: شاخص قیمت برنج

PTOR : تغییر در شاخص قیمت انتظاری گوجه‌فرنگی

GDPP: درآمد ناخالص داخلی سرانه

FER: شاخص قیمت کود شیمیایی

PPR: شاخص قیمت انتظاری سیب‌زمینی

γ: ضریب تعدیل قیمت

D_t: مقدار تقاضاشده (مشاهده‌ناپذیر)

S_t: مقدار عرضه شده (مشاهده‌ناپذیر)

۵-۴ ـ برآورد الگو: دستاوردهای تجربی

دو مدل عدم تعادل و تعادل با به‌کارگیری تکنیک حداکثر راستنمایی و حداقل مربعات دومرحله‌ای، برای دوره زمانی (۷۶-۱۳۴۴) برآورد شده‌اند. برای حداکثر سازی تابع راستنمایی از روش بهینه‌یابی عددی، الگوریتم دیویدسون ـ فلچر ـ پاول با مشتق‌های عددی مرتبه اول استفاده شده است. ماتریسهای واریانس کواریانس به‌وسیله تقریبهای عددی معکوس منفی ماتریس مشتقهای مرتبه دوم لگاریتم توابع راستنمایی برآورد می‌شوند. الگوی عدم تعادل با فرض نبود دانش پیشینی راجع به افراز نمونه به اضافه تقاضا و اضافه عرضه تصریح و به صورت زیر برآورد می‌گردد.

جدول ۱ ـ نتایج حاصل از برآورد ضرایب رگرسیون به روش عدم تعادل

			SE	L-stat
تابع تقاضا	جزء ثابت		۴۷۲۲/۴۰	۱/۰۱۱۴۴
	شاخص قیمت سیب‌زمینی	-۸/۷۶۸	۳/۵۵	-۲/۴۶۸
	شاخص قیمت برنج	۱۴/۳۸۹	۳/۸۴۳	۳/۷۴۴
	GDP سرانه واقعی	-۰/۱۲۶۴۲۴E+۸	۰/۱۵۷۲۱۶E+۸	-۰/۷۴۹
تابع عرضه	جزء ثابت	۱۳۷۸/۷۵	۳۱۹/۸۲	۴/۳۱۱
	قیمت انتظاری سیب‌زمینی	۵/۲۶۶	۲/۷۴	۱/۹۲۰۷
	تغییر در قیمت انتظاری پیاز	-۱۷۶/۴۴	۵۰/۲۵۹	-۳/۵۱۰۶
	تغییر در قیمت انتظاری گوجه‌فرنگی	-۳۹۹/۰۱۷	۲۱۴/۸۷۱	-۱/۸۵۷
	شاخص قیمت کود شیمیایی	-۰/۳۲۷	۰/۶۸۹	-۰/۴۷۴۳۹

Log of likelihood Function= -۱۶۹/۸۱۹

Convergency Achieved after 231 Iteration

برآوردهای مدل (۲۲) و (۲۵) با فرض برقراری شرط تعادل $Q_t = D_t = S_t$ و به کارگیری روش 2SLS تخمین‌زده شده است که در جدول (۲۵) ارایه می‌گردد.

جدول ۲ ـ نتایج حاصل از برآورد ضرایب رگرسیون به روش تعادل

			SE	L-stat
تابع تقاضا	جزء ثابت	۷۰۱/۵۵	۵۹۳/۷۸	۱/۱۸۱
	شاخص قیمت سیب‌زمینی	-۱۶/۰۶۵۴	۳۵/۷۷۳	-۰/۴۴۹
	شاخص قیمت برنج	۲۱/۵۹۵	۳۵/۳۵۱۹	۱/۱۶۱۱
	GDP سرانه حقیقی	۰/۱۷۱۸۴۱E+۷	۰/۳۰۷۱۳E+۶	۰/۵۵۹
		$R^2 = ۰/۵۲$, $F = ۱۰/۳۳$		
تابع عرضه	جزء ثابت	۱۱۴۱/۴۶	۱۸۸/۸۸	۶/۰۴۳
	قیمت انتظاری سیب‌زمینی	۴/۸۹۷۷	۲/۲۵۵	۲/۱۷۱
	تغییردر شاخص قیمت انتظاری پیاز	-۱۱۲/۴۵۹	۱۹۴/۲۲۴	-۰/۵۷۹
	تغییردرشاخص قیمت‌انتظاری‌گوجه‌فرنگی	-۳۵۷/۲۸	۳۴۱/۵۴۴	-۱/۰۴۶
	شاخص قیمت کود شیمیایی	۰/۳۰۵۷۵	۰/۵۱۵	۰/۵۹۳
		$R^2 = ۰/۵۶$, $F = ۹/۰۷$		

ضرایب برآورد شده در الگوی عدم تعادلی، برتریهایی نسبت به مدل تعادلی نشان می‌دهد. تمام متغیرهای معادلات عرضه و تقاضا به استثنای GDP سرانه واقعی در سطح احتمال ۱۰ درصد و کمتر، اختلاف معنی‌داری از صفر دارند. ضرایب تمام متغیرهای توضیحی دارای علامت قابل انتظار است.

مدل تعادل با فقر در کارکرد روبروست. هیچ‌یک از متغیرهای معادله عرضه به‌غیراز قیمت انتظاری سیب‌زمینی، در سطح احتمال ۱۰ درصد و کمتر معنی‌دار نیستند. ضرایب برآوردشده معادله تقاضا نیز از چنین اوضاعی برخوردار است اما علامت ضریب متغیر شاخص قیمت کودشیمیایی نادرست است و مشاهده می‌گردد که این ضریب در مدلهای برآوردشده عدم تعادل، منفی است. از سوی دیگر، ضریب متغیر درآمد سرانه حقیقی در الگوی تعادلی، مثبت و در الگوی عدم تعادلی، منفی است، ولی در هر دو حالت تفاوت معنی‌داری از صفر ندارند.

تغییرپذیری قابل توجهی در کششهای درآمدی و سایر عوامل تعیین کننده تقاضا و عرضه وجود دارد. کششهای نقطه‌ای برای سال ۱۳۷۶ محاسبه می‌گردند. در الگوی عدم تعادلی عرضه و تقاضا، کشش تقاضا نسبت به قیمت سیب زمینی، قیمت برنج و درآمد سرانه حقیقی به ترتیب برابر با ۱/۵۳-، ۲/۷۳ و ۰/۹۲۷- است. براساس نتایج به‌دست آمده، دو کالای سیب زمینی و برنج در سبد مصرفی مصرف‌کنندگان، جانشین هم بوده و در صورت یک درصد افزایش در شاخص قیمت برنج، تقاضا برای سیب زمینی تقریباً به اندازه ۲/۷۲ درصد افزایش می‌یابد. کشش درآمدی (سرانه حقیقی) نیز نشانگر این نکته است که یک درصد افزایش در درآمد سرانه تقاضای کل سیب زمینی به اندازه ۰/۹۲۷ درصد کاهش پیدا می‌کند و سرانجام اینکه براساس داده استفاده شده، سیب‌زمینی یک کالای پرکشش در سبد مصرفی (۱/۵۳ - درصد) مردم ایران است؛ بنابراین افزایش قیمت آن تأثیر قابل توجهی در کاهش تقاضای آن (بیش از یک درصد) خواهد داشت.

در برآوردهای به‌دست آمده برای تابع عرضه، علامت ضرایب به‌دست آمده با انتظارات پیشینی نظری سازگاری داشته و تنها یکی از ضرایب (شاخص قیمت کود شیمیایی) در سطح احتمال ۱۰ درصد اختلاف معنی‌داری از صفر ندارد. کشش عرضه

نسبت به قیمت انتظاری سیب‌زمینی برابر با ۰/۹۰۵ نسبت به تغییر در قیمت انتظاری پیاز برابر ۰/۰۳۱- نسبت به تغییر در قیمت انتظاری گوجه‌فرنگی ۰/۰۳۸- و نسبت به شاخص قیمت کود شیمیایی ۰/۲۰۷ است. عرضه سیب‌زمینی نسبت به قیمت انتظاری خودش و نسبت به قیمت کود شیمیایی (شاخص از هزینه‌های مربوط به نهاده‌ها) کم‌کشش است. دو محصول سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی، پیاز در کشت رقیب هم می‌باشند، زیرا با شتاب قیمت انتظاری این دو محصول، تولید سیب‌زمینی کاهش می‌یابد.

براساس جدول (۲) در الگوی تعادلی، تنها دو ضریب از پارامترهای برآورد شده توابع عرضه و تقاضا در سطح احتمال ۱۰ درصد اختلاف معنی‌داری از صفر دارند. برهمین اساس، در سبد مصرفی سیب‌زمینی، کالایی نرمال و جانشین ناخالص کالای برنج است. کشش قیمتی تقاضا ۲/۸۱- کشش قیمتی متقاطع نسبت به قیمت برنج ۴/۱۰۱ و کشش درآمدی ۰/۱۲۶ است. براساس دستاوردهای این دوره زمانی، سیب زمینی از نظر قیمتی کالایی پرکشش و کالایی نرمال است که در صورت افزایش درآمد سرانه، تقاضا برای آن افزایش می‌یابد.

از پنج پارامتر برآورد شده منحنی عرضه، به غیر از جزء ثابت و قیمت انتظاری سیب زمینی، هیچ یک در $\alpha = ۰/۱۰$ اختلاف معنی‌داری از صفر ندارند. کشش عرضه نسبت به تغییر در قیمتهای انتظاری پیاز، گوجه‌فرنگی و شاخص قیمت کود شیمیایی به‌ترتیب برابر با ۰/۰۱۹۹-، ۰/۰۳۴- و ۰/۱۹ است. براساس این دستاوردها، دو محصول پیاز و گوجه فرنگی در کشت، رقیب محصول سیب زمینی هستند و علامت ضریب نهاده کود شیمیایی مطابق انتظارات پیشینی نظری نیست.

۵ـ۲ـ۱ـ تعادل در مقابل عدم تعادل

نتایج کلی نشان می‌دهد که برای بازار محصول سیب زمینی ایران، مدل عدم تعادل مناسبتر از مدل تعادل است، این موضوع دارای اهمیت قابل توجهی برای سیاستگذاران اقتصاد کشاورزی و سیاستهایی است که هدف آنها تأثیرگذاری بر بازار نهاده‌ها و

محصولات کشاورزی می‌باشد. این دستاوردها نشان می‌دهند که فرض تعادل درست نیست و کندیهایی در تعدیل قیمت و محدودیتهایی در تعدیل مقدار تولید (به دلیل ساختار تولید در کشاورزی) وجود دارد. بی‌توجهی به این مهم به نتایج نادرستی منجر می‌گردد. برای مثال کشش قیمتی تقاضا، برآورد شده در الگوی عدم تعادل، تقریباً ۰/۵۴ برابر کشش قیمتی به‌دست آمده از الگوی تعادل است. همچنین، کشش متقاطع تقاضا نسبت به قیمت برنج حدود ۰/۶۶، کشش قیمتی عرضه ۱/۰۷۵ و کشش قیمت کود شیمیایی ۱/۰۷ برابر الگوی تعادل، ولی با علامتهایی است که از مثبت به منفی تغییر می‌کند.

۵ ـ ۲ ـ ۲ ـ محاسبه احتمال وقوع اضافه تقاضا در دوره ۱۳۷۵-۱۳۴۴

سرانجام می‌توان احتمال تعلق مشاهده t ام به رژیم اضافه تقاضا یا اضافه عرضه را برای مقادیر معین متغیرهای تعیین کننده عرضه و تقاضا، به‌وسیله رابطه زیر محاسبه کرد:

$$P_t(ED_t \mid PP_t, FER_t, PPR_t, POR, GDPP_t, C, PRC) = \frac{\int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, Q_t)\,dD_t}{\int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, S_t)\,dS_t + \int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, Q_t)\,dD_t}$$

ED_t اضافه تقاضا در زمان t، صورت کسر چگالی شرطی عبارت از اضافه تقاضا ضربدر احتمال وقوع این حادثه و مخرج کسر مجموع چگالی شرطی عبارت ازاضافه تقاضا و اضافه عرضه ضربدر احتمال وقوع هر یک از آنهاست. از آنجاکه در مدل استفاده شده، تفکیک‌سازی پیشینی از نمونه مشاهده شده در اختیار نیست، مدل برآورد شده می‌تواند برای تفکیک‌سازی مشاهدات اضافه تقاضا از اضافه عرضه مورد استفاده قرار گیرد. اگر احتمال به‌دست آمده بیش از ۰/۵ باشد، $Q_t=S_t$ و اگر کمتر از آن باشد، $Q_t=D_t$ و مقدار مشاهده شده متعلق به رژیم اضافه عرضه است.

جدول ۳ ـ احتمال وقوع اضافه تقاضا

$P_r(ED \mid 0)$	سال	$P_r(ED \mid 0)$	سال	$P_r(ED \mid 0)$	سال	$P_r(ED \mid 0)$	سال
۰/۲۶	۱۳۶۸	۰/۳۵	۱۳۶۰	۰/۰۴	۱۳۵۲	۰/۰۰۰۱	۱۳۴۴
۰/۳۸۵	۱۳۶۹	۰/۵۲	۱۳۶۱	۰/۵۶	۱۳۵۳	۰/۰۷	۱۳۴۵
۰/۳۶	۱۳۷۰	۰/۵۴۹	۱۳۶۲	۰/۵۱	۱۳۵۴	۰/۰۶	۱۳۴۶
۰/۳۵	۱۳۷۱	۰/۶۶	۱۳۶۳	۰/۷۹	۱۳۵۵	۰/۰۸	۱۳۴۷
۰/۰۰۲	۱۳۷۲	۰/۶۷	۱۳۶۴	۰/۷۳	۱۳۵۶	۰/۰۵	۱۳۴۸
۰/۴۲	۱۳۷۳	۰/۲۶	۱۳۶۵	۰/۵۴	۱۳۵۷	۰/۰۱۹	۱۳۴۹
۰/۴۲	۱۳۷۴	۰/۱۷	۱۳۶۶	۰/۶۰۹	۱۳۵۸	۰/۰۰۱	۱۳۵۰
۰/۶۸	۱۳۷۵	۰/۰۴۲	۱۳۶۷	۰/۳۶	۱۳۵۹	۰/۰۰۳	۱۳۵۱

نتیجه‌گیری

احتمال شرطی تعلق مشاهدات به رژیم اضافه تقاضا یا عرضه نشان می‌دهد که ۱۱/۳۲ از مشاهدات در وضعیت اضافه تقاضا و بقیه آن در وضعیت اضافه عرضه قرار دارند. محاسبات رگرسیونی نشان می‌دهد که تغییرپذیری بسیار قابل توجهی در نتایج برآوردها و کشش‌های محاسبه شده وجود دارد. ۸۰ درصد پارامترهای برآورد شده در الگوی تعادلی اختلاف معنی‌داری از صفر ندارند، در حالی‌که این نسبت در مشخص‌نمایی عدم تعادل ۲۰ درصد است. علامت ضرایب به‌دست آمده در الگوی عدم تعادلی کاملاً با نظریه اقتصاد خرد سازگاری دارد، ولی علامت بعضی از ضرایب به‌دست آمده در الگوی رقیب انتظارات نظری را برقرار نمی‌دارد. سرانجام اینکه پیش از انجام هرگونه برآورد و توصیه‌های سیاستگزاری، لازم است که تصریح درست با به‌کارگیری آماره‌هایی با توان آزمون بالا مشخص گردد؛ در غیراین صورت، هیچ اطمینانی برای درست بودن پیش‌بینی‌های حاصل از یک مدل استوار یافته بر نظریه خاص نمی‌تواند وجود داشته باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1- Ali Mubarik and Adedulah, **Supply Demand and Policy Environment for Pulses in Pakistan**, The Pakistan Development Review, vol.37, No.1, (1998), p.p. 35-52.

2- Amemiya, T., **A Note on a fair & Jafee Model**, Econometrica 42, (1974), p.p. 752-62.

3- Askari, Mostafa, **A Disequilibrium Econometric Study of the Canadian Mertgaye** Market Applied Economy, 18, p.p. 397-410.

4- Askari H. and John Thomas C., **Supply Response of Farmers with Heterogeneous Land**, Indian Journal of Agricultural Economics.

5- Blake David, **The Estimation of Rational Expectations Models: A Survey**, Journal of Economic Studies, vol.18, No.3 (1991) p.p. 31-70.

6- Blundell Richard, **Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence - A Survey**, The Economic Journal, vol.98, (1988) p.p. 16-65.

7- Bowden R.J., **Specification Estimation & Inference for Models of Markers in Disequilibrium**, International Economics Review vol.19, p.p. 711-726, (1978).

8- Chanda K.C., **Strong Mixing Properties of Linear Stochastic Processes**, Journal of Applied Probability. vol.11, (1974), p.p. 401-408.

9- Chern Wen S., **Acreage Response and Demand for Processing Tomatoes in California**, American Journal of Agricultural Economics, vol. May (1976), p.p. 209-216.

10- Deshpade R.S., **Demand and Supply of Agricultral Commodities - A Review**, Indian Journal of Agricultural Economics, vol.51, No.1,2, (1996), p.p. 271-287.

11- Donald, Stephen G. and G.S. Maddals, **A Note on the Estimation of Limited Dependent Variable Models Under Rational Expections,** Economics Letters, vol.38, (1992), p.p. 17-23.

12- Duffield J.A & R.Coltrane, **Testing for Disequilibrium in the Hired Farm Labor Market,** American Journal of Agriculture economic, vol.May (1992).

13- Eckstein Zvi, **A Rational Expectations Model of Agricultural Supply,** Journal of Political Economy, vol.92, No.1, (1984), p.p. 1-9.

14- _____ , **The Dynamics of Agriculture Supply: A Reconsideration,** American Journal of Agricultural Economics, vol. May (1985), p.p. 204-214.

15- Fair, R.C. & Jaffee. D.M., **Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium,** Econometrica 4, p.p. 447-454 (1972).

16- Fair, R.C., and H.Kelejian, **Methods of Estimation for Market in Dis,** Econometrica, 42, (1970), p.p. 177-190.

17- Goldfeld, I.M. & R.E. Quandt, **Estimation in a Disequilibrium Model & the Value of Information,** Journal of Econometrics 3, p.p. 325-48 (1975).

18- Hu.T & B.M. Yang, **The Demand for & Supply of Phycian Services in the U.S.: A Disequilibrium Analysis,** Applied Economics, vol.20, p.p. 994-1005 (1988).

19- Hwang. H.S., **A Test of a Disequilibrium Model,** Journal of econometrics, vol.12, p.p. 319-313 (1980)

20- Laffont. J. & R. Qarcia, **Disequilibrium Econometrics for Business Loans,** Econometrica 45, p.p. 1187-1204 (1977).

21- Maddala. C.S., **Limited - Dependent & Qualitative Variables in Econometrics,** Cambridge University Press Cambridge (1983).

22- Maddala G.S. & Nelson F.D., **Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in disequilibrium**, Econometrica, 42, p.p. 1013-1030 (1974).

23- Marsh, John M., **Estimating Intertemporal Supply Response in the Fed Beef Market**, American Journal of Agricultural Economics, vol.76, (1994), p.p. 444-453.

24- Mathew T.Holt and Stanley R.Johnson, **Bounded Price Variation and Rational Expections in an Endogenous Switching Model of the U.S. Corn Market**, The Review of Economics and Statistics, vol. (1989), p.p. 605-613.

25- Mayer W.S., **Estimating Disequilibrium Models with Limited a Priori Price Adjustment**, Journal of Econometrics vol. (1982).

26- Michael J.Hartley and Parthasaradhi Mallela, **The Asymptotic Properties of a Maximum Likelihood Estimator for a Model of Markets in Disequilibrium**, Econometrica, vol.45, No.5, (1977), p.p.1205-1221.

27- Miranda Mario J. and Joseph W.Glauber, **Intraseasonal Demand for Fall Potatoes Under Rational Expectations**, American Journal of Agricultural Economics, vol.75, (1993), p.p. 104-112.

28- Muth John F., **Rational Expectations and the Theory of Price Movments**, Econometrica, vol.29, No.3, (1961), p.p. 315-335.

29- Nerlove Marc, **Expectations, Plans, and Realizations in Theory and Practice**, Econometrica, vol.51, No.5, (1983), p.p. 1251-1277.

30- Nerlove, M. and Fornari l., **Quasi-Rational Expectations, an Alternative to Fully Rational Expectations: An Application to U.S. Beef Cattle Supply**, Journal of Econometrics, vol.83, (1998), p.p. 129-161.

31- Oczkowski, E., **Price & Quantity Controlled Agricultural Markets &**

Disequilibrium Econometrics a survey, Agricultural economics, vol.9, p.p. 53-87 (1993).

32- Pashigian B.Peter. **Rational Expectations and the Cobweb Theory**, Journal of Political Economy. voL.78. (1970). p.p.238-252.

33- Quandt, R.E., **Tests of the Equilibrium VS Disequilibrium hypothesis**, International Economics review, vol.19, p.p. 435-452., (1978).

34- Quandt Richard E., **The Econometrics of Disequilibrium**, 1th ED., Basil Blackwell, (1988).

35- Shonkwiler J.Scott and Robert D.Emerson, **Imports and the Supply of Winter Tomatoes: An Application of Rational Expectations**, American Journal of Agricultural Economics Association, vol. (1982), p.p. 364-641.

36- Shonkwiler J.S, **An empirical Comparison of Agricultural Supply Response Mechanisms**, Applied Economics. voL.14, (1982), p.p.183-194.

37- Shonkwiler J.S. and G.S. Maddala, **Modeling Expectations of Bounded Prices: An Application to the Market for Corn**, The Review of Economics and Statistics, vol.67, (1985), p.p. 697-702.

38- Takatoshi I & V.Katuo, **Tests of the Equilibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics: An International Comparison of Crebit Rationing**, International Economics Review. vol.22, No.3, p.p.691-708.

39- Ziemer R.F & White F.C., **Disequilibrium market analysis; An Opplication to the US. Fed Beef sector**, American Journal of Agriculture Economic.

40- Fair R.C and M.Jaffee Op.cit P.506

41- Takeshi Amemiya "A Note on a Fair and Jaffee model", Econometrica , vol , 42 , No , 4(July 1974 ,p-759 - 762.

42- G.S. Maddela and Forrest P.Nelson ,"Maximum likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium", Econometrica , Vol . 42 , No.6 (Nov , 1974) PP.1013 - 1030.

43- J.Tobi , "Estimation of Relationships for limited Dependent Variable , "Econometrica , vol , 26 . (1958) - pp.24 - 36

44- Micael , J. Hartly and Parthas Mallela . "The Asymptotic Properies of a Maximum Likelihood Estimator for a model of Markets in Disequilibrium, "Econometrica (1977) , Vol . 95 No.5 . Julty , PP.1205 - 1220

45- Takatashi, Ito,"methods of Estrimation for Multi-Market Disequilibrium Models," Econometrica , Vol.48,(1980),No.1 , PP.94-125

46- R.E.Quandt ."The Econometrics of Disequilibrium",Pub:Blackwell ,First Ed.(1988) , P.145.

47- A.Chanda and G.S.Maddala ,Methods of Estimation for Models of Markets with Bounded Price Variation Under Rational Expectation , "Economics Letters , vol.13, (1983), PP,181-184.

48- M.T.Holt and S.R.Johnson."Bounded Price Varitation and Rational Expecuations in a Endoyenous Swithing Model...,"Review of Economics and Statistics, vol.71, (1989). PP.605 - 613

49- W.J.Mayer and R.E.Dorsey,"Maximum Score Estimation of Disequilibrium Models and the role of Alticipatery Price -Setting ,"Journal of Econometrics, Vol.87, (1998), PP:1-24

50- Op.cit R.E. Quandt (1988) p.33; Op.cit G.S. Maddala (1983) p.307

51- Op.cit G.S. Maddala and F.D. Nelson (1974) p.1017.

52- Op.cit, M.J. Hartley and P.Mallela (1977)

53- Marc, Nerlove, "Addaptive Expectations and Cobweb Phenomena",

Quarterly Journal of Economics, 72, (1958), pp.227-40.

54- M. Nerlove, Ibid

55- Raj, Krishna, "Farm Supply Response in India and Pakistan: A Case Study of Panjab Region", The Economic Journal, Vol.73, No.291, (1963), Sep.

56- C. C.Maji et al., "Dynamic Supply and Demand Models for Better Estimations and Projections: An Econometric Study for Major Food Grains in the Punjab Region". Indian Journal of Agricultural Economics, Vol.27, No.1, (1971), pp.21-34.

57- Ashok, Parikh, "Farm Supply Response: A Distributed Lag Analysis", Oxford Institute of Statistics Bulletin, Vol. No.33, (1967), pp.57-72.

58- M.C., Madhavan, "Acrage Response of Indian Farmers: A Case Study of Tamil Nadu",Iudian Journal of Agricultural Economics, vol.27, No.1, (1972), March.

59- John Thomas Cumming, "The Supply Responsiveness of Indian Farmers in the Post-Independence Period", Indian Journal of Agricultural Economics, Vol.30, No.1, (1975), March.

60- H.Askary and J.T.Cumming, "Supply Response of Farmers with Hetetrjenous Land", Indian Journal of Agricultural Economics, vol.31, No.1, (1976), March. pp.13-22.

61- Hicks (1956)

62- Op.cit A.S. Deaton and J.Muellbauer (1980) p.148.

63- J.S. Shonkwiler, "An Emprical Comporison of Agricultural Supply Response Mechanisms", Applied Economics, vol.14, (1982), pp.183-194.

64- Op.cit M.H. Pesaran (1989), p.21.

- D.K.H. Begg, "The Rational expectations Revolution in Macroeconomics", Pub: Philip Allan, Oxford, 1.th E.D. p.30.

65- Marc Nerlove, "Expectations, Plans and Realizations in Theory and Practice", Econometrica, vol.51, (1983), p.1255.

66- Op.cit, J.S. Shonkwiler (1982), p.184.

به نقل از:

- R.M., Cyert and Degroot, M.H., "Rational Expectations and Bayesian Alalysis", Journal of Political Economy, vol.82, (1974), pp. 521-36.

67- R.F. Ziemer and Fred C.White, "Disequilibrium Market Analysis: An Application to the U.S. Fed Beef Sector", American Journal of Agricultural Economics, vol.64, (1982), pp.56-62.

به نقل از:

- D.F. Gordon, and A.Hynes, "On the Theory of Price Dynamics", Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory, ed.E.Phelps, New York; w.w. Norton & Co. (1969).

68- Ibid, p.57

- Opcit H.Grossman (1974). به نقل از:

69- M.Nerlove , I.Fornari , "Quasi-Rational Expectations, an Alternative to Fully Rational Expectations:An Application to U.S.Beef Cattel Supply ,"J.O.Econometrics,Vol .83 - (1998) , PP.129 - 161.

70- Davidson – Fletcher - Powell H. Hall, Browyn, "Time Series Processor", Version 4.2, User's Manual (1991), p.98.