نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۲۸، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۳، ص. ۳۲۹-۳۲۲

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 28, No. 4, Winter 2015, p. 322-329

تأثیر تعرفه بر قیمت داخلی روغن نباتی در ایران و مباحث پیشرو

امید گیلانپور[۱*] - آزاده ولی محمدی[۲]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۰۴/۱۰
تاریخ پذیرش:۱۳۹۳/۰۹/۲۳

چکیده

در این مطالعه با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به بررسی اثر تعرفه دانه روغنی، روغن خام و روغن نباتی بر قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی در ایران پرداخته شده است. اطلاعات استفاده شده سری زمانی ماهانه بوده که از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ را شامل می‌شود. الگوی استفاده شده نیز الگوی VAR و VECM بوده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد تنها یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مذکور وجود دارد و اثر تعرفه روغن نباتی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده به ترتیب ۰/۴ و ۰/۰۷ است. همچنین افزایش یک‌درصدی تعرفه دانه روغنی و روغن خام به ترتیب سبب ۲/۳۵، و ۰/۱۹ درصد افزایش قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی خواهد شد. فاصله شدید بین میزان تأثیرگذاری تعرفه دانه روغنی و روغن خام بر قیمت مصرف‌کننده نشان می‌دهد که حلقه روغن‌کشی در کشور از کارآمدی کافی برخوردار نیست و عملاً سبب می‌شود تا اثر افزایش تعرفه دانه به نحو مضاعفی به مصرف‌کنندگان تحمیل شود. لذا اصلاح ساختار صنعت روغن‌کشی می‌تواند به توسعه کشت دانه‌های روغنی و عدم تحمیل بار اضافی قیمت بر دوش مصرف‌کنندگان کمک کند.

واژه‌های کلیدی: سیاست تعرفه‌ای، قیمت، روغن نباتی

مقدمه

روند رو به رشد جمعیت و مصرف سرانه روغن در کنار کاهش تولید دانه‌های روغنی سبب شده تا وابستگی کشور به واردات دانه‌های روغنی و روغن خام افزایش یابد. طبیعی است که در چنین شرایطی میزان تأثیرگذاری قیمت روغن وارداتی بر قیمت داخلی روغن بیشتر شده است. تداوم وابستگی صنایع روغن نباتی به واردات دانه و روغن خام در کنار سیاست‌گذاری بخش کشاورزی برای توسعه کشت دانه‌های روغنی و تلاش برای کنترل قیمت روغن در سطح مصرف‌کننده عملاً سیاست‌گذاری تعرفه‌ای روغن را به یک پدیده پیچیده در کشور بدل کرده که عدم بیان صریح و مشخص اولویت سیاست‌گذاری توسط دولت و تکرار همزمان همه خواست‌ها در کنار هم بر میزان این پیچیدگی می‌افزاید. به‌طور مشخص تغییر نسبت تعرفه واردات دانه‌های روغنی، روغن خام و روغن نباتی بدون هیچ‌گونه تغییری در وضعیت تولید داخلی نشانه‌ای از این پیچیدگی است[۳]. بی‌توجهی سیاست‌گذاران به‌قاعده تین برگن[۴] مبنی بر ضرورت وجود حداقل یک ابزار برای هریک از اهداف سیاستی سبب شده تا رشد تولید داخلی دانه‌های روغنی، حمایت از صنایع روغن‌کشی، واحدهای مرغداری مصرف‌کننده کنجاله و مصرف‌کنندگان روغن در قالب تک ابزار تعرفه‌ای پیگیری شود.

تعرفه‌ها در ایران تقریباً به‌صورت عام صرفاً از نوع ارزشی[۵] هستند. تعرفه ارزشی ساده‌ترین و متداول‌ترین نوع تعرفه می‌باشد که برحسب درصدی از ارزش کالای وارداتی محاسبه می‌شود. اگرچه به‌صورت عمومی سطح تعرفه‌ها جهت حمایت از تولید داخل بالا در نظر گرفته می‌شود، اما شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد سیاست‌های تعرفه-ای اثر قابل‌توجهی بر تولید داخلی نداشته است (۷). دلیل این ناکارآمدی را می‌توان در ناکارآمدی نرخ ارز رسمی، سطح زیاد موانع غیرتعرفه‌ای (۴، ۹ و ۱۰) نامناسب بودن ابزار تعرفه ارزشی، بی‌ثباتی

۱ - استادیار موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی
(*- نویسنده مسئول: Email: Omid.gilanpour@gmail.com)
۲ - کارشناس ارشد اقتصادکشاورزی

۳- تعرفه واردات دانه‌های روغنی و روغن خام در سال ۱۳۸۲، ۴ درصد بود که از سال ۱۳۸۵ به ۱۵ درصد افزایش پیدا کرد و تا سال ۱۳۹۱ در همین سطح تثبیت‌شده اما تعرفه روغن نباتی که در سال ۱۳۸۲، ۴ درصد بوده از سال ۱۳۸۵ به ۴۵ درصد افزایش‌یافته و تا سال ۱۳۹۱ در همین سطح تثبیت‌شده است (گمرک جمهوری اسلامی، ۱۳۹۲).

4- Tinbergen
5- Ad-Valorem Tariff

سطح تعرفه به‌عنوان عاملی جهت ایجاد فضایی توأم با عدم حتمیت برای تجار و تولیدکنندگان (۷ و ۱۰) جستجو کرد. به‌رغم تأثیر قابل‌اغماض تعرفه بر تولید، آثار تعرفه بر مقدار تجارت، قیمت و باز توزیع درآمد بین گروه‌های مختلف قابل‌چشم‌پوشی نیست.

مطالعه سانتوس- پائولینو (۲۵) نشان می‌دهد که تعرفه‌های واردات، منجر به کاهش رشد واردات می‌شود. این نکته با یافته پریزن و اسماعیلی (۳) در مورد روغن‌های نباتی ایران مطابقت دارد ولی مطالعه سانتوس- پائولینو (۲۵) یافته مهم دیگری نیز داشت و آن این‌که اندازه این اثر تحت تأثیر رژیم تجاری کشور موردمطالعه قرار دارد. نتایج مطالعات گلدنبرگ و پاویکنیک (۲۰) یزدانشناس و همکاران (۱۶) موسوی و اسماعیلی (۱۲) در ایران و گوش (۱۹) در هند نشان می‌دهند که تعرفه با بالا بردن قیمت سبب زیان مصرف‌کنندگان می‌شود اما نیکیتا (۲۴) در مطالعه خود دریافت که رابطه میان شوک‌های تجاری و قیمت‌های داخلی، اغلب پیچیده است. به این معنی که قیمت‌های داخلی در مناطق گوناگون کشور ممکن است واکنش‌های متفاوتی به یک سیاست تجاری نشان دهند. قیمت‌های خرده‌فروشی تحت تأثیر عواملی نظیر هزینه‌های حمل‌ونقل، افزایش قیمت‌های ناشی از دخالت واسطه‌ها، قیمت کالاهای رقیب و کالاهای جانشین داخلی قرار دارند و بعید است که این عوامل به‌گونه‌ای یکسان در سطح مناطق جغرافیایی یا بازارهای محلی توزیع شوند.

فرجزاده و بخشوده (۵) در مطالعه‌ای به بررسی اثر کاهش تعرفه‌های واردات بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی و رفاه روستایی ایران پرداختند. در این مطالعه با استفاده از تعادل عمومی مبتنی بر داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۷۸ و تعدیل آن با اطلاعات سال ۱۳۸۸ به بررسی آثار احتمالی کاهش تعرفه‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی کشاورزی و رفاه روستایی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داد که کاهش تعرفه در بخش کشاورزی و صنایع وابسته به کشاورزی موجب کاهش تولید و قیمت محصولات کشاورزی می‌شود. از طرفی لطفی پور و همکاران (۱۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر کاهش موانع تعرفه‌ای بر واردات کل در ایران پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که واردات کالا نسبت به نرخ تعرفه وارداتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت بی کشش است و با آزادسازی کامل تجاری، کشش واردات کالا افزایش خواهد یافت.

به‌واسطه اهمیت روغن نباتی در سبد مصرفی خانوار ایرانی (ضریب اهمیت روغن نباتی در تعیین شاخص قیمت ۱/۹ درصد است- بانک مرکزی)، سهم عمده واردات در تأمین روغن موردنیاز کشور و تأکید سیاست‌گذار بر اعمال سیاست تعرفه‌ای در کنار تلاش برای کنترل قیمت، بررسی اثر تعرفه بر قیمت داخلی روغن نباتی در ایران حائز اهمیت است. مقاله حاضر بر اساس چنین درکی در پی یافتن میزان تأثیر تعرفه بر قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی در ایران است. آنچه این موضوع را جالب‌تر می‌کند، آثار پله‌های مختلف تعرفه‌ای از مواد اولیه تا محصول نهایی بر قیمت مصرف‌کننده است. در مورد روغن نباتی زنجیره تولید از دانه‌های روغنی شروع شده و بعد از روغن خام به روغن نباتی می‌رسد. انتظار می‌رود که آثار تعرفه‌های وارداتی دانه‌های روغنی، روغن خام و روغن نباتی بر قیمت، واردات و تولید یکسان نباشد. درعین‌حال منافع متضاد تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در اعمال سیاست تعرفه‌ای نکته جالب توجه دیگر این بحث است چراکه تعرفه می‌تواند همانند شمشیر دو لبه عمل نماید، از طرفی کاهش آن منجر به کاهش قیمت محصولات کشاورزی شده که باعث عدم سودآوری فعالیت‌های کشاورزی در کشور می‌شود و از طرف دیگر افزایش آن منجر به کاهش رفاه مصرف‌کنندگان و متضرر شدن کل جامعه می‌شود، بنابراین در این مطالعه تلاش می‌شود تا ارتباط و اثرگذاری بین تعرفه واردات دانه‌های روغنی و قیمت این محصول در فرآیندهای مختلف تولید بررسی شود.

مواد و روش ها

وجود هم جمعی بجای رابطه علت و معلولی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی درون‌زا مبنای استفاده از الگوهای تصحیح خطای برداری را فراهم می‌آورد. الگوی تصحیح خطا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به نوسانات بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در روش‌های برآورد متعارف کلاسیک فرض بر این است که میانگین و واریانس متغیرها ثابت و مستقل از زمان است. به عبارتی، متغیرهای موجود در مدل ایستا هستند. بااین‌حال نتایج حاصل از آزمونه‌ای ریشه واحد نشان داده است که این فرضیات برای بسیاری از متغیرهای سری زمانی صادق نیست. چنین متغیرهایی اصطلاحاً متغیرهای نا ایستا یا متغیرهای دارای ریشه واحد می نامند. بر این اساس، طبق نظر گجراتی استفاده از روش‌های برآورد کلاسیک (مانند روش حداقل مربعات معمولی) جهت برآورد روابط با متغیرهای دارای ریشه واحد، نتایج گمراه‌کننده‌ای می‌دهد. گرنجر و نیوبولد عبارت رگرسیون کاذب[1] را برای توصیف نتایج چنین برآوردی به کاربردند؛ بنابراین اولین قدم در بررسی داده‌های سری زمانی بررسی ایستایی متغیرهای موردمطالعه است. در این مطالعه از آزمون کوویت کووسکی، فیلیپس، اشمیت، شین[2] (KPSS) برای آزمون ریشه واحد استفاده شده است.

بعد از بررسی ریشه واحد متغیرها، برای بررسی روابط بلندمدت و پویایی کوتاه‌مدت میان متغیرها از الگوی خود توضیح برداری، استفاده شده است. یک الگوی خود توضیح برداری[3] که دارای K متغیر درون‌زا و P وقفه زمانی برای هر متغیر است در شکل ماتریسی به-

1- Spurious Regression
2 - Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) test
3- VAR

صورت زیر نمایش داده می‌شود (۲۶):

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + ... + \Phi_P Y_{t-p} + U_t \quad (۱)$$

در این رابطه، Y_t و وقفه‌های آن، بردارهای $K \times 1$ مربوط به متغیرهای الگو هستند. Φ_i برای $i = 1,...,P$ ماتریس‌های $K \times K$ ضرایب الگو هستند و U_t بردار $K \times 1$ مربوط به جملات اخلال الگو است. اکنون برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت Y_t به مقادیر تعادلی بلندمدت آن، می‌توان رابطه ۱ را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری[1] به‌صورت زیر درآورد:

$$\Delta Y_t = \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + ... + \delta_{P-1} \Delta Y_{t-P-1} + \Pi Y_{t-p} + U_t \quad (۲)$$

که در آن:

$$\delta_i = -(I - \Phi_1 - \Phi_2 - ... - \Phi_i) \quad , \quad i = 1,2,....P-1 \quad (۳)$$

$$\Pi = -(I - \Phi_1 - \Phi_2 - ... - \Phi_P)$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. درواقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضریب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است (۲۰).

نقطه آغاز روش یوهانسون برای آزمون و تعیین روابط هم جمعی بین متغیرهای سری زمانی، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به آن متغیرها است که به‌صورت رابطه ۲ معرفی شد. با این فرض که کلیه متغیرهای بردار Y_t جمعی از مرتبه یک $I(1)$ هستند آنگاه در معادله ۲ تمامی جملاتی که به‌صورت ΔY_{t-i} درآمده‌اند $I(0)$ خواهند بود. ازآنجاکه جملات اخلال U_t نیز نوفه سفید $I(0)$ هستند، لازم است ΠY_{t-p} نیز ایستا و یا به‌عبارت‌دیگر $I(0)$ باشد (۲۷).

مسئله اساسی در معادله‌ی ۲ تعیین رتبه‌ی ماتریس Π هست. رتبه‌ی این ماتریس برابر با تعداد بردارهای هم جمعی مستقل خواهد بود. روشن است که اگر رتبه‌ی Π برابر صفر باشد در این صورت این ماتریس، ماتریس صفر بوده و معادله ۲ یک الگوی VAR معمولی با یک تفاضل خواهد بود. در مقابل، چنانچه رتبه‌ی ماتریس Π برابر با n باشد، فرآیند برداری فوق ایستا خواهد بود. در حالت میانی، اگر به فرض رتبه‌ی ماتریس Π مساوی یک باشد، یک بردار هم جمعی وجود خواهد داشت و جمله‌ی ΠY_{t-1} جزء تصحیح خطا خواهد بود و در سایر حالات که رتبه‌ی ماتریس Π بین یک و n باشد؛ چند بردار هم جمعی وجود خواهد داشت.

تعداد بردارهای هم جمعی مستقل از طریق آزمون معناداری ریشه‌های مشخصه‌ی ماتریس Π به دست می‌آید. البته رتبه‌ی یک ماتریس برابر با تعداد ریشه‌های مشخصه غیر صفر ماتریس هست.

اگر فرض شود ماتریس Π دارای n ریشه‌ی مشخصه است، آنگاه آن به‌صورت ذیل رتبه‌بندی می‌شود:

$$\lambda_1 \succ \lambda_2 \succ ... \succ \lambda_n \quad (۴)$$

اگر متغیرهای موجود در بردار x_t، همگرا نباشند، رتبه‌ی Π برابر صفر بوده و تمامی این ریشه‌های مشخصه نیز برابر با صفر خواهند بود. در این صورت با توجه به این‌که $\ln(1) = 0$ هست؛ تمامی جملات $\ln(1-\lambda_i)$ نیز مساوی صفر خواهد بود. به همین ترتیب اگر رتبه‌ی Π مساوی یک باشد در این صورت $0 \prec \lambda_1 \prec 1$ بوده و لذا مقدار جمله‌ی $\ln(1-\lambda_1)$ منفی خواهد بود. سایر مقادیر λ_i نیز برابر با صفر بوده و لذا خواهیم داشت (۱۸):

$$\ln(1-\lambda_2) = \ln(1-\lambda_3) = ... = \ln(1-\lambda_n) = 0 \quad (۲)$$

در عمل، تنها دستیابی به برآوردهایی از ماتریس Π و ریشه‌های مشخصه‌ی آن امکان‌پذیر است. برای آزمون تعداد ریشه‌های مشخصه‌ای که تفاوت معناداری با یک ندارند؛ می‌توان از آماره‌های زیر بهره جست (اندرز):

$$\lambda trace(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\hat{\lambda}_i) \quad (۶)$$

$$\lambda \max(r, r+1) = -T \ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \quad (۷)$$

به‌طوری‌که λ_i عبارت است از مقادیر برآورده شده‌ی ریشه‌های مشخصه حاصل از برآورد ماتریس Π که اصطلاحاً این ریشه‌ها را مقادیر ویژه[2] نیز می‌نامند و T تعداد مشاهدات قابل‌استفاده در تخمین می‌باشد. زمانی که مقادیر مناسب r معلوم باشد؛ این آماره‌ها را به‌طور خلاصه آماره اثر $\lambda trace$ و آماره حداکثر مقدار ویژه $\lambda \max$ گویند (۱).

آماره اول مربوط به آزمون این فرض صفر است که تعداد بردارهای هم جمعی کمتر و یا مساوی r می‌باشد. فرض رقیب در این حالت آن است که تعداد بردارهای هم جمعی بزرگ‌تر از r می‌باشد (۲۱). بر اساس مطالب قبل به‌راحتی می‌توان دریافت که اگر $\lambda_i = 0$ باشد، در این صورت $\lambda trace$ مساوی صفر خواهد بود. هر چه تعداد ریشه‌های مشخصه با صفر فاصله داشته باشد؛ مقدار $\ln(1-\lambda_i)$ نیز بیشتر منفی خواهد بود و لذا آماره $\lambda trace$ بزرگ‌تر خواهد بود. آماره دوم ($\lambda \max$) مربوط به آزمون این فرض صفر است که تعداد بردارهای هم جمعی برابر با r می‌باشد. فرض رقیب در اینجا آن است که تعداد این بردارها مساوی $r+1$ است (۲۱). در اینجا نیز اگر مقادیر برآورد شده‌ی ریشه‌های مشخصه نزدیک صفر باشد در این صورت مقدار $\lambda \max$ کوچک خواهد بود. مقادیر بحرانی آماره‌های $\lambda trace$ و $\lambda \max$ با استفاده از روش مونت–کارلو به دست می‌آید. یک نکته اساسی وجود دارد و آن این‌که

1- VECM

2- Eigenvalues

احتمال دارد نتایج آزمون‌های $\lambda trace$ و $\lambda \max$ باهم در تناقض باشند. درواقع آزمون $\lambda \max$ دارای فرض رقیب مشخص‌تر و روشن‌تری است. به‌هرحال در صورت بروز این تناقض فوق، انتخاب حداقل بردارهای هم جمعی مرجع خواهد بود (۱).

الگوی تجربی تحقیق

در این بخش از مطالعه به معرفی الگوی تجربی‌ای که در مطالعه استفاده می‌شود، پرداخته می‌شود. در این مطالعه سه الگوی تصحیح خطای برداری برازش می‌شود. الگوی ۸ مربوط به قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی می‌باشد که با تعیین وقفه بهینه p برآورد خواهد گردید. الگوی تصحیح خطای برداری هم ضرایب کوتاه‌مدت را گزارش می‌کند و هم ضرایب بلندمدت. در این مطالعه فقط به بررسی ضرایب بلندمدت پرداخته می‌شود. الگوی ۹ مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطای برداری قیمت تولیدکننده روغن نباتی بر روی دیگر متغیرهای درون‌زا می‌باشد. الگوی ۱۰ نیز مربوط به برازش قیمت تولیدکننده روغن خام بر روی متغیرهای مستقل الگو با p وقفه بهینه می‌باشد (۱۸).

$$LCP = C + LCP_{t-1} + \cdots + LCP_{t-p} + LPP_{t-1} + \cdots + LPP_{t-p} + LPX_{t-1} + \cdots + LCX_{t-p} + L(1+T)_{t-1} + \cdots + L(1+T)_{t-p} + Trend \quad (۸)$$

$$LPP = C + LPP_{t-1} + \cdots + LPP_{t-p} + LPn_{t-1} + \cdots + LPn_{t-p} + LPXn_{t-1} + \cdots + LCXn_{t-p} + L(1+Tn)_{t-1} + \cdots + L(1+Tn)_{t-p} + Trend \quad (۹)$$

$$LPn = C + LPn_{t-1} + \cdots + LPn_{t-p} + LPd_{t-1} + \cdots + LPd_{t-p} + LPXd_{t-1} + \cdots + LCXd_{t-p} + L(1+Td)_{t-1} + \cdots + L(1+Td)_{t-p} + Trend \quad (۱۰)$$

داده‌های مورداستفاده در این تحقیق که در الگوهای فوق استفاده شده‌اند، عبارت است از قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی (CP)، قیمت تولیدکننده روغن نباتی (PP_t)، قیمت تولیدکننده روغن خام یا روغن‌کشی‌ها (PPn_t) و قیمت تولیدکننده دانه روغنی (PPd_t) که به‌صورت شاخص قیمت توسط بانک مرکزی تولید می‌شوند و قیمت وارداتی روغن نباتی (PX_t)، روغن خام (PXn_t) و دانه روغنی (PXd_t) که با استفاده از اطلاعات گمرک محاسبه و به شاخص بدل شده‌اند، تعرفه واردات روغن نباتی (T_t)، روغن خام (Tn_t) و دانه روغنی (Td_t) نیز دیگر متغیرهای این تحقیق هستند. با توجه به اینکه متغیرهای هدف مطالعه بررسی تأثیر تعرفه بر قیمت داخلی روغن نباتی در کشور می‌باشد، بنابراین نیاز به قیمت مصرف‌کننده روغن (CP) می‌باشد. از طرفی عواملی که بر قیمت روغن نباتی اثر می‌گذارند، قیمت تولیدکننده روغن نباتی (PP_t) می‌باشد که به‌عنوان محصول نهایی کارخانه‌ها مطرح است. برای اینکه عوامل مؤثر بر قیمت تولیدکننده روغن نباتی نیز مشخص شود، نیاز به قیمت نهاده اولیه آن مثل قیمت تولیدکننده روغن خام یا روغن‌کشی‌ها (PPn_t) و قیمت تولیدکننده دانه روغنی (PPd_t) نیاز است که این اطلاعات در بخش داخل کشور مطرح است. از طرفی برای اینکه بتوان اختلاف قیمت داخل کشور و خارج کشور را بررسی نمود نیاز به قیمت وارداتی روغن نباتی (PX_t)، روغن خام (PXn_t) و دانه روغنی (PXd_t) نیز می‌باشد تا میزان اثرگذاری این محصولات بر قیمت روغن نباتی مصرفی محاسبه گردد. درنهایت برای بررسی کشش‌ها و به دست آوردن ضرایب اثرگذاری تعرفه‌ها بر قیمت روغن نباتی، نیاز به میزان تعرفه واردات روغن نباتی (T_t)، روغن خام (Tn_t) و دانه روغنی (Td_t) می‌باشد. در حقیقت در این مطالعه تلاش می‌شود تا اثرات قیمت و تعرفه مؤثر بر قیمت روغن مصرفی از ابتدای شروع فرآیند تولید روغن که با تولید دانه روغنی بوده تا تکمیل فرآیند (قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی)، در نظر گرفته شود. اطلاعات بخش تعرفه واردات از کتاب مقررات صادرات و واردات منتشره مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی (۱۳) واطلاعات قیمت از بانک مرکزی اخذ شده است. همگی این متغیرها به‌صورت لگاریتمی (L) در دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ به‌صورت ماهانه مورداستفاده قرار گرفته‌اند.

نتایج و بحث

نتایج مربوط به آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون KPSS در جدول ۱ ارائه‌شده است. با توجه به نتایج آزمونه‌ای ایستایی می‌توان اظهار نمود که تمامی داده‌های مورداستفاده در این مطالعه ایستا از درجه اول هستند و می‌توان از آزمون هم جمعی یوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری برای بررسی روابط بلندمدت و پویایی کوتاه‌مدت میان متغیرها استفاده نمود.

برای تخمین مدل هم جمعی یوهانسون ابتدا یک الگوی خود توضیح برداری[1] برآورد می‌شود. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیارهای آکائیک[2] (AIC)، شوارز- بیزین[3] (SC) و حنان –کوئین[4] (HQ) استفاده می‌شود. چراکه تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطا مربوط به معادلات، نوفه سفید باشد.

در این حالت طول وقفه بهینه مدل تصحیح خطای بردار یک واحد کمتر از تعداد وقفه‌های مدل خودهمبستگی برداری می‌باشد. در این مطالعه تعداد وقفه‌های بهینه به‌دست‌آمده با توجه به معیارهای

1- Vector Autoregressive model (VAR)
2- Akaike information criterion
3- Schwarz Bayesian information criterion
4- Hannan-Quinn information criterion

فوق‌الذکر برابر ۲ می‌باشد که در آزمون هم جمعی یوهانسون و تخمین مدل تصحیح خطای برداری یک انتخاب می‌شود.

جدول ۱- نتایج آزمون KPSS برای تعیین درجه جمع بستگی متغیرها

متغیر	آماره LM	مقدار بحرانی در سطح ۱درصد	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	مقدار بحرانی در سطح ۱۰درصد	درجه جمع بستگی	وقفه بهینه
CP	1/02	0/73	0/46	0/34	۰	۰
$D(CP)$	0/21	0/73	0/46	0/34	۱	۰
PP_t	1/01	0/73	0/46	0/34	۰	۰
$D(PP_t)$	0/11	0/73	0/46	0/34	۱	۱
PPm_t	1/17	0/73	0/46	0/34	۰	۰
$D(PPm_t)$	0/06	0/73	0/46	0/34	۱	۰
PPd_t	1/15	0/73	0/46	0/34	۰	۱
$D(PPd_t)$	0/08	0/73	0/46	0/34	۱	۱
PX_T	0/65	0/73	0/46	0/34	۰	۰
$D(PX_t)$	0/11	0/73	0/46	0/34	۱	۱
PXm_t	0/41	0/73	0/46	0/34	۰	۰
$D(PXm_t)$	0/3	0/73	0/46	0/34	۱	۰
PXd_t	1/16	0/73	0/46	0/34	۰	۰
$D(PXd_t)$	0/36	0/73	0/46	0/34	۱	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- تعیین تعداد بردارهای هم جمعی

	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آزمون اثر (Trace)		آزمون حداکثر مقدار ویژه (Maximum Eigenvalue)	
			مقدار آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	مقدار آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد
مدل قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی	$\rho=0$	$\rho \geq 1$	۶۳/۹۴	۶۳/۸۷	۳۶/۸۹	۳۲/۱۲
	$\rho=1$	$\rho \geq 2$	۲۵/۱۵ *	۴۲/۹۱	۱۲/۷۰ *	۲۵/۸۲
	$\rho=2$	$\rho \geq 3$	۱۲/۴۴	۲۵/۸۷	۸/۵۲	۱۹/۳۹
	$\rho=3$	$\rho \geq 4$	۳/۹۲	۱۲/۵۲	۳/۹۲	۱۲/۵۲
مدل قیمت تولیدکننده روغن نباتی داخلی	$r=0$	$r \geq 1$	۵۹/۹	۵۷/۸	۳۳/۴	۳۲/۱
	$r=1$	$r \geq 2$	۲۳/۶*	۴۲/۹	۱۱/۸*	۲۵/۸
	$r=2$	$r \geq 3$	۱۱/۷	۲۵/۸	۸/۳	۱۹/۷
	$r=3$	$r \geq 4$	۳/۴	۱۲/۵	۳/۴	۱۲/۵
مدل قیمت تولیدکننده روغن خام	$\sigma=0$	$\sigma \geq 1$	۶۵/۳	۵۴/۷	۳۱/۲	۲۸/۵
	$\sigma=1$	$\sigma \geq 2$	۳۴/۰۴*	۳۵/۱	۱۷/۹*	۲۲/۲
	$\sigma=2$	$\sigma \geq 3$	۱۶/۰۷	۲۰/۲	۱۲/۹	۱۵/۲
	$\sigma=3$	$\sigma \geq 4$	۳/۱	۹/۱۶	۳/۹۴	۹/۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱- در مطالعه *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد می‌باشد.

پس از بررسی ایستایی متغیرها و با توجه به اینکه تمامی این متغیرها با یک‌بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند می‌توان از آزمون یوهانسون برای بررسی ضرایب بلندمدت استفاده نمود برای این منظور ابتدا باید با استفاده از آزمون اثر و آزمون حداکثر ویژه تعداد بردارهای هم جمعی را برای الگو مشخص نمود.

در جدول ۲ نتایج آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم جمعی در هر سه مدل قیمت ارائه‌شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد، بین متغیرها در همه مدل‌ها یک بردار هم جمعی وجود دارد. همان‌طور که در بخش قبل ذکر شد، در این مطالعه فقط به بررسی روابط بلندمدت الگوها پرداخته خواهد شد. در ادامه به

رابطه بلندمدت بین بردار نرمال شده به قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی با قیمت تولیدکننده، وارداتی و تعرفه واردات روغن نباتی پرداخته می‌شود.

$$LCP = 2/8LPP^{*} + 0/96LPX^{*} + 0/4L(1+T)^{*} + 0/01Trend \quad (۱۱)$$

با توجه به رابطه ۱۱ می‌توان گفت که یک درصد افزایش در تعرفه واردات روغن نباتی باعث افزایش ۰/۴ درصدی در شاخص قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی خواهد شد. همچنین افزایش شاخص قیمت تولیدکننده روغن نباتی داخلی به میزان یک درصد موجب افزایش ۲/۸ درصدی قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی در ایران خواهد شد بزرگ بودن این ضریب نشان می‌دهد که قیمت مصرف‌کننده به قیمت تولیدکننده داخلی حساسیت زیادی دارد و تغییر قیمت تولیدکننده به نحو مضاعفی به مصرف‌کننده منتقل می‌شود. به‌عبارت‌دیگر مصرف‌کننده نه‌تنها افزایش هزینه تولیدکننده را می‌پردازد بلکه حاشیه بازار بزرگ‌تری نیز که در پی افزایش قیمت تولیدکننده برای توزیع‌کنندگان ایجاد می‌شود را تقبل می‌کند. ضریب تخمین زده‌شده برای شاخص قیمت وارداتی روغن نباتی (۰/۹۶) نشان‌دهنده تأثیر مثبت این متغیر بر روی قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی داخلی می‌باشد و به نظر می‌رسد که علامت این ضریب با تئوری‌های موجود اقتصادی مطابقت دارد. مقدار ضریب تخمین زده‌شده برای این مدل مثبت و به لحاظ آماری معنادار در سطح یک درصد معنی‌دار است. متغیر روند نیز اثرات معنی‌داری ازنظر آماری ندارد. در ادامه به بررسی بردار نرمال شده نسبت قیمت تولیدکننده روغن نباتی در ایران پرداخته می‌شود.

$$LPP = 1/4LPn^{**} + 0/3LPXn + 0/07L(1+Tn)^{**} - 0/01Trend \quad (۱۲)$$

با توجه به رابطه ۱۲ گزارش‌شده می‌توان گفت که یک درصد افزایش قیمت روغن خام داخلی موجب افزایش قیمت تولیدکننده روغن نباتی به میزان ۱/۴ درصد خواهد شد. همچنین افزایش یک‌درصدی در قیمت وارداتی روغن خام به میزان ۰/۳ درصدی قیمت روغن نباتی تولیدی می‌شود، البته این ضریب به لحاظ آماری معنادار نیست. افزایش یک درصد تعرفه وارداتی به میزان ۰/۰۷ درصد قیمت روغن نباتی داخلی افزایش می‌دهد. نتایج روابط ۱۱ و ۱۲ نشان می‌دهد که تعرفه اثرات مشابهی بر قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده روغن دارد. ولی میزان افزایش قیمت مصرف‌کننده به‌مراتب بیشتر از تولیدکننده است؛ یعنی تولیدکنندگان می‌توانند فشار سیاست تعرفه‌ای را به مصرف‌کنندگان منتقل کنند. در انتها به بررسی بردار نرمال شده نسبت به قیمت روغن خام پرداخته می‌شود.

$$LPn = 2/7LPd^{***} + 2/2LPXd^{***} + 0/6L(1+Td)^{*} \quad (۱۳)$$

نتایج رابطه ۱۳ نشان می‌دهد که با یک درصد افزایش در قیمت دانه روغنی داخلی در بلندمدت قیمت روغن خام داخلی به میزان ۲/۷ درصد افزایش می‌یابد. همچنین افزایش یک‌درصدی در قیمت وارداتی دانه روغنی به میزان ۲/۲ درصد قیمت داخلی روغن خام را افزایش می‌دهد. تعرفه وارداتی به میزان یک درصد موجب افزایش قیمت روغن خام به میزان ۰.۶ درصد خواهد شد.

برای محاسبه اثر همزمان تعرفه‌ی دانه روغنی، روغن خام و روغن نباتی بر قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی از روش مشتق‌گیری زنجیره‌ای استفاده شده است. در خصوص تأثیر تعرفه دانه روغنی بر قیمت مصرف‌کننده خواهیم داشت:

اثر تعرفه وارداتی دانه روغنی بر قیمت مصرف‌کننده:

$$\frac{\partial LnCP_t}{\partial Ln(1+Td_t)} = \frac{\partial LnCP_t}{\partial LnPP_t} \times \frac{\partial LnPP_t}{\partial LnPPn_t} \times \frac{\partial LnPPn_t}{\partial Ln(1+Td_t)} = 2.8 \times 1.4 \times 0.6 = 2.35 \quad (۱۴)$$

با توجه به رابطه بالا می‌توان بیان نمود که یک درصد افزایش در تعرفه دانه روغنی، موجب می‌شود که قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی به میزان ۲/۳۵ درصد افزایش یابد. همچنین اگر این تعرفه یک درصد کاهش بیابد، موجب کاهش ۲/۳۵ درصدی قیمت مصرف‌کننده می‌شود؛ بنابراین همان‌طور که در مقدمه نیز بیان شد، تعرفه‌ها اثرات دوطرفه دارند. اگر این میزان تعرفه کاهش بیابد، مصرف‌کننده منتفع می‌شود، از طرفی تولیدکننده باید دارای قدرت رقابت با این کاهش قیمت را داشته باشد.

در مورد میزان اثر تعرفه روغن خام بر قیمت مصرف‌کننده نیز اثر همزمان به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\partial LnCP_t}{\partial Ln(1+Tn_t)} = \frac{\partial LnCP_t}{\partial LnPP_t} \times \frac{\partial LnPP_t}{\partial Ln(1+Tn_t)} = 2.8 \times 0.07 = 0.19 \quad (۱۵)$$

رابطه ۱۵ نشان می‌دهد که تعرفه روغن خام از طریق تأثیرگذاری بر قیمت روغن نباتی بر قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی تأثیرگذار است و افزایش یک‌درصدی تعرفه روغن خام موجب افزایش ۰/۱۹ درصدی در قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی می‌شود. اثر نهایی تعرفه روغن خام (۰/۱۹) اثرات کمتری نسبت به اثرات نهایی تعرفه دانه‌های روغنی (۲/۳۵) دارد. این مسئله اهمیت میزان ارزش‌افزوده محصولاتی وارداتی را نشان می‌دهد. هرچه قدر ارزش‌افزوده محصول وارداتی کمتر باشد و به شکل خام وارد کشور شود، اثرات بیشتری بر تغییرات قیمت محصول نهایی خواهد داشت. روغن خام دارای ارزش‌افزوده بیشتری نسبت به دانه‌های روغنی می‌باشد و اثر آن بر قیمت روغن نباتی به‌مراتب کمتر از تعرفه دانه‌های روغنی می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه تلاش شد تا با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری و روابط بلندمدت مستخرج از این الگو به بررسی اثرگذاری تعرفه بر قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده و قیمت روغن خام در کشور پرداخته شود. همان‌طور که در بخش‌های قبل بحث شد، بحث تعرفه‌ها و آزادسازی تجاری از بحث‌های مهم در سیاست‌گذاری‌های کلان کشور است. روغن نباتی از جمله کالاهای اساسی است که به‌طور مستقیم و به‌عنوان نهاده در بسیاری از صنایع غذایی کشور استفاده می‌شود. تغییر تعرفه واردات این کالای اساسی اثرات بسیاری در قیمت دیگر کالاها خواهد داشت. از طرفی بخشی از تأمین این کالای نهاده‌ای در داخل کشور صورت می‌گیرد که متأثر از سیاست تجاری کشور خواهد بود... در این مطالعه میزان اثرگذاری بلندمدت تعرفه واردات این کالا بر قیمت تولیدکننده، مصرف‌کننده و قیمت روغن خام بررسی شد.

طبق نتایج به‌دست‌آمده از مطالعه نشان می‌دهد که تغییر (افزایش) تعرفه واردات روغن نباتی به‌اندازه یک واحد باعث می‌شود که قیمت مصرف‌کننده روغن نباتی به‌اندازه ۰/۴ واحد و قیمت تولیدکننده روغن نباتی به‌اندازه ۰/۰۷ افزایش یابد. درعین‌حال تغییر (افزایش) تعرفه دانه روغنی موجب افزایش قیمت روغن خام به‌اندازه ۰/۶ واحد خواهد یافت. نکات قابل‌توجه آن است که تعرفه اثرات مشابهی بر قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده روغن دارد. ولی میزان افزایش قیمت مصرف‌کننده به‌مراتب بیشتر از تولیدکننده است. اثرپذیری بیش‌ازحد قیمت روغن خام از تغییر تعرفه دانه روغنی نشان می‌دهد که چگونه بخش مهمی از بار تعرفه‌ای دانه‌های روغنی نیز به مصرف‌کننده منتقل می‌شود. از طرفی فاصله شدید بین میزان تأثیرپذیری قیمت مصرف‌کننده از تعرفه دانه روغنی (۲/۳۵) و روغن خام (۰/۱۹) نشان می‌دهد که حلقه روغن‌کشی در کشور از کارآمدی کافی برخوردار نیست و عملاً سبب می‌شود تا افزایش تعرفه دانه به نحو مضاعفی به مصرف‌کنندگان تحمیل شود، درحالی‌که حلقه تصفیه روغن عملاً چنین نمی‌کند.

افزایش تولید دانه‌های روغنی درگرو ایجاد تقاضای مؤثر در حلقه‌های بالادستی است. ناتوانی صنعت روغن‌کشی در رقابت با روغن خام وارداتی عملاً سبب شده تا کشت دانه‌های روغنی چندان رونق نگیرد و صنعت مرغداری نیز ناگزیر از واردات مستقیم کنجاله باشد. لذا اصلاح ساختار صنعت روغن‌کشی می‌تواند به توسعه کشت دانه‌های روغنی و عدم تحمیل بار اضافی قیمت بر دوش مصرف‌کنندگان کمک کند.

منابع

۱- اندرس و. ۲۰۰۲. اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی. صادقی. مهدی و شوال پور. سعید. انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، جلد ۱ و ۲، چاپ اول، ۱۳۸۶، تهران.

۲- بانک مرکزی، مرکز آمار اطلاعات، سال‌های مختلف، تهران.

۳- پریزن و. و اسماعیلی ع.۱۳۸۷. اثر کاهش تعرفه بر واردات روغن‌های نباتی در ایران. دانش کشاورزی، شماره ۱۸.

۴- حسینی م. ۱۳۸۳. سیاست تجاری کشاورزی ایران و تعیین معادل تعرفه‌ای در قالب ضوابط سازمان جهانی تجارت. فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، شماره: ۳۲:۴۰-۱.

۵- فرجزاده ز. و بخشوده م. ۱۳۹۱. اثر کاهش تعرفه‌های واردات بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی و رفاه روستایی ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۷: ۲۱۷-۲۳۴.

۶- فریادرس و. ۱۳۸۶. کشاورزی و سازمان جهانی تجارت، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، جلد ۵، تهران.

۷- فریادرس و. و مقدسی ر. ۱۳۸۳. بررسی نظام تعرفه بخش کشاورزی ایران. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۴۳-۱۲۰.

۸- کمیجانی ک. گیلانپور الف. نوری ک. و مقدسی ر. ۱۳۸۰. مقررات دسترسی به بازار محصولات کشاورزی در موافقت‌نامه عمومی تعرفه و تجارت و اثرات آن بر اقتصاد کشاورزی ایران. وزارت کشاورزی موسسه‌ی پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی بخش اطلاعات و انتشارات.

۹- کمیجانی ک. گیلانپور الف. نوری ک. و مقدسی ر. ۱۳۸۱. شناسایی موانع غیر تعرفه‌ای و محاسبه‌ی معدل تعرفه‌ای آن در بخش کشاورزی ایران. فصل‌نامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۵.

۱۰- گیلانپور الف. ۱۳۸۳. چگونگی استفاده از تعرفه برای حمایت از بخش کشاورزی. کشاورزی و جهانی‌شدن اقتصاد. جلد: ۳. مقالات برگزیده‌ی نخستین همایش کشاورزی و توسعه ملی، صفحات ۷۹۸-۷۸۲.

۱۱- لطفی‌پور م. زینالیان الف. و اشرافی ن. ۱۳۹۱. بررسی تأثیر کاهش موانع تعرفه‌ای بر واردات کل کالا در ایران با استفاده از مدل ARDL باند.

فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال اول، شماره ۳: ۱۱۹-۱۴۹.
۱۲- موسوی ح. و اسماعیلی ع. ۱۳۹۰. تحلیل آثار سیاست تعرفه‌ی واردات بر بازار برنج ایران. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، شماره ۲۳: ۲۰-۱.
۱۳- مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. ۱۳۹۱-۱۳۸۳. مقررات صادرات و واردات و جداول ضمیمه آن، بر اساس سیستم هماهنگ شده توصیف و کدگذاری کالا. انتشارات مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.
۱۴- مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی گمرک جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۹۱-۱۳۸۳. سالنامه آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران، واردات. انتشارات مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی گمرک جمهوری اسلامی ایران، تهران.
۱۵- نو فرستی م. ۱۳۸۷. ریشه واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی. موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.
۱۶- یزدان‌شناس ل. ۱۳۸۸. اثر سیاست تعرفه‌ای بر قیمت داخلی گوشت مرغ و گوساله در ایران، مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، شماره ۱۴: ۱۲۵-۱۰۷.
17- Cherkaoui M. and Khellaf A. 2011. The price effect of tariff liberalization in morocco: Measuring the impact on household welfare. Working Paper No: 637.
18- Enders W. 2010. Applied Econometric Time Series. 3nd ed. Wiley. Alabama.
19- Ggosh N. 2009. Effect of tariff liberalization on oilseed and edible oil sector in India: Who wins who loses.Working Paper No: 6.
20- Goldberg P. and Pavcnik N. 2004. The response of the informal sector to trade liberalization. Journal of Development Economics, 74: 331-366.
21- Harris D. 1995. Cointegration Econometric Analysis. Prentice Hall,
22- Meilke K., Wensley M. and Cluff M. 2001. The impact of trade liberalization on the international oilseed comlex. Review of Agricultural Economics, 23: 2-17.
23- Neil Shephard N. and Rahbek A. 2002. Autoregressive conditional root model. Economics Series Working Papers 2002-W07, University of Oxford, Department of Economics.
24- Nicita A. 2009. The price effect of tariff liberalization: Measuring the impact on Household welfare. Journal of Development Economics: Vol 89, No 1, 19-27.
25- Santos-Paulino A.U. 2002. The effect of trade Liberalization on imports in selected developing countries. World Development 30 (6):959-974.
26- Sims Ch. 1980. Macroeconomics and Reality. Econometrica, Vol 48, No 1, 1-48.
27- Sims Ch. Stock J. and Watson M. 1990. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. Econometrica. 58(1): 113-114.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی