

تأثیر عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی ایران: کاربرد الگوی گارچ چند متغیره و رگرسیون آستانه‌ای^۱

محمد عبدی سیدکلایی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، m_abdi1358@yahoo.com

امیرمنصور طهرانچیان*

دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران، a.tehranchian@umz.ac.ir

احمد جعفری صمیمی

استاد اقتصاد دانشگاه مازندران، jafarisa@umz.ac.ir

سید مجتبی مجاوریان

دانشیار دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، mnojaverian@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۹/۲۸

چکیده

تغییرات نرخ ارز از طریق قیمت واردات مواد اولیه می‌تواند بر قیمت محصولات کشاورزی تأثیرگذار باشد. همچنین، وابستگی صادرات محصولات کشاورزی به نرخ ارز می‌تواند این رابطه را تقویت نماید. تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌ها که اصطلاحاً «عبور نرخ ارز» نامیده می‌شود از موضوعات بسیار مهم در اقتصاد تلقی می‌گردد. با توجه به جایگاه استراتژیک محصولات کشاورزی، بررسی این اثر در بخش کشاورزی از اهمیت به مراتب بیشتری برخوردار است. در مقاله حاضر، عبور نرخ ارز به شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی ایران و حد آستانه‌ای آن بررسی شده است. برای این منظور از داده‌های سری زمانی سالانه ۱۳۹۳-۱۳۵۰ بانک مرکزی ایران و روش‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته چند متغیره (M-GARCH) و رگرسیون آستانه‌ای (TR) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی M-GARCH نشان می‌دهد که تکانه‌های گذشته نرخ اسمی ارز تأثیر مثبت بر شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی دارد. همچنین، نتایج برآورد رگرسیون آستانه‌ای در دوره تحت بررسی نشان می‌دهد که عبور نرخ ارز به شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی در ایران از یک حد آستانه‌ای برخوردار بوده که میزان نرخ ارز در این آستانه معادل ۹۲۲۶ ریال برآورد شده است. به عبارت دیگر، افزایش نرخ ارز بالاتر از حد آستانه‌ای فوق باعث افزایش شدیدتر در شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی در ایران می‌شود.

واژه‌های کلیدی: عبور نرخ ارز، شاخص قیمت ضمنی، بخش کشاورزی، گارچ چند متغیره، رگرسیون آستانه‌ای.

طبقه بندی JEL: Q10, F31, C22

^۱ این مقاله مستخرج از رساله دکتری محمد عبدی سیدکلایی به راهنمایی دکتر امیرمنصور طهرانچیان می‌باشد.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

بی‌شک تأمین نیازهای اولیه بشر عمده‌ترین عامل توجه به کشاورزی بوده است. سایر بخش‌های اقتصادی نیز به تدریج و با توجه به نیازهای بخش کشاورزی ایجاد و گسترش یافته‌اند. نیاز به ابزار و آلات کشاورزی در توسعه صنعت و همچنین مبادله محصولات در توسعه بخش خدمات نقش مهمی داشته است. با وجود این که پس از انقلاب صنعتی و حذف تدریجی نظام سیاسی- اقتصادی فئودالیزم، بخش صنعت و عامل سرمایه از اهمیت نسبی بیشتری در تولید برخوردار گردید، اما امروزه همچنان از بخش کشاورزی به عنوان محور رشد و توسعه اقتصادی نام برده می‌شود. درجه کاربری نسبتاً بالای بخش کشاورزی در مقایسه با بخش‌های صنعت و معدن و بنابراین توان اشتغال‌زایی بالا، امکان کسب درآمد ارزی از طریق صادرات و همچنین صرفه‌جویی در مصارف ارزی با جایگزینی واردات محصولات کشاورزی، استراتژیک بودن برخی محصولات این بخش، تأمین مواد اولیه مورد نیاز بخش صنعت و ایجاد بازار برای ستاده سایر بخش‌ها از جمله دلایل اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد ملی می‌باشد. جانستون و ملور^۱ (۱۹۶۱) پنج ارتباط (حلقه) بین بخشی^۲ را در زمینه نقش کشاورزی در رشد اقتصادی معرفی نموده‌اند. این موارد که شامل پیوندهای پیشین و پسین^۳ بخش کشاورزی با سایر بخش‌ها می‌باشند، عبارت از تأمین مواد غذایی برای مصرف، عرضه نیروی کار (به ویژه به بخش صنعت)، ایجاد بازار برای محصولات صنعتی، عرضه پس‌انداز و امکان تحصیل درآمد ارزی است.

با عنایت به جایگاه بخش کشاورزی در اقتصاد ملی، شناسایی و مطالعه عوامل مؤثر بر فعالیت‌های این بخش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نرخ ارز یکی از متغیرهایی است که می‌تواند این بخش را تحت تأثیر قرار دهد. نرخ ارز به طور مستقیم بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی و به طور غیرمستقیم بر تولید، درآمد، هزینه، سود و سرمایه‌گذاری این بخش مؤثر است. از این رو، نرخ ارز می‌تواند از مسیر تأثیر بر عرضه و تقاضای محصولات بخش کشاورزی، سطح قیمت‌ها در این بخش را تحت تأثیر قرار دهد. ارتباط اساسی میان نرخ ارز و قیمت کالاهای تجارت شده بین‌المللی به طور عام به عبور نرخ ارز معروف است. عبور نرخ ارز به شاخص قیمت‌ها، کشش شاخص‌های قیمت نسبت به نرخ

^۱ Johnston & Mellor

^۲ Inter- Sectoral Linkages

^۳ Forward and Backward Linkages

ارز را نشان می‌دهد، به طوری که اگر به ازای یک درصد تغییرات نرخ ارز شاخص قیمت به میزان یک درصد تغییر کند، عبور نرخ ارز به شاخص قیمت کامل می‌باشد. در صورتی که عکس‌العمل شاخص قیمت نسبت به تغییرات نرخ ارز کمتر از یک درصد باشد، عبور نرخ ارز ناقص خواهد بود (اصغری‌پور و همکاران، ۱۳۹۰).

در حالی که مطالعات متعددی در مورد عبور نرخ ارز انجام گرفته است، اما تعریف یکسانی از واژه «عبور» وجود ندارد. بخش عمده‌ای از تحقیقات بر ارتباط بین تحولات نرخ اسمی ارز و قیمت‌های واردات تمرکز می‌کنند. در مقابل، بخش کوچک اما مهمی از ادبیات بر عبور نرخ ارز به تورم قیمت مصرف‌کننده کل متمرکز می‌باشند (کامپا و گلدبرگ^۱، ۲۰۰۲؛ باچتا و وینکوپ^۲، ۲۰۰۳؛ گاگنون و ایریگ^۳، ۲۰۰۴؛ تاختامانوا^۴، ۲۰۱۰). ادبیات تجربی و نظری قابل توجهی عبور نرخ ارز را در کشورهای مختلف، بخصوص در کشورهای در حال توسعه بررسی کرده است. نتایج این مطالعات، نشان می‌دهند که شوک‌های ارزی تا حدودی بر قیمت‌های داخلی مؤثرند. همچنین، مطالعات تجربی شواهدی از تفاوت‌های بین کشوری ارائه کردند، به نحوی که اقتصادهای نوظهور با توجه به سطح تورم، حساسیت بیشتری به تحولات نرخ ارز نسبت به کشورهای با درآمد بالا از خود نشان می‌دهند (بانک جهانی^۵، ۲۰۱۴). برخی مطالعات تجربی انجام شده در این خصوص مانند برادشو و آردن^۶ (۱۹۹۰)، هو و آردن^۷ (۲۰۰۲)، آبایلو و سالاولو^۸ (۲۰۱۰) و بوبورا دی^۹ (۲۰۱۵) بیانگر تأثیر عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت بخش کشاورزی هستند اما در مطالعات داخلی به این موضوع پرداخت نشده است.

در این مقاله با استفاده از روش‌های گارچ چند متغیره^{۱۰} (M-GARCH) و رگرسیون آستانه‌ای^{۱۱} (TR)، تأثیر عبور نرخ اسمی ارز بر شاخص قیمت بخش کشاورزی در ایران به طور تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور، مقاله حاضر در پنج بخش

¹ Campa & Goldberg

² Bachetta & Wincoop

³ Gagnon & Ihrig

⁴ Takhtamanova

⁵ World Bank

⁶ Bradshaw & Orden

⁷ Xu & Orden

⁸ Obayelu & Salau

⁹ Boobura D, et al.

¹⁰ Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

¹¹ Threshold Regression

سازماندهی شده است. در ادامه و در بخش دوم به ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و شواهد تجربی پرداخته می‌شود. بخش سوم از این مقاله به معرفی روش پژوهش اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم، یافته‌های تحقیق ارائه می‌شوند و در بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در اقتصادهای باز نرخ ارز عامل مهمی به شمار می‌آید و در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی نقش آفرینی می‌کند. نرخ ارز بر قیمت کالاها و خدمات وارداتی در بازار داخل و قیمت کالاهای ساخت داخل تأثیر می‌گذارد. نوسانات نرخ ارز و به دنبال آن، تغییرات قیمت‌ها پدیده عبور نرخ ارز^۱ را مطرح می‌نماید.

عبور نرخ ارز به صورت درصد تغییر قیمت داخلی کالاهای وارداتی به ازای یک درصد تغییر نرخ ارز بین کشورهای واردکننده و صادرکننده تعریف می‌شود (سک و کاپسالیامووا^۲، ۲۰۰۸). نوسان نرخ ارز به قیمت‌های داخلی از سه طریق قیمت کالاهای مصرفی وارداتی، کالاهای داخلی قیمت‌گذاری شده با ارز خارجی و قیمت کالاهای واسطه وارداتی انتقال می‌یابد. در حالی که اثر نوسان نرخ ارز در دو مسیر اول مستقیم است در مسیر سوم، نوسان نرخ ارز به قیمت‌های داخلی از طریق تغییرات هزینه تولید منتقل می‌شود (ساهمینان^۳، ۲۰۰۲).

عبور نرخ ارز ریشه در قانون قیمت واحد^۴ و نظریه برابری قدرت خرید^۵ دارد. قانون قیمت واحد، به صورت فروش محصولات همگن به قیمت‌های یکسان در کشورهای متفاوت و برحسب پول رایج تعریف می‌شود. نظریه برابری قدرت خرید مطلق^۶، تعمیم قانون قیمت واحد برای تمام کالاهاست (آلپر^۷، ۲۰۰۳).

نسخه قوی از نظریه برابری قدرت خرید نشان می‌دهد که:

$$P_t = E_t \cdot P_t^* \quad (1)$$

¹ Exchange Rate Pass- Through (ERPT)

² Sek & Kapsalyamova

³ Sahminan

⁴ Law of One Price (LOOP)

⁵ Purchasing Power Parity (PPP)

⁶ Absolute Purchasing Power Parity

⁷ Alper

که در آن، P_t شاخص قیمت داخلی، E_t نرخ ارز اسمی (قیمت هر واحد پول خارجی بر حسب واحد پول داخلی) و P_t^* شاخص قیمت خارجی است (گلدبرگ و کنتر^۱، ۱۹۹۷). دو پیش فرض برای حفظ نسخه قوی نظریه برابری قدرت خرید وجود دارد: اول این که، آربیتراژ^۲ بدون هزینه و بدون اصطکاک صورت می‌گیرد. دوم این که، کالاهای مشابه با وزن‌های مشابه وارد سبد کالایی کشورها می‌شوند. با توجه به غیرواقعی بودن این پیش فرض‌ها، برابری قدرت خرید نسبی^۳ جایگزین نظریه برابری قدرت خرید شده است. نظریه برابری قدرت خرید نسبی به صورت زیر ارایه می‌شود که در آن، α معکوس نرخ ارز واقعی است (گلدبرگ و کنتر، ۱۹۹۷):

$$P_t = \alpha \cdot E_t \cdot P_t^* \quad (2)$$

برابری قدرت خرید نسبی بیانگر آن است که نرخ ارز و سطح قیمت‌های داخلی و خارجی متناسب با یکدیگر حرکت می‌کنند (آلپر، ۲۰۰۳).

۲-۱-۱- تحلیل نظری عبور نرخ ارز به تورم

به کمک ادبیات موضوع، الگویی پویا بر مبنای اقتصاد خرد برای یک اقتصاد باز با قیمت‌های وارداتی و داخلی بسط داده می‌شود، تا از طریق آن، وضعیت عبور نرخ ارز تعیین گردد.

هدف یک خانوار نمونه نسل i ام حداکثر کردن جریان مطلوبیت انتظاری است که از مصرف و عرضه خدمات کار حاصل می‌شود:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \vartheta^j \left[\frac{1}{1-\sigma} (C_{t+j}^i)^{1-\sigma} - \frac{K}{1+\omega} (L_{t+j}^i)^{1+\omega} \right] \quad (3)$$

در رابطه فوق، β عامل تنزیل، ϑ احتمال ثابت مربوط به زنده ماندن خانوارها، C_t^i میزان مصرف خانوار i ام از کل سبد مصرفی، L_t^i عرضه خدمات ارایه شده توسط خانوار i ام، $\frac{1}{\sigma}$ کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف و ω نیز کشش منفی مطلوبیت نهایی عرضه کار است. قید بودجه بین دوره‌ای خانوار i ام به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۴)

$$\frac{e_t F_t^i}{(1+R_t^i)} + \frac{B_t^i}{(1+R_t)} = \frac{1}{\vartheta} [e_t F_{t-1}^i + B_{t-1}^i + W_t L_t^i - P_t C_t^i + Div_t^D + Div_t^F - T_t^i]$$

¹ Goldberg & Knetter

² Arbitrage

³ Relative Purchasing Power Parity

که در آن، B_t نمایانگر نگهداری اوراق دولتی که دارای نرخ بهره R_t است، F_t اوراق قرضه خارجی که با نرخ بهره R_t^* منتشر شده‌اند و Div_t^D و Div_t^F به ترتیب، سود تولیدکنندگان داخلی کالا و سود بخش واردات هستند. T_t^i نیز به عنوان مالیات مقطوع دولت می‌شود (اسمتس و ووترز^۱، ۲۰۰۲).

حداکثر کردن جریان مطلوبیت انتظاری خانوارها نسبت به $F_t^i, B_t^i, L_t^i, C_t^i$ با توجه به قید بودجه شرایط مرتبه اول بهینه‌سازی تابع هدف را به دست می‌دهد. از طرف دیگر، تابع عرضه کار و معادله مصرف نیز به صورت زیر ارائه می‌گردند:

$$\frac{1+R_t}{1+R_t^*} = \frac{e_{t+1}}{e_t} \quad (۵)$$

$$\left[\frac{C_{t+1}^i}{C_t^i} \right]^\sigma = \beta \frac{(1+R_t)}{P_{t+1}/P_t} \quad (۶)$$

$$\left[L_t^i \right]^\omega = \frac{1}{K} (C_t^i)^{-\sigma} \frac{W_t}{P_t} \quad (۷)$$

که در آن، نرخ ارز (e_t)، شاخص قیمت (P_t)، ثروت مالی (A_t^i) و ثروت انسانی (H_t^i) به صورت زیر بیان می‌شوند:

$$A_t^i = eF_{t-1}^i + B_{t-1}^i \quad (۸)$$

$$H_t^i = h_t^i + \sum_{j=1}^{\infty} \vartheta^j \left(\prod_{k=0}^{j-1} \frac{1}{(1+R_{t+k})} \right) h_{t+j}^i \quad (۹)$$

که در آن، h_t^i کل درآمد غیربهره‌ای خانوار است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$h_t^i = W_t L_t^i + Div_t^D + Div_t^F - T_t^i \quad (۱۰)$$

همچنین، قید بودجه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$A_{t+1}^i = \frac{1+R_t}{\vartheta} [h_t^i - P_t C_t^i + A_t^i] \quad (۱۱)$$

با حل معادله (۱۱) و استفاده از معادله (۶) مصرف خانوار را می‌توان به صورت تابعی از کل ثروت تعریف کرد:

$$P_t C_t^i = \Phi_t [H_t^i + A_t^i] \quad (۱۲)$$

که در آن، میل به مصرف غیر از ثروت به صورت زیر تعریف گردید و در طول نسل‌ها ثابت است:

$$\Phi_t = \left[1 + \sum_{j=1}^{\infty} \vartheta^j \beta^{\frac{j}{\sigma}} \left[\prod_{k=0}^{j-1} (1 + RR_{t+k})^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \right] \right]^{-1} \quad (۱۳)$$

RR_t نرخ بهره واقعی است و عبارت است از:

^۱ Smets & Wouters

$$RR_t = \frac{(1+R_t)}{P_{t+1}/P_t} \quad (۱۴)$$

برای ترجیحات لگاریتمی، میل به مصرف ثابت بوده و برابر $1 - \beta\vartheta$ است. برای ترجیحات عمومی‌تر، آن تابعی از بازدهی واقعی مورد انتظار در ثروت مالی است (اسمتس و ووترز، ۲۰۰۲).

در سطح کلان هم می‌توان معادلات مطرح شده را به شکل زیر تعریف کرد:

$$P_t C_t = \Phi_t [H_t + A_t] \quad (۱۵)$$

$$A_{t+1} = (1 + R_t)[h_t - P_t C_t + A_t] \quad (۱۶)$$

که از آن، تابع مصرف اقتصاد کلان زیر استخراج می‌شود:

$$C_t = \frac{1}{(\beta RR_t)^{\frac{1}{\sigma}}} \left[C_{t+1} + \frac{(1-\vartheta)}{\vartheta} \Phi_{t+1} \frac{A_{t+1}}{P_{t+1}} \right] \quad (۱۷)$$

معادله عرضه کار کل از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$(L_t)^\omega = \frac{1}{K} \left[(1 - \vartheta) \sum_{i=0}^{\infty} \vartheta^i (C_t^i)^{\frac{\sigma}{\omega}} \right] \frac{W_t}{P_t} \quad (۱۸)$$

مصرف کل به صورت یک تابع CES از گروه کالاهای داخلی و وارداتی در نظر گرفته می‌شود:

$$C_t = \left[(1 - \alpha_c) (C_{D,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha_c (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (۱۹)$$

که در آن، η کشش جانشینی میان کالاهای داخلی و خارجی و α_c تعیین‌کننده سهم کالاهای وارداتی از کل مصرف است.

تقاضا برای کالاهای مرکب داخلی و وارداتی از حداقل کردن مخارج به شکل زیر به دست می‌آید:

$$C_{D,t} = (1 - \alpha_c) \left(\frac{P_{D,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (۲۰)$$

$$C_{F,t} = \alpha_c \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (۲۱)$$

که در آن، $C_{D,t}$ تقاضا برای کالاهای داخلی، $C_{F,t}$ تقاضا برای کالاهای وارداتی، P_t شاخص قیمت کل، $P_{D,t}$ شاخص قیمت کالاهای داخلی و $P_{F,t}$ شاخص قیمت کالاهای وارداتی در زمان t هستند. همچنین، شاخص قیمت کل به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_t = \left[(1 - \alpha_c) (P_{D,t})^{1-\eta} + \alpha_c (P_{F,t})^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (۲۲)$$

هر کالای مرکب هم از یک دسته کالای متمایز تشکیل یافته است:

$$C_{k,t} = \left[\int C_{k,t}^\tau \frac{\theta-1}{\theta} d\tau \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad \text{for } k = D, F \quad (۲۳)$$

کشش جانشینی میان هر دو کالای متمایز، θ ، بزرگتر از یک فرض می‌شود. تقاضا برای هر کالای متمایز τ به صورت زیر مشخص می‌گردد:

$$C_{k,t}^{\tau} = \left(\frac{P_{k,t}^{\tau}}{P_{k,t}} \right)^{-\theta} C_{k,t} \quad (24)$$

که در آن، $P_{k,t}$ قیمت هر گروه کالا (k) و $P_{k,t}^{\tau}$ قیمت کالای متمایز τ در هر گروه است:

$$P_{k,t} = \left[\int (P_{k,t}^{\tau})^{1-\theta} d\tau \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (25)$$

تقاضا برای کالای τ ($Y_{D,t}^{\tau}$) از مجموع تقاضای مصرف‌کنندگان داخلی ($C_{D,t}^{\tau}$) و تقاضای بخش صادرات ($C_{D,t}^{*\tau}$) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_{D,t}^{\tau} = C_{D,t}^{\tau} + C_{D,t}^{*\tau} = \left[\frac{P_{D,t}^{\tau}}{P_{D,t}} \right]^{-\theta} [C_{D,t} + X_t] \quad (26)$$

با پیروی از کریستیانو و همکاران^۱ (۲۰۰۱) قیمت‌های بنگاه‌ها به صورت شاخصی از نرخ تورم دوره گذشته در قیمت کالاهای داخلی هستند. درجه شاخص‌بندی به وسیله پارامتر γ_D ($0 \ll \gamma_D \ll 1$) مشخص می‌گردد.

$$P_{D,t}^{\tau} = \left(\frac{P_{D,t-1}^{\tau}}{P_{D,t-2}^{\tau}} \right)^{\gamma_D} P_{D,t-1}^{\tau} \quad (27)$$

تعریف شاخص قیمت در معادله (۲۵) به صورت زیر است:

$$(P_{D,t})^{1-\theta} = \xi_D \left(P_{D,t-1} \left(\frac{P_{D,t-1}^{\tau}}{P_{D,t-2}^{\tau}} \right)^{\gamma_D} \right)^{1-\theta} + (1 - \xi_D) (P_{D,t}^N)^{1-\theta} \quad (28)$$

که در آن، $P_{D,t}^N$ شاخص قیمت کالاهای غیرقابل تجارت است. معادله (۲۶) در حالت کلان اقتصادی به همراه معادله (۲۰) معادله تعادلی بازار کالاهای داخلی را ایجاد می‌کند:

$$Y_{D,t} = \delta_{P,t} \left[\left(\frac{P_{D,t}}{P_t} \right)^{-\eta} (1 - \alpha_c) C_t + X_t \right] \quad (29)$$

به طوری که در آن، $\delta_{P,t}$ پراکندگی قیمت‌های نسبی در بخش کالاهای داخلی است و به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\delta_{P,t} = \int \left(\frac{P_{D,t}^{\tau}}{P_{D,t}} \right)^{-\theta} d\tau \quad (30)$$

با این فرض که بنگاه‌های واردکننده به راحتی قیمت فروش داخلی را با هزینه نهایی برابر می‌سازند، رابطه قیمتی زیر قابل تعریف است:

$$P_{F,t} = P_{F,t}^* \cdot e_t \quad (31)$$

¹ Christiano, et al.

که در آن، $P_{F,t}$ قیمت داخلی کالای وارداتی و $P_{F,t}^*$ قیمت خارجی آن و e_t نرخ ارز است. چسبندگی قیمت‌های وارداتی منجر به عبور ناقص نرخ ارز می‌گردد. قیمت وارداتی داخلی کل عبارت است از:

$$(P_{F,t})^{1-\theta} = \xi_F \left(P_{F,t-1} \left(\frac{P_{F,t-1}}{P_{F,t-2}} \right)^{\gamma_F} \right)^{1-\theta} + (1 - \xi_F) (P_{F,t}^N)^{1-\theta} \quad (۳۲)$$

حال برای این که بتوان از معادلات نظری به نتایج عملی رسید، مدل خطی شده اقتصاد باز را تحلیل می‌کنیم. خطی نمودن معادله (۵) رابطه زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\hat{e}_t = \hat{e}_{t+1} + \hat{R}_t - \hat{R}_t^* \quad (۳۳)$$

که عبارت آخر، انحرافات تصادفی در نرخ بهره واقعی جهان را در بر دارد. شکل خطی معادله (۱۴) نوعی از معادله فیشر^۱ را نتیجه می‌دهد، به طوری که:

$$R\hat{R}_t = \hat{R}_t - [\hat{P}_{t+1} - \hat{P}_t] \quad (۳۴)$$

همچنین، با خطی کردن تابع عرضه کل نیروی کار و تابع تولید نتیجه زیر به دست می‌آید:

$$\hat{W}_t = \hat{P}_t + \omega \hat{Y}_t + \sigma \hat{C}_t - \omega \hat{U}_t \quad (۳۵)$$

که در آن، v_t تکانه‌ی بهره‌وری کل است.

با جایگزین کردن معادله (۳۵) در معادلات خطی شده قیمت‌های داخلی، رابطه زیر برای تورم قیمت داخلی ($\hat{\pi}_{D,t} = \hat{P}_{D,t} - \hat{P}_{D,t-1}$) به دست می‌آید:

$$\hat{\pi}_{D,t} = \frac{\beta}{1+\beta\gamma_D} \hat{\pi}_{D,t+1} + \frac{\gamma_D}{1+\beta\gamma_D} \hat{\pi}_{D,t-1} - \frac{(1-\beta\xi_D)(1-\xi_D)}{(1+\beta\gamma_D)\xi_D} \times \left[(1 - (1 - \alpha_Y)(1 - \alpha_C)) (\hat{P}_{D,t} - \hat{P}_{F,t}) - (1 - \alpha_Y) \left((\omega + \sigma) \hat{Y}_t - \sigma (\hat{Y}_t - \hat{C}_t) \right) + (1 - \alpha_Y) (1 + \omega) \hat{U}_t \right] \quad (۳۶)$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که تورم داخلی بستگی به تورم گذشته، تورم انتظاری و هزینه نهایی واقعی جاری (که خود تابعی از سطح محصول است)، موازنه تجاری، قیمت نهاده‌های وارداتی نسبت به قیمت کالاهای داخلی و تکانه بهره‌وری دارد.

در این جا کشش تورم نسبت به تغییرات هزینه نهایی، به درجه چسبندگی قیمت بستگی دارد. به طور مشابه، تورم قیمت واردات ($\hat{\pi}_{F,t} = \hat{P}_{F,t} - \hat{P}_{F,t-1}$) به صورت زیر تعیین می‌گردد (اسمتس و ووترز، ۲۰۰۲):

^۱ Fisher

$$\hat{\pi}_{F,t} = \frac{\beta}{1+\beta\gamma_F} \hat{\pi}_{F,t+1} + \frac{\gamma_F}{1+\beta\gamma_F} \hat{\pi}_{F,t-1} - \frac{1}{1+\beta\gamma_F} \times \frac{(1-\beta\xi_F)(1-\xi_F)}{\xi_F} [\hat{P}_{F,t} + \hat{e}_t] \quad (37)$$

فرض بر این است که سطح قیمت‌های خارجی ثابت است. براین اساس، خطی‌سازی معادله تعادل بازار کالاها به شکل زیر در می‌آید:

$$\hat{Y}_t = -\eta\alpha_C(1-\alpha_C)(1-\alpha_Y)(\hat{P}_{D,t} - \hat{P}_{F,t}) + (1-\alpha_C)(1-\alpha_Y)\hat{C}_t - \eta(\alpha_Y + (1-\alpha_Y)\alpha_C)\hat{P}_{D,t}^* + (1-(1-\alpha_C)(1-\alpha_Y))\hat{C}_t^* \quad (38)$$

و در نهایت، سطح قیمت مصرف‌کننده به وسیله رابطه زیر داده شده است:

$$\hat{P}_t = (1-\alpha_C)\hat{P}_{D,t} + \alpha_C\hat{P}_{F,t} \quad (39)$$

با عبور نرخ ارز کامل، قیمت خارجی صادرات با قیمت داخلی برحسب پول خارجی برابر خواهد بود:

$$\hat{P}_{D,t}^* = \hat{P}_{D,t} + \hat{e}_t \quad (40)$$

با ادغام معادلات (۳۶) و (۳۸) می‌توان نشان داد که تغییرات در تجارت، دو اثر مهم بر هزینه‌های نهایی واقعی و در نتیجه بر تورم می‌گذارد. نخست، بهبود در تجارت، هم تقاضای خارجی و هم تقاضای داخلی برای کالاها تولیدشده در داخل را افزایش می‌دهد. این امر، اثر منفی بر تولید داخلی دارد و باعث کاهش هزینه نهایی تولید یک واحد اضافی محصول می‌گردد. کاهش در هزینه نهایی، در کاهش تورم داخلی منعکس خواهد شد. دومین اثر، این است که بهبودی در تجارت، اثر منفی مستقیم بر هزینه نهایی واقعی از طریق قیمت کالاها و واسطه‌ای وارداتی می‌گذارد. میزان این تأثیر، به طور یقین به درجه بازبودن اقتصاد بستگی دارد.

بنابراین، به کمک سه معادله تعیین قیمت (۳۶)، (۳۸) و (۴۰) این نکته آشکار می‌شود که یک رابطه تعاملی بین تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی داخلی، نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت، نرخ ارز مؤثر واقعی و شاخص قیمت کالاها و وارداتی وجود دارد، به طوری که بازخورد تغییرات نرخ ارز و قیمت واردات نسبت به یکدیگر تبیین‌کننده تئوری عبور نرخ ارز است (شجری و همکاران، ۱۳۸۴).

۲-۲- شواهد تجربی

هو و اوردن (۲۰۰۲) در کانادا و ایالات متحده اثرات نرخ ارز بر قیمت‌ها را برای پنج محصول تجاری کشاورزی (گندم، سویا، ذرت، گوساله شیرده و گوساله گوشتی) و چهار نهاده مصرف شده غیرکشاورزی (کود، آفت‌کش‌ها، نفت و ماشین‌آلات کشاورزی) مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق، آزمون ریشه واحد نشان داد که سری‌ها در اولین تفاضل

مانا هستند. نتایج تأیید کردند که تعدیلات کوتاه‌مدت به سمت قانون قیمت واحد برای پنج محصول کشاورزی و به میزان کمتر در سه نهاده واسطه‌ای رخ می‌دهد، در حالی که چنین تعدیل قیمتی برای ماشین‌آلات کشاورزی رد شد. همچنین، آزمون‌های هم‌انباشتگی، همگرایی قیمتی به سمت روابط تعادلی ایستای بلندمدت را تنها برای پنج محصول تجاری کشاورزی تأیید کرد.

یپوآ و همکاران^۱ (۲۰۰۹) در آمریکا با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری^۲ اثرات نرخ دلار نسبت به پیروی مکزیکی را بر روی چهار نهاده تجاری کشاورزی (کود، مواد شیمیایی، ماشین‌آلات کشاورزی و علوفه) بررسی کردند. در این پژوهش، آزمون‌های ریشه واحد نشان دادند که اگرچه نرخ ارز و نسبت‌های قیمت چهار نهاده دارای ریشه واحد هستند اما ریشه واحد با اولین تفاضل‌گیری برطرف گردید. نتایج تأیید کردند که قیمت‌های کالاهای کشاورزی از نرخ ارز تأثیرپذیر نیستند.

آبایلو و سالوا (۲۰۱۰) معتقد بودند که واکنش کشاورزی به تغییرات در قیمت‌های نسبی و نرخ ارز از عوامل مهم در موفقیت هر برنامه اصلاحی در بخش کشاورزی نیجریه است. آن‌ها عکس‌العمل تولید کل کشاورزی نسبت به نرخ ارز و تغییرات قیمت مواد غذایی و محصولات کشاورزی صادراتی در نیجریه را با استفاده از داده‌های سری زمانی تخمین زدند. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای برداری^۳ در نیجریه نشان داد که قیمت‌های مواد غذایی، صادرات و همچنین نرخ واقعی ارز به طور مشترک ۵۷ درصد تغییرات در تولید کل کشاورزی در کوتاه‌مدت و ۸۷ درصد تغییرات در بلندمدت را توضیح می‌دهد. تولید کل کشاورزی واکنش مثبت به افزایش نرخ ارز و واکنش منفی به افزایش قیمت مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت از خود نشان می‌دهد. همچنین، تغییرات در قیمت‌های مواد غذایی و نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت بلافاصله به تولیدات کشاورزی منتقل می‌شود.

تاختمانووا (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های تابلویی، شواهدی از کاهش میزان عبور نرخ ارز را طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۰ برای ۱۴ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه^۴ ارائه کرده است. در این مطالعه یک شکست ساختاری برای دهه ۱۹۹۰ مشاهده گردید

^۱ Yeboah, et al.

^۲ Vector AutoRegressive (VAR)

^۳ Vector Error Correction Model (VECM)

^۴ Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

که نشان داد بخشی از کاهش عبور نرخ ارز واقعی از طریق محیط تورمی پایین از سال ۱۹۹۰ به بعد قابل توضیح است.

لین و وو^۱ (۲۰۱۲) در تایوان با بهره‌گیری از روش خودرگرسیون آستانه‌ای^۲ به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز و محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج برآورد الگو نشان داد که بی‌ثباتی بالای نرخ ارز درجه عبور را افزایش می‌دهد. همچنین، محیط تورمی تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص بهای کالاهای وارداتی دارد.

چیخ^۳ (۲۰۱۳) با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم لجستیک^۴ ارتباط میان عبور نرخ ارز و نااطمینانی عبور نرخ ارز را در کشورهای یونان، ایرلند، ایتالیا، پرتغال و اسپانیا برای سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۳ مورد آزمون قرار داد. نتایج تحقیق نشان داد که بی‌ثباتی اقتصاد کلان موجب افزایش عبور نرخ ارز در کشورهای منتخب شده است.

ایم و لاهیانی^۵ (۲۰۱۴) عبور نرخ ارز را در مکزیک طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۴ مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق، واکنش قیمت‌های داخلی به یک تکانه‌ی نرخ ارز +۱ واحد با استفاده از تخمین الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای^۶ مورد بررسی قرار گرفت. نرخ تورم ماهانه ۰/۷۹ درصد به عنوان آستانه در نظر گرفته شد. نتایج این مطالعه نشان داد که عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی، بالای سطح آستانه‌ی نرخ تورم از لحاظ آماری معنادار است و پایین آن از لحاظ آماری معنادار نیست.

دونایره و پانوفسکا^۷ (۲۰۱۶) با برآورد الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای بیزین^۸ به مطالعه رابطه بین عبور نرخ ارز و فعالیت اقتصادی در کانادا و مکزیک پرداختند. مقایسه الگو و تجزیه و تحلیل توابع عکس‌العمل ضربه‌ای، شواهد قوی‌ای از یک رابطه غیرخطی را ارائه کرد و نشان داد که عبور نرخ ارز، وابسته به وضعیت اقتصادی است. به طور خاص، وقتی که نرخ رشد تولید بالا است ضریب عبور بالاتر است. همچنین، نتایج نشان داد که

^۱ Lin & Wu

^۲ Threshold Autoregressive (TAR)

^۳ Cheikh

^۴ Logistic Smooth Transition Regression (LSTR)

^۵ Aleem & Lahiani

^۶ Threshold Vector Autoregressive (TVAR)

^۷ Donayre & Panovska

^۸ Bayesian Threshold Vector Autoregressive (Bayesian -TVAR)

درجه عبور در مورد قیمت‌های واردات کامل است و در میان زنجیره توزیع کالاها کاهش می‌یابد.

در میان مطالعات داخلی، موسوی محسنی و سبحانی‌پور (۱۳۸۷) طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۳ و با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری بازگشتی^۱ تأثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت‌های واردات، عمده فروشی و مصرف‌کننده را در ایران مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها دریافتند که نوسانات نرخ ارز اثر کمی بر قیمت‌ها دارند؛ به عبارت دیگر، عبور نرخ ارز ناقص است. همچنین، عبور نرخ ارز به شاخص قیمت واردات نسبت به شاخص‌های قیمت عمده فروشی و مصرف‌کننده بزرگتر است.

مهرابی بشرآبادی و جاودان (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد بخش کشاورزی ایران را در دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۸ مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور، آن‌ها از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته^۲ برای شاخص‌سازی نااطمینانی نرخ ارز واقعی استفاده کردند. برای برآورد رابطه همجمعی و پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۳ را به کار گرفتند. براساس یافته‌های این پژوهش، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت قوی و معناداری بین متغیرها در مدل رشد بخش کشاورزی ایران وجود دارد و نااطمینانی نرخ ارز واقعی دارای اثر منفی و معناداری بر رشد بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است.

صفری و همکاران (۱۳۹۳) با بکارگیری الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیع شده اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آن‌ها رابطه معکوس بین نوسانات نرخ ارز و صادرات بخش کشاورزی را نشان داد.

در زمینه عبور نرخ ارز مطالعات قابل توجهی توسط پژوهشگران خارجی و داخلی انجام شده است. هر یک از این مطالعات به نوبه خود دارای اهمیت بوده و یک مطالعه تحقیقی جدید از نظر دامنه تحقیق، قلمرو مکانی پژوهش و روش‌های مورد استفاده هستند. تفاوت عمده بین مطالعه حاضر با مطالعات انجام شده در این است که در این مقاله علاوه بر

¹ Recursive Vector Autoregressive (RVAR)

² Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

³ Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

آزمون غیرخطی بودن عبور نرخ ارز در ایران، چند آستانه‌ای بودن آن نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در این مقاله، کلیه داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز به روش کتابخانه‌ای جمع‌آوری شده‌اند. از آنجایی که شاخص قیمت بخش کشاورزی به صورت مستقیم از مراکز آماری در دسترس نیست، بنابراین، از رابطه زیر برای محاسبه آن استفاده می‌شود:

$$(۴۱) \quad ۱۰۰ \times \frac{\text{ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت}}{\text{ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت جاری}} = \text{شاخص قیمت ضمنی کشاورزی}$$

رابطه (۴۱)، درحقیقت شاخص قیمت ضمنی داخلی بخش کشاورزی (AG) است. همچنین، منظور از نرخ ارز (ER)، نرخ ارز دوجانبه است که به صورت یک دلار برحسب ریال تعریف می‌شود. به این ترتیب، در مقاله حاضر، نرخ ارز به صورت غیرمستقیم تعریف شده است. استفاده از معکوس نرخ ارز به دلیل کم ارزش بودن واحد پول کشور امری متداول است.

۳-۱- الگوی گارچ چند متغیره

الگوسازی ناطمینانی در سری‌های زمانی مالی در قالب الگوهای خودرگرسیون شرطی ناهمسان واریانس^۱ با کار انگل^۲ (۱۹۸۲) مورد توجه قرار گرفت (حیدری و ملاحهرامی، ۱۳۸۹). الگوی آرچ چارچوب مناسبی برای تحلیل تغییرپذیری در سری‌های زمانی ارایه می‌کند. ولی این الگو دارای محدودیت‌ها و مشکلاتی است. یکی از مشکلات آن مربوط به تعیین وقفه‌ها است. همچنین، ممکن است فرض غیرمنفی بودن نقض شود که در این صورت، تخمین الگو را با مشکل مواجه می‌کند (سوری، ۱۳۹۲). برای حل این مشکلات، الگوهای آرچ متعددی مورد توجه قرار گرفتند که بیشترشان الگوهای آرچ تک‌متغیره بودند، سپس تعمیم آن به الگوهای گارچ و ام گارچ مورد توجه قرار گرفت. این الگوها قادرند ویژگی‌های بارز سری‌های زمانی شامل کشیدگی‌ها، اثرات اهرمی و خوشه‌بندی نوسانات را توضیح دهند، که به وسیله الگوهای آرچ و گارچ تک‌متغیره قابل برآورد نبودند. الگوهای ام گارچ تغییرپذیری همزمان دو یا چند متغیر را الگوسازی می‌کنند. در این حالت، ممکن است تغییرپذیری متغیرها بر همدیگر اثر بگذارد. در حالت چند متغیره

^۱ Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)

^۲ Engle

به طور معمول فرض بر این است که تغییرپذیری متغیرها ثابت است (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۸۹).

تصریحات الگوی ام گارچ که تاکنون به کار گرفته شده شامل: الگوی گارچ برداری^۱، الگوی همبستگی شرطی ثابت^۲، الگوی بک^۳ و الگوی همبستگی شرطی پویا^۴ است. در این مقاله از الگوی بک استفاده می‌شود.

الگوی گارچ برداری، واریانس و کوواریانس شرطی را به مقدار وقفه آن‌ها و اثر متقابل مقادیر خطا محدود می‌کند. الگوی بک که توسط بابا و همکاران^۵ (۱۹۹۱) و انگل و کرونر^۶ (۱۹۹۵) معرفی شد، نسخه محدود شده الگوی گارچ برداری است. این الگو از این ویژگی برخوردار است که ماتریس کوواریانس شرطی در ساختار الگو معین مثبت است (کیان‌ارثی، ۱۳۹۲). تصریح الگو به صورت زیر است:

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} v_t \quad (42)$$

$$H_t = B'B + C' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} C + G' H_{t-1} G \quad (43)$$

H_t ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی است که قطعاً مثبت است. v_t فرآیند نوفه سفید است. B نیز ماتریس بالامثلثی است. شکل دیگری از الگو به صورت زیر بیان می‌شود (سیلونوینن و تراسویرتا^۷، ۲۰۰۸):

$$H_t = B'B + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^k C'_{kj} \varepsilon_{t-j} \varepsilon'_{t-j} C_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^k G'_{kj} H_{t-j} G_{kj} \quad (44)$$

این الگو در بخش بعدی تخمین زده خواهد شد.

۳-۲- الگوی رگرسیون آستانه‌ای

الگوهای غیرخطی در مطالعات تجربی حوزه اقتصاد کاربرد وسیعی داشته‌اند. بسیاری از مطالعات تجربی بیانگر شواهدی از وجود رابطه غیرخطی و تصادفی بودن بسیاری از روابط تعادلی در اقتصاد بوده‌اند (تسای^۸، ۲۰۰۲). مطالعات تجربی صورت گرفته در سال‌های اخیر نشان می‌دهند که برخی متغیرهای اقتصادی مانند نرخ ارز می‌توانند رفتار غیرخطی

¹ Vector GARCH

² Constant Conditional Correlation (CCC)

³ Baba, Engle, Kraft and Kroner (BEKK)

⁴ Dynamic Conditional Correlation (DCC)

⁵ Baba, et al.

⁶ Engle & Kroner

⁷ Silvennoinen & Terasvirta

⁸ Tsay

از خود نشان دهند و به این دلیل ممکن است آثار نامتقارن بر سایر متغیرها بر جای بگذارند (کرافت^۱، ۲۰۰۳؛ مادوس^۲، ۲۰۰۶؛ پاسدیل و تیکا^۳، ۲۰۰۹؛ نوگوایرا و لئون لدسما، ۲۰۱۱؛ لین و وو، ۲۰۱۲؛ الیم و لاهیانی، ۲۰۱۴؛ چیخ و رائلولت^۴، ۲۰۱۵ و دونایره و پانوفسکا، ۲۰۱۶).

رفتارهای غیرخطی در عبور نرخ ارز می‌تواند در شرایطی که الگوی اقتصادسنجی به صورت خطی برآورد می‌شود تخمین‌های خلاف واقع از ضریب عبور نرخ ارز را ارایه کند (الیم و لاهیانی، ۲۰۱۴). نوگوایرا و لئون لدسما (۲۰۱۱) معتقد بودند که بی‌ثباتی اقتصاد کلان ممکن است به صورت نامتقارن (غیرخطی) بر عبور نرخ ارز تأثیر بگذارد. بنابراین، اتخاذ فرض اثرگذاری خطی بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر عبور نرخ ارز می‌تواند محققان و سیاست‌گذاران را دچار خطاهای قابل ملاحظه‌ای کند. آن‌ها بر این باور بودند که بررسی این‌که آیا بی‌ثباتی اقتصاد کلان در دامنه‌های مختلف، تأثیرات متفاوتی بر درجه عبور نرخ ارز دارد یا نه، ضروری به نظر می‌رسد.

به طور کلی دو نوع رابطه غیرخطی وجود دارد:

الف) رابطه نامتقارن: واکنش قیمت‌های صادراتی به تغییرات نرخ ارز، هنگام افزایش ارزش پول سریعتر از کاهش ارزش پول اتفاق می‌افتد و یا برعکس.
ب) رابطه آستانه‌ای: حد آستانه‌ای تعریف خواهد شد به طوری که، واکنش قیمت‌های صادراتی به تغییرات نرخ ارز قبل و بعد از آستانه با هم متفاوت است (پدرام و همکاران، ۱۳۹۱).

الیم و لاهیانی (۲۰۱۴) معتقد بودند که وضعیت تورم و نرخ آن می‌تواند بر پاسخ عوامل اقتصادی به تکانه نرخ ارز تأثیر بگذارد. در حقیقت، قیمت‌های داخلی ممکن است به علت تورم پایین و باثبات به یک تکانه نرخ ارز واکنش نشان ندهند. اما اگر تورم، بالای سطح آستانه‌اش باشد، آن‌ها به تکانه‌های مشابه واکنش نشان می‌دهند.

این مقاله به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا عبور نرخ اسمی ارز در ایران به صورت غیرخطی و آستانه‌ای است؟ و این‌که آستانه کجاست؟ در اغلب موارد، مقدار آستانه

¹ Kraft

² Maodus

³ Posedel & Tica

⁴ Cheikh & Rault

ناشناخته است و می‌بایست در کنار سایر پارامترهای الگو برآورد شود. چان^۱ (۱۹۹۳) روشی را برای یافتن برآوردهای سازگار از مقدار آستانه ارایه داده است. در این روش، بعد از حذف ۱۵٪ بالایی و پایینی متغیر آستانه، الگو برای کل مشاهدات میانی تخمین زده می‌شود. آستانه، مقداری خواهد بود که مجموع مجذور خطاها را حداقل کند (اندرس^۲، ۱۳۹۱). روش رگرسیون آستانه‌ای به دنبال پاسخ این سؤال است که آیا توابع رگرسیونی به طور یکنواخت از همه مشاهدات عبور می‌کنند یا می‌توانند به گروه‌های مجزا شکسته شوند؟ (کميجانی و همکاران، ۱۳۹۴).

به منظور بررسی اثرات آستانه‌ای عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت ضمنی کشاورزی در ایران، با پیروی از پاسدل و تیکا (۲۰۰۹)، اندرس (۱۳۹۱) و ال‌عابد و مسیح^۳ (۲۰۱۶) الگوی زیر مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\pi_t = I_{t-d}[\alpha_1 + \sum_{i=0}^k \beta_{1i} e_{t-i}] + (1 - I_{t-d})[\alpha_2 + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} e_{t-i}] + \varepsilon_t \quad (45)$$

$$I_{t-d} = 1 \quad \text{if } e_{t-i} \geq \tau$$

$$I_{t-d} = 0 \quad \text{if } e_{t-i} < \tau$$

که در آن، تورم (π) تابعی از نرخ اسمی ارز (e) است. متغیر I یک متغیر دومی است، $I = 1$ است اگر نرخ اسمی ارز e برابر یا بزرگتر از آستانه‌ی τ باشد و $I = 0$ است اگر نرخ اسمی ارز e کوچکتر از آستانه‌ی τ باشد. برای برآورد الگوی فوق از نرم افزار STATA13 استفاده می‌شود. در آزمون تجربی تأثیر عبور نرخ اسمی ارز بر شاخص قیمت ضمنی کشاورزی در ایران، ابتدا از آزمون ضریب لاگرانژ^۴ برای آزمون غیرخطی بودن استفاده می‌شود. سپس، الگوی پیشنهادی (۸) به روش رگرسیون آستانه‌ای برآورد می‌گردد.

۴- نتایج تحقیق

۴-۱- نتایج حاصل از برآورد الگوی گارچ چند متغیره

برای بررسی مانایی متغیرها در مطالعه‌ی حاضر از آزمون ریشه واحد KPSS استفاده شده است. در آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فلیپس-پرون، وجود ریشه واحد در فرضیه H_0 قرار داده می‌شود. شورت^۵ (۱۹۸۷)، نشان داد که شواهد قوی برای رد فرضیه صفر

¹ Chan

² Enders

³ Alaabed & Masih

⁴ Lagrange Multiplier (LM)

⁵ Schwert

لازم است که به رد فرضیه H_1 به نفع فرضیه مقابل منجر می‌شود (عباسی‌نژاد و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۳).

در بیشتر موارد، فرضیه‌ی مانایی با نامانا بودن و ریشه واحد سری آزمون می‌شود. اکثر آزمون‌های ریشه واحد دارای توان آزمون پایینی در برابر مانایی هستند و در نتیجه معمولاً فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و این رویکرد مرسوم، مانایی سری‌ها را به اشتباه رد می‌کند. مهم‌ترین بحث در مقابل استفاده از آزمون برای فرضیه صفر مانایی این است که گفته می‌شود کنترل اندازه این آماره هنگامی که این فرایند مانا است، بسیار مشکل است؛ به این معنی که اندازه آماره بزرگتر از واقع محاسبه خواهد شد (محمدی و طالبلو، ۱۳۸۹). معروف‌ترین آماره برای آزمون فرضیه صفر مبنی بر مانا بودن سری، آماره‌ای به نام KPSS است که توسط کیاتکوسکی، فیلیپس، اشمیت و شین^۱ (۱۹۹۲) معرفی شد. الگویی که برای آماره KPSS در نظر گرفته می‌شود به شکل زیر است:

$$y_t = \alpha + \beta t + d \sum_{i=1}^t u_i + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (46)$$

که در آن، u_i و ε_i هر دو کوواریانس مانا و دارای حافظه کوتاه‌مدت با میانگین صفر هستند، $d \in \{0, 1\}$. تحت فرضیه رقیب، بخش تصادفی y_t ، عنصر گام تصادفی می‌شود ($\sum u_i$) و عنصر اخلاص نیز همان ε_i خواهد بود (محمدی و طالبلو، ۱۳۸۹).

آماره KPSS عبارت است از: نسبت واریانس نمونه‌ای بر واریانس بلندمدت. این واریانس نمونه‌ای به طور متناسب، مجموع جزیی سری مقیاس‌بندی شده است:

$$\eta = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / S^2(k) \quad (47)$$

که در آن:

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i \quad (48)$$

S_t مجموع جملات پسماند e_i است، وقتی سری روی یک عرض از مبدأ و احتمالاً روی یک روند زمانی برازش می‌گردد و T اندازه نمونه باشد. $S^2(k)$ تخمین ناپارامتری سازگار از واریانس جملات اخلاص است. وقتی که جملات اخلاص در معادله‌ای با عرض از مبدأ مورد محاسبه قرار می‌گیرد، آماره آزمون با $\tilde{\eta}_\mu$ نشان داده می‌شود و زمانی که به برازش اولیه یک جمله روند اضافه می‌گردد، آماره آزمون محاسبه شده با معادلات بالا با $\tilde{\eta}_\tau$ نمایش داده می‌شود. تحت فرضیه H_0 ، یعنی زمانی که سری زمانی $I(0)$ است، آزمون KPSS

^۱ Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin

نشان می‌دهد که هر دوی $\tilde{\eta}_\mu$ و $\tilde{\eta}_\tau$ به طور مجانبی توابعی از جملات اخلال هستند. آن‌ها جدولی از مقادیر بحرانی را برای $\tilde{\eta}_\tau$ و $\tilde{\eta}_\mu$ محاسبه کردند (عباسی نژاد و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۳). متغیرهای مورد بررسی براساس آزمون KPSS در جدول (۱) آمده است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار آماره‌ی KPSS برای شاخص قیمت ضمنی کشاورزی و نرخ اسمی ارز در سطح ۱ درصد کوچکتر از مقادیر بحرانی است و در نتیجه در سطح مانا هستند.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد KPSS

| متغیر | آماره آزمون | مقدار بحرانی | نتایج بررسی آزمون |
|-----------------------------|-------------|--------------|-------------------|
| شاخص قیمت ضمنی کشاورزی (AG) | ۰/۲۱ | ۰/۲۲ | در سطح مانا |
| نرخ اسمی ارز (ER) | ۰/۱۹ | ۰/۲۲ | در سطح مانا |

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی وجود اثرات آرچ از آماره F استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۲) آمده است. فرضیه صفر بیان‌گر عدم وجود اثرات آرچ در سری‌ها است. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود، وجود اثرات آرچ در سری‌های نوسان شاخص قیمت ضمنی کشاورزی و نرخ اسمی ارز تأیید می‌گردد. به عبارت دیگر، فرضیه صفر مبنی بر وجود واریانس همسانی رد و ناهمسانی در سری‌ها تأیید می‌شود. بنابراین، می‌توان از الگوهای آرچ و گارچ برای آزمون فرضیه استفاده نمود.

جدول (۲): نتایج آزمون وجود اثرات آرچ

| متغیر | احتمال | آماره F | نتایج بررسی آزمون |
|-----------------------------|--------|---------|----------------------------|
| شاخص قیمت ضمنی کشاورزی (AG) | ۰/۰۰ | ۵۴۷/۸ | واریانس ناهمسانی وجود دارد |
| نرخ اسمی ارز (ER) | ۰/۰۰ | ۲۳۲/۷ | واریانس ناهمسانی وجود دارد |

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از الگوی گارچ دو متغیره یک برای شاخص قیمت ضمنی کشاورزی و نرخ اسمی ارز در جدول (۳) نشان داده شده است. بر اساس نتایج مندرج در جدول، $M(1,1)$ عرض از مبدأ برآورد واریانس شاخص قیمت ضمنی کشاورزی است و $B1(1,1)$ تأثیرپذیری واریانس شاخص قیمت ضمنی کشاورزی از مقادیر گذشته‌اش را نشان می‌دهد. $A1(1,1)$ تأثیرپذیری واریانس شاخص قیمت ضمنی کشاورزی از مجذور تکانه‌های گذشته‌اش را نشان می‌دهد. $M(2,2)$ عرض از مبدأ برآورد واریانس نرخ اسمی ارز است و $B1(2,2)$ تأثیرپذیری واریانس نرخ اسمی ارز از مقادیر گذشته‌اش را نشان می‌دهد.

$A1(2,2)$ تأثیرپذیری واریانس نرخ اسمی ارز از مجذور تکانه‌های گذشته‌اش را نشان می‌دهد. معناداری ضریب $A1(1,1)$ در سطح ۱٪ نشان دهنده تأثیرپذیری نوسانات شاخص قیمت ضمنی کشاورزی از مجذور تکانه‌های گذشته خود است، به عبارت دیگر، حساسیت شاخص قیمت ضمنی کشاورزی نسبت به مجذور تکانه‌های گذشته‌اش $1/38$ است. همچنین، معناداری ضریب $A1(2,2)$ بیانگر آن است که نرخ اسمی ارز به میزان $1/11$ از مجذور تکانه‌های گذشته‌اش تأثیر می‌پذیرد. با توجه به عدم معناداری ضریب $B1(1,1)$ می‌توان گفت که نوسانات شاخص قیمت ضمنی کشاورزی از مقادیر گذشته خود تأثیر نمی‌پذیرند در حالی که این مطلب در مورد نرخ اسمی ارز صادق نیست. بر اساس معناداری ضریب $B1(2,2)$ می‌توان اظهار داشت که نوسانات گذشته نرخ اسمی ارز بر نوسانات جاری آن تأثیرگذار است.

جدول (۳): نتایج حاصل از الگوی یک برای دو متغیر

| احتمال | ضریب | پارامتر |
|--------|----------|-----------|
| ۰/۰۰ | ۱/۳۸ | $A1(1,1)$ |
| ۰/۰۰ | ۱/۱۱ | $A1(2,2)$ |
| ۰/۸۴ | -۰/۰۲ | $B1(1,1)$ |
| ۰/۰۰ | ۰/۵۳ | $B1(2,2)$ |
| ۰/۰۰ | ۸/۰۸ | $M(1,1)$ |
| ۰/۰۰ | ۱۶۳۶۳۴/۳ | $M(2,2)$ |
| ۰/۰۰ | ۰/۰۲ | $G(1,2)$ |
| ۰/۰۰ | ۶۴/۵۹ | $G(2,1)$ |

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین، با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه می‌توان اظهار داشت که در سطح معناداری ۱ درصد، تکانه‌های گذشته نرخ اسمی ارز اثر مثبت بر شاخص قیمت ضمنی کشاورزی دارد و میزان این اثر یعنی ضریب $G(1,2)$ برابر با $0/02$ است. علاوه بر این، تکانه‌های گذشته شاخص قیمت ضمنی کشاورزی در حدود $64/59$ واحد بر نرخ اسمی ارز تأثیرگذار است (ضریب $G(2,1)$).

جدول (۴) نتایج حاصل از آزمون پورتمانتیو^۱ برای بررسی همبستگی اجزا اخلاص مدل را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج در این جدول، فرض صفر مبنی بر عدم همبستگی بین اجزا اخلاص مدل رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، بین اجزا اخلاص مدل همبستگی وجود ندارد.

جدول (۴): نتایج آزمون پورتمانتیو برای همبستگی متقاطع پسماندهای دو متغیر

| وقفه | درجه آزادی | آماره Q | احتمال |
|------|------------|---------|--------|
| ۱ | ۴ | ۸/۶۹ | ۰/۰۶ |
| ۲ | ۸ | ۱۱/۲۴ | ۰/۱۸ |
| ۳ | ۱۲ | ۱۲/۰۹ | ۰/۴۲ |
| ۴ | ۱۶ | ۱۵/۲۳ | ۰/۴۸ |
| ۵ | ۲۰ | ۱۷/۵۶ | ۰/۵۸ |
| ۶ | ۲۴ | ۱۸/۰۹ | ۰/۷۷ |
| ۷ | ۲۸ | ۱۹/۰۹ | ۰/۸۷ |
| ۸ | ۳۲ | ۲۲/۱۲ | ۰/۸۸ |

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور در بالا ملاحظه گردید تغییرات شاخص قیمت ضمنی کشاورزی از نرخ اسمی ارز تأثیر می‌پذیرد. در واقع، طبق نتایج حاصل از این تحقیق رابطه بین تغییرات شاخص قیمت ضمنی کشاورزی و نرخ اسمی ارز مثبت است به این معنی که وقتی نرخ اسمی ارز افزایش می‌یابد شاخص قیمت ضمنی کشاورزی هم افزایش می‌یابد. نرخ ارز از طریق افزایش قیمت واردات مواد اولیه کشاورزی بر افزایش قیمت محصولات کشاورزی مؤثر است. همچنین، کاهش عرضه داخلی به دلیل تحریک صادرات محصولات کشاورزی ناشی از افزایش نرخ ارز رابطه فوق را تقویت می‌کند.

۴-۲- نتایج حاصل از برآورد رگرسیون آستانه‌ای

در این جا برای آزمون وجود آستانه از آزمون ضریب لاگرانژ که از مطالعه هانسن^۲ (۱۹۹۶) برگرفته شده استفاده می‌گردد. از آن جایی که τ تحت فرضیه صفر که بر مبنای آن اثر آستانه‌ای وجود ندارد، تعریف شده نیست، از این روی برای محاسبه مقدار آماره احتمال از یک ساختار مشابه بوتسترپ^۳ استفاده می‌شود. هانسن (۱۹۹۶) نشان داد که این فرآیند مشابه بوتسترپ به طور مجانبی مقادیر آماره احتمال صحیحی را تولید

^۱ Portmanteau test

^۲ Hansen

^۳ Bootstrap

می نماید. با استفاده از ۵۰۰۰ بار تکرار فرآیند بوتسترپ، مقدار آماره احتمال برای الگوی آستانه‌ای با بکارگیری نرخ اسمی ارز به عنوان متغیر آستانه‌ای برابر با ۰/۰۰ است.

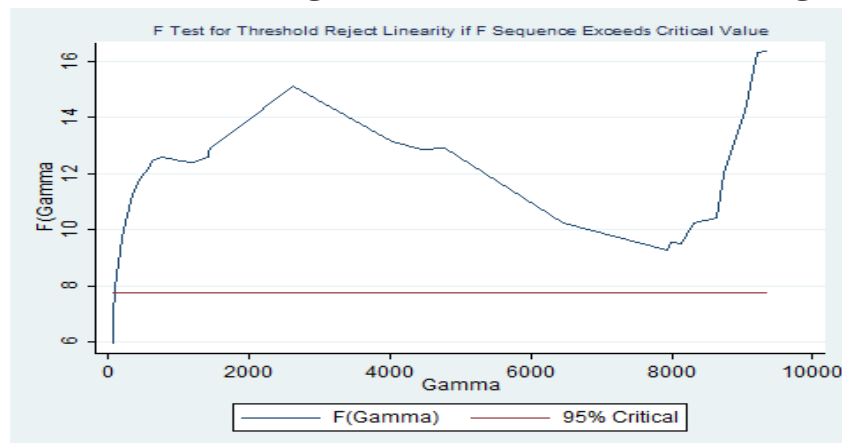
جدول (۵) نتایج آزمون ضریب لاگرانژ برای بررسی متغیر آستانه‌ای نرخ اسمی ارز

آزمون فرضیه صفر عدم وجود آستانه در مقابل فرضیه جایگزین با در نظر گرفتن خطاهای وزن‌دهی شده برای ناهمسانی واریانس (اصلاح شده بر اساس روش وایت)

| | |
|-------|--|
| ۵۰۰۰ | تعداد تکرارهای بوتسترپ: |
| ۰/۱۵ | درصد پیرایش: |
| ۹۲۲۶ | تخمین آستانه: |
| ۱۶/۳۵ | آزمون ضریب لاگرانژ برای عدم وجود آستانه: |
| ۰/۰۰ | آماره احتمال بوتسترپ: |
| ۷/۷۵ | مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵٪: |

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین، بر اساس اطلاعات جدول فوق، مقدار عددی آزمون ضریب لاگرانژ، ۱۶/۳۵ است و با توجه به این که مقدار بحرانی مندرج در جدول توزیع χ^2 ، ۵/۹۹ است فرض صفر عدم وجود آستانه رد شده و فرضیه رقیب مبنی بر وجود آستانه مورد قبول واقع می شود. با توجه به شواهد به دست آمده در جدول (۵) مشاهده می شود که ساختار اثرگذاری نرخ اسمی ارز بر شاخص قیمت ضمنی کشاورزی در چارچوب زمانی بررسی شده در ایران، غیرخطی بوده و از فرایند رگرسیون آستانه‌ای تبعیت می کند.



نمودار (۱): آزمون F برای بررسی رد وجود آستانه در رگرسیون بین شاخص قیمت

ضمنی کشاورزی و نرخ اسمی ارز

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه این آزمون در قالب نمودار (۱) برای آزمون ضریب لاگرانژ نشان داده شده است، که در واقع بیان‌کننده مقادیر آزمون $F(Gama)$ جهت بررسی وجود آستانه یا عدم وجود آن است. مقدار بحرانی ۹۵٪ آن برابر با آماره احتمال در آن نقطه است، که در این‌جا برابر با ۷/۷۵ بوده و با خط ممتد ترسیم شده است. با توجه به شواهد به‌دست آمده در جدول (۵) و نمودار (۱) مشاهده می‌شود که ساختار اثرگذاری نرخ اسمی ارز بر شاخص قیمت ضمنی کشاورزی در چارچوب زمانی بررسی شده در ایران، غیرخطی بوده و از فرایند رگرسیون آستانه‌ای تبعیت می‌کند. نتایج تخمین الگو در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول (۶) نتایج تخمین الگو

| متغیر | $q \leq 9228$ | $q > 9228$ |
|--------------|-------------------|-------------------|
| عرض از مبدأ | -۳/۰۸ | ۲۹/۴۵ |
| نرخ اسمی ارز | ۰/۰۱ | ۰/۰۲ |
| | R-squared ۰/۸۹ | R-squared ۰/۹۴ |

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از اطلاعات جدول (۶) مشاهده می‌گردد، همچنین، با توجه به ضرایب به‌دست آمده برای نرخ اسمی ارز، زمانی که نرخ ارز پایین‌تر از ۹۲۲۶ ریال است ضریب عبور ۰/۰۱ بدین مفهوم است که به ازای یک واحد افزایش در نرخ اسمی ارز، شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی یک صدم واحد افزایش می‌یابد. همچنین، وقتی که نرخ ارز از سطح آستانه مورد نظر فراتر می‌رود ضریب عبور به ۰/۰۲ افزایش می‌یابد؛ بدین معنی که از سطح آستانه به بعد به ازای یک واحد افزایش در نرخ اسمی ارز، شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی دو صدم واحد افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، وقتی که نرخ اسمی ارز از سطح آستانه ۹۲۲۶ ریال بالاتر می‌رود میزان عبور نرخ ارز دو برابر شده و شاخص قیمت ضمنی کشاورزی با شدت بیشتری افزایش می‌یابد.

۵- نتیجه‌گیری

اقتصاد ایران مانند سایر اقتصادها یک اقتصاد چندبخشی است که از بخش‌های کشاورزی، صنایع و معادن، خدمات و نفت تشکیل شده است. در بین این بخش‌ها بخش کشاورزی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. از آنجایی که برخی از مواد اولیه، کالاهای نیمه ساخته، واسطه‌ای و سرمایه‌ای در بخش کشاورزی از محل واردات تأمین می‌شوند بنابراین نوسانات نرخ ارز می‌تواند روی قیمت تمام شده محصولات این بخش اثر بگذارد. بازار ارز ایران در

سال‌های اخیر با نوسانات قابل ملاحظه‌ای روبه‌رو بوده است که تأثیر بسزایی بر همه بخش‌ها و از جمله بخش کشاورزی داشته است. در این مقاله، تأثیر عبور نرخ اسمی ارز بر شاخص قیمت ضمنی در بخش کشاورزی ایران مورد بررسی تجربی قرار گرفته است. نتایج به دست آمده نشان دادند که در سطح معناداری ۱ درصد، تکانه‌های گذشته نرخ ارز اثر مثبت بر شاخص قیمت ضمنی کشاورزی دارد. همچنین، حساسیت شاخص قیمت ضمنی کشاورزی نسبت به مجذور تکانه‌های گذشته‌اش $1/38$ است. علاوه‌براین، در روند اثرگذاری عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت ضمنی کشاورزی تنها یک حد آستانه‌ای مشاهده گردید. براین اساس، در سطح نرخ ارز 9226 ریال تأثیر نرخ ارز بر شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی کشور تشدید می‌شود. بنابراین، با توجه به نتایج فوق، آرایه سیاست‌های مناسب برای جلوگیری از نوسانات نرخ ارز در بازار و تثبیت آن پیشنهاد می‌شود. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به انضباط پولی و مالی و کنترل نقدینگی اشاره کرد.

فهرست منابع

۱. اصغرپور، حسین، سجودی، سکینه، و اصلانی‌نیا، نسیم مهین (۱۳۹۰). تحلیل تجربی میزان انتقال اثر نرخ ارز بر قیمت صادرات غیرنفتی ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۱(۳)، ۱۱۱-۱۳۴.
۲. اندرس، والتر (۱۳۹۱). اقتصادسنجی سریهای زمانی با رویکردی کاربردی (ترجمه مهدی صادقی و سعید شوالپور). تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمار و داده‌ها، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی.
۴. پدرام، مهدی، شیرین‌بخش، شمس‌ا...، و رضایی ایبانه، بهاره (۱۳۹۱). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۱)، ۱۶۶-۱۴۳.
۵. حیدری، حسن، و ملابهرامی، احمد (۱۳۸۹). بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری سهام بر اساس مدل‌های چند متغیره GARCH: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، ۱۲(۳۰)، ۵۶-۳۵.
۶. سلمانپور زوز، علی (۱۳۷۶). اثرات تغییر نرخ ارز بر صادرات و واردات کشور (۱۳۷۳-۱۳۴۰). (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه مازندران، بابل‌سر.
۷. سوری، علی (۱۳۹۲). اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviwes8 & Stata12 چاپ اول، انتشارات فرهنگ‌شناسی، تهران.
۸. شجری، هوشنگ، طیبی، سید کمیل، و جلایی، سید عبدالمجید (۱۳۸۴). تحلیل عبور نرخ ارز در ایران. مجله دانش و توسعه، ۱۵، ۷۶-۵۱.
۹. صفری، سکینه، رحمانی، مهدی، و احمدی، حسن (۱۳۹۳). بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی در راستای بند دوم سیاست‌های کلی کشاورزی. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۲(۵)، ۹۷-۱۰۹.
۱۰. عباسی‌نژاد، حسین، و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۳). برآورد درجه انباشتگی شاخص تورم با مدل الگوی AFRIMA-FIGARCH مطالعه موردی: ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۴(۱)، ۲۶-۱.
۱۱. عبداللهی، محمدرضا (۱۳۹۰). مدل‌سازی نوسانات بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چند متغیره. (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه مازندران، بابل‌سر.
۱۲. کمیجانی، اکبر، الهی، ناصر، و صالحی رزوه، مسعود (۱۳۹۴). بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید در ایران: رویکرد حد آستانه‌ای. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶(۱)، ۷۸-۶۱.

۱۳. کیان‌ارثی، زهرا (۱۳۹۲). رابطه نااطمینانی نرخ ارز و نوسانات بازده سهام در ایران با استفاده از گارچ چند متغیره. (پایان نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه مازندران، بابلسر.
۱۴. محمدی، تیمور، و طالبلو، رضا (۱۳۸۹). پویاییهای تورم و رابطه تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی AFRIMA-GARCH. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۰(۱)، ۱۷۰-۱۳۷.
۱۵. مرکز آمار ایران، سالنامه های آماری سالهای مختلف.
۱۶. موسوی محسنی، رضا، و سبحانی پور، مینا (۱۳۸۷). بررسی گذر نرخ ارز در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۸(۴)، ۱۴۹-۱۲۹.
۱۷. مهرابی بشرآبادی، حسین، و جاودان، ابراهیم (۱۳۹۳). تأثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد بخش کشاورزی در ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۳(۱)، ۴۶-۲۷.

1. Alaabed, A., & Masih, M. (2016). Finance-growth nexus: Insights from an application of threshold regression model to Malaysia's dual financial system. *Borsa Istanbul Review*, 16(2), 63-71.
2. Aleem, A., & Lahiani, A. (2014). A threshold vector autoregression model of exchange rate pass-through in Mexico. *Research in International Business and Finance*, 30, 24-33.
3. Alper, K. (2003). Exchange rate pass-through to domestic prices in Turkish economy (Master Thesis). *Middle East Technical University (METU), Turkey*.
4. Bacchetta, P., & Wincoop, E. V. (2003). Why do consumer prices react less than import prices to exchange rates? *Journal of European Economic Association*, 1(2-3), 662-670.
5. Boobura D, G., Nennaaton, A. A., Nordum, P., & Kevin, N. (2015). The effect of exchange rate on agricultural commodity and pricing on Nigeria: 2009-2014. *Scholars Journal of Economics, Business and Management*, 2(12), 1151-1158.
6. Bradshaw, G. W., & Orden, D. (1990). Granger causality for the exchange rate to agricultural prices and export sales. *Western Journal of Agricultural Economics*, 15(1), 100-110.
7. Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon? *NBER Working Papers*, No. 8934.
8. Chan, K.S. (1993). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, 21(1), 520-533.
9. Cheikh, N.B. (2013). The pass-through of exchange rate in the context of the European sovereign debt crisis. *FIW Working Paper*, No. 123.
10. Cheikh, N. B., & Rault, C. (2015). Recent estimates of exchange rate pass-through to import prices in the Euro area. *CES Working Paper*, No. 5341.

11. Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2001). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper*, No. 2001-08.
12. Devereux, M.B. & Engel, C. (2002). Exchange rate pass-through, exchange rate volatility, and exchange rate disconnect. *NBER Working Paper*, No.8858.
13. Donayre, L., & Panovska, I. (2016). State-dependent exchange rate pass-through behavior. *Journal of International Money and Finance*, 64, 170-195.
14. Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance and Economics*, 9, 315-338.
15. Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (1997). Goods prices and exchange rates: what have we learned? *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-72.
16. Hansen, B. E. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, 64(2), 413-430.
17. Johnston, B., & Mellor, J. (1961). The role of agriculture in economic development. *American Economic Review*, 51(4), 566-593.
18. Lin, P.C. and Wu, C. S. (2012). Exchange rate pass-through in deflation: The case of Taiwan. *International Review of Economics and Finance*, 22(1), 101-111.
19. Maodus, V. (2006). Pass-through of exchange rate changes to domestic inflation: The case of Croatia (Master thesis). *University of Zagreb, Croatia*.
20. Nogueira, R. P., & León-Ledesma, M. A. (2011). Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability? *Journal of Applied Economics*, 14(1), 167-180.
21. Obayelu, A. E., & Salau, A. S. (2010). Agricultural response to prices and exchange rate in Nigeria: application of Co-Integration and Vector Error Correction Model (VECM). *J Agri Sci*, 1(2), 73-81.
22. Posedel, P., & Tica, J. (2009). Threshold model of exchange rate pass-through effect: The case of Croatia. *Eastern European Economics*, 47(6), 43-59.
23. Sahminan. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: empirical evidences from some Southeast Asian countries. *The University of North Carolina at Chapel Hill, Working paper*.
24. Sek, S. K., & Kapsalyamova, Z. (2008). Exchange rate pass-through and volatility: Impacts on domestic prices in four Asian countries. *MPRA Paper*, No. 11130.
25. Silvennoinen, A. & Terasvirta, T. (2008). Multivariate GARCH models. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 669.

26. Smets, F., & Wouters, R. (2002). Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy. *European Central Bank Working Paper*, No. 128.
27. Takhtamanova, Y. (2010). Understanding changes in exchange rate pass-through. *Journal of Macroeconomics*, 32(4), 1118-1130.
28. World Bank. (2014). Global economic prospects, special topic, Volume 9 Jun 2014.
29. Xu, M., & Orden, D. (2002). Exchange rate effects on Canadian/U.S. agricultural prices. *Annual meeting of the American Agricultural Economics Association, Long Beach, California, July 28-31*.
30. Yeboah, o. Shaik, S. & Allen, A. (2009). Exchange rates impacts on agricultural inputs prices using VAR. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(2), 511-520.