اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۸، تابستان ۱۳۹۱

بررسی تأثیر قیمت تضمینی در واکنش عرضه غلات

دکتر محمود صبوحی*، سیدمحمد فهمیمی‌فرد**، سیداحمد محدث***

تاریخ دریافت: ۸۸/۸/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۰/۷/۵

چکیده

از آنجا که بخش کشاورزی نقش کلیدی در امنیت غذایی یک کشور دارد، حمایت از آن بر کسی پوشیده نیست. در ایران نیز با توجه به این مهم، سیاستهایی اتخاذ شده است که بازنگری آنها می‌تواند در برنامه‌ریزی و اجرا، سیاستگذاران را یاری نماید. در این مطالعه نیز به منظور بررسی کارایی سیاستهای حمایتی اتخاذ شده، تأثیر رایجترین سیاست حمایت قیمتی یعنی قیمت تضمینی، در واکنش عرضه برخی از مهمترین غلات از جمله گندم، جو و ذرت دانه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیو با وقفه گسترده طی دوره ۱۳۶۹- ۸۵ بررسی شد.

نتایج نشان داد که در بلندمدت، قیمتهای تضمینی گندم، جو و ذرت دانه‌ای تأثیر معنیداری در واکنش عرضه آنها ندارد، ولی قیمت تضمینی گندم اثر معنیدار بر واکنش عرضه

*دانشیار اقتصادکشاورزی دانشگاه زابل e-mail: msabuhi39@yahoo.com

** دانشجوی دوره دکترای اقتصادکشاورزی دانشگاه زابل (نویسنده مسئول)

e-mail: mfahimifard@gmail.com

***استادیار سازمان تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان خراسان رضوی

e-mail: amohaddes@gmail.com

جو دارد. همچنین افزایش ریسک عملکرد موجب کاهش واکنش عرضه گندم، جو و ذرت دانه‌ای می‌شود.

طبقه‌بندی JEl: C_{22}, D_4, Q_{18}

کلیدواژه‌ها:

قیمت تضمینی، واکنش عرضه، غلات، ریسک عملکرد، ARDL

مقدمه

اختلال در بازار محصولات کشاورزی، که ناشی از سیاستهای نادرست کشاورزی دولتهاست، آن‌قدر آشکار است که نمی‌توان نسبت به آن بی توجه بود. لیکن آنچه بیشتر حائز اهمیت می‌باشد، این است که کدام دلایل، دخالت در بخش کشاورزی را ضروری می‌سازد و چرا علی‌رغم تعیین منافع تئوریک آزادسازی تجاری، رفع این موانع در هیچ یک از بخشهای اقتصادی به‌اندازه رفع موانع در این بخش با مشکل مواجه نبوده است (McCalla, 1993).

به دلایل مختلفی از بخش کشاورزی حمایت می‌شود که از آن جمله می‌توان به تأمین امنیت غذایی، کم کشش بودن تقاضای بیشتر محصولات کشاورزی و عدم توانایی تعدیل عرضه محصولات در پاسخ به نوسانهای کوتاه‌مدت اشاره کرد (مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۸۴). همچنین برخی بر این باورند که انتقال از یک اقتصاد مبتنی بر کشاورزی به یک اقتصاد مبتنی بر صنعت – انتقال از موج اول به موج دوم– مستلزم استفاده از سیاستهای حمایتی است (Tyers & Anderson, 1985; Honma & Hayami, 1986). به عبارت دیگر از آنجا که افزایش کارایی در بخش صنعت بیشتر از بخش کشاورزی است و براساس قانون انگل افزایش درآمد باعث می‌شود سهم کمتری از درآمد صرف مواد غذایی شود، رابطه مبادله به زیان بخش کشاورزی تغییر کرده و سهم این بخش در تولید ناخالص ملی

کاهش یافته است. بدین منظور برای سودآور کردن فعالیتهای کشاورزی معمولاً دولتها با روشهای مستقیم (پرداخت یارانه نهاده‌ها، کنترل قیمت محصولات و ایجاد تقاضای جدید) و غیرمستقیم (عموماً شامل کنترل مقدار عرضه محصول می‌باشد)، در بازار این محصولات دخالت می‌کنند (بخشوده و اکبری، ۱۳۸۲). یکی از ابزارهای حمایتی در ایران طی سالهای اخیر، سیاست خرید تضمینی محصولات کشاورزی بوده و پیامد استفاده از آن طی سالهای ۱۳۶۹ تاکنون این سؤال را مطرح کرده است که تا چه حد دخالت دولت از طریق تعیین قیمت تضمینی و خرید محصول، به حمایت از تولیدکنندگان منجر شده است؟ در این باره مطالعاتی صورت گرفته که در ادامه، به بعضی از آنها اشاره می‌شود.

رفاهیت (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای، حمایت قیمتی از محصولات کشاورزی با نرخ ارز آزاد را بررسی کرد. نتایج نشان داد که حمایت قیمتی از محصولات مورد بررسی (گندم، برنج، جو، ذرت، پنبه، نخود، چغندرقند، سیب زمینی، پیاز و...) منفی است. به عبارت دیگر، دولت با اتخاذ سیاست قیمت تضمینی، نه تنها از تولیدکنندگان داخلی حمایت نکرده بلکه مالیات پنهان از تولیدکنندگان دریافت کرده است. دریافت مالیات پنهان از تولیدکنندگان داخلی ممکن است به مفهوم پرداخت یارانه غیرمستقیم به تولیدکنندگان خارجی نیز باشد.

قرئلی و نجفی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای، سیاست اعلام قیمت پایه از سوی دولت جهت خرید گندم از کشاورزان را با استفاده از الگوی مارک نرلاو[1] و روش سیستم معادلات همزمان مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که عرضه گندم نسبت به قیمت پایه انعطاف‌ناپذیر است و بنابراین، تشویق کشاورزان به افزایش تولید از طریق افزایش قیمت پایه، هزینه بالایی را بر دولت تحمیل می‌کند. همچنین رابطه معنیداری بین قیمت پایه و عملکرد در واحد سطح وجود ندارد. آنها همچنین نتیجه گرفتند که افزایش قیمت پایه از سوی دولت باید با توجه به سطح زیرکشت گندم در کشور انجام گیرد و تا حد امکان سیاستهای دیگری به منظور افزایش عملکرد در واحد سطح در نظر گرفته شود.

1. Marc Nerlove (1983)

سلامی و اشراقی (۱۳۸۰) عملکرد قیمتگذاری محصولات کشاورزی را درخصوص کل محصولات زراعی کشور بررسی و اثرآن را بر رشد محصولات کشاورزی طی دوره ۱۳۵۶-۷۶ تجزیه و تحلیل کردند. نتایج به‌دست آمده نشان داد که سیاستهای حمایتی قیمت نه تنها انگیزه لازم را برای تولیدکنندگان بخش کشاورزی فراهم نکرده، بلکه بیشتر در جهت خنثی‌سازی قسمتی از فشارهای تورمی ناشی از افزایش قیمت نهاده‌ها بوده است.

شریف (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای، به بررسی آثار تعیین قیمت گندم بر تولید آن در ایران با استفاده از سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط پرداخت و نشان داد که عموماً تعیین قیمت گندم در تولید گندم و در اکثر موارد، در تقاضای نهاده‌ها تأثیر چندانی نداشته و عوامل دیگری غیر از قیمت، در تولید گندم در ایران نقش دارند که با اصلاحات کمی و کیفی در بخش کشاورزی و گسترش بازارها می‌توان از تأثیرپذیری بخشی از قیمت و آثار توسعه‌ای آن در کارامد کردن تخصیص منابع، رشد و توسعه بخش کشاورزی بهره گرفت.

ملور (Mellor, 1968) با بررسی چگونگی قیمتگذاری محصولات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه به این نتیجه رسید که قیمت محصولات کشاورزی در این کشورها عامل تخصیص منابع برای افزایش تولید محصولات کشاورزی بوده و چون ممکن است جذب سرمایه و افزایش قیمتها در بخش کشاورزی در تناقض با بخش صنعت قرار گیرد، باید سیاست قیمتگذاری کشاورزی به عنوان مکمل سیاست عمومی توسعه این بخش مطرح شود.

دجونوری و سوبارائو (Dejonvary and Subbarao, 1986) واکنش تولید محصولات کشاورزی در هند را نسبت به تغییر قیمت آنها کم ارزیابی کرده و سیاستهای حمایتی قیمتگذاری را دارای هزینه‌های فردی و اجتماعی زیادی می‌دانند. آنها معتقدند که مشوق قیمتی موجب انتقال درآمد به کشاورزان بزرگ‌مقیاس شده و افزایش تولید باید به‌وسیله مجموعه‌ای از سیاستهای متوازن شامل ایجاد فناوری، بهبود زیرساخت‌ها، افزایش سرمایه‌گذاری زیربنایی و یارانه تولیدی افزایش یابد.

مک گریک‌و موندلاک(MC Gruik and Mundlak, 1991) بر تأثیر غیرمستقیم‌قیمت در تولیدات‌کشاورزی‌هندوستان‌تأکیدداشتندو آبلر و سوخاتمه (Abler & Sukhatmeh, 1994) نشان دادند که کاهش قیمت خرید محصولات کشاورزی تأثیر منفی در توسعه زیرساخت‌های کشاورزی در ایالت پنسیلوانیای آمریکا دارد.

هایدن (Hayden, 2003) نیز بر این باور است که چون در کشورهای در حال توسعه قیمتها به وسیله ساختار اقتصادی تعیین می‌شوند، تعیین قیمتها نمی‌تواند بر متغیرهای اقتصادی تأثیر به‌سزایی داشته باشد.

با توجه به نقش کلیدی غلات در تأمین امنیت غذایی کشور، سیاستهایی در جهت حمایت از بخش کشاورزی اتخاذ شده که بازنگری آنها می‌تواند در رفع کاستیها، برنامه‌ریزی و اجرا، سیاستگذاران را یاری نماید.

در بین محصولات کشاورزی، گندم مهمترین نقش را در تأمین امنیت غذایی کشور داشته به‌طوری‌که ۸۰ الی ۸۵ درصد مصرف سالانه آن به‌طور مستقیم به مصرف خانوارها رسیده و بقیه آن صرف تغذیه دام و طیور شده است. علاوه بر این، در بین محصولات زراعی، گندم همواره بیشترین سطح زیر کشت را داشته به‌طوری‌که در فاصله سالهای ۱۳۶۲ تا ۱۳۸۵ به‌طور متوسط ۵۳/۷۲ درصد سطح زیرکشت محصولات زراعی را به خود اختصاص داده است. همچنین جو یکی از مواد اصلی جیره دام و طیور را تشکیل داده و پس از گندم، بیشترین سطح زیرکشت را در بین محصولات زراعی کشور داشته به‌طوری‌که در فاصله سالهای ۱۳۶۲ تا ۱۳۸۵ به‌طور متوسط ۱۵/۳۷ درصد سطح زیرکشت محصولات زراعی کشور را به خود اختصاص داده است. از طرف دیگر، تقریباً ۷۰ درصد جیره غذایی طیور کشور شامل ذرت دانه‌ای بوده و در حال حاضر نیاز کشور به ذرت حدود ۳/۷ تا ۴ میلیون تن در سال می‌باشد که تنها حدود ۲/۲ میلیون تن آن در داخل تولید شده و مابقی آن از طریق واردات تأمین می‌شود (وزارت جهاد کشاورزی، آمار سالهای ۱۳۸۵-۱۳۶۲).

با توجه به اهمیت مطالب ذکر شده، در مطالعه حاضر به منظور بررسی کارایی سیاستهای حمایتی صورت گرفته در بخش کشاورزی، تأثیر قیمت تضمینی، به‌عنوان رایجترین ابزار سیاست حمایت قیمتی ، در واکنش عرضه گندم، جو و ذرت دانه‌ای بررسی شد.

روش تحقیق

۱. تابع واکنش عرضه

در مطالعه حاضر تابع واکنش عرضه، که تابعی از سطح زیرکشت و قیمت انتظاری محصولات کشاورزی است، تخمین زده می‌شود (Alwan and Habbab, 2002). در مورد قیمت انتظاری، سادولت و جانوری (Sadoulet and Janvry, 1995) نشان دادند که تولیدکنندگان نسبت به قیمتهای انتظاری همانند مواجهه با قیمتهای واقعی، واکنش نشان می‌دهند. علاوه بر این، در توابع تولید معمولاً مقدار تولید به‌عنوان متغیر وابسته و بقیه متغیرها به‌عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته می‌شوند، اما در تابع واکنش عرضه، سطح زیرکشت به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود، زیرا تصمیمات کشت کشاورزان از دو مرحله تشکیل می‌شود: ابتدا آنها در مورد سطح زیرکشت و سپس در مورد میزان به‌کارگیری نهاده‌ها تصمیم‌گیری می‌کنند (Houk and Ghalagher, 1976). از طرف دیگر، استفاده از سطح زیرکشت در تابع واکنش عرضه، به‌عنوان نماینده‌ای از مقدار تولید، مبتنی بر این واقعیت است که کشاورزان در تصمیم‌گیری درباره سطح زیرکشت دارای کنترل کامل می‌باشند. در صورتی که مقدار تولید کشاورزی به دلیل ماهیت ذاتی فعالیتهای کشاورزی، به عواملی بستگی دارد که در کنترل کشاورزان نیستند و بنابراین، مقدار تولید نمی‌تواند به‌طور واضح، مبین واکنش کشاورزان به تغییر قیمتها باشد.

گتک و اینجرسنت (Ghatak and Ingercent, 1984) در کتاب معروف توسعه اقتصاد کشاورزی خود تابع کلی‌واکنش‌عرضه را معرفی کردند. فرم کلی‌این تابع که‌در مطالعات محققان بسیاری از جمله دارماراتنه و هاتروسنگه (Dharmaratne and Hathurusinghe, 1999)،

آلوان و هباب (Alwan and Habbab, 2002)، ویراهوا (Weerahewa, 2004) و آدر محمود و همکاران (Ather Mahmood et al., 2007) به‌کار رفته است، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$ha_{j,\,t} = f(P^{*}_{j,\,t-1}\ ,\ Po^{*}_{k(\neq j),\,t-1}\ ,\ Risk_{j,\,t}\ ,\ R_L)\quad ;\quad j = w,b,c \qquad (۱)$$

که در آن $ha_{j,t}$ سطح زیرکشت محصول jام بر حسب هکتار در سال t، $P^{*}_{j,\,t-1}$ قیمت انتظاری محصول jام در سال t-1، $Po^{*}_{k(\neq j),\,t-1}$ قیمت انتظاری محصول جانشینِ محصول jام در سال t-1، $Risk_{j,t}$ ریسک عملکرد محصول j در سال t، R_L میزان بارندگی در ماه‌های قبل از فصل کاشت و w، b و c به‌ترتیب گندم (wheat)، جو (barley) و ذرت دانه‌ای (corn) می‌باشند.

توضیح برخی از متغیرهای مدل

قیمت انتظاری براساس تئوری اقتصادی، نقش مهمی در تصمیم‌گیری در مورد اینکه چه، چگونه و برای که تولید شود؟ ایفا می‌کند (Salvatore, 1974). همچنین در مدل تارعنکبوتی[1] که برای رفع ناپایداری بازار بسیاری از کالاهای کشاورزی به‌کار برده می‌شود، یک مسیر زمانی از قیمتهای‌جاری به‌عنوان‌تابعی از زمان در نظرگرفته‌شده و تعادل بازار هنگامی حاصل می‌شود که قیمتها پایدار و رابطه زیر برقرار باشد (Sadoulet and Janvry, 1995):

$$P_t = P_{t-1} \quad \Rightarrow \quad P^{*}_{t} = P_{t-1} \qquad (۲)$$
$$t \to \infty$$

که در آن P_t، P_{t-1} و P^{*}_{t} به‌ترتیب قیمت سال جاری، سال گذشته و انتظاری سال جاری می‌باشد. رابطه ۲ نشان می‌دهد که قیمت سال گذشته می‌تواند به‌عنوان قیمت انتظاری سال جاری در نظر گرفته شود. همچنین چون کشاورزان فاقد توهم پولی نبوده و در کشور ما این غلات به‌صورت تضمینی خریداری می‌شود، لذا در این مطالعه از قیمت تضمینی اسمی سال گذشته (t-1) به جای قیمت انتظاری استفاده می‌شود.

1. Cobweb Model

ریسک در تولید که عمدتاً تحت تأثیر مقدار بارندگی و شیوع آفات و بیماریها می‌باشد، ریسک عملکرد[1] نامیده می‌شود. رابطه زیر نحوه محاسبه این نوع ریسک را نشان می‌دهد (Gallagher, 1978):

$$Risk_{j,t} = \frac{[Y_{j,t-1} - 0.5(Y_{j,t-2} + Y_{j,t-3})]^2}{0.5(Y_{j,t-2} + Y_{j,t-3})} \quad ; \quad j = w, b, c \qquad (۳)$$

در رابطه فوق $Y_{j,t-1}$، $Y_{j,t-2}$ و $Y_{j,t-3}$ به‌ترتیب عملکرد محصول jام در سال *t-1*، *t-2* و *t-3* می‌باشد. همچنین چون هر نوع ریسک غیرقابل کنترلی در میزان عملکرد محصول نمود پیدا می‌کند، این نوع ریسک که براساس عملکرد سالهای گذشته محاسبه می‌شود، به‌طور غیرمستقیم ریسک ناشی از بارندگی یا شیوع آفات و بیماریها را در بر می‌گیرد.

۲. مدل خودرگرسیو با وقفه گسترده (ARDL)

با توجه به محدودیتها و نواقص موجود در روشهای انگل-گرنجر و مدلهای تصحیح خطا[2] (ECM) از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک وعدم توانایی در آزمون فرضیات آماری، روشهای مناسبتری برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها پیشنهاد شده که در این زمینه می‌توان به رهیافت ARDL اشاره نمود (Pesaran & Pesaran, 1997). علاوه براین، مزیت مهم مدل فوق در بین روشهای هم‌انباشتگی قابل استفاده بودن آن بدون در نظر گرفتن ایستایی متغیرهای مدل در سطح هستند (*I(0)*) و یا ایستایی با یک بار تفاضل‌گیری (*I(1)*) است (تشکینی، ۱۳۸۴). همچنین در این روش با استفاده از ضرایب تخمینی، امکان براورد میزان واکنش کشاورزان به تغییر هر یک از متغیرهای توضیحی مدل وجود دارد. لذا در این مطالعه از رهیافت ARDL استفاده می‌شود. مدل ARDL تعمیم یافته[3] (بسط داده شده) به‌صورت زیر می‌باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸):

1. Yield Risk
2. Error Correction Model
3. Augmented ARDL

$$\alpha(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + u_t \qquad i = 1,2,...,k \qquad (۴)$$

که در آن L، P، q_i، y_t، x_{it}، α_0 و u_t به‌ترتیب عملگر وقفه، بردار وقفه متغیر وابسته، بردار وقفه هریک از متغیرهای توضیحی، متغیر وابسته، بردار متغیرهای توضیحی، عرض از مبدأ و جمله اخلال تصادفی می‌باشند. همچنین عامل وقفه به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (۵)$$

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L^1 - ... - \alpha_p L^p \qquad (۶)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + (\beta_{iqi}L_i^q) \qquad (۷)$$

که در روابط فوق α و β_i به‌ترتیب بردار وقفه‌های متغیر وابسته و بردار وقفه‌های هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشند. همچنین معمولاً برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه هر یک از متغیرها، از معیار شوارتز بیزین که در تعیین تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند، استفاده می‌شود.

علاوه براین، برای تخمین رابطه بلندمدت در مرحله اول، وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی آزمون می‌گردد به‌طوری‌که اگر مجموع ضرایب براورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد؛ لذا برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام شود (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m}\alpha_i - 1 \geq 0 \qquad (۸)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{m}\alpha_i - 1 < 0$$

همچنین کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام این آزمون به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m}\hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\alpha}_i} \qquad (۹)$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر[1] در سطح اطمینان مورد نظر می‌توان به وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار بلندمدت میان متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد مقادیر آنها صورت می‌گیرد.

روابط ۱۰، ۱۱ و ۱۲ روابط بلندمدت تابع واکنش عرضه گندم، جو و ذرت دانه‌ای را نشان می‌دهند:

$$\ln haw_{(t)} = \delta_0 + \delta_{Pw(t-1)} \ln Pw(t-1)_t + \delta_r \ln R_t + \delta_{Pb(t-1)} Pb(t-1)_t + \delta_{Risk} \ln Risk_{wt} + u_{1t} \quad (۱۰)$$

$$\ln hab_{(t)} = \delta_0 + \delta_{Pb(t-1)} \ln Pb(t-1)_t + \delta_r \ln R_t + \delta_{Pw(t-1)} Pw(t-1)_t + \delta_{Risk} \ln Risk_{bt} + u_{2t} \quad (۱۱)$$

$$\ln hac_{(t)} = \delta_0 + \delta_{Pc(t-1)} \ln Pc(t-1)_t + \delta_r \ln R_t + \delta_{Ps(t-1)} \ln Ps(t-1)_t + \delta_{Risk} \ln Risk_{ct} + u_{3t} \quad (۱۲)$$

که در روابط فوق *lnhaw*، *lnhab*، *lnhac*، *lnPw*، *lnPb*، *lnPc*، *lnPs*، *lnR* و *lnRisk* به‌ترتیب لگاریتم طبیعی سطح زیرکشت گندم، جو، ذرت دانه‌ای؛ قیمت تضمینی گندم، جو، ذرت دانه‌ای؛ قیمت تضمینی چغندر قند به عنوان محصول جانشین ذرت دانه‌ای (زیبایی و همکاران، ۱۳۷۷)؛ بارندگی در ماه‌های قبل از فصل کاشت و ریسک عملکرد می‌باشند.

داده‌های مورد نیاز به منظور براورد تابع عرضه واکنش غلات مورد بررسی از جمله سطح زیرکشت، قیمت تضمینی، عملکرد و میزان بارندگی از آمارنامه سالهای مختلف وزارت جهاد کشاورزی برای کل کشور و در فاصله سالهای ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۵ گردآوری شد. علاوه براین، جهت تخمین تابع عرضه واکنش غلات مورد بررسی از نرم افزار Microfit 4.1 استفاده گردید که امکان براورد سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت را در قالب الگوهای تصحیح خطا فراهم می‌آورد (تشکینی، ۱۳۸۴).

1. Banerjee, Dolado and Mester (1992)

نتایج و بحث

۱. بررسی روند قیمت تضمینی، سطح زیر کشت و تولید گندم، جو و ذرت دانه‌ای

جدول ۱ قیمت تضمینی، سطح زیرکشت و تولید گندم، جو و ذرت دانه‌ای را طی سالهای ۱۳۷۰-۸۵ نشان می‌دهد.

جدول ۱. قیمت تضمینی، سطح زیر کشت و تولید گندم، جو و ذرت دانه‌ای طی سالهای ۱۳۸۵-۱۳۷۰

سال	قیمت تضمینی (کیلوگرم/ریال)			سطح زیر کشت (هزار هکتار)			تولید (هزار تن)		
	گندم	جو	ذرت دانه‌ای	گندم	جو	ذرت دانه‌ای	گندم	جو	ذرت دانه‌ای
۱۳۷۰	۱۳۰	۱۱۵	۱۲۷	۶۱۹۳	۲۱۵۷	۳۵	۸۷۹۳	۳۱۰۲	۱۹۹
۱۳۷۱	۱۵۰	۱۱۵	۱۳۰	۶۶۴۰	۲۰۸۶	۶۵	۱۰۱۷۹	۳۰۹۳	۳۶۲
۱۳۷۲	۲۲۵	۱۷۳	۱۹۵	۶۸۰۰	۱۹۶۲	۸۲	۱۰۷۱۰	۳۰۵۸	۴۸۳
۱۳۷۳	۲۶۰	۲۱۰	۲۳۵	۶۷۸۲	۱۷۵۷	۹۳	۱۰۸۷۰	۳۰۴۵	۵۶۲
۱۳۷۴	۳۳۰	۲۵۵	۲۸۰	۶۵۶۷	۱۷۵۲	۱۲۱	۱۱۲۲۸	۲۹۵۲	۷۰۹
۱۳۷۵	۴۱۰	۳۱۷	۳۴۸	۶۳۲۳	۱۶۷۴	۱۰۲	۱۰۰۱۵	۲۷۳۷	۶۳۷
۱۳۷۶	۴۸۰	۳۸۷	۴۳۰	۶۲۹۹	۱۵۰۱	۱۳۲	۱۰۰۴۵	۲۴۹۹	۹۱۵
۱۳۷۷	۶۰۰	۴۷۸	۵۳۴	۶۱۸۰	۱۸۲۵	۱۵۶	۱۱۹۵۵	۳۳۰۱	۹۴۱
۱۳۷۸	۶۷۲	۵۳۵	۵۹۸	۴۷۳۹	۱۴۰۳	۱۸۶	۸۶۷۳	۱۹۹۹	۱۱۵۶
۱۳۷۹	۸۷۵	۶۹۴	۷۷۵	۵۱۰۰	۱۱۹۴	۱۸۲	۸۰۸۸	۱۶۸۶	۱۱۲۰
۱۳۸۰	۱۰۵۰	۸۰۰	۸۹۰	۵۵۵۳	۱۴۸۷	۱۷۳	۹۴۵۹	۲۴۲۳	۱۰۶۴
۱۳۸۱	۱۳۰۰	۹۹۰	۱۰۷۰	۶۲۴۰	۱۶۷۰	۲۱۴	۱۲۴۵۰	۳۰۸۵	۱۴۳۹
۱۳۸۲	۱۵۰۰	۱۱۲۰	۱۲۲۰	۶۴۱۰	۱۵۱۰	۲۴۶	۱۳۴۴۰	۲۹۰۸	۱۶۵۳
۱۳۸۳	۱۷۰۰	۱۲۵۰	۱۳۵۰	۶۶۰۵	۱۶۰۰	۲۷۴	۱۴۵۶۸	۲۹۴۰	۱۹۲۶
۱۳۸۴	۱۸۷۰	۱۴۳۰	۱۴۸۰	۶۹۵۰	۱۶۵۹	۲۷۶	۱۴۳۰۸	۲۸۵۷	۱۹۹۵
۱۳۸۵	۲۰۵۰	۱۵۲۰	۱۵۲۰	۶۸۷۹	۱۵۶۷	۲۹۲	۱۴۶۶۴	۲۹۵۶	۲۱۶۶

مأخذ: وزارت جهاد کشاورزی، سالهای مختلف، آمارنامه کشاورزی، دفتر آمار و فناوری اطلاعات

با توجه به جدول ۱ مشاهده می‌شود که قیمت تضمینی خرید هر کیلوگرم گندم که در سال۱۳۷۰ برابر ۱۳۰ریال بوده، در سال۱۳۷۱ با ۱۵/۴درصد رشد، به ۱۵۰ریال افزایش یافته است. در سال۱۳۷۲ تعمیم سیاست تعدیل ساختاری به بخش کشاورزی موجب افزایش هزینه تولید گندم گردیده به‌طوری‌که قیمت سم در فاصله سالهای ۱۳۷۰–۸۰ حدود ۱۹ برابر و به طور متوسط سالانه حدود ۳۵ درصد رشد داشته (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۵) در صورتی که متوسط رشد سالانه قیمت تضمینی گندم در طول این دوره ۲۳/۳ درصد بوده است. در فاصله سالهای ۱۳۷۰–۸۵، قیمت تضمینی گندم، حتی بدون حذف تأثیر تورم، سالانه به طور متوسط از رشدی معادل ۲۰/۷۵ درصد برخوردار بوده درصورتی که سطح زیرکشت و تولید آن به‌ترتیب ۱/۰۵ و ۴/۸۳ درصد رشد داشته است. جدول ۱ همچنین نشان می‌دهد که قیمت تضمینی جو در دوره ۱۳۷۰–۸۵، حتی بدون حذف تأثیر تورم، به طور متوسط سالانه رشدی معادل ۱۹/۲۸درصد و سطح زیرکشت و تولید آن به‌ترتیب ۱/۳۲- و۱/۵۴درصد رشد داشته است. ملاحظه می‌شود که سطح زیرکشت جو کاهش داشته و نرخ رشد تولید آن کمتر از نرخ رشد قیمت تضمینی بوده است. قیمت تضمینی خرید ذرت دانه‌ای نیز در فاصله ۱۳۷۰–۸۵، حتی بدون حذف تأثیر تورم، به‌طور متوسط از رشدی معادل ۱۸/۵۱درصد برخوردار بوده و سطح زیرکشت و تولید آن به‌ترتیب ۱۷/۰۷ و ۱۹/۱۸درصد رشد داشته است.

۲. براورد تابع بلندمدت واکنش عرضه گندم، جو و ذرت دانه‌ای

با توجه به اهمیت بررسی ایستایی متغیرهای منظور شده در الگوها، ابتدا آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از روش دیکی فولر تعمیم یافته صورت پذیرفت. بنابر نتایج این آزمون، متغیرهای الگو ایستا از درجه صفر و یک بوده و از این رو استفاده از روش ARDL بلامانع است. به منظور بررسی وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای توابع واکنش عرضه، پس از تصریح توابع با مدلARDL، آماره t مورد نیاز برای تابع بلندمدت واکنش عرضه گندم، جو و ذرت دانه‌ای به‌ترتیب برابر با ۴/۹۳- ، ۵/۷۵- و ۴/۶۲- محاسبه گردید که با توجه به کمیت

بحرانی بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۰/۹۵درصد (۴/۵۶-)، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای توابع واکنش عرضه غلات مورد نظر تأیید می‌شود.

ضرایب بلندمدت تخمین زده شده با رهیافت ARDL و معیار شوارتز بیزین برای تابع واکنش عرضه گندم، جو و ذرت دانه‌ای در جدولهای۲، ۳ و ۴ آورده شده است.

جدول ۲. نتایج براورد بلندمدت تابع واکنش عرضه گندم

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
قیمت تضمینی گندم	۰/۷۸	۰/۵	۱/۵۵
بارندگی	۴/۷۶*	۰/۹۷	۴/۸۹
قیمت تضمینی جو	-۰/۴۰	۱/۲۵	-۰/۳۲
ریسک عملکرد	-۵/۹۲*	۰/۹۹	-۵/۹۲
عرض از مبدأ	۳/۷۲*	۰/۵۰	۷/۳۹
روند	-۱۳/۱۱	۳۸/۲	-۰/۳۴
مقدار آماره LM آزمون تشخیص عدم خودهمبستگی = (۰/۱۱) ۲۵/۹۴			
مقدار آماره LM تشخیص شکل تابعی صحیح (رمزی) = (۰/۱۸) ۸/۵۳			
مقدار آماره LM تشخیص واریانس همسانی = (۰/۰۹) ۴۳/۷۶			

مأخذ: یافته‌های تحقیق *: معنیدار در سطح ۱٪

نتایج جدول۲ نشان می‌دهد که با توجه به مقادیر آماره LM، شکل تصریح شده تابع بلندمدت واکنش عرضه گندم صحیح بوده و دارای عدم خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی می‌باشد. همچنین قیمت تضمینی گندم و قیمت تضمینی جو اثر معنیداری بر تابع بلندمدت واکنش عرضه گندم نداشته و این بدین مفهوم است که کشاورزان گندمکار در بلندمدت نسبت به قیمت تضمینی گندم و جو واکنش نشان نمی‌دهند. همچنین متغیر بارندگی اثر مثبت و معنیداری در سطح ۱٪ بر تابع بلندمدت واکنش عرضه گندم داشته و کشش این تابع نسبت به بارندگی در بلندمدت برابر ۴/۷۶+ می‌باشد. علاوه براین، ریسک عملکرد اثر منفی و معنیداری در سطح ۱٪ بر تابع بلندمدت واکنش عرضه گندم داشته و کشش این تابع نسبت به ریسک

عملکرد در بلندمدت برابر ۵/۹۲- می‌باشد. از طرف دیگر، چون نتایج تخمینهای گوناگون تابع بلندمدت واکنش عرضه گندم نشان داد که مدل دارای عرض از مبدأ و روند باعث تصریح بهتر این تابع می‌شود، این متغیرها نیز به مدل اضافه شده و صرفاً جنبه تصریحی دارند.

جدول ۳. نتایج براورد بلندمدت تابع واکنش عرضه جو

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
قیمت تضمینی جو	۰/۷۷	۰/۴۸	۱/۵۸
بارندگی	۳/۷۹*	۰/۹۵	۳/۹۸
قیمت تضمینی گندم	-۰/۸۹***	۰/۴۸	-۱/۸۷
ریسک عملکرد	-۴/۹۸*	۰/۸۷	-۵/۷۱۴۴
عرض از مبدأ	۳/۴۸*	۰/۵۶	۶/۲
روند	۱۵/۳*	۳/۸۷	۳/۹۵
مقدار آماره LM آزمون تشخیص عدم خودهمبستگی = (۰/۱۳) ۱۴/۸۹			
مقدار آماره LM تشخیص شکل تابعی صحیح (رمزی) = (۰/۱۵) ۷/۴۱			
مقدار آماره LM تشخیص واریانس همسانی = (۰/۰۸) ۳۷/۶۹			

مأخذ: یافته‌های تحقیق *: معنیدار در سطح ۱٪ ***: معنیدار در سطح ۱۰٪

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که با توجه به مقادیر آماره LM، شکل تصریح شده تابع بلندمدت واکنش عرضه جو نیز صحیح و دارای عدم خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی می‌باشد. علاوه بر این، قیمت تضمینی جو اثر معنیداری بر تابع بلندمدت واکنش عرضه جو ندارد و قیمت تضمینی گندم، تنها در سطح ۱۰٪، اثر منفی و معنیداری بر این تابع دارد به‌طوری‌که کشش این تابع نسبت به قیمت تضمینی گندم برابر۰/۹۰- می‌باشد که این بدین مفهوم است که کشاورزان جوکار در بلندمدت نسبت به قیمت تضمینی جو بدون واکنش و نسبت به قیمت تضمینی گندم دارای واکنش کمی می‌باشند. علاوه براین، متغیر بارندگی اثر مثبت و معنیداری در سطح ۱٪ بر تابع بلندمدت واکنش عرضه جو دارد و کشش این تابع نسبت به بارندگی کمتر از کشش تابع بلندمدت واکنش عرضه گندم و برابر ۳/۷۹+ می‌باشد که

این امر به دلیل مقاومت بیشتر جو نسبت به خشکی است. علاوه براین، ریسک عملکرد اثر منفی و معنیداری در سطح ۱٪ بر تابع بلندمدت واکنش عرضه جو دارد و کشش این تابع نسبت به ریسک عملکرد برابر ۴/۹۸- می‌باشد.

به‌طور مشابه، چون نتایج تخمینهای گوناگون تابع بلندمدت عرضه جو نشان داد که مدل دارای عرض از مبدأ و روند باعث تصریح بهتر این تابع می‌شود، این متغیرها نیز به این مدل اضافه شدند. علاوه براین، مطابق تئوری، معنیداری متغیر روند مبین تأثیر مثبت تکنولوژی و آموزش نیروی کار کشاورزی در طول زمان می‌باشد.

جدول ٤. نتایج براورد بلندمدت تابع واکنش عرضه ذرت دانه‌ای

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره *t*
قیمت تضمینی ذرت	۰/۷۹	۰/۴۹	۱/۶
بارندگی	۱/۶	۰/۹۹	۱/۶
قیمت تضمینی چغندر	-۰/۷	۰/۴۹	-۱/۴۳
ریسک عملکرد	-۶/۰۹*	۱/۵۵	-۳/۹۳
عرض از مبدأ	۳/۷۵*	۱/۰۲	۳/۶۷
مقدار آماره LM آزمون تشخیص عدم خودهمبستگی = (۰/۱۷) ۱۶/۹۱			
مقدار آماره LM تشخیص شکل تابعی صحیح (رمزی) = (۰/۱۹) ۱۰/۳۷			
مقدار آماره LM تشخیص واریانس همسانی = (۰/۱۱) ۴۱/۸۳			

مأخذ: یافته‌های تحقیق *: معنیدار در سطح ۱٪

به‌طور مشابه، نتایج جدول۴ نشان می‌دهد که قیمت تضمینی ذرت دانه‌ای و قیمت تضمینی چغندرقند اثر معنیداری بر تابع بلندمدت واکنش عرضه ذرت دانه‌ای ندارند. همچنین چون ذرت دانه‌ای عمدتاً به‌صورت آبی کشت می‌شود، متغیر بارندگی نیز اثر معنیداری بر تابع بلندمدت واکنش عرضه ذرت دانه‌ای ندارد. اما ریسک عملکرد اثر منفی و معنیداری در سطح ۱٪ بر تابع بلندمدت واکنش عرضه ذرت دانه‌ای دارد و کشش این تابع نسبت به ریسک عملکرد برابر ۶/۰۹- می‌باشد. همچنین به‌طور مشابه چون نتایج تخمینهای گوناگون تابع

بلندمدت عرضه ذرت دانه‌ای نشان داد که مدل دارای عرض از مبدأ باعث تصریح بهتر این تابع می‌شود، این متغیر به این مدل اضافه شده است.

جدول ۵ نتایج براورد تصحیح خطای تابع واکنش عرضه غلات مورد بررسی را – که نوسانهای کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت ارتباط می‌دهد – در قالب رهیافت ARDL نشان می‌دهد.

جدول۵. نتایج براورد مدل تصحیح خطای تابع واکنش عرضه غلات

متغیر	ضریب در تابع واکنش عرضه			خطای معیار			آماره t		
	گندم	جو	ذرت	گندم	جو	ذرت	گندم	جو	ذرت
قیمت تضمینی گندم	۰/۵۵	-۰/۷۹	...	۰/۴۶	۰/۴۵	...	۱/۲۱	-۱/۷۵***	...
قیمت تضمینی جو	-۰/۳۹	۰/۵۴	...	۱/۱۷	۰/۴۶	...	-۰/۳۳	۱/۱۹	...
قیمت تضمینی چغندر	...	...	-۰/۶۳	...	...	۰/۴۶	...	...	-۱/۳۷
قیمت تضمینی ذرت	...	...	۰/۵۶	...	...	۰/۴۶	...	...	۱/۲۲
بارندگی	۳/۷۴	۲/۹۶	۱/۲۱	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۹۶	۴/۱۳*	۳/۲۵*	۱/۲۶
ریسک عملکرد	-۰۴/۸۱	-۴/۰۵	-۴/۹۴	۰/۹۳	۰/۸۳	۱/۵۰	-۵/۱۷*	-۴/۸۶*	-۳/۳۰*
عرض از مبدأ	۲/۹۰	۲/۷۲	۲/۹۳	۰/۴۶	۰/۵۳	۰/۹۸	۶/۳۴*	۵/۱۲*	۲/۹۸*
روند	-۱۰/۵۶	۱۲/۱۷	...	۳۶/۲۶	۳/۷۸	...	-۰/۲۹	۳/۲۲*	...
جمله تصحیح خطا	-۰/۳۹	-۰/۲۴	-۰/۴۹	۱/۲۶	۰/۸۰	۱/۵۴	۳/۲۲*	۳/۳۵*	۳/۱۴*

مأخذ: یافته‌های تحقیق * و ***: به ترتیب معنیدار در سطح ۱٪ و ۱۰٪

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت الگوی واکنش عرضه گندم، تابع معنیداری از متغیر بارندگی و ریسک عملکرد، الگوی واکنش عرضه جو، تابع معنیداری از متغیر بارندگی و ریسک عملکرد و قیمت تضمینی گندم (در سطح۱۰٪) و الگوی واکنش

عرضه ذرت دانه‌ای، تابع معنیداری از ریسک عملکرد می‌باشند. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا (ecm_{t-1}) برای تابع واکنش عرضه گندم، جو و ذرت دانه‌ای معنیدار بوده و به‌ترتیب برابر ۰/۳۹- ، ۰/۲۴- و ۰/۴۹- می‌باشد بدین مفهوم که به‌ترتیب ۳۹، ۲۴ و ۴۹ درصد از عدم تعادل متغیر وابسته (سطح زیرکشت گندم، جو و ذرت دانه‌ای) در هر دوره تعدیل می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

از آنجاکه بخش کشاورزی نقش کلیدی در امنیت غذایی هر کشور دارد، حمایت از آن بر کسی پوشیده نیست. در کشور ما نیز با توجه به این مهم سیاستهایی اتخاذ شده که بازنگری آنها می‌تواند در برنامه‌ریزی و اجرا، سیاستگذاران را یاری نماید. در این مطالعه، به منظور بررسی کارایی سیاستهای حمایتی اتخاذ شده، تأثیر قیمت تضمینی در واکنش عرضه برخی از مهمترین غلات با استفاده از مدل خودرگرسیو با وقفه گسترده بررسی شد. نتایج نشان داد که در بلندمدت، قیمت تضمینی گندم، جو و ذرت دانه‌ای، تأثیر معنیداری در تابع واکنش عرضه آنها ندارد، لکن قیمت تضمینی گندم، اثر معنیداری (در سطح۱۰٪) بر تابع واکنش عرضه جو دارد. همچنین نتایج نشان داد که کشش تابع بلندمدت عرضه گندم، جو و ذرت دانه‌ای نسبت به ریسک عملکرد، به‌ترتیب برابر ۵/۹۲-، ۴/۹۸- و ۶/۰۹- می‌باشد. علاوه براین، کشش تابع بلندمدت عرضه گندم و جو نسبت به متغیر بارندگی به‌ترتیب برابر ۴/۷۶+ و ۳/۷۹+ است و تأثیر معنیداری بر تابع واکنش عرضه ذرت دانه‌ای ندارد. نتایج براورد تصحیح خطای تابع واکنش عرضه غلات مورد بررسی نشان داد که برای تابع واکنش عرضه گندم، جو و ذرت دانه‌ای به‌ترتیب ۳۹، ۲۴ و ۴۹ درصد از عدم تعادل متغیر وابسته (سطح زیرکشت گندم، جو و ذرت دانه‌ای) در هر دوره تعدیل می‌شود.

قیمت تضمینی گندم، سالانه به طور متوسط از رشدی معادل ۲۰/۵۷ درصد برخوردار بوده در صورتی که سطح زیرکشت و تولید آن به‌ترتیب ۱/۰۵ و ۴/۳۸ درصد رشد داشته که نشاندهنده ناکارایی سیاست تعیین قیمت تضمینی در افزایش انگیزه کشاورزان به منظور افزایش

تولید و سطح زیرکشت گندم می‌باشد. از این‌رو تشویق کشاورزان به افزایش تولید و سطح زیرکشت از طریق افزایش قیمت تضمینی باعث افزایش هزینه‌های دولت می‌شود و از طرف دیگر افزایش قیمت تضمینی باعث کاهش سطح زیرکشت سایر محصولات خواهد شد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که افزایش قیمت تضمینی از سوی دولت با توجه به سطح زیرکشت گندم در کشور انجام گیرد و تا حد امکان سیاستهای دیگری به منظور افزایش عملکرد در واحد سطح در نظر گرفته شود.

قیمت تضمینی سال قبل گندم اثر منفی و معنیداری بر سطح زیر کشت جو دارد و بنابراین، سیاست افزایش قیمت تضمینی گندم، کشاورزان را به کشت گندم و کاهش تولید جو متمایل می‌کند و کاهش عرضه جو عامل افزایش قیمت محصول و بهبود رابطه مبادله آن می‌شود. لیکن برای تأمین جو مورد نیاز صنعت دام کشور چه بسا دولت مجبور به واردات جو با پرداخت هزینه‌های سنگینتری شود. لذا توجه به ایجاد تعادل و ارتباط منطقی بین قیمت تضمینی گندم و جو (به‌طوری‌که قیمت تضمینی گندم باعث کاهش سطح زیرکشت جو نشود) امری بدیهی است.

منابع

۱. بخشوده، م. و ا. اکبری (۱۳۸۲)، اقتصادکشاورزی، انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان، چاپ دوم.

۲. تشکینی، ا. (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، انتشارات دیباگران تهران، چاپ اول.

۳. سلامی، ح. و ف. اشراقی (۱۳۸۰)، تأثیر سیاستهای حمایت قیمتی بر روند رشد تولیدات کشاورزی در ایران (تحلیلی با استفاده از روش تجزیه تکاثری)، *اقتصادکشاورزی و توسعه*، ۳۶: ۷-۲۲.

۴. شریف، م. (۱۳۸۳)، بررسی آثار تعیین قیمت گندم بر تولید آن در ایران، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۴۶: ۱۵۹-۱۸۹.

۵. رفاهیت، ه. (۱۳۷۹)، بررسی روند حمایت از بخش کشاورزی و ارزیابی اثرات موافقت‌نامه کشاورزی، گزارش نهایی طرح تحقیقاتی، مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.

۶. زیبایی، م.، غ. سلطانی، و ا. کیخا (۱۳۷۷)، بررسی پیامدهای افزایش سطح زیرکشت ذرت بر الگوی کشت و درآمد کشاورزان استان فارس، *علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*، ۴: ۱۵-۳۱.

۷. قرئلی، ع. ا. و ب. نجفی (۱۳۷۸)، تأثیرتعیین قیمت پایه از طرف دولت بر عرضه گندم در ایران، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد.

۸. مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی (۱۳۸۴)، فرآیند تحول سیاستهای کشاورزی در ایران به انضمام تجارب سایر کشورها، چاپ اول.

۹. نوفرستی، م. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.

۱۰. وزارت جهاد کشاورزی، سالهای مختلف، آمارنامه کشاورزی، دفتر آمار و فناوری اطلاعات.

11. Abler, David G. and V. A. Sukhatmeh (1994), The determinants of wheat and rice policies: A political economy and rural sociology, Pennsylvania state University February.

12. Ather Mahmood, M., A.D. Shekh and M. Kashif (2007), Acreage supply response of rice in Punjab, Pakistan, *Journal of Agricultural Research*, 45(3): 231-36.

13. Alwan, K. H. and M. S. El-Habbab (2002), Estimating supply response function for wheat: a case study, *Agricultural Sciences*, 7(1): 29-35.

14. Banerjee, A., J. J. Dolado and R. Mester (1992), On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity, Bank of Spain Working Paper, No.9302.

15. Dejonvary, A. and K. Subbarao (1986), Agricultural price policy and income distribution in India, Delhi, Oxford University Press.

16. Dharmaratne, T.A. and C.P. Hathrurusinghe (1999), Paddy/Rice marketing: perspectives and prospects in 90's, Economic Review (January-March): 6-11.

17. Gallagher, P. (1978), The effectiveness of price support policy: Some evidence for U.S. corn acreage response, *Agricultural Economics Research*, 30: 8-14.

18. Ghatak, S. and K. Ingersent (1984), Agricultural and Economics development, Wheat Sheaf Books, Ltd.

19. Hayden, F. G. (2003), Endangered democratic, institutions and instrumental inquiry: remarks upon receiving the Vebblen-commons, *Journal of Economic Issues*, 37(2): 243-258.

20. Honma, M. and Y. Hayami (1986), Determinants of agricultural Production levels: an econometric analysis, The Political Economy of Protection, Boston: Allen and Unwin.

21. Houk, J.P. and P.W. Ghallagher (1976), The price responsiveness of U.S. corn acreage, *American Journal of Agricultural Economics*, 58:731-743.

22. McCalla, A. F. (1993), Agricultural trade liberalization: the ever-elusive grail, *American Journal of Agricultural Economics*, 75: 1102-1112.

23. MC Guirk, A. and Y. Mundlak (1991), Incentives and constraints in the transformation of Punjab's agriculture, *International Food Policy Research Institute*, 75: 91-92.

24. Mellor, J. W. (1968), Function of agricultural prices in economic development, *Indian Journal of Agricultural Economics*, 23: 23-37.

25. Nerlove, M. (1983), Expectations, Plans, and Realizations in theory and practice, *Econometrica*, 51(5): 1251-1277.

26. Pesaran, H. M. and B. Pesaran (1997), Working with microfit 4.0: an introduction to econometrics, Oxford University Press, Oxford.

27. Sandoulet, E. and A. De Janvry (1995), Quantitative development policy analysis, The Johns Hopkins University Press, Baltimore and London.

28. Siddki, J. U. (2000), Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis, *Applied Economics*, 32:1977-1984.

29. Tyers, R. and K. Anderson (1985), Price, trade and welfare effects of agricultural protection: the case of East Asia, *Review of Marketing and Agricultural Economics*, 53(3): 113-140.

30. Weerahewa, J. (2004), Impact of trade liberalization and market reforms on the paddy / rice sector in Sri Lanka, MTID Discussion Paper No. 70. International Food Policy Research Institute, Washington D.C.U.S.A.