# بررسی اثرات بی‌ثباتی نرخ ارز بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران

ابوذر پرهیزکاری*[۱]، محمود صبوحی[۲]، مهرزاد مستشاری محصص[۱]، مهرنوش میرزایی[۱]

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۳/۲۵

## چکیده

در این تحقیق اثر نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، ابتدا نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ ارز با استفاده از روش GARCH محاسبه شده و سپس ماهیت متغیرهای توضیحی مدل پیشنهادی(پایا یا ناپایا بودن متغیرها) با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد تعیین شد. در آخر نیز با استفاده از مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده[۳](ARDL)، تاثیر نوسانات نرخ واقعی ارز و انحراف آن از مسیر تعادلی بر ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی مورد بررسی قرارگرفت. نتایج نشان داد که اثر نرخ ارز واقعی با وقفه بر نرخ ارز واقعی جاری، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار می‌باشد. همچنین متغیر با وقفه‌ی ارزش افزوده و شاخص قیمت تولیدات کشاورزی اثر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای نوسان نرخ ارز و وقفه‌ی صادرات کشاورزی اثر منفی و معکوس بر ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی دارند. متغیر موهومی جنگ تحمیلی نیز بر متغیر وابسته بی‌اثر می‌باشد. افزون بر این نتایج نشان داد که متغیرهای الگوی ارائه شده ۳۶٪ انحرافات ارزش افزوده از مسیر تعادلی آن را تصحیح می‌کنند. بازگشت به شرایط تعادل نیز در یک دوره‌ی کوتاه‌مدت سه ساله و نسبتا با سرعت صورت می‌گیرد. در پایان نیز پیشنهاد شد که نظام ارزی مناسبی توام با سیاست‌های کلان اقتصادی در بخش کشاورزی و در جهت اصلاح انحرافات نرخ واقعی ارز به‌کار گرفته شود.

**طبقه‌بندی *JEL*:** *Q14 ،D81 ،D51 ،C22*

**واژه‌های کلیدی:** ارزش افزوده بخش کشاورزی، نااطمینانی نرخ ارز، تصحیح خطای برداری، مدل ARDL.

---

۱- به‌ترتیب محقق، استادیار و عضو هیات علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان قزوین.

۲- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله Abozar.parhizkari @yahoo.com

1- Auto-Regressive Distributed Lag Model

## پیشگفتار

امروزه هر کشوری به‌منظور دستیابی به اهداف اقتصادی خود، با توجه به وضعیت خاص اقتصادی، سیاسی و اجتماعی برنامه‌ی ویژه‌ای را در چارچوب سیاست‌های اقتصادی اتخاذ می‌کند. تمامی اقتصاددانان معتقدند که مهم‌ترین هدف‌های سیاست‌گذاری اقتصادی، حصول اشتغال کامل، تثبیت قیمت‌ها و رشد اقتصادی در جامعه می‌باشد. به همین منظور در اغلب جوامع به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه برای دستیابی به اهداف فوق، از سیاست‌های ارزی[1] استفاده می‌شود. این نوع سیاست‌ها از طریق ایجاد تغییرات در تقاضای کل، اثرات خود را به اقتصاد منتقل می‌کنند (قادری، ۱۳۸۳). افزون بر این، سیاست‌های ارزی به عنوان ابزاری قدرتمند در بین سیاست‌های کلان اقتصادی[2] دولت‌ها، می‌توانند تاثیرات معنی‌داری بر متغیرهای مختلف اقتصادی داشته باشند. اهمیت به‌کارگیری این سیاست‌ها از آنجایی که می‌توانند اقتصاد داخلی هر کشوری را با اقتصاد جهانی مرتبط سازند، بیش از پیش مشخص می‌شود. در این راستا، به‌وجود آمدن مسائلی همچون ادغام جهانی و جهانی‌شدن[3] و گسترش مناسبات بین‌المللی سبب شده که استفاده از این نوع سیاست‌ها(سیاست‌های ارزی) توسط دولت‌ها بیشتر از گذشته مورد توجه قرارگیرد(حسینی‌پور، ۱۳۸۱). هدف اصلی به‌کارگیری سیاست‌های ارزی در زیربخش‌های کشاورزی، صنعت و تجارت نیل به اهداف اقتصاد ملی می‌باشد. در واقع، مقامات پولی به‌منظور دستیابی به اهداف اقتصاد ملی با توجه به وضعیت و موقعیت اقتصاد کشور از سیاست‌های ارزی مناسب استفاده می‌کنند(گودرزی، ۱۳۸۳).

طی سال‌های اخیر در ایران و دیگر کشورهای در حال توسعه، بخش کشاورزی به‌عنوان یکی از بخش‌های اصلی اقتصاد تحت تاثیر سیاست‌های ارزی قرار گرفته است. به‌طوری که ارزش‌گذاری بیش از حد بر نرخ ارز و رقابت در بخش واردات و صادرات دست به دست یکدیگر داده و انگیزه‌ی تولید کشاورزی داخلی در این کشورها را از میان برده است. در ایران، لزوم کاهش درآمدهای ارزی حاصل از نفت و حرکت به سمت بخش قابل ملاحظه‌ای از ارز مورد نیاز از طریق صادرات غیرنفتی روز به روز بیشتر احساس می‌شود. در این راستا، توجه به بخش کشاورزی به‌دلیل ارزش افزوده بالاتر و تولید محصولات کشاورزی به‌دلیل حداقل ارزبری در فرآیند تولید، راهکار مناسبی برای رفع این مشکل می‌باشد(حسینی‌پور، ۱۳۸۱). توسعه‌ی بیشتر بخش کشاورزی به‌منظور تحقق اهداف اقتصادی متاثر از مسائل بسیاری است که از آن جمله می‌توان به فعالیت‌های بخش خصوصی،

2- Exchange Rate Policies
3- Macroeconomic Policies
4- Globalization

نحوه‌ی به‌کارگیری سیاست‌های ارزی، سیاست‌های بانک مرکزی، بی‌ثباتی نرخ ارز و تورم اشاره کرد. در این میان، بی‌ثباتی و عدم اطمینان به تغییرات نرخ ارز با مبهم نمودن روند تغییرات قیمت و مختل‌نمودن تخصیص منابع بر ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیر می‌گذارد(عباسیان و همکاران، ۱۳۹۱). نوسانات نرخ ارز در شرایط عدم اطمینان، عرضه و تقاضای محصولات کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا بررسی اثرات آن بر تولید و قیمت محصولات کشاورزی حائز اهمیت بوده و می‌تواند توصیه‌های سیاستی مناسبی برای مدیریت عرضه و تقاضای محصولات در این بخش را ارائه نماید. در این راستا، نکته‌ی قابل توجه این است که نحوه و میزان تاثیرگذاری نوسانات نرخ ارز واقعی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، تا حد زیادی تحت تاثیر شرایط اولیه‌ی تولید در این بخش قرار دارد و به همین دلیل می‌تواند اثرات متفاوتی از خود بر جای بگذارد(بهار و مالیک، ۲۰۱۰).

به‌طورکلی نرخ ارز واقعی به‌عنوان نسبت قیمت کالاهای خارجی به کالاهای داخلی، علامت مهمی را برای عوامل اقتصادی ایجاد می‌کند. تغییرات نرخ ارز واقعی به‌طور مستقیم بر روی تراز پرداخت‌ها اثر گذاشته و همچنین جهت تخصیص منابع بین تولید کالاهای غیرتجاری و تجاری را نشان می‌دهد. افزایش نرخ ارز واقعی باعث قوی‌تر شدن بخش خارجی اقتصاد و افزایش قدرت رقابت در بازارهای بین‌المللی می‌شود. به‌طورکلی، مسیر بلندمدت نرخ ارز واقعی توسط متغیرهای بنیادی اقتصاد تعیین می‌شود. بنابراین نیاز است که نرخ ارز واقعی تعادلی را به گونه‌ای تعریف کرد تا در صورت تحقق آن، توازن در بعد داخلی و خارجی اقتصاد به‌صورت توام برقرار شود. انحراف از نرخ تعادلی سبب تولید علائم اشتباه برای آحاد اقتصادی شده و اقتصاد را با هزینه‌های رفاهی مواجه می‌کند(حسینی، ۱۳۸۷). افزون بر این، در دنیای واقعی تصمیم‌گیران اقتصادی اغلب با شرایط ریسک و عدم قطعیت(نااطمینانی) مواجه می‌باشند. لذا در چنین شرایطی امکان پیش‌بینی یا احتمال وقوع یک رویدار و یا احتمال تغییر(کاهش یا افزایش) یک متغیر اقتصادی یا غیراقتصادی برای آنها وجود ندارد(پرهیزکاری و صبوحی، ۱۳۹۱). این مساله به‌خصوص در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران که از درجه‌ی بالایی از نوسان متغیرهای کلان اقتصادی برخوردارند، اهمیت بیشتری دارد(کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶). به دلیل وجود ارتباط ساختاری بین متغیرهای کلان اقتصادی، نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ ارز واقعی از طرق مختلف، سطح قیمت‌ها، تولید، صادرات و واردات را متاثر ساخته و از این طریق می‌تواند ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی، از جمله بخش کشاورزی را تحت تاثیر قرار دهد(الکساندر و همکاران، ۲۰۰۹). در رابطه با نرخ واقعی ارز و بررسی اثر نوسانات ناشی از نااطمینانی این متغیر کلیدی در اقتصاد کشور مطالعات متعددی صورت گرفته که از جمله‌ی این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

فرهادی (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای عوامل موثر بر صادرات محصولات کشاورزی ایران را مورد بررسی قرار داد. برای این منظور، وی از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیع شده استفاده کرد. نتایج نشان داد که نرخ ارز موثر صادراتی بر عرضه‌ی محصولات کشاورزی اثر محسوس و معنی‌داری ندارد. کاظم زاده و ابونوری(۱۳۸۵) به برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران پرداختند. برای این منظور از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۲-۱۳۵۰ استفاده کردند. آنها برای نشان دادن اثرات نرخ ارز بر میزان صادرات خرمای ایران از سیستم معادلات همزمان بهره گرفتند. نتایج نشان داد که در تابع تقاضای صادرات خرما متغیر نرخ ارز معنی‌دار و دارای اثر مثبت می‌باشد. کرباسی و احمدی(۱۳۸۸) با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی(ARDL) به بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر حجم و قیمت صادراتی کشمش طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱۳۴۹ در ایران پرداختند. نتایج نشان‌دهنده‌ی عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای حجم صادرات، قیمت صادراتی و نرخ ارز واقعی بود. توکلی و سیاح(۱۳۸۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان تاثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور، به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی و ارزش واقعی اقلام تشکیل‌دهنده‌ی تقاضای کل کشور پرداختند. نتایج نشان داد که اثر افزایش نرخ ارز بر سطح مخارج خانوارها و سطح صادرات کشور چشم‌گیر است. با افزایش نرخ ارز صادرات غیرنفتی واکنش منفی و مخارج خانوارها واکنش مثبتی را نشان دادند. مهرابی بشرآبادی و جاودان (۱۳۹۰) در پژوهشی با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیون تعمیم‌یافته به بررسی اثرات نااطمینانی نرخ ارز بر اشتغال بخش کشاورزی ایران طی دوره‌ی ۱۳۵۰- ۱۳۸۶ پرداختند. نتایج نشان داد که نااطمینانی نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تاثیر منفی بر اشتغال بخش کشاورزی داشته است. عباسیان و همکاران(۱۳۹۱) در تحقیقی با استفاده از سیستم معادلات همزمان به بررسی اثرات نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی کشور طی دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۴ پرداختند. آنها ابتدا چگونگی تاثیر نااطمینانی نرخ ارز و نوسانات آن را به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی و از طریق تاثیر بر سرمایه‌گذاری خصوصی، سرمایه‌گذاری خارجی و صادرات بیان کرده و سپس برای نوسانات نرخ ارز الگویی را ارائه دادند. نتایج تخمین الگوی مورد نظر نشان داد که نااطمینان ناشی از نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی اثر منفی می‌گذارد. کوچک‌زاده و همکاران(۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از روش‌های خودرگرسیون برداری[1] (VAR) و مدل تصحیح خطای برداری[2] (ECM) به بررسی تاثیر نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات

1- Vector Auto Regressive
2- Error Correction Model

غیرنفتی ایران پرداختند. نتایج نشان داد که نااطمینانی نرخ ارز در کوتاه‌مدت با ضریب ۱/۰۶ و در بلندمدت با ضریب ۷/۲۹ اثر منفی و معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی کشور دارد.

علاوه بر پژوهش‌های داخلی فوق، مطالعات تجربی متعددی نیز در خارج از کشور به بررسی اثرات نااطمینانی ناشی از نوسانات نرخ ارز واقعی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند که از این جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

چادهری(۲۰۰۵) تاثیر بی‌ثباتی و نوسانات ناشی از نرخ ارز واقعی را بر صادرات ایالات متحده به کشورهای کانادا و ژاپن طی دوره‌ی ۱۹۹۸- ۱۹۷۴ مورد مطالعه قرار داد. وی برای تعیین نوسانات نرخ ارز واقعی و اثرات آن بر صادرات ایالات متحده از مدل اتورگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) و روش اقتصادسنجی GARCH استفاده کرد و به این نتیجه دست یافت که طی دوره‌ی مورد بررسی، نوسانات نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر صادرات ایالات متحده به کشورهای کانادا و ژاپن داشته است. دایگنولت و همکاران(۲۰۰۸) به بررسی توان صادراتی بخش الوار در نرخ ارزهای متفاوت در بازار رقابتی پیش روی ایالت متحده آمریکا پرداختند. نتایج نشان داد که وضعیت موجود تحت تاثیر نرخ ارز آمریکا و ضعف ارزش پول‌های کشورهای آمریکای جنوبی بوده و تضعیف ارزش پولی دلار در برابر آنها می‌تواند موجب بهبود سهم آمریکا در بازار رقابتی محصولات جنگلی گردد. الکساندر و همکاران(۲۰۰۹) در مقاله‌ای تحت عنوان اشتغال و نرخ‌های ارز با تاکید بر آزادسازی و تکنولوژی، نشان دادند که درجه‌ی آزادسازی و سطح تکنولوژی هر دو واسطه‌هایی برای انتقال تاثیر نوسانات نرخ ارز به بازار نیروی‌کار می‌باشند. براساس نتایج، با توجه به اینکه اشتغال در بخش‌های مجهز به تکنولوژی پیشرفته، تقریبا نسبت به تغییرات نرخ واقعی ارز مقاوم است؛ ولی به نظر می‌رسد که این تغییرات اثر معنی‌دار و قابل توجهی بر بخش‌های کمتر مجهز به تکنولوژی و برخوردار از آزادسازی بالا داشته باشند. متمبو و موتلالنگ(۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به منظور بررسی اثرات ناشی از نااطمینانی نرخ ارز بر میزان صادرات کشور سوئیس از مدل تصحیح خطای برداری (ECM) استفاده کردند. نتایج نشان داد که بین نرخ ارز واقعی و میزان صادرات در کشور سوئیس رابطه‌ی منطقی و معنی‌داری وجود دارد و نرخ ارز واقعی در بین دیگر متغیرهای اقتصاد، یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده صادرات در این کشور به حساب می‌آید. اگوررری و همکاران(۲۰۱۲) در تحقیقی با استفاده از رهیافت هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی به بررسی تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز و درجه باز بودن اقتصاد در ۳۷ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته‌ی دنیا پرداختند. نتایج نشان داد که بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر درجه عبور نرخ ارز اثر مثبت دارد و رابطه‌ی معنی‌دار و مثبتی بین شکاف درآمدی و هزینه‌ی نهایی با درجه عبور نرخ ارز وجود دارد.

مطالعات بررسی‌شده نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز واقعی بر بخش‌های مختلف اقتصاد(صنعت، صادرات، تجارت و کشاورزی) اثر می‌گذارد. به همین منظور، در مطالعه حاضر با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد کشور و تاثیرپذیری آن از سیاست‌های ارزی، تلاش شد تا با بهره‌گیری از مدل‌های اقتصادسنجی، توابع رگرسیونی و تخمین‌های به عمل آمده از این توابع، تاثیر نوسانات نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی طی دوره‌ی ۹۰-۱۳۵۷ در ایران بررسی شود.

## مواد و روش‌ها

در این بخش برای بررسی اثر نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، ابتدا پایایی و ناپایی داده‌های سری زمانی مورد بررسی قرارگرفت. برای این منظور از آزمون‌های ریشه واحد استفاده شد. در مرحله‌ی بعد، برای محاسبه‌ی نوسانات ناشی از نرخ ارز واقعی از روش GARCH استفاده شد. سپس مدلی که شامل متغیرهای توضیحی موثر بر ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌باشد، برآورد شده و در ادامه برای بررسی تاثیر نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی از مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده(ARDL) استفاده شد. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در مدل ARDL نیز با استفاده از معیارهای مربوطه صورت گرفت.

### مفهوم پایایی و ناپایایی سری‌های زمانی

مدل‌سازی اقتصادی و اقتصادسنجی سری‌های زمانی مبتنی بر فرض پایایی متغیرهای سری زمانی است. بر اساس این فرض، میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت بوده و مستقل از زمان می‌باشد. اما بررسی‌های انجام شده از سال‌های ۱۹۹۰ به بعد نشان داده است که این فرض در مورد بسیاری از متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان نادرست بوده و اکثر متغیرها ناپایا می‌باشند(کیانی، ۱۳۷۹). در روش‌های اقتصادسنجی یک سری زمانی را هنگامی می‌توان پایا نامید که میانگین، واریانس و کوواریانس آن در طول زمان ثابت باقی بماند و مهم نباشد که در چه مقطعی از زمان این شاخص‌ها محاسبه می‌شوند. به عبارت دیگر، یک سری زمانی در مواقعی پایا می‌باشد که ضریب همبستگی آن در طول زمان مقدار ثابتی را شامل شود. چنین شرایطی تضمین می‌کند که رفتار یک سری زمانی پایا در هر مقطعی از زمان همانند باشد. در این حالت برآوردکننده‌های متداول به برآوردهای مقبول از میانگین، واریانس و کوواریانس منجر می‌شوند(حسینی‌پور، ۱۳۸۱).

**آزمون‌های تعیین پایایی و ناپایایی سری‌های زمانی**

برای تعیین پایایی و ناپایایی سری‌های زمانی از آزمون‌های ریشه واحد(آزمون دیکی- فولر[1]، آزمون فیلیپس پرون[2] و آزمون دیکی- فولر فزوده[3]) استفاده می‌شود. هر یک از روش‌های فوق دارای نقاط ضعف و قوتی می‌باشند. آزمون دیکی- فولر در صورت وجود شکست ساختاری سری‌های زمانی، قادر به بررسی وجود شکست نخواهد بود. در این حالت استفاده از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون برای تعیین پایایی یا ناپایایی سری‌های زمانی ضروری است (وین‌سنزو و همکاران، ۲۰۰۳). هریک از روش‌های فوق به طور مختصر در ادامه تشریح می‌شود:

**آزمون دیکی - فولر**

آزمون دیکی- فولر بر این فرض استوار است که سری زمانی $y_t$ بر اساس فرآیند ساده خودرگرسیونی زیر تولید شده است:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \forall t = 1,2,...T \tag{۱}$$

با توجه به اینکه سری زمانی $y_t$ ناپایا بوده و دارای ریشه واحد است، انجام آزمون فرضیه زیر ضروری می‌باشد:

$$\begin{aligned} H_0 &: \rho = 1 \\ H_1 &: \rho < 1 \end{aligned} \tag{۲}$$

در روابط فوق، پارامتر $\rho$ را می‌توان با روش حداقل مربعات معمولی برآورد نمود. اگر مقدار آن کمتر از یک باشد ($|\rho| \langle 1$)، سری زمانی $y_t$ پایا است. دیکی- فولر جهت آزمون فرضیه ریشه واحد سه معادله زیر را بیان کردند:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \tag{۳}$$

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \tag{۴}$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \rho y_{t-1} + u_t \tag{۵}$$

در روابط فوق، $t$ روند زمانی و فرضیه صفر بیانگر وجود ریشه واحد یا ناپایایی است. معادله‌ی اول بیانگر یک رابطه تصادفی است، اما در معادله‌ی دوم یک جزء ثابت به آن اضافه شده است. در معادله‌ی سوم علاوه بر جزء ثابت، یک متغیر روند نیز اضافه شده است. این سه معادله با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی قابل تخمین می‌باشند. تفاوت اساسی پس از تخمین توابع سه‌گانه

1- Dicky – Fuller Test
2- Phillips – Perron Test
3- Augmented Dicky – Fuller Test

فوق، در آزمون فرضیه صفر و مربوط به مقادیر بحرانی آماره t است. در کارهای تجربی به‌دلیل ناشناخته بودن فرآیند تولید داده‌ها، بهتر است مدلی با حداکثر پارامترهای جبری(جزء ثابت و روند) در نظر گرفته شود. اگر در مدلی که به سمت قبولی فرضیه صفر(یعنی وجود ناپایایی) پیش می‌رود، فرض صفر رد شود نتیجه را با اطمینان بیشتری می‌توان پذیرفت و اذعان داشت که این متغیر قطعا ناپایا است. در صورتی که با کاربرد ساده‌ترین مدل(بدون جزء ثابت و روند) فرض صفر رد شود، با قطعیت می‌توان گفت که سری مورد نظر ناپایا است(سرکو و وان‌هال، ۱۹۹۲).

**آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته**

تفاوت این آزمون با آزمون دیکی- فولر در این است که وقفه‌های بیشتر از یک را نیز در نظر می‌گیرد. برای این آزمون، دیکی و فولر معادله با وقفه توزیعی زیر را ارائه می‌دهند:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma\, y_{t-1} + \sum_{t=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

البته باید توجه داشت که تغییر روند نیز می‌تواند به معادله بالا اضافه شود و یا اینکه جزء ثابت از آن کسر گردد. معرفی نکردن تعداد وقفه بهینه از سوی دو آزمون فوق و همچنین در نظرگرفتن تنها یک ریشه واحد از جمله ایرادهایی هستند که به دو آزمون دیکی- فولر و دیکی- فولر فزوده گرفته می‌شود (سرکو و وان‌هال، ۱۹۹۲).

**آزمون فیلیپس - پرون**

پرون بیان می‌دارد که وجود ریشه واحد و ناپایایی که در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان ملاحظه می‌شود، ناشی از عدم توجه به شکست ساختاری در روند این متغیرها می‌باشد. وی معتقد است اگر سری‌های زمانی در طول زمان دچار تغییرات ساختاری و شکست شوند، آزمون‌های استاندارد فرضیه‌ی ریشه‌ی واحد برای قبول یا رد فرضیه‌ی ریشه واحد مناسب نبوده و نمی‌توانند این فرضیه را قبول یا رد کنند. پرون معتقد است که بر اساس آزمون‌های دیکی- فولر شکست ساختاری ممکن است در اثر تغییر در عرض از مبدأ، تغییر در شیب و یا تغییر توأم عرض از مبدأ و شیب تابع روند اتفاق بیفتد. با توجه به سه حالت فوق، پرون به منظور نشان دادن اثرات شکست ساختاری بر سری‌های زمانی و بررسی فرضیه ریشه واحد، سه الگوی مختلف را با اضافه کردن متغیرهای مجازی به الگوی دیکی- فولر فزوده یا تعمیم‌یافته به شکل زیر ارائه کرد:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU + dDTB + \beta_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \theta_i y_{t-1} + e_t \qquad (۷)$$

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU + \beta_t + \gamma DT_t^* + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \theta_i y_{t-1} + e_t \qquad (۸)$$

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU + dDTB + \beta_t + \gamma DT_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \theta_i y_{t-1} + e_t \qquad (۹)$$

در روابط سه‌گانه فوق، DU، DTB، DT و $DT^*$ به عنوان متغیرهای مجازی هستند که بسته به نحوه ایجاد شکست ساختاری در عرض از مبدأ، شیب و یا هردو به صورت همزمان، متفاوت خواهند بود. با توجه به انتقاد پرون از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر، در صورت وجود شکست ساختاری در روند متغیرهای سری زمانی بررسی وجود شکست و انجام آزمون ریشه واحد ضروری است(وین سنزو و همکاران، ۲۰۰۳).

**اندازه‌گیری نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ واقعی ارز**

یکی از روش‌هایی که برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ واقعی ارز مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش برآورد انحراف معیار یا واریانس نرخ واقعی ارز است. با وجود تعدد مطالعاتی که در آنها از این روش استفاده شده، اما این روش مورد انتقاد بسیاری از محققین قرارگرفته است. با توجه به نقدهای وارد شده به این روش و عدم توانایی آن در اندازه‌گیری صحیح و دقیق نوسانات، در مطالعه‌ی حاضر از روش تابع خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی(ARCH) و فرم تعمیم‌یافته‌ی آن یعنی روش خود رگرسیونی ناهمسانی تعمیم‌یافته(GARCH) برای اندازه‌گیری نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ واقعی ارز استفاده شد.

انگل در سال ۱۹۸۲ برای برآورد تابع واریانس ناهمسانی خطای متغیر آشوب(دارای نوسان) مدل ARCH را معرفی کرد. بولرسلو در سال ۱۹۸۶ روش انگل را توسعه داده و الگوی GARCH را که برای برآورد واریانس ناهمسانی توسعه‌یافته مطرح نمود. مدل GARCH این امکان را به وجود می‌آورد که بتوان واریانس یک سری زمانی را در نقطه‌ای مشخص که مد نظر می‌باشد، برآورد نمود (والتر و ویلکس،۲۰۰۲). مدل ARCH، تابع واریانس ناهمسانی خطای متغیر آشوب یا دارای نوسان است که برای متغیر نرخ ارز واقعی می‌توان این تابع را به صورت زیر نوشت:

$$RER_t = \alpha_0 + \alpha_1 RER_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

رابطه بالا را الگوی پیش‌بینی نیز می‌نامند که در آن، $RER_t$ واریانس ناهمسانی نرخ واقعی ارز در سال t و $RER_{t-1}$ واریانس ناهمسانی نرخ واقعی ارز در دوره ماقبل t است. $\alpha_0$ و $\alpha_1$ پارامترهای تابع واریانس ناهمسانی و $\varepsilon_t$ جمله اخلال تابع واریانس ناهمسانی می‌باشند. الگوی پیش‌بینی ارائه شده در رابطه‌ی (۱۰)، دارای پس‌مانده‌هایی است که فاقد واریانس همسانی می‌باشند. این امر به دلیل نوسانات متغیر نرخ واقعی ارز است. در این صورت، برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز، تابع واریانس پس‌مانده‌ها را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1}^2 \qquad (۱۱)$$

در رابطه فوق که به الگوی ARCH معروف است، $h_t^2$ واریانس پس‌مانده‌ها در زمان $t$ و $h_{t-1}^2$ واریانس پس‌مانده‌ها در زمان $t-1$ است. واریانس پس‌مانده‌های الگوی پیش‌بینی از یک وقفه خود واریانس تبعیت می‌کند. با توسعه رابطه‌ی (۱۱)، مدل GARCH حاصل می‌شود که فرم کلی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۱۲)$$

در الگوی فوق، علاوه بر واریانس پس‌مانده‌ها در دوره‌ی $t-1$، جمله اخلال مربوط به این دوره نیز به الگوی ARCH اضافه شده است(۲۱). قابل ذکر است که برای اندازه‌گیری نااطمینانی ناشی از نوسانات نرخ ارز علاوه بر روش‌های فوق، از روش‌های دیگری مانند نسبت نرخ ارز بازر آزاد به نرخ ارز اسمی، الگوی ادواردز[1] و الگوی کوتانی[2] نیز استفاده می‌شود. در بین روش‌های فوق، استفاده از الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسانی(ARCH) به علت سادگی کار رایج‌تر می‌باشد(نوفرستی، ۱۳۷۸). محاسبه نرخ ارز واقعی در این مطالعه با استفاده از اطلاعات پایگاه داده‌ای بانک مرکزی و رابطه‌ی زیر صورت گرفت:

$$RER_t = NER_t * \frac{P_t^f}{P_t^d} \qquad (۱۳)$$

که در آن، $NER_t$ نرخ ارز اسمی، $P_t^f$ شاخص قیمت مصرفی ایران و $P_t^d$ شاخص قیمت مصرفی آمریکا می‌باشد. درواقع نرخ ارز واقعی، نرخ ارز اسمی را مطابق با شاخص‌های قیمت داخلی و خارجی تعدیل می‌کند (عباسیان و همکاران، ۱۳۹۱).

**برآورد تابع ارزش افزوده بخش کشاورزی[3] (AV)**

پس از تعیین وضعیت پایایی یا ناپایایی سری‌های زمانی و اندازه‌گیری نااطمینانی ناشی از متغیر دارای نوسان (نرخ واقعی ارز) نیاز به برآورد تابعی که متأثر از متغیرهای توضیحی است(تابع ارزش افزوده بخش کشاورزی)، می‌باشد. برای برآورد مدل می‌توان از آزمون‌های همگرایی یا همجمعی (آزمون انگل- گرنجر، آزمون یوهانس و مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده) و مدل تصحیح خطا استفاده کرد(اسکونابل، ۲۰۰۸). در مطالعه‌ی حاضر برای بررسی نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی از تابع ارزش افزوده(AV) استفاده می‌شود. این تابع پیشنهادی، شامل یک متغیر وابسته و چندین متغیر مستقل می‌باشد. ارزش افزوده بخش کشاورزی در این تابع به عنوان متغیر وابسته در نظرگرفته شده است که تحت تأثیر

1- Edwards Model
2- Cottani Model
3- Added- Value of Agriculture Sector

وقفه‌های ارزش افزوده بخش کشاورزی، ارزش صادرات محصولات کشاورزی، نوسانات نرخ ارز، شاخص قیمت تولیدات کشاورزی، متغیرهای موهومی انقلاب و جنگ تحمیلی و وقفه‌های مربوط به هر یک از آنها می‌باشد. بدین ترتیب، تابع ارزش افزوده بخش کشاورزی(AV) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$AV_{agre} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_1 AV_{t-j} + \sum_{j=o}^{q_1} \beta_{1j}\, LEV_{t-j} + \sum_{j=o}^{q_2} \beta_{2j} VER_{t-j} + \sum_{j=o}^{q_3} \beta_{3j}\, EX_{t-j} + \sum_{j=o}^{q_4} \beta_{4j}\, price_{t-j} - \sum_{j=o}^{q_5} \beta_{5j}\,(DUS + DUA)_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱۴)$$

که در آن، $AV_{agre}$ ارزش افزوده بخش کشاورزی، $j$ شمارنده وقفه‌های تابع، $p$ تعداد وقفه‌های موجود در متغیر وابسته، $q_t$ تعداد وقفه‌های موجود در متغیرهای توضیحی، $\alpha_j$ و $\beta_j$ پارامترهای برآورد شده‌ی مربوط به تابع ارزش افزوده، $t = 1,2,...,n$ دوره‌های زمانی موردنظر، $LEV_{t-j}$ حجم نقدینگی، $AV_{t-j}$ ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۷، $VER_{t-j}$ نوسانات نرخ ارز واقعی، $EX_{t-j}$ ارزش صادرات محصولات کشاورزی، $price_{t-j}$ شاخص قیمت تولیدات مربوط به بخش کشاورزی و $\varepsilon_t$ خطای اندازه‌گیری می‌باشد. $DUS_{t-j}$ متغیر موهومی مربوط به انقلاب است که ارزش آن برای قبل از سال ۱۳۵۷ صفر و برای بعد از سال ۱۳۵۷ یک می‌باشد. $DUA_{t-j}$ نیز متغیر موهومی مربوط به جنگ تحمیلی(۱۳۶۷-۱۳۵۹) است که ارزش آن برای قبل و بعد از این دوره صفر و برای دوره‌ی جنگ یک می‌باشد.

**مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده(ARDL)**

جهت بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای وابسته و توضیحی الگو، می‌توان از رهیافت ARDL استفاده کرد. مزیت مدل ARDL در این است که صرفه‌نظر از اینکه متغیرهای توضیحی مانا یا پایا باشند و یا اینکه با یک بار تفاضل‌گیری مانا یا پایا شوند، می‌توان رابطه‌ی همگرایی بین متغیرها را بررسی کرد(پیک و ولرات، ۱۹۹۴). در این مطالعه نیز جهت برآورد رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته تابع ارزش افزوده بخش کشاورزی(رابطه ۱۴) و بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز واقعی بر ارزش افزوده از روش ARDL استفاده شد. شکل کلی این مدل را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\alpha(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta' W_t + u_t \quad (۱۵)$$

که در این رابطه برای پارامترهای $\alpha$ و $\beta_i$ خواهیم داشت:

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - ... - \alpha_p L^p \quad (۱۶)$$

$$\beta_i(L,q_i)=1-\beta_{i1}L-\beta_{i2}L^2-\ldots-\beta_{iq}L^q \quad (۱۷)$$

در روابط فوق $i=1,2,\ldots,k$ شمارشگر پارامترهای تابع، $L$ عملگر وقفه، $W_i$ برداری از متغیرهای قطعی نظیر عرض از مبدأ و متغیر روند، $p$ وقفه‌های به‌کارگرفته شده برای متغیر وابسته و $q_i$ وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل است. به‌طورکلی، الگوی ARDL شامل دو مرحله می‌باشد. در مرحله‌ی اول، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. چنانچه مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. بنابراین، جهت تعیین روابط بین متغیرها آزمون فرضیه زیر ضروری است:

$$H_0=\sum_{i=1}^{p}\alpha_i-1\geq 0$$
$$H_1=\sum_{i=1}^{p}\alpha_i-1<0 \quad (۱۸)$$

کمیت آماره $t$ مورد نیاز برای انجام آزمون بالا از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$t=\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i-1}{\sum_{i=1}^{p}\delta\hat{\alpha}_i} \quad (۱۹)$$

در صورتی که کمیت آماره فوق بزرگتر از کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی[1] و میستر[2] در سطح اطمینان مورد نظر باشد، فرض $H_0$ رد شده و در نتیجه یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد(خزایی، ۲۰۰۷).

در مرحله‌ی دوم، تخمین، تجزیه و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح‌دهنده‌ی الگوی ARDL براساس رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شوند:

$$\hat{\theta}_i=\frac{\hat{\beta}_{io}+\hat{\beta}_{i1}+\hat{\beta}_{i2}+\ldots+\hat{\beta}_{i\hat{q}_i}}{1-\hat{\alpha}_1-\hat{\alpha}_2-\ldots-\hat{\alpha}_{\hat{p}}} \quad (۲۰)$$

1- Benreji
2- Mister

در رابطه فوق، $\hat{p}$ و $\hat{q}_i$ برای i=۱,۲,…, k، مقادیر انتخاب شده براساس یکی از ضوابط تعیین وقفه‌های زمانی هستند(کیانی، ۱۳۷۹). با استفاده از نرم‌افزارهایی نظیر Microfit و STATA می‌توان الگوی ARDL انتخابی را برآورد نمود.

**تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در مدل ARDL**

متداول‌ترین معیاری که برای تعیین وقفه‌های زمانی بهینه مورد استفاده قرار می‌گیرد، معیار اقتصادسنجی آکائیک[1](AIC) است که از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$AIC = TLn(RSS) + 2N \qquad (۲۱)$$

در رابطه‌ی فوق، N تعداد پارامترها، T تعداد مشاهدات و RSS مجموع جملات پسماند می‌باشد. بر اساس این معیار، مدلی بهتر است که از لحاظ جبری آکائیک کمتری داشته باشد(فابیوسا، ۲۰۰۲). معیار دیگری که برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در مدل ARDL مورد استفاده قرار می‌گیرد، معیار شوارتز- بیزین[2](SBC) است. این معیار با استفاده از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$SBC = TLn(RSS) + \frac{1}{2} n\, Ln(T) \qquad (۲۲)$$

که در آن n تعداد پارامترهای برآورد شده، T تعداد مشاهدات مورد نظر و RSS مجموع جملات خطا یا پسماند می‌باشد. بر اساس این معیار نیز، مدلی بهتر است که از لحاظ جبری مقدار SBC کمتری داشته باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸). علاوه بر معیارهای فوق، از معیار دیگری نیز برای تعیین وقفه‌های بهینه استفاده می‌شود که معیار حنان- کوئین[3](HQC) است. این معیار با استفاده از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$HQC = TLn(RSS) + nLn(T) \qquad (۲۳)$$

در رابطه‌ی فوق، n تعداد پارامترهای برآورد شده، T تعداد مشاهدات مورد نظر و RSS مجموع جملات پسماند می‌باشد. بر اساس معیار حنان- کوئین، مدلی بهتر است که از لحاظ جبری مقدار HQC کمتری داشته باشد(ابریشمی و مهرآرا، ۱۳۸۹).

پس از محاسبه‌ی تعداد وقفه‌های بهینه و برآورد مدل ARDL، برای تعیین میزان انحراف متغیر وابسته(ارزش افزوده) از مسیر تعادلی بلندمدت آن، الگوی کوتاه‌مدت تصحیح خطا برداری(ECM) مطابق با روش ارائه شده‌ی انگل- گرنجر آزمون شد و سپس درجه‌ی اعتبار نتایج به‌دست آمده مورد تحلیل و ارزیابی قرارگرفت.

---

1- Akaike Information Criterion
2- Schwarts Bayesian Criterion
3- Hannan- Quinn Criterion

**داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز**

داده‌های مورد نیاز برای مطالعه‌ی حاضر، به‌صورت سری زمانی و مربوط به دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ در ایران می‌باشند. این داده‌ها شامل ارزش افزوده بخش کشاورزی، نرخ ارز واقعی، ارزش صادرات محصولات کشاورزی، حجم نقدینگی در بخش کشاورزی و شاخص قیمت تولیدات کشاورزی می‌باشند. افزون بر این، داده‌های مورد نیاز این مطالعه از نوع اطلاعات اسنادی و ثبت‌شده در دستگاه‌های دولتی ذی‌ربط هستند که از منابع مختلفی مانند بانک جهانی، وزارت جهاد کشاورزی، FAO و آمارهای حساب‌های بانک مرکزی جمع‌آوری شدند.

## نتایج و بحث

جدول ۱، میزان نرخ ارز واقعی را طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۷ و شکل ۱، روند تغییرات این متغیر اقتصادی را طی دوره مورد نظر نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ نرخ ارز واقعی با روندی صعودی افزایش یافته است. روند تغییرات نرخ ارز نیز دارای دو نقطه بحرانی است که یکی در سال ۱۳۷۲ با افزایش این متغیر از ۶۶ به ۱۶۴۶ ریال و دیگری در سال ۱۳۸۱ با افزایش نرخ ارز از ۱۷۵۳ به ۷۹۵۸ ریال به وجود آمده است. در مابقی سال‌ها، تغییرات نرخ ارز با نوسانات کمی همراه بوده است.

قبل از برآورد مدل ARDL، به منظور تعیین پایایی و ناپایایی داده‌های سری زمانی آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای کلیه متغیرهای الگوی انجام شد. نتایج حاصل از این آزمون در سطح داده‌ها و تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو در جدول ۲، نشان داده شده است. با توجه به این جدول ملاحظه می‌شود که نتایج آزمون دیکی-فولر حاکی از ناپایایی کلیه متغیرها در سطح داده‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر، فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی یاد شده قابل رد شدن نیست. همچنین، نتایج تکرار آزمون در مورد تفاضل داده‌های سری زمانی نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای الگو(به جز نوسانات نرخ ارز) با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند و انباشته از درجه اول یا I(۱) می‌باشند. متغیر نوسانات نرخ ارز واقعی (VER) با توجه نتایج جدول (۲)، انباشته از درجه صفر است.

در این مطالعه به‌منظور بررسی اثرات متغیر موهومی جنگ بر رفتار متغیرهای توضیحی و وابسته، آزمون شکست ساختاری چاو[1] مورد استفاده قرارگرفت. فرض صفر در این آزمون مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی می‌باشد. در صورت رد این فرضیه، نیاز است که جهت تعیین پایایی یا ناپایایی داده‌ها از آزمون فیلیپس پرون استفاده شود. جدول ۳، نتایج آزمون

1- Chow Test

شکست ساختاری چاو را نشان می‌دهد. با توجه به این جدول، ملاحظه می‌شود که مقدار آماره آزمون چاو(مقدار F محاسباتی) برای تمامی متغیرهای الگو بزرگ‌تر از مقدار F جدول و احتمال آن کوچک‌تر از ۰/۰۱ است. لذا در سطح معنی‌داری ۹۵٪ دلایل کافی برای رد فرض صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی وجود دارد. این امر حاکی از آن است که ضرایب مدل در سه دوره قبل، حین و بعد از جنگ یکسان نبوده و سبب ایجاد شکست ساختاری در سطح داده‌ها شده است.

با توجه به اینکه نتایج آزمون چاو حاکی از وجود شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی بود، انجام آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون جهت تأیید آزمون دیکی- فولر و تعیین قطعی پایایی یا ناپایایی متغیرهای الگو در حضور شکست ساختاری الزامی می‌باشد. باید توجه داشت که عدم توجه به شکست ساختاری در متغیرهای سری زمانی منجر به نتایج گمراه کننده‌ای خواهد شد. نتایج آزمون فیلیپس پرون در سطح داده‌ها و تفاضل مرتبه اول در جدول ۴ نشان داده شده است. با توجه به این جدول، ملاحظه می‌شود که متغیرهای مورد نظر در سطح، دارای ریشه واحد بوده و یا به عبارت دیگر ناپایا هستند. همچنین، فرض وجود ریشه واحد برای تفاضل اول کلیه متغیرها (به جز نوسانات نرخ ارز) رد می‌شود. بنابراین، انجام آزمون فیلیپس پرون نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته را برای کلیه متغیرهای موجود در مدل ارزش افزوده بخش کشاورزی تأیید می‌کند.

نتایج برآورد مدل گارچ(GARCH) در جدول ۵ نشان داده شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود، اثر نرخ ارز واقعی با وقفه بر نرخ ارز واقعی جاری، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹٪ معنی‌دار می‌باشد. افزون بر این، نتایج حاصل از مدل گارچ با توجه به معنی‌دار شدن ضرایب تخمینی $\beta_0$، $\beta_1$ و $\beta_2$ در سطوح اطمینان ۴۳، ۶۷ و ۳۲٪، اثرگذاری نامتقارن شوک‌های با وقفه نرخ ارز واقعی بر نوسانات آن را تأیید می‌کند. مقایسه‌ی مقدار محاسبه شده آماره F با مقدار بحرانی آن، حاکی از معنی‌دار شدن مدل گارچ در سطح اطمینان بالا (۹۵٪) می‌باشد. مقدار محاسبه شده‌ی آماره ضریب تعیین($R^2$) نیز نشان از خوبی برازش مدل گارچ است. این مقدار بیانگر آن است که متغیرهای مستقل در مدل برآورد شده قادر به توضیح ۹۷٪ از تغییرات متغیر وابسته می‌باشند.

به‌منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای وابسته و توضیحی در الگوی ارائه شده، از روش ARDL استفاده شد. مزیت این روش در آن است که برای هر یک از متغیرهای مدل، امکان تعیین تعداد وقفه بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک(AIC)، شوارتز- بیزین(SBC) و حنان- کوئین(HQC) وجود دارد. جداول ۶ و ۷ تعداد وقفه‌های بهینه را برای متغیرهای وابسته و توضیحی مدل پیشنهادی نشان می‌دهند. با توجه به نتایج به دست آمده، ملاحظه می‌شود که تعداد

وقفه بهینه برای هر دو گروه متغیرهای درون‌زا(وابسته) و برون‌زا(توضیحی) بر اساس معیارهای آکائیک، شوارتز-بیزین و حنان-کوئین، یک وقفه تعیین شده است.

جدول ۸، نتایج حاصل از برآورد الگوی پویای ARDL را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. با توجه به این جدول ملاحظه می‌شود که وقفه‌های بهینه برای متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی و ارزش صادرات محصولات کشاورزی تعیین شده و مابقی متغیرها فاقد وقفه می‌باشند. افزون بر این، نتایج جدول ۸ نشان می‌دهد که در بین متغیرهای توضیحی، متغیر با وقفه‌ی ارزش افزوده و متغیر شاخص قیمت تولیدات کشاورزی در سطح ۵٪ اثر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای نوسان نرخ ارز و وقفه صادرات تأثیر منفی و معکوس بر ارزش افزوده بخش کشاورزی(متغیر وابسته) دارند. در بین متغیرهای موهومی نیز متغیر انقلاب بر ارزش افزوده اثر مثبت می‌گذارد، درحالی که متغیر موهومی جنگ تحمیلی بر متغیر وابسته بی‌اثر می‌باشد. مقایسه مقدار محاسبه شده‌ی آماره F با مقدار بحرانی آن نیز نشان می‌دهد که مدل ARDL در کوتاه مدت معنی‌دار می‌باشد. مقدار آماره ضریب تعیین($R^2$) نیز برای مدل برآورد شده در حدود ۰/۹۳ است که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل معنی‌دار قادر به توضیح ۹۳٪ از تغییرات متغیر وابسته (ارزش افزوده) می‌باشند.

جدول ۹، نتایج حاصل از آزمون‌های ثبات و آماره‌های تشخیص[1] مدل برآورد شده را نشان می‌دهد. با توجه به این جدول، ملاحظه می‌شود که مقدار آماره آزمون‌های نرمالیتی، همبستگی سریالی، فرم تابعی و خودهمبستگی به ترتیب ۰/۷۴۳، ۰/۶۳۵، ۰/۸۲۰ و ۰/۵۷۱ می‌باشد که برای کلیه آزمون‌ها بیش از ۰/۵ محاسبه شده است. لذا فرض وجود مشکل تصریح مدل، نرمالیتی، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی رد خواهد شد و می‌توان نتیجه گرفت که مدل از نظر فروض کلاسیک دارای بهترین حالت است و با مشکلی روبه رو نیست.

جدول ۱۰، نتایج برآورد الگوی پویای ARDL را پس از تعیین معنی‌داری آزمون‌های ثبات نشان می‌دهد. با توجه به نتایج به دست آمده، ملاحظه می‌شود که تمام متغیرهای مدل(به جز متغیر موهومی جنگ) از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند و علامت آن‌ها مطابق انتظار می‌باشد. مثبت بودن ضریب متغیرهای توضیحی ارزش صادرات، حجم نقدینگی و قیمت تولیدات کشاورزی حاکی از آن است که با افزایش یک درصدی هر یک از متغیرهای فوق، ارزش افزوده بخش کشاورزی به ترتیب ۰/۰۹۳، ۰/۲ و ۰/۲۲٪ افزایش می‌یابد. درحالی‌که با افزایش یک درصدی میزان نوسانات نرخ واقعی ارز، ارزش افزوده بخش کشاورزی در حدود ۰/۴۲٪ کاهش می‌یابد. افزون بر آن، نتایج نشان می‌دهد که متغیر موهومی انقلاب و عرض از مبدأ تابع برآورد شده اثر مثبتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند، اما متغیر موهومی جنگ تحمیلی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی بی‌تأثیر می‌باشد.

1- Diagnostic Tests

مقایسه‌ی آماره F محاسبه شده با مقدار بحرانی آن، معنی‌داری تخمین مدل ARDL در بلندمدت را نشان می‌دهد. ضریب تعیین محاسبه شده(۰/۹۱) نیز حاکی از برازش مناسب مدل می‌باشد.
جدول ۱۱، نتایج حاصل از آزمون تصحیح خطای برداری(ECM) را پس از برآورد مدل ARDL نشان می‌دهد. با توجه به نتایج به‌دست آمده برای آماره‌ی t مربوط به متغیرهای توضیحی مدل، ملاحظه می‌شود که ضریب تصحیح خطای برداری(ECM) تابع ارزش افزوده بخش کشاورزی از نظر آماری در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد و این امر حاکی از سرعت تعدیل نسبتا بالای مدل ارائه شده است. افزون بر این، معنی‌داری ضریب ECM نشان‌دهنده‌ی وجود یک رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای وابسته و توضیحی الگو می‌باشد. براساس نتایج تئوری ارائه شده، مقدار محاسبه شده‌ی ضریب ECM (-1) نیز در حدود ۰/۳۶ می‌باشد که به لحاظ مقداری کمتر از یک است. این امر حاکی از آن است که اگر در الگوی ارائه شده از یک دوره‌ی زمانی (t) به دوره زمانی بعدی (t+۱) حرکت کنیم، انحراف ارزش افزوده از مسیر بلندمدت آن به میزان ۳۶٪ توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌شود. در چنین شرایطی اگر هر گونه شوک یا عدم تعادل در رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی ایجاد شود، پس از یک دوره‌ی حدودا ۳ ساله، دوباره به شرایط تعادل برخواهیم گشت(در هر سال ۳۶٪ از انحرافات ارزش افزوده تصحیح می‌شود، لذا برای تصحیح صددرصد انحرافات نیاز به گذشت ۲/۸ سال زمان می‌باشد). به طورکلی، نتایج الگوی ارائه شده حاکی از آن است که حرکت به سمت تعادل در یک دوره‌ی کوتاه‌مدت ۳ ساله و نسبتا با سرعت صورت می‌گیرد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در مطالعه‌ی حاضر، اثر نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ در ایران مورد بررسی قرارگرفت. برای این منظور، ابتدا پایایی و ناپایی داده‌های سری زمانی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد(آزمون دیکی- فولر و فیلیپس پرون) تحلیل و بررسی شد. پس از تعیین ماهیت داده‌های سری زمانی، برای محاسبه نوسانات ناشی از نرخ واقعی ارز از روش GARCH استفاده شد. سپس، تابع ارزش افزوده بخش کشاورزی برآورد شد و در ادامه برای بررسی تأثیر نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی از مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده(ARDL) استفاده شد. تخمین توابع رگرسیونی و حل مدل‌های مذکور در محیط نرم‌افزاری STATA نسخه ۱۲ صورت گرفت. نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان داد که متغیرهای مورد نظر در سطح، دارای ریشه واحد بوده و ناپایا هستند. همچنین، فرض وجود ریشه واحد برای تفاضل اول کلیه متغیرها رد شد. نتایج برآورد مدل گارچ(GARCH) نشان داد که اثر نرخ ارز واقعی با وقفه بر نرخ ارز واقعی جاری، مثبت و در

سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار می‌باشد. همچنین، نتایج مدل گارچ با توجه به معنی‌دار شدن ضرایب تخمینی، اثرگذاری نامتقارن شوک‌های با وقفه نرخ ارز واقعی بر نوسانات آن را تأیید نمود. نتایج مدل ARDL کوتاه‌مدت نشان داد که در بین متغیرهای توضیحی، متغیر با وقفه‌ی ارزش افزوده و شاخص قیمت تولیدات کشاورزی تأثیر مثبت، متغیرهای نوسان نرخ ارز و وقفه صادرات تأثیر منفی و متغیر موهومی انقلاب اثر مثبت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند. متغیر موهومی جنگ تحمیلی نیز بر ارزش افزوده بی‌اثر می‌باشد. نتایج مدل ARDL بلندمدت نشان داد که با افزایش یک درصدی متغیرهای ارزش صادرات، حجم نقدینگی و قیمت تولیدات کشاورزی، ارزش افزوده بخش کشاورزی به ترتیب ۰/۰۹۳، ۰/۲ و ۰/۲۲٪ افزایش می‌یابد، درحالی‌که با افزایش یک درصدی میزان نوسانات نرخ واقعی ارز، ارزش افزوده بخش کشاورزی در حدود ۰/۴۲٪ کاهش می‌یابد.

با توجه به اینکه شاخص قیمت تولیدات کشاورزی اثر مثبت و معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد، لذا پیشنهاد می‌شود که سطح عمومی قیمت‌ها در داخل کاهش یابد. این امر می‌تواند سیاستی در جهت گسترش و توسعه تولیدات کشاورزی باشد و منجر به افزایش شاخص قیمت تولیدات کشاورزی گردد. افزون بر آن با توجه به اینکه افزایش نوسانات نرخ واقعی ارز اثر منفی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد، پیشنهاد می‌شود که نظام ارزی مناسبی توأم با سیاست‌های کلان اقتصادی در جهت اصلاح انحرافات نرخ واقعی ارز و رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی به‌کار گرفته شود. با توجه به اینکه در مطالعه حاضر تنها برخی از عوامل طرف تقاضای بخش کشاورزی، یعنی متغیرهای حجم نقدینگی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، شاخص قیمت تولیدات کشاورزی، نرخ ارز و ارزش صادرات محصولات کشاورزی در مدل ارائه شده استفاده شدند، لذا به‌منظور دستیابی به نتایجی کاربردی‌تر پیشنهاد می‌شود که محققان در پژوهش‌های آتی، عوامل عرضه بخش کشاورزی(نیروی‌کار، بهره‌وری و تکنولوژی) را نیز مورد توجه قرار دهند.

## فهرست منابع


۱. ابریشمی ح. مهرآرا م. ۱۳۸۹. اقتصادسنجی کاربردی. مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، صفحات ۱۲۵-۱۲۳.

۲. پرهیزکاری ا. صبوحی م. ۱۳۹۱. بهینه‌سازی میزان صادرات انگور کشور و تأثیر آن بر اقتصاد کشاورزی و اقتصاد ملی تحت شرایط عدم قطعیت. مجموعه مقالات برگزیده کنفرانس انگور و کشمش ملایر، دانشگاه ملایر، دانشکده کشاورزی، شهریورماه ۱۳۹۱.

۳. توکلی ا. سیاح م. ۱۳۸۹. تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور. فصلنامه پول و اقتصاد، ۴: ۷۷- ۵۸.

۴. حسینی ر. ۱۳۸۷. تخمین نرخ ارز واقعی تعادلی: بررسی تعادل و نامیزانی در نرخ ارز. پایان‌نامه دریافت درجه کارشناسی ارشد، رشته مهندسی سیستم‌های اقتصادی-اجتماعی، موسسه عالی پژوهش در برنامه و توسعه.

۵. حسینی پور م.ر. ۱۳۸۱. بررسی تأثیر سیاست‌های ارزی بر تولید و صادرات پسته ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

۶. عباسیان ع. مرادپور اولادی م. مهرگان ن. ۱۳۹۱. تأثیر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی. مجله تحقیقات اقتصادی، ۹۸: ۱۶۹-۱۵۳.

۷. فرهادی ع. ۱۳۸۱. بررسی عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده کشاورزی.

۸. قادری ح. ۱۳۸۳. بررسی عومل مؤثر بر حاشیه ارزی بازار موازی ارز، نرخ ارز واقعی و سطح قیمت‌ها در اقتصاد ایران: کاربرد یک مدل همزمان. رساله دوره دکتری اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس.

۹. کازرونی ع. دولتی م. ۱۳۸۶. اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی: ایران)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۴۵: ۳۰۶- ۲۸۳.

۱۰. کاظم زاده ل. ابونوری ع. ۱۳۸۵. برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران با استفاده از الگوی سیستم معادلات همزمان. مجله پژوهش‌های اقتصادی، ۵۴: ۵۸- ۲۳.

۱۱. کرباسی ع. احمدی ح. ۱۳۸۸. بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر حجم و قیمت صادراتی کشمش ایران. مجله دانش و توسعه، ۷(۳۲): ۱۶۳-۱۴۷.

۱۲. کوچک‌زاده ا. جلالی اسفندآبادی س.ع. ۱۳۹۲. تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۵(۳): ۱۳۵-۱۲۱.

۱۳. گودرزی ج. ۱۳۸۳. اثر نرخ مؤثر ارز بر صادرات غیرنفتی (مطالعه موردی: فرش، پسته، خرما، زعفران و خاویار). پایان نامه جهت اخذ درجه کارشناسی ارشد در گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه بوعلی سینا.
۱۴. مهرابی بشرآبادی ح. جاودان ا. ۱۳۹۰. تأثیر نااطمینانی نرخ ارز در اشتغال بخش کشاورزی ایران. نشریه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲۰(۷۷): ۷۹-۶۳.
۱۵. نوفرستی م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.
۱۶. هژبرکیانی ک. ۱۳۷۹. بررسی اثر عدم تعادل نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی. مجله تحقیقات کشاورزی، ۵۶: ۵۳-۳۹.
17. Aguerre R.B, Fuertes A.M, Phylaktis K. 2012. Exchange rate pass-through into import prices revisited. Journal of International Money, 31: 818-844.
18. Alexandre F, Bacao P, Cerejeira J, Portela M. 2009, Employment and exchange rates: the role of openness and technology, IZA discussion paper,13: 41- 91.
19. Bhar R, Mallik G. 2010. Inflation Uncertainty and Output Growth in the USA, 389: 5503- 5510.
20. Choudhry, T. 2005. Exchange rate volatility and the United States exports: evidence from Canada and Japan, J. Japanese Int. Economies, 19: 51-71.
21. Daigneault A.J, Sohngen B, Sedjo R. 2008. Exchange rates and the competitiveness of the United States timber sector in a global economy, Forest Policy and Economics, 10(3): 108- 116.
22. Engel L.F, Granger G.W.J. 1987. Counteraction and error correction: representation, estimation and testing, Econometric, 55: 251- 276.
23. Fabiosa F.J. 2002. Assessing the impact of exchange rate and It's volatility on Canadian Park and live Swine Export to United States, working paper, No: 35.
24. Khazaei A. 2007. Analyzing the evolutions in saffron market, necessaries of Safe formation, Agricultural Economics and Development, 19 (2): 25-44.
25. Mtembu M.D, Motlaleng G.R. 2011. The Effects of Exchange Rate Volatility on Swaziland's Exports, Review of Economic Business Studies, 3(2): 167-185.

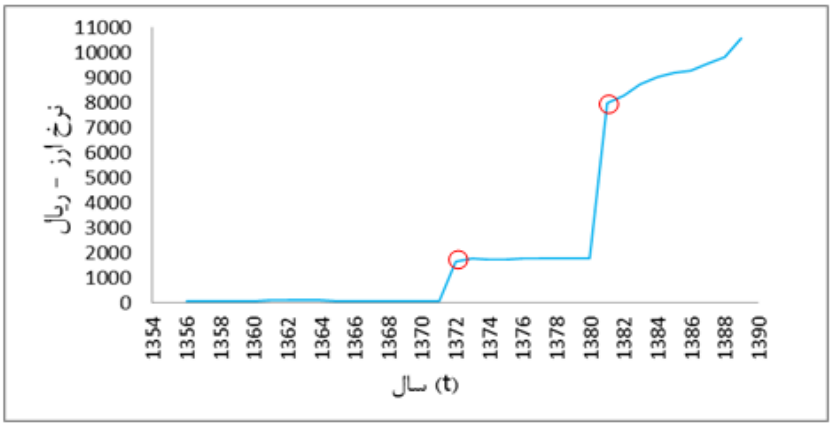
26. Pick D.H, Vollrath L. 1994. Real exchange rate misalignment and agricultural export performance in diveloping Countries, Economic development and cultural, 42 (1): 554- 571.
27. Schnabl G. 2008. Exchange rate volatility and growth in small open economies at the EMU periphery, Economic Systems, 32(1): 70- 91.
28. Sercu P, Vanhulle C. 1992. Exchange rate volatility, international trade and some empirical evidence, IMF occasional paper, No: 220.
29. Vincenzo A, Atzeni Gianfranco E, Pier L. 2003. Investment and exchange rate uncertainty. Journal of policy Modeling, 25(3): 811- 824.
30. Walter A, Wilks S. 2002. Applied econometric time series, Journal of Economics Dynamics and Control, 14(1): 53- 63.

## پیوست‌ها

**جدول ۱- روند تغییرات نرخ ارز واقعی طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۷ در ایران**

| سال مورد نظر | نرخ ارز (ریال) | سال مورد نظر | نرخ ارز (ریال) | سال مورد نظر | نرخ ارز (ریال) |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱۳۵۷ | ۷۰ | ۱۳۶۸ | ۷۲ | ۱۳۷۹ | ۱۷۵۳ |
| ۱۳۵۸ | ۷۰ | ۱۳۶۹ | ۶۷ | ۱۳۸۰ | ۱۷۵۳ |
| ۱۳۵۹ | ۷۱ | ۱۳۷۰ | ۶۸ | ۱۳۸۱ | ۷۹۵۸ |
| ۱۳۶۰ | ۸۰ | ۱۳۷۱ | ۶۶ | ۱۳۸۲ | ۸۲۸۲ |
| ۱۳۶۱ | ۸۴ | ۱۳۷۲ | ۱۶۴۶ | ۱۳۸۳ | ۸۷۱۹ |
| ۱۳۶۲ | ۸۷ | ۱۳۷۳ | ۱۷۴۹ | ۱۳۸۴ | ۹۰۲۶ |
| ۱۳۶۳ | ۹۲ | ۱۳۷۴ | ۱۷۴۸ | ۱۳۸۵ | ۹۱۹۷ |
| ۱۳۶۴ | ۸۸ | ۱۳۷۵ | ۱۷۴۸ | ۱۳۸۶ | ۹۲۸۰ |
| ۱۳۶۵ | ۷۷ | ۱۳۷۶ | ۱۷۵۲ | ۱۳۸۷ | ۹۵۷۰ |
| ۱۳۶۶ | ۷۰ | ۱۳۷۷ | ۱۷۵۳ | ۱۳۸۸ | ۹۸۳۰ |
| ۱۳۶۷ | ۶۹ | ۱۳۷۸ | ۱۷۵۳ | ۱۳۸۹ | ۱۰۵۸۰ |

مأخذ: بانک مرکزی ایران




**شکل ۱- روند تغییرات نرخ واقعی ارز طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۷ در ایران**

**جدول ۲- نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در سطح داده‌ها و تفاضل اول سری‌های زمانی**

| متغیر (سطح داده‌ها) | آماره پرون | احتمال | نتیجه | متغیر (تفاضل اول) | آماره پرون | احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Log AV | -۱/۸۶ | ۰/۴۱ | ناپایا | Log AV | ۴/۹۱ | ۰/۰۳ | پایا |
| Log LEV | -۱/۵۲ | ۰/۸۰ | ناپایا | Log LEV | ۶/۰۷ | ۰/۰۰ | پایا |
| Log VER | -۲/۱۳ | ۰/۴۹ | ناپایا | Log VER | - | - | ناپایا |
| Log EX | -۲/۲۱ | ۰/۴۳ | ناپایا | Log EX | ۵/۸۶ | ۰/۰۰ | پایا |
| Log Price | -۲/۷۵ | ۰/۲۱ | ناپایا | Log Price | ۸/۳۵ | ۰/۰۰ | پایا |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون شکست ساختاری چاو (CHOW)**

| متغیر مورد بررسی | آماره F | سطح احتمال |
|---|---|---|
| لگاریتم نرخ ارز | ۱۴/۴۳ | ۰/۰۱۳ |
| لگاریتم حجم نقدینگی | ۴۲/۷۵ | ۰/۰۰ |
| لگاریتم ارزش صادرات محصولات کشاورزی | ۲۷/۳۲ | ۰/۰۰ |
| لگاریتم شاخص قیمت تولیدات کشاورزی | ۱۶/۲ | ۰/۰۰ |
| لگاریتم ارزش افزوده | ۱۴۵/۴۲ | ۰/۰۰ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۴- نتایج آزمون فیلیپس پرون در سطح داده‌ها و تفاضل مرتبه اول سری‌های زمانی**

| متغیر (سطح داده‌ها) | آماره پرون | احتمال | نتیجه | متغیر (تفاضل اول) | آماره پرون | احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Log AV | -۲/۲۲ | ۰/۴۶ | ناپایا | Log AV | -۵/۳۶ | ۰/۰۳ | پایا |
| Log LEV | -۱/۴۹ | ۰/۸۱ | ناپایا | Log LEV | -۶/۳۵ | ۰/۰۰ | پایا |
| Log VER* | -۲/۰۸ | ۰/۵۳ | ناپایا | Log VER | - | - | ناپایا |
| Log EX | -۲/۱۹ | ۰/۴۸ | ناپایا | Log EX | -۵/۹۸ | ۰/۰۰ | پایا |
| Log Price | -۲/۹۳ | ۰/۱۵ | ناپایا | Log Price | -۸/۲۷ | ۰/۰۰ | پایا |

*: متغیر لگاریتم نوسانات نرخ ارز واقعی در تفاضل‌گیری مرتبه اول انباشته از درجه صفر است.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۵- نتایج حاصل از تخمین مدل گارچ (GARCH)**

| Equation | متغیر | ضریب تخمین | آماره Z | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| Mean Equation | $\alpha_0$ | -۴/۲۵ | ۵/۷۰ | ۰/۵۱۳۶ |
| | $\alpha_1$ | ۰/۳۲ | ۳/۴۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| Variance Equation | $\beta_0$ | ۰/۰۶ | ۱/۴۰ | ۰/۴۳۱۸ |
| | $\beta_1$ | ۱/۶۲ | ۲/۲۵ | ۰/۶۷۲۹ |
| | $\beta_2$ | -۰/۴۴ | ۲/۲۷ | ۰/۳۲۵۰ |
| $R^2 = 0/97$ | | $D-W = 1/5$ | $F = 223$ | |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۶- تعیین تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته (AVagre)**

| تعداد وقفه بهینه | آکائیک (AIC) | شوارتز- بیزین (SBC) | حنان- کوئین (HQC) |
|---|---|---|---|
| ۰ | ۱/۸۳۴ | ۱/۳۷۹ | ۱/۵۸۰ |
| ۱ | -۱/۶۰۸* | -۱/۳۲۲* | -۱/۵۳۱* |
| ۲ | -۱/۴۹۲ | -۱/۲۶۰ | -۱/۴۲۷ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۷- تعیین تعداد وقفه بهینه متغیرهای توضیحی**

| تعداد وقفه بهینه | آکائیک (AIC) | شوارتز- بیزین (SBC) | حنان- کوئین (HQC) |
|---|---|---|---|
| ۰ | -۱/۶۰۷ | -۱/۳۲۲ | -۱/۴۳۱ |
| ۱ | -۲/۶۵۹* | -۲/۲۷۰* | -۲/۵۶۶* |
| ۲ | -۲/۴۴۹ | -۲/۰۱۸ | -۲/۳۸۷ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۸- نتایج حاصل از برآورد ضرایب آزمون کوتاه مدت ARDL**

| متغیر مورد بررسی | معرف متغیر | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| Log AV (-1) | لگاریتم ارزش افزوده با یک وقفه | ۰/۶۳** | ۴/۸۴ | ۰/۰۰۰ |
| Log EX | لگاریتم ارزش صادرات | ۰/۰۸۲** | ۲/۷۱ | ۰/۰۰۹ |
| Log EX (-1) | لگاریتم ارزش صادرات با یک وقفه | -۰/۱۰** | ۳/۹۳ | ۰/۰۰۰ |
| Log LEV | لگاریتم حجم نقدینگی | ۰/۰۷۱*** | ۶/۲۵ | ۰/۰۰۰ |
| GARCH | نوسانات نرخ ارز واقعی | -۰/۲۱** | ۱/۶۴ | ۰/۰۸۹ |
| Log Price | لگاریتم قیمت تولیدات کشاورزی | ۰/۱۹** | ۱/۷۹ | ۰/۰۷۸ |
| ENGH (DUS) | متغیر موهومی انقلاب | ۰/۰۶*** | ۱/۹۵ | ۰/۰۵۶ |
| C (intercept) | عرض از مبدأ | ۲/۶* | ۲/۹۳ | ۰/۰۰۶ |
| WAR (DTA) | متغیر موهومی جنگ | ۰/۷۳ns | -۰/۲۱ | ۰/۹۴۲ |
| $F=1529$ | $D-W=2/19$ | $R^2=0/93$ | | |

*، ** و ***: به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد و ns: عدم معنی‌داری

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۹- نتایج آزمون‌های ثبات و آماره‌های تشخیص مدل برآورد شده**

| آزمون ثبات | آماره آزمون | احتمال |
|---|---|---|
| Normality | ۰/۷۴۳ | ۰/۹۶ |
| Serial Correlation | ۰/۶۳۵ | ۰/۵۵ |
| Functional Form | ۰/۸۲۰ | ۰/۴۷ |
| Heteroscedasticity | ۰/۵۷۱ | ۰/۹۵ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۱۰- نتایج حاصل از برآورد ضرایب آزمون بلندمدت ARDL**

| متغیر | معرف | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| Log EX | لگاریتم ارزش صادرات | ۰/۰۹۳ ** | ۱/۷۴ | ۰/۰۷۸ |
| Log LEV | لگاریتم حجم نقدینگی | ۰/۲۰ *** | ۴/۳۹ | ۰/۰۰۰ |
| GARCH | نوسانات نرخ ارز واقعی | -۰/۴۲ ** | ۱/۵۱ | ۰/۰۹۵ |
| Log Price | لگاریتم قیمت تولیدات کشاورزی | ۰/۲۲ ** | ۱/۸۳ | ۰/۰۴۲ |
| ENGH (DUS) | متغیر موهومی انقلاب | ۰/۱۶ *** | ۲/۰۸ | ۰/۰۴۳ |
| C (intercept) | عرض از مبدأ | ۷/۲۲ * | ۱۲/۸۵ | ۰/۰۰۰ |
| WAR (DTA) | متغیر موهومی جنگ | ۰/۰۱۹ ns | -۰/۲۵ | ۰/۹۸ |

$R^2 = 0/91$ $D-W = 2/16$ $F = 1349$

*، ** و ***: به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد و ns: عدم معنی‌داری

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۱۱- نتایج حاصل از آزمون ECM در روش ARDL**

| متغیر مورد بررسی | معرف متغیر | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| Log EX | لگاریتم ارزش صادرات | ۰/۰۸۲ ** | ۲/۷۱ | ۰/۰۰۹ |
| Log LEV | لگاریتم حجم نقدینگی | ۰/۰۷۱ *** | ۶/۲۵ | ۰/۰۰۰ |
| GARCH | نوسانات نرخ ارز واقعی | -۰/۲۱ ** | ۱/۶۴ | ۰/۰۸۹ |
| Log Price | لگاریتم قیمت تولیدات کشاورزی | ۰/۱۹ ** | ۱/۷۹ | ۰/۰۷۸ |
| ECM (-1) | تحصیح خطا با یک وقفه | ۰/۳۶ * | ۳/۱۹ | ۰/۰۰۰ |

$R^2 = 0/87$ $D-W = 2/19$ $F = 1529$

*، ** و ***: به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق