

فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۷، تابستان ۱۳۸۷، ۱۴۰ - ۱۱۱

## رابطه بین سطح قیمت محصولات کشاورزی و نااطمینانی تورمی در ایران: ۱۳۸۳-۱۳۵۰

دکتر علیرضا کرباسی \* مهدی پیری: \*\*

دریافت: ۸۶/۴/۱

پذیرش: ۸۷/۴/۱۰

کشاورزی / نااطمینانی تورمی / الگوی GARCH / همجمعی

### چکیده

تورم از جمله پدیده‌های مضر اقتصادی است که اثرات زیان باری بر کل اقتصاد یک کشور بر جای می‌گذارد. اما اکثر اقتصاددانان معتقدند که عمده‌ترین زیان‌های ناشی از تورم از طریق ایجاد نااطمینانی تورمی است. در مطالعه حاضر عوامل موثر بر سطح قیمت محصولات کشاورزی با تاکید بر تورم و نااطمینانی تورمی به عنوان یکی از متغیرهای کلان اقتصادی و با استفاده از داده‌های سری زمانی موجود برای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۵۰، مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا از تکنیک GARCH به منظور مدل‌سازی و محاسبه متغیر نااطمینانی تورمی استفاده شد. همچنین با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی رابطه بین متغیرها در یک مدل چند متغیره مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج بدست آمده حاکی از وجود رابطه بلند مدت و همجمعی میان متغیرهای لحاظ شده در مدل داشته و تاثیرات متغیر نااطمینانی تورمی به عنوان یک متغیر جدید در کنار

\* استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل

[ARKARBASI2002@yahoo.com](mailto:ARKARBASI2002@yahoo.com)

\*\* دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل

[agricultural\\_econ@yahoo.com](mailto:agricultural_econ@yahoo.com)

■ مهدی پیری مسئول مکاتبات

سایر متغیرها، بر روی سطح قیمت محصولات کشاورزی معنی دار بوده است.



طبقه بندی JEL: Q11, E64, E31, C22.

## مقدمه

با توجه به اهمیت تأمین غذایی در فرایند توسعه اقتصادی، بحث امنیت غذایی همواره در کشورهای در حال توسعه مطرح بوده و متغیر قیمت مواد غذایی به عنوان یک متغیر کلیدی و اثرگذار بر عرضه و تقاضا برای مواد غذایی و محصولات کشاورزی مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است. بدین لحاظ دولت‌ها به منظور تأمین امنیت غذایی از یک طرف از طریق اعمال سیاست‌های کلان نظیر سیاست‌های پولی، ارزی و تجاری و از طرف دیگر، با به کارگیری سیاست‌های خاص بخش کشاورزی و غذایی و اعطای یارانه به نهاده‌های کشاورزی با تأثیرگذاری بر روند قیمت و تولید این محصولات در جهت دستیابی به هدف تأمین غذایی در اقتصاد مداخله می‌کنند.<sup>۱</sup>

تورم از جمله پدیده‌های مضر اقتصادی است که اکثر کشورهای جهان و خصوصاً کشورهای در حال توسعه، در مقاطعی از تاریخ اقتصادشان با آن مواجه بوده و می‌باشند. در اکثر کشورهای در حال توسعه، محدودیت‌های بنیادی و ساختاری در جانب عرضه اقتصاد، یک تنگنای عمده اقتصادی است که رشد عرضه را محدود ساخته و موجبات پیدایش فشارهای تورمی را فراهم می‌آورد. این محدودیت‌ها شامل کسش ناپذیری عرضه در بخش کشاورزی و تجارت خارجی و تنگناهای تولیدی همچون کمبود مواد اولیه، نیروی انسانی ماهر و مدیریت و تسهیلات زیر بنایی است.<sup>۲</sup>

تورم در کشور ایران نیز در سال‌های اخیر با نرخ نگران‌کننده‌ای در حال افزایش بوده و به تدریج به مهم‌ترین مشکل اقتصادی کشور مبدل شده است. تورم در ایران که در رویدادهای سال‌های اولیه دهه ۱۳۵۰ ریشه دارد، ابتدا از بازار عوامل تولید شروع شد و سپس رفته رفته به بازار کالاها سرایت نمود و به رغم مبارزات شدید طی این مدت با نرخ افزایشی، رو به رشد بوده است.<sup>۳</sup> در این میان، رشد قیمت‌های کشاورزی در ایران همانند

۱ - قطمیری و هراتی (۱۳۸۲).

۲ - دائی کریم زاده (۱۳۷۴).

۳ - کریمی قهی (۱۳۷۶).

سایر قیمت‌ها به‌ویژه قیمت‌های محصولات صنعتی نبوده و نرخ رشد قیمت‌های محصولات کشاورزی کمتر از محصولات صنعتی بوده است. اقتصاددانان رفتار قیمت‌های کشاورزی را به دلایل گوناگون توصیف و توجیه می‌کنند، که در سه دسته تقسیم‌بندی می‌شود، نظریه ساختار گرایان، پول گرایان و شتابگرایان.<sup>۱</sup>

در مطالعات تجربی اخیر در کشورهای مختلف سعی بر این بوده است که از نااطمینانی تورمی<sup>۲</sup> و یا پراکندگی قیمت‌ها به عنوان نماینده ای برای نشان دادن وضعیت بی‌ثباتی کلان اقتصادی استفاده شود<sup>۳</sup> و این امر با در نظر گرفتن این واقعیت می‌باشد که تورم اغلب به عنوان مقیاسی برای بیان وضعیت کلی کلان اقتصادی می‌تواند در نظر گرفته شود و از طرفی نوسانات و انحراف اجزای غیر قابل پیش‌بینی آن می‌تواند به عنوان شاخص بی‌ثباتی و نااطمینانی وضعیت کلان اقتصاد مد نظر قرار گیرد.<sup>۴</sup> روش‌هایی که به‌طور گسترده برای کمی کردن وضعیت بی‌ثباتی کلان اقتصادی و تقریب آن مورد استفاده قرار می‌گیرد در نهایت منجر به یافتن مقیاسی برای اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی و جایگزینی آن به عنوان متغیر توصیف‌کننده وضعیت بی‌ثبات کلان اقتصادی است.<sup>۵</sup>

با توجه به آنچه که ذکر شد، نااطمینانی تورمی به عنوان واریانس خطای پیش‌بینی تورم تعریف شده و با الگوهای اقتصادسنجی برآورد می‌گردد. در این مطالعه نیز رابطه بین سطح قیمت محصولات کشاورزی و نااطمینانی تورمی که با استفاده از روشهای اقتصادسنجی برآورد شده است، برای دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار گرفته است.

۱- سقائیان نژاد و حیدریان (۱۳۷۴).

2 - Inflation Uncertainty.

3 - Katsimbris ( 1985); Bullard and Keating (1995).

4 - Davis and Kanago (1996); Ma (1998).

5 - Bajo-Rubin(1994); Golob(1994); Sauer and Bohar (1995).

## ۱. مبانی نظری

به‌طور کلی اقتصاددانان از نظر هدف‌های سیاست کلان اقتصادی، بر مواردی همچون اشتغال کامل، ثبات قیمت‌ها (کنترل تورم)، توزیع عادلانه درآمد و رشد مداوم اقتصادی تأکید دارند. تورم از جمله پدیده‌های مضر اقتصادی است که به دلیل اثرات مخرب آن، کنترل آن به عنوان یکی از اهداف سیاست کلان اقتصادی همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده است. تورم در نرخ‌های متوسط و بویژه در شکل حاد خود، هزینه‌های زیادی را بر جامعه تحمیل می‌نماید. از آن جمله می‌توان به توزیع مجدد درآمد به نفع صاحبان دارایی و به زیان حقوق بگیران، افزایش نااطمینانی و بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و در نتیجه کوتاه‌تر شدن افق تصمیم‌گیری و کاهش سرمایه‌گذاری بلندمدت و عوامل دیگر اشاره کرد. اما اصلی‌ترین و مهم‌ترین زیان‌های اقتصادی تورم، ناشی از عدم اطمینان از میزان نرخ آینده آن می‌باشد. نااطمینانی در مورد میزان تورم آینده، بر روی تصمیم‌های اقتصادی عاملین اقتصادی تأثیر گذاشته و میزان مصرف، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز آنها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این عدم اطمینان اثر منفی بر روی کارایی در تخصیص بهینه منابع خواهد گذاشت و در نهایت اثر منفی خود را بر روی تولید نشان خواهد داد.<sup>۱</sup>

با توجه به موقعیت ویژه بخش کشاورزی، این بخش متأثر از متغیرهای کلان اقتصادی خواهد بود و بی‌ثباتی و عدم تعادل در این متغیرها که در سیاست‌های کلان پولی و مالی منعکس می‌شود، به‌طور جدی بر رفتار و تغییرات متغیرهای بخش کشاورزی و از جمله آنها بر سطح قیمت محصولات کشاورزی تأثیرگذار خواهد بود. تأثیرپذیری قیمت محصولات کشاورزی و غذایی از متغیرها و سیاست‌های کلان به نحو وسیعی در ادبیات اقتصادی مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. قیمت محصولات کشاورزی و غذایی به‌طور مستقیم از طریق سیاست‌های خاص بخش کشاورزی نظیر سیاست قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی و غذایی و یا به‌طور غیرمستقیم از طریق سیاست‌های کلان تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

1 - Fischer (1981); Holland (1993).

وجود شرایط بی ثبات کلان اقتصادی، که در سال‌های اخیر از نااطمینانی تورمی به عنوان یکی از نشانه‌های آن یاد می‌شود، بی شک چنان که اشاره شد بر بخش‌های مختلف پیکره اقتصاد کشور و از جمله بر متغیرهای مهم بخش کشاورزی سایه افکنده و با ایجاد فضای فاقد اطمینان، به صورت غیرمستقیم کاهش رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را به دنبال خواهد داشت. لذا در چنین شرایطی اتخاذ سیاست‌هایی در راستای بهبود شرایط اقتصادی کشور از دید کلان ضروری به نظر رسیده و اجرای چنین سیاست‌های اساسی، شرایط را برای تحقق اهداف مورد نظر از جمله سیاست‌های قیمت گذاری فراهم خواهد ساخت.

مطالعات گوناگون خارجی، رابطه بین نااطمینانی تورمی و فعالیت‌های حقیقی اقتصادی را مورد بررسی قرار داده اند. لذا از طریق مطالعه و بررسی روابط بدست آمده برای این دو، می‌توان به اهمیت تحلیل و بررسی تأثیر نااطمینانی تورمی بر متغیرهای مهم اقتصادی از جمله متغیر قیمت محصولات کشاورزی در ایران پی برد که این موضوع نشان از ضرورت انجام این تحقیق در کشور دارد. از سویی فرضیه اساسی مطرح شده در این مطالعه، تأثیر گذاری متغیر نااطمینانی تورمی به عنوان یکی از نشانه‌های مهم بی‌ثباتی کلان اقتصادی، بر سطح قیمت محصولات کشاورزی بوده و سعی بر آن است با استفاده از الگوهای اقتصاد سنجی این فرضیه مورد آزمون قرار گیرد.

## ۲. نااطمینانی تورمی و منابع آن

نااطمینانی شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص و معلوم نیست یا اینکه اگر پیشامدها مشخص و معلوم باشد، احتمالهای مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیست و زمانی که هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل شده و از این رو فضای نااطمینانی بر تصمیم‌ها حاکم می‌گردد. نااطمینانی تورمی نیز فضایی است که در آن تصمیم‌گیرنده‌ها و عاملین اقتصادی نسبت به میزان تورم آینده که در پیش رو خواهند داشت نامطمئن هستند.

یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم از نظر گالوب<sup>۱</sup> (۱۹۹۴)، ناطمینانی تورم می‌باشد که مانند ابری بر روی تصمیم‌های مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران نسبت به آینده سایه افکنده و موجب کاهش رفاه آنها می‌شود چرا که بدون وجود چنین ناطمینانی آنها می‌توانند بهتر تصمیم‌گیری نمایند. ناطمینانی حاصل از منابع مختلف، موجب تغییر در روش و نوع تصمیم‌های عاملین اقتصادی می‌شود که این تصمیم‌ها در نهایت بر روی فعالیت‌های حقیقی آنها تأثیر می‌گذارد. ناطمینانی تورمی به سبب اینکه در مورد نرخ تورم آینده، حالت ناطمینانی و بی‌ثباتی در قیمت‌ها را بوجود می‌آورد از این لحاظ موجب تغییر در تصمیم‌ها و فعالیت‌های عاملین اقتصادی می‌شود.

با در نظر گرفتن دیدگاه گالوب، ناطمینانی تورمی دو نوع اثر اقتصادی دارد. نخست اینکه موجب می‌شود تا عاملین اقتصادی اعم از بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان تصمیم‌های اقتصادی را اتخاذ کنند که متفاوت از آن چیزی باشد که انتظار داشته‌اند. تحلیل‌گران این نوع اثرها را اثرهای *ex-ante* می‌نامند. چون در این نوع تصمیم‌ها تورم پیش‌بینی شده در نظر گرفته می‌شود. دسته دوم اثرها در جریان بعد از اخذ تصمیم جای می‌گیرند که به آنها اثرهای *ex-post* گفته می‌شود و این موقعی اتفاق می‌افتد که تورم واقعی از آنچه پیش‌بینی شده بود، متفاوت باشد.

دو منبع عمده وجود دارد که باعث بوجود آمدن ناطمینانی تورمی می‌گردد. یکی به ناهمسانی واریانس جملات اخلاص و دیگری تغییرات ناشناخته و ناخواسته در نوع رژیم تورمی مربوط می‌شود. ناهمسانی واریانسهای جملات اخلاص، تأثیر شوک‌های وارد بر مدلها و فرایندهای تورمی را در خود دارد، به عبارت دیگر می‌توان گفت که نماینده شوک‌های وارد بر روند تورمی است. این تأثیرها و شوک‌ها با استفاده از واریانس شرطی قابل اندازه‌گیری است.

منبع دوم که از آن به عنوان تغییر در نوع رژیم تورمی، ناطمینانی بلند مدت و یا تغییر در ضرایب مدل رگرسیونی فرایند تورم نیز یاد می‌شود، حاصل تغییرات در رفتار بخش خصوصی، سیاست‌های اقتصادی و یا رفتار نهادها و سازمان‌های دولتی است که موجب

1 - Golob(1994).

تغییرات بنیادی و تغییر در ضرایب مدل رگرسیون فرایند تورم می‌شود. طبق فرض انتظارات عقلایی، وقتی که ساختار اقتصادی امکان تغییر داشته باشد، ضرایب موجود در مدل‌های رگرسیونی نیز نسبت به زمان متغیر خواهند بود. در این وضعیت عاملین اقتصادی در مورد تغییرات رژیم‌های سیاستی یاد خواهند گرفت و مطابق اطلاعات جدیدشان اگر تغییر و انتقال در سیاست‌ها وجود داشته باشد، رفتارها و تصمیمات خود را طبق همین اطلاعات جدید پایه ریزی خواهند کرد.<sup>۱</sup>

### ۳. روش‌های محاسبه نااطمینانی تورمی

برای اندازه‌گیری و سنجش نااطمینانی تورمی تا به حال از معیارها و متغیرهای جانشینی مختلفی استفاده شده است. اما می‌توان این معیارها و متغیرها را به دو طبقه کلی تقسیم کرد. یکی شاخصهایی است که از طریق تحقیقات میدانی بدست می‌آید مانند شاخص لیوینگستون<sup>۲</sup>. در این روش از پیش بینی‌های مختلفی که افراد، شرکتها و مصرف‌کنندگان مختلف در مورد تورم انجام می‌دهند، برای سنجش میزان تورم و در نهایت محاسبه میزان نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود.

روش دوم روشی است که در آن از طریق روش‌های آماری و اقتصادسنجی سعی در محاسبه متغیر جانشین برای متغیر نااطمینانی تورمی می‌کنند. در مطالعات اولیه در مورد نااطمینانی تورمی، از تغییرات غیر شرطی برای سنجش و اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی استفاده کرده‌اند. به عنوان مثال فیشر (۱۹۸۱) از انحراف معیار متحرک تورم به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی استفاده کرده است. با افزایش انتقادات بر استفاده از روشهای فوق، با ارائه مدل‌های ARCH (واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو) در سال ۱۹۸۲ توسط انگل<sup>۳</sup> و سپس GARCH (واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته) در سال ۱۹۸۶ توسط بولرسلف<sup>۴</sup>، جانشین مناسبی برای نااطمینانی تورمی بدست آمد.

1 - Lucas (1976).

2 - Livingston

3 - Engle (1982).

4 - Bollerslev(1986).



### ۳-۱. مدل سازی تغییر پذیری (بی ثباتی):

الگوهای ARCH و GARCH: یکی از فرض کلاسیک مدل های رگرسیون خطی فرض واریانس همسانی است بدان مفهوم که واریانس شرطی جملات اخلال مقدار ثابتی است. به طور کلی فرض بر این است که نقض فرض واریانس همسانی بیشتر در داده های مقطعی رخ می دهد ولی افرادی مانند انگل و کراگ در مطالعات خود به شواهدی دست یافتند مبنی بر این که واریانس جملات اخلال در مدل های سری زمانی از آنچه که قبلا فرض می شد بی ثبات ترند. نتایج مطالعات انگل نشان داد که در مدل های تورم، خطای پیش بینی الگوی خوشه ای است. این الگو شکلی از واریانس ناهمسانی را که واریانس خطای پیش بینی به مقدار جمله اخلال دوره قبل وابسته است، نشان می دهد. تحت چنین شرایطی مدل های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو<sup>۱</sup> (ARCH) و واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH)، به عنوان جایگزینی برای فرایندهای سری زمانی معمول پیشنهاد شدند.

یک مدل  $GARCH(p,q)$  به صورت زیر بیان می شود:

$$y_t = B'x_t + u_t \quad (۴)$$

$$V(u_t | \Omega_{t-1}) = h^2_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i u^2_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i h^2_{t-i} + \delta' w_t \quad (۵)$$

که در آن  $h^2$  واریانس شرطی  $u$  مشروط به مجموعه اطلاعات  $\Omega_{t-1}$  و برداری از متغیرهای از پیش تعیین شده است که واریانس خطای پیش بینی را تحت تاثیر قرار می دهد. در رابطه بالا که به عنوان مدل  $GARCH(p,q)$  شناخته می شود، عبارت سمت راست به ترتیب نشانگر عرض از مبدا، جزء میانگین متحرک (MA) و جزء خود رگرسیو (AR) نامیده می شوند.<sup>۲</sup>

1 - Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity

2 - Pesaran and Pesaran (1997).

#### ۴. شواهد تجربی

هر چند تحقیقات و مطالعات تجربی داخلی و خارجی بسیاری رابطه بین سطح قیمت‌های کشاورزی و متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند ولی مطالعات اندکی در رابطه با تاثیرات نااطمینانی تورمی بر قیمت‌های کشاورزی وجود دارد و این شکاف و نبود تحقیقاتی از این قبیل در داخل کشور بیشتر به چشم می‌خورد. در زیر به تعدادی از مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این حوزه اشاره می‌شود.

ارتباط بین عرضه پول و قیمت‌های محصولات کشاورزی و صنعتی در کشور برزیل توسط بسلر<sup>۱</sup> (۱۹۸۸)، مورد بررسی قرار گرفت. وی بدین منظور از مدل خود رگرسیون برداری<sup>۲</sup> (VAR) استفاده نموده و داده‌های ماهانه مربوط به دوره زمانی ۱۹۶۴-۱۹۸۱ را برای مطالعه خود انتخاب کرد. وی در انتها نتیجه گرفت، یک ارتباط یکطرفه بین متغیرهای مدل و قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد. عبارتی عرضه پول را علت قیمت محصولات کشاورزی دانست و قیمت‌های محصولات صنعتی را علت عرضه پول معرفی نمود.

همچنین در سال ۲۰۰۱، تاباکیس<sup>۳</sup> با به کارگیری یک مدل چند متغیره به بررسی رابطه بین قیمت‌های کشاورزی و نااطمینانی تورمی در کشور یونان پرداخت. وی در این مطالعه با استفاده از تکنیک GARCH اقدام به محاسبه نااطمینانی تورمی کرده و با تخمین مدل VAR و انجام تجزیه واریانس رابطه بین متغیرهای مدل را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد و سهم هر یک از متغیرهای مدل در نوسانات ناشی از شوک وارده بر متغیر قیمت را بررسی کرد. نتایج نشان داد که تاثیرات متغیر نااطمینانی تورمی بر روی قیمت‌های کشاورزی معنی دار بوده و سهم قابل توجهی از نوسانات متغیر قیمت را توصیف می‌کند.

بررسی اثر سیاست‌های کلان بر روی قیمت‌های کشاورزی در کشور آمریکا عنوان مقاله‌ای است که در سال ۲۰۰۵، توسط آواکوز<sup>۴</sup> انجام شده است. وی، با بهره‌گیری از

1 - Bessler (1988).

2 - Vector Auto- Regressive Model

3 - Tabakis(2001).

4 - Awokuse(2005).

داده‌های ماهانه برای دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۵، از روش همجمعی یوهانسون-جوسیلیوس استفاده کرده و با انجام تجزیه واریانس و اعمال شوک بر متغیرهای مدل، نوسانات متغیر قیمت را مورد بررسی قرار داد. وی در پایان نتیجه گرفت، تغییرات در عرضه پول به عنوان یک ابزار سیاست پولی تأثیر جزئی بر قیمت‌های کشاورزی گذاشته است. نرخ ارز نیز به عنوان عامل مهمی که قیمت‌های کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، رابطه مثبت و معنی داری در مدل برآوردی با متغیر قیمت داشته است.

در داخل کشور نیز در سال ۱۳۸۲، قطمیری به همراه هراتی، تأثیر متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی را مورد بررسی قرار دادند. آنها در این مطالعه با در نظر گرفتن مزیت‌های موجود در الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) از این روش استفاده نمودند. نتایج حاکی از این بود که در کوتاه مدت شاخص قیمت مواد غذایی با نرخ واقعی ارز و حجم نقدینگی رابطه مثبت و با درجه آزادی اقتصادی یک رابطه عکس دارد. اما در بلند مدت تأثیر متغیرهای شاخص تولید سرانه داخلی مواد غذایی و درآمد سرانه واقعی بر شاخص قیمت مواد غذایی قطعیت دارد.

## ۵. نگاهی بر وضعیت کشاورزی ایران با تأکید بر سیاستگذاری قیمت محصولات کشاورزی

بررسی جایگاه بخش کشاورزی در ایران نشان می‌دهد که این بخش در ایران از جمله بخش‌های عمده اقتصاد است و بیش از ثلث ارزش افزوده و اشتغال را به خود اختصاص می‌دهد. اما سهم سرمایه‌گذاری در این بخش (در مقایسه با ارزش افزوده و اشتغال) به حد کافی نیست. مقایسه رابطه مبادله بخش کشاورزی با کل اقتصاد نیز نشان می‌دهد که این رابطه تا سال ۱۳۶۵ به نفع بخش کشاورزی، در حال افزایش بوده و در سال‌های پس از آن رو به کاهش گذاشته است.<sup>۱</sup>

کشاورزی فعالیتی سرشار از مخاطرات است. در این فعالیت انواع مخاطرات طبیعی،

1 - Auto- Regressive Distributed Lag Model

۲- مجتهد و شریفی (۱۳۸۳).

اجتماعی، اقتصادی و عمدی دست به دست هم داده و مجموعه شکننده و آسیب پذیری را برای تولید کنندگان در این بخش فراهم نموده اند که نتیجه نهایی آن تهدید درآمد آنها می باشد. بنابراین تولید کنندگان محصولات کشاورزی در محیط و شرایطی مجبور به اتخاذ تصمیماتی در زمینه تخصیص منابع و تولید محصولات هستند که نسبت به قیمت و عملکردهای (تولیدات) محصولات عدم اطمینان وجود دارد. این وجود عدم اطمینان نسبت به قیمت و عملکرد، خود بر روی تصمیمات تولید کنندگان تأثیر می گذارد که نتایج تصمیم گیری را متفاوت از نتایج تصمیم گیری در شرایط اطمینان می نماید. با در نظر گرفتن این موضوع، دولت به منظور اثرگذاری مستقیم و غیرمستقیم بر روند تولید بخش کشاورزی، بازررسانی داخلی و خارجی و بهبود وضعیت درآمد تولید کنندگان بخش، سیاست هایی را اتخاذ می نماید. سیاست های مالی و پولی در بخش کشاورزی ایران را می توان به ترتیب به قیمت گذاری و خرید محصولات کشاورزی، بیمه محصولات کشاورزی و پرداخت خسارت به تولید کنندگان آسیب دیده، اعطای تسهیلات ارزان قیمت در مقایسه با سایر بخش ها و پرداخت یارانه جهت تأمین نهاده های کشاورزی طبقه بندی کرد.

در بخش کشاورزی، تغییرات قیمت تولید کننده به نحو چشم گیری هم بر سطح تولید و هم بر ترکیب کالاها تأثیر می گذارد و لذا تغییر قیمت نسبی کالاهای کشاورزی، به عنوان ابزار نیرومندی است که تحت تأثیر آن، معمولاً الگوی تولید به سرعت و به طور قابل ملاحظه ای تغییر می کند. از طرفی نیز ثبات بیشتر قیمت های تولید کننده برای ایجاد رشدی پایدار همواره از طریق سیاست گذاری های مختلف مورد توجه بوده است. اغلب محصولات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته مشمول مداخلات گوناگون در امر خرید و فروش محصولاتشان می شوند که این مداخلات در حقیقت بر سطح قیمت های رایج کشورها تأثیر می گذارد. سه عامل اصلی تأثیر گذار بر قیمت های واقعی تولید کنندگان داخلی عبارتند از، تغییر در قیمت های بازاری بین المللی، سیاست قیمت داخلی محصولات کشاورزی و سیاست کلان اقتصادی. میزان تفاوت روند قیمت ها در هر کشور با قیمت های بین المللی بیانگر مداخله بخشی یا مداخله کلان اقتصادی در سطح داخلی است.

بنابراین اغلب کشورها با توجه به نوع محصولات و ساختار متفاوت بخش کشاورزی با چالش‌های متنوعی روبرو بوده و در جهت رفع این چالش‌ها سیاست‌های مختلفی را اتخاذ می‌نمایند. بخش کشاورزی ایران نیز همانند سایر کشورها در حوزه‌های مختلف دارای چالش‌های مختلفی بوده است. یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی بخش کشاورزی ایران مسئله قیمت‌گذاری است. ثبات بیشتر قیمت‌های تولیدکننده (اگرچه نه به اندازه اهمیت تغییر در سطح قیمت‌ها) در اثر کاهش میزان ریسک و بی‌اطمینانی، باعث تشویق رشد تولید می‌شود و در نتیجه استفاده بیشتر یا مستمرتر از نهاده‌های خریداری شده را تشویق می‌کند. به عبارتی می‌توان گفت به حداقل رسانیدن نوسان‌های قیمت و دادن اطمینان خاطر بیشتری در مورد سطوح قیمت‌ها در آینده، تقریباً همیشه از اهداف اساسی سیاست قیمت کشاورزی و مواد غذایی بوده است. بنابراین، به نوعی تمامی کشورها، اهداف تثبیت قیمت را در سیاست‌های خویش گنجانده‌اند.

## ۶. شناسایی مدل تجربی

با نگاهی کوتاه بر آنچه که مطرح گردید، در سال‌های اخیر نااطمینانی تورمی به عنوان شاخصی برای نشان دادن وضعیت بی‌ثبات کلان اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است. لذا بعلاوه تأثیر پذیری متغیرهای بخش کشاورزی و از جمله آن‌ها، شاخص قیمت محصولات این بخش از وضعیت بی‌ثباتی اقتصادی و نوسانات موجود در قیمت‌ها، در این مطالعه رابطه بین شاخص قیمت محصولات کشاورزی و نااطمینانی تورمی مورد بررسی قرار گرفته است. با بررسی برخی مطالعات داخلی و خارجی انجام شده در رابطه با قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی توسط آواکوز (۲۰۰۵)، تاباکیس (۲۰۰۱) و قطمیری و هراتی (۱۳۸۲) و با در نظر گرفتن اهداف تحقیق الگویی به صورت زیر تصریح شده است:

(۱)

$$\begin{aligned} \ln(API) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(AVA) + \beta_2 \ln(OPEN) + \beta_3 \ln(RER) + \beta_4 \ln(M2) + \\ & \beta_5 \ln(CPI) + \beta_6 \ln(IU) + \beta_7 DUM + U \end{aligned}$$

در این الگو از داده‌های سری زمانی موجود برای سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۳ برای

متغیرهای زیر استفاده شده است:

*API*: شاخص قیمت محصولات کشاورزی بر پایه قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، مأخذ: بانک مرکزی، اطلاعات سری زمانی متغیرهای اقتصادی.

*AVA*: ارزش افزوده بخش کشاورزی بر پایه قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، مأخذ: بانک مرکزی، اطلاعات سری زمانی متغیرهای اقتصادی.

*OPEN*: درجه آزادی تجاری، برای تعیین میزان آزادی تجاری از یکی از شاخص‌های پایه به صورت زیر استفاده شده است:

$$TOPEN = \frac{IM + EX}{GDP} \quad (2)$$

که در این رابطه *IM* و *EX* و *GDP* به ترتیب بیانگر میزان کل واردات، صادرات و تولید ناخالص داخلی می‌باشند و اطلاعات مربوطه از بانک مرکزی اخذ شده است.

*RER*: نرخ واقعی ارز، در تحقیق حاضر با استفاده از مفهوم قدرت برابری خریداری ( $P.P.P^1$ )، نرخ ارز واقعی در کشور تعیین شده است. بدین منظور از رابطه زیر استفاده شده است:

$$RER = ER \times \frac{WPI}{CPI} \quad (3)$$

که در آن، *WPI* شاخص قیمت عمده فروشی در خارج از کشور است و به عنوان یک تقریب نزدیک، به جای این متغیر از شاخص قیمت عمده فروشی در کشور آمریکا استفاده شده است. *CPI*، شاخص قیمت مصرف کننده داخلی و *ER* نرخ ارز موجود در بازار است و *RER*، نشان دهنده نرخ واقعی ارز می‌باشد. آمار مربوط به متغیرهای ذکر شده نیز از اطلاعات سری زمانی متغیرهای اقتصادی بانک مرکزی اخذ شده است.

*M2*: حجم نقدینگی، نقدینگی برابر مجموع حجم پول و شبه پول بوده و داده‌های آن از بانک مرکزی، اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج گردیده است.

*CPI*: شاخص قیمت مصرف کننده که تحت عنوان شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی نیز معرفی می‌شود. این شاخص نیز بر پایه قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ و از بانک

مرکزی اخذ شده است.

*IU*: متغیر ناپایداری تورمی که داده‌های مربوط به آن با استفاده از داده‌های سری زمانی شاخص قیمت محصولات کشاورزی (*API*) برآورد و محاسبه شده است که بدین منظور از مدل واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیو تعمیم یافته (*GARCH*)، استفاده شد. *DUM*: نشان دهنده متغیر مجازی جنگ بوده و برای در نظر گرفتن اثرات جنگ، مقدار یک برای دوره ۱۳۵۹-۱۳۶۷ و مقدار صفر برای بقیه دوره منظور شد. در مقاله حاضر سعی شده است با استفاده از داده‌های سری زمانی، عوامل و فاکتورهای موثر بر قیمت محصولات کشاورزی با تاکید بر تاثیرات ناشی از ناپایداری تورمی مورد بررسی قرار گرفته و روابط بلند مدت و کوتاه مدت میان آنها آزمون شود. بدین منظور از الگوی خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده (*ARDL*) استفاده شده است.

## ۷. نتایج تجربی

### ۷-۱. آزمون‌های ایستایی

نخستین گام در تحلیل متغیرهای سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرها است. چنانچه متغیری ایستا نباشد عبارتی با گذشت زمان توزیع احتمال آن متغیر تغییر کند، تحلیل‌های رگرسیونی با مشکل روبرو خواهد شد. به همین منظور، آزمون‌های دیکی-فولر، دیکی-فولر تعمیم یافته (*ADF*) و فیلیپس-پرون<sup>۱</sup> (*PP*) و آزمون پرون<sup>۲</sup>، روش‌هایی هستند که می‌توان به وسیله آن‌ها به ایستایی متغیرها را مورد بررسی قرار داد. ولی از آنجایی که تحولاتی نظیر انقلاب و جنگ اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار داده است، در نتیجه احتمال تغییرات ساختاری در داده‌ها وجود داشته و بنا به استدلال پرون (۱۹۸۹)، در این حالت آزمون‌های ذکر شده مناسب نمی‌باشند.

آزمون پرون برای متغیری نظیر  $Y_t$ ، با برآورد معادله زیر در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته شروع می‌شود:

1 - Augmented Dickey-Fuller Test

2 - Phillips & Perron Test

3 - Perron Test

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU + dDTB + \beta t + \gamma DT_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (6)$$

که در آن  $DU$  یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سالهای  $t \geq TB$  برابر یک و برای سالهای قبل از آن صفر است.  $DTB$  یک متغیر مجازی است که برای سال  $t = TB + 1$  برابر یک و برای بقیه سالها کمیت صفر را اختیار می‌کند.  $t$  یک روند زمانی است و  $DT_t$  یک متغیر مجازی روند زمانی است که کمیت آن برای سالهای  $t > TB$  برابر  $t$  و برای سالهای قبل از آن صفر می‌باشد. شایان ذکر است که  $TB$  زمان شکست ساختاری است.

با بررسی وضعیت داده‌ها، از آزمون پرون در سه حالت مختلف، تغییر در عرض از مبدأ تابع روند ( $C$ )، تغییر در شیب تابع روند ( $T$ ) و تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند ( $C \& T$ ) استفاده گردید. نتایج حاصل در جدول ۱، نشان داده شده است.

با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون ریشه واحد پرون، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها پذیرفته شده است. در نتیجه تمامی متغیرها در حالت سطح ایستا نبوده و با یک بار تفاضل گیری ایستا شدند، لذا  $I(1)$  می‌باشند و وجود ریشه واحد بعلت شکست ساختاری نبوده است.

#### جدول ۱. نتایج آزمون پرون برای بررسی ایستایی متغیرها در شرایط شکست ساختاری

نام متغیر	وضعیت	مقادیر محاسباتی برای حالت سطح	مقادیر محاسباتی برای حالت تفاضل مرتبه اول	$\lambda$	سال شکست	مقادیر بحرانی پرون در سطح ۵٪	ایستایی
LAPI	تغییر در T	-۲/۹۴	-۴/۰۲	۰/۳	۱۳۵۸	-۳/۸۷	$I(1)$
LAVA	تغییر در C	-۳/۱۵	-۳/۹۲	۰/۲	۱۳۵۵	-۳/۷۷	$I(1)$
LOPEN	تغییر در C & T	-۳/۶۱	-۵/۳۹	۰/۵	۱۳۶۵	-۴/۲۴	$I(1)$
LRER	تغییر در C	-۳/۰۴	-۴/۸۵	۰/۳	۱۳۵۷	-۳/۷۶	$I(1)$
LM <sub>2</sub>	تغییر در T	-۳/۳۱	-۵/۱۱	۰/۶	۱۳۶۸	-۳/۹۵	$I(1)$
LCPI	تغییر در T	-۲/۲۵	-۴	۰/۳	۱۳۵۸	-۳/۸۷	$I(1)$
LIU	تغییر در T	-۳/۱۳	-۴/۰۵	۰/۳	۱۳۵۸	-۳/۸۷	$I(1)$

پارامتر  $\lambda$  برابر  $\lambda = TB/n$  در نظر گرفته شده است

به منظور استفاده از فرایند  $ARIMA$  برای برآورد و محاسبه متغیر نااطمینانی، پس از



تعیین رتبه ایستایی ( $d$ )، تعداد جملات خود رگرسیو و تعداد جملات میانگین متحرک ( $q$ )، با بهره گیری از روش پیشنهادی پسران و پسران (۱۹۹۷) با معیار شوارتز - بیزین ( $SBC$ ) تعیین شدند که نتایج در جدول ۲ آورده شده است. بر اساس نتایج این جدول، بیشترین مقدار آماره شوارتز - بیزین برابر با  $۳۵/۲۷۱$  است که مربوط به فرایندی با تعداد جملات خود رگرسیو ۱ و میانگین متحرک برابر با ۲ می باشد. لذا از میان حالت های مختلف، فرایند  $ARIMA(1,1,2)$  به عنوان بهترین حالت انتخاب گردید.

جدول ۲. مقادیر معیار شوارتز - بیزین برای مدل های مختلف

$p/q$	صفر	۱	۲	۳
صفر	۲۴/۰۱۱	۲۹/۶۲۷	۳۴/۱۱۸	۳۱/۸۶۲
۱	۲۴/۹۲۲	۳۰/۲۰۷	۳۵/۲۷۱	۲۹/۰۴۱
۲	۲۶/۴۳	۳۲/۹۲۸	۳۴/۹۵۲	۲۷/۳۳۷
۳	۲۸/۵۱۴	۳۳/۶۶۲	۳۳/۲۳۴	۲۵/۰۱۲

ماخذ: یافته های تحقیق

در صورتی که مدل تصریح شده به درستی معرفی شود، شکل پسماندهای مدل بایستی به صورت یک اختلال سفید<sup>۱</sup> باشد. این بدین معنی است که هیچگونه همبستگی سریالی در پسماندها نباید وجود داشته باشد که با استفاده از آزمون ضریب لاگرانژ ( $LM$ ) این موضوع بررسی شده و تایید گردید.

از جمله مواردی که بایستی مورد بررسی قرار میگرفت، وجود اثرات  $ARCH$  در مدل بود که به همین منظور از آزمون  $ARCH$  استفاده گردید. مطابق نتایج گزارش شده در جدول ۳ فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم وجود اثرات  $ARCH$  (همسانی واریانس) رد شده و فرضیه مقابل آن پذیرفته شد.

## جدول ۳. نتایج آزمون اثرات ARCH

آماره	مقدار آماره	احتمال
Lagrange Multiplier(LM)	۱۸/۷۰۱	۰/۰۱۶
F	۶۴/۱۲۱	۰/۰۰۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با در نظر گرفتن نتایج آزمون ARCH و تایید وجود این اثرات، به منظور برآورد و ایجاد داده‌های متغیر IU از مدل GARCH استفاده شد. با استفاده از معیارهای شوارتز-بیزین و آکائیک مدل  $GARCH(1,1)$  به عنوان مدل بهینه تصریح شد. اگر الگوی GARCH به‌طور مناسبی تصریح شده باشد بایستی توزیع پسماندها به توزیع نرمال شبیه باشد. با استفاده از آزمون جارگ-برا<sup>۱</sup> (آزمون نرمالیتی) این موضوع بررسی شده و توزیع نرمال پسماندها تأیید شد، که نتایج در جدول ۴ آمده است.

## جدول ۴. نتایج آزمون جارگ - برا به منظور بررسی تصریح مناسب

مدل  $GARCH(1,1)$ 

آماره	مقدار آماره	احتمال
Jarque-Bera	۲/۰۵۱	۰/۴۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده از این آزمون فرضیه  $H_0$  این آزمون، مبنی بر توزیع نرمال پسماندها پذیرفته شده و در نتیجه مدل  $GARCH(1,1)$  به درستی تصریح شده است. پس از تخمین مدل انتخاب شده  $GARCH(1,1)$  نتایج زیر به دست آمد:

$$h_t^2 = 0.81 + 0.51 h_{t-1}^2 - 0.38 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (7)$$

$$t(1/14) \quad (2/64) \quad (3/27)$$

با برآورد مدل انتخاب شده، مقادیر برازش شده حاصل از آن برای متغیر *API*، به عنوان جانشینی برای مقادیر متغیر نااطمینانی تورمی مورد استفاده قرار گرفت.

## ۲-۷. نتایج تحلیل‌های همجمعی

با توجه به مزیت‌های ذکر شده برای الگوی *ARDL* در مطالعات همجمعی، به منظور بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت میان متغیرها از این الگو استفاده شد. با عنایت به نتایج بدست آمده، بر اساس معیار شوارتز-بیزین الگوی  $ARDL(1,0,0,2,1,1,0,1)$  انتخاب و برآورد گردید.

با استفاده از ضرایب مدل پویای *ARDL*، وجود ارتباط بلند مدت میان متغیرها آزمون شد. آماره مورد نیاز برای آزمون وجود رابطه بلندمدت در مدل، برابر با  $۳/۹۵$ - محاسبه گردید و با توجه به کمیت بحرانی ارائه شده بنرجی، دولا دو و مستر در سطح  $۹۰$  درصد ( $۳/۸۲$ -) و بزرگتر بودن قدرمطلق آماره محاسباتی از قدر مطلق مقدار بحرانی، فرضیه صفر رد و در نتیجه وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود.

نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت میان متغیرها با استفاده از الگوی *ARDL* در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت مدل  $ARDL(1,0,0,2,1,1,0,1)$

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آمله t
C عرض از مبدا	-۱/۵۲	۰/۸۲	-۱/۸۵
LAVA لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۰/۱۹۴	۰/۱۹۱	-۱/۰۲
LOPEN لگاریتم شاخص آزادی تجاری	-۰/۱۸۵*	۰/۱۰۲	-۱/۸۱
LRER لگاریتم نرخ واقعی ارز	۰/۴۱۱***	۰/۱۲	۳/۴۱
LM <sub>2</sub> لگاریتم نقدینگی	۰/۶۰۱*	۰/۲۸	۲/۱۴
LCPI لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	۰/۲۶***	۰/۰۷۱	۳/۶۶
LIU لگاریتم نااطمینانی تورمی	۰/۵۳***	۰/۱۹۸	۲/۶۷

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آملره t
DUM متغیر مجازی جنگ	-۰/۱۰۱*	۰/۰۵۷	-۱/۷۶

ماخذ یافته‌های تحقیق. \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی دار بودن در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

ضریب مربوط به متغیرهای *LOPEN* و *DUM* و *LM<sub>2</sub>* در سطح ۱۰٪ معنی دار بوده و ضریب ارزش افزوده بخش کشاورزی معنی دار نشده است و این نتیجه با در نظر گرفتن دخالت گسترده دولت از طریق سیاست‌های خاص بخش کشاورزی و ارائه یارانه به مصرف کنندگان دور از انتظار نبوده است. این در حالی است که معنی‌داری سایر ضرایب متغیرها در سطح ۵٪ و ۱٪ قابل توجه است. نتایج نشان می‌دهد، ارتباط مثبت و معنی‌داری میان متغیرهای نرخ واقعی ارز، شاخص قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد. از سویی تورمی با متغیر وابسته مدل یعنی شاخص قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد. از سویی روابط منفی و معنادار متغیرهای شاخص آزادی تجاری و متغیر جنگ نیز تأیید شده است. البته بایستی توجه داشت ارتباط میان متغیرهای شاخص آزادی تجاری و جنگ با سطح قیمت محصولات کشاورزی در سطح ۱۰٪ بوده و چندان مورد پذیرش نیست و منعکس کننده سیاست کنترل قیمت و گسترده‌گی سیستم یارانه در دوره لحاظ شده برای متغیر مجازی جنگ بوده است. با این وجود علامت ضرایب مربوط به این دو متغیر مطابق انتظار می‌باشد.

رابطه کوتاه مدت میان متغیر قیمت محصولات کشاورزی با متغیر نااطمینانی تورمی و سایر متغیرهای لحاظ شده در مدل، با استفاده از روش *ECM* در الگوی *ARDL* بررسی شده و نتایج در جدول ۶ آورده شده است. الگوهای تصحیح خطا به دلیل اینکه نوسان‌های کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت ارتباط می‌دهند از کاربرد زیادی برخوردارند. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلند مدت اندازه‌گیری می‌شود.<sup>۱</sup>

1 - Enders (1995); Engle (1985).

جدول ۶. نتایج تخمین الگوی  $ECM$  با مدل  $ARDL(1,0,0,2,1,1,0,1)$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
DLAVA	-۰/۲۸۲	۰/۱۴۷	-۱/۹۱*
DLOPEN	-۰/۰۹۱	۰/۰۴۱	-۲/۲۵**
DLRER	۰/۴۸۳	۰/۱۰۴	۴/۶۲***
DLRER1	۰/۵۱	۰/۶۸۹	۰/۷۴
DLM2	۰/۲۵	۰/۰۸۲	۳/۰۴***
DLCPI	۰/۰۸۱	۰/۰۲۲	۳/۶۱***
DLIU	۰/۴۲	۰/۱۷۸	۲/۳۵**
DDUM	-۰/۱۳	۰/۰۶۴	-۲/۰۲**
DC	۰/۱۰۵	۱/۴۲	۰/۹۸۳
ECM(-1)	-۰/۶۳۱	۰/۱۰۶	-۳/۱۴***
		$R^2=۰/۹۱$	$F=۵۲/۱۲ (۰/۰۰۰)$

ماخذ یافته‌های تحقیق: \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی دار بودن در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

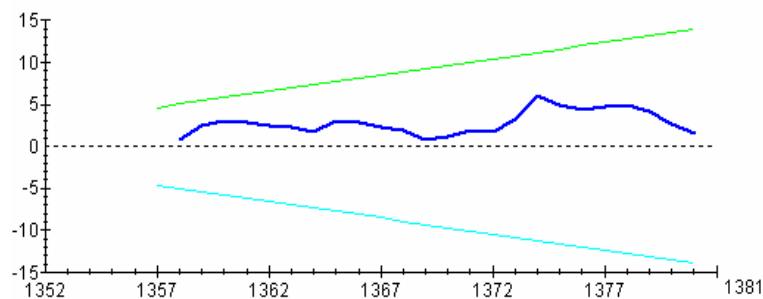
با توجه به نتایج بدست آمده از تحلیل کوتاه‌مدت، تمامی ضرایب مدل به استثنای  $DC$  و  $DLRER1$  از نظر آماری معنادار می‌باشند. البته بایستی توجه داشت که در این میان معناداری ضریب مربوط به متغیر ارزش افزوده کشاورزی در سطح ۱۰٪ بوده و چندان مورد پذیرش نمی‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا برابر با  $-۰/۶۳۱$  - برآزش شده و از نظر آماری معنادار و علامت آن مطابق انتظار (منفی) می‌باشد. این ضریب سرعت تعدیل نامیده شده و بیانگر این است که در حدود ۶۳ درصد انحرافات (نبود تعادل) متغیر قیمت محصولات کشاورزی از مقادیر بلند مدت آن، پس از گذشت یک دوره (سال) تعدیل می‌شود.

پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز با آزمون مجموع انباشت پسماندهای برگشتی<sup>۱</sup> و

1 - Cumulative recursive sum of recursive residuals (CUSUM)

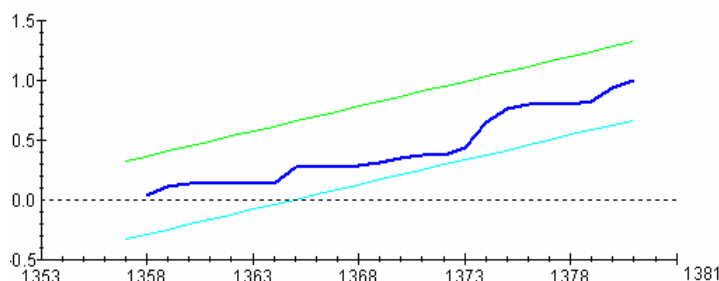
مجموع انباشت مربعات پسماندهای برگشتی<sup>۱</sup> بررسی شد. همانگونه که در نمودارهای ۱ و ۲ نشان داده شده است، بر اساس نتایج بدست آمده از آزمون اول نمودار ۱، مجموع انباشت پسماندهای برگشتی از کرانه‌های تعیین شده در سطح معناداری ۵٪ عبور نکرده و فرضیه صفر این آزمون (تصریح صحیح معادله رگرسیون) رد نشده است. بنابراین، ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است. به‌طور خاص این آزمون برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون مورد استفاده قرار می‌گیرد.

نتایج آزمون دوم نیز نشان می‌دهد (نمودار ۲)، مجموع انباشت مربعات پسماندهای برگشتی، در محدوده کرانه‌های تعیین شده در سطح معناداری ۵٪ قرار دارد. بنابراین، انحراف ناگهانی و لحظه‌ای در ضرایب رگرسیون مشاهده نمی‌شود. بر اساس هر دو آزمون ضرایب برآورد شده در طی دوره مورد بررسی از ثبات لازم برخوردار بوده است.



خطوط راست معنی‌داری را در سطح ۵٪ نشان می‌دهند

نمودار ۱. آزمون پایداری ضرایب (CUSUM)



خطوط راست معنی داری را در سطح ۵٪ نشان می دهند

نمودار ۲. آزمون پایداری ضرایب (CUSUMSQ)

### جمع بندی و ملاحظات

در این مطالعه عوامل موثر بر سطح قیمت محصولات کشاورزی با تاکید بر تاثیرات ناشی از وجود متغیر ناپایداری تورمی، بررسی شد. به منظور مدل سازی و ایجاد متغیر ناپایداری تورمی از تکنیک *GARCH* استفاده شده و از آزمونهای همجمعی برای بررسی و تجزیه و تحلیل روابط میان متغیرهای لحاظ شده در مدل، بهره گرفته شد. تجزیه و تحلیلها با استفاده از داده های سری زمانی سالانه برای متغیرهای شاخص قیمت محصولات کشاورزی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، شاخص آزادی تجاری، نرخ واقعی ارز، نقدینگی، شاخص قیمت مصرف کننده، ناپایداری تورمی و متغیر مجازی جنگ (دوره ۱۳۵۹-۱۳۶۸) برای سالهای ۱۳۸۳-۱۳۵۰ صورت گرفت.

نتایج به دست آمده از این تحقیق به صورت خلاصه به شرح زیر است:

۱. به منظور بررسی ایستایی متغیرها به علت وجود احتمال شکست ساختاری در داده های کلان ایران از آزمون پرون، استفاده شد و نتایج حاکی از این بود که تمامی متغیرها در حالت سطح ایستا نبوده و با یک بار تفاضل گیری ایستا شدند، لذا همجمع از درجه یک  $(I(1))$ ، می باشند.

۲. نتایج آزمون پویای *ARDL* نشان داد که رابطه همجمعی بلند مدت میان متغیرهای

مدل وجود دارد. بررسی روابط بلند مدت با استفاده از الگوی *ARDL* نیز نشان داد متغیرهای نرخ واقعی ارز، نقدینگی، شاخص قیمت مصرف کننده و نااطمینانی تورمی رابطه مثبت و معنادار با متغیر قیمت محصولات کشاورزی دارند و این در شرایطی است که اثر ارزش افزوده بخش کشاورزی، درجه آزادی تجاری و متغیر مجازی جنگ بر قیمت محصولات کشاورزی در دوره مذکور مورد تأیید قرار نگرفته است.

۳. با برآورد مدل تصحیح خطا ضریب جمله تصحیح خطا (*ECM*) حدود ۶۳٪ به دست آمد. این ضریب نمایان می‌سازد که در هر دوره ۶۳٪ از نبود تعادل در سطح قیمت محصولات کشاورزی در یک دوره در دوره بعد تعدیل می‌شود.

با عنایت به آنچه که مطرح شد، توجه به نکات زیر ضروری به نظر می‌رسد:

با توجه به یافته‌های مطالعه حاضر که نشان داد متغیر نااطمینانی تورمی در کنار سایر متغیرها تاثیر معناداری بر روی قیمت محصولات کشاورزی داشته است، در مطالعاتی که به منظور تجزیه و تحلیل رفتار قیمت محصولات کشاورزی و بررسی عوامل موثر بر آن صورت می‌گیرد، متغیر نااطمینانی تورمی به عنوان یک فاکتور تاثیر گذار در کنار سایر متغیرها بایستی لحاظ شود.

نتایج به دست آمده آشکار ساخت که تاثیرات ناشی از تصمیمات کلان اقتصادی، به طور موثری در بخش کشاورزی منعکس می‌شود. بنابراین برنامه‌ریزی به منظور تعیین سیاست‌های اقتصادی مناسب و اجرای این سیاست‌ها، نقش بسیار مهمی در جهت ثبات قیمت‌ها در این بخش می‌تواند ایفا کند.

با توجه به رابطه منفی شاخص آزادی تجاری و قیمت محصولات کشاورزی، چنانچه سیاست تجاری در راستای پیوستن ایران به سازمان تجارت جهانی در جهت بازتر شدن اقتصاد حرکت کند، سهم یارانه‌های پرداختی به مواد غذایی و محصولات کشاورزی کاهش خواهد یافت. اما این امر از یک طرف با سیاست دولت در جهت تشویق تولید محصولات کشاورزی به منظور خودکفایی و از طرف دیگر با هدف مقابله با کسری تجاری در تضاد قرار خواهد گرفت. در نتیجه با در نظر گرفتن تضادهای موجود بین سیاست‌های کلان و سیاست‌های خاص کشاورزی، این سیاست‌ها بایستی با دقت بیشتری



هماهنگ گردد تا حداکثر منفعت برای تشویق کشاورزان به منظور افزایش تولید و در ضمن، تأمین امنیت غذایی برای مصرف کنندگان را به دنبال داشته باشد. تنظیم قیمت محصولات کشاورزی با شرایط بازار و آزادسازی بازار این محصولات روش مناسبی برای هماهنگ کردن اثرات سیاست‌های کلان و سیاست‌های خاص بخش کشاورزی است که باید مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

از فاکتورهای تاثیر گذار بر سطح قیمت محصولات کشاورزی تورم بوده است که یکی از دلایل آن رشد فزاینده عرضه پول می‌باشد، بنابراین یکی از اقدامات اساسی در جهت رفع تورم و حرکت در جهت ثبات قیمت‌ها به کارگیری سیاست‌های انقباضی به شمار می‌آید.

از دلایل دیگر افزایش قیمت‌ها در بخش کشاورزی، شوک‌های طرف عرضه می‌باشد که از تغییرات نرخ ارز می‌تواند ایجاد شود. لذا ضروری است سیاست تثبیت نرخ ارز به کار گرفته شده و تداوم یابد.

## منابع

- بورس محصولات کشاورزی: ابزاری برای مدیریت ریسک قیمت، (۱۳۸۴)؛ تهران: انتشارات موسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.
- دائی کریم زاده، س. (۱۳۷۴)؛ پول، تورم و علیت، شواهد تجربی ایران، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- سقائیان نژاد، ح.، و حیدریان، ح. (۱۳۷۴)؛ "عرضه پول و تغییرات قیمت‌های نسبی: خود رگرسیون برداری داده‌های ایران"، مجله دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، سال نهم، شماره ۱ و ۲، صص. ۱۸-۱.
- فرهادی، ع و رضا، م (۱۳۸۲)؛ "مطالعه تأثیر گذاری سیاست‌های پولی و مالی بر بخش کشاورزی"، مجموعه مقالات اولین همایش کشاورزی و توسعه ملی، جلد دوم، انتشارات موسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.
- قطمیری، م. ع و جواد، هراتی (۱۳۸۲)؛ "بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده در مورد ایران (۱۳۳۸-۱۳۷۹)" فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، مرکز تحقیقات اقتصاد ایران، دانشگاه علامه طباطبائی، شماره ۲۳.
- کرمی قهی، و دیگران (۱۳۷۶)؛ "تأثیر عوامل پولی و روانی بر تورم در ایران طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۵۳" مجله برنامه و بودجه، سال ۱۲، صص ۳۸-۱۳.
- نصیری، پ. (۱۳۸۲)؛ "اثرات بلند مدت و کوتاه مدت متغیرهای کلان بر بخش کشاورزی (۷۸-۱۳۵۰)"، مجموعه مقالات اولین همایش کشاورزی و توسعه ملی، جلد دوم، انتشارات موسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.
- نوفرستی، م. (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

Awokuse, T.O. (2005); "Impact of Macroeconomics Policies on Agricultural Prices", *Agricultural and Resource Economics Review*, 34 (2), pp. 226-237.

Bajo-Rubiou, O, and Sasvilla-Rivero, S. (1994); "An Econometric Analysis of

- Foreign Direct Investment in Spain, 1964-89", *Southern Economic Journal*, 61 (1), pp. 104-119.
- Bessler, D. A. (1988); "Relative prices and money: A vector autoregression on Brazilian data", *American Journal of Agricultural Economics*, 66, pp. 25-30.
- Bullard, J. and Keating, J. W. (1995); "The Long-Run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economics", *Journal of Monetary Economics*, 36, pp. 477-496.
- Davis, G. and Kanago, B. (1996); "On Measuring the Effect of Inflation Uncertainty on Real GNP Growth". Oxford Economics Papers, 48, pp. 163-175.
- Enders, W. (1995); *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, INC.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987); "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Fischer, S. (1981); "Towards on Understanding of Costs of Inflation", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 15, pp. 5-41.
- Golob, J. E. (1994); "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation? ", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 79(3), pp. 27-38.
- Holland, S. (1993); "Comment on Inflation Regimes and the Source of Inflation Uncertainty", *Journal on Money, Credit and Banking* 25, pp. 514-520.
- Katsimbris, G. M. (1998); "The Relationship between the Inflation, its Variability, and Output Growth Variability, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 17, pp. 179-188.
- Lucas, Jr, R. (1976); "Econometrics Policy Evaluation: A Critique". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1, pp. 19-46.
- Ma, H. (1998); "Inflation, Uncertainty and Growth in Colombia", International Monetary Fund, Working Paper, 98/161.
- Moss, B .C. (1992); "The Cost-Price Squeeze in Agriculture: An Application of Cointegration", *Review of Agricultural Economics*, 14(2), pp. 205-213.
- Neyapti, B. (2000); "Inflation and inflation Uncertainty in Turkey: Evidence from the Past Two Decades", mimeo.
- Orden, D., and Fackler, P. L. (1989); "Identifying Monetary Impacts on Agricultural Price in VAR Models", *American Journal of agricultural Economics*, 68, pp. 990-993.

- Peng, X.M. A. Marchont and M. R. Reed, (2004); "*Identifying Monetary prepared on food price in china: VEC Model Approach*", paper prepared for the American Agricultural Economics Association Annual meeting in Denver, Colorado, August 1-4.
- Pesaran, H. M. and B. Pesaran (1997); "*Working With Microfit 4.0: An introduction to econometrics*", Oxford University Press, London.
- Robertson, J. C. and Orden, D. (1990); "Monetary Impacts on Price in the Short and Long Run: Some Evidence from New Zealand", *American Journal of Agricultural Economics*, 72,pp. 160-171.
- Sauer, C. and Bohara, A. K. (1995); "Monetary Policy and Inflation Uncertainty in the United States and Germany", *Southern Economic Journal*,62(1),pp. 139-163.
- Seddiki, J. U. (2000); "Demand for money in Bangladesh: A co integration analysis", *Applied Economics*, 32,pp. 1997-1984.
- Tabakis, N. M. (2001); "A Multivariate Model for Relationship Between Agricultural Prices and Inflation Uncertainty: Evidence Using Greek Data", *Agricultural Economics Review*, 2(1),pp. 28-38.
- Vincent, M. N. and J. Tchokote and I. k. Obiora (2003); "*Inflation and Inflation Uncertainty in Nigeria: Evidence from GARCH Modeling*". University of Ibadan, Ibadan, Nigeria.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر گزارش شده است:

سال	API	AVA	OPEN	RER	M2	CPI
۱۳۵۰	۱/۱	۱۱۸۴۱/۰۰	۰/۷۲	۲۵/۶	۲۹۶/۳	۱/۱
۱۳۵۱	۱/۱	۱۳۴۴۳/۰۰	۰/۷۰	۴۶/۹	۳۹۹/۴	۱/۲
۱۳۵۲	۱/۲	۱۴۲۲۳/۰۰	۰/۷۶	۳۹/۴	۵۱۵/۸	۱/۳
۱۳۵۳	۱/۵	۱۴۷۱۱/۰۰	۰/۸۵	۱۹/۸	۸۱۰/۱	۱/۵
۱۳۵۴	۱/۵	۱۶۱۵۹/۰۰	۰/۹۷	۲۰/۴	۱۱۴۵/۵	۱/۶
۱۳۵۵	۱/۸	۱۸۰۵۳/۰۰	۰/۸۴	۱۴/۲	۱۵۹۳/۵	۱/۹
۱۳۵۶	۲/۱	۱۷۳۴۷/۰۰	۰/۹۰	۱۷/۵	۲۰۹۷	۲/۴
۱۳۵۷	۲/۴	۱۸۵۰۷/۰۰	۰/۶۹	۵/۴	۲۵۷۸/۶	۲/۶
۱۳۵۸	۳	۱۹۶۳۰/۰۰	۰/۵۵	۲۰/۸	۳۵۵۰	۲/۹
۱۳۵۹	۴	۲۰۳۵۳/۰۰	۰/۴۹	۱۴/۹	۴۵۰۸/۱	۳/۶
۱۳۶۰	۴/۹	۲۰۷۳۰/۰۰	۰/۴۸	۱۰/۹	۵۲۳۶/۱	۴/۴
۱۳۶۱	۵/۷	۲۲۲۰۶/۰۰	۰/۴۵	۶/۲	۶۴۳۰/۷	۵/۳
۱۳۶۲	۶/۴	۲۳۲۱۷/۰۰	۰/۵۵	۳/۵	۷۵۱۴/۴	۶/۰
۱۳۶۳	۷/۲	۲۴۹۲۲/۰۰	۰/۴۰	۲/۲	۷۹۶۶/۹	۶/۷
۱۳۶۴	۷/۹	۲۶۸۹۰/۰۰	۰/۳۶	۳/۳	۹۰۰۲/۱	۷/۱
۱۳۶۵	۱۰/۶	۲۸۱۶۸/۰۰	۰/۳۴	۲/۳	۱۰۷۲۲/۶	۸/۸
۱۳۶۶	۱۲	۲۸۸۶۸/۰۰	۰/۴۲	۲/۰	۱۲۶۶۸/۲	۱۱/۳
۱۳۶۷	۱۳/۷	۲۸۶۸۳/۰۰	۰/۴۲	۲/۱	۱۵۶۸۷/۶	۱۴/۵
۱۳۶۸	۱۶/۶	۲۹۹۲۶/۰۰	۰/۴۶	۸/۰	۱۸۷۵۳/۳	۱۷/۱
۱۳۶۹	۱۷/۷	۳۳۲۲۷/۰۰	۰/۵۲	۴/۵	۲۲۹۶۹/۵	۱۸/۶
۱۳۷۰	۲۲/۲	۳۵۰۹۴/۰۰	۰/۵۹	۳/۶	۲۸۶۲۸/۴	۲۲/۴
۱۳۷۱	۲۷/۸	۳۸۷۰۴/۰۰	۰/۵۴	۳/۸	۳۵۸۶۶/۰	۲۷/۹
۱۳۷۲	۳۲/۸	۳۹۰۷۷/۰۰	۰/۵۰	۷/۰	۴۸۱۳۵/۰	۳۴/۳
۱۳۷۳	۴۴/۹	۳۹۹۰۲/۰۰	۰/۴۱	۶/۲	۶۱۸۴۳/۹	۴۶/۳
۱۳۷۴	۷۴/۶	۴۱۳۸۱/۰۰	۰/۳۵	۱۵/۰	۸۵۰۷۲/۲	۶۹/۲
۱۳۷۵	۸۶/۷	۴۲۷۴۲/۰۰	۰/۳۶	۱۴/۵	۱۱۶۵۵۲/۵	۸۵/۲
۱۳۷۶	۱۰۰/۰	۴۳۱۶۲/۰۰	۰/۳۳	۱۲/۷	۱۳۴۲۸۶/۳	۱۰۰

CPI	M2	RER	OPEN	AVA	API	سال
۱۱۸/۱	۱۶۰۴۰۱/۵	۱۳	۰/۳۴	۴۷۷۲۲	۱۲۶/۴	۱۳۷۷
۱۴۱/۸	۱۹۲۶۸۹/۲	۱۵	۰/۳۳	۴۴۲۳۸	۱۵۵/۴	۱۳۷۸
۱۵۹/۷	۲۴۹۱۱۰/۷	۱۴/۵	۰/۳۳	۴۵۷۷۴	۱۷۷	۱۳۷۹
۱۷۷/۹	۳۲۰۹۵۷/۲	۱۴/۵	۰/۳۴	۴۴۷۳۸	۱۹۱/۸	۱۳۸۰
۲۰۶	۴۱۷۵۲۴	۱۳/۵	۰/۳۶	۴۹۸۱۸	۲۱۷/۴	۱۳۸۱
۲۳۸/۲	۵۲۶۵۹۶/۴	۱۳/۵	۰/۴۰	۵۳۳۶۲	۲۴۴/۷	۱۳۸۲
۲۷۴/۵	۶۸۵۸۶۷/۲	۱۳/۸	۰/۴۱	۵۴۵۲۱	۲۷۵/۸	۱۳۸۳