بررسی رابطه نااطمینانی نرخ ارز و صادرات آب مجازی در ایران

جواد شهرکی[۱]*احمد اکبری[۲]سروش کیانی قلعه سرد[۳]

تاریخ دریافت۱۳۹۵/۳/۲۹
تاریخ پذیرش۱۳۹۵/۱۱/۱۷

چکیده

افزایش بی‌رویه در مصرف و همچنین هدررفت آب در بخش کشاورزی مساله مدیریت منابع آب را بیش از پیش حائز اهمیت ساخته است. یکی از مهم‌ترین بخش‌های مصرف آب بخش کشاورزی که بسیار کمتر به آن توجه شده، مساله آب مجازی است که از طریق آن سالانه حجم بسیار بالایی از منابع آبی کشور خارج می‌گردد. در این مطالعه به بررسی یکی از عوامل موثر بر صادرات آب مجازی یعنی نااطمینانی حاصل از نرخ ارز پرداخته شده است. از این رو در این مطالعه با استفاده از روش EGARCH ابتدا نااطمینانی نرخ ارز تخمین زده شده و سپس با استفاده از روش علیت هشیائو رابطه میان نااطمینانی نرخ ارز و صادرات آب مجازی مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد شاخص FPE(i) در دو حالت علی مورد بررسی (۱۴/۴۶ و ۳/۴۳) از شاخص FPE(i,j) (۱۳/۸۲ و ۱/۴۷) بزرگتر بوده و در نتیجه وجود یک رابطه علی دو طرفه میان نااطمینانی نرخ ارز و صادرات آب مجازی در ایران تایید می‌گردد و از این رو می‌توان این دو عامل را متاثر از یکدیگر معرفی کرد. دست‌یابی به این نتایج از یک‌سو لزوم ایجاد ثبات در بخش ارزی کشور و از سوی دیگر مدیریت بخش تولید و صادرات را ضروری می‌داند.

واژه‌های کلیدی: منابع آب، علیت هشیائو، EGARCH ،کشاورزی،

[۱] دانشیار اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران، ۰۹۱۵۳۴۱۴۲۸۱، j.shahraki@eco.usb.ac.ir(نویسنده مسئول)

[2]استاد اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران،۰۹۱۲۲۹۹۴۲۱۵، akbari@eco.usb.ac.ir

[۳] دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران، ۰۹۱۵۰۳۵۰۰۸۴Sororoushkiani@chmail.ir

مقدمه

اثرات کلان اقتصادی نااطمینانی نرخ ارز در جریان تجارت همواره مورد توجه بوده است. و پس از فروپاشی سیستم برتون وودز (Bretton Woods, 1971) در سال ۱۹۷۱ و اتخاذ نرخ ارز شناور در مارس ۱۹۷۳ در ادبیات نظری و تجربی بیشتر مورد توجه قرار گرفت. اما اثرات ویژه آن بر بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی دیگر کمتر مورد بررسی و توجه قرار گرفته است. علاوه بر این، ادبیات قابل توجهی در بررسی عوامل موثر بر دارایی های بین المللی وجود دارد اما تعداد کمی از مقالات تجربی در تجزیه و تحلیل تاثیر نوسانات نرخ ارز وجود دارد (Guglielmo Maria Caporale et al., 2015)

نااطمینانی در نرخ ارز همانگونه که گفته شد بر تجارت تاثیر بسیاری دارد و بی شک صادرات محصولات کشاورزی را نیز تحت تاثیر خود قرار می-دهد. اما آن‌چه‌که صادرات محصولات کشاورزی را از سایر بخش‌های صادراتی متمایز می‌کند مساله آب مجازی و صادرات آن است. اصطلاح آب مجازیبرای اولین بار توسط آلن معرفی شد و به تفسیر مقدار ورودی آب مورد استفاده برای تولید محصولات کشاورزی مانند غلات و دام پرداخت (Allan, 1998).

در سال ۲۰۰۳ هوکسترا (Hoekstra,2003) تعریف کامل تری از آب مجازی را به این شرح ارائه کرد: "آب مجازی، جمع کل آب مورد نیاز برای تولید مقدار معینی از محصول، با توجه به شرایط اقلیمی، مکانی، زمان تولید و راندمان می باشد."(Hoekstra and Hung, 2005). آب مجازی به عنوان یک ابزار قدرتمند برای تعیین کمیت آب واقعی استفاده می شود (Chen and Li. 2015). موقعیت جغرافیای خاص ایران و وضعیت خشک و نیمه خشک بودن کشور بیش از پیش ضرورت مدیریت منابع آبی را ایجاب می‌کند. و بی شک در این مسیر آب مجازی و مدیریت صحیح آن حائز اهمیت می‌گردد.

در واقع ما می توانیم با واردات کالاهای پرآب و صادر کردن کالاهای کم آب سهمی بسزا در منطقه داشته باشیم. باغستانی و مهرایی بشر آبادی طی سال های ۸۲-۱۳۸۰ نشان دادند که واردات آب مجازی از ۱۷۶ میلیارد متر مکعب در سال ۱۳۸۰ به ۱۲۷ میلیارد مترمکعب در سال ۱۳۸۲ کاهش یافته است. همچنین صادرات آب مجازی از ۱۵ میلیارد مترمکعب در سال ۱۳۸۰ به ۲۰/۹ میلیارد مترمکعب در سال ۱۳۸۲ افزایش یافته است (باغستانی، بشرآبادی، ۱۳۸۶). همانگونه که مشاهده می‌شود روند صادرات آب مجازی صعودی و واردات آب مجازی نزولی بوده است. به عبارت دیگر طی این سال‌ها خروج آب مجازی افزایش و ورود آب مجازی در کشور کاهش یافته است.

مطالعات بسیار کمی انجام شده است. برای مثال یانگ و همکاران(Yang et al, 2012) در مطالعه-ای به این نتیجه دست یافتند که وابستگی زیادی بین تجارت بین المللی و مصرف آب بر اساس تجزیه و تحلیل شبکه زیست محیطی وجود دارد. یافته‌های دالین و همکاران (Dalin et al, 2012) نشان داد که تجارت بین المللی بیشتر از نوع محصولات آب بر است. لنزن و همکاران (Lenzen et al., 2013) به این نتیجه رسیدند که شبکه های آب مجازی جهانی به طور قابل توجهی تحت تاثیر صادرات جهانی بوده و به ارزیابی آب مجازی جهانی پرداختند. از کارهای اخیر که برای تجزیه و تحلیل آب مجازی و صادرات آن انجام شده است می‌توان به مطالعات انجام شده در بریتانیا یو و همکاران (Yu et al., 2010) در فرانسه ارسین و همکاران (Ercin et al.,2013) و در اسپانیا دوآرته و همکاران (Duarte et al.,2002) اشاره کرد.

در این مطالعه در پی بررسی تاثیر متقابل نااطمینانی نرخ ارز و صادرات آب مجازی در ایران می-باشیم تفاوت‌هایی که در این مطالعه با سایر مطالعات انجام شده در این زمینه دارد عبارتند از: ۱. مطالعات گذشته در اقتصاد ایران تنها رابطه نااطمینانی نرخ ارز را بر تراز تجاری بررسی کرده‌اند و تاثیر این نااطمینانی بر سایر جنبه‌های اقتصاد مورد آزمون قرار نگرفته است

۲. در مطالعات پیشین جهت بررسی علیت نااطمینانی‌های ارزی با یک عامل دیگر از علیت گرنجر بیشتر استفاده می‌شده است اما در این مطالعه از علیت هشیائو که ضعف‌ها و کاستی‌های علیت گرنجر را ندارد استفاده گردیده است. ۳.رابطه میان نااطمینانی نرخ ارز و صادرات آب مجازی ایران تاکنون مورد ارزیابی نشده است.

در این مطالعه ابتدا روش‌های انجام این پژوهش توضیح داده شده سپس نتایج حاصل از آن ارائه و در نهایت به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری خواهیم پرداخت.

مواد و روش‌ها

مدل GARCH[1]

مدل GARCH در سال ۱۹۸۶ ارائه گردید. حالت ساده این مدل عبارت است از:

$$\sum_{t}^{2} = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \qquad (۱)$$

مدل فوق با GARCH(1,1) نشان داده می‌شود که بیانگر این است که باقی‌مانده‌ها با یک وقفه و واریانس شرطی نیز با یک وقفه در نظر گرفته شده‌اند. حال اگر واریانس را با وقفه نوشته و در این فرمول جایگزین کنیم، خواهیم داشت:

$$\sigma'_t = \alpha'_0 + \alpha'_1 u_{t-1}^2 + \alpha'_2 u_{t-2}^2 + \alpha'_3 u_{t-3}^2 + \cdots \qquad (۲)$$

که در آن:

$$\alpha'_0 = \alpha_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \qquad . \qquad \alpha'_i = \alpha_1 \beta^i$$

بنابراین مدل فوق معادل با ARCH(∞) می‌باشد. در حالت کلی GARCH(p,q) عبارت است از:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \qquad (۳)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \, u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + V_t \qquad (۴)$$

معادله‌ی فوق، به صورت تابعی متشکل از سه قسمت عمده می‌باشد:

α_0: به عنوان جزء ثابت؛ u_{t-i}^2: معرفی‌کننده‌ی عبارت ARCH، که نشان‌دهنده‌ی اطلاعاتی در مورد نوسان از دوره‌های گذشته است و از طریق وقفه‌های توان دوم پسماندهای معادله‌ی میانگین محاسبه می‌شود؛ σ_{t-j}^2 : معرفی‌کننده‌ی عبارت GARCH، که نشان‌دهنده‌ی واریانس دوره‌های گذشته است.

مدل EGARCH*2*

مدل EGARCH یا GARCH نمایی توسط نلسون (۱۹۹۱) پیشنهاد گردید. او در این مدل واریانس‌های شرطی را به صورت دیگری فرمول‌بندی می‌کند. واریانس شرطی مدل GARCH نمایی به صورت زیر محاسبه می‌شود (Nelson,1991):

$$\mathrm{Ln}\sigma_t^2 = \omega + \beta \mathrm{Ln}\sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \qquad (۵)$$

این مدل دارای چند مزیت است. اولاً در این مدل، متغیر وابسته یعنی σ_t^2 به صورت لگاریتمی است و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می‌توانند مثبت یا منفی باشند که در هر حالت σ_t^2 مثبت خواهد شد. بدین ترتیب نیازی به اعمال این محدودیت که ضرایب الزاماً غیر منفی باشند وجود ندارد. ثانیاً در این مدل اگر اثر شوک‌ها نیز نامتقارن باشد، آنها را در نظر می‌گیرد، زیرا γ ضریب u_{t-1} است که u_{t-1} می‌تواند مثبت یا منفی باشد. در اینجا نیز اگر γ برابر صفر باشد، حالت تقارن وجود دارد و در غیر این صورت

[1] Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedatisticity

[2] Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedatisticity

وجود عدم تقارن تائید می‌شود. اگر γ مثبت باشد، نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است. به عبارت دیگر اثر شوک‌های مثبت برابر γ و اثر شوک‌های منفی برابر $\gamma + \alpha$ است (سوری، ۱۳۹۰).

علیت گرنجر

این آزمون بیان‌گر این است که اگر مقادیر گذشته متغیر سری زمانی به طور معنی‌دار بتواند مقادیر X_{t+1} را پیش‌بینی کند، آن گاه گوئیم y علت گرنجری X است و بالعکس. به عبارت دیگر، آزمون مربوطه به نوعی آزمون خود رگرسیون برداری دو متغیره‌ایی به شرح زیر است:

$$X_t = \alpha_\circ + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \beta_j y_{t-j} + u_t \quad (۶)$$

$$y_t = \sigma_\circ + \sum_{i=1}^{m} \sigma_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \beta_j y_{t-j} + V_t \quad (۷)$$

به طوری که اگر در آن x_t و y_t متغیرهای سری زمانی بوده و u_t و v_t جملات اخلال دو رگرسیون و t نیز نشان‌دهنده زمان و i و j شماره وقفه‌ها هستند. در این آزمون فرضیات ما چنین‌اند:

$$H_0 = \sum \beta_j = \sum_{=0} \delta_j \quad (۸)$$

$$H_1 = \sum \beta_j \neq 0, \sum \delta_j \neq 0 \quad (۹)$$

به عبارت دیگر، فرضیه H_0 عدم وجود رابطه علی بین دو متغیر x_t و y_t بوده و فرض مخالف، وجود حداقل یک رابطه علی یک طرفه بین x_t و y_t است.

در روابط بالا، چنان‌چه ضرایب β_j , δ_j به طور معنی‌دار مخالف صفر باشند، در این صورت یک رابطه علی دو طرفه بین x_t و y_t وجود دارد. اگر $H_0 = \sum \beta_j = \sum \delta_j = 0$ (به لحاظ آماری)، آن‌گاه هیچ‌گونه رابطه علی بین دو متغیر وجود نداشته و اگر $\sum \beta_j$ به طور معنی‌داری مخالف صفر و $\sum \delta_j$ برابر صفر باشد، در این صورت یک رابطه علی یک طرفه از y به x وجود دارد و در نهایت چنان‌چه از لحاظ آماری $\sum \beta_j = 0$ و $\sum \delta_j \neq 0$ باشد، آن‌گاه رابطه علی از x به y وجود دارد[1] (گجراتی، ۱۳۸۷).

علیت هیشائو

آزمون علیت هشیائو در حقیقت تعدیل و یا اصلاح شده‌ی آزمونعلیت گرنجر است. لازم به یادآوری است که آزمون علیت گرنجر تسبت به انتخاب طول وقفه بهینه بسیار حساس است. چنان‌چه در انجام این آزمون، طول وقفه‌ی انتخابی کم‌تر از طول وقفه‌ی بهینه (واقعی) باشد، نتایج تورش‌دار خواهد بود و چنان‌چه طول وقفه‌ی انتخابی، بیش‌تر از طول وقفه‌ی مناسب (واقعی) باشد، در این صورت پارامترهای تخمین زده شده ناکارا خواهند بود. به هر حال در این آزمون، عدم انتخاب طول وقفه مناسب و صحیح، موجب بروز مشکلات غیر قابل اغماض در مدل خواهد شد. به همین دلیل، استفاده از این آزمون برای تعیین روابط علی غیرقابل استناد خواهد شد. به منظور برطرف شدن این مشکل، در سال ۱۹۸۱، هشیائو یک روش خود رگرسیونی سیستماتیک برای انتخاب طول وقفه بهینه برای هر کدام از متغیرهای معادله یک رگرسیونی ارائه کرد. این روش در حقیقت ترکیب دو روش علیت گرنجر و خطای پیش‌بینی نهایی آکائیک (AFPE) است، که به عنوان میانگین مربعات خطای پیش‌بینی نامیده می‌شود. با این حساب، ایرادات

[1] آماره آزمون علیت گرنجر دارای توزیع فیشر است برای هر یک ار این فرضیات در صورتی که مقدار فیشر محاسبه شده در آماره گرنجر از مقدار بحرانی فیشر بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم رابطه علی رد می‌شود(ابریشمی، ۱۳۸۱).

آزمون علیت گرنجر بر طرف شده و برای آزمون‌های علیتی معتبر، قابل استناد خواهد شد (مهرگان و همکاران، ۱۳۸۵).

روش و یا تکنیک آزمون علیت گرنجری تصحیح شده (هشیائو)، دو مرحله‌ای است. در مرحله‌ی اول مدل‌های خود رگرسیونی متغیر وابسته تخمین زده می‌شوند، به طوری که ابتدا متغیر وابسته بر روی همان متغیر با یک وقفه رگرس می‌شود. سپس رگرسیون با استفاده از دو وقفه‌ی متغیر وابسته برازش شده و همین طور ادامه پیدا می‌کند. در حقیقت در این گام، M رگرسیون به شرح زیر تخمین زده می‌شود:

$$d(x_t) = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i d(X_{t-i}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

که در آن i از ۱ تا m بوده و نمایانگر طول وقفه است. انتخاب طول وقفه به اندازه نمونه و هم‌چنین ساختار اقتصادی متغیر بستگی دارد. برای تعیین m بهینه، بهتر است ابتدا طول وقفه را بزرگ انتخاب کنیم و سپس بعد از هر تخمین متناسب با

$m\ (i = 1,2,\ldots,m)$ مقدار FPE را برای هر کدام از رگرسیون‌ها به صورت ذیل محاسبه کنیم:

$$FPE(m) = \frac{T+m+1}{T-m-1} ESS(m)/T \quad (۱۱)$$

بطوری که در آن T بیانگر تعداد نمونه بوده و FPE و ESS به ترتیب خطای پیش‌بینی نهایی و مجموع مربعات خطا هستند.

مقدار بهینه‌ی m (m*)، طول وقفه‌ای است که حداقل FPE را ایجاد کند. لذا در گام اول *m را تعیین می‌کنیم و در گام دوم با استفاده از *m انتخاب شده، رگرسیون متناسب با آن تخمین زده می‌شود. اما این بار متغیر دیگر اضافه شده و فرآیند تکرار تخمین با در نظر گرفتن *m ثابت و تکرار وقفه (n) برای متغیر جدید انجام خواهد گرفت.

به عبارت دیگر، انتخاب طول وقفه بهینه برای متغیر جدید، همانند فرآیند گام اول تکرار خواهد شد. لذا رگرسیون‌های تکراری به شکل زیرخواهند بود:

$$d(x_t) = \alpha + \sum_{i=1}^{m^*} \beta_i d(X_{t-i}) + \sum_{j=1}^{n} \delta_i d(y_{t-j}) + \varepsilon_{2t} \quad (۱۲)$$

تکرار تا جایی که j از ۱ تا n تغییر کرده، انجام می‌پذیرد، که در آن n نمایانگر طول وقفه برای متغیر y_t است. بنابراین، طول وقفه بهینه n (n*)، جایی است که FPE زیر حداقل شود:

$$FPE(m^*, n) = \frac{T+m^*+1}{T-m^*-1} ESS(m^*, n)/T \quad (۱۳)$$

به‌طوری که در رابطه‌ی فوق، *m طول وقفه‌ی بهینه برای متغیر x_t و n طول وقفه‌ی متغیر y_t است. T نیز تعداد نمونه است. همان طور که توضیح داده شد، به طوری که مقدار عددی رابطه (۹) به حداقل برسد، طول وقفه‌ی بهینه‌ی n (n*)، تعیین خواهد شد. با تعیین طول وقفه‌ی بهینه n (n*)، در نهایت رگرسیون زیر برازش خواهد شد.

$$d(x_t) = \alpha + \sum_{i=1}^{m^*} \beta_i d(X_{t-i}) + \sum_{j=1}^{n^*} \delta_i d(y_{t-j}) + \varepsilon_{2t} \quad (۱۴)$$

در پایان، برای آزمون علیت هشیائو بین x_t و y_t، با حذف یکی از متغیرها و مقایسه‌ی آن با FPE متناسب با *m و *n که در برگیرنده‌ی متغیر حذف شده نیز می‌باشد، نتیجه علیت تعیین خواهد شد. اگر فرضاً متغیر y را حذف کنیم و FPE مربوط به رگرسیون متناسب *m را به دست آوریم و سپس رگرسیون (۱۴) را رگرس کنیم و FPE متناسب با آن (n*,m*) را با قبلی مقایسه کنیم، به راحتی می-

توانیم جهت علیت بین متغیر x_t و y_t را مشخص کنیم. ملاک تعیین جهت علیت به شرح زیر است:

اگر y_t را از مدل (۱۴) حذف کنیم و FPE(m*) را بدست آورده و سپس آن را با FPE متناسب با n* و m* را که دربرگیرنده‌ی متغیر y_t نیز می‌باشد، مقایسه کنیم. نتایج به شرح زیر خواهد بود:

$$FPE(m^*) < FPE(m^*, n^*) \Rightarrow X \quad (۱۵)$$

$$FPE(m^*) > FPE(m^*, n^*) \Rightarrow X \quad (۱۶)$$

به عبارت بهتر، در حالت معادله (۱۵)، x علیت y نبوده و نمی‌تواند تغییرات آن را سبب شود، ولی در حالت معادله (۱۶)، x می‌تواند علت y بوده و تغییرات آن را توجیه کند. در آزمون علیت گرنجر هشیائو لازم است تمام متغیرها پایا باشند و در صورت ناپایایی متغیرها باید ابتدا از آن‌ها تفاضل‌گیری کرد تا پایا شوند و سپس از تفاضل پایای آن‌ها برای انجام آزمون استفاده کرد .(Hsiao,1981)

آزمون مانایی دیکی فولر

سری زمانی Y_t که بر اساس ساده‌ترین شکل خود، یک مدل خودرگرسیونی از درجه اول است، یعنی:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + U_t \quad , \quad t = 1,2,\ldots \quad (۱۷)$$

برای انجام آزمون اینکه سری زمانی Y_t دارای ریشه واحد است. آزمون فرضیه زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$H_0: \rho = 1 \quad (۱۸)$$

$$H_1: \rho \geq 1 \quad (۱۹)$$

پارامتر ρ را می‌توان به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به صورت زیر برآورد کرد:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^{n}(Y_t - \overline{Y})(Y_{t-1} - \overline{Y})}{\sum_{t=2}^{n}(Y_{t-1} - \overline{Y})^2} \quad (۲۰)$$

این برآوردکننده به گونه‌ای است که وقتی n افزایش می‌یابد، توزیع آماره $\sum n(\hat{\rho} - \rho)$ به سمت توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $(1 - \square^2)$ میل می‌کند. آماره $\sum n(\hat{\rho} - \rho)$ تحت این فرض که $\rho = 1$ است، دارای توزیع نرمال حدی نرمال نیست و شکل استانداردی ندارد.

بنابراین برای انجام آزمون فوق دیکی و فولر[1] (۱۹۷۹) بر اساس برآوردکننده $\hat{\rho}$، آماره $n(\hat{\rho} - 1)$ را پیشنهاد داده‌اند. این آماره دارای یک توزیع حدی است و کمیت‌های بحرانی آن برای آزمون ریشه واحد توسط دیکی و فولر به کمک روش‌های شبیه‌سازی بدست آمده و جدول‌بندی شده است (نوفرستی، ۱۳۷۸)

محاسبه آب مجازی

جهت محاسبه آب مجازی داده‌های مربوط به بیست محصول صادراتی منتخب (سیب، انگور، خرما، سیب زمینی، گردو، گوجه، هندوانه، خیار، بادام، پنبه، پرتقال، چای، کیوی، تخم آفتابگردان، گندم، برنج، عدس، انجیر، توتون و خربزه) طی سال‌های ۱۹۶۱ الی ۲۰۱۳ مورد استفاده قرار گرفت.

مقدار آب مجازی در هر محصول به صورت نسبتی از متوسط نیاز آبی به متوسط عملکرد آن محصول (متر مکعب آب به ازای هر تن محصول) بدست می-آید:

$$SWD_C = \frac{\overline{CWR_C}}{\overline{CY_C}} \quad (۲۱)$$

که در آن SWD_C نیاز ویژه آبی گیاه C (مترمکعب آب به ازا هر تن محصول)، $\overline{CWR_C}$ متوسط نیاز خالص آبی (صرف نظر از باران موثر) در سطح کشور برای محصول C (متر مکعب در هکتار) و $\overline{CY_C}$ متوسط عملکرد محصول C (تن در هکتار) است.

[1] Dickey & Fuller

نتایج و بحث

داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه از متغیرهای نرخ ارز و میزان آب مجازی محصولات منتخب کشاورزی ایران استفاده شده است. داده‌های مربوط به نرخ ارز طی سال‌های ۱۳۵۰ الی ۱۳۹۳ از بانک مرکزی و داده‌های مربوط به آب مجازی محصولات کشاورزی همانگونه که پیش‌تر بیان شد طی سال‌های ۱۹۶۱ الی ۲۰۱۳ از طریق پورتال سازمان خواروبار و کشاورزی سازمان ملل متحد (فائو) اخذ شد.

محاسبه صادرات آب مجازی

به منظور محاسبه آب مجازی محصولات با توجه به توضیحات مطرح شده در روش تحقیق، تقاضای ویژه آب محصولات کشاورزی که سهم عمده‌ای در صادرات بخش کشاورزی ایران را طی دوره مورد بررسی به خود تخصیص داده‌اند، بررسی شده است. از این رو آمار مربوط به بیست محصول کشاورزی صادراتی ایران که دارای سهم صادراتی نسبت به کل صادرات به شرح جدول ذیل را داشته‌اند بررسی گردید:

جدول (۱): نسبت حجم صادرات محصولات منتخب به کل صادرات محصولات کشاورزی

سال	حجم صادرات محصولات منتخب (تن)	حجم کل صادرات (تن)	نسبت محصولات منتخب به کل صادرات (درصد)
۲۰۰۶	۱۱۸۴۰۰۶	۲۰۷۷۷۴۲	۰/۵۷
۲۰۰۷	۱۷۲۵۲۱۶	۲۸۵۶۷۲۶	۰/۶۰
۲۰۰۸	۱۴۷۸۲۲۴	۲۰۶۵۲۶۹	۰/۷۱
۲۰۰۹	۵۴۷۹۷۵	۹۰۳۴۳۷	۰/۶۰
۲۰۱۰	۲۳۸۰۹۶۶	۳۱۸۷۳۶۸	۰/۷۴
۲۰۱۱	۱۳۸۵۱۰۱	۲۱۵۹۱۹۲	۰/۶۴
۲۰۱۲	۹۱۳۶۷۴	۲۸۳۱۹۸۰	۰/۳۳
۲۰۱۳	۱۰۷۲۳۸۵	۲۵۱۷۹۴۶	۰/۴۳

ماخذ: فائو

همانگونه که در جدول فوق مشاهده می‌گردد طی چند سال اخیر حجم این محصولات به صورت وزنی در کل صادرات محصولات کشاورزی نسبت بسیار بالایی بوده و از این رو می‌توان از این محصولات به عنوان نماینده محصولات کشاورزی جهت بررسی صادرات استفاده کرد.

در ادامه به معرفی این محصولات و شاخص‌های آماری آن به شرح جدول ذیل می‌پردازیم.

جدول (۲): بیشینه، کمینه و میانگین صادرات آب مجازی

محصول	بیشینه صادرات آب مجازی (میلیون متر مکعب)	کمینه صادرات آب مجازی (میلیون متر مکعب)	میانگین صادرات آب مجازی (میلیون متر مکعب)	انحراف معیار
سیب	۲۲۲	۰	۳۸/۵۰۷	۵۱/۸۶
انگور	۳/۶۱۴	۰	۱/۲۶	۱/۰۰۵
خرما	۵۳۶	۲/۶۵۱	۱۷۶	۱۲۶
سیب زمینی	۷۲/۳۶۲	۰	۱۱/۷۳	۱۷/۳۱۲
گردو	۲۲/۶۳۷	۰	۲/۷۰۸	۵/۰۹۸
گوجه	۳۶/۰۱۷	۰	۳/۲۴۳	۶/۶۰۷
هندوانه	۷۴/۵۵۶	۰	۸/۳۵۸	۲۰/۸۲۲
خیار	۵/۸۵۳	۰	۰/۴۷۳	۱/۲۹۴
کیوی	۱/۹۳۱	۰	۰/۱۵۶	۰/۳۶۴
بادام	۱۶۵	۰	۷/۸۲۳	۲۴/۴۶۴
پنبه	۱۴۵۸۷۰	۰	۲۰۷۶۳/۱	۳۸۷۴۵/۳
پرتقال	۶۱۴۲۵	۰	۸۶۴۴/۱۶۷	۱۳۶۸۰/۱
چای	۷۷۰۲۸	۰	۷۵۰۱/۰۱	۱۳۸۹۰/۵۲
تخم آفتابگردان	۶۴۷۱۶	۰	۹۷۸۲/۴۵	۱۵۵۲۴/۵۳
گندم	۵۲۰۳۲۸	۰	۲۸۵۲۸/۷۶	۱۰۶۱۴۰/۹
برنج	۱۰۵۹۸	۰	۶۲۳/۰۲	۱۸۴۵/۱۲
عدس	۱۰۰۱۷	۰	۴۳۳/۸۳	۱۷۷۷/۲۱
انجیر	۱۰۱۸۴	۰	۲۹۱۶/۳۳	۳۶۶۸/۴۸۷
توتون	۹۷۱۶	۰	۱۱۵۱/۸۳	۲۱۳۸/۷۷
خربزه	۲۰۴۲۳۹	۰	۲۸۷۳۵/۵۲	۵۱۳۶۷/۰۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی مانایی متغیرها

جهت بررسی مانایی نرخ ارز از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] استفاده شده است. این آزمون به دلیل این‌که آماره‌ای را که معرفی می‌کند دارای یک توزیع حدی بوده و کمیت‌های بحرانی آن برای آزمون ریشه واحد به وسیله‌ی روش‌های شبیه سازی به دست آمده و جدول‌بندی شده است، نسبت به سایر روش‌های آزمون مانایی ارجحیت دارد. مطابق نتایج این آزمون مانایی متغیر نرخ ارز با آماره ۸/۵۴- در سطح ۹۹ درصد تایید می‌شود.

و همانگونه که ذکر شده است مانایی داده‌های نرخ ارز با در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری بوده که نتایج بدست آمده از الگوی IO[2] حاکی از شکست ساختاری در سال ۱۳۹۰ نیز بوده است.

تخمین مدل

.برآورد بهترین مدل معادله میانگین نرخ تورم و نرخ ارز

ابتدا با استفاده از معیار شوارز[3] مقدار بهینه وقفه نرخ تورم و نرخ ارز را تعیین می‌کنیم. از این رو در وقفه‌های مختلف به برآورد معیار شوارز می‌پردازیم. و وقفه‌ای که دارای کمترین مقدار آماره شوارز باشد، وقفه بهینه است که به شرح جدول (۳) است.

جدول (۳): تعیین مقدار وقفه بهینه

وقفه	معیار شوارز SC نرخ ارز
۰	۲۰/۸۳
۱	۱۸/۵۷
۲	۱۸/۲۴*
۳	۱۸/۳۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همانگونه که در جدول شماره ۳ مشاهده می‌گردد کمترین مقداره معیار شوارز برای متغیر نرخ ارز مربوط به وقفه دوم می‌باشد.

تخمین نااطمینانی نرخ ارز

با در نظر گرفتن الگوی EGARCH مدل‌های مختلف برازش شد که در پایان بهترین EGARCH که دارای مشخصه شوارز کمتر بود انتخاب گردید. نتایج این بررسی‌ها به شرح جدول ذیل است:

[1] Augmented Dicky *Fuller*

[2] الگوی پسماند دور افتاده ابداعی (IO)، که بیشتر تغییرات تدریجی را در سری زمانی مشخص می‌کنند.

[3] Schwarz information criterion

جدول (۴): برازش مدل‌های مختلف EGARCH برای نااطمینانی نرخ ارز

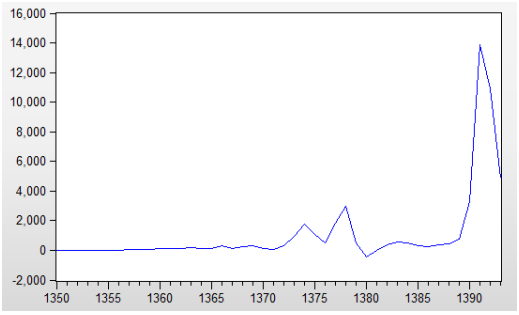
	برازش EGARCH					
	ARCH(1) GARCH(1)	ARCH(0) GARCH(1)	ARCH(0) GARCH(2)	ARCH(1) GARCH(0)	ARCH(2) GARCH(0)	ARCH(2) GARCH(2)
معیار شوارز SC	۱۸/۳۸	۱۹/۶۳	۱۹/۷	۱۹/۶۴	۱۷/۶۸	۱۵/۹۲*

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همانگونه که در جدول (۴) مشخص است مدل EGARCH(2,2) بدلیل کمتر بودن معیار شوارز به عنوان مدل بهینه انتخاب می‌گردد. و به عنوان معیار تخمین نااطمینانی ارز، سری زمانی نااطمینانی نرخ ارز تخمین زده می‌شود. مدل برآوردی برای این منظور به صورت زیر خواهد بود:

$$GARCH = C(4) + C(5) * RESID(-1)^2 + C(6) * RESID(-2)^2 + C(7) * GARCH(-1) + C(8) * GARCH(-2) \quad (۱۴)$$

در ادامه به پیش‌بینی نااطمینانی با استفاده از مدل EGARCH(2,2) پرداخته می‌شود و از واریانس شرطی نرخ ارز به عنوان جانشین برای نااطمینانی نرخ ارز استفاده می‌شود



شکل (۱): نااطمینانی نرخ ارز

شکل شماره ۱ واریانس شرطی نرخ ارز است که به عنوان جانشینی برای نااطمینانی نرخ ارز استفاده شده است.

پس از برآورد نااطمینانی نرخ ارز در مرحله بعد باید عدم وجود نااطمینانی در جملات اخلال تخمین EGARCH(0,2) را آزمون کرد. برای این منظور با استفاده از آزمون LM-ARCH، واریانس ناهمسانی جمله اختلال را مورد آزمون قرار می‌گیرد. جدول شماره ۵ نتایج آزمون ناهمسانی واریانس جمله اخلال را نشان می‌دهد.

جدول (۵): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

آماره آزمون	کمیت آماری	مقدار احتمال
آماره F	۹/۷۶	۰/۰۰
R^2 × تعداد مشاهدات	۸/۲۷	۰/۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

همانطور که مشخص است فرض عدم وجود همسانی بین اجزای اخلال رد شده است لذا اثر ARCH وجود دارد.

آزمون علیت هشیائو

حال به بررسی رابطه علیت بین متغیرهای مدنظرمی‌پردازیم. موضوع اصلی این است که جهت علیت از سوی کدام متغیر است؛ یعنی در بررسی‌های دو به دوی این متغیرها کدامیک از دو متغیر مورد نظر، باعث تغییرات دیگری میشود. برای بررسی این موضوع از آزمون علیت استفاده می‌شود. با توجه به بازه زمانی مورد استفاده در این تحقیق، تعداد وقفه-های آزمون در هر دو جهت، ۶ انتخاب شده است. نتایج آزمون علیت هشیائو میان هر دو متغیر به تفکیک آمده است.

بررسی رابطه نااطمینانی نرخ ارز و صادرات آب مجازی

نخست رابطه علی از نااطمینانی نرخ ارز به صادرات آب مجازی را بررسی می‌کنیم. نتایج آن به شرح جدول ذیل است.

جدول (۶): نتایج آزمون علیت هشیائو از نااطمینانی نرخ ارز به صادرات آب مجازی

تعداد وقفه	$FPE(i)$	$FPE(i^*,j)$
۱	۱۸/۰۷	۱۴/۷۴
۲	۱۵/۲۲	۱۵/۴۴
۳	۱۵/۹۸	۱۵/۸۵
۴	۱۴/۴۶*	۱۶/۱۷
۵	۱۶/۰۸	۱۶/۸۹
۶	۱۶/۳۵	۱۳/۸۲*

ماخذ: نتایج تحقیق

همانگونه که در جدول فوق مشاهده می‌شود، کم‌ترین مقدار $FPE(i)$ در وقفه ۴، با مقدار ۱۴/۴۶ و کمترین مقدار $FPE(i^*,j)$ در وقفه ۶، با مقدار ۱۳/۸۲ به‌دست آمده است. مقایسه این دو مقدار بهینه نشان می‌دهد که:

$FPE(i^*,j) < FPE(i^*)$ و در نتیجه نااطمینانی نرخ ارز علت صادرات آب مجازی ایران است. و از این سمت رابطه علی وجود دارد.

سپس رابطه علی از صادرات آب مجازی به نااطمینانی نرخ ارز سنجیده شد که نتایج آن عبارت است از:

جدول شماره (۷): نتایج آزمون علیت هشیائو از صادرات آب مجازی به نااطمینانی نرخ ارز

ماخذ: نتایج تحقیق

تعداد وقفه	$FPE(i)$	$FPE(i^*,j)$
۱	۳/۸۳	۲/۳۱
۲	۳/۴۳*	۲/۳۴
۳	۳/۵۱	۲/۲۴
۴	۳/۶۵	۲/۳۴
۵	۳/۸۲	۱/۶
۶	۴	۱/۴۷*

چنان‌که در جدول (۷) مشاهده می‌شود، کم‌ترین مقدار $FPE(i)$ در وقفه ۲، با مقدار ۳/۴۳ و کم‌ترین مقدار$FPE(i^*,j)$ در وقفه ۵، با مقدار ۱/۴۷ به‌دست آمده است. مقایسه این دو مقدار بهینه نشان می‌دهد که $FPE(i^*,j) < FPE(i^*)$ و در نتیجه می‌توان گفت صادرات آب مجازی علت نااطمینانی نرخ ارز است. و از این سمت نیز رابطه علی وجود دارد. در نتیجه می‌توان گفت رابطه میان نااطمینانی نرخ ارز و صادرات آب مجازی ایران رابطه‌ای علی دو طرفه است.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

محدودیت منابع آب و کمبود رو به تزاید آن به عنوان یکی از اساسی‌ترین مشکلات حال و آینده جهان امروزی شناخته می‌شود. کشور ما باتوجه به وضعیت خاص خود از نظر منابع آبی بیش از همیشه خود را با مشکل کمبود منابع آبی مواجه می‌داند. باتوجه به حجم بالای آب مصرفی در بخش کشاورزی و شناخته شدن این بخش به عنوان مهم‌ترین عامل مصرف آب، آگاهی از عوامل اثر گذار بر مصرف آن دارای اهمیت ویژه‌ای است.

با مطرح شدن مساله آب مجازی به عنوان یکی از جنبه‌های انتقال آب، تلاش‌های بسیاری جهت محاسبه مقدار آن در محصولات مختلف کشاورزی و میزان صادرات و واردات جهت مدیریت آن انجام شده است. اما آن‌چه‌که تا کنون مورد توجه قرار نگرفته است بررسی عوامل و علل اثر گذار بر سطح صادرات آب مجازی است. نرخ ارز به عنوان یکی از اساسی‌ترین عوامل موثر بر صادرات در این میان نقشی اساسی دارد. اما علاوه بر نرخ ارز، نااطمینانی که در مورد آن نیز وجود دارد تاثیر بسیاری بر میزان صادرات خواهد گذاشت. از این رو در این مطالعه به بررسی رابطه میان نااطینانی نرخ ارز و صادرات آب مجازی پرداخته و با محاسبه آب مجازی در محصولات عمده صادراتی ایران و همچنین نااطمینانی نرخ ارز به بررسی رابطه علی بین این دو متغیر پرداخته شد.

نتایج این پژوهش حاکی از وجود یک رابطه علی دو طرفه میان نااطمینانی نرخ ارز و صادرات آب مجازی در ایران بود. از این رو وجود یک رابطه دو طرفه و اثرگذاری و اثرپذیری این دو از یکدیگر تایید می‌گردد. حجم بالای صادرات سالانه آب بصورت مجازی نیاز به کنترل عوامل اثر گذار بر آن همچون نرخ ارز و نااطمینانی حاصل از آن را بیش از پیش مطرح می‌کند. از سوی دیگر نااطمینانی نرخ ارز به این دلیل که بر صادرات آب مجازی اثرگذار است نیاز توجه به آن و کنترل آن را در اولویت قرار می‌دهد. از این رو آن‌چه را که می‌توان به عنوان مهم‌ترین عامل در مدیریت منابع آبی از طریق آب مجازی مطرح کرد علاوه بر سیاست‌های کنترلی صادرات محصولات

پرمصرف آبی، سیاست‌های تثبیتی نرخ ارز و جلوگیری از شکل‌گیری نوسانات این بخش است. علاوه بر موارد توصیه‌ای فوق این پیشنهادات را نیز می‌توان مطرح کرد:

۱. حرکت به سمت واردات در محصولات کشاورزی که آب زیادی جهت تولید نیاز دارند. به عبارت دیگر در محصولاتی که آب مجاز بالایی دارند بجای توسعه صادرات، توسعه واردات صورت بگیرد.

۲. اجرای سیاست‌های تشویق کشاورزان و باغدارن به سمت تولید محصولات با آب مجازی کم.

۳. فرهنگ سازی و اطلاع رسانی در زمینه آب مجازی به کشاورزان و مردم.

۴. آموزش بیشتر در زمینه مدیریت مزرعه به کشاورزان در زمینه های انتخاب روش آبیاری، تعیین دور مناسب آبیاری، مدیریت زمان آبیاری و...

منابع

باغستانی، ع.، و ح، مهرابی بشرآبادی. ۱۳۸۶. مفهوم آب مجازی و کاربرد آن در تعیین الگوی تجارت محصولات کشاورزی ایران. نهمین سمینار سراسری آبیاری و کاهش تبخیر، کرمان، بهمن ماه. ۵ صفحه.

سوری، ع. ۱۳۹۰. اقتصاد سنجی همراه با کاربرد ای ویوز ۷. چاپ سوم، انتشارات فرهنگ شناسی، تهران. ۲۳۲ صفحه.

مهرگان، ن.، م، عزتی.، ح، اصغرپور. ۱۳۸۵. بررسی رابطهٔ علّی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره سوم، ص ۹۵-۱۰۱

Allan, J.A. 1998. Virtual water: a strategic resource global solutions to regional deficits. Ground Water 36 (4): 545-546.

Dalin, C., M. Konar,. N. Hanasaki,. A. Rinaldo and L. Rodriguze,. 2012 .Evolution of the global virtual water trade network. Proc. Natl. Acad. Sci. U. S. A. 109 (16): 5989-5994.

Duarte, R., J. Sanchez And J. Bielsa. 2002. Water use in the Spanish economy: an input-output approach. Ecol. Econ. 43 (1): 71-85.

Ercin, A.E., M, Mekonnen and A, Hoekstra. 2013. Sustainability of national consumption from a water resources perspective: the case study for France. Ecol. Econ. 88: 133-147.

Chen, G.Q., and J.S. Li. 2015. Virtual water assessment for Macao, China: highlighting the role of external trade. Journal of Cleaner Production 93: 308-317

Hsiao, C. 1981. Autoregresive Modeling and Money Income Causality Detection. Journal of Monetary Economics. 7: 85-106.

Hoekstra, A.Y and P.Q. Hung. 2005. Globalization of water resources: International virtual water flows in relation to crop trade**,** Global Environmental Change 15(1): 45-56.

Lenzen, M., D, Moran., B, Bhaduri., K, Kanemoto., M, Bekchanov., A, Geschke and B, Foran. 2013. International trade of scarce water. Ecol. Econ. 94: 78-85.

Nelson, D.B. 1991. Conditional Hetero skedasticity in Asset Returns. A New Approach. Econometrical 59: 347–370.

Toda, H. and Y. Yamamoto. 1995. Statistical inference in Vector Autoregressions with possibly integrated processes. Journal of Econometrics, 66: 225-250.

Yang, Z., X, Mao., X, Zhao and B, Chen. 2012. Ecological network analysis on global virtual water trade. Environ. Sci. Technol. 46 (3) : 1796-1803.

Yu, Y., K, Hubacek., K, Feng and D, Guan. 2010. Assessing regional and global water footprints for the UK. Ecol. Econ. 69 (5) : 1140-1147.

Examining the Relationship Between Exchange Rate Uncertainty and Virtual Water Export in Iran

Javad Shahraki * Ahmad Akbari Soroush Kiani Ghalehsard

Abstract

The uncontrolled use and wasting of water in the agriculture sector gives greater importance than ever before to the question of water resources management. One of the most important uses of water in the agriculture sector, which has received much less attention than the others, is virtual water export through which a very large volume of Iran's water resources leaves the country every year. This research studies the exchange rate uncertainty, which is one of the influential factors in virtual water export. Therefore, in this study first we use EGARCH method to estimated exchange rate uncertainty and then we use Hsiao causality method to show relationship between exchange rate uncertainty and the export of virtual water. The findings show that the FPE(i) index values in the two studied causal states, (14.46 and 3.43) are respectively larger than that of the FPE (i, j) index value (13.82 and 1.47). This fact confirms that there is a mutual causal relationship between exchange rate uncertainty and virtual water export of Iran. Therefore, we can say these two factors influence on each other. These results point to the need for stability in the foreign currency of the country on the one hand and management of the production and export sectors on the other hand

Keywords: Water Resources, Hsiao's Causality, EGARCH, Agricultural, Iran