

(مقاله پژوهشی)

یارانه ارزش ترجیحی و تأثیر آن بر کنترل قیمت کالاهای اساسی (مطالعه موردی: بازار گوشت مرغ ایران)

عمران طاهری ریکنده^۱
مهدی شعبانزاده خوشرودی^{۲*}

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۲۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۳۱

چکیده

با افزایش تلاطمات ارزی در اوایل سال ۱۳۹۷، ستاد اقتصادی دولت، اجرای سیاست تخصیص ارزش ترجیحی با نرخ ۴۲۰۰ تومان برای هر دلار آمریکا را آغاز نمود. یکی از مهم‌ترین محصولات غذایی مورد هدف این سیاست، گوشت مرغ می‌باشد که در تأمین نهاده‌های اصلی تولید به واردات وابسته است. با توجه به این‌که، همواره این پرسش در میان محافل علمی و سیاسی کشور مورد بحث بوده که، چه میزان از یارانه پرداختی به واردات نهاده‌های تولید به مصرف‌کننده نهایی فرآورده‌ها می‌رسد؟ پژوهش پیش‌رو، با به‌کارگیری اطلاعات ماهانه ۱۳۹۷-۹۹، براساس رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده به این مهم پرداخته است. با توجه به نتایج، چنانچه در بلندمدت یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ توسط دولت، ۱٪ افزایش یابد، اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان، ۶۱٪ افزایش می‌یابد. بر این اساس، به نظر می‌رسد، اگرچه سیاست مذکور، توانسته قیمت گوشت مرغ را پایین‌تر از قیمت جهانی نگه‌دارد، اما قادر نبوده تا به‌طور کامل مصرف‌کننده نهایی را منتفع سازد؛ زیرا که انحراف ۳۹٪ یارانه‌های پنهان پرداخت‌شده در بازار گوشت مرغ وجود دارد. از این‌رو، توصیه می‌گردد تا سیاست‌گذاران اجرای این سیاست را متوقف نمایند. ضمن آن‌که براساس نتایج، مداخله مستقیم دولت در بازار از طریق توزیع ماهانه مرغ تنظیم بازاری، مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده و ریسک تأمین خوراک در صنعت تولید گوشت مرغ متغیرهای دیگری هستند که بر اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان تأثیر می‌گذارند.

کلیدواژه‌ها: تخصیص ارزش ۴۲۰۰ تومانی، مداخلات دولت، تنظیم بازار مرغ گوشتی، عبور یارانه پرداختی، واردات نهاده‌های دام و طیور.

طبقه‌بندی JEL: H24, E31, D52, C1 D12.

Email: etaheri@ut.ac.ir

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، تهران، ایران

Email: shabanzadeh.mehdi@gmail.com

۲. استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

۱. مقدمه

بر پایه‌ی تعریف جامع و چندبعدی سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد^۱ (۱۹۹۶)، امنیت غذایی هنگامی در یک جامعه برقرار است که -تمام افراد جامعه در هر زمان به غذای کافی، سالم و مغذی، دسترسی فیزیکی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس، نیازهای یک رژیم تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنان را برای یک زندگی فعال و سالم فراهم کند-. با توجه به این تعریف، کاملاً مبرهن است که افزایش سطح و نوسانات قیمت مواد غذایی با اثرگذاری بر بُعد دسترسی^۲، امکان تحقق کامل این هدف را در جوامع مختلف با چالش‌های جدی مواجه می‌سازد (رودولف^۳، ۲۰۱۹: ۴۱). این مسئله، در کشورهای در حال توسعه، به سبب سهم بالای مخارج مواد غذایی از سبد مصرفی خانوارها، به شکل حادثی بروز پیدا کرده و امنیت غذایی و سطح رفاه خانوارها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (ادریسو و آلاگیدده^۴، ۲۰۲۰: ۱؛ جین و پورروی^۵، ۲۰۱۹: ۵۵۱). از این‌رو، دولت‌ها تلاش دارند تا با تدوین و اجرای سیاست‌های کلان اقتصادی و مداخلات مستقیم، تأثیر عوامل ایجاد تنش در بازار مواد غذایی را تقلیل دهند (لابرده و همکاران^۶، ۲۰۱۹: ۳). یکی از مهم‌ترین عواملی که با توجه به مطالعات متعدد، قیمت مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، نرخ ارز^۷ می‌باشد (چو^۸، ۲۰۱۹: ۳۳۱؛ ریبوردو و اوگاندو^۹، ۲۰۱۴: ۷۳؛ آبات و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۱: ۱۴).

با این استدلال، به دنبال افزایش تلاطمات ارزی ایجاد شده، ستاد اقتصادی دولت برای مدیریت بازار ارز، در ۲۰ فروردین سال ۱۳۹۷، اعلام نمود که جهت واردات کالاهای اساسی، اقدام به اختصاص ارز ترجیحی با نرخ ۴۲۰۰ تومان برای هر دلار آمریکا خواهد کرد. هدف اصلی این سیاست، کنترل نوسانات بازار داخلی، جلوگیری از افزایش قیمت کالاهای اساسی و نرخ تورم کشور و همچنین جبران رفاه از دست رفته خانوارها بود. پس از این تاریخ، به مرور تعداد اقلام دریافت‌کننده ارز با نرخ ترجیحی کاهش یافته، به طوری که در فروردین سال ۱۴۰۰، تنها به واردات محصولات از قبیل: ذرت دانه‌ای، کنجاله سویا، جو، دانه‌های روغنی و روغن خام، ارز ترجیحی اختصاص داده شده است. برخی از

¹. Food and Agriculture Organization of the United Nations

². Access

³. Rudolf

⁴. Iddrisu and Alagidede

⁵. Ginn and Pourroy

⁶. Laborde et al.

⁷. Exchange rate

⁸. Chou

⁹. Reboredo and Ugando

¹⁰. Abbott et al.

صاحب‌نظران و کارشناسان معتقدند سیاست پرداخت نرخ ارز ترجیحی در دستیابی به اهدافش ناکارآمد بوده و هزینه‌های بالایی را به دولت تحمیل می‌کند؛ با این حال، دولت دلایلی مبنی بر جلوگیری از افزایش قیمت فرآورده‌هایی از قبیل: گوشت مرغ، تخم مرغ، گوشت قرمز، روغن خوراکی و لبنیات در بازار را جهت حمایت از اجرای سیاست نرخ ارز ترجیحی مطرح می‌کند (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۸).

یکی از مهم‌ترین فرآورده‌های غذایی مورد هدف سیاست پرداخت نرخ ارز ترجیحی، گوشت مرغ می‌باشد که در طول دهه‌های گذشته به سبب توجه و حمایت همه‌جانبه دولت به صنعت تولید آن، تغییر فرهنگ تغذیه‌ای مردم و رشد چشمگیر قیمت محصولات جانشین به یک محصول پروتئینی اساسی در سبد غذایی خانوارهای ایرانی تبدیل شده است و نقش قابل توجهی در ارتقاء سطح امنیت غذایی کشور ایفا می‌کند (گیلان‌پور و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۴۱؛ پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۸: ۳)؛ به طوری که، طی سال‌های پس از انقلاب، مقدار تولید سرانه گوشت مرغ از ۴/۴ کیلوگرم در سال ۱۳۵۷ به ۳۲/۹ کیلوگرم در سال ۱۳۹۸ افزایش یافته است (بانک مرکزی ایران، ۱۳۹۹). با این حال هزینه فرصت بالا و محدودیت منابع آب و خاک، تولید برخی از نهاده‌های مورد نیاز در تغذیه طیور را در کشور با چالش جدی روبه‌رو کرده است؛ بنابراین، صنعت تولید گوشت مرغ در ایران، اغلب نهاده‌های خود، از قبیل ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا را از طریق واردات تأمین می‌کند (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۰۸). از این رو، نوسانات ناشی از تحولات قیمت نهاده‌های تولید در بازار جهانی و همچنین نرخ تبدیل ارز، قیمت تمام‌شده گوشت مرغ در کشور و در پی آن، قیمت فرآورده‌ها را در سطح خرده‌فروشی تحت تأثیر قرار می‌دهد (حسین‌زاد و رشیدقلم، ۱۳۹۶: ۲). این مهم در پژوهش‌های متعددی مورد اثبات واقع شده که از این میان می‌توان به مطالعه وجدی و همکاران (۱۳۹۷)، حسین‌زاد و رشیدقلم، (۱۳۹۶)، پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۶) و پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۴) اشاره نمود.

براساس گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران (۱۳۹۸)، اجرای سیاست یارانه ارز ترجیحی هزینه‌های زیادی از قبیل: رانت‌زایی، گسترش فساد، تضعیف تولید داخلی، هدر رفت منابع و خروج منابع ارزی را به دنبال داشته است. با این حال، آن چه که ادامه اجرای سیاست پرداخت نرخ ارز ترجیحی را توجیح می‌کند، میزان تأثیر آن در کنترل نوسانات و رشد قیمت محصولات در بازار نهایی می‌باشد. از این رو، همواره این پرسش در میان محافل علمی و سیاسی کشور مورد بحث بوده که چه میزان از یارانه پرداختی به واردات نهاده‌های تولید به مصرف‌کننده نهایی فرآورده‌ها می‌رسد؟ بنابراین، هدف اصلی پژوهش پیش‌رو، ارزیابی اثر یارانه پرداختی دولت در قالب سیاست نرخ ارز ترجیحی به واردات نهاده‌های تولید بر بازار محصول گوشت مرغ می‌باشد که دستیابی به آن، شناخت لازم را در رابطه با حذف یا ادامه اجرای سیاست نرخ ارز ترجیحی ایجاد می‌کند.

دولت سیاست پرداخت ارز ترجیحی را به کالاهای خاص محدود کرده و اذعان نموده است که این سیاست را ادامه می‌دهد، با این حال با توجه به مخالفت‌ها و مشکلات متنوعی که جهت تأمین این ارز و نیز دسترسی به منافع آن برای جوامع هدف وجود دارد، ممکن است پرداخت این یارانه‌ارزی متوقف و یا با روش‌های دیگر حمایتی جایگزین گردد. در این راستا با توجه به آن که حجم قابل توجهی از یارانه‌ارزی در بخش کشاورزی برای سه نهاد اصلی وارداتی مصرفی دام و طیور شامل ذرت دانه‌ای، جو و کنباله سویا پرداخت می‌شود؛ لذا حذف ارز ترجیحی به شدت بر قیمت تمام شده محصولات پروتئینی و لبنی در کشور اثرگذار است و رفاه مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار خواهد داد. با این رویکرد مطالعه حاضر درصدد است تا با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی میزان یارانه‌پرداختی به واردات نهاده‌های تولید که به مصرف‌کننده نهایی فرآورده‌ها می‌رسد را محاسبه و بدین وسیله استمرار یا توقف سیاست پرداخت یارانه‌ارز ترجیحی را نقد و بررسی نماید. شایان ذکر است که در نهایت نیز با توجه به نتایج به دست آمده در این مطالعه و تجربیات کشورهای مختلف پیشنهاد‌های کاربردی جهت اصلاح و یا بهبود سیاست‌های جاری دولت ارائه می‌گردد.

۲. مروری بر مطالعات پیشین

بررسی مطالعات گذشته نشان می‌دهد که میزان عبور یارانه‌های پرداختی به قیمت نهایی مصرف‌کننده با توجه به شرایط می‌تواند متفاوت باشد. تاکشیمما و لیورپول تاسی^۱ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با استفاده از اطلاعات پرسش‌نامه‌های طرح اندازه‌گیری استاندارد زندگی در نیجریه که در دوره زمانی فصل قبل از کاشت سال ۲۰۱۰ تا فصل پس از برداشت سال ۲۰۱۱ گردآوری شده‌اند، به بررسی اثر یارانه‌اعطایی به کود بر قیمت برنج، ذرت و سورگوم پرداختند. آن‌ها در پژوهش خود از روش‌های رگرسیونی حداقل مربعات معمولی دو مرحله‌ای^۲ و حداقل مربعات معمولی سه مرحله‌ای^۳ استفاده نمودند. نتایج حاکی از آن است که یارانه‌پرداختی به کود اثر معنی‌داری بر قیمت ذرت و سورگوم در بازار محلی نداشته است و تنها باعث کاهش معنی‌دار قیمت برنج شده که این اثر هم از لحاظ مقداری چندان قابل توجه نبوده است (تاکشیمما و لیورپول تاسی، ۲۰۱۵: ۱۷).

کروان و رابرتس^۴ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان: «چه کسی واقعاً از یارانه‌های کشاورزی سود می‌برد؟» به بررسی میزان عبور یارانه‌های پرداختی به نرخ اجاره‌بهاء زمین‌های کشاورزی پرداختند.

1. Takeshima and Liverpool-Tasie

2. Two-stage least square (2SLS)

3. Three-stage least square (3SLS)

4. Kirwan and Roberts

برای این منظور، از پرسش‌نامه‌های طرح مدیریت منابع و کشاورزی^۱ در سال ۲۰۰۶ استفاده کردند که توسط وزارت کشاورزی ایالات متحده^۲ گردآوری شده بود. ایشان در پژوهش خود الگوهای رگرسیونی مختلفی را برآورد نمودند که در آن‌ها نرخ اجاره‌بهاء زمین جهت کشت دو محصول سویا و برنج به‌عنوان متغیر وابسته و یارانه پرداختی مستقیم جهت کشت این محصولات به‌عنوان متغیر مستقل اصلی مدنظر قرار گرفته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که تنها ۱۴ تا ۲۴ سنت از هر دلار یارانه پرداختی به مالکان اراضی خواهد رسید و مابقی آن نصیب مستأجران (کشاورزان) می‌شود (کروان و رابرتس، ۲۰۱۶: ۱۱۰۲).

لاده و بوشنل^۳ (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با به‌کارگیری میانگین قیمت هفتگی ۴۵۰ جایگاه سوخت‌رسانی ایالت‌های آیووا، ایلینوی و مینه‌سوتای آمریکا در دوره زمانی ژانویه ۲۰۱۳ تا ژوئن ۲۰۱۶ میزان عبور یارانه سوخت زیستی E85 را به قیمت خرده‌فروشی آن، مورد برآورد قرار دادند. آن‌ها در تجزیه و تحلیل خود از رویکردهای اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی پویا^۴ و ضرایب پویا تجمعی^۵ استفاده کردند. نتایج برآوردها حاکی از آن است که به‌طور متوسط، میزان عبور یارانه سوخت زیستی E85 به قیمت نهایی مصرف‌کنندگان کامل بوده، اما کل اثر به حدود ۶ هفته زمان نیاز دارد تا خود را در قیمت نهایی مصرف‌کننده تخلیه نماید (لاده و بوشنل، ۲۰۱۹: ۵۷۶).

فلس و ون بندم^۶ (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل نرخ عبور تخفیف‌های اعطایی در برنامه ابتکار خورشیدی کالیفرنیا^۷ به قیمت سیستم‌های خورشیدی مورد استفاده در منازل مسکونی پرداختند.^۸ محققان با استفاده از اطلاعات آماری سیستم‌های خورشیدی نصب شده در دوره زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۳، الگوهای رگرسیونی مختلف را مورد برآورد قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ عبور در دو حالت تحت مالکیت شخصی^۹ و مالکیت شخص ثالث^{۱۰} تفاوت معنی‌داری با یکدیگر داشته است.

1. Agricultural and Resource Management Survey (ARMS)

2. United States Department of Agriculture (USDA)

3. Lade and Bushnell

4. Dynamic ordinary least squares (DOLS)

5. Cumulative dynamic multiplier (CDM)

6. Pless and van Benthem

7. California Solar Initiative (CSI)

۸. برنامه ابتکار خورشیدی کالیفرنیا بزرگ‌ترین برنامه تخفیف دولتی در آمریکا بوده، به‌طوری‌که در قلب این طرح، دولت به ازای نصب سیستم‌های تولید برق خورشیدی به مالکان این سیستم‌ها یارانه پرداخت می‌کرد. این یارانه به دو صورت پرداخت می‌شد. در نوع اول، مشتری این سیستم‌ها پس از نصب آن، یا به‌طور مستقیم یارانه را از دولت دریافت می‌کرد و یا این یارانه توسط نصب‌کنندگان دریافت می‌شد و مشتری هزینه کمتری را پرداخت می‌کرد. در نوع دوم، مالک سیستم خورشیدی تولیدکننده برق، صاحبان منازل نبوده‌اند؛ بلکه برخی از شرکت‌ها بر روی این کسب و کار سرمایه‌گذاری کرده و سیستم‌ها را در منازل نصب می‌کردند و برق تولیدی را می‌فروختند. به‌طبع در نوع یارانه پرداختی ابتدا به این پیمانکاران و سپس به مصرف‌کنندگان انتقال می‌یابد.

9. host-ownership (HO)

10. Third-party ownership (TPO)

میزان عبور تخفیف‌های اعطایی به قیمت سیستم‌های خورشیدی در حالتی که سیستم تحت مالکیت شخصی بوده معادل با $0/78-$ و در حالتی که سیستم تحت مالکیت شخص ثالث بوده برابر با $1/53-$ برآورد شد؛ بنابراین، در این مورد عبور یارانه‌پرداختی دچار انتقال بیش از حد^۱ بوده است (فلس و ون بندم، ۲۰۱۹: ۳۸۵).

نایلور و همکاران^۲ (۲۰۲۰) در پژوهشی اثر یارانه‌پرداختی به خرده‌فروشان غذا را بر قیمت نهایی آن در میان جوامع بومی دور افتاده کلنادا مورد ارزیابی قرار دادند. آن‌ها مطالعه خود را بر روی ۲۵ جامعه ایالت نوناووت^۳ متمرکز کرده و با استفاده از آمار متوسط قیمت ۲۳۲ محصول غذایی در سال ۲۰۱۷ و به‌کارگیری الگوهای رگرسیونی، میزان عبور یارانه‌پرداختی به قیمت خرده‌فروشی اقلام را برآورد نمودند. نتایج نشان می‌دهند که بالحاظ جزء اثرات ثابت هر جامعه در الگوی رگرسیون، میزان عبور یارانه‌پرداختی به قیمت خرده‌فروشی معادل با $0/91-$ می‌باشد که از لحاظ آماری تفاوت معنی‌داری با مقدار ۱- نداشته است؛ بنابراین، درجه عبور یارانه به قیمت مصرف‌کننده نهایی تقریباً کامل بوده و هر واحد یارانه پرداختی قیمت را به‌همان میزان کاهش می‌دهد (نایلور و همکاران، ۲۰۲۰: ۳).

در ایران نیز پس از بررسی‌های صورت‌گرفته مشخص شد که مطالعه منسجمی به‌منظور بررسی تأثیرگذاری یارانه‌های پرداختی دولت بر کنترل قیمت نهایی مصرف‌کنندگان به‌خصوص در مورد سیاست پرداخت نرخ ارز ترجیحی به نهاده‌های تولید به انجام نرسیده است و عمده مطالعات کاربردی در زمینه اثرسنجی سیاست‌های مرتبط با یارانه‌های دولتی، بر روی سیاست هدفمندی یارانه‌ها (گلی و منیری، ۱۳۹۷: ۱۳۱)، (آقایاری هیر و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۵۵)، (حسینی و همکاران، ۱۳۹۵: ۵۳)، (رحیمی‌نیا و اکبری‌مقدم، ۱۳۹۵: ۲۴۳) و (اشرفی و صیامی‌عراقی، ۱۳۹۵: ۱۶۳)، سیاست هدفمندی یارانه‌های حاصل‌های انرژی (باقری و موسوی، ۱۳۹۹: ۲۵)، (خیابانی و مظاهری‌ماربری، ۱۳۹۶: ۱۹)، (اسکندری و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵) و (طرازکار و بخشوده، ۱۳۹۶: ۳۷)، سیاست حذف یارانه‌های تولید (کشیری‌کلایی و همکاران، ۱۳۹۶: ۴۳)، (کرباسی و کاتب، ۱۳۹۰: ۵۸) و (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۵۵) و سیاست تعدیل یارانه نان (سفلائی‌شهریابک و همکاران، ۱۳۹۷: ۵۵) متمرکز بوده است.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. الگوی نظری و معرفی متغیرهای تحقیق

در پژوهش حاضر، به‌منظور ارزیابی اثر یارانه‌پرداخت شده در قالب سیاست اعطای نرخ ارز ترجیحی بر بازار گوشت مرغ، از اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و هزینه فرصت تأمین آن به‌عنوان متغیر

1. Over-shifting

2. Naylor et al.

3. Nunavut

وابسته استفاده می‌شود که مبنای نظری لحاظ آن، قانون قیمت واحد^۱ است؛ این قانون، بیان می‌کند که یک محصول مشخص و همگن در کشورهای مختلف، پس از تبدیل قیمت‌ها به یک ارز مشترک، بایستی با قیمت یکسان به فروش برسند. اما به‌طور معمول، وجود عوامل مختلفی از قبیل هزینه معامله، محدودیت‌های تجاری و هزینه حمل‌ونقل، مانع برقراری کامل این قانون در اقتصادهای مختلف می‌شود (وو و همکاران^۲، ۲۰۲۰: ۲۳۶۲). این مسأله در صنعت تولید گوشت مرغ ایران، با توجه به پرداخت نرخ ارز یارانه‌ای به نهاده‌های تولید، دخالت‌های مستقیم دولت در بازار و موانع تجاری گسترده داخلی و خارجی، کاملاً مبرهن است. بر این اساس، با مدنظر قراردادن مطالعه نایلور و همکاران (۲۰۲۰) و فلس و ون بندم (۲۰۱۹)، الگوی نظری پژوهش حاضر به‌صورت زیر می‌باشد:

$$PWPDP = f(SUBS, DIST, SIPI, RCSF) \quad (۱)$$

در این الگو، اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و هزینه فرصت تأمین آن ($PWPDP$)، تابعی از میزان یارانه پرداختی ($SUBS$)، دخالت مستقیم دولت در بازار مرغ ($DIST$)، مازاد واردات نهاده‌های تولید ($SIPI$) و ریسک تأمین خوراک مرغ ($RCSF$) می‌باشد. براساس الگوی نظری اشاره شده، به‌منظور ایجاد متغیر وابسته، دو متغیر قیمت مصرف‌کننده گوشت مرغ در بازار ایران و هزینه فرصت تأمین آن موردنیاز است. مناسب‌ترین جایگزین برای هزینه فرصت تأمین گوشت مرغ، ارزش ریالی آن در بازار جهانی می‌باشد. از این‌رو، در این مطالعه از حاصل ضرب قیمت جهانی گوشت مرغ و نرخ ارز در بازار آزاد به‌عنوان هزینه فرصت تأمین هر کیلوگرم گوشت مرغ استفاده شده و متغیر وابسته الگو مطابق با معادله زیر محاسبه می‌گردد:

$$PWPDP_t = PW_t(Mexr_t) - PD_t \quad t = 1397m1 - 1399m12 \quad (۲)$$

در این معادله، PW_t و PD_t به‌ترتیب بیانگر قیمت گوشت مرغ در بازار جهانی و بازار ایران می‌باشند، اما با توجه به این که قیمت جهانی گوشت مرغ به‌صورت دلاری است در نرخ دلار بازار آزاد ایران ($Mexr_t$) ضرب می‌شود. اندیس t نیز نشان‌دهنده ماه محاسبه این شاخص می‌باشد.

نخستین متغیری که اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان را تحت‌تأثیر قرار دهد، میزان یارانه پرداختی دولت در سیاست اعطای نرخ ارز ترجیحی به واردات نهاده‌های تولید می‌باشد که با کاهش هزینه‌های تولید این محصول، قیمت آن را در بازار ایران پایین‌تر از قیمت واقعی نگه‌می‌دارد؛ بنابراین، می‌توان انتظار داشت که با افزایش یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ، متغیر وابسته الگو افزایش یابد. اندازه ضریب برآورد شده برای این متغیر نیز بیان‌گر موفقیت اجرای سیاست اختصاص نرخ ارز ترجیحی به واردات کالاهای اساسی خواهد بود. در صورتی که اندازه این ضریب برابر با یک باشد، سیاست مذکور به‌طور کامل به اهداف تعیین شده، دست یافته است. متغیر یارانه پرداختی

^۱. Law of one price

^۲. Woo et al.

دولت در سیاست موردنظر به هر یک از نهاده‌های تولید، از طریق حاصل ضرب قیمت جهانی آن‌ها و اختلاف قیمت نرخ دلار ترجیحی با نرخ دلار در بازار آزاد مورد محاسبه قرار می‌گیرد که در معادلات (۳) و (۴) ارائه شده است.

$$Subcor_t = Pwcor_t (Mexr_t - Pexr_t) \quad (۳)$$

$$Subsoy_t = Pwsoy_t (Mexr_t - Pexr_t) \quad (۴)$$

در این معادلات، $Subcor_t$ و $Subsoy_t$ به ترتیب میزان یارانه‌پرداختی به هر کیلوگرم ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا وارداتی، $Pwcor_t$ و $Pwsoy_t$ به ترتیب قیمت جهانی ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا و $Mexr_t$ و $Pexr_t$ نیز نرخ دلار در بازار آزاد و نرخ ارز ترجیحی می‌باشد. اما آنچه که به عنوان متغیر مستقل در الگوی نظری (۱) آمده است میزان یارانه‌پرداخت شده به ازای هر کیلوگرم گوشت مرغ می‌باشد که از طریق معادله (۵) محاسبه می‌شود.

$$SUBS_t = 1.7 \times Subcor_t + 0.83 * Subsoy_t \quad (۵)$$

در این معادله، $SUBS_t$ میزان یارانه‌پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ و $۱/۷$ و $۰/۸۳$ ضرایب تبدیل ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا به هر کیلوگرم گوشت مرغ می‌باشند. ضرایب تبدیل بیان شده، بیانگر میزان ذرت دانه‌ای و کنجاله سویای موردنیاز برای تولید هر کیلوگرم گوشت مرغ می‌باشند و در محاسبه آن‌ها خوراک مصرفی جهت تولید تخم نطفه‌دار در مرغداری‌های مادر گوشتی و خوراک مصرفی مرغ در دوره پرورش مرغ گوشتی در مرغداری‌های گوشتی مدنظر قرار گرفته است (معاونت امور تولیدات دامی وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۹).

علاوه بر این، با توجه به مداخلات مستقیم دولت در بازار مرغ که براساس مصوبات کمیسیون تنظیم بازار صورت می‌گیرد، لحاظ این متغیر در الگو ضروری خواهد بود. بر این اساس، مهم‌ترین سیاست دولت در کمیسیون تنظیم بازار، طرح ذخیره‌سازی چرخشی گوشت مرغ و استفاده از قیمت کف و سقف در هنگام نوسانات عرضه و تقاضا می‌باشد (گیلان‌پور و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۴۰)؛ بنابراین، مقدار توزیع ماهانه مرغ تنظیم بازاری که توسط شرکت پشتیبانی امور دام انجام می‌گیرد، به عنوان متغیر مستقل در الگو مدنظر قرار گرفته که به صورت $DIST_t$ نمایش داده می‌شود. مطابق با انتظار، علامت ضریب این متغیر در الگو، بایستی مثبت باشد؛ زیرا که هدف از اجرای این سیاست، کنترل قیمت گوشت مرغ در بازار ایران بوده و از این طریق، اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان افزایش خواهد یافت.

مشکلات ناشی از تحریم‌های اقتصادی آمریکا و عدم تأمین منابع ارزی موردنیاز، بازار نهاده‌های دامی را متلاطم کرده و این امر بازار گوشت مرغ را متأثر می‌سازد؛ بنابراین، یکی از چالش‌هایی که دولت و تولیدکنندگان گوشت مرغ را در سال‌های اخیر با مشکلات متعددی روبه‌رو ساخته، کمبود یا

مازاد واردات نهاده‌های تولید بوده است. از این‌رو، مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی موردنیاز در صنعت تولید مرغ (ذرت دانه‌ای و کنجاله) با توجه به مقدار جوجه‌ریزی انجام شده به‌عنوان متغیر مستقل در الگو قرار خواهد گرفت که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$SIPI_t = \left[\frac{\left(\sum_{t=1397m1}^{t'} IMPcor_t - \sum_{t=1397m1}^{t'} Ncor_t \right) + \left(\sum_{t=1397m1}^{t'} IMPsoy_t - \sum_{t=1397m1}^{t'} Nsoy_t \right)}{Hat_t} \right] \quad (6)$$

در این معادله، متغیرهای $IMPcor_t$ و $IMPsoy_t$ نشان‌دهنده میزان واردات انجام شده و متغیرهای $Nsoy_t$ و $Ncor_t$ نشان‌دهنده میزان نیاز به واردات دو نهاده ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا و متغیر Hat_t هم‌بیانگر میزان جوجه‌ریزی کل کشور در هر ماه می‌باشند. لندیس t' نیز به ماه محاسبه این متغیر اشاره دارد. کاملاً آشکار است که با افزایش مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی موردنیاز در صنعت تولید مرغ، عرضه این نهاده‌ها در بازار افزایش یافته و قیمت آن‌ها کنترل خواهد شد. از این‌رو، می‌توان انتظار ثابت در بازار گوشت مرغ کشور را داشت؛ بنابراین متغیر وابسته الگو (اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و هزینه فرصت تأمین آن) افزایش می‌یابد، لذا انتظار می‌رود که علامت این متغیر در برآوردها مثبت باشد.

دیگر متغیری که به‌نظر می‌رسد در تعیین اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و هزینه فرصت تأمین آن، اثرگذار باشد، ریسک تأمین خوراک مرغ است که با توجه به اثرگذاری آن بر میزان جوجه‌ریزی، موجب کاهش عرضه مرغ در بازار می‌شود. از این‌رو، قیمت مرغ در بازار ایران افزایش یافته که منجر به کاهش اختلاف آن با هزینه فرصت تأمین گوشت مرغ خواهد شد؛ بنابراین انتظار می‌رود تا علامت متغیر ریسک تأمین خوراک مرغ در الگوی (۱) منفی باشد. یکی از متغیرهایی که می‌تواند به‌طور مناسبی ریسک تأمین خوراک مرغ را در صنعت تولید گوشت مرغ کشور نشان دهد، نوسانات واردات نهاده‌ها می‌باشد. برای این منظور از فیلتر هودریک-پرسکات^۱ استفاده می‌شود. این روش با حداقل‌سازی مجموع مجذور انحراف یک‌سری زمانی مشاهده شده از جزء روند بلندمدت آن، تکنه‌های قابل پیش‌بینی و تکنه‌های غیرقابل پیش‌بینی را از یکدیگر تفکیک می‌کند. در مطالعه حاضر، مجموع واردات نهاده‌های ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا به‌عنوان متغیر مبنا مدنظر قرار می‌گیرد و شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی آن که براساس معادله زیر محاسبه می‌شود در الگوی (۱) مورد استفاده قرار می‌گیرد (هودریک و پرسکات، ۱۹۹۷: ۳).

$$RCSF_t = MI_t - HPTMI_t \quad (7)$$

^۱. Hodrick - Prescott Filter

در این معادله، متغیر $RCSF_t$ بیانگر شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی واردات نهاده‌های صنعت طیور بوده که به‌عنوان جایگزینی برای متغیر ریسک تأمین خوراک مرغ در برآوردها مورد استفاده قرار می‌گیرد و از اختلاف متغیر مجموع واردات نهاده‌های ذرت دان‌های و کنجاله سویا (MI_t) و روند بلندمدت آن که از طریق فیلتر هودریک-پرسکات برآورد می‌شود ($HPTMI_t$) ایجاد می‌گردد.

۳-۲. روش برآورد

در پژوهش پیش‌رو، به‌منظور برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای معرفی شده، از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۱ استفاده می‌شود که توسط پسران و شین (۱۹۹۵)، ارائه شده است. این الگو در شرایطی که متغیر موردنظر، متأثر از مقادیر گذشته خود و مقادیر جاری و گذشته سایر متغیرها باشد، کاربرد دارد. مهم‌ترین مزیت این روش، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف‌نظر از پایا بودن از درجه صفر یا یک آن‌هاست. همچنین در این روش، علاوه بر امکان برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان برآورد روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آن که سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل محاسبه است. همچنین رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در نمونه‌های کوچک کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر داشته و علاوه بر این، مشکل درون‌زایی به‌دلیل هم‌بسته نبودن جملات اخلاص در آن بروز نمی‌کند (پسران و شین، ۱۹۹۵: ۲۰).

۳-۲-۱. الگوی پویا در رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

به‌طور کلی اگر Y و X به‌ترتیب بیان‌گر متغیر وابسته و متغیر توضیحی باشند، یک الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، به‌صورت $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ نشان داده می‌شود:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} X_{j,t-i} \beta_{j,i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

در معادله (۸)، t اندیس مرتبط با زمان، i اندیس مرتبط با وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای وابسته و توضیحی، j اندیس مرتبط با متغیرهای توضیحی مختلف، p وقفه بهینه متغیر وابسته، q_j مقادیر وقفه بهینه متغیر توضیحی j ، α عرض از مبدأ، γ_i و $\beta_{j,i}$ بیانگر ضرایب الگو بوده که از طریق رگرسیون حداقل مربعات معمولی قابل برآورد می‌باشند. همچنین ε_t جمله خطای تصادفی است که تمام فروض کلاسیک را تأمین می‌کند. لازم به ذکر است که در الگوی بالا برخی از متغیرهای توضیحی (X_j) می‌توانند وقفه برابر با صفر ($q_j = 0$) را اختیار کنند. در این صورت از این

^۱. Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)

^۲. Pesaran and Shin

متغیرها تحت عنوان «توضیح‌دهنده‌های ثابت یا ایستا»^۱ یاد می‌شود؛ درحالی‌که اگر متغیر مستقلی با حداقل یک وقفه در الگو ظاهر شود، توضیح‌دهنده پویا^۲ خواهد بود. به‌منظور تصریح یک الگوی ARDL، تعیین مقادیر بهینه وقفه‌های متغیرها بسیار ضروری می‌باشد که معمولاً پژوهشگران براساس تجزیه و تحلیل اکتشافی داده‌ها^۳ و نظریه‌های اقتصادی مقدار بیشینه وقفه را تعیین کرده و نهایتاً با کمک معیارهای اطلاعاتی مختلفی از قبیل: آکایک^۴، شوارتز - بیزین^۵ و حنان - کوین^۶ طول وقفه بهینه مشخص می‌گردد (پسران و شین، ۱۹۹۵: ۲؛ ردا و نورهان، ۲۰۲۰: ۲۴).

۳-۲-۲. الگوی بلندمدت در رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

الگوی پویای فوق را می‌توان با استفاده از عمل‌گر وقفه به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$C(L)Y_t = \alpha + B_1(L)X_{1,t} + \dots + B_k(L)X_{k,t} + \varepsilon_t \quad (9)$$

در رابطه (۹)، L بیانگر عمل‌گر وقفه، $C(L) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p$ و

$$B_j(L) = \beta_{j,0} + \beta_{j,1}L + \beta_{j,2}L^2 + \dots + \beta_{j,q_j}L^{q_j}$$

با تقسیم دو طرف معادله (۹) بر $C(L)$ خواهیم داشت:

$$Y_t = \frac{\alpha}{C(L)} + \frac{B_1(L)}{C(L)}X_{1,t} + \dots + \frac{B_k(L)}{C(L)}X_{k,t} + \frac{1}{C(L)}\varepsilon_t \quad (10)$$

با بسط ضرایب، می‌توان الگوی فوق را به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} Y_t = & \frac{\alpha}{1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p} \\ & + \frac{\beta_{1,0} + \beta_{1,1}L + \beta_{1,2}L^2 + \dots + \beta_{1,q_1}L^{q_1}}{1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p} X_{1,t} + \dots \\ & + \frac{\beta_{k,0} + \beta_{k,1}L + \beta_{k,2}L^2 + \dots + \beta_{k,q_k}L^{q_k}}{1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p} X_{k,t} \\ & + \frac{1}{1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p} \varepsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

1. Static or Fixed Regressors

2. Dynamic Regressor

3. Data Exploration Analysis

4. Akaike

5. Schwarz-Bayesian

6. Hannan-Quinn

7. Reda and Nourhan

با توجه به این که در تعادل بلندمدت مقادیر متغیرها با وقفه‌هایشان برابر است، ضرایب الگوی بلندمدت که بیانگر واکنش Y_t در برابر یک واحد تغییر در هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشد، براساس رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$\theta_j = \frac{\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i} \quad (12)$$

که در آن θ_j ضرایب الگوی بلندمدت می‌باشد. مقادیر انحراف معیار این ضرایب را می‌توان از طریق انحراف معیار ضرایب الگوی پویا به‌دست آورد (پسران و شین، ۱۹۹۵؛ ردا و نورهان، ۲۰۲۰: ۲۴).

۳-۲-۳. الگوی تصحیح خطا در رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگو نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. برای به‌دست آوردن الگوی تصحیح خطا از رابطه زیر استفاده خواهد شد.

$$\Delta Y_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} X_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \phi EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

در رابطه (۱۳)، Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، γ_i^* و $\beta_{j,i}^*$ ضرایب الگوی تصحیح خطا، EC_{t-1} انحراف از تعادل در زمان $t-1$ و ϕ ضریب تصحیح خطا می‌باشند که به‌صورت زیر از طریق ضرایب الگوی پویا محاسبه می‌شوند:

$$EC_t = Y_t - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t} \theta_j \quad (14)$$

$$\phi = 1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i \quad (15)$$

$$\gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \gamma_m \quad (16)$$

$$\beta_{j,i}^* = \sum_{m=i+1}^{q_j} \beta_{j,m} \quad (17)$$

ضریب تصحیح خطا نشان‌دهنده تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت است که مطابق با معادله (۱۴) جزو خطای الگوی بلندمدت می‌باشد. مقادیر انحراف معیار این ضرایب را می‌توان از طریق انحراف معیار ضرایب الگوی پویا به‌دست آورد (پسران و شین، ۱۹۹۵؛ ردا و نورهان، ۲۰۲۰: ۲۴).

۳-۲-۴. بررسی وجود رابطه بلندمدت در الگوی ARDL

پس از برآورد الگوی پویا به منظور تعیین وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در الگوی ARDL با استفاده از آزمون کرانه‌ها^۱ این مهم بررسی شود. برای انجام این آزمون که توسط پسران و همکاران^۲ در سال ۲۰۰۱ مطرح شده است، الگوی زیر مدنظر قرار می‌گیرد.

$$\Delta Y_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} X_{j,t-i}' \beta_{j,i}^* - \rho Y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t-i}' \delta_j + \varepsilon_t \quad (18)$$

ضرایب الگوی بالا، می‌تواند از طریق ضرایب برآوردی در رابطه (۸) مورد محاسبه قرار گیرد و یا از طریق برآورد مستقیم به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شود. پس از برآورد الگوی (۱۸) فرضیه $H_0: \rho = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$ در مقابل فرض مخالف صفر بودن این ضرایب مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای این منظور از آزمون ولد و آماره F استفاده خواهد شد. در این مرحله، براساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۱، ۵ و ۱۰ درصد)، آماره F محاسباتی با مقادیر بحرانی جدول پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقایسه می‌شود. این جدول، مقادیر بحرانی را برای پنج حالت مختلف با توجه به وجود عرض از مبدأ و روند در مدل نشان می‌دهد، که شامل کرانه‌های بالایی (در صورت $I(1)$ بودن متغیرها)، پایینی (در صورت $I(0)$ بودن متغیرها) و تعداد متغیرهای توضیحی می‌باشد. اگر آماره F محاسباتی، از کرانه بالایی آماره بحرانی بیشتر باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی میان متغیرها رد می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی مقدار بحرانی باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی را نمی‌توان رد کرد و اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود. در این مورد مرتبه انباشتگی متغیرهای توضیحی برای اظهار نظر در مورد وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت باید شناخته شده باشد. در این وضعیت، اگر متغیرها $I(0)$ باشند؛ براساس کرانه پایینی، هم‌جمع خواهند بود و اگر متغیرها $I(1)$ باشند، وجود هم‌جمعی میان متغیرها رد می‌شود (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۲۸۹؛ ردا و نورهان، ۲۰۲۰: ۲۴).

۳-۲-۵. آزمون ثبات ضرایب

برای اطمینان از ثبات ضرایب الگو در طول دوره زمانی تحت بررسی، از آزمون‌های مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات خطاهای بازگشتی (CUSUMQ) استفاده

۱. Bounds Test

۲. Pesaran et al.

می‌شود. اگر نمودارهای رسم شده بین مرزهای بحرانی قرار بگیرند، فرض صفر مبنی بر ثبات پارامترها و عدم شکست ساختاری را نمی‌توان رد کرد (شعبان‌زاده و همکاران، ۱۳۹۴: ۶۳).

۳-۲-۶. معرفی داده‌های تحقیق

با توجه به تاریخ آغاز اجرای سیاست اختصاص نرخ ارز ترجیحی به واردات کالاهای اساسی، اطلاعات موردنیاز در دوره زمانی فروردین ۱۳۹۷ تا اسفند ۱۳۹۹ گردآوری شده است. مأخذ آمارهای مرتبط با قیمت خرده‌فروشی مرغ آماده طبخ (ریال/کیلوگرم) و مقدار توزیع ماهانه مرغ تنظیم بازاری (هزار تن)، شرکت پشتیبانی امور دام؛ قیمت جهانی مرغ، ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا (دلار/کیلوگرم)، پایگاه اطلاعات اقتصادی فدرال رزرو^۱ آمریکا؛ نرخ دلار در بازار آزاد (ریال/دلار)، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ میزان واردات ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا (هزار تن)، گمرک جمهوری اسلامی ایران؛ میزان نیاز به واردات ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا (هزار تن) و میزان جوجه‌ریزی کل کشور، وزارت جهاد کشاورزی می‌باشد. لازم به ذکر است که در برآورد الگوهای معرفی شده، برای تفسیر مناسب نتایج از لگاریتم طبیعی متغیرها استفاده می‌شود.

۴. نتایج پژوهش

با به‌کارگیری اطلاعات مطرح‌شده در قسمت‌های پیشین، متغیرهای پژوهش محاسبه شده‌اند. در ادامه آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش شامل: تعداد مشاهدات، میانگین، میانه، انحراف معیار، حداکثر و حداقل در جدول ۱، ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

نماد متغیر	شرح متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
LPWPD	اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان	۱۱/۳۱	۱۱/۳۶	۱۲/۵۲	۹/۵۸	۰/۷۲	۳۵
LSUBS	یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ	۱۱/۱۹	۱۱/۰۷	۱۲/۲۲	۹/۶۴	۰/۶۴	۳۵
LDIST	توزیع ماهانه گوشت مرغ تنظیم بازاری	۰/۸۰	۱/۰۵	۳/۰۴	-۲/۳۰	۱/۴۴	۳۵
LSIPI	مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده	۱/۸۴	۲/۰۸	۲/۹۱	-۱/۹۸	۱/۰۸	۳۵
LRSCF	ریسک تأمین خوراک در صنعت تولید گوشت مرغ	۰/۰۰	-۰/۰۹	۰/۷۸	-۰/۷۶	۰/۳۲	۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق

^۱. Federal Reserve Economic Data

۴-۱. نتایج آزمون پایایی

در مطالعه حاضر برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون ADF استفاده شده که نتایج آن برای دو حالت با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند در جدول ۲، ارائه شده است. فرضیه صفر در این آزمون، ناپایایی متغیر تحت بررسی می‌باشد. براساس نتایج ارائه شده، متغیرهای اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان، یارلنه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ و توزیع ماهلنه گوشت مرغ تنظیم بازاری در هر دو حالت (با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند) در سطح ناپایا می‌باشند؛ زیرا که در این حالات قدرمطلق مقدار محاسباتی از قدرمطلق مقدار بحرانی کوچک‌تر بوده است؛ بنابراین، به نظر می‌رسد که این سه متغیر انباشته از مرتبه یک باشند. قدرمطلق مقدار محاسباتی آزمون برای متغیرهای مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده و ریسک تأمین خوراک در صنعت تولید گوشت مرغ در هر دو حالت (با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند)، از قدرمطلق مقدار بحرانی بزرگ‌تر می‌باشد. از این رو، این دو متغیر انباشته از مرتبه صفر هستند. به‌طور کلی با توجه به نتایج پایایی می‌توان گفت که متغیرها یا در سطح و یا با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا هستند.

جدول ۲. نتایج آزمون پایایی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵٪	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵٪
$LPWPD$	-۲/۱۸	-۲/۹۵	-۳/۲۷	-۳/۵۵
$D(LPWPD)$	-۴/۲۱	-۲/۹۵	-۴/۱۱	-۳/۵۵
$LSUBS$	-۲/۰۰	-۲/۹۵	-۳/۴۹	-۳/۵۵
$D(LSUBS)$	-۳/۸۶	-۲/۹۵	-۳/۷۱	-۳/۵۵
$LDIST$	-۲/۱۰	-۲/۹۵	-۲/۰۵	-۳/۵۵
$D(LDIST)$	-۶/۹۹	-۲/۹۵	-۶/۹۱	-۳/۵۵
$LSIPI$	-۳/۳۶	-۲/۹۵	-۳/۷۳	-۳/۵۵
$LRCFS$	-۵/۵۳	-۲/۹۵	-۵/۴۱	-۳/۵۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شایان ذکر است که با توجه به نتایج به‌دست آمده از آنجا که تمامی متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، می‌توان گفت که الگوی $ARDL$ مدل مناسبی جهت برآورد رگرسیون و بررسی فرضیه‌های پژوهش به‌شمار می‌آید.

۴-۲. نتایج برآورد ضرایب الگوی پویا

در رویکرد خودرگرسی یونی با وقفه‌های توزیعی ابتدا ضرایب الگوی پویا برآورد می‌شود که برای این منظور، باید تعداد وقفه متغیرها مشخص گردد. جهت رسیدن به این هدف، بیشینه وقفه متغیرها معادل ۴ در نظر گرفته شد و با به‌کارگیری معیار شوارتز-بیزین میزان وقفه بهینه مدل (۰, ۱, ۰, ۳, ۴) تعیین گردید. نتایج الگوی پویا در جدول (۳) ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، تمام ضرایب در الگوی پویا در سطوح متعارف (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، معنی‌دار هستند؛ ضمن آن که با توجه به ضریب تعیین ۰/۹۶، متغیرهای مدنظر ۹۶٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح داده‌اند. آماره F که به‌منظور قضاوت در مورد عدم معنی‌داری همه ضرایب الگو محاسبه می‌شود، معادل با ۴۵/۱۲ بوده که در سطح ۱٪ هم معنی‌دار است.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی پویا (۰, ۱, ۰, ۳, ۴) ARDL

متغیر	شرح	ضرایب	آماره t	احتمال
$LPWPD(-1)$	وقفه اول اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان	۰/۸۹	۴/۴۷	۰/۰۰۰
$LPWPD(-2)$	وقفه دوم اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان	-۰/۷۸	-۳/۸۱	۰/۰۰۱
$LPWPD(-3)$	وقفه سوم اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان	۰/۴۴	۳/۰۵	۰/۰۰۷
$LPWPD(-4)$	وقفه چهارم اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان	-۰/۲۹	-۱/۸۴	۰/۰۸۲
$LSUBS$	یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ	۱/۳۴	۸/۵۹	۰/۰۰۰
$LSUBS(-1)$	وقفه اول یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ	-۱/۵۰	-۳/۲۹	۰/۰۰۴
$LSUBS(-2)$	وقفه دوم یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ	۱/۳۲	۲/۴۹	۰/۰۲۳
$LSUBS(-3)$	وقفه سوم یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ	-۰/۷۱	-۲/۳۰	۰/۰۳۴
$LDIST$	توزیع ماهانه گوشت مرغ تنظیم بازاری	۰/۰۵	۲/۲۲	۰/۰۴۰
$LSIPI$	مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده	۰/۶۸	۳/۹۲	۰/۰۰۱
$LSIPI(-1)$	وقفه اول مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده	-۰/۴۰	-۲/۵۰	۰/۰۲۲
$LRCSF$	ریسک تأمین خوراک در صنعت تولید گوشت مرغ	-۰/۲۷	-۲/۹۸	۰/۰۰۸
C	عرض از مبدأ	۲/۶۳	۴/۵۷	۰/۰۰۰
$F = 45/12 \quad R^2 = 0/96$				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پیش از انجام آزمون کرانه‌ها، آزمون‌های تشخیصی شامل: آزمون بروش - گادفری^۱، آزمون جارک- برا^۲، آزمون بروش - پاگان - گادفری^۳ و آزمون رمزی^۴ انجام شده است که به ترتیب جهت بررسی برقراری فروض عدم وجود خودهم‌بستگی، نرمال بودن اجزای اخلاص، عدم وجود واریانس ناهم‌سانی و عدم وجود تورش تصریح در الگو مورد استفاده قرار می‌گیرند. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۴، ارائه شده است که براساس آن، فروض کلاسیک معرفی شده برقرار می‌باشد.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های تشخیصی

فرض	نام آزمون	مقدار محاسباتی	احتمال
عدم وجود خودهم‌بستگی	آزمون بروش - گادفری ^۵	۰/۷۲	۰/۵
نرمال بودن اجزای اخلاص	آزمون جارک- برا ^۶	۰/۳۴	۰/۸۴
عدم وجود واریانس ناهم‌سانی	آزمون بروش - پاگان - گادفری ^۷	۰/۷۷	۰/۶۷
عدم وجود تورش تصریح	آزمون رمزی ^۸	۰/۰۸	۰/۹۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳-۴. نتایج آزمون کرانه‌ها

برای اطمینان از کاذب نبودن ارتباط بلندمدت میان متغیرها، آزمون کرانه‌ها انجام گرفته که نتیجه آن و مقادیر بحرانی کران بالا و پایین در سطوح معنی‌داری متعارف در جدول ۵، ارائه شده است. با توجه به جدول ۵، آماره F محاسباتی معادل با $۴/۷۴$ می‌باشد که در سطح معنی‌داری ۱% بزرگ‌تر از مقدار بحرانی در کران بالا می‌باشد؛ بنابراین، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را رد نمود.

جدول ۵. نتایج آزمون کرانه‌ها

فرض	آماره F محاسباتی	سطح احتمال	مقدار بحرانی در کران بالا	مقدار بحرانی در کران پایین
عدم وجود رابطه بلندمدت	۴/۷۴	۱۰٪	۳/۰۹	۲/۰۲

1. Breusch-Godfrey

2. Jarque-Bera

3. Breusch-Pagan-Godfrey

4. Ramsey RESET

5. Breusch-Godfrey

6. Jarque-Bera

7. Breusch-Pagan-Godfrey

8. Ramsey RESET

۲/۵۶	۳/۴۹	%۵		
۳/۲۹	۴/۳۷	%۱		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۴. نتایج برآورد ضرایب الگوی بلندمدت

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، نتایج حاصل از برآورد این رابطه در جدول ۶، ارائه شده است. براساس نتایج، ضرایب برآورد شده از لحاظ علامت با مبانی نظری سازگار بوده و همه آن‌ها، حداقل در سطح ۵٪ معنی‌دار هستند. با توجه به نتایج، چنان‌چه در بلندمدت یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ توسط دولت ۱٪ افزایش یابد، اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان، ۰/۶۱٪ افزایش می‌یابد؛ بنابراین، باوجود این‌که سیاست اعطای نرخ ارز ترجیحی به واردات کالاهای اساسی در صنعت تولید گوشت مرغ، توانسته است قیمت این محصول را در سطحی پایین‌تر از قیمت جهانی نگه‌دارد، اما آشکار است که قادر نبوده تا به‌طور کامل به مصرف‌کننده نهایی رسیده و او را منتفع سازد. سرکوب نرخ ارز، باوجود رشد چشمگیر نقدینگی در سال‌های پیش از این و تشدید تحریم‌های اقتصادی آمریکا، درآمدهای ارزی دولت را به‌شدت کاهش داد؛ از این‌رو، فرآیند تأمین به موقع ارز ترجیحی را دچار اختلال کرد. از طرف دیگر، به‌دنبال سیاست‌های ارزی-بانکی نامناسب در دوره‌های قبل، اقتصاد ایران شوک ارزی گسترده‌ای را در دوره زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ تجربه نموده است. در این دوره، نرخ ارز در سامانه‌های «سنا» و «نیما» دو تا شش برابر نرخ ارز ترجیحی به فروش رسید که این امر سبب شد تا باوجود تلاش دولت برای رصد و اعمال کنترل‌های لازم، دستیابی به این ارز و واردات، سودآوری بسیاری برای برخی از واردکنندگان کالاهای اساسی دربر داشته باشد و به‌دلیل ایجاد سوداگری در بازار، نهاده‌های وارد شده نیز به‌طور مناسب در دسترس تولیدکنندگان گوشت مرغ قرار نگیرد. این وقایع، موجب عبور ناقص یارانه ارز ترجیحی به مصرف‌کنندگان نهایی شد.

سیاست مداخله مستقیم دولت در بازار از طریق توزیع ماهانه مرغ تنظیم بازاری نیز، به‌طور مثبتی اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان را متأثر می‌سازد. بر این اساس، با افزایش ۱٪ در میزان توزیع ماهانه گوشت مرغ تنظیم بازاری، با کنترل قیمت گوشت مرغ در بازار ایران، متغیر وابسته به میزان ۰/۰۶٪ رشد می‌یابد. سیاست مذکور برای اولین بار، به‌دلیل نوسان قیمت‌ها پس از اجرای طرح آزادسازی صنعت طیور در دهه ۷۰، به‌منظور تنظیم بازار گوشت مرغ از سوی وزارت جهاد کشاورزی به شورای اقتصاد ارائه شد. براساس این طرح، شرکت سهامی پشتیبانی امور دام کشور موظف به خرید، ذخیره‌سازی و عرضه چرخشی سالانه ۲۰ هزار تن گوشت مرغ شد. طبق این مصوبه، خرید گوشت مرغ باید زمانی انجام شود که قیمت بازاری محصول، به سطحی کمتر از قیمت کف تعیین شده برسد و چنان‌چه قیمت به بالاتر از قیمت سقف تعیین شده رسید، شرکت سهامی پشتیبانی امور دام باید

محصول را ۱۰٪ زیر قیمت سقف تعیین شده، به بازار عرضه کند. اما از یک سو به دلیل کاهش تولید مرغ بین سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ تحت تأثیر کاهش واردات نهاده و از سوی دیگر، به دلیل افزایش تقاضا ناشی از بالا رفتن قیمت کالاهای جایگزین، شرکت پشتیبانی امور دام را با محدودیت در خرید داخلی و به تبع آن کاهش ذخایر مواجه کرده بود؛ بنابراین، شرکت بخشی از ذخایر خود را از محل واردات تکمیل نمود و بدین طریق توانست با توزیع آن در شرایط اضطرار تا حدودی قیمت گوشت مرغ را کنترل نماید.

متغیر دیگری که اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان را تحت تأثیر قرار می‌دهد، مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده می‌باشد. ضریب برآورد شده برای این متغیر در الگو معادل ۰/۳۸ است که بیانگر افزایش ۰/۳۸٪ اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان در مقابل افزایش ۱٪ مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده خواهد بود. مسائل نشأت گرفته از تشدید تحریم‌های اقتصادی با اثرگذاری بر فرآیند تأمین منابع ارزی مورد نیاز، واردات نهاده‌های صنعت تولید گوشت مرغ را با چالش‌های متعددی مواجه کرده است و در عمل نه تنها تشکیل مازاد واردات نهاده‌های دامی دشوار بود، بلکه کشور در برخی از ماه‌ها با کمبود واردات مواجه بوده است. سیاست تخصیص ارز ۴۲۰۰ تومانی به واردات نهاده‌های دام و طیور یکی از دلایل مهم بروز این اتفاق می‌باشد. این سیاست، با کاهش ذخایر ارزی بانک مرکزی و آفت کیفیت منابع ارزی، موجب افزایش رسوب نهاده‌ها در بنادر و خروج بخشی از واردکنندگان از بازار واردات نهاده‌های دامی شد.

در نهایت نیز متغیر ریسک تأمین خوراک در صنعت تولید گوشت مرغ نیز، مطابق با انتظار به طور منفی اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۳۷- می‌باشد که نشان می‌دهد افزایش ۱٪ ریسک تأمین خوراک می‌تواند اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان را به اندازه ۰/۳۷٪ کاهش دهد. در این رابطه نیز باید عنوان نمود که این ریسک عمدتاً به دلایلی از قبیل تعلل دولت و مجلس در اتخاذ تصمیم جهت حذف یا ادامه اجرای سیاست ارز ترجیحی، کاهش درآمدهای نفتی دولت، مشکلات ناشی از تحریم‌های آمریکا و وقوع پدیده نوظهوری از قبیل بیماری کرونا در جهان افزایش یافته است.

جدول ۶. نتایج برآورد الگوی بلندمدت

متغیر	شرح	ضرایب	آماره t	احتمال
LSUBS	یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ	۰/۶۱	۵/۹۶	۰/۰۰۰
LDIST	توزیع ماهانه گوشت مرغ تنظیم بازاری	۰/۰۶	۲/۵۱	۰/۰۲۲

۰/۰۰۰	۴/۳۸	۰/۳۸	مازاد انباشته‌واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده	<i>LSIPI</i>
۰/۰۰۹	-۲/۹۳	-۰/۳۷	ریسک تأمین خوراک در صنعت تولید گوشت مرغ	<i>LRCSF</i>
۰/۰۰۲	۳/۵۹	۳/۵۳	عرض از مبدأ	<i>C</i>

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۵. نتایج برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا

در راستای ایجاد ارتباط بین نوسانات کوتاه‌مدت و مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها، الگوی تصحیح خطا برآورد شد که نتایج آن در جدول ۷، ارائه می‌شود. آنچه که در این الگو بسیار حائز اهمیت است، وضعیت ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد. این ضریب از طریق قرارگیری وقفه اول باقی‌مانده‌های الگوی بلندمدت در الگوی تصحیح خطا برآورد می‌گردد. ضریب جزء تصحیح خطا براساس مبانی نظری، بایستی بین صفر و ۱- باشد. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت به‌منظور دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد؛ همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، ضریب جزء تصحیح خطا معادل با ۰/۷۵- و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس، در هر دوره ۷۵٪ از عدم تعادل در اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان، تعدیل می‌شود که بیانگر سرعت نسبتاً بالای فرآیند تعدیل شوک‌های کوتاه‌مدت می‌باشد.

جدول ۷. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیر	شرح	ضرایب	آماره t	احتمال
$D(LPWPD(-1))$	وقفه اول تغییرات در اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان	۰/۶۳	۴/۶۲	۰/۰۰۰
$D(LPWPD(-2))$	وقفه دوم تغییرات در اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان	-۰/۱۵	-۱/۱۵	۰/۲۶۴
$D(LPWPD(-3))$	وقفه سوم تغییرات در اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان	۰/۲۹	۲/۶۹	۰/۰۱۵
$D(LSUBS)$	تغییرات در یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ	۱/۳۴	۶/۳۷	۰/۰۰۰
$D(LSUBS(-1))$	وقفه اول تغییرات در یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ	-۰/۶۱	-۲/۰۶	۰/۰۵۵
$D(LSUBS(-2))$	وقفه دوم تغییرات در یارانه پرداختی به هر کیلوگرم گوشت مرغ	۰/۷۱	۲/۶۹	۰/۰۱۵
$D(LDIST)$	تغییرات در توزیع ماهانه گوشت مرغ تنظیم بازاری	۰/۰۵	۲/۲۲	۰/۰۴۰
$D(LSIPI)$	تغییرات در مازاد انباشته‌واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده	۰/۶۸	۴/۱۰	۰/۰۰۱

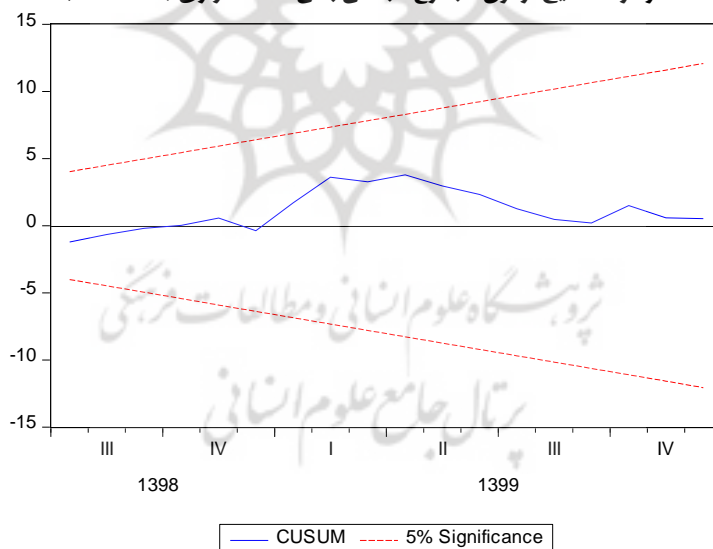
-0.008	$-2/98$	$-0/27$	تغییرات در ریسک تأمین خوراک در صنعت تولید گوشت مرغ	$D(LRCSF)$
-0.000	$-6/03$	$-0/75$	جزء تصحیح خطا	$ECT(-1)$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

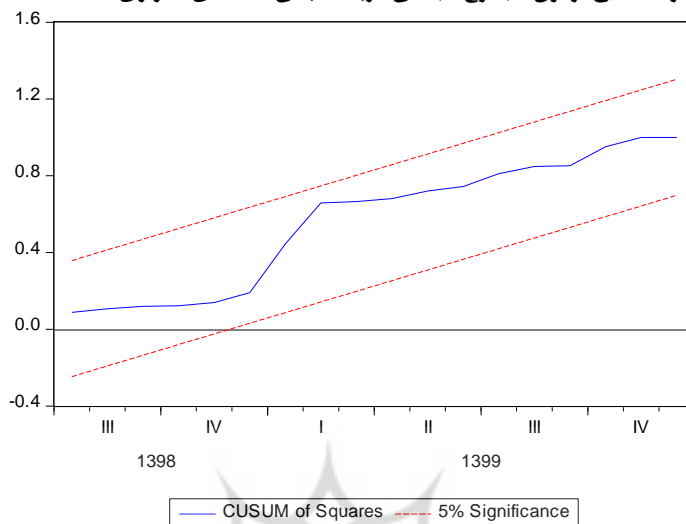
۴-۶. نتایج آزمون ثبات ساختاری

با هدف ایجاد اطمینان از ثبات و پایداری ضرایب برآورد شده در دوره مورد بررسی، از آزمون‌های مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی ($CUSUM$) و مجموع تجمعی مربعات خطاهای بازگشتی ($CUSUMSQ$) استفاده شده است. چنانچه آماره موردنظر بین خطوط مرزی قرار گیرند، فرضیه صفر مبتنی بر ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد. با توجه به نتایج و قرار گرفتن آماره آزمون‌های مذکور بین خطوط مرزی، می‌توان گفت در مدل رگرسیونی شکست ساختاری وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگو پایدار و باثبات هستند؛ لذا نتایج به دست آمده از اعتماد و اطمینان بالایی برخوردار بوده و قابلیت استفاده برای سیاست‌گذاری را خواهند داشت.

نمودار ۱. نتایج آزمون مجموع تجمعی باقی‌مانده تکراری ($CUSUM$)



نمودار ۲. نتایج آزمون مجموع تجمعی مربعات باقی‌مانده‌های تکراری (CUSUMQ)



۵. نتیجه‌گیری

صنعت تولید گوشت مرغ در ایران از لحاظ تأمین نهاده‌های موردنیاز (ذرت دانه‌ای و کنجاله سویا) وابستگی شدیدی به واردات دارد؛ از این‌رو، با نمایان شدن نخستین نشانه‌های جهش نرخ ارز در اوایل سال ۱۳۹۷، ستاد اقتصادی دولت برای مدیریت بازار ارز، اقدام به اختصاص ارز ترجیحی با نرخ ۴۲۰۰ تومان برای هر دلار آمریکا کرد تا تورم کنترل شود. این سیاست، از زمانی که مطرح شد، همواره محل بحث کارشناسان و صاحب‌نظران بوده است. برخی اتخاذ این سیاست را با توجه به وقوع تلاطمات ارزی و تشدید تحریم‌های آمریکا اجتناب‌ناپذیر می‌دانستند و بعضی دیگر، تحمیل هزینه‌های هنگفت به ذخایر ارزی، فسادزا بودن و آسیب به تولیدات داخلی را به‌عنوان تبعات این سیاست لیست کرده و معتقد بودند که این سیاست قادر نخواهد بود تا به هدف غایی خود، یعنی کاهش نوسانات و کنترل رشد قیمت محصولات در بازار، دست‌یابد؛ از این‌رو، پژوهش حاضر، به بررسی اثربخشی یارانه‌پرداختی دولت در قالب سیاست نرخ ارز ترجیحی به واردات نهاده‌های تولید بر کنترل قیمت نهایی گوشت مرغ پرداخته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که یارانه‌پنهان پرداخت شده از سوی دولت به نهاده‌های تولید گوشت مرغ، ۶۱٪ قیمت این محصول را نسبت به ارزش واقعی‌اش کاهش داده است؛ به عبارت دیگر، می‌توان اظهار داشت که ۳۹٪ از یارانه‌ها نصیب مصرف‌کننده نهایی نشده است. این نتیجه بیانگر عبور ناقص یارانه‌های پرداختی به قیمت‌ها می‌باشد که با نتیجه پژوهش تاکشیما و لیورپول تأسی (۲۰۱۵) در بخش کشاورزی نیجریه مشابه بوده است. در حالی که لاده و بوشنل (۲۰۱۹) در

صنعت برق آمریکا و نایلور و همکاران (۲۰۲۰) در صنعت غذای کانادا، عبور یارانه‌های پرداختی به قیمت‌ها را کامل ارزیابی کرده‌اند. میزان کل یارانه پرداخت شده به صنعت تولید گوشت مرغ در قالب سیاست تخصیص نرخ ارز ترجیحی در طول ۳۵ ماه (از اردیبهشت ۱۳۹۷ تا اسفند ۱۳۹۹) معادل با ۹۰۴/۹ هزار میلیارد ریال بوده است؛ بنابراین، ۳۵۲/۹ هزار میلیارد ریال (۳۹٪) از سفره مصرف‌کنندگان نهایی منحرف شده است. آن چه که مسلم است، میزان بهره‌مندی مصرف‌کنندگان نهایی از یارانه پنهان پرداخت شده در بازار گوشت مرغ به مراتب بیشتر از سایر کالاهای نهایی مورد هدف سیاست مذکور می‌باشد؛ بنابراین، با توجه به انحراف بالای یارانه پرداختی در دستیابی به اهداف ترسیم شده، عدم توانمندی بانک مرکزی در تأمین ارز، افزایش ریسک تأمین نهاده‌ها در صنعت تولید گوشت مرغ، پیشنهاد می‌شود تا دولت از ادامه اجرای این سیاست صرف نظر کند. در این رابطه، سیاست‌های جایگزین، از جمله پرداخت نقدی - کالایی می‌توانند نقیصه‌های موجود را برطرف و موجبات توزیع مناسب‌تر یارانه‌ها را فراهم نماید. البته باید توجه نمود که توفیق این سیاست در گرو شناسایی مناسب گروه‌های هدف در سمت تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان است. ضمن آن که باید توجه نمود که پرداخت نقدی - کالایی نباید برای دولت یک تعهد دائمی ایجاد کند. از ابتدای اجرای سیاست باید اعلام شود که یک سیاست موقتی (مثلاً برای یک دوره زمانی خاص) برای عبور از تورم خواهد بود. همچنین پرداخت نباید منظم باشد تا از سوی خانوار به صورت یک درآمد دائمی تلقی شود. نکته قابل توجه و با اهمیت دیگر آن است که پرداخت نقدی - کالایی نباید مقدار مشخصی از کالا را تضمین کند؛ زیرا در این صورت با افزایش قیمت کالا، منابع طرح نیز باید افزایش یابد. مقداری که در ابتدا در کارت شارژ می‌شود، می‌تواند براساس مقادیر به دست آمده برای جبران رفاه از دست رفته افراد بابت افزایش قیمت باشد.

براساس نتایج، سیاست توزیع مرغ تنظیم بازاری که از آن به عنوان مداخله مستقیم دولت در بازار یاد می‌شود، قادر است تا قیمت گوشت مرغ را در بازار ایران در سطحی پایین‌تر از قیمت جهانی آن نگاهدارد؛ بنابراین، با وجود اندازه ضریب کوچک آن (معادل ۰/۰۶٪)، به نظر می‌رسد که این سیاست جهت کنترل نوسانات کوتاه‌مدت قیمت گوشت مرغ در بازار مناسب باشد. از این رو، توصیه می‌گردد تا دولت از طریق افزایش سرمایه در گردش طرح توزیع مرغ توسط شرکت پشتیبانی امور دام، از این ابزار جهت تعدیل آثار نوسانات کوتاه‌مدت بر تولیدکنندگان (نوسانات منفی) و مصرف‌کنندگان (نوسانات مثبت) استفاده نماید. مطابق با نتایج، به نظر می‌رسد که مازاد انباشته واردات نهاده‌های دامی به ازای جوجه‌ریزی انجام شده، اثر قابل توجهی در کنترل قیمت گوشت مرغ دارد؛ بنابراین، در شرایطی که کشور با تشدید تحریم‌های اقتصادی مواجه و فرآیند تأمین منابع ارزی مورد نیاز جهت واردات نهاده‌های راهبردی دچار اختلال می‌شود، اجرای سیاست‌هایی از قبیل سیاست تخصیص ارز ۴۲۰۰ تومانی، به خصوص مشابه آن چه که در ابتدای این طرح به انجام رسید، به کاهش ذخایر ارزی بانک

مرکزی و اُفت کیفیت منابع ارزی، منجر شده و مقابله با تحریم‌ها را سخت‌تر می‌کند. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، ریسک تأمین خوراک در صنعت تولید گوشت مرغ، موجب گرانی قیمت مرغ در بازار ایران شده، از این‌رو، اختلاف قیمت گوشت مرغ در بازار ایران و جهان را به اندازه ۰/۳۷٪ کاهش می‌دهد. این ریسک عمدتاً به‌دلایلی از قبیل: تعلل دولت و مجلس در اتخاذ تصمیم جهت حذف یا ادامه‌اجرای این سیاست، کاهش درآمدهای نفتی دولت، مشکلات ناشی از تحریم‌های آمریکا و وقوع پدیده نوظهوری از قبیل بیماری کرونا در جهان افزایش یافته است؛ لذا با توجه به ملاحظات مطرح شده، تغییر ارز نهاده‌های دامی از ترجیحی به ارز نیمایی، افزایش و تکمیل ذخایر استراتژیک نهاده‌ها توسط شرکت‌های مباشر دولتی و نیز استفاده از ظرفیت‌های شرکت‌های خصوصی با توجه به ابزارهای تهاتر در مبادلات کالایی و خرید اعتباری، امری است که باید موردتوجه ویژه قرار گیرد.



منابع

- اسکندری، مصطفی؛ محمدی، حمید؛ میرزایی، حمیدرضا؛ و کیخا، احمدعلی، (۱۳۹۶). «آثار هدفمندسازی یارانه‌های انرژی بر روند متغیرهای کلان در بخش کشاورزی». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، شماره ۹ (۱ (پیاپی ۳۳))، صص: ۱۲۵-۱۴۴.
- اشرفی، یکتا؛ و صیامی عراقی، ابراهیم، (۱۳۹۵). «برآورد تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان در مناطق شهری ایران با تأکید بر هدفمندی یارانه‌ها». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۲۴ (۷۷)، صص: ۱۶۳-۱۸۲.
- آقایاری‌هیر، مسلم؛ صادقی‌سقدل، حسین؛ عساری‌آرانی، عباس؛ و سحابی، بهرام، (۱۳۹۷). «تأثیر یارانه نقدی بر الگوی مخارج خانوارهای شهری و روستایی در ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، شماره ۱۸ (۱)، صص: ۱۷۷-۱۵۵.
- باقری، مهرداد؛ و موسوی، سعید حبیب‌اله، (۱۳۹۹). «بررسی اثرات هدفمندسازی یارانه انرژی بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان برنج در ایران: کاربرد مدل برنامه‌ریزی ریاضی قیمت درونزا». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۲۸ (۱۰۹)، صص: ۲۵-۴۳.
- پیش‌بهار، اسماعیل؛ فردوسی، رویا؛ و اسداله‌پور، فرشته، (۱۳۹۸). «انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران: به‌کارگیری مدل مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون (MSAR)». *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران (علوم کشاورزی ایران)*، شماره ۵۰ (۱)، صص: ۱۷-۱.
- پیش‌بهار، اسماعیل؛ اسداله‌پور، فرشته؛ و فردوسی، رویا، (۱۳۹۴). «بررسی اثرات شوک‌های قیمتی نهاده‌ها بر قیمت گوشت مرغ: رویکرد غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ». *پژوهش‌های علوم دامی (دانش کشاورزی)*، شماره ۲۵ (۱)، صص: ۷۹-۹۴.
- پیش‌بهار، اسماعیل؛ پاکروح، پریسا؛ و قهرمان‌زاده، محمد، (۱۳۹۶). «بررسی هم‌بستگی قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت نهاده‌های وارداتی صنعت طیور در ایران: به‌کارگیری رهیافت مفاصل تاکتی شکل». *مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی*، شماره ۳۱ (۳)، صص: ۲۱۵-۲۰۷.
- حسین‌زاد، جواد؛ و رشیدقلم، معصومه، (۱۳۹۶). «تأثیر تغییر نرخ ارز بر قیمت نهاده‌های اصلی دام و طیور». *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران (علوم کشاورزی ایران)*، شماره ۴۸ (۱)، صص: ۸-۱.
- حسینی، سعید صفر؛ پاکروان چروده، محمدرضا؛ و سلامی، حبیب‌اله، (۱۳۹۵). «تأثیر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۱ (۶۷)، صص: ۵۳-۸۲.
- خیابانی، ناصر؛ و مظاهری‌ماربری، مرتضی، (۱۳۹۶). «بررسی اثر کاهش یارانه‌های انرژی بر توزیع درآمد در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، شماره ۶ (۲۱)، صص: ۱۹-۴۱.
- رحمانی، فریبرز؛ احمدیان، مجید؛ و یزدانی، سعید، (۱۳۹۰). «بررسی آثار حذف یارانه‌های کشاورزی بر تولید محصولات کشاورزی منتخب در ایران». *اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)*، شماره ۵ (۳)، صص: ۷۴-۵۵.
- رحیمی‌نیا، هیوا؛ و اکبری‌مقدم، بیت‌الله، (۱۳۹۵). «لثار اصلاح‌یارانه‌ها بر نابرابری رفاهی در ایران) مدل‌سازی CGE و شاخص تغییرات معادل EV». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، شماره ۵ (۱۷)، صص: ۲۴۳-۲۷۱.

سفلی‌شهر بابک، الهام؛ موسوی، سید حبیب‌اله؛ و مرتضوی، سید ابوالقاسم، (۱۳۹۷). «پیامدهای حذف یارانه نان بر تغییر نرخ وابستگی به واردات و امنیت غذایی». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، شماره ۱۰ (۳ پیاپی ۳۹)، صص: ۸۲-۵۵.

شعبان‌زاده، مهدی؛ محمودی، ابوالفضل؛ و اسفنجاری کناری، رضا، (۱۳۹۴). «بررسی اثر انتقال قیمت‌های جهانی به بازارهای داخلی برای محصولات خاص بخش کشاورزی ایران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، شماره ۲۹ (۱)، صص: ۵۵-۶۷.

طراز کار، محمدحسن؛ و بخشوده، محمد، (۱۳۹۶). «اثر حذف یارانه گاز طبیعی بر خالص رفاه خانوارهای روستایی و شهری در ایران». *پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، شماره ۳ (۶)، صص: ۶۲-۳۷.

کرباسی، علیرضا؛ و کاتب، معصومه، (۱۳۹۰). «بررسی آثار رفاهی حذف یارانه کود شیمیایی بر محصولات گندم و جو». *اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)*، شماره ۵ (۲)، صص: ۷۲-۵۸.

کشیری کلایی، فاطمه؛ حسینی یکانی، سید علی؛ و اسپانلو، محبوبه، (۱۳۹۶). «آثار حذف یارانه کود شیمیایی بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان (مطالعه موردی: محصول برنج)». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۲۵ (۹۸)، صص: ۶۲-۴۳.

گلی، یونس، و منبری، محمدرضا، (۱۳۹۷). «هدفمندسازی یارانه‌ها و ترکیب محصولات کشاورزی در سید خانوارهای ایرانی». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، شماره ۶ (۲۲)، صص: ۱۴۹-۱۳۳.

گیلان‌پور، امید؛ کهنسال، محمدرضا؛ پرمه، زورار؛ و اسماعیلی‌پور، الهام، (۱۳۹۱). «بررسی تأثیر مداخلات دولت در بازار گوشت مرغ». *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۶ (۶۳)، صص: ۱۶۸-۱۳۷.

کاویانی، زهرا؛ صادقی، نرگس؛ شه‌بازیان، آریین؛ و عبداللهی، محمدرضا، (۱۳۹۸). «سیاست حمایتی جایگزین ارز ترجیحی». *معاونت پژوهش‌های اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران*، ۱۶۴۳۰.

وجدی، فرنوش؛ قهرمان‌زاده، محمد؛ و حسین‌زاد، جواد، (۱۳۹۷). «سرریز ریسک نرخ ارز بر قیمت گوشت مرغ و نهاده‌های اصلی آن در ایران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، شماره ۳۲ (۳)، صص: ۲۲۵-۲۳۱.

Abbott, P. & Borot de Battisti, A., (2011). "Recent global food price shocks: Causes, consequences and lessons for African governments and donors". *Journal of African Economies*, No. 20(1), Pp: 12-62.

Aghayari Hir, M.; Sadeghi, H.; Assari, A. & Sahabi, B., (2018). "The Impact of Cash Subsidy on Expenditure Pattern of Urban and Rural Households in Iran". *Quarterly Journal of Economic Research*, No. 18(1), Pp: 155-177 (In Persian).

Ashrafi, Y. & Siami Araghi, E., (2016). "Estimating Consumers welfare change in urban regions of Iran emphasized on subsidies targeting". *Journal of Economic Research and Policies*, No. 24(77), Pp: 163-182 (In Persian).

Bagheri, M. & Mousavi, S., (2020). "The effects of energy subsidies targeted on the welfare of producers and rice consumers in Iran: Application of price endogenous mathematical programming model". *Agricultural Economics and Development*, No. 28(1), Pp: 25-43 (In Persian).

- Chou, K. W., (2019). "Re-examining the time-varying nature and determinants of exchange rate pass-through into import prices". *The North American Journal of Economics and Finance*, No. 49, Pp: 331-351.
- Eskandary, M.; Mohammadi, H.; Mirzaei, H.R. & Kahkha, A.A., (2017). "Effects of Energy Subsidy Reform on Economic Variables in Agricultural Sector". *Agricultural Economics Research*, No. 9(33), Pp: 125-144 (In Persian).
- FAO. (1996). "Rome Declaration on World Food Security". *Food and Agriculture Organization of the United Nations*, Rome.
- Gilanpour, O.; Kohansal, M.; Zorar, P. & Esmaeilipur, E., (2012). "Investigation Of Government Intervention in The Chicken Meat Market". *Iranian Journal of Trade Studies (Ijts)*, No. 16(63), Pp: 137-168 (In Persian).
- Ginn, W. & Pourroy, M., (2019). "Optimal monetary policy in the presence of food price subsidies". *Economic Modelling*, No. 81, Pp: 551-575.
- Goli, Y. & moniri, M., (2018). "The Targeted Subsidies Act Implementation and the Combination of Agricultural Goods in Iranian Households' Basket". *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, No. 6(22), Pp: 121-140 (In Persian).
- Hodrick, R. J., and Prescott, E. C. (1997). "Postwar US business cycles: an empirical investigation". *Journal of Money, credit, and Banking*, No. 451, Pp: 1-16.
- Hosseini, S.; Pakravan Charvadeh, M. & Salami, H., (2016). "The Effect of Subsidy Reform Program on Food Security in Iran". *Iranian Journal of Economic Research*, No. 21(67), Pp: 53-82 (In Persian).
- Hosseinizad, J. & Rashid Ghalam, M., (2017). "Exchange Rates Impacts on Poultry Husbandry Inputs Prices". *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, No. 48(1), Pp: 1-8 (In Persian).
- Iddrisu, A. A. & Alagidede, I. P., (2020). "Monetary policy and food inflation in South Africa: A quantile regression analysis". *Food Policy*, No. 91, Pp: 101816.
- Karbasi, A. & Kateb, M., (2011). "Considering welfare effects from fertilizer subsidy removal on wheat and barley". *Agricultural Economics*, No. 5(2), Pp: 58-72 (In Persian).
- Kashiri Kolae, F.; Hosseini Yekani, S. & Espanloo, M., (2017). "Impacts Of Chemical Fertilizers' Subsidy Removal on Producers and Consumers Welfare: The Case Study of Rice". *Journal of Agricultural Economics and Development*, No. 25(98), Pp: 43-62 (In Persian).
- Kaviani, Z.; Sadeghi, N.; Shahbazian, A. & Abdullahi, M., (2019). "Supportive policy alternative Preferred currency". *Islamic Parliament Research Center*, 16430 (In Persian).
- Kirwan, B. E. & Roberts, M. J., (2016). "Who really benefits from agricultural subsidies? Evidence from field-level data". *American Journal of Agricultural Economics*, No. 98(4), Pp: 1095-1113.
- Laborde, D.; Lakatos, C. & Martin, W. J., (2019). "Poverty Impact of Food Price Shocks and Policies". *World Bank Policy Research Working Paper* (8724).

- Lade, G. E. & Bushnell, J., (2019). "Fuel subsidy pass-through and market structure: Evidence from the renewable fuel standard". *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, No. 6(3), Pp: 563-592.
- Mazaheri, M. & Khiyabani, N., (2017). "Analyzing the Effects of Reducing Energy Subsidies on Income Distribution in Iran by a Computable General Equilibrium Model". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, No. 6(21), Pp: 19-41 (In Persian).
- Naylor, J.; Deaton, B. J. & Ker, A., (2020). "Assessing the effect of food retail subsidies on the price of food in remote Indigenous communities in Canada". *Food Policy*, No. 93, Pp: 101889.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y., (1995). "An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis".
- Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. J., (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". *Journal of applied econometrics*, No. 16(3), Pp: 289-326.
- Pishabar, E.; Pakrooh, P. & Ghahremanzadeh, M., (2017). "An Analysis Correlation between Oil Prices, Exchange Rate and Imported Inputs of Poultry Industry in Iran: Using Vine-Copula Approach". *Journal of Agricultural Economics and Development*, No. 31(3), Pp: 207-215 (In Persian).
- Pishbahar, E.; Asadololapoor, F. & Ferdowsi, R., (2015). "The Effects of Input Prices Shocks on The Chicken Price: Nonlinear Approach of Markov-Switching". *Animal Science Researches*, No. 25(1), Pp: 79-94 (In Persian).
- Pishbahar, E.; Ferdousi, R. & Assadollahpour, F., (2019). "Price Transmission in the Market of Chicken Meat: Autoregressive Switching Markov Models (MSAR)". *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, No. 50(1), Pp: 1-17 (In Persian).
- Pless, J. & Van Benthem, A. A., (2019). "Pass-through as a test for market power: An application to solar subsidies". *American Economic Journal: Applied Economics*, No. 11(4), Pp: 367-401.
- Rahiminia, H. & Akbari Moghadam, B., (2016). "The Impact of Subsidies Reform on The Inequality of Welfare in Iran (CGE Modelling and Equivalent Variation (Ev) Index)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, No. 5(17), Pp: 243-271 (In Persian).
- Rahmani, F.; Ahmadian, M. & Yazdani, S., (2011). "Studying the effects of agricultural input subsidy elimination on selected agricultural production in Iran". *Agricultural Economics*, No. 5(3), Pp: 55-74 (In Persian).
- Reboredo, J. C. & Ugando, M., (2014). "US dollar exchange rate and food price dependence: Implications for portfolio risk management". *The North American Journal of Economics and Finance*, No. 30, Pp: 72-89.
- Reda, A. M. & Nourhan, E., (2020). "Using the ARDL bound testing approach to study the inflation rate in Egypt". *Economic Consultant*, No. (3 (31)), Pp: 24-41.

- Rudolf, R., (2019). "The impact of maize price shocks on household food security: Panel evidence from Tanzania". *Food Policy*, No. 85, Pp: 40-54.
- Shabanzadeh, M.; Mahmoodi, A. & Esfanjari Kenari, R., (2015). "Examining the Effect of World Price Transfer to Domestic Markets for Sensitive and Certain Agricultural Products in Iran". *Journal of Agricultural Economics and Development*, No. 29(1), Pp: 55-67 (In Persian).
- Soflaie Shahrabak, E.; Mosavi, S. & Mortazavi, S., (2018). "The Effects of Bread Subsidy Elimination on Changes in Import Dependency Ratio and Food Security". *Journal Of Agricultural Economics Research*, No. 10(3), Pp: 55-82 (In Persian).
- Takehima, H. & Liverpool-Tasie, L. S. O., (2015). "Fertilizer subsidies, political influence and local food prices in sub-Saharan Africa: Evidence from Nigeria". *Food Policy*, No. 54, Pp: 11-24.
- Tarazkar, M. & Bakhshoodeh, M., (2017). "Welfare Effects of Natural Gas Subsidy Removal (2010-2015)", *Journal of Energy Planning and Policy Research*, No. 3(1), Pp: 37-62 (In Persian).
- Vajdi Hokm Abad, F.; Ghahremanzadeh, M. & Hosseinzad, J., (2018). "Risk Spillover Effect of Exchange Rate on Chicken Market and Its Major Inputs in Iran". *Journal of Economics and Agriculture Development*, No. 32(3), Pp: 213-225 (In Persian).
- Woo, K. Y.; Lee, S. K. & Chan, A., (2020). "Food price convergence in Canada: A nonparametric nonlinear cointegration analysis". *Economics Bulletin*, No. 40(3), Pp: 2361-2371.

**Preferential Currency Subsidy and its Effect on the Control of Essential
Commodity Prices
(Case Study: Iranian Chicken Meat Market)**

Taheri-Reykandeh, E.¹, Shabanzadeh-Khoshrodi, M.^{2*}

Abstract

With the increase of exchange rate fluctuations in early 2017, the government's economic headquarters began implementing a policy of allocating preferential currency at 4,200 tomans per US dollar. One of the most critical food products targeted by this policy is chicken meat, which depends on the supply of primary production inputs to imports. Given that, the question has always been discussed in scientific and political circles of the country: "How much subsidy goes to the import of products to the final consumer of products?", The present study, using monthly information 2017-2019, addresses this issue based on the Autoregressive Distributed Lag approach. According to the results, if, in the long run, the subsidy paid per kilogram of chicken meat by the government increases by one percent, the difference between the price of chicken meat in the Iranian and world markets will increase by 0.61 percent. Accordingly, it seems that although this policy has been able to keep the price of chicken meat below world prices, accordingly, it seems that although this policy has been able to keep the price of chicken below world prices, it has not been able to reach the final consumer and benefit her fully. Therefore, there is a 39% deviation of the hidden subsidies paid in the chicken meat market. Therefore, it is recommended that policymakers stop implementing this policy. According to the results, the government's direct intervention in the market through the monthly distribution of Market Regulation broiler, the accumulated surplus of imports of livestock inputs per hatchery, and feed supply risk in the poultry industry are other variables that affect the difference between the price of chicken in the Iranian and world markets.

Keyword: Allocation of 4200 Tomans Currency, Government Interventions, Market Regulation Broiler, Subsidies Paid Pass-Through, Import of Livestock and Poultry Inputs.

JEL Classification: D12, D52, E31, H24.

1. Ph.D. Student of Agriculture Economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Tehran, Iran

Email: etaheri@ut.ac.ir

2. Assistant Professor of Agricultural Economics, Institute of Planning Research, Agricultural Economics and Rural Development, Tehran, Iran (Author)*

Email:
shabanzadeh.mehdi@gmail.com