تأثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد بخش کشاورزی در ایران

حسین مهرابی بشرآبادی*[۱]، ابراهیم جاودان [۲]

تاریخ دریافت:۸۹/۱۱/۷ تاریخ پذیرش:۸۹/۱۲/۱۱

چکیده

بسیاری از تحلیل‌گران اقتصاد بین‌الملل اتفاق نظر دارند که فراگیر شدن نظام ارزی شناور بعد از نظام برتون وودز، نااطمینانی قابل توجهی را در اقتصاد کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته ایجاد کرده است. این مطالعه اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی را بر رشد بخش کشاورزی ایران در دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۸ مورد بررسی قرار داده است. به این منظور، الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) برای شاخص‌سازی نااطمینانی نرخ ارز واقعی استفاده شد. برای برآورد رابطه همجمعی و پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز رهیافت همجمعی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به کار گرفته شد. بر اساس یافته‌های این پژوهش، روابط کوتاه‌مدت وبلندمدت قوی و معنی‌داری بین متغیرها در مدل رشد بخش کشاورزی ایران وجود دارد و نااطمینانی نرخ ارز واقعی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است. ضریب تصحیح خطا (۰/۷۱-) نیز با علامت منفی و معنی‌دار گویای سرعت بالای فرایند تعدیل است. با توجه به نتایج پژوهش، سیاست‌های ارزی، تجاری، پولی و مالی باید به صورت هماهنگ و در راستای کاهش نااطمینانی طراحی و اجرا شوند. علاوه بر این پیشنهاد می‌شود برای جبران ضرر ناشی از نااطمینانی نرخ ارز واقعی، استفاده از الگوهای بیمه‌ای در دستور کار سیاستگزاران قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی : بخش کشاورزی، رشد، نااطمینانی، نرخ ارز واقعی، ایران.

طبقه‌بندی *JEL* :F31, O11, Q10

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- دانشیار بخش اقتصادکشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

۲- عضو انجمن پژوهشگران جوان و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصادکشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

* نویسنده مسئول مقاله : hmehrabi2000@gmail.com

پیشگفتار

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر و منعکس‌کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی سایر کشورهاست. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای داخلی و خارجی، متغیری کلیدی به شمار می‌رود که سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی، تأثیرات بسیاری بر آن می‌گذارند. در مقابل، نرخ ارز متغیری است که می‌تواند عملکرد اقتصاد و متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد (حلافی و همکاران،۱۳۸۳). رشد اقتصادی از جمله مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی است که نسبت به تحولات نرخ واقعی ارز حساسیت بسیاری را نشان می‌دهد. چنانچه نرخ ارز به طور مناسب و هماهنگ با دنیای داخل و خارج اقتصاد و در یک فضای مطمئن تنظیم نشده باشد؛ سبب کندی رشد اقتصاد خواهد شد (حلافی، ۱۳۸۶). با توجه به نقشی که بخش کشاورزی در اقتصاد ایران ایفا می‌کند؛ رشد این بخش از اهداف اولیه و اساسی سیاستگزاران به شمار می‌رود و در اقتصاد تک محصولی و مبتنی بر نفت ایران که گسترش روابط تجاری و افزایش صادرات غیرنفتی به ضرورتی اجتناب‌ناپذیر تبدیل شده است؛ صادرات بخش کشاورزی از میان اقلام صادرات غیرنفتی، اهمیت بسزایی داشته و توسعه آن در رأس برنامه‌های اقتصادی کشور قرار دارد. به دلیل سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی و تجارت خارجی غیرنفتی ایران، مطالعه عوامل تأثیرگذار بر رشد این بخش ضروری می‌باشد.

با گسترش دامنه تجارت بین‌الملل، نرخ ارز به عنوان پل ارتباطی بین اقتصادهای مختلف عمل کرده و نوسانات آن سایر متغیرهای اقتصادی کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و به دلیل وجود ارتباط ساختاری بین همه متغیرهای کلان اقتصادی، نوسانات نرخ ارز می‌تواند از طرق مختلف سطح قیمت‌ها، تولید، صادرات و واردات را متأثر سازد. بنابراین یکی از دلایل اصلی طرفداران نظام ارزی ثابت، این است که این نظام با کاهش دامنه نوسانات نرخ ارز، محیط مساعدتری را برای تولید، تجارت و سرمایه‌گذاری بین‌المللی فراهم می‌کند. اما به هرحال از اواسط دهه ۱۹۷۰ بسیاری از کشورهای در حال توسعه، نظام ارزی خود را از نظام ثابت به نظام‌هایی با درجات متفاوتی از انعطاف تغییر دادند. انتخاب نظام‌های ارزی شناور زمینه نوسانات بیشتر نرخ ارز را فراهم می‌آورد. نوسانات وسیع نرخ ارز که از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه می‌باشد فضای نااطمینانی را برای تصمیم‌گیری‌های تولیدی و تجاری ایجاد می‌کند. بنابراین در مطالعات اخیر، اثر نوسانات و نااطمینانی نرخ ارز از دیدگاه‌های رشد و سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار گرفته است. به دلیل اهمیت و سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی و همچنین به دلیل نقش تعیین‌کننده‌ای که نرخ ارز در شکل‌گیری مناسبات تولید دارد؛ آگاهی از این که نااطمینانی نرخ ارز تا چه اندازه

رشد بخش را متأثر می‌کند، مهم به نظر می‌رسد. تا جایی که علم به این موضوعات می‌تواند گامی مؤثر در راستای سیاستگزاری برای ایجاد و حفظ تولید پایدار در بخش کشاورزی گردد. مطالعه حاضر در پی آن است که عوامل مؤثر بر رشد بخش کشاورزی ایران را مدل‌سازی نموده و اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر آن را مورد بررسی قرار دهد و به دنبال پاسخ به این سؤال اساسی است که نااطمینانی نرخ ارز چه تأثیری بر رشد بخش کشاورزی در ایران دارد.

پیشینه تحقیق

با توجه به اهمیت موضوع، مطالعاتی در داخل و خارج از کشور به بررسی تأثیر نوسانات، نااطمینانی و انحراف نرخ ارز واقعی از مسیر تعادلی بر رشد در بخش‌ها و کل اقتصاد پرداخته‌اند. مطالعه‌ای که به طور مشخص به بررسی نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد بخش کشاورزی ایران بپردازد؛ وجود نداشت. در ادامه به برخی مطالعات در این زمینه اشاره می‌گردد.

عسگری و توفیقی (۱۳۸۸) در مطالعه عوامل مؤثر بر نامیزانی نرخ ارز و تأثیر آن بر رشد اقتصادی در ایران نتیجه‌گیری نمودند که با افزایش یک درصدی نامیزانی نرخ واقعی ارز، تولید ناخالص ملی ۰/۰۱۲ درصد کاهش می‌یابد. ضریب بدست آمده، معنی‌دار بوده و علامت آن تأییدکننده اثر منفی نامیزانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی می‌باشد؛ ایزدی (۱۳۸۸) . اثر تغییرات نرخ ارز بر ارزش افزوده بخش صنعت را بررسی نمودند. طبق نتایج این تحقیق، نوسانات و انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر منفی بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت است. فشاری (۱۳۸۷) در مطالعه خود با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH)[1] و روش همگرایی جوهانسون و جوسیلیوس نشان داد که بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی و نرخ ارز واقعی دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی ایران هستند. ختایی و موسوی‌نیک (۱۳۸۷) اثر نوسان‌های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه مالی را با استفاده از داده‌های مربوط به ۶۹ کشور نمونه بررسی کردند. بر اساس نتایج این پژوهش، بدون در نظر گرفتن سطح توسعه مالی، اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی منفی است. ولی با در نظر گرفتن سطح توسعه مالی در ایران نیز به دلیل پایین بودن آن از سطح آستانه، اثر کلی نوسان نرخ ارز بر رشد اقتصادی کشور منفی است. مطالعه اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات توسط کازرونی و رستمی (۱۳۸۶) حاکی از اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت است. به طوری که شوک‌های پیش‌بینی شده نرخ ارز بیشتر از شوک‌های پیش‌بینی نشده آن، تولید واقعی را دچار نوسان می‌کند. در مورد

[1]. Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity Approach

قیمت نیز عکس این حالت مصداق دارد. در پژوهش قطمیری و شرافتیان (۱۳۸۶)، اثر تغییرات نرخ ارز مؤثر اسمی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی در کشورهای در حال توسعه منتخب مورد نظر قرار گرفت. طبق نتایج این پژوهش که از رهیافت همجمعی[1] با داده‌های پانل[2] (۲۰۰۴-۱۹۸۱) بهره می‌جست، اثر مثبت کاهش ارزش پول بر تولید در کشورهای دارای نظام نرخ ارز ثابت تأیید گردید. اما در کشورهای دارای نظام نرخ ارز شناور رابطه‌ی بین نرخ ارز و سطح تولید از لحاظ آماری معنی‌دار نبود. حلافی (۱۳۸۶)، تأثیر دو پدیده بی‌ثباتی و انحراف از مقادیر تعادلی نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی ایران در دوره ۱۳۸۳-۱۳۳۸ را مورد بررسی قرار داد. برای این کار از مدل GARCH برای برآورد شاخص بی‌ثباتی و از سه معیار برای اندازه‌گیری میزان انحراف نرخ واقعی ارز استفاده شد. برازش مدل نشان داد که بی‌ثباتی و انحراف نرخ واقعی ارز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارد.

مرادپور و همکاران(۱۳۸۷) در بررسی رابطه نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نااطمینانی را از روش GARCH محاسبه کرده و مدل نهایی را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[3] (OLS) مورد برازش قرار دادند. نتایج نشان داد که عدم اطمینان نرخ ارز واقعی تأثیر منفی قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. در مطالعه مشابهی که توسط کازرونی و دولتی (۱۳۸۶) انجام شد، شاخص نااطمینانی نرخ ارز از طریق الگوی GARCH محاسبه گردید. نتایج تخمین با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[4] (ARDL) ، حاکی از منفی بودن اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. مطالعه همسویی توسط کشاورز باحقیقت (۱۳۸۴)، با عنوان تأثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران با روش OLS و برای سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۴۱ انجام شد. در این تحقیق نیز نااطمینانی نرخ ارز واقعی با استفاده از روش GARCH محاسبه شد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی تأثیر منفی و معناداری بر نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی داشته است. حلافی و همکاران (۱۳۸۳) اثر انحراف نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۴۰ را مورد آزمون قرار دادند. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل رشد با استفاده از الگوی ARDL نتیجه‌گیری شد که انحراف نرخ ارز واقعی از سالیان دور در اقتصاد ایران وجود داشته است و به هر شکلی که محاسبه گردد؛ اثر منفی و نامطلوبی بر عملکرد اقصاد کلان و رشد

---

[1] Co-integration
[2] Panel Data
[3] Ordinary Least Squares
[4] Auto-Regressive Distributed Lag Approach

اقتصادی ایران گذاشته است. جعفری (۱۳۷۸) تأثیر نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی ایران را در دوره ۱۳۷۵-۱۳۳۸ مورد مطالعه قرار داد. نتایج تحقیق بیانگر تأثیر منفی نرخ واقعی ارز بر رشد تولید غیرنفتی در ایران است. همچنین ارتباط علی بین نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی در ایران در دوره زمانی مذکور تأیید گردید.

اکسوزلر[1] (۲۰۰۹) تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری ثابت بخش خصوصی را در ترکیه برای دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۰ را با استفاده از فرایند خودتوضیح جمعی میانگین متحرک (ARIMA)[2] و آزمون همجمعی مورد مطالعه قرار داد. براساس نتایج، نااطمینانی نرخ ارز واقعی تأثیر منفی اما به لحاظ آماری بی‌معنی بر سرمایه‌گذاری ثابت بخش خصوصی دارد. شنابل[3] (۲۰۰۸) در بررسی رابطه نوسانات نرخ ارز و رشد اقتصادهای کوچک و باز در اتحادیه پولی اروپا گزارش داد که بر اساس برآوردهای پانل اسناد قوی و محکم مبنی بر ثبات نرخ ارز و رابطه آن با رشد بیشتر وجود دارد. گالا و لوکیندا[4] (۲۰۰۶) با یک روش نوین اقتصادسنجی به مطالعه رابطه نوسانات نرخ ارز و رشد بر اساس داده‌های پانل برای ۵۸ کشور در حال توسعه در طول دوره ۱۹۹۹-۱۹۶۰ پرداختند. یافته‌های این مطالعه حاکی از ارتباط بین سطوح نرخ ارز واقعی و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه است. نتایج در راستای مطالعات قدیمی است که اثر منفی ارزش‌گذاری بیش از حد ارز را بر رشد بلندمدت گزارش نموده‌اند. علاوه بر این، رابطه نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی و رشد اقتصادی توسط باگلا و همکاران[5] (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های ۱۲۰ کشور در دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۰ بررسی شد. طبق یافته‌های این تحقیق، متغیر مربوط به ریسک نرخ ارز مؤثر واقعی بهتر از نوسانات نرخ ارز دوجانبه با دلار عمل می‌کند و دارای اثر معنی‌دار منفی بر رشد است که این اثر برای نظام ارزی ثابت با وجود یک متغیر مجازی قویتر است. ازید و همکاران[6] (۲۰۰۵)، اثر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد و عملکرد اقتصاد را در پاکستان با تأکید بر تولیدات کارخانه‌ای برای دوره ۲۰۰۳-۱۹۷۳ مورد مطالعه قرار دادند. بر اساس یافته‌های این مطالعه، نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی بر تولیدات کارخانه‌ای در پاکستان داشته است؛ اما این تأثیر به لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

بلنی و گرین‌وی[7] (۲۰۰۱) اثر سطح و نوسانات رابطه مبادله و نرخ ارز مؤثر واقعی را بر سرمایه‌گذاری و رشد در ۱۴ کشور آفریقایی با استفاده از داده‌های پانل بررسی نمودند. نتایج این

---

[1] Öksüzler, O.
[2] Auto-Regressive Integrated Moving Average
[3] Schnabl, G.
[4] Gala, P. Lucinda. C.
[5] Bagella, M. Becchetti, M. and Hasan,I.
[6] Azid, T. Jamil, M. Kousar, A.
[7] Bleaney,M. Greenaway, D.

پژوهش نشان داد رشد به صورت منفی از طریق بی‌ثباتی رابطه مبادله تأثیر می‌پذیرد؛ در حالی که بی‌ثباتی نرخ ارز سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین در حالتی که رابطه مبادله مطلوب باشد و نرخ ارز کمتر ارزش‌گذاری شود؛ رشد و سرمایه‌گذاری هر دو بهبود می‌یابند. مک‌دونالد[1] (۲۰۰۰) به مطالعه رابطه بین نرخ ارز و رشد بخشی و کل اقتصاد در منطقه یورو پرداخت. طبق برآوردهای این مطالعه، نرخ ارز اثر معنی‌داری بر تجارت منطقه یورو دارد و نتیجه اصلی این بود که ترتیبات کنونی نرخ ارز در منطقه اقتصادی یورو به تحریک رشد اقتصادی منجر می‌شود. در مطالعه مشابهی توسط رازین و کالینز[2] (۱۹۹۷)، رابطه تجربی بین نوسانات نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی برای یک نمونه گسترده شامل کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه تجزیه و تحلیل شد. طبق یافته‌های این پژوهش، یک رابطه غیرخطی بین نوسانات نرخ ارز واقعی و رشد وجود دارد. بویژه اینکه به نظر می‌رسد ارزش‌گذاری بالای ارز باعث کندتر شدن رشد اقتصادی و ارزش‌گذاری پایین (نه چندان بالا) منجر به رشد سریع اقتصادی می‌گردد. مکلد و ولچ[3] (۱۹۹۳) نااطمینانی نرخ ارز و رشد اقتصادی را در آمریکای لاتین مورد بررسی قرار دادند. طبق برآورد این مطالعه، نااطمینانی نرخ ارز واقعی نرخ بازده انتظاری سرمایه‌گذاری را در بخش قابل تجارت و غیرقابل تجارت کاهش می‌دهد. همچنین افزایش نااطمینانی رابطه مبادله، رشد بلندمدت تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد. مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج کشور نشان می‌دهد که نااطمینانی و نوسانات نرخ ارز به عنوان یک اصل اساسی در تئوری و سیاست اقتصاد بین‌الملل محسوب می‌شود و در اغلب مطالعات اثر منفی آن بر فرایند رشد اقتصادی در کشورهای مختلف گزارش شده است. البته این اثر منفی با توجه به نظام ارزی کشورها و موقعیت اقتصادی آن‌ها متفاوت است.

مواد و روش‌ها

در مطالعات صورت گرفته اخیر علاوه بر متغیرهای موجود در مدل رشد سولو و تابع تولید کاب داگلاس (نیروی کار و سرمایه) به تناسب هدف مطالعه متغیرهای دیگری به مدل اضافه شده و اثر آن‌ها بر رشد مورد بررسی قرار گرفته است. در مطالعه حاضر با استناد به مطالعات قبلی، علاوه بر نیروی کار و موجودی سرمایه، متغیرهای دیگری به مدل اضافه شد و با توجه به غیرخطی بودن تابع تولید کاب-داگلاس، معادله به شکل خطی-لگاریتمی بر اساس رابطه (۱) مورد برآورد قرار گرفت.

---

[1] MacDonald, R.
[2] Razin, O. Collins, S.
[3] Mcl-eod, D. Welch, J.

$$LY = \alpha_0 + \alpha_1 LL + \alpha_2 LK + \alpha_3 LE + \alpha_4 LRERUN + \alpha_5 LIIT + \alpha_6 LTOT \qquad (۱)$$

در معادله اخیر، LL نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، LK موجودی سرمایه بخش، LE میزان مصرف انرژی در بخش (معادل میلیون بشکه نفت خام)، LRERUN شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی، LIIT شاخص ادغام تجارت بین‌الملل و LTOT رابطه مبادله خالص را نشان می‌دهند. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۸ از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه انرژی و سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد (فائو)[1] استخراج شده است.

برای محاسبه نرخ ارز واقعی چند روش وجود دراد که نظریه برابری قدرت خرید از روش‌های متداول در محاسبه نرخ ارز واقعی ارز بین دو کشور به شمار می‌رود. بر اساس نظریه برابری قدرت خرید نسبی، تغییر در نرخ ارز در یک دوره زمانی باید با تغییر نسبی سطح قیمت‌های دو کشور در همان دوره زمانی متناسب باشد. چنانچه از اندیس ۰ و ۱ برای سال پایه و سال بعد از آن استفاده می‌کنیم، نظریه برابری قدرت خرید نسبی را می‌توان به وسیله فرمول زیر نشان داد:

$$R_{ab1} = \left[\frac{P_{a1}}{P_{a0}}\right] \Big/ \left[\frac{P_{b1}}{P_{b0}}\right] . R_{ab0} \qquad (۲)$$

به طوری که R_{ab1} و R_{ab0} به ترتیب نرخ‌های ارز در سال پایه و سال بعد از آن هستند. P_0 و P_1 نیز به ترتیب سطح قیمت‌ها را در سال پایه و سال بعد از آن برای دو کشور a و b نشان می‌دهند. لازم به یادآوری است که با برقراری صحت نظریه برابری قدرت خرید مطلق، نظریه برابری قدرت خرید نسبی نیز صادق است، ولی با صادق بودن نظریه برابری قدرت خرید نسبی، لزوما نظریه قدرت خرید مطلق صحیح نخواهد بود. آزمون‌های تجربی نشان می‌دهند که نظریه برابری قدرت خرید نسبی غالبا تخمین‌های نسبتا خوبی از نرخ تعادلی ارز بلندمدت، بویژه در حالت وجود اختلالات پولی خالص (به طور مثال در حالت ظهور تورم سریع، به علت انبساط پولی سریع) ارائه می‌کند (سالواتوره، ۱۳۸۸). به دلیل اینکه نظریه برابری قدرت خرید نسبی در مقایسه با نظریه برابری قدرت خرید مطلق، تخمین‌های خوبی از نرخ تعادلی ارز در بلندمدت ارائه می‌کند، در این پژوهش نیز برای محاسبه نرخ ارز واقعی از نظریه نسبی استفاده شده است. برای محاسبه نرخ ارز واقعی در ایران، از شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران و آمریکا در دوره ۸۷-۱۳۳۸به قیمت ثابت (سال پایه ۲۰۰۴) و نرخ بازار غیررسمی دلار آمریکا در سال ۲۰۰۴ که برابر با ۸۷۴۷ ریال بوده، استفاده شده است.

[1] Food Agricural Organization.

برای به دست آوردن نااطمینانی متغیرهای سری زمانی انواع مدل‌های GARCH در مطالعات اخیر مورد استفاده قرار گرفته است. در این مدل، واریانس شرطی بر اساس اطلاعات دوره قبل و خطای پیش‌بینی گذشته تغییر کرده و نشان‌دهنده نااطمینانی نرخ ارز می‌باشد. ساده‌ترین مدل برای واریانس شرطی مدل ARCH(q) پیشنهاد شده توسط انگل بوده که در آن واریانس شرطی، میانگین وزنی مربع خطاهای پیش‌بینی گذشته می‌باشد (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶):

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2} \qquad (۳)$$

که در آن v_t فرایند نوفه سفید می‌باشد.

معادله انگل توسط بولرسلو در سال ۱۹۸۶ به صورت زیر بسط داده شد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \qquad (۴)$$

برای مدل GARCH(p,q) با مرتبه بالاتر، در صورتی واریانس شرطی به دست خواهد آمد که شرط زیر برقرار باشد:

$$1 - \sum_{i=1}^{q} \alpha_i - \sum_{i=1}^{p} \beta_i \rangle 0 \qquad (۵)$$

این نتیجه نشان می‌دهد واریانس شرطی فرایند خطا ثابت نیست. همچنین برای بدست آوردن مناسب‌ترین مدل ARCH یا GARCH از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارز-بیزین (SBC) استفاده می‌شود. برای استخراج شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی از طریق الگوی GARCH ابتدا باید مدل اولیه برای تبیین رفتار نرخ ارز برآورد شود. در مطالعات قبلی الگوهای خودتوضیح، میانگین متحرک، خودتوضیح میانگین متحرک و خودتوضیح جمعی میانگین متحرک مورد استفاده بوده‌اند. در این مطالعه ، الگوی خودتوضیح در مقایسه با دیگر روش‌ها به دلیل قدرت توضیح دهندگی بهتر رفتار نرخ ارز واقعی، در طول سال‌های ۸۷-۱۳۳۸ به کار رفته است.

به طور کلی روش‌هایی مثل انگل-گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سروکار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارد. چرا که برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل **t** معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند؛ مورد توجه قرار می‌گیرند. به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها همانند رابطه (۶) وارد شوند (تشکینی، ۱۳۸۴).

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \quad (۶)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۷) در نظر بگیرد.

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \quad (۷)$$

الگوی فوق یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نام دارد که در آن داریم:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - .... - \phi_p L^p \quad (۸)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + ... + b_{iq}L^q \quad i = 1,2,...,k \quad (۹)$$

L عملگر وقفه، w برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست؛ دو روش وجود دارد. در روش اول فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \geq 0$$
$$H_1 : \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \langle 0 \quad (۱۰)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد؛ آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}_i}} \quad (۱۱)$$

اگر قدرمطلق t به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت

[1]. Banerjee, Dolado & Mestre

متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. برآورد این مدل شامل دو مرحله است. مرحله اول شامل برآورد یک رابطه بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است. در مرحله دوم وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطه (۱۲) برآورد می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴):

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cU_{t-1} + e_t \qquad (۱۲)$$

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب **c** در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود -که انتظار می‌رود چنین باشد- نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. در بخش بعدی مقاله ابتدا شاخص نااطمینانی نرخ ارز محاسبه شده و با استفاده از آن، مدل رشد برای بخش کشاورزی در دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۸ مورد برآورد قرار می‌گیرد. برای برآورد روابط مذکور از بسته‌های نرم‌افزاری Microfit4 و Eviews5 استفاده شده است.

نتایج و بحث

بر اساس معیارهای شوارتز-بیزین و آکائیک، الگوی خودتوضیح با دو وقفه بعنوان مدل بهینه برای برآورد تابع رفتاری نرخ ارز واقعی در دوره مورد مطالعه انتخاب شد. آماره‌های گزارش شده نیز نشان از تصریح مناسب این مدل دارند. برآورد معادله مذکور با روش حداقل مربعات معمولی در جدول (۱) پیوست گزارش شده است. قابل ذکر است که در برخی مطالعات از متغیرهای موهومی برای نشان دادن اثر شکست ساختاری در نرخ ارز استفاده شده است که در این تحقیق با انجام آزمون پرون، وجود شکست ساختاری مورد بررسی قرار گرفت که در هیچکدام از دوره‌های احتمالی، وجود شکست ساختاری تأیید نگردید. پس از برآورد معادله رفتاری باید آزمون لازم برای تشخیص وجود اثرات ARCH (واریانس ناهمسانی) انجام گیرد. نتایج آزمون ARCH LM که در جدول (۲) پیوست ارائه شده است حاکی از وجود اثرات ARCH (واریانس ناهمسانی) است. فرضیه صفر این آزمون عبارت است از همسان بودن واریانس باقیمانده‌ها که با توجه به نتیجه آزمون، بر اساس دو آماره F و حاصل‌ضرب تعداد مشاهدات با ضریب تعیین، فرضیه صفر رد شده و فرضیه یک مبنی بر وجود واریانس ناهمسانی در باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. در مرحله بعدی که وجود واریانس ناهمسانی مورد پذیرش قرار گرفت می‌توان به مدل‌سازی نااطمینانی ناشی از واریانس ناهمسانی در داده پرداخت. بدین منظور از الگوی GARCH استفاده شده است. الگوی

GARCH از دو جزء خودتوضیح پسماندها و واریانس شرطی تشکیل شده است که هردو جزء با وقفه‌هایی در الگو ظاهر می‌شوند که این وقفه‌های بهینه مرتبه الگو را تعیین می‌کنند. به این منظور آماره‌های آکائیک و شوارتز-بیزین معیار قرار گرفتند و الگوی GARCH(1,1) به عنوان الگوی بهینه مورد برآورد قرار گرفت که نتایج مربوط به آن در جدول (۳) پیوست آمده است. در این مدل، توان دوم پسماندها و واریانس شرطی، هرکدام با یک وقفه ظاهر شده‌اند. مقادیر ضرایب به ترتیب دارای علامت مثبت و منفی و به لحاظ آماری کاملا معنی‌دار هستند. آماره‌های F و R^2 حاکی از برازش مناسب مدل هستند. با توجه به اینکه برازش مناسبی برای مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز واقعی صورت گرفته است. لذا می‌توان از نتایج برآورد مذکور استفاده نموده و شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی را استخراج کرد. در الگوهای GARCH، واریانس شرطی پسماندها به عنوان شاخص نااطمینانی و نوسانات متغیر استفاده می‌شود که در این مطالعه نیز از این رویه استفاده شده است. بعد از مدل‌سازی نااطمینانی نرخ ارز واقعی با الگوی GARCH، از این شاخص برای برآورد اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد بخش کشاورزی استفاده خواهد شد.

در برآورد الگوهای اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های سری زمانی، در مرحله اول باید ساختار داده‌های مورد استفاده به لحاظ ایستایی مورد بررسی قرار گیرد و طبق نتایج حاصل از این مرحله در مورد چگونگی برآورد، تصمیم نهایی اتخاذ گردد. بررسی ایستایی داده‌ها از برآورد رگرسیون‌های کاذب و تصمیم‌گیری‌های نادرست ناشی از رگرسیون کاذب جلوگیری می‌کند. برای آزمون ایستایی متغیرها عموما از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، فیلیپس و پرون استفاده می‌شود که در صورت وجود شکست ساختاری در داده‌ها آزمون پرون به کار می‌رود. نتایج دو آزمون دیکی-فولر و فیلیپس و پرون برای متغیرها که در جدول (۴) پیوست ارائه شده، یکسان بوده و حاکی از آن است که لگاریتم میزان مصرف انرژی، موجودی سرمایه و شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی در سطح پایا بوده و جمعی از مرتبه صفر می‌باشند. در حالیکه لگاریتم متغیرهای ارزش افزوده، میزان اشتغال، شاخص ادغام تجارت بین‌الملل و رابطه مبادله خالص با تفاضل‌گیری مرتبه اول پایا شده و جمعی از مرتبه یک می‌باشند. بعد از مشخص شدن وضعیت ایستایی متغیرها می‌توان الگوی مناسب برآورد را تعیین کرد.

برخی روش‌ها به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، از اعتبار لازم برخوردار نیستند. چرا که برآوردهای حاصل از آن‌ها بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرد. الگوی ARDL روشی است که پویایی کوتاه‌مدت

بین متغیرها را در نظر گرفته و رابطه بلندمدت را نیز مورد برآورد قرار می‌دهد. در این الگو ابتدا مدل پویا و سپس رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت (الگوی تصحیح خطا) برازش می‌شوند. نتایج مربوط به برآورد الگوی پویای مدل رشد بخش کشاورزی در جدول (۵) پیوست گزارش شده است. بر اساس این برآورد، تأثیر متغیرهای اشتغال، موجودی سرمایه، انرژی و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل بر رشد بخش کشاورزی ایران مثبت است. در حالیکه اثر شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی و رابطه مبادله خالص منفی است. در این برآورد همه متغیرها در سطح ظاهر شده‌اند ولی متغیر ارزش افزوده (متغیر وابسته) نیز با یک وقفه در مدل حاضر است. آماره‌های مربوط به ضریب تعیین (R^2) و t نشان از تصریح مناسب مدل دارند. با توجه به اینکه در الگوی برآورد شده، متغیر وابسته با یک وقفه وارد شده است لذا از آماره دوربین-واتسون نمی‌توان برای آزمون مشکل خودهمبستگی بین پسماندها استفاده نمود. در این حالت آماره h-Durbin کاربرد دارد. طبق آماره این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها پذیرفته می‌شود و از این لحاظ نیز برآورد صورت گرفته تأیید می‌شود. از دیگر مزایای برآورد الگوی پویا این است که می‌توان وجود رابطه تعادلی بلندمدت را مورد آزمون قرار داد. برای این کار از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر استفاده می‌شود. طبق این آزمون شرط آنکه رابطه پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون و محاسبه آماره باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود. در صورتی که قدرمطلق آماره t محاسباتی از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. آماره مذکور برای معادله برآورد شده در این پژوهش برابر با ۵/۱۸- محاسبه گردید که قدرمطلق آن در مقایسه با قدر مطلق آماره بحرانی در سطح ۵ درصد (۴/۴۳-) بزرگتر بوده و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت رد شده و وجود رابطه هم‌انباشتگی تأیید می‌شود. بعد از برآورد الگوی پویا و تأیید وجود رابطه تعادلی بلندمدت، می‌توان رابطه مذکور را تخمین زد. نتایج مربوط به برآورد الگوی تعادلی بلندمدت مدل رشد بخش کشاورزی در جدول (۶) پیوست گزارش شده است. طبق این برآورد متغیرهای سطح اشتغال، موجودی سرمایه، مصرف انرژی و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد بخش کشاورزی ایران هستند. ولی شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی و رابطه مبادله خالص دارای اثر منفی و معنی‌دار در بلندمدت هستند. در بین متغیرهایی که دارای تأثیر مثبتی بر رشد بخش هستند، بر اساس کشش برآورد شده و میزان تأثیرگذاری متغیرها روی رشد، متغیرهای

سطح اشتغال، موجودی سرمایه، مصرف انرژی و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل به ترتیب در رتبه اول تا چهارم قرار دارند.

ساختار فعالیت‌های تولیدی در بخش کشاورزی به گونه‌ای است که این بخش نسبت به دیگر بخش‌های اقتصادی یک بخش کاربر محسوب می‌شود. بنابراین افزایش میزان نیروی کار مورد استفاده در بخش به عنوان یک عامل مهم برای رشد تولید در بخش محسوب می‌شود. بکارگیری بیشتر نیروی کار در بخش به لحاظ کمی، باعث رشد تولید می‌شود. اما علاوه بر این موضوع، گسترش بکارگیری نیروی کار در بخش، رشد و انباشت بیشتر سرمایه انسانی را به دنبال دارد که از عوامل مؤثر بر رشد تولید محسوب می‌شود. در کنار نیروی کار، موجودی سرمایه به عنوان جانشین ناقص برای این نهاده مطرح است که در تولید نقش مهمی ایفا می‌کند. موجودی سرمایه با کششی برابر با ۰/۴۳ پس از نیروی کار به عنوان مهمترین عامل ارتقای تولید در بخش به حساب می‌آید. با کشش محاسبه شده، یک درصد رشد در موجودی سرمایه بخش، رشد ۰/۴۳ درصدی در رشد تولید در بخش را به دنبال خواهد داشت. رشد سرمایه از طریق تأمین مالی سازوکار تولید باعث تأمین به موقع و در حد نیاز نهاده‌ها، به کارگیری روش‌های نوین در تولید شامل مکانیزاسیون ثابت و متحرک مزارع، استفاده از نهاده‌های جدید، بهبود بهره‌وری نهاده‌های کمیابی چون آب، زمین و... شده و تولید در بخش کشاورزی را ارتقا می‌بخشد. بعد از نیروی کار و سرمایه، انرژی با کشش ۰/۳۲ مؤثرترین نهاده در فرایند تولید در بخش کشاورزی است. یک درصد رشد میزان مصرف انرژی در بخش، ۰/۳۲ درصد رشد بخش را بهبود می‌بخشد. انرژی به عنوان نهاده‌ای است که استفاده از آن در بخش نیازمند ایجاد زیرساخت‌های لازم است. سرمایه، استفاده از ماشین‌آلات ثابت و متحرک در بخش را افزایش می‌دهد که استفاده از ماشین‌آلات نیز وابسته به انواع انرژی (فسیلی، الکتریکی و ...) است. بدین ترتیب موجودی سرمایه موجب رشد استفاده از انرژی شده و از این طریق تولید را افزایش می‌دهند. وابستگی تولید در بخش کشاورزی به انرژی روز به روز بیشتر شده و این نهاده بعنوان یک منبع مهم در رشد تولید قلمداد میشود. متغیر بعدی که تأثیر مثبتی بر رشد بخش کشاورزی داشته است؛ شاخص ادغام تجارت بین‌الملل بعنوان شاخص ارتباط با اقتصاد جهانی است. ارتباط بیشتر با اقتصاد جهانی و گسترش روابط تجاری در سطح جهان، موجب حضور ایران در بازار صادرات جهانی محصولاتی می‌شود که ایران در تولید و صادرت آنها از مزیت نسبی برخوردار است. صادرات محصولات منجر به افزایش انگیزه تولید در تولیدکنندگان داخلی شده و تولید بخش را بهبود می‌بخشد. علاوه براین ارتباط با اقتصاد جهانی باعث دسترسی آسان تر به نهاده‌ها و فناوری‌های نوین می‌شود که در داخل کشور دسترسی به آنها وجود ندارد. ارتباط با

اقتصاد جهانی به دلیل ایجاد یک فضای رقابتی باعث به کارگیری روش‌های بهتر تولید، کاهش هزینه‌های تولید و در نهایت رشد تولید خواهد شد.

اثر شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد به عنوان هدف این مطالعه، منفی و معنی‌دار است. نرخ ارز عامل مهم در صادرات و واردات محصولات و نهاده‌ها است و نااطمینانی آن تصمیمات دست‌اندرکاران این بخش را تحت تأثیر می‌دهد. تأثیرگذاری نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد بخش کشاورزی بیشتر از کانال صادرات محصول و واردات نهاده اتفاق می‌افتد. بدین گونه که صادرکنندگان با صادرات محصول ارز خارجی تحصیل می‌کنند که اگر نااطمینانی و نوساناتی بر بازار نرخ ارز حاکم باشد نمی‌توانند مطمئن باشند که زمانی که ارز خارجی را به پول داخلی تبدیل می‌کنند، نرخ ارز با نرخ زمان صدور کالا چه تفاوتی خواهد داشت. این امر در حالتی که بین زمان معامله کالا و دریافت ارز فاصله می‌افتد اهمیت بیشتری پیدا می‌کند و نااطمینانی بیشتر می‌شود. در واردات محصول نیز دقیقا چنین فضایی حاکم است. واردکنندگان با نرخ مشخصی ارز را از بازار خریده و با پرداخت آن، کالاهایی را وارد کشور می‌کنند و کالا را در بازار داخلی عرضه می‌کنند و پول داخلی دریافت می‌کنند. با توجه به اینکه خرید واردکنندگان با ارز خارجی و فروش آنان بر حسب پول داخلی است؛ اگر نوسانی در نرخ ارز در فاصله زمانی بین خرید و فروش کالا توسط واردکنندگان اتفاق بیفتد باعث نااطمینانی شده و منجر به ضرر واردکننده شود. لذا با نوسان نرخ ارز و ایجاد فضای نااطمینانی صادرکنندگان محصولات کشاورزی، به دلیل عدم آگاهی از روند آینده، صادرات خود را محدود خواهند کرد. در مورد واردات نهاده‌ها نیز نااطمینانی ایجاد شده در نرخ ارز، روند فروش نهاده‌های وارداتی را مختل می‌کند. این امر از طریق مکانیسم بازار به بخش تولید منتقل شده و تصمیم تولیدکننده برای دوره بعد تحت تأثیر قرار خواهد گرفت. با توجه به اینکه تصمیم به تولید در بخش کشاورزی دارای محدودیت زمانی است؛ پس اگر این فضای نااطمینانی به لحاظ زمانی با تصمیم بنگاه‌های تولیدی برای تولید مقارن گردد، تأثیر منفی بیشتری بر میزان تولید در بخش خواهد داشت. متغیر دیگر مورد مطالعه، رابطه مبادله خالص است که نشان می‌دهد کشورها به ازای یک واحد از صادرات، چه میزان کالا وارد می‌کنند. بر اساس برآورد رابطه تعادلی بلندمدت، رابطه مبادله در بلندمدت بر رشد بخش کشاورزی اثر منفی دارد. با توجه به اینکه در دوره مورد مطالعه صادرات ایران وابسته به نفت بوده است و قیمت آن در دوره‌های مختلف با نوساناتی همراه بوده است که این نوسانات قیمتی، صادرات ایران را به طور مستقیم تحت تأثیر قرار داده است. علاوه بر این واردات نیز از این موضوع متاثر شده است؛ چرا که درآمدهای صادراتی حاصل از نفت در میزان واردات تأثیرگذارند. بنابراین به دلیل تغییرات ایجاد شده در میزان صادرات

و واردات، رابطه مبادله خالص دچار نوسان شده است که نوسانات رابطه مبادله نیز اثر منفی بر رشد بخش کشاورزی داشته است.

با اثبات وجود رابطه هم‌انباشتگی و استفاده از آزمون بنرجی و همکاران برای تأیید کاذب نبودن آن، امکان برآورد الگوی تصحیح خطا فراهم است. برآورد الگوی تصحیح خطا برای مدل رشد بخش کشاورزی ایران در جدول (۷) گزارش شده است. بر اساس این برآورد در کوتاه‌مدت نیروی کار، موجودی سرمایه، میزان مصرف انرژی و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد تولید در بخش کشاورزی هستند. متغیرهای مربوط به شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی و رابطه مبادله خالص تأثیر منفی و معنی‌دار دارند. مقایسه تأثیر متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیانگر این است که متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر یکسان و هماهنگ بر رشد تولید در بخش هستند. یک پارامتر مهم در برآورد الگوهای تحصیح خطا، ضریب تصحیح خطا است که چگونگی تعدیل شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت را به سمت روند تعادلی بلندمدت نشان می‌دهد. در برآورد صورت گرفته برای مدل رشد بخش کشاورزی این ضریب برابر با ۰/۷۱- به دست آمد که دارای علامت مورد انتظار (منفی) است و بیانگر این است که در هر دوره ۷۱ درصد شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌یابد. این سرعت تعدیل مناسب است و تقریبا در ۱/۵ دوره اثر شوک‌های وارده تعدیل می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

برآورد مدل رشد بخش کشاورزی ایران برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۸ با استفاده از الگوی ARDL نشان داد که از میان متغیرهای مورد استفاده در مدل، سطح اشتغال، موجودی سرمایه، مصرف انرژی و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد بخش هستند. شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی و رابطه مبادله خالص نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر منفی و معنی‌دار هستند. نتایج مطالعه بیانگر آن است که نااطمینانی نرخ ارز واقعی باید به عنوان یک مسئله مهم از سوی سیاستگزاران اقتصادی مدنظر قرار گیرد و سیاست‌های مناسب به منظور ایجاد فضای مطمئن برای تولید و تجارت اتخاذ گردد. سیاست‌های ارزی، نقدینگی، تورم، نوسانات قیمت نفت و به تبع آن تغییرات درآمدهای نفتی از منابع مهم نوسانات نرخ ارز واقعی در کشور محسوب می‌شود. در دنیای کنونی نیز نظام تثبیت و میخکوب نرخ ارز منسوخ شده است و کارایی لازم را ندارد و اغلب کشورها نیز از نظام‌های شناور با درجات متفاوتی از انعطاف بهره می‌برند. پس تثبیت نرخ ارز قابل توصیه نیست. بنابراین لازم است برای کاهش نااطمینانی نرخ ارز واقعی در نظام شناور، سیاست‌های ارزی، تجاری، پولی و مالی به صورت

هماهنگ و با در نظر گرفتن تمامی جوانب طراحی شوند. در این زمینه سیاستگزاری‌ها باید در راستای انضباط پولی و مالی، کنترل نقدینگی، ذخیره‌سازی درآمدهای مازاد نفتی - برای دوره‌هایی که کشور با کاهش درآمدهای ارزی مواجه می‌شود- و مهار تورم در کشور انجام گیرد. از آنجا که تأثیر مستقیم نااطمینانی نرخ ارز از کانال تجارت خارجی است، لذا پیشنهاد می‌گردد دولت تدوین و اجرای الگوهای بیمه‌ای برای جبران زیان ناشی از نااطمینانی نرخ ارز که به صادرکنندگان و واردکنندگان در کشور وارد می‌شود را در دستور کار قرار دهد. اجرای چنین الگوی بیمه‌ای با توجه به ثبت شدن آمار تجارت خارجی در گمرک کشور امکان‌پذیر و عملی است.

References

1. Asgari, M. and H. Tofighi. 2009. Identification of Effective Factors on Real Exchange Rate Misalignment and Its Impact on Economic Growth in Iran. Journal of Economic Research Review. 33: 223-246. (in Persian)
2. Azid, T., M. Jamil. and A. Kousar. 2005. Impact of Exchange Rate Volatility on Growth and Economic Performance: A Case Study of Pakistan . The Pakistan Development Review. 44: 749–775.
3. Bagella, M., L. Becchetti. and L, Hassan. 2006. Real Effective Exchange Rate Volatility and Growth: A Framework to Measure Advantages of Flexibility vs. Costs of Volatility. Journal of Banking & Finance. 30: 1149–1169.
4. Bleaney, M. and D. Greenaway. 2001. The Impact of Terms of Trade and Real Exchange Rate Volatility on Investment and Growth in Sub-Saharan Africa. Journal of Development Economics. 65: 491–500.
5. Feshari, M. 2008. The Impact of Real Exchange Rate Volatility on Production (The Case of Iran). M. Sc. Thesis, Tabriz University, Tabriz, Iran.
6. Gala, P. and C. Lucinda. 2006. Exchange Rate Misalignment and Growth: Old and New Econometric Evidence. Journal of Economia, Brasilia. 7(4): 165–187.
7. Ghetmiri, M. and R. Sherafatian Jahromi. 2007. A Comparative Study of the Effect of Exchange Rate Changes on Output: Evidence from Panel Co integration in Selected Developing Countries (1981-2004).Journal of Economic Review. 4(1): 25-50. (in Persian)
8. Hallafi, H. R. 2007. Real Exchange Rate and the Iranian Economic Growth. Journal of Economic Research. 79: 59-75. (in Persian)
9. Hallafi, H. R., A. R. Eghbali. and R. Gaskari. 2004. Real Exchange Rate Misalignment and Economic Growth in Iran's Economy. Journal of Economic Research Review. 14: 167-187. (in Persian)

10. Izadi, H. and M. Izadi. 2009. The Effect of Exchange Rate Flucuations on the Value Added of Industrial Sector by Use of Purchasing Power Parity (Crumm Index). Iranian Journal of Trade Studies. 52: 65-95. (in Persian)
11. Jafari, M. 1999. The Impact of Real Exchange Rate on Economic Growth: The case of Iran: 1959-1996. M. SC. Thesis, Mazandaran University, Sari, Iran.
12. Kazerooni, A. R. and M. Dolatti. 2007. The Impact of Exchange Rate Uncertainty on Private Investment: The Case of Iran (1961-2002). Iranian Journal of Trade Studies. 45: 283-306. (in Persian)
13. Kazerooni, A. R. and N. Rostami. 2007. The Non-Symmetric Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Real Output and Price in Iran. Journal of Economic Research Review. 25: 177-196. (in Persian)
14. Keshavarz Bahaghighat, N. 2005. Survey The Impact of Exchange Rate Uncertainty on Private Investment in Iran. M. Sc. Thesis, Alzahra University, Tehran, Iran.
15. Khataei, M. and S. H. Mousavinik. 2009. The Effect of Financial Development in The Relationship between the Exchange rate Fluctuations and Economic Growth.Journal of Iranian Economic Research. 37: 1-19. (in Persian)
16. MacDonald, R. 2000. The Role of the Exchange Rate in Economic Growth: A Euro-Zone Perspective. NBB Working Paper. 9.
17. McLeod, D. and J. Welch. 1993. Exchange Rate Uncertainty and Economic Growth in Latin America. Federal Reserve Bank of Dallas, research paper. 9338.
18. Moradpour, M., M. Ebrahimi. and V. Abbasion. 2008. The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Private Investment.Journal of Iranian Economic Research. 35: 159-176. (in Persian)
19. Öksüzler, O. 2009. The Effect of Exchange Rate Uncertainty on Private Fixed Investment: Example of Turkey. Anadolu International Conference in Economics, Eskisehir, Turkey.
20. Razin, O. and S. Collins. 1997. Real Exchange Rate Misalignments and Growth. NBER Working Paper. W6174.
21. Salvatore, D. 2009. Theory and Problems of International Economics. Arbab, H. R. Ney Press, 6th ed., Tehran.
22. Schnabl, G. 2008. Exchange Rate Volatility and Growth in Small Open Economies at the EMU Periphery. Journal of Economic Systems. 32: 70–91.
23. Tashkini, A. 2005. Applied Econometrics with Microfit. Artistic and Cultural Institute of Dibagaran, Tehran.

پیوست‌ها

جدول ۱. برآورد معادله رفتاری نرخ ارز واقعی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
lrer(-1)	۱/۳۸	۱۰/۰۳	۰/۰۰
lrer(-2)	-۰/۳۷	-۲/۶	۰/۰۱
c	-۰/۰۵	-۰/۹	۰/۳۷
F=7164.02(0.00)		*R^2 =0.99*	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول۲. آزمون ARCH LM

آماره	آماره محاسباتی	سطح معنی‌داری
F-statistic	۳/۶۸	۰/۰۶
*Obs*R-squared*	۳/۵۶	۰/۰۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. برآورد الگوی GARCH(1,1)

متغیر	ضریب	آماره z	سطح معنی‌داری
C	۰/۰۰۴	۳/۲۷	۰/۰۰۱
resid (-1)^2	۰/۶۱	۲/۷۱	۰/۰۰۶
garch(-1)	-۰/۲۶	-۳/۶۴	۰/۰۰۰
F=2582.6(0.00)		*R^2 =0.99*	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۴. نتایج آزمون ایستایی متغیرها

	متغیر	LY	LL	LK	LE	LRERUN	LIIT	LTOT
آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته	آماره در سطح	-۰/۷۶	۰/۹۶	-۵/۰۴	-۴/۱۲	-۷/۵۳	-۱/۲۰	-۱/۲۶
	آماره در تفاضل	-۸/۰۴	-۲/۸۹	-	-	-	-۵/۱۳	-۴/۶۰
	وضعیت پایایی	*I(1)*	*I(1)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(1)*	*I(1)*
	متغیر	**LY**	**LL**	**LK**	**LE**	**LRERUN**	**LIIT**	**LTOT**
آزمون فیلیپس و پرون	آماره در سطح	-۰/۷۹	-۰/۲۲	-۳/۲۹	-۴/۲۵	-۱۱/۶۳	-۱/۳۶	-۱/۱۴
	آماره در تفاضل	-۸/۲۹	-۲/۷۴	-	-	-	-۵/۱۴	-۴/۴۹
	وضعیت پایایی	*I(1)*	*I(1)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(1)*	*I(1)*

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. برآورد الگوی ARDL(1,0,0,0,00,0)

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
LY(-1)	۰/۲۸	۲/۱۱	۰/۰۴
LL	۱/۱۰	۴/۰۴	۰/۰۰
LK	۰/۳۰	۳/۹۸	۰/۰۰
LE	۰/۲۳	۴/۱۵	۰/۰۰
LRERUN	-۰/۰۰۹	-۱/۷۳	۰/۰۹
LIIT	۰/۰۳۸	۲/۹۷	۰/۰۰
LTOT	-۰/۰۲۱	-۱/۹۲	۰/۰۶
C	-۵/۴۸	-۳/۱۸	۰/۰۰
Durbin 's h-St. = -1.063 (0.28)		*R-Squared=0.99*	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۶. برآورد الگوی بلندمدت

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
LL	۱/۵۵	۵/۳۷	۰/۰۰
LK	۰/۴۳	۷/۲۱	۰/۰۰
LE	۰/۳۲	۶/۵۸	۰/۰۰
LRERUN	-۰/۰۱۳	-۱/۷۱	۰/۰۹
LIIT	۰/۰۵	۴/۱۴	۰/۰۰
LTOT	-۰/۰۳	-۲/۱۸	۰/۰۳
C	-۷/۷۱	-۳/۶۳	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
dLL	۱/۱۰	۴/۰۴	۰/۰۰
dLK	۰/۳۰	۳/۹۸	۰/۰۰
dLE	۰/۲۳	۴/۱۵	۰/۰۰
dLRERUN	-۰/۰۰۹	-۱/۷۳	۰/۰۹
dLIIT	۰/۰۳	۲/۹۷	۰/۰۰
dLTOT	-۰/۰۲	-۱/۹۲	۰/۰۶
dC	-۵/۴۸	-۳/۱۸	۰/۰۰
ecm(-1)	-۰/۷۱	-۵/۱۸	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی