فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال دهم، شماره ۲ «پیاپی ۳٤»، تابستان ۱۳۹۵، صفحات ۱۳۰-۱۱۵)

عوامل مؤثر بر عرضه چای در ایران (مطالعه موردی: استان گیلان)[۱]

مهسا لبابی میرقوامی[*]، شهریار نصابیان[**]، سعید یزدانی[+]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۰۳ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰٦/۰۱

چکیده

هدف مقاله برآورد عوامل مؤثر بر عرضه چای استان گیلان با استفاده از اطلاعات سری زمانی دوره ۱۳۹۰- ۱۳٦۰ در قالب الگوی «نرلاو» می‌باشد. بر اساس نتایج، متغیرهای توضیحی مدل توانستند ۹۷ درصد تغییرات متغیر وابسته (عرضه محصول) را توضیح دهند و نتایج نشان داد شاخص قیمت تضمینی برگ سبز چای با میزان کشش ۰/۸۱ از حساسیت بیشتری برخوردار است. همچنین عرضه چای با یک وقفه زمانی با میزان کشش ۰/٦۰ و فنّاوری نیز با میزان کشش ۰/۱٤ از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر عرضه محصول چای هستند. با توجه به ضریب کشش واردات چای و بارندگی به ترتیب برابر با ۰/۰۲٤- و ۰/۰۲۹، این دو متغیر تأثیر زیادی بر عرضه چای نداشته‌اند.

طبقه‌بندی JEL: C01, Q11, Q17

واژگان کلیدی: تابع عرضه، عوامل قیمتی و غیرقیمتی، عرضه چای، الگوی «نرلاو».

---

[۱] این مقاله مستخرج از پایان‌نامه مهسا لبابی میرقوامی به راهنمایی دکتر شهریار نصابیان در دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی می‌باشد.

[*] کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، پست الکترونیکی: Mahsa.mirghavami@gmail.com

[**] دانشیار دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: Sh_nessabian@iauctb.ac.ir

[+] استاد دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: Syazdani@ut.ac.ir

۱. مقدمه

چای یکی از محصولات مهم و باارزش در بخش کشاورزی است که به دلیل اهمیت زیادی که در بخش کشاورزی، صنعت و نظام اقتصادی کشور دارد از محصولات راهبردی محسوب می‌شود. روند تاریخی کشت و صنعت چای در کشورمان که قدمتی صد ساله دارد، دارای فراز و نشیب‌های بسیاری بوده است و تاکنون به دلایل گوناگون اجتماعی، اقتصادی و سیاسی، در معرض بحران‌های جدی قرارگرفته است؛ در حالی که بخشی از منابع کشور در حوزه‌های صنعتی، مالی و انسانی به این صنعت تخصیص یافته است (امین‌ناصری و همکاران، ۱۳۸۷). در شمال ایران بیش از ۳۲ هزار هکتار از اراضی به کشت این محصول اختصاص دارد. ۸۰ درصد از چای محلی ایران در استان گیلان تولید می‌شود. مدیریت و سیاست‌گذاری ضعیف دولت در بیشتر بخش‌های صنعت چای، بهره‌برداری این محصول را از حالت رقابتی خارج نموده و مشکلات زیادی را برای توسعه آن ایجاد کرده است (مطیعی لنگرودی و همکاران، ۱۳۸۹).

با توجه به آمار منتشرشده سازمان چای ایران، در حال حاضر معیشت ٦۰ هزار خانوار چای‌کار در استان‌های گیلان و مازندران و نیز پنج میلیون نفر از دست‌اندرکاران این صنعت به آن وابسته است؛ بنابراین رونق کشت، صنعت و بازرگانی چای می‌تواند ضمن تقویت بنیه مالی تلاش‌گران این بخش، حرکت در مسیر توسعه را سرعت بخشد[1].

هدف مقاله شناسایی و میزان تاثیرگذاری عوامل موثر بر عرضه چای در ایران با استفاده از مبانی نظری تابع عرضه، با تکیه بر تکنیک‌های اقتصادسنجی است.

فرضیه‌های تحقیق عبارتند از:

- قیمت برگ سبز چای و فناوری نسبت به سایر متغیرها بر عرضه داخلی چای اثر بیشتری دارد؛

مقاله حاضر در هفت بخش تنظیم شده است. بعد از مقدمه، ادبیات موضوع و در بخش سوم، شواهد آماری بیان شده است. بخش چهارم به روش‌شناسی تحقیق می‌پردازد و در بخش پنجم، مدل برآورد و تجزیه و تحلیل می‌شود. بخش ششم، نتایج و تحلیل آماری بیان شده و در پایان، خلاصه و نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

---

[1] www.irantea.org

۲. مروری بر ادبیات موضوع

در زمینه چای مطالعات زیادی انجام شده است. چراغی و قلی‌پور (۱۳۸۸) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اثر سیاست‌های اقتصادی بر تنظیم بازار چای در ایران» به این نتیجه رسیدند که به طور کلی یکی از سیاست‌گذاری‌های دولت در زمینه تنظیم بازار، افزایش سرمایه‌گذاری در نظام تهیه، تدارک و توزیع چای است.

امین ناصری و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای درباره معماری کلان زنجیره عرضه چای ایران در چهارچوب مدل «الماس گون پورتر»، وضعیت جهانی و تجارت چای را بررسی کردند. نتایج نشان داد می‌توان با یکپارچه کردن مدیریت باغ‌های کوچک چای کشور و ایجاد ارتباط مؤثر بین کلیه حلقه‌های تولید، فرآوری و بازرگانی موجب کارایی این صنعت شده و در نهایت محصول رقابتی‌تری را به بازار مصرف عرضه کرد. فلاح علی‌پور و کرباسی (۱۳۸٦) در مطالعه خود با عنوان «برآورد تابع تقاضای گروه چای برای خانوارهای شهری ایران با کاربرد مدل سیستم مخارج خطی» دریافتند، چای کالایی ضروری به ویژه برای گروه‌های کم‌درآمد محسوب شده که به سمت لوکس شدن پیش می‌رود؛ به همین دلیل، لازم است دولت سیاست‌هایی اتخاذ کند که بین عرضه و تقاضای آن تعادل ایجاد گردد.

در زمینه عوامل مؤثر بر عرضه برخی محصولات کشاورزی پژوهش‌هایی انجام شده است؛ مانند میرصالح‌پور و همکاران (۱۳۹۱) درباره محصول چغندرقند در استان فارس؛ حیات غیبی و همکاران (۱۳۸۸) در زمینه الگوی واکنش عرضه گندم در ایران؛ ذاکرفر (۱۳۷۵) درباره محصول برنج در کشور که نتایج این تحقیقات نشان می‌دهد، میزان بارندگی مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر عرضه محصولات کشاورزی است.

شاه‌نوشی و همکاران (۱۳۸۳) عوامل مؤثر بر عرضه گندم در استان خراسان را بررسی کردند. نتایج نشان داد هرچند عوامل قیمتی در میزان عرضه تأثیرگذار هستند؛ اما عرضه با یک وقفه زمانی و نیز میزان بارندگی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر عرضه هستند. ترکمانی و رفیعی (۱۳۸٤) تابع عرضه سیب‌زمینی و پیاز و قادری و ترکمانی (۱۳۸۲) توابع عرضه و تقاضای برنج ایران را برآورد کردند. بر اساس این تحقیق‌ها، «تغییر در فناوری» مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر عرضه هستند.

آنوارول هوک و همکاران (۲۰۱۳) واکنش عرضه گندم در بنگلادش را مطالعه کردند. نتایج نشان داد فاکتورهای جوی نظیر بارندگی تأثیر مثبت و زیادی بر عرضه دارند. نرلاو (۱۹۵٦) با مطالعه بر سه محصول پنبه، ذرت و گندم در آمریکا به این نتیجه رسید که میزان عرضه به عوامل کنترل نشدنی بسیاری مانند «شرایط جوی» بستگی دارد. بچانی اچ. چرنی و تیموتی اچ. چرنی[۱] (۲۰۱۳) واکنش عرضه ذرت در مالاوی؛ ادیسون و همکاران[۲] (۲۰۱۱) واکنش عرضه برنج در ایالت جامبی؛ استفان دیوادوس و جف لاکستید[۳] (۲۰۱۰) واکنش عرضه سیب؛ موچوپوندا[٤] (۲۰۰۹) واکنش عرضه محصولات کشاورزی زیمباوه و آ. لاجیمی و همکاران[٥] (۲۰۰۸) واکنش عرضه محصولات درخت میوه در تونس را مطالعه کردند. نتایج این پژوهش‌ها نشان داد، «قیمت» نقش مهمی در عرضه محصول داشته و نسبت به بقیه متغیرهای تابع عرضه از حساسیت بیشتری برخوردار است. همچنین قوش و نئوجی[٦] (۱۹۹۵) در مطالعه خود درباره «واکنش عرضه گندم و برنج در مقابل سیاست‌های دولت هند» دریافتند «قیمت تضمینی» و «فنّاوری»، تأثیر زیادی بر عرضه این محصولات داشته‌اند و سهم فنّاوری در این زمینه بیشتر بوده است.

نوآوری این مقاله نسبت به موارد مشابه که به مطالعه سایر محصولات کشاورزی و تقاضای این محصول پرداخته‌اند، این است که مقاله حاضر به عرضه چای و تحلیل متغیرها از مدل معتبر و کاربردی تحلیل جزئی «نرلاو» پرداخته است؛ همچنین قیمت برگ سبز چای، واردات آن، میزان بارندگی و نیز فناوری، به‌عنوان اصلی‌ترین متغیرهای مهم و مؤثر وارد مدل شده‌اند.

از جمله مشکلات زراعت محصول چای را می‌توان میل به فروش اراضی، رها کردن باغات چای و فرتوت شدن چای‌کاران بیان کرد. همچنین با توجه به این که در حال حاضر بیش از ۲۰ هزار هکتار از باغ‌های چای کشور عمری بیش از ۷۰ سال دارند؛ ازاین‌رو، تولید برگ سبز چای در طول سال‌های گذشته بر اساس رویه‌ای منطقی نبوده و اقدام‌های «به‌زراعی»

---

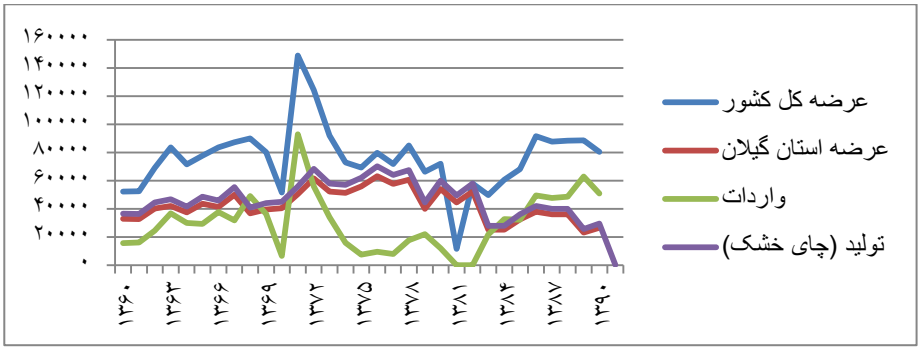
[1] Tchereni, B. H., & Tchereni, T. H.
[2] Edison, A. M., Jie, F., & Parton, K. A.
[3] Devadoss, S., & Luckstead, J.
[4] Muchapondwa, E.
[5] Laajimi, A., Guesmi, A., Mahfoudhi, A., & Dhehibi, B.
[6] Ghosh, N., & Neogi, C.

و «به‌نژادی» به منظور افزایش کمیت و کیفیت تولید برگ سبز چای صورت نگرفته، بلکه شرایط آب و هوایی منطقه و به‌ویژه خصوصیات ارثی بوته‌های چای عامل مؤثری در میزان تولید بوده است. مشکلات موجود در زراعت این محصول باعث کاهش ظرفیت تولید در ایران از نظر عملکرد در واحد سطح و تولید انرژی در مقایسه با بیشتر کشورهای دنیا شده است. با توجه به این مشکلات طبیعتاً عرضه این محصول نیز دچار اختلال و کاهش خواهد شد (مهربانیان و همکاران، ۱۳۸۷). میزان تولید چای داخلی، تقریبا یک‌سوم از نیاز کشور را تأمین می‌کند و بقیه از محل واردات تأمین می‌شود. با توجه به روند افزایش جمعیت، اگر وضع به همین ترتیب ادامه یابد و نتوانیم به سطح زیر کشت و یا به عملکرد محصول در واحد سطح بیفزاییم تا چند سال آینده به میزان بسیار زیادی چای نیاز خواهیم داشت که الزاما باید از خارج تأمین گردد. از آنجا که شرایط اقلیمی استان گیلان برای کشت چای مناسب است؛ به نظر می‌رسد علاوه بر سیاست‌های قیمتی که بیشتر در افزایش سطح زیر کشت تأثیر می‌گذارد، سایر عوامل افزاینده عملکرد در واحد سطح نیز تأثیر بسزایی در افزایش عرضه چای خواهند داشت. بنابراین بررسی تأثیر عوامل مختلف در عرضه چای استان گیلان هدف اصلی این مطالعه است.

۳. شواهد آماری

با توجه به آمار به دست آمده از سازمان چای و گمرک کشور و همچنین محاسبات صورت گرفته در پژوهش حاضر، میزان عرضه چای استان گیلان حدود ۵۵ درصد و میزان واردات چای حدود ۳۵ درصد از عرضه کل کشور را دربر می‌گیرند. با توجه به نمودار زیر روند افزایشی در میزان واردات چای طی سال‌های ۱۳٦۸-۱۳٦۰ و نوسان‌های زیاد در طول سال‌های ۱۳۸۲-۱۳٦۹ در میزان صادرات ملاحظه می‌شود، سپس از سال ۱۳۸۲ به بعد این میزان دارای رشدی قابل ملاحظه همراه با کمی نوسان بوده است. همچنین طی سال‌های ۱۳۸۳- ۱۳٦۰ شاهد افزایش نوسانی تولید چای خشک هستیم؛ در صورتی که در سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸٤ کاهش قابل‌توجهی در مقدار تولید چای رخ داده و پس از سال ۱۳۸۳ میزان تولید افزایش پیدا کرده و در سال ۱۳۸۹، دوباره روند کاهشی آغاز شده است. در مورد میزان مصرف چای، آمار معتبر و قابل استنادی وجود نداشت. با توجه به این که مقدار قابل‌توجهی از این محصول از

طریق قاچاق وارد کشور شده که در این مقاله بررسی نمی‌شود.



نمودار ۱. میزان عرضه چای در کل کشور، استان گیلان و میزان واردات آن طی سال‌های ۱۳٦۰-۱۳۹۰

منبع: سازمان چای کشور سال ۱۳۹۰

٤. روش‌شناسی

در این مطالعه برای برآورد تابع عرضه، از روش «تعدیل جزئی نرلاو» استفاده شده است. این روش، یکی از راه‌های رایج برای برآورد تابع عرضه محصولات است. همچنین داده‌هایی از جمله قیمت تضمینی برگ سبز چای، واردات چای، بارندگی و فناوری یا روند زمانی (به عنوان شاخصی برای تغییرات فناوری) و میزان عرضه چای در این مدل مورد استفاده قرارگرفته‌اند.

برای برآورد تابع عرضه چای نیز از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳٦۰-۱۳۹۲ بهره گرفته شد. گفتنی است که آمار یاد شده از مراکز رسمی (سازمان چای کشور، سازمان تعاونی روستایی استان گیلان، گمرک جمهوری اسلامی ایران، سازمان هواشناسی، مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران) جمع‌آوری شده است.

در این تحقیق، برای برآورد عوامل مؤثر بر عرضه چای از «تابع واکنش عرضه الگوی نرلاو» استفاده شده است. این تابع بر پایه قیمت مورد انتظار استوار است. «نرلاو» نیز توجیه الگوی خود را با آن شروع می‌کند و نشان می‌دهد قیمت‌های مورد انتظار قابل‌مشاهده نیستند.

به این منظور، نرلاو پیشنهاد کرده است که از قیمت‌های گذشته به عنوان جانشین قیمت مورد انتظار استفاده شود ($p_{t-1} = p_t^e$).

فرض پایه‌ای الگوی تعدیل جزئی نرلاو این است که کشاورزان در هرسال قیمت مورد انتظار خود را که امید دارند در آینده نیز ثابت باشد، بر اساس میزان خطای پیش‌بینی‌شده در سال‌های گذشته تعدیل و بازبینی کنند. بر این اساس اگر p_t^e قیمت مورد انتظار، p_{t-1}^e قیمت مورد انتظار سال قبل و p_{t-1} قیمت واقعی سال قبل باشد، رابطه تعدیل جزئی به صورت زیر است (نرلاو، ۱۹۵٦):

$$p_t^e - p_{t-1}^e = \beta\,(p_{t-1} - p_{t-1}^e) \qquad (۱)$$

که در آن $0 < \beta \leq 1$ «ضریب انتظار» نامیده می‌شود. معادله (۲) دلالت بر آن دارد که واحدهای اقتصادی انتظارات خود را در سایه تجارب گذشته شکل می‌دهند، به‌ویژه آن که در این راه از خطای گذشته درس می‌گیرند. با وارد کردن سال‌های دورتر و دادن وزن‌های متفاوت به آن‌ها، رابطه (۲) را می‌توان بر اساس فرایند متحرک به صورت زیر نوشت:

$$p_t^e = \beta\, p_{t-1} + (1-\beta)\beta p_{t-2} + (1-\beta)^2\beta p_{t-3} + \cdots \qquad (۲)$$

که بیانگر این مطلب است که قیمت مورد انتظار در زمان t معادل میانگین وزنی قیمت واقعی در زمان t-1 و قیمت مورد انتظار در دوره‌های قبل است. در این عبارت وزن‌ها به ترتیب β و $(1-\beta)$ هستند. اگر $\beta = 1$ باشد، آنگاه $P_t^e = P_{t-1}$ خواهد بود و به این معنا است که قیمت مورد انتظار جاری با قیمت واقعی دوره قبل یکسان است. چنانچه $\beta = 0$ باشد، به این معنا است که قیمت مورد انتظار جاری با قیمت مورد انتظار سال قبل برابر است. با تغییر ضرایب، معادله پایه الگوی نرلاو نتیجه خواهد شد:

$$x_t = \Pi_0 + \Pi_1 p_{t-1} + \Pi_2 x_{t-1} + u_t \qquad (۳)$$

در برآورد معادله (۳) می‌توان رابطه علیت x_t را با متغیرهای قیمت‌ها و همچنین سطوح زیر کشت گذشته را با آزمون‌های مناسب بررسی کرد و معادله (۳) را به نحو مطلوب گسترش داد (شاه نوشی و همکاران، ۱۳۸۳).

۵. برآورد و تحلیل مدل

در این مقاله، داده‌های آماری مورد استفاده به صورت سری زمانی است؛ بنابراین لازم است پیش از تخمین الگو، ابتدا ویژگی متغیرها از نظر ایستایی بررسی شود. به این منظور به آزمون ریشه واحد پرداخته شد که آزمون دیکی فولر برای ایستایی سری زمانی نشان داد که همه متغیرها ایستا هستند. با اطمینان از وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای تابع عرضه، آزمون‌های دیگری برای تأیید صحت نتایج به دست آمده مورد استفاده قرار گرفت. این آزمون‌ها شامل آزمون بریوش- گادفری برای همبستگی پیاپی، آزمون رمزی برای صحت تصریح تابع است. برای برآورد تابع عرضه چای نیز از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳٦۰-۱۳۹۰ بهره گرفته شد.

٦. نتایج و تحلیل آماری

به منظور اطمینان از وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای تابع عرضه، آزمون ایستایی روی جمله خطای این تابع انجام گرفت. زمانی که متغیرها ناپایا یا دارای ریشه واحد هستند، فرایند تکنیک اقتصادسنجی مرسوم ممکن است مناسب نباشد؛ زیرا تخمین رگرسیونی منجر به برآوردهای تورش‌دار و گمراه‌کننده می‌شود (انگل و گرنجر، ۱۹۸۷). با توجه به نتایج حاصل در جدول (۱) از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) برای بررسی ایستایی داده‌ها استفاده شده است. اگر قدر مطلق آماره محاسباتی، بزرگ‌تر از قدر مطلق مقادیر بحرانی باشد، آنگاه فرضیه مبتنی بر ایستابودن سری زمانی تایید می‌شود؛ از طرف دیگر، اگر مقدار آماره محاسباتی (قدر مطلق آن) کمتر از مقادیر بحرانی باشد، سری زمانی غیرایستا خواهد بود (گجراتی، ۱۳۹۲).

نتایج آزمون نشان داد که تمامی متغیرها در سطح ایستا هستند؛ بنابراین برآوردهای حاصل از الگو و استنباط‌های آماری معتبر هستند. بنابراین برای تخمین مدل، روش حداقل مربعات معمولی را می‌توان به کار برد. جدول (۱) نتایج آزمون ایستایی هر یک از متغیرها را به صورت جداگانه نمایش می‌دهد.

جدول ۱. بررسی ایستایی متغیرهای عرضه چای

پارامتر	تعداد وقفه	درجه ایستایی	ADF	حد بحرانی	نوع مدل
عرضه چای	۰	I(0)	-۷/۲۰	-۲/۹۶*	با عرض از مبدأ
قیمت برگ سبز چای	۰	I(0)	-۳/۹۸	-۲/۹۸*	با عرض از مبدأ
واردات چای	۰	I(0)	-۳/۰۸	-۲/۹۶*	با عرض از مبدأ
بارندگی	۰	I(0)	-٤/۷۸	-۲/۹۶*	با عرض از مبدأ
فناوری	۰	I(0)	-۵/۲۱	-۳/۵٦*	با عرض از مبدأ و روند

منبع: یافته‌های تحقیق (* معناداری در سطح ۵ درصد)

تصریح مدل یکی از فروض کلاسیک است و فرض بر این است که در یک مدل خوب خطای تصریح وجود ندارد. ارتکاب خطای تصریح به صورت ناخودآگاه صورت می‌گیرد. در بسیاری از موارد، خطای تصریح به صورت سهوی بروز می‌کند که علت این امر ممکن است عدم فرمول‌بندی صحیح مدل در اثر ضعیف بودن نظریه زیربنای آن باشد و یا این که ممکن است، داده‌های صحیح برای آزمون مدل در دست نباشد (گجراتی، ۱۳۹۲). بنابراین برای اطلاع از وجود خطای تصریح از آزمون RESET رمزی استفاده می‌کنیم. با توجه به مفاهیم این آزمون آماره F باید بیشتر از ۰/۰۵ باشد. در این صورت خطای تصریح وجود ندارد و بر اساس نتایج، مدل صحیح است و خطای تصریح وجود ندارد (جدول ۲).

بر اساس آماره جارک- برا سطح معناداری عدد ۰/۷۲ است. تحلیل آماره جارک- برا آن است که اگر میزان احتمال آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرض H_0 رد می‌شود؛ به این معنا که داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار نیستند و بالعکس.

در این مورد Prob (Jarque-Bera)=0/727372>0/05 است؛ بنابراین فرض H_0 پذیرفته شده و داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار هستند. بنابراین آزمون نرمال بودن پسماندها با آماره جارک- برا هم تأییدکننده برازش مناسب مدل است (جدول ۲).

مشکل همبستگی پیاپی به وضعیتی اشاره دارد که اجزاء خطا در مدل رگرسیون، در طول زمان همبستگی داشته باشند. فرضیه صفر این آزمون بیانگر آن است که اجزاء خطا در طول زمان همبستگی ندارند. در جدول زیر مشاهده می‌شود، مقدار احتمال آماره F برابر با ۰/۰۹۵۷ است که این مقدار بزرگ‌تر از سطح معنادار α=۰/۰۵ است. در نتیجه، فرضیه صفر این آزمون پذیرفته می‌شود. بنابراین، در مدل مشکل همبستگی پیاپی وجود ندارد (جدول ۲).

جدول ۲. نتایج آزمون‌های الگو

آزمون‌های انجام‌شده	آماره محاسباتی (F)	احتمال (آماره F)	فرضیه H0
آزمون Reset رمزی	F= ۰/۲۲۸٦	۰/٦۳۷۳	عدم وجود خطای تصریح
آزمون جارک- برا	۰/٦۳٦٦	۰/۷۲۷۳	توزیع نرمال داده‌ها
آزمون بریوش-گادفری	F= ۰/٦۲۹۳	۰/۰۹۵۷	عدم همبستگی پیاپی

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که قبلا توضیح داده شد، به منظور برآورد تابع عرضه، با توجه به مبانی نظری و همچنین شکل ساختاری این تابع، از مدل تعدیل جزئی نرلاو استفاده و به روش OLS[1] برآورد شده است. نتایج در جدول (۳) بیان شده است.

جدول ۳. پارامترهای برآورد شده تابع عرضه چای

متغیر	شرح	کشش بلندمدت[2]	کشش کوتاه‌مدت	آماره t	سطح احتمال
C	عرض از مبدأ	۱٤/٤۸٦۸	۹/۰۳۱۱	۲/٦۳۲۲	۰/۰۱٤۹
L(TEA_PRICE)	قیمت برگ سبز	۰/۸۱۲۳	۰/۵۰٦۵	۲/٤۵۷۸	۰/۰۲۱۹
L(TEA(-1))	عرضه چای	۰/٦۰۳۸	۰/۳۷٦۵	۱/۹۸۹۱	۰/۰۵۸۷
L(TEA_EMPORT(-1))	واردات چای	-۰/۰۳۹۸	-۰/۰۲٤۸	-۱٤/۹۸۹۱	۰/۰۰۰۰

[1] Ordinary Least Squares
[2] Carlo Russo, Richard Green and Richard Howitt

متغیر	شرح	کشش بلندمدت[۲]	کشش کوتاه‌مدت	آماره t	سطح احتمال
L(RAIN)	بارندگی	۰/۰۲۹۹	۰/۰۱۸٦	۸/۹۱۹٤	۰/۰۰۰۰
TREND	فناوری	۰/۱٤٤۰	۰/۰۸۹۷	۲/۵۵۸۵	۰/۰۱۷٦
R^2: ۰/۹۵۷۲	–	–	مشاهدات: ۲۹	–	–
آماره F: ۵/۷۸۹۹	–	–	D.W: ۲/۳۵۹۸	–	–

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که در جدول (۳) نشان داده شده است؛ بر اساس آماره t، تمام متغیرهای تابع عرضه برآورد شده در سطح ۹۹ الی ۹۵ درصد معنادار است. ملاک تعیین معناداری رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته، سطح معناداری به دست آمده حاصل از مدل است. جهت این رابطه‌ها برای تمامی متغیرهای این مقاله، بجز واردات چای که منفی است، مثبت است؛ بنابراین تمامی ضرایب متغیرها بنا بر انتظار و مطابق با نظریه‌های اقتصادی است.

در جدول (۳) کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت هر یک از متغیرهای تابع عرضه گزارش شده است. بر اساس این نتایج، کشش کوتاه‌مدت عرضه نسبت به قیمت چای ۰/۵۰٦ و کشش بلندمدت آن ۰/۸۱۲ است. با توجه به این نتایج، میزان عرضه نسبت به تغییرات بلندمدت قیمت از حساسیت بیشتری برخوردار است. با درنظر گرفتن این مطلب که کشاورزان چای‌کار الگوی کشت خود را بر اساس قیمت‌های تضمینی که توسط دولت به آن‌ها ابلاغ می‌شود، تنظیم می‌کنند؛ بنابراین رابطه میان عرضه چای و قیمت آن مثبت و معنادار است. در واقع اعمال سیاست قیمت تضمینی در صورتی که در زمان مناسب خود، یعنی قبل از کشت محصول صورت گیرد، موجب افزایش عرضه چای خواهد شد.

ضریب کشش تغییرات عرضه چای نسبت به واردات چای ۰/۰۲٤- است؛ یعنی با توجه به رابطه منفی بین عرضه چای و واردات آن، افزایش ۱ درصد در واردات چای با یک وقفه زمانی، عرضه چای را ۰/۰۲٤ درصد کاهش می‌دهد. افزایش میزان واردات چای می‌تواند عاملی برای کاهش عرضه چای تولید داخل باشد؛ بنابراین، با توجه به منفی بودن این رابطه می‌توان گفت که عرضه چای نسبت به تغییرات واردات، حساسیت بسیار کمی دارد.

ضریب کشش کوتاه‌مدت عرضه نسبت به تغییرات بارندگی ۰/۰۱۸ و کشش بلندمدت آن ۰/۰۲۹ است؛ در این مورد نیز عرضه نسبت به کشش بلندمدت از حساسیت بیشتری دارد. بدین ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که عرضه چای در زمینه تغییرات بارندگی نسبتا کشش‌ناپذیر است.

یکی دیگر از متغیرهای تابع عرضه چای، عرضه این محصول با یک وقفه زمانی است. مقدار کشش کوتاه‌مدت مربوط به این متغیر ۰/۳۷٦ و کشش بلندمدت آن ۰/٦۰۳ است؛ یعنی با توجه به کشش بلندمدت، ۱ درصد افزایش عرضه با یک وقفه زمانی، عرضه چای را به میزان ۰/٦۰۳ درصد افزایش می‌دهد.

تغییرات فناوری در ابعاد مختلف، از جمله فناوری مکانیکی، اصلاح بذر و غیره از شاخص‌های تغییرات فناوری هستند که در طول زمان نمود پیدا کرده‌اند. بنابراین، عامل زمان یکی دیگر از متغیرهای تابع عرضه چای در نظر گرفته شده است که ضریب کشش عرضه چای نسبت به متغیر روند زمانی این دیدگاه را تایید می‌کند. با توجه به نتایج جدول کشش کوتاه‌مدت عرضه چای نسبت به روند زمانی ۰/۰۸۹ و کشش بلندمدت آن ۰/۱٤٤ محاسبه شده است. این ضریب نشان می‌دهد که تأثیر متغیر روند زمانی در افزایش تولید و به دنبال آن عرضه چای، زیاد نیست و عرضه نسبت به تغییرات روند زمانی واکنش زیادی نشان نمی‌دهد. همچنین، این ضریب بیانگر آن است که جایگاه فناوری در فرایند تولید چای باید بازنگری شود؛ زیرا با گذشت زمان و بهبود فناوری، بهره‌وری تولید افزایش قابل‌توجهی نداشته است.

گفتنی است که کشش‌های بلندمدت تابع عرضه نسبت به تغییرات متغیرهای وابسته بیش از کشش‌های کوتاه‌مدت است؛ به عبارت دیگر، در بلندمدت میزان عرضه نسبت به تغییرات متغیرهای وابسته واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهد.

ضریب تعیین مدل R^2 بیانگر میزان توضیح متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تحقیق است. در این مدل ضریب تعیین عدد ۰/۹۵۷۲ را نشان می‌دهد که بیانگر میزان بسیار خوبی از تبیین متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل است.

آماره دوربین- واتسون بیانگر عدم همبستگی باقی‌مانده‌های مدل است. این آماره مانند آماره F یا آماره t دارای سطح معناداری نیست؛ بنابراین، به طور تجربی ثابت شده است که باید بین عدد ۱/۵ تا ۲/۵ باشد که اگر حدود ۲ باشد، عدد خوبی است. در این مدل، آماره دوربین- واتسون عدد ۲/۳۵۹۸ را نشان می‌دهد. در نتیجه فرض صفر رد شده و فرض مقابل

مبنی بر مستقل بودن باقی‌مانده‌های مدل پذیرفته می‌شود.

آزمون دیگر مدل، آماره F است. این آماره برای معناداری مدل رگرسیون به کار برده می‌شود. اگر سطح معناداری آزمون F از ۰/۰۵ کمتر باشد، فرض صفر آن رد شده و نتیجه گرفته می‌شود که مدل رگرسیون معنادار است. آماره F به دست آمده در این مدل عدد ۵/۷۸۹۹ با سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است که نشان می‌دهد مدل رگرسیونی معنادار است.

متغیرهای تابع عرضه، علامت‌های منطبق با مبانی نظری و واقعیات موجود دارند. قیمت چای، دارای علامت مثبت است. به عبارت دیگر، با افزایش قیمت چای، عرضه این محصول افزایش خواهد یافت. درواقع، اعمال سیاست قیمت تضمینی در صورتی که در زمان مناسب خود، یعنی قبل از کشت محصول، صورت گیرد؛ موجب افزایش عرضه آن خواهد شد. در مورد محصول چای می‌توان گفت که چون قیمت آن تضمینی است و همه‌ساله قبل از شروع دوره کشت از طرف دولت اعلام می‌گردد، از فرضیه انتظارات عقلایی[1] برای به دست آوردن قیمت چای استفاده شده است. از این روش زمانی استفاده می‌شود که ما در تمام زمینه‌ها اطلاعات لازم و کامل را برای برآورد قیمت مورد انتظار در اختیار داشته باشیم و هیچ‌گونه مسئله مبهمی در میان نباشد (یزدانی و مظهری، ۱۳۷۲: ۳). چون کشاورزان، قیمت آینده چای را قبل از اقدام به کشت می‌دانند، بنابراین می‌توان گفت که اطلاعات آن‌ها در رابطه با پیش‌بینی قیمت مورد انتظار دقیق و کامل است.

با توجه به نتایج، بین واردات چای و عرضه آن رابطه منفی وجود دارد که با توجه به توضیحات پیشین، این رابطه کاملا معنادار است. هم‌چنین متغیر روند زمانی نیز که شاخصی برای نشان دادن پیشرفت‌های فناوری در امر تولید تلقی می‌شود، با افزایش عرضه محصول رابطه مستقیم دارد؛ به عبارت دیگر، مقدار ضریب این متغیر نشان می‌دهد که بهبود فناوری تولید در بخش کشاورزی عامل مؤثری در افزایش عرضه چای بوده است.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله، عوامل مؤثر بر عرضه چای ایران با استفاده از برآورد مدل تعدیل جزئی نرلاو به روش OLS برای دوره ۹۰- ۱۳۶۰ بررسی شد. نتایج نشان داد که کشش‌های بلندمدت

[1] Rational Expectation

شاخص قیمت تضمینی برگ سبز چای با میزان کشش ۰/۸۱ از حساسیت بیشتری برخوردار است. همچنین عرضه چای با یک وقفه زمانی با میزان کشش ۰/٦۰ و فناوری نیز با میزان کشش ۰/۱٤، از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر عرضه محصول چای هستند. گفتنی است با توجه به ضریب کشش واردات چای و بارندگی به ترتیب برابر با ۰/۰۲٤- و ۰/۰۲۹، روشن شد که این دو متغیر تأثیر آن‌چنان زیادی بر عرضه چای نداشته‌اند. با توجه به نتایج پیشنهاد می‌شود باغ‌های چای موجود که بازدهی متعارفی دارند، اصلاح و نوسازی شده و از فناوری‌های نوین و هم‌چنین مکانیزه برای چیدن و به دست آوردن چای مرغوب ایرانی استفاده شود. با توجه به اینکه یک رابطه منفی میان عرضه چای و واردات آن وجود دارد، پیشنهاد می‌شود حداقل تا زمانی که تولیدکنندگان داخلی به مزیت‌های نسبی طبیعی دست پیدا نکرده‌اند، آزادسازی واردات چای به صورت کنترل شده صورت گیرد.

عمده موانع پیشرفت در صنعت چای ایران و منشأ بسیاری از مشکلات موجود در زمینه‌های مختلف این محصول، همواره ناشی از کاستی مدیریت مناسب و برنامه‌ریزی صحیح و اصولی بوده است. عدم استقرار ضوابط اصولی و برنامه‌ریزی‌شده در امر ایجاد باغ‌های چای و کارخانه‌های چای‌سازی و کنترل تولید و توزیع و واردات از آغاز فعالیت چای در ایران، پیوسته مشکلاتی را ایجاد کرده است.

با توجه به رشد جمعیت کشور و ثابت ماندن باغ‌های چای و تولید آن، اگر از هم‌اکنون به دنبال چاره‌جویی نباشیم، میزان واردات خارجی از میزان تولید داخلی چای بیشتر خواهد شد و ظرف چند سال آینده، میزان آن به چندین برابر خواهد رسید. همچنین با توجه به عدم ثبات نسبی وضعیت چای در بازارهای جهانی و افزایش متوسط قیمت چای در سال‌های اخیر در مراکز چای دنیا، و عدم توازن بین عرضه و تقاضا، اگر هم مشکلات ارزی نادیده گرفته شود، امکان تأمین چای موردنیاز از خارج هم با مشکل بیشتری مواجه خواهد شد.

عدم نظارت دولت در جنبه‌های گوناگون صنعت چای، نه تنها باعث پیشرفت این صنعت نمی‌شود، بلکه باعث شکست آن خواهد شد. بنابراین، حمایت همه‌جانبه دولت، بجای کارشکنی‌های غیرمسئولانه و نظارت بر واردات چای خارجی و هماهنگی بین چای تولیدی و چای وارداتی، باعث رونق صنعت چای و بهبود کمیت و کیفیت آن می‌شود تا جایی که از واردات چای خارجی بی‌نیاز شده و قادر به صادرات چای برتر ایرانی به اقصی نقاط جهان خواهیم شد.

منابع

- امین ناصری، محمدرضا، مرادی، مرتضی، ملیحی، احسان (۱۳۸۷). معماری کلان زنجیره عرضه چای ایران. *نشریه پژوهشنامه بازرگانی*، (٤٦): ١٤٣– ١١٩.
- ترکمانی، جواد، رفیعی، هادی (١٣٨٤). بررسی عوامل مؤثر بر عرضه سیب‌زمینی و پیاز. *فصلنامه پژوهش و سازندگی*، (٣): ٦١– ٥٣.
- چراغی، داود، قلی‌پور، سمانه (۱۳۸۸). بررسی اثر سیاست‌های اقتصادی بر تنظیم بازار چای در ایران. *مجله بررسی‌های بازرگانی*، (۳۷): ٤٢– ۲۷.
- حیات غیبی، فاطمه، شاه‌نوشی فروشانی، ناصر، محمدزاده، رؤیا، آذین‌فر، یدالله (۱۳۸۸). مطالعه الگوی واکنش عرضه گندم در ایران. *نشریه تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، (۲): ۱۰۵– ۹۱.
- ذاکر فر، محمد (۱۳۷۵). عوامل مؤثر بر میزان عرضه برنج در کشور. *مجله برنامه و بودجه*، (۱۰): ۱۰۷– ۹۵.
- شاه نوشی، ناصر، دهقانیان، سیاوش، قربانی، محمد، گیلان‌پور، امید، دانش مسگران، محسن (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر بر عرضه گندم در استان خراسان. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (٤٧): ١٠٢– ٩١.
- فلاح علی‌پور، سیاوش، کرباسی، علیرضا (١٣٨٦). برآورد تابع تقاضای گروه چای برای خانوارهای شهری ایران (١٣٦٩– ١٣٨٣) کاربرد سیستم مخارج خطی به روش داده‌های ادغام شده. ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.
- قادری، خبات، ترکمانی، جواد (۱۳۸۲). برآورد عرضه و تقاضای برنج برای دوره ۱۳۷۹– ١٣٤٥ (با آزمون‌های ایستایی و همگرایی). چهارمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.
- گجراتی، دامودار (۱۳۹۲). مبانی اقتصادسنجی، ترجمه: حمید ابریشمی. مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران: تهران.
- مطیعی لنگرودی، سید حسن، پور رمضان، عیسی، قاسمی وسمه‌جانی، ابوطالب (۱۳۸۹). ارزیابی عملکرد اجرای طرح اصلاح ساختار چای از نگاه چای‌کاران (مطالعه موردی: دهستان دیوشل، شهرستان لنگرود). *نشریه چشم‌انداز جغرافیایی*، (۱۰): ٥٦– ۳۷.

- مهربانیان، الهه، حقانی، فردین، اردستانی، مریم، شاه‌وردی، علیرضا، تهامی‌پور، مرتضی، حجازی، میترا (۱۳۸۷). چای: تولید و بازرگانی (چالش‌های موجود و راهکارها). مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی- گروه سیاست‌های حمایتی.
- میرصالح‌پور، میر مهیار، مقدسی، رضا، کریمی فرد، ساناز (۱۳۹۱). برآورد تابع واکنش عرضه برنج در ایران، اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها.
- یزدانی، سعید، مظهری، محمد (۱۳۷٤). بررسی عوامل مؤثر بر عرضه چغندرقند در استان خراسان. *مجله علوم کشاورزی ایران*، ۲٦ (۳): ۷-۱.

- Devadoss, S., & Luckstead, J. (2010). An analysis of apple supply response. *International Journal of Production Economics*, *124*(1): 265-271.
- Edison, A. M., Jie, F., & Parton, K. A. (2011). The analysis of supply response of rice under risk in jambi province. In *2011 Conference (55th), February 8-11, 2011, Melbourne, Australia*. Australian Agricultural and Resource Economics Society.
- Ghosh, N., & Neogi, C. (1995). Supply response of food grains and policy actions: A model with rational expectation hypothesis. *Indian Journal of Agricultural Economics*, *50*(2): 135.
- Huq, A. A., Arshad, F. M., & Islam, G. N. (2013). Supply response of wheat in Bangladesh: Counteraction and vector error correction analysis. *African Journal of Agricultural Research*, 8(44): 5440-5446.
- Laajimi, A., Guesmi, A., Mahfoudhi, A., & Dhehibi, B. (2008). Analyzing supply response of fruit tree products in Tunisia: The case of peaches. *Agricultural Economics Review*, 9(1): 24-34.
- Muchapondwa, E. (2009). Supply response of Zimbabwean agriculture: 1970-1999. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, *3*(1): 28-42.
- Nerlove, M. (1956). Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities. *Journal of Farm Economics*, 38(2): 496-509.
- R Russo, C., Green, R., & Howitt, R. E. (2008). Estimation of supply and demand elasticities of California commodities. *Available at SSRN 1151936*.
- Tchereni, B. H., & Tchereni, T. H. (2013). Supply Response of Maize to Price and Non-price İncentives in Malawi. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(5): 141-152.
- www.teairan.org