بررسی تأثیر قیمت تضمینی در واکنش عرضه محصولات صنعتی کشاورزی

(مطالعه موردی پنبه در استان خراسان)

راحله آزادمطلق*، قاسم نوروزی، مصطفی گودرزی

*- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی قائمشهر (نویسنده مسئول)

Email: azad.motlagh_raheleh@yahoo.com

۲و۳- استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی قائم شهر

چکیده

در این مطالعه به منظور بررسی کارایی سیاستهای حمایتی اتخاذ شده دولت در بخش کشاورزی، تأثیر رایج ترین سیاست حمایت قیمتی (قیمت تضمینی)، در واکنش عرضه محصولات صنعتی کشاورزی از جمله پنبه با استفاده از مدل خودرگرسیو با وقفه گسترده و مدل تصحیح خطا، طی دوره ۹۰- ۱۳۶۸در استان خراسان بررسی شد وثبات متغیرها با استفاده از آزمونهای CUSUM و CUSUMSQ مورد بررسی قرار گرفت. آزمون ثبات متغیرها نشان داد که مدل برآورد شده در دوره مورد مطالعه با ثبات بوده است. طبق نتایج بدست آمده، متغیر قیمت تضمینی پنبه، اثر مثبت و معنی داری بر تابع بلندمدت واکنش عرضهٔ پنبه دارد. متغیر ریسک عملکرد و متغیر بارندگی دارای اثر منفی بر تابع بلندمدت واکنش عرضهٔ پنبه می باشند. قیمت تضمینی گندم اثر منفی و معنی داری بر سطح زیر کشت پنبه در بلندمدت و هم درکوتاه مدت دارد. بنابراین، سیاست افزایش قیمت تضمینی گندم، کشاورزان را به کشت گندم وکاهش تولید پنبه متمایل می کند وکاهش عرضه پنبه عامل افزایش قیمت این محصول می شود و چه بسا دولت برای تأمین موارد صنعت مجبور به واردات پنبه با هزینه های سنگین تری شود. لذا توجه به ایجاد تعادل و ارتباط منطقی بین قیمت تضمینی گندم و پنبه امری بدیهی است.

کلید واژه ها: قیمت تضمینی، واکنش عرضه، پنبه، مدل ARDL، آزمون ثبات.

مقدمه:

برای سودآور کردن فعالیت های کشاورزی معمولاً دولت ها با روش های مستقیم (پرداخت یارانه نهاده ها، کنترل قیمت محصولات و ایجاد تقاضای جدید) و غیر مستقیم (عموماً شامل کنترل مقدار عرضه محصول) در بازار این محصولات دخالت کنند(یاسائی، ۱۳۶۱).

طی سال های گذشته در راستای حمایت از تولیدکنندگان کشاورزی و ایجاد انگیزه برای تولید بیشتر، سیاست های مختلفی در کشور اتخاذ گردیده است که عمده ترین این سیاست ها، قیمت گذاری محصولات کشاورزی است. بر اساس قانون تضمین خرید محصولات اساسی کشاورزی که در سال ۱۳۶۸ به تصویب رسید، دولت موظف گردید به منظور حمایت از تولیدکنندگان محصولات کشاورزی، خرید محصولات اساسی را تضمین نموده و حداقل قیمت خرید تضمینی را با رعایت هزینه های واقعی تولید محاسبه و قبل از آغاز سال زراعی جدید (آخر شهریور ماه) از طریق رسانه های عمومی اعلام کند (مجموعه قوانین دولت، ۱۳۹۱).

امروزه با مطرح بودن بحث صنعتی شدن و توسعه یافتگی کشورها و با توجه به این که رشد بخش کشاورزی اثری متقابل بر رشد بخش صنعت خواهد داشت، توجه به این اثر متقابل حائز اهمیت است. از این رو محصول انتخاب شده در این مطالعه (پنبه)، محصولی است که در صنایع فرآوری کاربرد دارد و هدف این است تا بررسی شود که تا چه اندازه دخالت دولت از طریق تعیین قیمت تضمینی و خرید محصول به حمایت از تولیدکنندگان منجر شده است و اینکه قیمت تضمینی چه تأثیری در واکنش عرضهٔ محصول پنبه داشته است. با توجه به اهمیت این محصول در بخش صنعت، انجام این مطالعه می تواند باز خورد مناسبی برای بخش صنعتی داشته باشد.

پیشینه تحقیق:

بخشوده و شفیعی (۱۳۸۵)، در مطالعه ای، آثار سیاست خرید تضمینی پنبه، سیب زمینی و پیاز را بر روی سطح زیر کشت و عملکرد این محصولات در استان فارس طی دوره ۸۱-۱۳۵۱ بررسی کردند. در این مطالعه از تعدیل جزئی نرلاو برای برآورد توابع سطح زیر کشت و عملکرد استفاده شد. نتایج نشان داد که سیاست مورد نظر، تأثیر معنی داری بر روی سطح زیر کشت و عملکرد محصولات مورد مطالعه نداشته است.

رفاهیت (۱۳۷۹)، در مطالعه ای، 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.

شاهنوشی و همکاران (۱۳۸۹)، به بررسی واکنش پنبه کاران استان خراسان نسبت به ریسک قیمتی در چارچوب انتظارات عقلایی پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که تغییرات در ریسک قیمت اثر منفی بر تغییرات سالانه

سطح زیر کشت پنبه در استان خراسان دارد؛ به عبارتی، زمانی که ریسک قیمت افزایش می یابد، مقدار عرضه توسط کشاورزان کاهش پیدا می کند، یعنی پنبه کاران استان خراسان رفتار عقلایی از خود نشان می دهند.

طاهری و همکاران (۱۳۸۸)، اثر مداخلهٔ دولت بر عرضه، عملکرد و سطح زیر کشت محصول گندم از راه محاسبه نرخ حمایت اسمی با استفاده از مدل ARDL و مدل مارک نرلاو، بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که نرخ حمایت اسمی گندم طی دوره منفی بوده است به این معنی که از این محصول نه تنها حمایتی نشده بلکه به گونه ای ضمنی از تولیدکنندگان گندم مالیات اخذ شده است. در دوره کوتاه مدت متغیر قیمت واقعی گندم تأثیر شایان توجهی بر افزایش عرضه گندم ندارد، در حالی که در بلندمدت قیمت واقعی گندم، تغییرات فناوری و سطح زیر کشت بر عرضه گندم اثر مثبت دارد.

فهیمی فرد و همکاران (۱۳۹۱)، تأثیر قیمت تضمینی در واکنش عرضه غلات از جمله گندم، جو و ذرت دانه ای را با استفاده از مدل خودرگرسیو با وقفه گسترده طی دوره ۸۵-۱۳۶۹ بررسی کردند. نتایج نشان داد که در بلندمدت، قیمت های تضمینی گندم، جو و ذرت تأثیر معنی داری در واکنش عرضهٔ آن ها ندارد، ولی قیمت تضمینی گندم اثر معنی دار بر واکنش عرضه جو دارد. همچنین افزایش ریسک عملکرد موجب کاهش واکنش عرضه گندم، جو و ذرت دانه ای می شود.

دن (۲۰۰۷)، در مطالعه ای به بررسی نقش قیمت ها در اقتصاد تولید برنج در ویتنام پرداخته است. بر اساس نتایج این پژوهش، برنجکاران ویتنام در شکل دهی رفتار انتظارات قیمتی، عقلایی بوده و در تصمیم گیری های مربوط به عرضه از داده های گذشته بهره می گیرند. از دیگر یافته های این مطالعه می توان به واکنش مستقیم تولید نسبت به انتظارات قیمتی اشاره نمود.

قوش و نئوجی (۱۹۹۵)، واکنش عرضه گندم و برنج را در مقابل سیاست های دولت هند مورد مطالعه قرار دادند. نتایج به دست آمده حاکی از تأثیرگذاری قابل ملاحظه قیمت تضمینی و تکنولوژی بر عرضه گندم و برنج بود که سهم تکنولوژی بیش از قیمت ارزیابی شد. همچنین سیاست های اتخاذ شده در زمینه تکنولوژی و قیمت برای گندم، در مورد برنج از تناسب مطلوبی برخوردار نبود.

کروگر (۲۰۰۴)، با ارائه یک چارچوب نظری اثرات مستقیم و غیر مستقیم کل دخالت های دولت را اندازه کرده است. در این مطالعه یک الگوی سه بخشی از اقتصاد شامل کالاهای صادراتی، کالاهای وارداتی و کالاهای غیر مبادله ای فرض شده و نتایج تحقیق بیانگر آن است که آثار مستقیم دخالت های دولت در بیشتر از ۱۸ کشور مورد مطالعه در دوره ۸۴ – ۱۹۷۵ منفی بوده و مداخلهٔ غیر مستقیم که تأثیر سیاست های تجاری و کلان اقتصادی را بر نرخ واقعی ارز و حمایت به عمل آمده از کالاهای غیر کشاورزی می سنجند، قابل ملاحظه بوده است.

فرضیات تحقیق:

۱- در بلندمدت، قیمت تضمینی تأثیر معنی داری در واکنش عرضهٔ پنبه ندارد.

۲- افزایش ریسک عملکرد موجب کاهش واکنش عرضه پنبه می شود.

روش تحقیق:

۱- تابع واکنش عرضه

در مطالعه حاضر تابع واکنش عرضه که تابعی از سطح زیر کشت و قیمت انتظاری محصولات کشاورزی است، تخمین زده می شود. در مورد قیمتهای انتظاری، سادولت و جانوری[1] (۱۹۹۵) نشان دادند که تولیدکنندگان به قیمتهای انتظاری همانند مواجهه با قیمت های واقعی، واکنش نشان می دهند. علاوه بر این، در توابع تولید معمولاً مقدار تولید به عنوان متغیر وابسته و بقیه متغیرها به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته می شوند، اما در تابع واکنش عرضه، سطح زیر کشت به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می شود، زیرا تصمیمات کشت کشاورزان از دو مرحله تشکیل می شود؛ ابتدا آن ها در مورد سطح زیر کشت و سپس در مورد میزان به کارگیری نهاده ها تصمیم گیری می کنند. از طرف دیگر، استفاده از سطح زیر کشت در تابع واکنش عرضه، به عنوان نماینده ای از مقدار تولید، مبتنی بر این واقعیت است که کشاورزان در تصمیم گیری درباره سطح زیر کشت دارای کنترل کاملی می باشند. در صورتی که مقدار تولید کشاورزی به دلیل ماهیت ذاتی فعالیت های کشاورزی، به عواملی بستگی دارد که در کنترل کشاورزان نیست و بنابراین، مقدار تولید نمی تواند به طور واضح مبین واکنش کشاورزان به تغییر قیمت ها باشد (فهیمی فرد و همکاران، ۱۳۹۱).

گتک و اینجرسنت[2] (۱۹۸۴) ، در کتاب معروف توسعه اقتصاد کشاورزی خود، تابع کلی واکنش عرضه را معرفی کردند که در این تحقیق از این تابع استفاده شده است. فرم کلی این تابع در رابطه (۱) آمده است:

$$haj,t= f (P^*j,t-1 , PO^*k(\neq j),t-1 , Riskj,t , RL) \quad ; j= c , s \qquad (۱)$$

که در آن $ha_{j,t}$ سطح زیر کشت 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 جانشین محصول jام در سال t-1، $Risk_{j,t}$ ریسک عملکرد محصول j در سال t، R_L میزان بارندگی در ماه های قبل از فصل کاشت و c و s به ترتیب پنبه ، چغندرقند است.

قیمت انتظاری بر اساس تئوری اقتصادی، نقش مهمی در تصمیم گیری در مورد اینکه چه، چگونه و برای که تولید شود، ایفا می کند. همچنین در مدل تار عنکبوتی که برای رفع ناپایداری بازار بسیاری از کالاهای کشاورزی به

[1]- Sadoulet & Janvry
[2]- Ghatak & Ingercent

کار برده می شود، یک مسیر زمانی از قیمت های جاری به عنوان تابعی از زمان در نظر گرفته شده و تعادل بازار هنگامی حاصل می شود که قیمت ها پایدار و رابطه زیر برقرار باشد (سادولت ، ۱۹۹۵):

$$P_t=P_{t-1} \quad \rightarrow \quad P_t^*=P_{t-1} \qquad (۲)$$

که در آن P_t، P_{t-1} و P^*_t به ترتیب قیمت سال جاری، قیمت سال گذشته و قیمت انتظاری سال جاری می باشد. رابطه (۲) نشان می دهد که قیمت سال گذشته می تواند به عنوان قیمت سال انتظاری جاری در نظر گرفته شود. همچنین چون کشاورزان فاقد تورم پولی نبوده و در کشور ما محصولات اساسی کشاورزی به صورت تضمینی خریداری می شوند، لذا در این مطالعه از قیمت تضمینی اسمی سال گذشته (t-1) به جای قیمت انتظاری استفاده می شود.

ریسک در تولید که عمدتاً تحت تأثیر مقدار بارندگی و شیوع آفات و بیماری ها می باشد، ریسک عملکرد نامیده می شود. رابطه زیر نحوه محاسبه این نوع ریسک را نشان می دهد (کلگر ، ۱۹۷۸):

$$Risk_{j,t}=\frac{\left[Y_{j,t-1}-0/5(Y_{j,t-2}+Y_{j,t-3})\right]^2}{0/5(Y_{j,t-2}+Y_{j,t-3})} \quad ; j= c, s \qquad (۳)$$

در رابطه فوق $Y_{j,t-1}$، $Y_{j,t-2}$ و $Y_{j,t-3}$، به ترتیب عملکرد محصول jام در سال t-1 ، t-2 و t-3 می باشد. همچنین چون هر نوع ریسک غیر قابل کنترلی در میزان عملکرد محصول نمود پیدا می کند، این نوع ریسک که بر اساس عملکرد سال های گذشته محاسبه می شود، به طور غیر مستقیم ریسک ناشی از بارندگی یا شیوع آفات و بیماری ها را در بر می گیرد.

۲- روش خود رگرسیو با وقفه گسترده (ARDL)

به طور کلی روش هایی مثل انگل-گرنجر در مطالعاتی که با نمونه های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سروکار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند، چرا که برآوردهای حاصل از آن ها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی های کوتاه مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می گیرد که در این زمینه می توان به رهیافت ARDL اشاره نمود. علاوه بر این مزیت مهم مدل فوق در بین روش های هم انباشتگی قابل استفاده بودن آن بدون در نظر گرفتن ایستایی متغیرهای مدل در سطح هستند (I(0)) و یا ایستایی با یکبار تفاضل گیری (I(1)) است (تشکینی، ۱۳۸۴).

به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه های متغیرها، همانند رابطه زیر وارد شوند:

$$Y_t = a\,X_t + b\,X_{t-1} + c\,Y_{t-1} + U_t \qquad (۴)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۸) در نظر بگیرد:

$$Q\ (L,P)\ Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)\ X_{it} + \delta W_t + U_t \qquad (۵)$$

الگوی فوق یک الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) نام دارد، که در آن داریم:

$$Q\ (L,P) = 1 - Q_1 L - Q_2 L - \ldots - Q_p L^p \qquad (۶)$$

$$\beta_i\ (L,q_i) = 1 - \beta_i L - \beta_i L^2 - \ldots - \beta_{iq} L^{qi} \qquad (۷)$$

برای $i = 1, 2, 3, \ldots, k$ است. L عملگر وقفه، W_t برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیر مجازی و یا متغیرهای برون زا، با وقفه های ثابت است. نرم افزار Microfit4.1 ابتدا رابطه (۵) را به روش OLS برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر $p = 0, 1, 2, \ldots, m$ و $q_i = 0, 1, 2, \ldots, m$ و $i = 1, 2, \ldots, k$ یعنی به تعداد $(m + 1)^{k+1}$ بار برآورد می کند. حداکثر تعداد وقفه ها m توسط محقق تعیین می شود و برآورد در محدوده زمانی $t = m + 1$ تا $t = n$ صورت می گیرد. سپس در مرحله دوم به محقق این امکان داده می شود تا از بین $(m + 1)^{k+1}$ رگرسیون برآورد شده یکی را با توجه به یکی از چهار ضابطه آکائیک، شوارز-بیزین، حنان-کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل شده[۳] انتخاب کند (تشکینی، ۱۳۸۴).

با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه (معمولاً در نمونه های کمتر از ۱۰۰)، ضابطه شوارز-بیزین را ملاک عمل قرار می دهیم تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این ضابطه در تعداد وقفه ها صرفه جویی می کند (نوفرستی، ۱۳۷۸). برای محاسبه ضرایب بلند مدت مدل از همان مدل پویا استفاده می شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای توضیحی X از رابطه (۸) به دست می آیند:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\widehat{\beta_i}\ (1,q_i)}{1-\hat{\alpha}\ (1,p)} = \frac{\hat{\beta}_{i0+}\ \hat{\beta}_{i1} + \ldots + \hat{\beta}_{iq}}{1-\hat{\alpha}_1-\hat{\alpha}_2-\cdots-\hat{\alpha}_p} \quad ; \quad i = 1, 2, \ldots, k \qquad (۸)$$

حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو راه وجود دارد:

در روش اول فرضیه زیر مورد آزمون قرار می گیرد:

$$\begin{cases} H_0 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0 \\ H_1 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 < 0 \end{cases} \qquad (۹)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب، کمتر از یک $(\sum_{i=1}^{p} \alpha_i < 1)$ باشد. برای

---

[3]- $\bar{R}^2$ (R – Bar Squared)

انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_{\hat{\alpha}_i}} \qquad (۱۰)$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر[۴] در سطح اطمینان مورد نظر می توان به وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار بلندمدت میان متغیرهای مدل ثابت شود، در مرحله دوم تخمین و تحلیل ضرایب بلند مدت و استنتاج در مورد مقادیر آن ها صورت می گیرد.

رابطه زیر رابطه بلند مدت تابع واکنش عرضه پنبه را نشان می دهد:

$$lnha_{c(t)} = \delta_0 + \delta_{Risk} lnRisk_{ct} + \delta_r lnR_t + \delta_{pc(t-1)} ln\ P_{c(t-1)} + \delta_{pw(t-1)} lnP_{w(t-1)} + u_{1t} \qquad (۱۱)$$

که در روابط فوق $lnha_c$، $ln\ P_c$، $ln\ P_w$، $ln\ R$ و $ln\ Risk$ به ترتیب لگاریتم طبیعی سطح زیر کشت پنبه، قیمت تضمینی پنبه، قیمت تضمینی گندم به عنوان محصول جانشین پنبه، بارندگی در ماه های قبل از فصل کاشت و ریسک عملکرد می باشند.

داده های مورد نیاز به منظور برآورد تابع عرضه واکنش محصولات صنعتی کشاورزی مورد بررسی از جمله سطح زیر کشت، قیمت تضمینی، عملکرد و میزان بارندگی از آمارنامه سال های مختلف وزارت جهاد کشاورزی و سازمان هواشناسی استان های خراسان شمالی، رضوی و جنوبی در فاصله سال های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۰ گردآوری شده است. علاوه بر این، جهت بررسی ایستایی متغیرها از نرم افزار Eviews3 و جهت تخمین تابع عرضه واکنش پنبه و چغندرقند از نرم افزار Microfit4.1 استفاده گردید که امکان برآورد سرعت تصحیح–خطا و میل به تعادل بلند مدت را در قالب الگوهای تصحیح–خطا فراهم می آورد.

۳- آزمون ثبات

آزمون ثبات معمولاً به آزمون سازگاری تقریبی ضرایب رگرسیون در طول زمان مربوط می شود. روش های متعددی برای آزمون ثبات ضرایب تخمینی وجود دارد که عبارتند از: روش گلدفلد (۱۹۷۳)، آزمون چاو (۱۹۶۰)، آزمون گوپتا (۱۹۷۸)، روش فارلی و هینچ (۱۹۷۰) و آزمون های خلاصه انباشتهٔ اجزاء باقیماندهٔ عطفی CUSUM و خلاصه انباشتهٔ مربع اجزاء باقیماندهٔ عطفی CUSUMSQ. در این تحقیق از آزمون ثبات معرفی شده توسط بروان ، دوربین و ایوانز (۱۹۷۵)، استفاده می شود، که مبتنی بر اجزاء باقیماندهٔ عطفی است. ویژگی مهم این آزمون این است که می توان از آن حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییر ساختاری نااطمینانی وجود دارد نیز استفاده کرد. از سوی دیگر،

[4]- Banerjee, Dolado & Mestre

برای داده های سری زمانی نیز کاملاً مناسب است. فرضیهٔ صفر در این آزمون، بیان می کند که بردار ضرایب در هر دوره یکسان است و فرضیهٔ دیگر حالات دیگر را بیان می کند (آزادمطلق، ۱۳۹۲).

براون و دیگران (۱۹۷۵)، دو آزمون CUSUM و CUSUMSQ را به ترتیب به صورت زیر پیشنهاد می کنند:

$$W_{\mathrm{r}} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{k+1}} \sum_{k+1}^{r} w_j \qquad (۱۲)$$

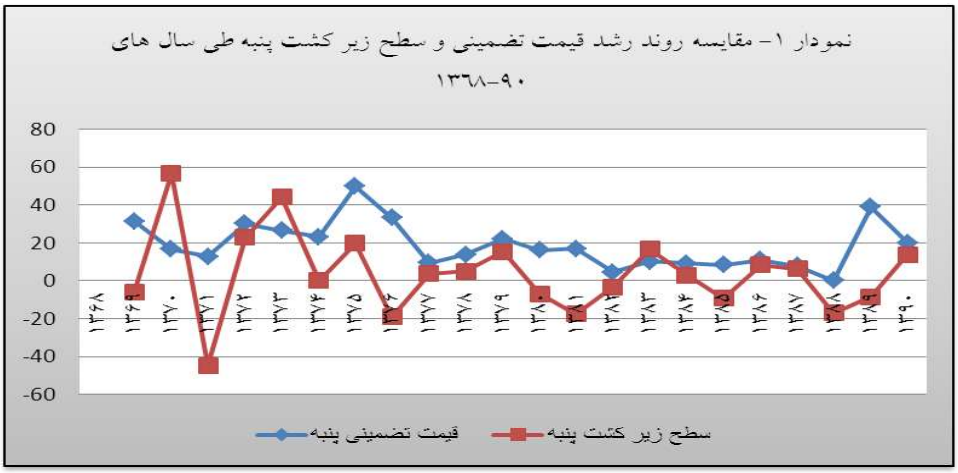
$$S_r = \frac{\sum_{j=k+1}^{r} w_j^2}{\sum_{j=k+1}^{T} w_j^2} \qquad (۱۳)$$

که در آن r=k+1, …, T و $\hat{\sigma}$ انحراف معیار تخمینی را نشان می دهد. حال اگر S_r و W_r بین حدود مرزی باشند (سطح معنی داری ۵٪)، فرضیه ثبات پذیرفته شده و گفته می شود که ضرایب تخمینی با ثبات است. ولی اگر S_r و W_r بین حدود مرزی نباشند، فرضیه ثبات رد شده و در نتیجه ضرایب تخمینی بی ثبات می باشند (آزادمطلق، ۱۳۹۲).

نتایج و بحث:

نمودار (۱)، نشان می دهد که در سال ۱۳۶۹، قیمت تضمینی پنبه رشدی معادل با ۳۱/۶ دارد و سطح زیر کشت آن رشد منفی داشته است، در سال ۱۳۷۰، قیمت تضمینی ۱۶/۷ درصد رشد داشته است و سطح زیر کشت پنبه نیز رشد افزایشی معادل با ۵۶/۷ درصد دارد. در سال ۱۳۷۱ هر دو رشد کاهشی داشته ولی در سال بعد هر دو افزایش می یابند. از سال ۱۳۷۳ تا سال ۱۳۸۰، قیمت تضمینی پنبه و سطح زیر کشت آن هم روند بوده اند ولی از سال ۱۳۸۰ به بعد مشاهده می شود که با کاهش روند قیمت تضمینی، روند سطح زیر کشت افزایش و با افزایش روند قیمت تضمینی، روند سطح زیر کشت کاهش یافته است.

جدول (۱)، قیمت تضمینی، سطح زیر کشت، تولید و عملکرد محصول پنبه را طی سال های ۹۰-۱۳۶۸ نشان می دهد. با توجه به جدول (۱)، مشاهده می شود که قیمت تضمینی پنبه در دورهٔ ۹۰-۱۳۶۸، حتی بدون حذف تأثیر تورم، به طور متوسط سالانه رشدی معادل ۱۸/۲ درصد و سطح زیر کشت و تولید آن به ترتیب ۱/۶ و ۲/۶ درصد رشد داشته است.



جدول۱- قیمت تضمینی، سطح زیر کشت، تولید و عملکرد محصول پنبه را طی سال های ۹۰-۱۳۶۸

سال	قیمت تضمینی (کیلوگرم/ریال)	سطح زیر کشت (هکتار)	تولید (تن)	عملکرد(کیلوگرم)
۱۳۶۸	۲۲۸	۴۴۷۰۰	۸۲۰۰۰	۱۸۳۴/۵
۱۳۶۹	۳۰۰	۴۲۰۰۰	۸۰۰۰۰	۱۹۰۴/۸
۱۳۷۰	۳۵۰	۶۵۸۱۵	۱۲۴۴۸۶/۲	۱۸۹۱/۵
۱۳۷۱	۳۹۵	۳۶۴۰۵	۵۹۴۱۶/۳۴	۱۶۳۲/۱
۱۳۷۲	۵۱۴	۴۴۷۷۲	۸۳۷۷۵/۵۲	۱۸۷۱/۲
۱۳۷۳	۶۵۰	۶۴۵۵۹	۱۰۹۸۸۷/۹	۱۷۰۲/۱
۱۳۷٤	۸۰۰	۶۴۵۵۹	۱۰۹۸۸۷/۹	۱۷۰۲/۱
۱۳۷۵	۱۲۰۰	۷۷۳۶۶	۱۳۱۲۷۴/۲	۱۶۹۶/۸
۱۳۷٦	۱۶۰۰	۶۲۶۳۱	۹۳۷۱۳/۴۲	۱۴۹۶/۳
۱۳۷۷	۱۷۵۰	۶۴۹۰۲	۱۲۳۲۶۲/۲	۱۸۹۹/۲
۱۳۷۸	۱۹۹۰	۶۸۱۹۷	۱۴۵۷۲۴/۹	۲۱۳۶/۸
۱۳۷۹	۲۴۲۸	۷۸۶۳۴	۱۶۳۲۰۶/۶	۲۰۷۵/۵
۱۳۸۰	۲۸۲۰	۷۳۲۳۲	۱۵۳۸۳۱/۷	۲۱۰۰/۶
۱۳۸۱	۳۳۰۰	۶۰۴۱۰	۱۳۲۰۸۷/۷	۲۱۸۶/۵
۱۳۸۲	۳۴۵۰	۵۸۳۷۵	۱۳۶۵۲۵/۷	۲۳۳۸/۸
۱۳۸۳	۲۸۰۰	۶۸۱۵۳	۱۶۵۰۵۶	۲۴۲۱/۸
۱۳۸٤	۴۱۵۰	۷۰۲۱۵	۱۶۱۸۳۲/۵	۲۳۰۴/۸
۱۳۸۵	۴۵۰۰	۶۳۷۲۲	۱۵۲۳۴۷/۷	۲۳۹۰/۸

۱۳۸٦	۵۰۰۰	۶۹۱۳۲	۱۶۶۷۲۶	۲۴۱۱/۷
۱۳۸۷	۵۴۰۰	۷۳۴۶۲	۱۶۸۳۷۱/۹	۲۲۹۲
۱۳۸۸	۵۴۰۰	۶۰۸۹۱	۱۴۷۳۴۲	۲۴۱۹/۸
۱۳۸۹	۷۵۰۰	۵۵۷۰۷	۹۹۹۱۹/۲	۱۷۹۳/۷
۱۳۹۰	۹۰۰۰	۶۳۳۴۷	۱۴۴۳۲۳/۸	۲۲۷۸/۳

بررسی ایستایی متغیرهای تحقیق

با توجه به اهمیت بررسی ایستایی متغیرهای منظور شده در الگوها، ابتدا آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از روش دیکی فولر تعمیم یافته با نرم افزار Eviews3 صورت پذیرفت. بنابر نتایج این آزمون، متغیرهای الگو ایستا از درجه صفر، یک و دو بوده و از این رو استفاده از روش ARDL بلامانع است.

در روش ARDL درجه ایستایی متغیرها اهمیتی ندارد. همچنین، با تعیین وقفه های مناسب برای متغیرها، مدل مناسب و منحصر به فردی بدون پیش داوری استفاده از نظریه های اقتصاد انتخاب می شود (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷). متغیرهای این تحقیق عبارتند از: Ha_c (سطح زیر کشت پنبه)، $Risk_c$ (ریسک عملکرد پنبه)، R (میزان بارندگی در ماه های قبل از فصل کاشت)، P_c (قیمت تضمینی پنبه)، P_w (قیمت تضمینی گندم (محصول جانشین پنبه)).

برآورد روابط بلندمدت

با توجه به این که یکی از اهداف این تحقیق بررسی رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای تحقیق در محصول منتخب بوده و همچنین با توجه به متفاوت بودن درجهٔ ایستایی متغیرها، بهترین مدل با وقفه مناسب از طریق روش خود رگرسیون با وقفه های توزیعی (ARDL) و به کارگیری نرم افزار Microfit4.1 برآورد می گردد. برای تخمین رابطه بلندمدت ابتدا باید وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی آزمون گردد.

به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای توابع واکنش عرضه، پس از تصریح توابع با مدل ARDL، آماره t مورد نیاز برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق برابر ۴/۵۷- محاسبه شد که با توجه به کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۰/۹۵ درصد (۴/۴۶-)، فرضیهٔ صفر رد و وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای تحقیق پذیرفته می شود.

همچنین نتایج جدول فوق نشان می دهد که با توجه به مقادیر آماره F، شکل تصریح شده ارتباط بین متغیرهای تحقیق صحیح بوده و دارای عدم همبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی می باشند. علاوه بر این ضریب R^2 (۰/۹۸) برای مدل نشان می دهد که قدرت توضیح دهندگی مدل برآورد شده بسیار مناسب می باشد.

ضرایب بلندمدت تخمین زده شده با رهیافت ARDL و معیار شوارتز بیزین برای تابع واکنش عرضه پنبه در جدول (۲) آورده شده است. مطابق جدول فوق یافته های تخمین مدل ARDL بلندمدت برای سطح زیر کشت پنبه نشان می دهد که:

متغیر لگاریتم ریسک عملکرد (Ln Risk) دارای علامت منفی بوده و از نظر آماری بی معنی می باشد. یعنی کشاورزان پنبه کار به عامل ریسک بی توجه بوده و واکنشی نشان نمی دهند. به علاوه ضریب این متغیر نشان می دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر ریسک عملکرد ۱٪ افزایش یابد سطح زیر کشت پنبه ۰/۰۰۸ درصد کاهش می یابد. با این حال همانگونه که ذکر شد، این اثر از نظر آماری تأیید نمی شود.

متغیر لگاریتم میزان بارندگی (Ln R) دارای علامت منفی بوده و از نظر آماری در سطح ۵٪ معنی دار می باشد. بدین مفهوم که متغیر میزان بارندگی در بلندمدت، اثر معکوس بر سطح زیر کشت پنبه دارد و این امر می تواند به این دلیل باشد که پنبه هم به صورت آبی و هم به صورت دیم کشت می شود. به علاوه ضریب این متغیر نشان می دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر میزان بارندگی ۱٪ افزایش یابد، سطح زیر کشت پنبه ۰/۵۱ درصد کاهش می یابد. متغیر لگاریتم قیمت تضمینی پنبه ($Ln\ P_c$) دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنی دار می باشد. بدین مفهوم که قیمت تضمینی پنبه در بلندمدت، اثر مستقیم بر سطح زیر کشت پنبه دارد. به علاوه ضریب این متغیر نشان می دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر قیمت تضمینی پنبه ۱٪ افزایش یابد، سطح زیر کشت پنبه ۰/۵۲درصد افزایش می یابد. متغیر لگاریتم قیمت تضمینی گندم ($Ln\ P_w$) دارای علامت منفی بوده و از نظر آماری در سطح ۱۰٪ معنی دار می باشد. بدین مفهوم که قیمت تضمینی گندم در بلندمدت، اثر معکوس بر سطح زیر کشت پنبه دارد. به علاوه ضریب این متغیر نشان می دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر قیمت تضمینی گندم ۱٪ افزایش یابد، سطح زیر کشت پنبه ۰/۲۰ درصد کاهش می یابد.

به طور مشابه، چون نتایج تخمین های گوناگون تابع بلند مدت واکنش عرضه پنبه نشان داد که مدل دارای روند و عرض از مبدأ باعث تصریح بهتر این تابع می شود، این متغیرها نیز به مدل اضافه شدند و صرفاً جنبه تصریحی دارند.

جدول ۲- تخمین رابطهٔ بلندمدت ARDL برای پنبه(متغیر وابسته $Ln\ Ha_c$)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	prob
Ln Risk	-۰/۰۰۸۴۲۵۶	۰/۰۱۲۴۰۷	-۰/۶۷۹۰۹^{ns}	**۰/۵۲۷**
In R	-۰/۵۱۳۶۶	۰/۱۶۶۸۳	-۳/۰۷۸۹**	**۰/۰۲۸**
Ln P_c	۰/۵۲۰۱۰	۰/۰۸۰۳۹۰	۶/۴۶۹۷*	**۰/۰۰۱**
Ln P_w	-۰/۱۹۵۰۵	۰/۰۹۱۱۸۸	-۲/۱۳۹۰***	**۰/۰۸۵**
C	۱۱/۸۵۲۰	۱/۱۵۳۰	۱۰/۲۷۹۶*	**۰/۰۰۰**

T	-۰/۰۴۷۲۲۹	۰/۰۰۸۲۶۳۰	-۵/۷۱۵۷*	۰/۰۰۲

معنی‌دار در سطح ۱٪ ــ ** معنی‌دار در سطح ۵٪ ــ * معنی‌دار در سطح ۱۰٪ ــ ns بی‌معنی**

برآورد روابط کوتاه مدت

پس از برآورد مدل بلندمدت، الگوی تصحیح- خطای مرتبط با آن نیز بین متغیرهای تحقیق با استفاده از نرم افزار Microfit4.1 تخمین زده شد. جدول (۳) نتایج برآورد مدل تصحیح را در قالب رهیافت ARDL نشان می دهد.

نتایج جدول (۳)، نشان می دهد که در کوتاه مدت الگوی واکنش عرضهٔ پنبه، تابع معنی داری از متغیر میزان بارندگی، قیمت تضمینی پنبه، قیمت تضمینی گندم در دورهٔ قبل (در سطح ۱٪) و متغیر ریسک عملکرد در دورهٔ قبل و قیمت تضمینی پنبه در دورهٔ قبل (در سطح ۵٪) و همچنین متغیر سطح زیر کشت دورهٔ قبل (در سطح ۱۰٪) می باشد. همچنین، ضریب جمله تصحیح خطا، برای مدل برآورد شده در سطح ۱٪ معنی دار بوده و برابر ۰/۷۸- می باشد، بدین مفهوم که ۰/۷۸ درصد از عدم تعادل متغیر وابسته (سطح زیر کشت پنبه)، پس از گذشت یک دوره، به سمت رابطه بلندمدت تعدیل می شود.

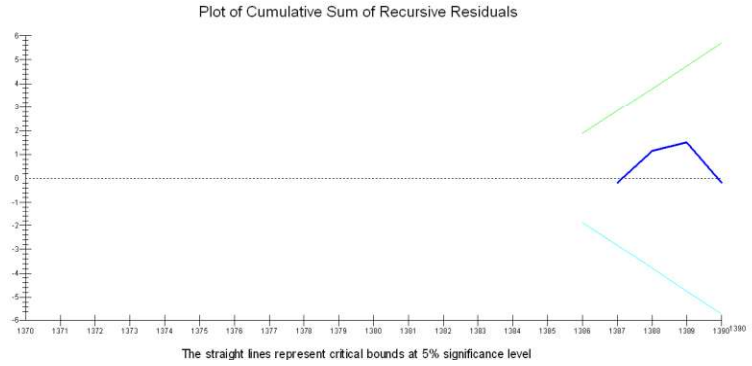
جدول۳- نتایج برآورد مدل تصحیح خطای برداری برای محصول پنبه (متغیر وابسته $Ln\ Ha_c$)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob
$dLnHa_c1$	۰/۴۳۱۷۰	۰/۱۹۵۹۳	۲/۲۰۳۳ ***	۰/۰۵۵
dLnRisk	۰/۰۰۵۵۶۵۹	۰/۰۱۰۲۰۴	۰/۵۴۵۴۴ ns	۰/۵۹۹
dLnRisk1	۰/۰۱۵۸۶۲	۰/۰۰۵۹۳۶۹	۲/۶۷۱۸ **	۰/۰۲۶
dLnR	-۰/۳۱۴۸۵	۰/۰۸۱۵۶۸	-۳/۸۵۹۹ *	۰/۰۰۴
dLnR1	۰/۱۶۰۸۲	۰/۱۰۸۸۱	۱/۴۷۷۹ ns	۰/۱۷۴
$dLnP_c$	۰/۴۹۲۴۲	۰/۱۳۷۱۰	۳/۵۹۱۶ *	۰/۰۰۶
$dLnP_c1$	-۰/۳۷۲۱۸	۰/۱۲۶۱۴	-۲/۹۵۰۵ **	۰/۰۱۶
$dLnP_w$	-۰/۲۴۲۸۶	۰/۲۷۴۱۶	-۰/۸۸۵۸۳ ns	۰/۳۹۹
$dLnP_w1$	-۰/۶۴۲۸۵	۰/۱۲۴۷۹	-۵/۱۵۱۳ *	۰/۰۰۱
dC	۱۷/۲۲۶۸	۱/۷۷۴۹	۹/۷۰۵۷ *	۰/۰۰۰
dT	-۰/۰۶۸۶۴۷	۰/۰۱۴۹۶۴	-۴/۵۸۷۶*	۰/۰۰۱
ecm(-1)	-۰/۷۸۳۵	۰/۲۲۰۵۰	-۶/۵۹۱۹*	۰/۰۰۰
	آماره		مقدار	
	R^2		۰/۹۹	
	DW-statistic		۲/۲۵	

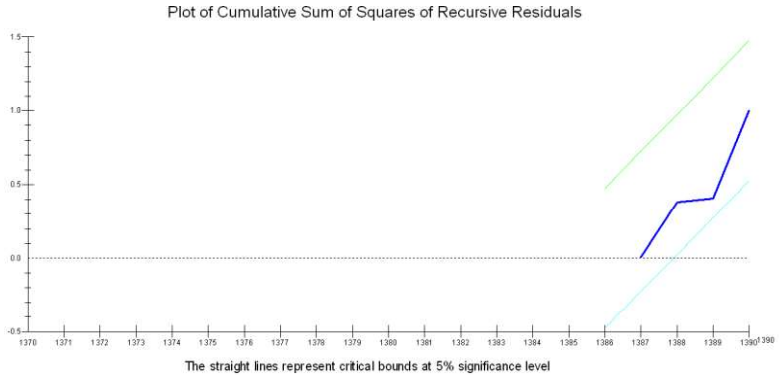
معنی‌دار در سطح ۱٪ ــ ** معنی‌دار در سطح ۵٪ ــ * معنی‌دار در سطح ۱۰٪ ــ ns بی‌معنی**

۵- بررسی آزمون ثبات

همانطور که پیشتر گفته شد در این مطالعه جهت انجام آزمون ثبات از آزمون های مبتنی بر خلاصه انباشته اجزاء باقیماندهٔ عطفی CUSUM و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی CUSUMSQ استفاده می شود. زیرا ویژگی مهم این آزمون این است که می توان از آن حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییر ساختاری نااطمینانی وجود دارد نیز استفاده کرد. از سوی دیگر، برای داده های سری زمانی نیز کاملاً مناسب است. فرضیهٔ صفر در این آزمون، بیان می کند که بردار ضرایب در هر دوره یکسان است و فرضیهٔ دیگر حالات دیگر را بیان می کند. نمودار CUSUM و CUSUMSQ برای محصول چغندرقند در نمودارهای ۲ و ۳ نشان داده شده است.



نمودار ۲- آزمون CUSUM برای محصول پنبه



نمودار ۳- آزمون CUSUMSQ برای محصول پنبه

خطوط مستقیم در نمودارها سطح معنا داری پنج درصد را نشان می دهند. همانطور که در نمودارها دیده می شود، مسیر حرکت آماره های آزمون به گونه ای است که پیوسته در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و بر بی ثباتی مدل

دلالت نمی کند. بر اساس این آزمون ها فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معنی داری پنج درصد نمی توان رد کرد و می توان نتیجه گرفت که مدل برآورد شده در دوره مورد مطالعه با ثبات بوده است.

از تخمین رابطهٔ بلندمدت می توان نتیجه گرفت که ریسک عملکرد پنبه اثر منفی و بی معنی بر تابع بلندمدت واکنش عرضهٔ پنبه دارد که این بدین مفهوم است که کشاورزان پنبه کار نسبت به ریسک عملکرد، واکنشی از خود نشان نمی دهند. علاوه بر این، متغیر بارندگی اثر منفی و معنی داری در سطح ۵٪ بر تابع بلندمدت واکنش عرضهٔ پنبه دارد و این امر به دلیل این است که پنبه اکثراً به صورت آبی کشت می شود و کشش این تابع نسبت به بارندگی در بلندمدت برابر ۰/۵۱- می باشد. همچنین متغیر قیمت تضمینی پنبه اثر مثبت و معنی داری در سطح ۱٪ بر تابع بلندمدت واکنش عرضهٔ پنبه دارد و کشش این تابع نسبت به قیمت تضمینی پنبه ۰/۵۲+ می باشد، بر این اساس فرض یک تحقیق رد می شود و نیز متغیر قیمت تضمینی گندم، که به عنوان محصول جانشین پنبه محسوب می شود، اثر منفی و معنی داری در سطح ۱۰٪ بر تابع بلندمدت واکنش عرضهٔ پنبه دارد به طوری که کشش این تابع نسبت به قیمت تضمینی گندم برابر ۰/۲۰- می باشد و این بدان مفهوم است که کشاورزان پنبه کار نسبت به قیمت تضمینی محصول گندم واکنش ضعیفی نشان می دهند.

- قیمت تضمینی گندم اثر منفی و معنی داری بر سطح زیر کشت پنبه در بلندمدت و هم در کوتاه مدت دارد و بنابراین، سیاست افزایش قیمت تضمینی گندم، کشاورزان را به کشت گندم و کاهش تولید پنبه متمایل می کند و کاهش عرضه پنبه عامل افزایش قیمت این محصول می شود و چه بسا دولت برای تأمین موارد صنعت مجبور به واردات پنبه با هزینه های سنگین تری شود. لذا توجه به ایجاد تعادل و ارتباط منطقی بین قیمت تضمینی گندم و پنبه (به طوری که قیمت تضمینی گندم باعث کاهش سطح زیر کشت پنبه نشود) امری بدیهی است.

- تعیین قیمت تضمینی مناسب برای این محصولات (به خصوص متناسب با هزینه تولید) و اعلام سریع آن، تأمین و تدارک و توزیع به موقع نهاده های تولید، تأمین و پرداخت به موقع قیمت محصول تحویلی فارغ از تغییر تحولات بازار این محصولات، می تواند در افزایش سطح زیر کشت، تولید و عملکردآن ها تأثیر بسزایی داشته باشد.

منابع:

۱. آزادمطلق، ر.؛ ۱۳۹۲؛ بررسی تأثیر قیمت تضمینی در واکنش عرضه محصولات صنعتی کشاورزی (مطالعه موردی پنبه و چغندرقند در استان خراسان)؛ پایان نامه کارشناسی ارشد؛ دانشگاه آزاد اسلامی قائم شهر.

۲. بخشوده، م. و ح. شفیعی؛ ۱۳۸۵؛"بررسی اثرات خرید تضمینی روی سطح زیر کشت و عملکرد پنبه، سیب زمینی و پیاز در استان فارس"؛ علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، سال دهم، شماره سوم (ب).

۳. تشکینی، ا.؛ ۱۳۸۴؛ اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit، مؤسسه فرهنگی دیباگران تهران، چاپ اول.

۴. رفاهیت، ه.؛ ۱۳۷۹؛ بررسی روند حمایت از بخش کشاورزی و ارزیابی اثرات موافقت نامه کشاورزی؛ گزارش نهایی طرح تحقیقاتی، مؤسسه پژوهش های برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی.

۵. سازمان وزارت کشاورزی استان خراسان رضوی، شمالی و جنوبی، بخش آمار و فناوری اطلاعات، ۱۳۹۱.
۶. سازمان هواشناسی استان خراسان رضوی، شمالی و جنوبی، آمار و اطلاعات بارندگی، ۱۳۹۱.
۷. شاهنوشی، ن. و همکاران؛ ۱۳۸۹؛ "بررسی واکنش پنبه کاران استان خراسان نسبت به ریسک قیمتی در چارچوب انتظارات عقلایی"؛ اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هجدهم، شماره ۶۹.
۸. طاهری، ف.، س. یزدانی، ح. محمدی؛ ۱۳۸۸؛"اثرات سیاستهای حمایتی دولت بر عرضه، سطح زیر کشت و عملکرد گندم در ایران: کاربرد مدل خود توزیع با وقفه های گسترده"؛ مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۱(۱).
۹. فهیمی فرد، س. م.، م. صبوحی و ا. محدث؛ ۱۳۹۱؛ "بررسی تاثیر قیمت تضمینی در واکنش عرضه غلات"؛ اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۸.
۱۰. مجموعه قوانین دولت، ۱۳۹۱ (www.ghavanin.net).
۱۱. وزارت جهاد کشاورزی تهران، سال های مختلف، آمارنامه کشاورزی، دفتر آمار و فناوری اطلاعات.
۱۲. هوشمند، م.، م.ع. شعبانی و ا. ذبیحی؛ ۱۳۸۷؛ نقش سرمایهٔ انسانی در رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه هایتوضیحی؛ فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)، دوره ۵، شماره ۲، صفحات ۸۳-۶۳.
۱۳. یاسائی،م.؛ ۱۳۶۱؛ سیاست قیمت گذاری و چگونگی تعیین قیمت تضمینی و تثبیتی محصولات کشاورزی؛ وزارت کشاورزی و عمران روستائی.
14. Danh, V. D. (2007), The role of prices in stimulating Vietnamese rice economy, CAS Discussion paper. No 52.
15. Fahimifard, S. M. and M. S. Sabouhi (2011), Supply Response of cereals in Iran: AN Auto-Regressive Distributed Lag Approach, Journal of Applied Sceiences 11(12):2226-2231.
16. Gallagher, P. (1978), The effectiveness of price support policy: some evidence for U.S. corn acreage response, Agricultural Economics Research, 30: 8-14.
17. Ghosh N, Neogi c (1995), Supply Response of Food grain and policy action: A model with rational expectation hypothesis. Indian Journal of Agricultural Economics,50: 135-152.
18. Krueger, A. O., Schiff, M. and Valdes, A. (2004), Agricultural Incentives in Developing countries: Measuring the Effects of sector and Economy wide Policies, The World Bank Economic Review, 3: 255-271.
19. Sadoulet, E. and A. de Janvry (1995), Quantitative Development Policy Analysis, 1 stEdn, The Johns Hopking University Press, Baltimore.