

تخمین تابع تولید و بررسی بهره‌وری عوامل تولید چای در استان گیلان

Production function estimation and evaluating the productivity of tea production factors in Guilan province

محمد کریم معتمد^۱، طراوت عارف عشقی^۲، فاطمه قربانی پیرعلیده‌ی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱/۱۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۶/۲۱

چکیده

مطالعه حاضر با هدف بررسی بهره‌وری عوامل تولید در باغات چای استان گیلان شکل گرفت. داده‌های مورد نیاز پژوهش از طریق تکمیل پرسشنامه از ۳۱۴ چایکار در سطح استان در سال ۱۳۹۵ جمع‌آوری شد. تابع تولید ترانسندنتال به عنوان تابع برتر انتخاب و با استفاده از آن مقادیر بهره‌وری متوسط، نهایی و کشش‌ها محاسبه گردید. نتایج تحقیق نشان داد که نهاده‌های زمین، نیروی کار، کود شیمیایی و متغیر تجربه اثر مثبت و معنی‌داری در تولید این محصول دارند. همچنین سطح زیرکشت بیشترین بهره‌وری متوسط (۶۰۲۲/۴۵ کیلوگرم) و نهایی (۹۲۷۲/۰۳ کیلوگرم) را دارد و با افزایش سطح زیرکشت باغات، بهره‌وری نهایی و متوسط دو نهاده سطح زیرکشت و نیروی کار افزایش یافته و بهره‌وری نهایی کود شیمیایی منفی می‌شود. محاسبات کشش‌های تولید بیانگر این است که استفاده از زمین در ناحیه یک تولیدی صورت گرفته و به ازاء یک درصد افزایش در سطح زیرکشت میزان تولید معادل ۱/۵۸ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌شود که از طریق راهکارهای مطلوب مانند تشکیل تعاونی‌های تولیدی افزایش سطح زیرکشت باغات (افزایش اندازه واحد تولیدی) مدنظر قرار گرفته و از طریق آموزش و ترویج روش‌های صحیح مصرف کود به کشاورزان، مصرف این نهاده کاهش یابد.

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری عوامل تولید، تابع تولید، تولید نهایی، چای، کشش تولید.

^۱. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه گیلان، " نویسنده مسئول " motamed@guilan.ac.ir

^۲. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز

^۳. دانش‌آموخته دکتری ترویج و آموزش کشاورزی، دانشگاه رازی کرمانشاه

مقدمه و بررسی منابع

چای از جمله قدیمی‌ترین و پرمصرف‌ترین نوشیدنی‌های دنیا به شمار می‌رود و مصرف این نوشیدنی به عنوان یکی از مواد خوراکی، جایگاه خود را در بودجه خانوارها در بسیاری از کشورهای جهان تثبیت نموده است (Cheraghi, and Gholi Pour, 2010). برطبق گزارش سازمان جهانی خوارو بار کشاورزی، مصرف جهانی چای تا حدود ۵ درصد در سال ۲۰۱۳ افزایش داشته و به ۴/۸۴ میلیون تن رسیده است. از لحاظ میزان تولید نیز بیشترین میزان تولید چای متعلق به کشورهای چین و هند است (Chang, 2015). چای یکی از محصولات مهم و با ارزش در بخش کشاورزی است که روند تاریخی کشت و صنعت آن در کشورمان قدمتی صد ساله دارد و دارای فراز و نشیب‌های بسیاری بوده است و تا کنون به دلایل گوناگون اجتماعی، اقتصادی و سیاسی، در معرض بحران‌های جدی قرار گرفته است، در حالی که بخشی از منابع کشور در حوزه‌های صنعتی و مالی و انسانی به این صنعت تخصیص یافته است (Aminnaseri et al., 2008).

مصرف چای در ایران از دیرباز در سطوح مختلف اجتماعی رواج داشته است و طبق آمار موجود سالیانه حدود ۱۰۵ هزار تن چای در کشور مصرف می‌شود. میزان تولید داخلی از حدود ۳۰ هزار هکتار باغات چای کشور، حدود ۲۵-۳۰ هزار تن چای خشک می‌باشد (Gardening Science Research Institute, 2015). بر اساس آمار ارائه شده توسط سازمان گمرک جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۹۴ حدود ۵۱ هزار تن انواع چای سیاه به ارزش حدود ۲۳۸ میلیون دلار وارد و حدود ۲۴ هزار تن انواع چای سیاه در این سال به سایر کشورها به ارزش حدود ۳۰ میلیون دلار صادر شده است. سطح زیرکشت چای در طی ۳۴ سال گذشته تغییر چشمگیری نداشته و از ۳۱ هزار هکتار در سال ۱۳۶۰ به ۳۲ هزار هکتار در سال ۱۳۸۵ و ۲۷۵۰۰ هکتار در سال ۱۳۹۴ رسیده است. میزان تولید برگ سبز چای نیز در این دوره از ۱۴۷ هزار تن در سال ۱۳۶۰ به ۱۵۵ هزار تن در سال ۱۳۸۵ و به ۸۸ هزار تن در سال ۱۳۹۴ رسیده است. با توجه به شرایط آب و هوایی ویژه برای کشت چای، هم‌اکنون بخشی از مناطق شمال کشور در محدوده طالش در استان گیلان تا نزدیکی چالوس در استان مازندران به کشت چای اختصاص دارد و بیش از ۸۷ درصد باغ‌های چای در استان گیلان و بقیه در منطقه کوچکی از غرب مازندران در رامسر و تنکابن پراکنده است (Ghasemi, 2005). در شکل ۱ نمودار تغییرات تولید و سطح زیرکشت چای در طی این دوره (۱۳۶۰-۱۳۹۴) نمایش داده شده است. بررسی‌ها حاکی از کاهش میزان عملکرد در طی دوره مذکور است که با توجه به اینکه بدلیل کمبود اراضی مناسب جهت کشت، امکان افزایش تولید، به منظور تأمین نیاز داخل و ارزآوری از طریق صادرات و کاهش خروج ارز از کشور به دلیل واردات، از طریق به زیرکشت بردن اراضی جدید امکان‌پذیر نمی‌باشد، لزوم توجه به عوامل موثر بر بهره‌وری عوامل تولید و ارتقای آن برای این محصول بیش از پیش آشکار می‌شود.



شکل ۱- سطح زیر کشت و تولید چای در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۴

امروزه همه کشورهای توسعه یافته و یا در حال توسعه به موضوع بهره‌وری به عنوان یکی از ضرورت‌های رشد اقتصادی و کسب برتری رقابتی در عرصه‌های بین‌المللی، توجه ویژه دارند. آگاهی از میزان بهره‌وری و چگونگی روند تغییرات آن در طی زمان می‌تواند برای رسیدن به رشد اقتصادی و افزایش رفاه جامعه مفید واقع شود. بهبود بهره‌وری به معنی استفاده بهینه، مؤثر و کارآمد از تمامی منابع تولید اعم از نیروی کار، سرمایه و انرژی است. براین اساس به منظور اشاعه فرهنگ بهره‌وری و ارتقای آن، سرمایه‌گذاری‌های زیادی صورت گرفته است (Emami Meybodi, 2000). در زمینه بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی مطالعات متنوعی در داخل و خارج از کشور انجام شده است که به برخی از آنها به اختصار اشاره می‌شود.

کاظم‌نژاد و کوپاهی (Kazem Nejhad and Koopahi, 1996) به تعیین عوامل مؤثر بر تولید چای و محاسبه بهره‌وری آن با استفاده از آمار مقطعی سال ۱۳۷۵ در استان گیلان پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که عوامل زیادی در تولید مؤثر بوده که در این بین دو عامل کود و آب بیشترین اثر را داشته است. بهره‌وری عوامل تولید پایین بوده و بیشترین بهره‌وری نهایی مربوط به نهاده کود می‌باشد. در بررسی بهره‌وری و تخصیص عوامل تولید انگور در استان خراسان از تابع تولید چند جمله‌ای درجه سوم محققان به این نتیجه رسیدند که ۴۷ درصد باغداران در مصرف نهاده آب بیش از حد بهینه و در بکارگیری سم، کود ازته و کود فسفره به ترتیب ۹۵، ۵۶ و ۴۳ درصد از باغداران و در مورد زمین تمامی آنها کمتر از حد بهینه عمل کرده‌اند (Ashrafi et al., 2005).

در مطالعه‌ای تحت عنوان اندازه‌گیری بهره‌وری مهمترین عوامل مؤثر بر تولید روناس در استان یزد، به منظور محاسبه بهره‌وری عوامل تولید از تابع تولید کاب داگلاس استفاده شد. نتایج این پژوهش حاکی است که بهره‌وری کود حیوانی از سایر نهاده‌ها بالاتر است (Fatahi, 2007). دشتی و عارف عشقی (Dashti and Aref Eshghi, 2010) به ارزیابی تطبیقی بهره‌وری و کارایی تخصیصی عوامل تولید برنج در مزارع برنج استان گیلان پرداختند. طبق نتایج بدست آمده سطح زیر کشت، آب، نیروی کار و کود شیمیایی تأثیر معنی‌داری بر تولید برنج دارند. لیکن از نهاده‌های

مزبور به شکل غیر اقتصادی استفاده می‌شود و مقادیر بدست آمده برای بهره‌وری جزئی و کل عوامل تولید در شهرستان‌های مختلف متفاوت است. در بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران با استفاده از داده‌های سالیانه دوره زمانی ۸۶-۱۳۵۶ محققان از میان توابع خطی، کاب داگلاس و ترانسلوگ تابع کاب داگلاس را با توجه به شاخص‌های اقتصاد سنجی انتخاب کردند و بهره‌وری انرژی را با استفاده از شاخص بهره‌وری جزئی محاسبه کرده و سپس با استفاده از الگوی ARDL به بررسی عوامل مؤثر بر آن پرداختند (Ghanbari et al., 2014). رجایی و کتایان (Rejaei and Ketabian, 2014) به بررسی بهره‌وری عوامل تولید در کاشت محصول زیتون در شهرستان طارم با استفاده از تابع تولید کاب داگلاس پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی است که بهره‌وری نهایی ماشین‌آلات و سم پسیل منفی و بهره‌وری نهایی درختان بارور، نیروی کار و آب مثبت می‌باشد. از جمله مطالعات داخلی که در ارتباط با صنعت طیور و دام انجام شده است می‌توان به مطالعه دشتی و یزدانی (Dashti and Yazdani, 1996)، شیرانی بیدآبادی و همکاران (Shiran Bidabadi et al., 2007)، فرجاده (Farjadbeh, 1998)، حاجی کریمی و کریمی (Haji Rahimi and Karimi, 2009)، خانکی و همکاران (Khanaki et al., 2011) و پورکند و معتمد (Pourkand and Motamed, 2011) اشاره کرد.

مطالعات خارجی متنوعی نیز با استفاده از تابع تولید به محاسبه بهره‌وری عوامل تولید پرداختند از جمله حسین (Hossain, 1977) که در مطالعه‌ای به بررسی رابطه اندازه مزرعه، بهره‌وری زمین و اجاره با مراجعه به ۱۰۰ کشاورز در بنگلادش پرداخت. نتایج تحقیق نشان داد که بهره‌وری زمین به طور معنی‌داری در ارتباط با اندازه مزرعه می‌باشد و در مزارع کوچک در مقایسه با مزارع بزرگ بیشتر است. همچنین بهره‌وری زمین برای اجاره‌داران نسبت به مالکان (بدون در نظر گرفتن اندازه) بیشتر است اما تفاوت معنی‌داری ندارد. در مطالعه‌ای با عنوان کاربرد تابع ترانسلوگ برای تخمین بهره‌وری در ایالت ایمو در نیجریه نتایج نشان داد که نهاده‌های زمین و نیروی کار دارای اثر منفی معنی‌دار بر بهره‌وری می‌باشند در حالی که کود اثر مثبتی بر بهره‌وری دارد. همچنین تکنولوژی‌های پیشرفته کشاورزی اثر معنی‌داری بر بهره‌وری کشاورزی در این ایالت دارد (Obasi, 2005).

وو و همکاران (Wu et al., 2005) در مطالعه‌ای تحت عنوان یکپارچه‌سازی اراضی و بهره‌وری در تولید محصولات خانوارهای چینی از برآورد تابع تولید کاب داگلاس با استفاده از داده‌های ۲۲۷ خانوار کشاورز بهره گرفتند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که اجرای یکپارچه‌سازی اراضی در برنامه توسعه کشاورزی همه‌جانبه (CAD)^۱ بهره‌وری تولید محصولات را افزایش خواهد داد. مجموع مقادیر کشش به دست آمده برای خانوارهای بدون اجرای طرح ۰/۹۲۸ و با اجرای طرح ۰/۹۹۹ می‌باشد، بدین معنا که بازده ثابت نسبت به مقیاس در مناطق مورد بررسی وجود دارد. همچنین بطور کلی اجرای برنامه به طور مستقیم بیش از ۱۰ درصد بهره‌وری نهایی زمین را افزایش داده است. نتایج تحقیق در نیجریه نشان داد که زمین، نیروی کار، سطح تحصیلات سرپرست خانوار و نهاده کود اثر معنی‌داری بر سطوح

^۱. Comprehensive Agricultural Development

بهره‌وری مزارع ذرت، لویا چشم بلبلی و خربزه دارند. همچنین برای تمامی محصولات، بهره‌وری نهایی زمین از سایر نهاده‌ها بیشتر می‌باشد (Bamidele et al., 2008). چاند و یالا (Chand and Yala, 2009) به بررسی اثر مالکیت زمین بر سطح بهره‌وری مزارع در گینه نو پرداختند. آن‌ها از تابع تولید کاب-داگلاس و اطلاعات ۱۲۸ خانوار بهره‌گرفتند. بررسی‌ها، تفاوت‌های سیستماتیکی در بهره‌وری به دست آمده از سه نوع مالکیت مورد بررسی نشان داد. نتایج همچنین حاکی از بهره‌وری بالاتر با توجه به منفعت ناشی از اقتصاد مقیاس می‌باشد. در مطالعه‌ای تحت عنوان بهره‌وری در بنگاه‌های متوسط و کوچک هند (رهیافت تابع تولید کاب-داگلاس) محقق به بررسی بهره‌وری نهایی سرمایه و نیروی کار پرداخت و نتایج نشان داد که نیروی کار در ایجاد ستاده از سرمایه ثابت تعیین‌کننده‌تر است (Bhatt, 2014).

مواد و روش‌ها

برای محاسبه بهره‌وری دو روش عمده توسط اقتصاددانان پیشنهاد شده است. اول روش اقتصادسنجی و دوم روش غیرپارامتری. در روش اقتصادسنجی محاسبه بهره‌وری از طریق برآورد یک تابع تولید و یا یک تابع هزینه صورت می‌گیرد و در روش دوم معیار بهره‌وری با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی و یا محاسبه عدد شاخص تعیین می‌شود (Salami, 1997). بهره‌وری جزئی با استفاده از توابع تولید و بهره‌وری کل عوامل (TFP) از روش دوم محاسبه می‌شود که بهره‌وری جزئی خود شامل بهره‌وری متوسط و بهره‌وری نهایی است. بهره‌وری متوسط (AP) میانگین مقدار ستاده به ازاء هر واحد نهاده است که از طریق رابطه (۱) محاسبه می‌شود (Mosa Nejad and Najarzadeh, 1997).

$$AP = Y/X_i \quad (1)$$

بهره‌وری نهایی (MP) نیز نشان‌دهنده مقدار محصول اضافی می‌باشد که در نتیجه مصرف یک واحد اضافی از عوامل تولید به مقدار تولید کل افزوده می‌شود. به عبارت ساده بهره‌وری نهایی، میزان تغییر در ستاده کل به ازاء تغییر در یک واحد نهاده بکار برده شده را بیان می‌کند:

$$MP_i = dY/dX_i \quad (2)$$

در این مطالعه از روش اقتصادسنجی استفاده شده و با استفاده از اصول اقتصادسنجی ابتدا تابع مناسب از میان توابع کاب-داگلاس، ترانسندنتال (متعالی) و ترانسلوگ که در ادبیات برای محاسبه بهره‌وری مورد استفاده قرار گرفته‌اند انتخاب می‌شود.

تابع تولید کاب-داگلاس خصوصیات ضرورت، همگنی، یکنواختی، تقعر، پیوستگی، مشتق‌پذیری، غیرمنفی و غیرتهی بودن را داراست و پارامترهای آن کشش‌های تولید نهاده‌ها را نشان می‌دهند. این تابع خصوصیت ضرورت مصرف نهاده را به خوبی نمایان می‌سازد. از جمله محدودیت‌های این تابع می‌توان به ثابت بودن کشش تولید

نهادها در آن اشاره کرد. این فرم تنها یک ناحیه تولیدی را برای هر نهاد نشان می‌دهد و قادر به تبیین هر سه ناحیه از تابع تولید نیست. همچنین بازده نسبت به مقیاس در این تابع بدون توجه به سطح تولید تعیین می‌شود و برای کلیه سطوح فقط ثابت یا نزولی و یا صعودی و کشش جانشینی آن نیز برابر عدد ثابت یک است (Mosa Nejad and Najarzadeh, 1997). شکل کلی تابع تولید کاب داگلاس و فرم لگاریتمی آن در روابط ۳ و ۴ ارائه شده است (Akbari and Ranani, 1996., Hossein Zad and Salami, 2004).

$$Y = \alpha \prod_{i=1}^n x_i^{\beta_i} \quad (3)$$

$$\log Y = \log \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log x_i \quad (4)$$

که در رابطه مزبور Y مقدار ستاده کل و x_i مقدار نهاد i ام بکار گرفته شده در فرایند تولید محصول است. تابع تولید ترانسندنتال توسط هالتر و همکاران در سال ۱۹۷۵ به منظور رفع محدودیت کشش تولید ثابت تابع کاب داگلاس معرفی شد. از آنجا که تابع کاب داگلاس جزئی از تابع ترانسندنتال محسوب می‌شود که با مقید کردن به دست می‌آید، لذا امکان آزمون برتری یکی را بر دیگری به راحتی فراهم می‌آورد. کشش‌های تولیدی نهادها در این فرم ثابت نیست ولی مقدار آنها تنها به میزان مصرف همان نهاد بستگی دارد. از خصوصیات مطلوب دیگر این تابع آن است که بازده نسبت به مقیاس در آن ثابت نیست، بلکه بستگی به مقدار مصرف نهادها دارد. به علاوه این فرم سه ناحیه تولیدی نئوکلاسیک‌ها را نشان می‌دهد. با توجه به این مجموعه صفات، تابع ترانسندنتال را می‌توان یکی از فرم‌های مناسب برای بیان روابط تولیدی بر اساس نظریه تولید نئوکلاسیک‌ها دانست (Hossein Zad and Salami, 2004). در روابط ۵ و ۶ فرم کلی و لگاریتمی تابع ترانسندنتال ارائه شده است که متغیرهای آن در رابطه ۴ معرفی شده‌اند (Akbari and Ranani, 1996., Hossein Zad and Salami, 2004).

$$Y = \alpha \prod_{i=1}^n x_i^{\beta_i} e^{\gamma_i x_i} \quad (5)$$

$$\log Y = \log \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log x_i + \sum_{i=1}^n \gamma_i x_i \quad (6)$$

به منظور بدست آوردن مقادیر تولید نهایی و کشش در تابع ترانسدنتال از روابط زیر استفاده می‌گردد.

$$MP = ((\beta_i/x_i) + \gamma_i) * Y \quad (7) \text{ تولید نهایی}$$

$$\epsilon = ((\beta_i/x_i) + \gamma_i) * x_i \quad (8) \text{ کشش}$$

تابع تولید ترانسلوگ برای اولین بار در سال ۱۹۷۲ توسط کریستنسن^۱، جارجسن^۲ و لائو^۳ پیشنهاد گردیده است. این تابع نیز در حقیقت فرم تعمیم یافته تابع کاب داگلاس است. زیرا اگر در فرم لگاریتمی تابع پارامتر γ_{ij} برابر صفر قرار گیرد این تابع بصورت فرم کلی کاب داگلاس در خواهد آمد. همچنین وجود عبارات درجه دو و حاصلضرب نهاده‌ها پدیده هم خطی را به عنوان یک مشکل مطرح می‌کند که با حذف متغیرهایی که از نظر آماری معنی‌دار نیستند می‌توان تا حدودی این مشکل را برطرف نمود (Mosa Nejad and Najarzadeh, 1997). فرم کلی این تابع و شکل لگاریتمی آن در روابط ۹ و ۱۰ آورده شده است.

$$Y = \alpha \prod_{i=1}^n x_i^{\beta_i} \prod_{i=1}^n x_i^{1/2 \sum_{j=1}^n (\delta_{ij} \log x_j)} \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (9)$$

$$\log Y = \log \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log x_i + 1/2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (\log x_i) (\log x_j) \quad (10)$$

نحوه محاسبه تولید نهایی و کشش در این تابع در روابط ۱۱ و ۱۲ ارائه شده است (Mosa Nejad and Najarzadeh, 1997). در تمامی مدل‌های اشاره شده β_i ، γ_i و δ_{ij} پارامترها می‌باشند.

$$MP_i = (\beta_i + 1/2 \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (\log x_j)) (Y/x_i) \quad (11)$$

$$\epsilon = (\beta_i + 1/2 \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (\log x_j)) \quad (12)$$

^۱. Christensen

^۲. Jorgenson

^۳. Lau

با توجه به اینکه مدل کاب داگلاس نسبت به مدل‌های ترانسندنتال و ترانسلوگ، مدل مقید می‌باشد جهت انتخاب بین این توابع می‌توان از آزمون F به شرح زیر استفاده کرد.

$$F = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2)/M}{(1 - R_{UR}^2)/(N - K)} \quad (۱۳)$$

که در آن R_{UR}^2 و R_R^2 به ترتیب مقادیر R^2 بدست آمده از رگرسیون‌های مقید و نامقید است و N ، K و M به ترتیب تعداد مشاهدات و تعداد پارامترها در رگرسیون غیرمقید و تعداد متغیرهای اضافه شده در مدل غیرمقید می‌باشد که در صورت معنی دار شدن F (بر اساس جدول F و درجات آزادی) مدل غیرمقید پذیرفته می‌شود. آمار و اطلاعات مورد نیاز تحقیق حاضر از طریق طراحی و تکمیل پرسشنامه از چایکاران استان گیلان در سال ۱۳۹۵ گردآوری شد. لذا ابتدا جامعه براساس ویژگی‌های اقلیمی (به صورت میکروکلیم در کلیمای اصلی) و تفاوت‌های فرهنگی به سه منطقه غربی، مرکزی و شرقی تقسیم گردید. سپس براساس نمونه‌برداری تصادفی در بخش غربی، شهرستان‌های شفت و فومن و در بخش مرکزی، شهرستان‌های لاهیجان، لنگرود و رودسر و در بخش شرقی، شهرستان رامسر انتخاب شد. در مرحله بعدی از نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای، از هر شهرستان تنها یک بخش و از هر بخش تنها یک دهستان که دارای چندین روستا بوده انتخاب شدند. حجم نمونه نیز از طریق فرمول کوکران محاسبه و تعداد ۳۱۴ پرسشنامه جمع‌آوری گردید.

نتایج و بحث

متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش شامل جنسیت، سن، تجربه، سواد، شرکت در کلاس‌های ترویجی، مقدار سطح زیرکشت (بر حسب هکتار)، مقدار تولید (بر حسب کیلوگرم)، مقدار کود مصرفی (بر حسب کیلوگرم) و مقدار نیروی کار بر حسب نفر (مجموع نیروی کار خانوادگی و استخدامی) می‌باشند. بررسی آمارهای توصیفی متغیرهای مورد بررسی حاکی است که ۹۳/۶ درصد از کشاورزان مرد هستند و میانگین سنی آنها ۴۷ سال می‌باشد. میانگین تجربه کشاورزان حدود ۲۹ سال بوده که مقدار حداقل آن ۲ سال و حداکثر آن ۶۱ سال می‌باشد. از نظر سواد، ۱۴/۶ درصد از کشاورزان بی‌سواد، ۳۲/۲ درصد تحصیلات ابتدایی، ۱۸/۸ درصد دیپلم، ۲۲/۶ درصد فوق دیپلم و ۱۱/۸ درصد تحصیلات کارشناسی و بالاتر داشته‌اند. ۳۲/۲ درصد از کشاورزان نیز در کلاس‌های ترویج شرکت داشته‌اند. میانگین سطح زیرکشت ۰/۶۳ هکتار بوده و ۹۳/۹ درصد از باغات سطح زیرکشت زیر یک هکتار، ۴/۸ درصد بین ۱ تا ۲ هکتار و ۱/۳ درصد بالاتر از ۲ هکتار می‌باشند. میانگین عملکرد حدود ۶۰۰۰ کیلوگرم بر هکتار، میانگین تعداد کارگر ۱۳ نفر در هکتار و میانگین کود مصرفی حدود ۸۰۰ کیلوگرم بر هکتار می‌باشد. به منظور انتخاب تابع تولید مناسب، توابع کاب داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ برآورد گردید. متغیرهای مذکور در الگو قرار داده شدند و

متغیرهای جنسیت، سواد و شرکت در کلاس‌های ترویجی بدلیل عدم معنی‌داری و متغیر سن به دلیل ایجاد همخطی از الگوها کنار گذاشته شدند. همچنین با توجه به اینکه ۹۰/۴ درصد از کشاورزان، از روش‌های آبیاری استفاده نکرده و در واقع به شکل دیم از آب باران استفاده می‌کنند و امکان اندازه‌گیری مقادیر آب مصرفی ممکن نمی‌باشد، لذا متغیر آب مصرفی در الگوها وارد نشد.

در جدول ۱ الگوی تجربی مربوط به هر یک از الگوهای برآورد شده گزارش شده است. در این جدول L نماد لگاریتم بوده و Ha مقدار سطح زیر کشت، F کود مصرفی به کیلوگرم، La نیروی کار، E تجربه متغیر کیفی (۱ نماد ۰ تا ۱۵ سال، ۲ نماد ۱۵ تا ۳۰ سال، ۳ نماد ۳۰ تا ۴۵ سال، ۴ نماد ۴۵ تا ۶۰ سال و ۵ نماد ۶۰ سال و بالاتر) و C عرض از مبدا می‌باشد. الگوهای برآورد شده از لحاظ همخطی، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی با استفاده از آزمون‌های متداول مورد بررسی قرار گرفته و تایید شدند. ضریب تعیین R^2 بدست آمده از الگوها نشان می‌دهد که به ترتیب ۹۳/۸۲، ۹۷ و ۹۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی در الگوهای کاب داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ توضیح داده می‌شوند. آماره دورین واتسون حاکی از عدم وجود خودهمبستگی و نتیجه بدست آمده از آزمون ARCH نیز حاکی از عدم وجود ناهمسانی واریانس است. همچنین مشاهده می‌شود که در تمامی الگوها آماره F بدست آمده در سطح یک درصد به لحاظ آماری معنی‌دار بوده که حاکی از معنی‌داری کل رگرسیون می‌باشد. به منظور انتخاب تابع مناسب ابتدا تعداد ضرایب معنی‌دار در الگوها مدنظر قرار گرفت و همانطور که مشاهده می‌شود تابع تولید ترانسلوگ به دلیل داشتن تعداد ضرایب معنی‌دار کمتر کنار گذاشته شد. به منظور انتخاب بین تابع تولید کاب داگلاس و ترانسندنتال نیز از آماره F حداقل مربعات مقید بهره گرفته شده که همانطور که مشاهده می‌شود به دلیل معنی‌دار شدن آزمون F بر اساس جدول F و درجات آزادی، الگوی غیرمقید یعنی ترانسندنتال جهت محاسبات بهره‌وری انتخاب گردید.

$$F = \frac{(0.97 - 93.82)/4}{(1 - 0.97)/(314 - 9)} = 80.83$$

مقدار مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد: ۳/۶۳

مقدار مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد: ۶/۴۲

تابع ترانسندنتال جهت محاسبه بهره‌وری در مطالعات مختلفی همچون مطالعات کاظم‌نژاد و کوپاهی (Kazem Khanaki et al, 2011) استفاده گردیده است. بر اساس نتایج بدست آمده در تابع ترانسندنتال متغیرهای سطح زیر کشت، کود مصرفی و نیروی کار به طور معنی‌داری بر تولید مؤثر می‌باشند. همچنین متغیر میزان تجربه که به صورت متغیر کیفی وارد الگو شده است دارای علامت مثبت بوده و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشد. بنابراین هرچه سطح تجربه کشاورز بیشتر باشد میزان محصول تولیدی نیز بیشتر خواهد بود. با استفاده از روابط مطرح شده در قبل مقادیر بهره‌وری متوسط، بهره‌وری نهایی و کشش‌های عوامل تولید مورد محاسبه قرار گرفتند که نتایج مربوطه در جدول ۲

ارائه شده است. لازم بذکر است که ابتدا مقادیر بهره‌وری برای هر کشاورز بطور جداگانه محاسبه و در نهایت مقادیر میانگین بهره‌وری به صورت کلی مورد محاسبه قرار گرفت.

جدول ۱- پارامترهای برآورد شده الگوهای مورد بررسی
Table 1- Estimated parameters of examined patterns

پارامترها	کاب داکلاس	آماره t	ترانسندنتال	آماره t	ترانسلوگ	آماره t
parameters	Cobb-Douglas	t statistics	Transcendental	t statistics	Translog	t statistics
C	7.56***	29.88	7.73***	24.83	4.75***	3.19
LHa	1.47***	34.07	1.84***	47.29	0.71 ^{ns}	1.48
LF	0.19***	5.26	0.24***	4.37	0.74**	1.92
LL	0.06 ^{ns}	1.32	0.23***	5	1.55***	3.54
E	0.04***	2.85	0.02*	1.74	0.02**	1.96
Ha	-	-	-0.42***	-13.55	-	-
F	-	-	-0.0004***	-2.72	-	-
L	-	-	-0.0007***	-2.50	-	-
LHa* LHa	-	-	-	-	-0.42***	-6.37
LF* LF	-	-	-	-	0.04 ^{ns}	-0.85
LL*LL	-	-	-	-	-0.15***	-2.96
LHa* LF	-	-	-	-	-0.09 ^{ns}	1.21
LF*LL	-	-	-	-	-0.19**	-2.33
R ²	93.84	-	97.42	-	97.12	-
DW	1.95	-	1.84	-	1.79	-
ARCH	0.44 ^{ns}	-	0.06 ^{ns}	-	0.06 ^{ns}	-
F	1177.52***	-	1652.87***	-	1140.47***	-

***, **, * معنی‌داری در سطح ۱، ۵، ۱۰ درصد، ^{ns} (عدم معنی‌داری)

***, **, * Significant at level 1, 5, 10 percent, ^{ns} (no significant)

همانطور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود بیشترین و کمترین بهره‌وری متوسط مربوط به نهاده‌های زمین و کود می‌باشد. بهره‌وری متوسط نهاده زمین نشان می‌دهد که به طور متوسط به ازاء یک هکتار سطح زیرکشت به مقدار ۶۰۲۲/۴۵ کیلوگرم محصول تولید می‌شود. همچنین بهره‌وری متوسط نهاده‌های کود و نیروی کار نشان می‌دهد که به

ازاء یک کیلوگرم کود و هر نفر نیروی کار به طور متوسط ۹/۶۴ و ۵۷۹/۶۶ کیلوگرم محصول تولید می‌شود. نتایج بدست آمده در زمینه بهره‌وری نهایی حاکی است که بیشترین بهره‌وری نهایی مربوط به سطح زیر کشت می‌باشد و به ازاء بکارگیری آخرین واحد نهاده‌های زمین، کود و نیروی کار به مقدار ۹۲۷۲/۰۳، ۰/۵۹ و ۱۰۳/۷ کیلوگرم به مقدار تولید اضافه خواهد شد.

جدول ۲- نتایج محاسبه بهره‌وری متوسط، نهایی و کشش‌های عوامل تولید

Table 2- Results of calculation of average, final productivity and elasticities production factors

عوامل تولید	بهره‌وری متوسط	بهره‌وری نهایی	کشش
production factors	average productivity	final productivity	elasticity
land	6022.45	9272.03	1.58
fertilizer	9.64	0.59	0.07
labor force	579.66	103.7	0.18

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج اندازه‌گیری کشش نهاده‌های تولیدی مشاهده می‌شود که کشش سطح زیر کشت بزرگتر از یک است و لذا می‌توان گفت که به طور میانگین از این نهاده در ناحیه یک تولید استفاده می‌شود. همچنین با توجه به مقدار بدست آمده ۱/۵۸ می‌توان گفت که به ازاء یک درصد افزایش در سطح زیر کشت میزان تولید معادل ۱/۵۸ درصد افزایش می‌یابد. از نهاده کود و نیروی کار نیز با توجه به اینکه مقدار کشش بدست آمده برای آنها (۰/۱۸ و ۰/۰۷) بین صفر و یک بدست آمده است در ناحیه دو، یعنی ناحیه اقتصادی تولید بهره گرفته شده است. مجموع کشش‌های نهاده‌های تابع تولید نشان‌دهنده میزان بازده به مقیاس این محصول می‌باشد، لذا مجموع کشش‌ها مورد محاسبه قرار گرفت که مقدار آن ۱/۸۳ می‌باشد. بنابراین در منطقه مورد بررسی، بازده صعودی نسبت به مقیاس وجود دارد. همانطور که ذکر شد در تحقیق حاضر ۹۳/۹ درصد از باغات سطح زیر کشت زیر یک هکتار دارند. به منظور مقایسه بین مقادیر بهره‌وری متوسط و نهایی در باغات کوچکتر از یک هکتار و بزرگتر مقادیر بهره‌وری مورد محاسبه قرار گرفتند که نتایج مربوطه در جدول ۳ گزارش شده است.

همانطور که مشاهده می‌شود مقادیر بهره‌وری متوسط و نهایی برای دو نهاده زمین و نیروی کار با افزایش سطح زیر کشت افزایش یافته‌اند ولی بهره‌وری نهایی کود شیمیایی کاهش یافته و منفی شده است. به این معنا که کشاورزانی که سطح زیر کشت بزرگتر از یک دارند در ناحیه سوم تولید از این نهاده بهره گرفته‌اند. کاظم نژاد و کویپاهی

(Kazem Nejhad and Koopahi, 1996) نیز در مطالعه خود به این نتیجه رسیده‌اند که برای نهاده کود بهره‌وری نهایی در سطوح بیشتر از یک هکتار کاهش یافته است.

جدول ۳- مقادیر بهره‌وری متوسط و نهایی در سطوح زیر کشت متفاوت
Table 3- Amount of final and average productivity in different lands

سطح زیر کشت کمتر از یک هکتار			
land less than a hectare			
	land	labor force	fertilizer
average productivity	5851.02	549.65	8.89
final productivity	9266.19	101.42	0.79
سطح زیر کشت یک هکتار و بزرگتر			
one hectare land and bigger			
average productivity	8684.2	1045.73	21.15
final productivity	9362.67	130.25	-1.02

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اهمیت بهره‌وری در پیشرفت تولید در بخش کشاورزی و اهمیت محصول چای در سبد کالایی خانوارهای ایرانی در مطالعه حاضر تلاش شد تا به بررسی بهره‌وری عوامل تولید این محصول با استفاده از روش پارامتریک پرداخته شود. از آنجایی که انتخاب تابع تولید مناسب از اهمیت زیادی برخوردار است، توابع تولید کاب داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ مورد برآورد قرار گرفتند. نتایج ناشی از برآزش توابع مورد نظر حاکی از برتری تابع ترانسندنتال نسبت به سایر توابع است و نهاده‌های زمین، نیروی کار و کود شیمیایی در تولید محصول چای اثر مثبت و معنی‌دار دارند. متغیر تجربه نیز که به صورت کیفی در الگو وارد شد اثر مثبت و معنی‌داری بر تولید این محصول دارد. محاسبات مربوط به برآورد بهره‌وری متوسط و نهایی نشان داد که زمین بیشترین بهره‌وری متوسط و نهایی را داراست و با مقایسه مقادیر بهره‌وری در باغات کوچکتر و بزرگتر از یک هکتار مشخص شد که با افزایش سطح زیر کشت باغات بهره‌وری نهایی و متوسط دو نهاده زمین و نیروی کار افزایش یافته و بهره‌وری نهایی کود شیمیایی کاهش یافته و منفی می‌شود. محاسبات کشش‌های تولید نشان داد که چایکاران از نهاده زمین در ناحیه یک تولیدی بهره می‌گیرند و از دو نهاده نیروی کار و کود شیمیایی در ناحیه دو تولیدی بهره گرفته شده است. لذا با توجه به نتایج تحقیق حاضر پیشنهاد می‌شود که افزایش سطح زیر کشت باغات چای (افزایش اندازه واحد تولیدی) از طریق

راهکارهای مطلوب مانند تشکیل تعاونی‌های تولیدی یا مدیریت اشتراکی چایکاران مدنظر قرار گیرد. همانطور که ذکر شد کشاورزانی که سطح زیرکشت بیشتری دارند از نهاده کود بیش از اندازه یعنی در ناحیه سوم تولیدی بهره می‌گیرند، لذا پیشنهاد می‌شود تا از طریق آموزش و ترویج که متناسب با شرایط سنی و سواد کشاورزان باشد، روش‌های صحیح مصرف کود به کشاورزان آموزش داده شود تا مصرف این نهاده تا حد مطلوب کاهش یابد.

References

- Akbari, N. and Ranani, M. (1996)**, Introduction on the agricultural production economy, compilation by Sanchayan, P. L, Hasht Behesht publication, Esfahan: 185. (In Persian)
- Aminnaseri, M. R. Moradi, M. and Malihi, E. (2008)**, Macro architecture of Iranian tea supply chain. *Trade Studies Quarterly*, 46: 119-143. (In Persian)
- Ashrafi, M. Karbasi, A. R. and Zeyaei, M. (2005)**, Evaluating the productivity of production factors of grapes in Khorasan province, Fifth Biennial Conference on Iran's Agricultural Economy, University of Sistan and Baluchestan-Zahedan, p 10. (In Persian)
- Bamidele, F. S. Babatunde, R. O. and Rasheed, A. (2008)**, Productivity analysis of cassava-based production systems in the Guinea savannah: Case study of Kwara State, Nigeria. *American-Eurasian Journal of Scientific Research*, 3(1): 33-39.
- Bhatt, N. J. (2014)**, Productivity in small and medium enterprises of India: A Cobb-Douglas production function approach. *IUP Journal of Management Research*, 13(1): 29.
- Chand, S. and Yala, C. (2009)**, Land tenure and productivity: farm-level evidence from Papua New Guinea. *Land Economics*, 85(3): 442-453.
- Chang, K. (2015)**, World tea production and trade: current and future development. A publication by the Food and Agricultural Organization of the United Nations, Rome. Available online at www.fao.org (date accessed 29 May 2016).
- Cheraghi, D. and Gholi Pour, S. (2010)**, Effect of economic policies on the regulation of tea market in Iran. *Commercial Reviews Journal*, 37: 27-42. (In Persian)
- Dashti, Gh. and Aref Eshghi, T. (2010)**, Comparative evaluation of productivity and assignment efficiency of rice production factors (case study of rice fields of Gilan province). *Research & Development, Agriculture Journal*, 86: 65-70. (In Persian)
- Dashti, Gh. and Yazdani, S. (1996)**, Productivity analysis and optimal allocation of production factors in poultry industry of Iran. *Collection of the First Conference of Agricultural Economy in Iran, University of Sistan and Baluchestan- Zabol*: 72-83. (In Persian)
- Emami Meybodi, A. (2000)**, Principles of measuring efficiency and productivity, Publication of Institute for Business Studies and Research. (In Persian)

- Farjadbeh, F. (1998)**, Productivity of production factors in dairy cattle breeding units in Azarbaijan Sharghi province. Sixth Conference on Iranian Agricultural Economics, Ferdosi Mashhad University: 17. (In Persian)
- Fatahi, A. (2007)**, Measurement of exploitation of the most important factors affecting the production of madder in Yazd province. *Research & Development Quarterly*, 72: 38-43. (In Persian)
- Gardening Science Research Institute. (2015)**, Research about tea. Journal of the Ministry of Agricultural Jihad, Educational Research and Agricultural Extension Organization. (In Persian)
- Ghanbari, A. Khaksar Astaneh, S. and Khaksar Astaneh, H. (2014)**. Factors Affecting Energy Productivity in Agricultural Sector of Iran. *Journal of Agricultural Economic Research*, 6 (21): 1-21. (In Persian)
- Ghasemi, A. (2005)**, A look at the performance of the reform of the tea structure in organizing the country's tea industry, *Economic Magazine*, 51, 52: 53-67. (In Persian)
- Haji Rahimi, M. and Karimi, A. (2009)**, Analysis of productivity of production factors in broilers hens production industry in Kordestan province, *Journal of Agricultural Economic and Development*, 17 (66): 1-17. (In Persian)
- Hossain, M. (1977)**, Farm size, tenancy and land productivity: an analysis of farm level data in Bangladesh agriculture. *The Bangladesh Development Studies*, 5(3): 285-348.
- Hossein Zad, J. and Salami, H. (2004)**, Selection of production function to estimate the economic value of agricultural water case study of wheat production. *Journal of Agricultural Economic and Development*, 12 (48): 53-73. (In Persian)
- Karbasi, A. R. and Noori, Z. (2009)**, Analysis the factors influencing on Cuminum cyminum production productivity in Khorasan province. *Journal of Research & Development*, 80: 1-7. (In Persian)
- Kazem Nejjhad, M. and Koopahi, M. (1996)**, Calculate the productivity of tea production factors using the production function. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 14: 43-59. (In Persian)
- Khanaki, H. Shahir, M. H. and Dashti, Gh. (2011)**, Investigating productivity of production factors in in laying hens units. *Journal of Agricultural Economic and Development*, 19 (74): 29-48. (In Persian)
- Mosa Nejad, M. Gh. and Najarzadeh, R. (1997)**, Agricultural production economy, compilation by Dobertin, D. L, Publications of Institute of Economic Research of Tarbiyat Modarres University, Tehran: 471. (In Persian)
- Obasi, P. C. (2005)**, Application of translog function to productivity estimation in Imo State, Nigeria. *International Journal of Agriculture and Rural Development*, 6(1): 26-33.

- Pourkand, Sh. and Motamed, M. K. (2011)**, Analysis of productivity of production factors in broiler hens industry of broilers case study of Guilan province. *Journal of Agricultural Economic Research*, 3 (12): 99-116. (In Persian)
- Rejaei, Y. and Ketabian, Sh. (2014)**, Estimation of the production function and the productivity of production factors olive product in Zanzan province (case study: Tarom city). *Quarterly Journal of Applied Economics*, 4 (13): 25-35. (In Persian)
- Salami, H. A. (1997)**, Concepts and measures of productivity in agriculture. *Journal of Agricultural Economic and Development*, 18: 7-31. (In Persian)
- Shiran Bidabadi, F. Abbasiyan, M. Karim, M. H. and Karbasi, A. R. (2007)**, Study of the productivity of poultry cooperatives in Sistan & Baluchestan province case study Sistan area. *Journal of Agricultural Economic and Development*, 60: 87-102. (In Persian)
- Wu, Z. Liu, M. and Davis, J. (2005)**, Land consolidation and productivity in Chinese household crop production. *China Economic Review*, 16(1): 28-49.