# بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی و تجارت دوجانبه محصولات کشاورزی: تحلیل داده‌های تلفیقی

سمانه غزالی[1*] و منصور زیبایی[2]

۱- دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز.

۲-استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز.

*Email: samane.ghazali@gmail.com

## چکیده

این مطالعه به بررسی تاثیر نرخ ارز و بی‌ثباتی آن بر تجارت دوجانبه محصولات کشاورزی بین ایران و چهار شریک تجاری ( انگلیس، امارات متحده عربی، عربستان صعودی و کانادا)، با استفاده از تحلیل اثرات ثابت ( fixed effect) برای داده‌های سالانه در دوره ۲۰۰۰- ۲۰۱۰، پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که اولا بی‌ثباتی نرخ ارز نسبت به سطوح نرخ ارز دارای تاثیر معنی‌دارتری بر حجم صادرات محصولات کشاورزی بوده، در حالی‌که برای واردات محصولات کشاورزی سطوح نرخ ارز دارای اثر قوی‌تر می‌باشند. دوما بی‌ثباتی نرخ ارز باعث کاهش حجم تجارت در هر دو جهت شده، اما دارای تاثیر بزرگتر بر حجم واردات محصولات کشاورزی نسبت به حجم صادرات آن می‌باشد و سوما رشد درامد ایران باعث افزایش حجم واردات محصولات کشاورزی به کشور شده، درحالی‌که رشد درامد شرکای تجاری، افزایش حجم صادرات محصولات کشاورزی از ایران را درپی داشته است. این یافته‌ها، قادر به ارایه رهنمودهایی برای درک الگوهای اخیر تجاری محصولات کشاورزی ایران بوده و جهت‌گیری‌هایی را برای تحقیقات آینده پیشنهاد می‌نمایند.

**کلمات کلیدی: تجارت کشاورزی، نرخ ارز، بی‌ثباتی نرخ ارز، تخمین اثرات ثابت.**

**مقدمه**

بعد از مقاله سچو[1] ( ۱۹۷۴)، نقش نرخ مبادلاتی ارز در تجارت کشاورزی به‌عنوان یک متغیر اصلی، مورد توجه قرار گرفته است. پیش از آن نرخ مبادلاتی ارز یک متغیر فراموش شده، در مباحث تجارت و توسعه کشاورزی بوده است، که از آن به بعد موضوع اصلی بسیاری از مطالعات قرار گرفته است. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز به‌دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای اقتصادی، فاکتور کلیدی محسوب شده و از این رو توجه بسیاری از سیاست‌گذاران تجاری را به خود جلب کرده است ( چامبرز[2] ۱۹۸۱، چامبرز و جوز[3] ۱۹۸۱، گارنر[4] ۱۹۸۱، مک‌کالا[5] ۱۹۸۲، باتن و بلونگیا[6] ۱۹۸۶، بسلر و بابولا[7] ۱۹۸۷، برادشاو و اوردن[8] ۱۹۹۰، لیو و همکاران[9] ۱۹۹۳ و اوردن[10] ۲۰۰۲).

یکی از موضوعات مهم در این حوزه، بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی و تاثیر آن بر عملکرد متغیرهای اقتصاد کلان و به‌ویژه تجارت خارجی یک کشور است، برخی مطالعات روی آن تمرکز داشته‌اند ( آندرسون و گارسیا[11] ۱۹۸۹، چو و همکاران[12] ۲۰۰۲، وانگ و باریت[13] ۲۰۰۷، کاندی‌لوو[14] ۲۰۰۸، فوگارسی[15] ۲۰۱۰، هال و همکاران[16] ۲۰۱۰ و ایردیم و همکاران[17] ۲۰۱۰).

آغاز سیستم نرخ ارز شناور در سال ۱۹۷۳ یک بی‌ثباتی و نااطمینانی را در خصوص نرخ ارز ایجاد کرد. این امر به‌عنوان یکی از مسائل و موضوعات موثر بر جریان تجاری کشورها، در بین پژوهشگران و سیاست‌گذاران اقتصادی مطرح گردید. در مورد جهت و چگونگی تاثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت خارجی اتفاق نظر وجود ندارد. مدل‌های نظری تعادل جزئی نشان می‌دهند که بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت تاثیر منفی دارد. این امر برای بنگاه‌های

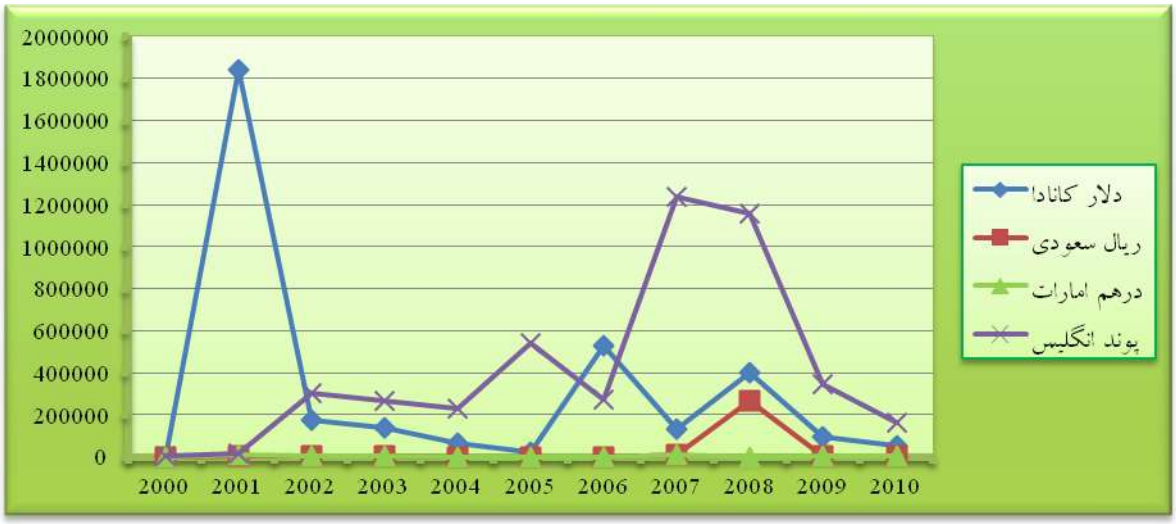
[1]. Schuh
[2]. Chambers
[3]. Just
[4]. Gardner
[5]. McCalla
[6]. Batten and Belongia
[7]. Bessler and Babula
[8]. Bradshaw and Orden
[9]. Liu et al.
[10]. Orden
[11]. Anderson and Garcia
[12]. Cho et al.
[13]. Wang and Barrett
[14]. Kandilov
[15]. Fogarasi
[16]. Hall et al.
[17]. Erdem et al.

ریسک‌گریزی که مجبور هستند در مورد تجارت، به هنگام بی‌ثباتی نرخ ارز تصمیم بگیرند، بیشتر صادق است ( کلارک[1] ۱۹۷۳ و هوپر و کولهاگین[2] ۱۹۷۸).

از سوی دیگر برخی معتقدند که حتی تحت شرایط وجود فرضیه ریسک‌گریزی، تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت می‌تواند مثبت باشد. دی‌گراوی[3] ( ۱۹۸۸) بیان می‌کند که افزایش ریسک با اثرات جانشینی و درامدی همراه است. اثرات جانشینی بیانگر کاهش فعالیت‌های تجاری در اثر افزایش ریسک نرخ ارز و حرکت از فعالیت‌هایی با ریسک بالا به‌سمت فعالیت‌هایی با ریسک پایین می‌باشد. همچنین، اثر درامدی بیانگر کاهش مطلوبیت انتظاری درامدهای تجاری با افزایش ریسک ارز و انتقال منابع می‌باشد. با غلبه اثر درامدی بر اثر جانشینی، بی‌ثباتی نرخ ارز تاثیر مثبت بر فعالیت‌های تجاری خواهد داشت.

در نهایت، رابطه بین بی‌ثباتی نرخ ارز و جریان تجارت به لحاظ تئوریکی نامعین می‌باشد. بنابراین می‌توان استدلال کرد که جهت و مقدار تاثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت بیشتر یک بحث تجربی است تا نظری، بطوری‌که بسته به شرایط حاکم بر اقتصاد کشورها، جهت و شدت تاثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت کشورها متفاوت است.

شکل ۱، روند بی‌ثباتی نرخ مبادلاتی ریال ایران در برابر پول رایج چهار شریک تجاری انگلیس، امارات متحده عربی، عربستان صعودی و کانادا را نشان می‌دهد.




شکل ۱. بی‌ثباتی نرخ ارز ایران در برابر چهار شریک تجاری

[1]. Clark
[2]. Hooper and Kohlhagen
[3]. De Grauwe

همان‌گونه که در شکل ۱ نشان داده شده است، ریال ایران در برابر ریال صعودی و درهم امارات دارای ثبات تقریبی در فاصله زمانی ۲۰۰۰–۲۰۱۰ می‌باشد. اما نوسانات آن در برابر دلار کانادا و پوند انگلیس در همان دوره زمانی، قابل توجه بوده است. این مشاهدات، بررسی تاثیرپذیری تجارت محصولات کشاورزی ایران را نسبت به بی‌ثباتی نرخ مبادلاتی جالب نموده است. لذا این مقاله با هدف بررسی نقش بی‌ثباتی نرخ مبادلاتی ارز بر تجارت محصولات کشاورزی ایران انجام شده است که دو متغیر بی‌ثباتی نرخ ارز و تجارت محصولات کشاورزی از اهمیت اقتصادی بالایی برخوردارند.

## پیشینه تحقیق

در سال‌های اخیر مطالعات متعددی به بررسی تاثیر بی‌ثباتی و شدت نوسانات نرخ ارز حقیقی بر تجارت محصولات کشاورزی ایران پرداختند، که از این بین می‌توان به مطالعه هژبرکیانی و نیک‌اقبالی ( ۱۳۷۹)، کرمی و زیبایی ( ۱۳۸۷)، احسانی و همکاران ( ۱۳۸۸) و اصغرپور و همکاران ( ۱۳۹۱) و از بین مطالعات خارجی می‌توان به مطالعه آندرسون و گارسیا ( ۱۹۸۹)، چو و همکاران ( ۲۰۰۲)، وانگ و باریت ( ۲۰۰۷)، کاندی‌لوو ( ۲۰۰۸)، فوگارسی ( ۲۰۱۰)، هال و همکاران ( ۲۰۱۰) و ایردیم و همکاران ( ۲۰۱۰) اشاره نمود. که نتایج برخی از این مطالعات در زیر آورده شده است.

کرمی و زیبایی ( ۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی با استفاده از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی برای دو محصول خرما و پسته پرداختند. در این مطالعه صادرات پسته به سه کشور آلمان، انگلیس و ایتالیا و صادرات محصول خرما به سه کشور آلمان، انگلیس و ترکیه مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از بررسی تاثیر نوسان‌پذیری نشان می‌دهد که نوسان‌پذیری نرخ ارز، دارای اثرات متفاوتی بر روی میزان صادرات محصولات ذکر شده به کشورهای مختلف می‌باشد لذا در این رابطه توجه به کشور هدف ضروری به‌نظر می‌رسد.

احسانی و همکاران ( ۱۳۸۸) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز موزون واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران طی سال‌های ۱۳۸۳– ۱۳۳۸ را مورد بررسی قرار دادند. روش اقتصاد سنجی استفاده شده از دو تکنیک یوهانسن– جوسیلیوس و خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی می‌باشد. بر اساس یافته‌های تحقیق اثر مثبت نرخ ارز و اثر منفی بی‌ثباتی آن بر صادرات غیرنفتی مورد تایید قرار گرفته است.

اصغرپور و همکاران ( ۱۳۹۱) به ارزیابی تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر صادرات بخش کشاورزی در ایران طی دوره ۱۹۷۴– ۲۰۰۷ پرداخته‌اند. رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده[1]

[1]. Full Modified Ordinary Least Square

براورد شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای واردات محصولات کشاورزی و درجه باز بودن تجاری تاثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات بخش کشاورزی داشته و اثر متغیرهای رابطه مبادله و بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر این متغیر منفی و معنی‌دار بوده است.

فوگارسی ( ۲۰۱۰) در مطالعه خود از داده‌های تلفیقی کشور رومانی طی دوره ۱۹۹۹– ۲۰۰۸ به بررسی بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر صادرات محصولات کشاورزی پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر صادرات کشاورزی کشور رومانی ( به شرکای تجاریش در اروپای شرقی) داشته است، به‌طوری‌که ۱۰ درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز منجر به ۵ درصد کاهش در صادرات کشاورزی کشور رومانی شده است.

هال و همکاران ( ۲۰۱۰) طی مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی میان بی‌ثباتی نرخ ارز و صادرات در دو گروه اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه پرداختند. ایشان دراین مطالعه که به‌صورت داده‌های تابلویی می‌باشد، به این نتیجه رسیدند که تاثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات تنها در گروه کشورهای در حال توسعه مصداق داشته و در اقتصادهای نوظهور به‌خاطر وجود بازارهای باز سرمایه اثر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز تا حدودی خنثی شده و تاثیر معنی‌داری بر صادرات این کشورها ندارد.

ایردیم و همکاران ( ۲۰۱۰) تاثیر سطوح نرخ ارز و بی‌ثباتی آن را در تجارت دوجانبه کشاورزی میان ترکیه و ۲۰ شریک بزرگ تجاری با استفاده از تحلیل هم‌جمعی داده‌های تلفیقی[1] برای دوره ۱۹۸۰– ۲۰۰۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیقات ایشان بیانگر تاثیر پایین‌تر نرخ ارز بر تجارت دوجانبه نسبت به بی‌ثباتی آن می‌باشد. بطوری‌که نوسانات نرخ ارز حجم تجارت را در هر دو جهت کاهش داده اگرچه میزان کاهش در حجم واردات بیشتر از میزان کاهش در حجم صادرات محصولات کشاورزی بوده است.

در اکثر مطالعات انجام شده به‌دلیل وجود فرایند ریشه واحد در سری‌های مورد بررسی، کاربرد مدل‌های هم‌جمعی بر الگوهای اریب هم‌زمانی، برای اجتناب از رگرسیون کاذب اولویت یافته است. بررسی آن مطالعات نشان می‌دهد که اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت محصولات کشاورزی در کشورهای گوناگون و با استفاده از روش‌های مختلف دارای نتایج متفاوت است. اگرچه در بیشتر این مطالعات تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت منفی و معنی‌دار بوده است.

## فرضیه‌ها وسوالات تحقیق

در راستای انجام این مطالعه، فرضیه‌ها و سوالات تحقیق به‌صورت زیر می‌باشند:

۱.آیا بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی دارای تاثیر معنی‌دار بر تجارت دوجانبه کشاورزی ایران می‌باشد؟

[1]. panel cointegration analysis

۲.آیا بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی تراز تجاری را بهبود می‌بخشد؟

۳.آیا درامد ملی حقیقی ایران و شرکای تجاری بر تجارت دوجانبه کشاورزی اثرگذارند؟

## روش‌شناسی

### خصوصیات مدل

در براورد اثرات نرخ ارز بر جریانات تجاری کشورها، یک روش سنتی برای تخمین کشش‌های تقاضای واردات و صادرات برای تعیین وجود شرط مارشال-لرنر[1] ( ML)، وجود دارد. این آزمون شامل رگرسیون حجم صادرات ( واردات) روی قیمت‌های صادراتی ( وارداتی) و روی درامد خارجی ( داخلی) است. بهمنی-اسکویی و گوسوامی[2] ( ۲۰۰۴) خاطر نشان کردند که این روش در سطح دوجانبه امکان‌پذیر نیست و بیشتر مطالعات جدید روی تخمین کشش تجاری دوجانبه با استفاده مستقیم از رگرسیون ارزش صادرات و واردات روی نرخ ارز حقیقی و درامد، تمرکز دارند ( بهمنی-اسکویی و گوسوامی ۲۰۰۴، بهمنی-اسکویی و همکاران ۲۰۰۵ و بهمنی-اسکویی و هاروی[3] ۲۰۰۶). با استفاده از مطالعه بهمنی-اسکویی و گوسوامی ( ۲۰۰۴)، معادلات بلندمدت دوجانبه واردات و صادرات محصولات کشاورزی به‌صورت ۱ و ۲ ارایه می‌شوند:

$$\ln EX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y^*_{it} + \alpha_2 \ln REXR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$\ln IM_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln REXR_{it} + u_{it} \quad (۲)$$

$t$ بیانگر دوره زمانی، $EX_{it}$ارزش صادرات محصولات کشاورزی ایران به شریک تجاری $i$ ، $IM_{it}$ ارزش واردات محصولات کشاورزی ایران از شریک تجاری $i$، $Y^*_i$ درامد حقیقی شریک تجاری $i$، $Y$ درامد حقیقی ایران و $REXR_{it}$ نرخ ارز دوجانبه حقیقی بین ایران و شریک تجاری $i$ می‌باشد.

بی‌ثباتی نرخ ارز به‌عنوان نقطه مقابل سطوح نرخ ارز بوده که می‌تواند برای تجارت کشاورزی بخاطر ماهیت ریسک-گریزی آن و هزینه‌های تعدیل مطرح باشد ( کاندی‌لوو، ۲۰۰۸)، اما چنین اثری به‌خوبی روشن نیست. به‌عنوان مثال، بی‌ثباتی نرخ ارز می‌تواند، وسیله‌ای برای جبران زیان در موسسات اعتباری بکار رود ( بهمنی-اسکویی و وانگ، ۲۰۰۸). ریسک‌گریزی می‌تواند تجار را به تجارت بیشتر برای پیشگیری از زیان آینده وادار کند، در صورتی‌که تابع

[1]. Marshall-Lerner
[2]. Bahmani-Oskooee and Goswami
[3]. Harvey

سود با توجه به قیمت‌های صادراتی کاملا محدب باشد ( دی‌گراوی، ۱۹۸۸). تئوری چند پیش‌بینی روشن را فراهم می‌کند و موضوع تا حد زیادی تجربی است.

برای تخمین بی‌ثباتی نرخ ارز روی تجارت، بهمنی-اسکویی و وانگ ( ۲۰۰۸)، مدل‌های تعمیم‌یافته صادرات و واردات را ارائه داده‌اند. معادلات ۱ و ۲ با اضافه کردن اندازه بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی ( REXRU) به‌صورت معادلات ۳ و ۴ درآمده‌اند:

$$\ln EX_{it} = \acute{\alpha}_0 + \acute{\alpha}_1 \ln Y^*_{it} + \acute{\alpha}_2 \ln REXR_{it} + \acute{\alpha}_3 \ln REXRU_{it} + \acute{\varepsilon}_{it} \qquad (۳)$$

$$\ln IM_{it} = \acute{\beta}_0 + \acute{\beta}_1 \ln Y_t + \acute{\beta}_2 \ln REXR_{it} + \acute{\beta}_3 \ln REXRU_{it} + \acute{u}_{it} \qquad (۴)$$

علامت انتظاری $\acute{\alpha}_1$ مثبت است، یعنی رشد اقتصادی بین شرکای تجاری باعث افزایش تقاضای محصولات کشاورزی ایران می‌شود. علامت انتظاری $\acute{\beta}_1$ نیز مثبت است، یعنی اگر درامد ایران افزایش یابد تقاضا برای محصولات کشاورزی شرکای تجاری زیاد می‌شود. اگرچه مگی[1] ( ۱۹۷۳) اظهار نموده است، رشد اقتصادی می‌تواند عملا تقاضای واردات را کاهش دهد اگر افزایش تولید سریعتر از مصرف باشد. بعلاوه انتظار می‌رود که کاهش ارزش ریال ایران در برابر پول رایج شرکای تجاری با افزایش صادرات محصولات کشاورزی و کاهش واردات محصولات کشاورزی همراه باشد. بنابراین می‌بایست $\acute{\alpha}_2$ مثبت و $\acute{\beta}_2$ منفی باشد. درنهایت، اثر بی‌ثباتی نرخ ارز موضوعی مبهم و پیچیده است. بنابراین علامت $\acute{\alpha}_3$ و $\acute{\beta}_3$ می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

با توجه به این‌که داده‌های مورد بررسی تلفیقی می‌باشند، مطابق شکل ۲، برای تخمین یک مدل داده‌های تلفیقی می-بایست گام‌های زیر طی شود.

1. Checking unobserved heterogeneity in slope by Chow test
2. Checking stationarity of panel data by unit root test
3. Checking simultaneously by Hausman test
4. Checking unobserved heterogeneity in intercept by F test ( Fixed Effect Model)
5. Checking unobserved heterogeneity in error by LM test ( Random Effect Model)
6. Choosing the best model by Hausman test

[1]. Magee

شکل۲. فرایند مدل‌سازی داده‌های تلفیقی

**گام اول: آزمون قابلیت تلفیق**[1]

برای بررسی این‌که آیا داده‌های مورد بررسی قابلیت تلفیق دارند یا خیر از آزمون چاو[2] با فرضیه صفر یکسان بودن ضرایب شیب استفاده گردید. آماره آزمون به‌صورت رابطه ۵ تعریف می‌گردد. اگر آزمون F معنی‌دار شود، فرضیه صفر رد شده و داده‌ها قابلیت تلفیق ندارند و باید از روش سلسله مراتبی[3] استفاده نمود. اما اگر آماره آزمون معنی‌دار نشود، نمی‌توان فرضیه صفر ( یکسان بودن ضرایب شیب) را رد نمود و می‌توان از روش دادهای تلفیقی استفاده نمود ( پارک[4]، ۲۰۱۱).

$$F[(n-1)(k+1), n(T-K-1)] = \frac{(e'e - \sum e_i'e_i)/(n-1)(k+1)}{\sum e_i'e_i/n(T-k-1)} \quad (۵)$$

**گام دوم: آزمون ایستایی داده‌های تلفیقی**

برای انتخاب روش تخمین، می‌بایست ایستایی متغیرهای مدل مورد آزمون قرار گیرند. برای این منظور از سه آزمون ریشه واحد داده‌های تلفیقی، لوین[5] و همکاران ( ۲۰۰۲)، ایم[6] و همکاران ( ۲۰۰۳) و بریتونگ[7] ( ۲۰۰۰) که به‌ترتیب به‌صورت LLC، IPS و Breitung نشان داده می‌شوند، با فرضیه صفر وجود ریشه واحد استفاده شده است. درحالی‌که Breitung و LLC دارای فرضیه صفر، فرایند ریشه واحد مشترک در بین واحدهای مقطعی هستند و IPS دارای فرضیه صفر، فرایند ریشه واحد انفرادی در بین واحدهای مقطعی می‌باشد.

**گام سوم: آزمون اریب هم‌زمانی مدل**

برای آزمون هم‌زمانی از آزمون هاسمن[8] با فرضیه صفر $E(U_t,X_t)=0$ برای هر یک از کشورهای مورد مطالعه، استفاده شده است. آماره m به‌صورت رابطه ۶ می‌باشد که دارای توزیع $\chi^2$ با k درجه آزادی می‌باشد. در رابطه ۶، $\hat{q}$ تفاضل براوردگر حداقل مربعات معمولی از براوردگر حداقل مربعات دو مرحله‌ای بوده و واریانس آن به‌صورت تفاضل واریانس براوردگر حداقل مربعات معمولی از واریانس براوردگر حداقل مربعات دو مرحله‌ای می‌باشد. اگر آماره

---

1. Poolability test
2. Chow
3. Hierarchical linear model
4. Park
5. Levin
6. Im
7. Breitung
8. Hausman test

آزمون معنی‌دار شود، پس فرضیه صفر رد شده و اریب هم‌زمانی وجود دارد. در غیر این‌صورت دلیلی برای رد این فرضیه وجود ندارد ( بالتاجی[1]، ۲۰۰۸).

$$m = \hat{\dot{q}}(var_{\hat{q}})^{-1}\hat{q} \qquad (۶)$$

**گام چهارم: آزمون برای مدل اثرات ثابت**

برای آزمون اثرات ثابت در برابر تخمین حداقل مربعات معمولی ( OLS) از آزمون F با فرضیه صفر یکسان بودن ضریب عرض از مبدا، به صورت رابطه ۷ استفاده می‌شود. اگر آماره F معنی‌دار شود، پس فرضیه صفر رد شده و روش اثرات ثابت در مقابل روش حداقل مربعات معمولی پذیرفته می‌شود ( پارک، ۲۰۱۱).

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{(\acute{e}e_{pooled} - \acute{e}e_{LSDV})/n-1}{(\acute{e}e_{LSDV})/(nT-n-k)} = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{pooled})/n-1}{(1-R^2_{LSDV})/(nT-n-k)} \qquad (۷)$$

**گام پنجم: آزمون برای مدل اثرات تصادفی**

برای آزمون اثرات تصادفی در برابر تخمین حداقل مربعات معمولی ( OLS) از آزمون ضریب لاگرانژ بروچ- پاگان[2] با فرضیه صفر برابر صفر بودن واریانس جمله خطا، به صورت رابطه ۸ استفاده می‌شود. اگر آماره آزمون معنی‌دار شود، پس فرضیه صفر رد شده و روش اثرات تصادفی در مقابل روش حداقل مربعات معمولی پذیرفته می‌شود ( پارک، ۲۰۱۱).

$$LM_u = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum(\sum e_{it})^2}{\sum\sum e_{it}^2} - 1\right]^2 = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum(T\bar{e}_{i.})^2}{\sum\sum {e_{it}}^2} - 1\right]^2 \sim \chi^2(1) \qquad (۸)$$

**گام ششم: آزمون برای مقایسه مدل اثرات ثابت و تصادفی**

در نهایت، انتخاب روش اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی با استفاده از تست هاسمن آزمون می‌شود. تست هاسمن نشان می‌دهد که کدام روش بر دیگری اولویت دارد. فرضیه صفر این آزمون که ناهمبستگی بین متغیرهای توضیحی و ناهمگنی غیر قابل مشاهده است، بیانگر مناسب بودن روش اثرات تصادفی می‌باشد.

---

[1]. Baltagi
[2]. Breusch-Pagan LM test

## تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این مطالعه از اطلاعات تجاری و نرخ ارز حقیقی دوجانبه برای براورد معادلات صادرات و واردات محصولات کشاورزی بین ایران و چهار شریک تجاری: انگلیس، امارات متحده عربی، عربستان صعودی و کانادا برای دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۰، استفاده شده است. تعریف متغیرها و منابع اطلاعاتی به‌شرح زیر است:

- صادرات محصولات کشاورزی ایران ( ln EX) و واردات آن ( ln IM) با لگاریتم ارزش تجاری برحسب دلار آمریکا محاسبه شده است. اطلاعات از سازمان خواربار جهانی گرفته شده‌اند.
- درامد حقیقی ایران و شرکای تجاری ( $\ln Y$ و $\ln Y^*$) با لگاریتم شاخص GDP ( ۱۰۰=۲۰۰۰) محاسبه شده است، داده‌های آن از بانک جهانی گرفته شده است.
- نرخ ارز حقیقی دوجانبه بین ریال ایران و ارز رایج کشورها ( REXR) از لگاریتم $(P_j^* E_j)/P$ محاسبه شده، $P_j^*$ شاخص قیمت مصرف کننده در کشور شریک تجاری ( CPI)، P بیانگر CPI برای ایران و $E_j$ نرخ ارز اسمی دوجانبه از تعداد ریال ایران به ازای هر واحد ارز کشور شریک تجاری است. هر نوع افزایش در نرخ ارز حقیقی دوجانبه باعث کاهش ارزش ریال ایران می‌شود. این اطلاعات از بانک مرکزی ایران گرفته شده است.
- بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی ( REXRU) به‌صورت واریانس نرخ ارز حقیقی ماهانه محاسبه شده است. اگرچه شاخص‌های متنوعی برای آن وجود دارد: انحراف معیار میانگین متحرک نرخ ارز، الگوی ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته، الگوی میانگین متحرک انباشته خود رگرسیون، واریانس نرخ ارز مدل روند پیش‌بینی شده، تفاضل میانگین جینی، میانگین تفاضل مطلق بین نرخ سلف و نقدی، ضریب تغییرات میانگین متحرک نرخ ارز، روش دو مرحله‌ای بویریور و وقفه‌های توزیعی چندجمله‌ای مقدار مطلق درصد تغییر فصلی در نرخ موثر ارز.

به‌منظور انجام آزمون‌های لازم و براورد مدل از دو بسته نرم‌افزاری Eviews 7 و Stata 12 استفاده شده است.

آمار تشریحی متغیرهای مدل در جدول ۱ آورده شده است. همان‌طورکه از نتایج پیداست، ضریب تغییرات مربوط به متغیرهای مدل بطور کلی پایین بوده اما از بین آن‌ها بیشترین ضریب تغییرات مربوط به لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی ( ۰/۳۸۸۴) می‌باشد، لذا انتظار می‌رود اثر قابل توجه‌تری بر تجارت دوجانبه کشاورزی داشته باشد.

جدول ۱- آمار تشریحی متغیرهای مورد استفاده در تحلیل

| متغیر | مشاهدات | میانگین | انحراف استاندارد | ضریب تغییرات* |
|---|---|---|---|---|
| لگاریتم ارزش صادرات محصولات کشاورزی | ۴۴ | ۱۰/۲۰۰۷ | ۱/۵۳۶۶ | ۰/۱۵۰۶ |
| لگاریتم ارزش واردات محصولات کشاورزی | ۴۴ | ۱۰/۳۶۵۲ | ۲/۹۰۳۰ | ۰/۲۸۰۱ |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| لگاریتم درامد ملی داخلی | ۱۱ | ۲۶/۰۱۹۸ | ۰/۵۱۳۷ | ۰/۰۱۹۷ |
| لگاریتم درامد ملی شریک تجاری | ۴۴ | ۲۷/۱۰۱۴ | ۱/۰۴۴۴ | ۰/۰۳۸۵ |
| لگاریتم نرخ ارز حقیقی | ۴۴ | ۶/۱۹۲۲ | ۱/۲۹۱۴ | ۰/۲۰۸۵ |
| لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی | ۴۴ | ۹/۶۹۴۸ | ۳/۷۶۵۶ | ۰/۳۸۸۴ |

* ضریب تغییرات برابر نسبت انحراف استاندارد به میانگین می‌باشد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

## بحث و نتیجه‌گیری

### نتایج گام اول: آزمون قابلیت تلفیق

نتایج آزمون قابلیت تلفیق برای دو مدل صادرات و واردات محصولات کشاورزی در جدول ۲ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهند، آماره $F(15,24)$ محاسباتی معنی‌دار نبوده، بنابراین نمی‌توان فرضیه یکسان بودن ضرایب را رد نمود و ناهمگنی غیر قابل مشاهده در داده‌ها وجود داشته، که برای کنترل آن مدل با استفاده از داده‌های تلفیقی براورد می‌گردد.

جدول ۲- نتایج آزمون چاو مدل‌های صادرات و واردات محصولات کشاورزی

| | آماره F برای آزمون قابلیت تلفیق | |
|---|---|---|
| | براورد سری زمانی | براورد مقطع عرضی |
| مدل صادرات محصولات کشاورزی | ۰/۸۷۰۹ | ۰/۲۵۵۶ |
| مدل واردات محصولات کشاورزی | ۰/۳۵۸۸ | ۰/۲۲۹۹ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

### نتایج گام دوم: آزمون ایستایی داده‌های تلفیقی

نتایج برای آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل در جدول ۳ نشان داده شده است. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که آماره‌های آزمون وجود ریشه واحد بر اساس LLC معنی‌دار بوده و با رد فرضیه صفر، ایستایی تمام سری‌ها حاصل می‌گردد. همچنین بر اساس آزمون IPS، فرضیه صفر برای تمام متغیرهای مدل رد شده است که بیانگر ایستایی حداقل یکی از واحدهای مقطعی در طول زمان است. این نتیجه حاصل می‌شود که چون متغیرهای مدل ایستا بوده بنابراین نیازی به استفاده از الگوهای هم‌جمعی با داده‌های تلفیقی نمی‌باشد.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد مدل داده‌های تلفیقی

| | LLC | Breitung | IPS |
|---|---|---|---|
| لگاریتم ارزش صادرات محصولات کشاورزی | -۵/۱۸۹۴*** | -۲/۴۰۲۳*** | -۱/۷۶۴۸** |
| لگاریتم ارزش واردات محصولات کشاورزی | -۲۴/۸۶۹۱*** | -۲/۷۶۵۵*** | -۶/۲۱۵۶*** |
| لگاریتم درامد ملی داخلی | -۷/۰۳۶۹*** | -۱/۹۴۵۶** | -۱/۴۴۶۹* |
| لگاریتم درامد ملی شریک تجاری | -۲/۶۸۹۰*** | -۰/۵۱۸۷ | -۱/۳۱۳۸* |
| لگاریتم نرخ ارز حقیقی | -۵۷/۴۸۴۰*** | -۱/۰۸۲۴ | -۱۱/۲۷۱۲*** |
| لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی | -۹/۷۴۷۷*** | -۱/۵۸۰۹** | -۶/۹۵۱۳*** |

*، **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪

ماخذ: یافته‌های تحقیق

## نتایج گام سوم: آزمون اریب هم‌زمانی مدل

نتایج آزمون اریب هم‌زمانی برای مدل‌های صادرات و واردات به تفکیک کشورهای مختلف در جدول ۴ گزارش شده است. نتایج جدول ۴ نشان می‌دهند که آماره m محاسباتی، از میزان آماره $\chi^2$ جدول با ۴ درجه آزادی در سطوح احتمالی ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ کمتر بوده، بنابراین دلیلی برای رد فرضیه صفر وجود ندارد و مشکل هم‌زمانی در مدل صادرات و واردات محصولات کشاورزی در مطالعه حاضر دیده نمی‌شود.

جدول ۴- نتایج آزمون اریب هم‌زمانی برای مدل‌های صادرات و واردات

| | آماره m برای آزمون هم‌زمانی |
|---|---|
| **مدل صادرات محصولات کشاورزی** | |
| صادرات به کشور انگلیس | ۶/۲۸۷۰ |
| صادرات به کشور امارات متحده عربی | ۰/۸۶۸۵ |
| صادرات به کشور عربستان صعودی | ۳/۶۰۲۷ |
| صادرات به کشور کانادا | ۰/۲۲۶۵ |
| **مدل صادرات محصولات کشاورزی** | |
| واردات از کشور انگلیس | ۲/۱۶۹۴ |
| واردات از کشور امارات متحده عربی | ۴/۳۵۰۳ |
| واردات از کشور عربستان صعودی | ۱/۷۹۴۵ |
| واردات از کشور کانادا | ۶/۰۶۰۵ |

**نتایج گام چهارم: آزمون برای مدل اثرات ثابت**

نتایج آزمون F(3,35)، برای بررسی اثرات ثابت در جدول ۵ آمده است. معنی‌داری آماره F، در جدول ۵ نشان می‌دهد که با رد فرضیه صفر یکسان بودن ضریب عرض از مبدا، مدل اثرات ثابت در برابر حداقل مربعات معمولی پذیرفته می‌شود.

جدول ۵- نتایج آزمون اثرات ثابت مدل‌های صادرات و واردات محصولات کشاورزی

| | **آماره F برای آزمون اثرات ثابت** |
|---|---|
| مدل صادرات محصولات کشاورزی | ۲۵۴/۱۴۰۰*** |
| مدل واردات محصولات کشاورزی | ۲۶۷/۷۲۰۰*** |

*** معنی‌داری در سطح ۱٪

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**نتایج گام پنجم: آزمون برای مدل اثرات تصادفی**

نتایج آزمون ضریب لاگرانژ، برای بررسی اثرات تصادفی در جدول ۶ آورده شده است. معنی‌داری آماره آزمون، در جدول ۶ نشان می‌دهد که با رد فرضیه صفر مدل اثرات تصادفی در برابر حداقل مربعات معمولی پذیرفته می‌شود.

جدول ۶- نتایج آزمون اثرات تصادفی مدل‌های صادرات و واردات محصولات کشاورزی

| | **آماره LM برای آزمون اثرات تصادفی** |
|---|---|
| مدل صادرات محصولات کشاورزی | ۱۲۰/۵۳۰۰*** |
| مدل واردات محصولات کشاورزی | ۱۹۳/۲۷۰۰*** |

*** معنی‌داری در سطح ۱٪

ماخذ: یافته‌های تحقیق

### نتایج گام ششم: آزمون برای مقایسه مدل اثرات ثابت و تصادفی

نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب مدل براوردی در جدول ۷ آورده شده است. معنی‌داری آماره کای مربع نشان می‌دهد که با رد فرضیه صفر مبنی بر مدل اثرات تصادفی، مدل اثرات ثابت برای براورد تابع مناسب صادرات و واردات محصولات کشاورزی پذیرفته شده است.

جدول ۷- نتایج آزمون هاسمن برای مدل‌های صادرات و واردات محصولات کشاورزی

| | آماره $\chi^2$ برای آزمون هاسمن |
|---|---|
| مدل صادرات محصولات کشاورزی | ۱۱۶/۴۶۱۸*** |
| مدل واردات محصولات کشاورزی | ۱۹۲/۳۷۳۶*** |

*** معنی‌داری در سطح ۱٪

ماخذ: یافته‌های تحقیق

### نتایج براورد مدل‌های صادرات و واردات محصولات کشاورزی

نتایج براورد مدل اثرات ثابت داده‌های تلفیقی برای معادلات تجارت محصولات کشاورزی در جدول ۸ گزارش شده است. برای مدل صادرات ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی مثبت و معنی‌دار است. همچنین ضریب این متغیر برای مدل واردات مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد کاهش ارزش ریال ایران در برابر پول رایج چهار شریک تجاری علی‌رغم افزایش صادرات باعث افزایش واردات محصولات کشاورزی نیز می‌شود. از آن‌جاکه ضرایب این معادلات لگاریتم- لگاریتمی بیانگر کشش می‌باشند، مقایسه ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی در دو معادله صادرات و واردات محصولات کشاورزی، حاکی از حساس‌پذیرتر بودن کشش نرخ ارز برای واردات محصولات کشاورزی در برابر کشش نرخ ارز در معادله صادرات محصولات کشاورزی می‌باشد. بدین ترتیب، تراز تجاری محصولات کشاورزی ایران در برابر چهار کشور انگلیس، امارات متحده عربی، عربستان صعودی و کانادا وخیم‌تر می‌شود هنگامی‌که نرخ ارز افزایش یابد.

جدول ۸- نتایج براورد اثرات ثابت داده‌های تلفیقی برای معادلات تجارت محصولات کشاورزی

| متغیر | ضریب | انحراف استاندارد |
|---|---|---|
| **مدل صادرات محصولات کشاورزی ایران** | | |
| عرض از مبدا | -۱۲/۷۹۴۳*** | ۳/۷۳۸۳ |
| لگاریتم درامد ملی شریک تجاری | ۰/۸۳۳۳*** | ۰/۱۴۳۱ |
| لگاریتم نرخ ارز حقیقی | ۰/۱۲۸۳** | ۰/۰۵۷۳ |
| لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی | -۰/۰۴۵۲*** | ۰/۰۱۸۲ |
| **مدل واردات محصولات کشاورزی ایران** | | |
| عرض از مبدا | -۵/۶۴۹۸ | ۵/۸۶۶۰ |
| لگاریتم درامد ملی داخلی | ۰/۵۶۵۶** | ۰/۲۴۰۲ |
| لگاریتم نرخ ارز حقیقی | ۰/۳۹۰۳*** | ۰/۱۴۰۱ |
| لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی | -۰/۱۰۵۳** | ۰/۰۴۳۷ |

** و *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطوح ۵٪ و ۱٪

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین نتایج جدول ۸ نشان می‌دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی دارای تاثیر منفی و معنی‌دار در صادرات محصولات کشاورزی می‌باشد. برای معادله واردات محصولات کشاورزی، یک درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی منجر به حدود ۰/۱۰ درصد کاهش در ارزش واردات محصولات کشاورزی خواهد شد. ازآن‌جاکه حساسیت واردات محصولات کشاورزی در برابر بی‌ثباتی نرخ ارز بزرگتر از کشش بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی در معادله صادرات محصولات کشاورزی می‌باشد، افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی قادر به بهبود تراز تجاری محصولات کشاورزی ایران می‌باشد. بنابراین سیاست‌های طراحی شده برای بهبود تراز تجاری کشاورزی ایران از طریق کاهش ارزش ریال آن، به احتمال زیاد در بلندمدت دارای تاثیرگذاری مناسب نبوده و این بی‌ثباتی نرخ ارز است که باعث بهبود در تراز تجاری کشاورزی ایران شده است، چون با کاهش بیشتر در ارزش واردات در مقایسه با صادرات همراه است.

کشش‌های درامدی تجارت محصولات کشاورزی ایران نشان می‌دهند که در معادله صادرات محصولات کشاورزی، درامد ملی شریک تجاری دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات محصولات کشاورزی ایران است. برای معادله واردات محصولات کشاورزی، ضریب متغیر لگاریتم درامد ملی ایران مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد با

افزایش درامد ملی داخلی، تقاضای واردات محصولات کشاورزی از چهار شریک تجاری افزایش می‌یابد. یک درصد افزایش در درامد ملی خارجی ( داخلی) باعث افزایش ۰/۸۳ ( ۰/۵۶) درصدی ارزش صادرات ( واردات) محصولات کشاورزی ایران می گردد.

این یافته‌ها، کلید راهنمایی برای درک موضوعات اخیر در تجارت کشاورزی ایران است. این نشان می‌دهد که اقتصاد کلان ایران نقش کلیدی دارد. نتایج نشان می‌دهد که با گذشت زمان، بهبود تراز تجاری به‌مقدار زیاد با درامد و بی-ثباتی نرخ ارز همگام می‌باشد تا این‌که از طریق سطوح نرخ ارز تحقق یابد. نهایتا نکته مهم این است که محصولات مختلف کشاورزی ممکن است پاسخ متفاوتی به تغییرات سطوح نرخ ارز و بی‌ثباتی آن، داشته باشند. لذا پیش‌نهاد می-گردد، مطالعات آینده بر پاسخ تجاری غیر جمعی محصولات کشاورزی به متغیرهای کلان اقتصادی تمرکز یابند.

## فهرست منابع


۱.احسانی، م.ع.، خانعلی‌پور، ا.، عباسی، ج.، (۱۳۸۸)، "اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران"، پژوهشنامه علوم اقتصادی، ۹(۱)، ۱۳-۳۴.

۲.اصغرپور، ح.، محمدپور، س.، رضازاده، ع.، جهانگیری، خ.، (۱۳۹۱)، "بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی ایران"، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۴(۱)، ۱۲۱-۱۳۷.

۳.کرمی، آ.، زیبایی، م.، (۱۳۸۷)، "اثرات نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای مختلف"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، ۸(۳)، ۵۹-۷۱.

۴.هژبرکیانی، ک.، نیک‌اقبالی، س.، (۱۳۷۹)، بررسی اثر عدم‌تعادل نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی، مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۶، ۳۹-۵۳.

5.Anderson, M., Garcia, P., (1989), “Exchange rate uncertainty and the demand for U.S. soybean”, Am. J. Agric. Econ. 71, 721–729.

6.Bahmani-Oskooee, M., Goswami, G.G., (2004), “Exchange rate sensitivity of Japan’s bilateral trade flows”, Japan World Econ. 16, 1–15.

7.Bahmani-Oskooee, M., Goswami, G.G., Talukdar, B.K., (2005), “Exchange rate sensitivity of the Canadian bilateral inpayments and outpayments” Econ. Model, 22, 745–757.

8.Bahmani-Oskooee, M.,Harvey, H., (2006), “Howsensitive areMalaysia’s bilateral trade flows to depreciation?”, Appl. Econ. 38, 1279–1286.

9.Bahmani-Oskooee, M., Wang Y., (2008), “Impact of exchange rate uncertainty on commodity trade between the US and Australia”, Aust. Econ. Papers 47, 235–258.

10.Baltaji, B.H., (2008), “Econometrics”. Fourth Edition.

11.Batten, D.S., Belongia, M.T., (1986), “Monetary policy, real exchange rates and U.S. agricultural export”, Am. J. Agric. Econ. 68, 422–427.

12.Bessler, D.A., Babula, R.A., (1987), “Forecasting wheat exports: Do exchange rates matter?” J. Busi. Econ. Stat. 5, 397–406.

13.Bradshaw, G.W., Orden, D., (1990), “Granger causality from the exchange rate to agricultural prices and export sales”, Western J. Agric. Econ. 15, 100–110.
14.Breitung, J., (2000), “The local power of some unit root tests for panel data”, In: Baltagi, B.H. (Ed.), Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels, Advances in Econometrics. 15, pp. 161–177.
15.Chambers, R.G., (1981), “Interrelationships between monetary instruments and agricultural commodity trade”, Am. J. Agric. Econ. 63, 934–941.
16.Chambers, R.G., Just, R.E., (1981), “Effects of exchange rate changes on U.S. agriculture: A dynamic analysis”, Am. J. Agric. Econ. 63, 32–46.
17.Cho, G., Sheldon, I.M., McCorriston, S., (2002), “Exchange rate uncertainty and agricultural trade”, Am. J. Agric. Econ. 84, 931–942.
18.Clark, P., (1973), “Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade”, Western Economic Journal. 11(3), 302-313.
19.De Grauwe, P., (1988), “Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade”, IMF Staff Papers 35, 63–84.
20.Erdem, E., Nazlioglu, S., Erdem, C., (2010), “Exchange rate uncertainty and agricultural trade: panel cointegration analysis for Turkey”, Agricultural Economics. 41, 537–543.
21.Fogarsi, J., (2010), “The effect of exchange rate volatility upon Foreign Trade of Romanian Agricultural Products”, Global Development Network Regional Research Competition. Project RRC8.
22.Gardner, B., (1981), “On the power of macroeconomic linkages to explain events in U.S. agriculture”, Am. J. Agric. Econ. 63, 871–878.
23.Hall, S., Hondroyiannis, G., Swamy, P, A, V, B., Tavlas, G., Ulan., M., (2010), “Exchange-rate volatility and export performance: Do emerging market economies resemble industrial countries or other developing countries?”, Economic Modelling. 27, 1514–1521.
24.Hooper, P., Kohlhagen, S.W., (1978), “The Effect of Exchange Rate Uncertainty on International Trade: A Reexamination of the Theory”, Southern Economic Journal. 59(4), 641-647.
25.Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y., (2003), “Testing for unit roots in heterogeneous panels”, J. Econometrics. 115, 53–74.
26.Kandilov, I.T., (2008), “The effects of exchange rate volatility on agricultural trade”, Am. J. Agric. Econ. 90, 1028–1043.
27.Levin, A., Lin, C., Chu, C.J., (2002), “Unit root rests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties”, J. Economet. 108, 1– 24.
28.Liu, D.J., Chung, P.J., Meyers,W.H., (1993), “The impact of domestic and foreign macroeconomic variables on U.S. meat exports”, Agric. Res. Econ. Rev. 22, 210–221.
29.Magee, S.P., (1973), “Currency contracts, pass-through, and devaluation”, Brookings Papers Econ. Activity 1, 303–325.
30.McCalla, A.F., (1982), “Impact of macroeconomic policies upon agricultural trade and international agricultural development”, Am. J. Agric. Econ. 64, 861– 868.
31.Orden, D., (2002), “Exchange rate effects on agricultural trade”, J. Agric. Appl. Econ. 34, 303–312.
32.Park, H. M., (2011), “Practical Guides To Panel Data Modeling: A Step by Step Analysis Using Stata”, Public Management and Policy Analysis Program Graduate School of International Relations International University of Japan.
33.Schuh, G.E., (1974), “The exchange rate and U.S. agriculture”, Am. J. Agric. Econ. 56, 1–13.
34.Wang, K., Barrett, C.B., (2007), “Estimating the effects of exchange rate volatility on export volumes”, J. Agric. Res. Econ. 32, 225–255.