

اندازه‌گیری منابع رشد کشاورزی در زیربخش زراعت ایران

الهام شبانی^۱ - قادر دشتی^{۲*} - محمد قهرمانزاده^۳ - باب اله حیاتی^۴ - جواد حسین‌زاد فیروزی^۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۱۵

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی منابع رشد تولیدات زراعی کشور می‌باشد که برای این منظور از رهیافت تابع تولید مرزی فان که شامل تغییر نهاده‌های فیزیکی، تغییر فنی و تغییر نهادی است استفاده گردید. دوره زمانی مطالعه شامل سال‌های ۹۰-۱۳۵۷ می‌باشد. بر طبق آزمون ایستایی ADF، متغیرهای تابع تولید مرزی هم‌جمع از مرتبه یک بودند و آزمون یوهانسون نشان داد که حداقل دو بردار هم‌جمعی بین این متغیرها وجود دارد. یافته‌های حاصل از بررسی منابع رشد تولیدات زراعی نشان داد که از ۳/۴۱ درصد متوسط رشد سالیانه ارزش تولیدات زراعی کشور، ۸۵/۹۴ درصد آن در اثر افزایش نهاده‌های فیزیکی بوده که سرمایه ماشینی، نیروی کار، زمین و کود شیمیایی به ترتیب ۳۹/۵۸، ۲۶/۹۷، ۱۱/۱۴ و ۰/۱۷ درصد سهم را داشته‌اند. سهم تغییر فنی و تغییر نهادی نیز از این میزان رشد به ترتیب ۸ و ۶ درصد بوده است. بنابراین با توجه به سهم عمده منابع فیزیکی در بهبود تولیدات زراعی، اتخاذ تدابیر و راهکارهای مناسب جهت ارتقای بهره‌وری عوامل تولید توصیه می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: تابع تولید مرزی فان، تغییر فنی، تغییر نهادی، زیربخش زراعت، منابع رشد

مقدمه

دارد (۲). زراعت، بزرگترین زیربخش کشاورزی است که ۵۶ درصد از ارزش افزوده، ۶۰ درصد از اشتغال و ۸۲ درصد از تولیدات این بخش را به خود اختصاص داده است. از سوی دیگر، عمده‌ترین نیازهای غذایی بشر نظیر غلات، حبوبات، سبزیجات و میوه‌جات از طریق زیربخش زراعت تأمین می‌گردد (۸). در میان گونه‌های مختلف گیاهان تنها ۵ یا ۶ گونه گیاهی است که نزدیک به ۸۰ درصد نیازمندی‌های انسان را تأمین می‌کند، که عمده‌ترین آن‌ها شامل گیاهان زراعی (غلات، گیاهان روغنی، قندی و علوفه‌ای) است. بنابراین اهمیت رشد محصولات زراعی به لحاظ سیاسی و تغذیه‌ای انکارناپذیر می‌باشد. برای افزایش تولیدات زراعی راهکارهای مختلفی وجود دارد که از جمله آن‌ها می‌توان به افزایش منابع فیزیکی، تغییر فنی و تغییر نهادی اشاره نمود. نظر به اهمیت تشخیص منابع رشد تولیدات کشاورزی مطالعات گوناگونی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است.

فان (۱۳) با بررسی آثار تغییر تکنولوژی و جانشینی نهاده‌ها بر رشد تولیدات کشاورزی چین در طی سال‌های ۹۴-۱۹۸۶، با استفاده از رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی نتیجه گرفت که از ۵/۰۴ درصد رشد تولیدات بخش کشاورزی چین ۶۰ درصد ناشی از رشد نهاده‌های فیزیکی و ۴۰ درصد ناشی از تغییر فنی است. گادی و گونال (۱۶) در تعیین منابع رشد تولید شیر کشور هند نشان دادند که گاودارانی که از

افزایش تولید محصولات مختلف و به دنبال آن رشد اقتصادی، از جمله مهم‌ترین شاخص‌های توسعه یک کشور به شمار می‌آید. تجارب کشورهای توسعه یافته مبین این واقعیت هست که رشد و توسعه این کشورها با یک انقلاب در بخش کشاورزی شروع شده است (۱۷). در دنیای کنونی نیز به علت افزایش جمعیت، مسئله امنیت غذایی در سطح جهان ابعاد تازه‌ای به خود گرفته و به یکی از مباحث مهم در کلیه کشورهای جهان تبدیل شده است. از آنجا که خودکفایی یکی از راهکارهای اساسی نیل به امنیت غذایی می‌باشد، دستیابی به این مهم تنها از طریق افزایش تولید مواد غذایی ممکن خواهد بود. محصولات کشاورزی نقش عمده‌ای در تغذیه جمعیت جهان دارند و این موضوع بخصوص در کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران مشهودتر است.

بخش کشاورزی یکی از تواناترین بخش‌های اقتصاد کشور هست که تأمین ۲۳ درصد اشتغال، ۱۴ درصد تولید ناخالص ملی، ۳۱ درصد صادرات غیر نفتی و ۹۴ درصد نیازهای غذایی کشور را برعهده

۱، ۲، ۳، ۴ و ۵- به ترتیب کارشناس ارشد و دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

(Email: Ghdashti@Yahoo.com)

*- نویسنده مسئول:

هنوز این سوال وجود دارد که این میزان رشد تحت تأثیر چه عواملی بوده و کدام عامل سهم بیشتری از این رشد داشته است. بعبارت دیگر آیا افزایش تولید عمدتاً ناشی از افزایش بکارگیری منابع تولید بوده یا مواردی نظیر بهبود فنی و تغییر نهادی نیز در این بین موثر بوده است. بنابراین هدف اصلی این مطالعه بررسی منابع رشد تولید محصولات زراعی کشور در طی دوره زمانی ۹۰-۱۳۵۷ می‌باشد.

مواد و روش‌ها

رشد اقتصادی، از جمله مهم‌ترین مباحث اقتصادی می‌باشد که از چند قرن پیش مورد توجه قرار گرفته است. بر طبق تعریف گوزنتس^۱، رشد اقتصادی عبارت است از افزایش بلندمدت ظرفیت تولید به منظور افزایش عرضه کل تا بتوان نیازهای جمعیت را تأمین کرد. در الگوهای اولیه رشد، نرخ رشد با روندی برابر با نرخ رشد فناوری در نظر گرفته می‌شد و با توجه به برون‌زا بودن نرخ پیشرفت فناوری و فرض بازدهی نزولی عامل سرمایه، نرخ رشد نیز برون‌زا بود. ولی در مدل‌های جدید، سرمایه انسانی و انباشت آن و پیشرفت فناوری تولید که نتیجه سرمایه‌گذاری بر سرمایه انسانی است، بصورت درون‌زا استفاده می‌شود؛ که این امر منجر به افزایش بهره‌وری عوامل تولید و افزایش رشد شده است (۱۲).

در نظریه سنتی بهره‌وری، رشد تولید کل با حرکت در طول تابع تولید (افزایش نهاده‌های کل) و یا انتقال تابع تولید (تغییر فنی) سازگار است و فرض می‌شود که بنگاه در تولید به طور کامل کاراست. نرخ رشد بهره‌وری عامل کل با نرخ رشد تولید کل منتهای نرخ رشد نهاده کل برابر است، بنابراین تغییر فنی و بهبود کارایی (تغییر نهادی) به عنوان منابع رشد نادیده گرفته می‌شود. فان (۱۳) تغییر فنی را به عنوان انتقال از تابع مرزی تولید و بهبود کارایی (تغییر نهادی) را نیز به عنوان کاهش در فاصله بین تولید واقعی بنگاه و تولید بالقوه آن تعریف می‌کند. از آنجائیکه نهادها در ایجاد انتظارات در مورد حقوق مربوط به استفاده از منابع در فعالیت‌های اقتصادی و تقسیم جریان‌های درآمدی حاصل آن، نقش مهمی دارند لذا در راستای عملی شدن توسعه، نهادها هم مثل تکنولوژی باید تغییر یابند (۱۰). نهادها با تخصیص منابع به کاراترین استفاده‌ها، افزایش انگیزه برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ملموس و غیرملموس و افزایش ریسک‌پذیری افراد، فرایند پذیرش نوآوری را تسهیل می‌نمایند (۵).

رهیافت مورد استفاده این مطالعه مربوط به روش فان در سال ۱۹۹۱ است. دلیل آن این امر می‌باشد که با استفاده از آن می‌توان منابع رشد بخش کشاورزی را به رشد عوامل فیزیکی، تغییر نهادی، تغییر فنی خنثی و تمایل تغییر فنی تفکیک نمود، این در حالی است

تکنولوژی جدید استفاده کرده اند از افزایش تولیدی به اندازه ۱۴۶ درصد در مقایسه با گاوآران دارای تکنولوژی قدیم سود جسته اند که ۴۷ درصد این رشد تولید بخاطر افزایش عملکرد نهاده‌ها (تغییر فنی) و ۹۹ درصد آن به خاطر افزایش میزان نهاده‌ها بوده است. فوگلی (۱۵) منابع رشد بخش کشاورزی اندونزی را برای دوره زمانی ۲۰۰۶ - ۱۹۶۱ بررسی نموده و نتیجه گرفت که بخش کشاورزی اندونزی در طی دوره مورد مطالعه رشد سالانه ۳/۶ درصدی را تجربه نموده است که ۱/۸۰ درصد آن (یعنی کمتر از ۵۰ درصد) ناشی از افزایش نهاده‌های زمین، نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای و ۱/۸۲ درصد آن ناشی از رشد بهره‌وری کل بوده است.

در ایران نیز قره باغیان و همایونی فر (۱۱) اثر تغییرات فنی و نهادی را به عنوان عناصری از دانش فنی، روی تولید بخش کشاورزی بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از رویکرد تجربی مرز تصادفی "فان" آثار ناشی از افزایش نهاده‌های فیزیکی و تغییرات فنی و نهادی را بر رشد تولید بخش کشاورزی محاسبه نموده و به این نتیجه رسیدند که رشد سالانه تولید کشاورزی در ایران ۴ درصد بوده است که ۸۰ درصد آن ناشی از رشد عوامل فیزیکی و ۲۰ درصد آن ناشی از رشد تغییرات فنی بوده است. حاجی رحیمی و ترکمانی (۳) به تبیین یک مدل تجربی برای بررسی منابع رشد بخش کشاورزی ایران با استفاده از کاربرد الگوی تحلیل مسیر برای دوره زمانی ۷۸-۱۳۵۰ پرداختند. آنان سه عامل سرمایه‌گذاری، تغییرات فنی و تغییر در تعداد نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی را به عنوان منابع رشد این بخش معرفی نمودند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که در دوره مورد مطالعه، عمده‌ترین منبع رشد، رشد نهاده‌های مادی نظیر ماشین‌آلات، سموم و کودهای شیمیایی بوده است. حسینی و سلامی (۴) به تجزیه عوامل تعیین‌کننده رشد کشاورزی در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۸۴ - ۱۳۵۶ با بهره‌گیری از روش تابع تولید پرداختند. بر اساس یافته‌های تحقیق در کل دوره، رشد ارزش تولید کشاورزی ۱۹/۸ درصد بوده هست که ۱۴/۶ درصد مربوط به اثر قیمت کل، ۱/۱۰ مربوط به اثر نهاده کل و ۴/۱ مربوط به اثر بهره‌وری کل عوامل هست. شاه‌آبادی (۶) در مطالعه منابع رشد بخش کشاورزی ایران، به سه مورد سهم رشد بهره‌وری کل عوامل، نیروی کار و موجودی سرمایه اشاره نمود. وی با برآورد تابع تولید به این نتیجه رسید که منابع رشد بخش کشاورزی طی دوره ۵۶-۱۳۴۲ به ترتیب، شامل رشد موجودی سرمایه و رشد نیروی کار است، در حالی که منابع رشد بخش کشاورزی طی دوره ۸۵-۱۳۷۵ به ترتیب، رشد موجودی سرمایه، رشد بهره‌وری کل عوامل و رشد نیروی کار را دربرمی‌گیرد.

مطابق آمار موجود، ارزش تولیدات زراعی از ۱۴۰۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۷ به ۵۴۰۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۰ رسیده است که بیانگر رشد سالانه ۳/۴۱ درصدی در طی سی سال اخیر می‌باشد (۱). لیکن علیرغم رشد قابل توجه مقدار تولید محصولات زراعی کشور

$$E\left\{\exp\left(\frac{u_{it}}{v_{it} + u_{it}}\right)\right\} = \exp\left[-\left(\frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma}\right) \left(\frac{f(0)}{1 - F(0)} - \frac{\varepsilon_{it}}{\sigma} \times \left(\frac{\sqrt{\lambda}}{1 - \lambda}\right)\right)\right] \quad (4)$$

در رابطه ۴، $v_{it} + u_{it} = \varepsilon$ ، σ انحراف معیار ε_{it} است. $\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$ و $f(0)$ و $F(0)$ مقادیر تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع نرمال استاندارد است که با مقدار زیر ارزیابی می‌شود:

$$\frac{\varepsilon_{it} \sqrt{\lambda}}{\sigma (1 - \lambda)}$$

مرحله بعد برای نیل به هدف، تصریح فرم تبعی مناسب است. با فرض موجود n نهاده برای تولید یک محصول تابع تولید به صورت رابطه ۵ نشان داد می‌شود:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n, t) \quad (5)$$

در رابطه ۵، Y تولید، X_i نهاده i ام و t اشاره به پیشرفت فنی دارد. برای نشان دادن تابع تولید ۵، می‌توان فرم ترانسلوگ غیرمقید را به کار برد؛ گرچه فرم ترانسلوگ نیاز به اطلاعات آماری فراوان دارد و تعداد پارامترهای آن زیاد هست که ممکن هست موجب ایجاد هم‌خطی گردد. با در نظر گرفتن این محدودیت که تمام نهاده‌ها قابل تفکیک از هم بوده ولی هر نهاده قابل تفکیک از فرآیند تکنولوژیکی نیست، می‌توان نوشت:

$$Y = f\{g_1(X_1, t), \dots, g_n(X_n, t)\} \quad (6)$$

پیشینه نظری فرم پیش‌گفته از آن‌جا ناشی می‌شود که در طول زمان تمام نهاده‌ها تغییر می‌کنند و اثرات متقابل بین نهاده‌ها به طور غیرمستقیم و در طول زمان اندازه‌گیری می‌شود (۱۳). بنابراین فرم تابع تولید شماره ۶ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_i \alpha_i \ln X_i + \sum_i \alpha_{ii} (\ln X_i) \times t \quad (7)$$

$+ \alpha_n t^2$
اگر تمام نهاده‌ها و زمان به فرض تفکیک‌پذیر باشند، تابع تولید می‌تواند به صورت رابطه ۷ بیان گردد:

$$Y = f\{g_1(X_1), \dots, g_n(X_n), t\} \quad (8)$$

تابع تولید کاب-داگلاس برای تابع شماره ۸ به صورت زیر می‌باشد:

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln X_i + \alpha_1 t \quad (9)$$

به دلیل مشکل جدی هم‌خطی در تابع تولید ترانسلوگ و مشکل ثابت بودن کشش‌های تولید در تابع کاب-داگلاس، فرم شماره ۷ برای تخمین‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد.

فرم تبعی به کار رفته در رابطه ۷ را می‌توان به صورت تابع تولید

زیر نشان داد:

$$\ln Y_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln X_i(t) + \sum_i \alpha_{ii} (\ln X_i(t)) \times t \quad (10)$$

$$+ \alpha_1 t + \alpha_n t^2 + \ln(e^{u(t)}) + V_t$$

که سایر روش‌ها منابع رشد را فقط به رشد عوامل فیزیکی و بهره‌وری کل عوامل تولیدی تفکیک نموده‌اند (۱۳). فارل^۱، رویکرد تابع تولید مرزی را مطرح کرد و توابع تولید و کارایی با مدل‌های گوناگون از سوی وی محاسبه و اندازه‌گیری شد. رویکردهای اصلی در برگیرنده برنامه‌ریزی محض، برنامه‌ریزی تعدیل شده، مرز آماری معین و مرز تصادفی است؛ که در رویکرد فان، مرز تصادفی به کار گرفته شده است (۱۱). پیت و لی نشان دادند که رهیافت‌های برنامه‌ریزی و مرز آماری معین برای شوک‌های تصادفی در فرآیند تولید انعطاف‌پذیر نیستند (۱۳). فرم کلی تابع تولید مرزی به صورت رابطه ۱ می‌باشد:

$$Y_{it} = f(X_{it}, b) e^{v_{it}} e^{u_{it}} \quad (1)$$

شکل لگاریتمی رابطه ۱ به صورت رابطه ۲ قابل ارائه است:

$$Y_{it} = \ln f(X_{it}, b) + v_{it} + u_{it} \quad (2)$$

در رابطه ۱، i ، t بنگاه i ، t زمان، Y_{it} تولید بنگاه i ام در زمان t ام، X_{it} با بردار $1 \times K$ سطری از نهاده‌ها، $f(X_{it}, b)$ تولید بالقوه، v_{it} متغیر تصادفی است که شوک‌های تصادفی غیرکنترل شده در تولید را نشان می‌دهد. u_{it} نیز توزیع یک‌طرفه ($u_{it} \leq 0$) و نشان‌دهنده کارایی فنی است. هم‌چنین $f(X_{it}, b) e^{v_{it}}$ نیز به عنوان مرز تصادفی در نظر گرفته شده است که v_{it} عوامل خارج از کنترل بنگاه فرض شده است. توزیع غیرمثبت u_{it} نیز تولیدی را که می‌باید بالا یا پایین تابع مرزی $f(X_{it}, b) e^{v_{it}}$ باشد نشان می‌دهد، چرا که $e^{u_{it}}$ ارزشی بین صفر و یک دارد. فرض می‌شود که برای $t \neq t'$ و برای تمام i ها $E(u_{it} u_{it}') = 0$ و برای تمام $i \neq j$ $E(u_{it} u_{jt}') = 0$ می‌باشد. در این تصریح مدل، در طول زمان و با توجه به کسب تجارب و دانش، امکان دارد کارایی بنگاه تغییر کند. هم‌چنین فرض می‌شود که u_{it} دارای توزیع نرمال با واریانس σ_u^2 و v_{it} دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 و $E(u_{it} v_{it}') = 0$ می‌باشد.

کارایی برای بنگاه یا ناحیه i در زمان t ، بصورت رابطه ۳ تعریف می‌شود:

$$TE = \frac{Y_{it}}{f(X_{it}, b) e^{v_{it}}} \quad (3)$$

بر اساس توزیع u_{it} و با بهره‌گیری از توزیع $v_{it} + u_{it}$ نیز می‌توان کارایی بنگاهی خاص یا ناحیه‌ای خاص را در زمان معین را اندازه‌گیری کرد

جهت خلاصه‌سازی می‌توان رابطه فوق را بصورت زیر نوشت:

$$LnY_t = LnA_0(t) + \sum_i \alpha_i(t) LnX_i(t) + LnE_t \quad (11)$$

$$E_t = e^{ut} \quad \text{و} \quad \alpha_{it} = \alpha_i + \alpha_{it}(t)$$

$$LnA_0 = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_{11} t^2 + V_t$$

با یک‌بار مشتق‌گیری از رابطه ۱۰ نسبت به زمان (t) نرخ رشد

تولید کل بصورت رابطه ۱۲ قابل محاسبه خواهد بود:

$$\frac{\partial LnY(t)}{\partial t} = \frac{\partial LnA_0(t)}{\partial t} + \sum_i \alpha_i(t) \frac{\partial LnX_i(t)}{\partial t} + \quad (12)$$

$$\sum_i LnX_i(t) \frac{\partial \alpha_i(t)}{\partial t} + \frac{\partial LnE(t)}{\partial t}$$

رابطه فوق، جمله اول طرف راست معادله، تغییر فنی خنثی را اندازه-

گیری می‌کند. دومین جمله اثر تغییر نهاده را روی رشد تولید نشان

می‌دهد و عبارت از مجموع وزنی نرخ‌های رشد نهاده به وسیله

کشش‌های تولید است. سومین جمله اثر تغییر فنی را روی رشد تولید

اندازه‌گیری می‌کند؛ اگر این جمله مثبت باشد، تولید به علت تمایل

تغییر فنی افزایش می‌یابد (منابع فراوان جایگزین منابع کمیاب

می‌شود). لازم به ذکر است که تغییر فنی خود شامل دو حالت

می‌باشد: الف) تغییر فنی خنثی: حالتی است که نسبت بکارگیری

نهاده‌ها ثابت می‌ماند و منحنی همسان تولید بصورت موازی به سمت

بالا یا پایین منتقل می‌شود. در واقع در این حالت جانشینی بین

نهاده‌ها صورت نمی‌گیرد. ب) تمایل تغییر فنی: حالتی که در آن

جانشینی بین نهاده‌ها رخ می‌دهد و نسبت بکارگیری نهاده‌ها تغییر

می‌کند و حالتی است که حرکت بر روی منحنی همسان تولید

صورت می‌گیرد. چهارمین جمله نیز اثر تغییر نهاده‌ها (یا بهبودکارایی)

را روی رشد تولید نشان می‌دهد (۱۱ و ۱۴).

در مطالعه حاضر تابع تولید ترانسلوگ با چهار نهاده نیروی کار،

موجودی سرمایه، زمین و کود شیمیایی مورد استفاده قرار گرفت.

مطابق دیدگاه فان (۱۳) تمام نهاده‌ها در بلند مدت متغیرند و اثرات

متقابل میان آن‌ها به صورت غیر مستقیم و در طول زمان اندازه‌گیری

می‌شود، به همین دلیل الگوی تجربی تحقیق به قرار زیر می‌باشد:

$$LnY = \alpha_0 + \alpha_L LnL + \alpha_M LnM(-1) + \alpha_A LnA \quad (13)$$

$$+ \alpha_F LnF(-1) + \alpha_{Li}(LnL) \times t + \alpha_{Mi}(LnM(-1)) \times t$$

$$+ \alpha_{Ai}(LnA) \times t + \alpha_{Fi}(LnF(-1)) \times t + \alpha_i \times t + \alpha_{it} \times t^2 + Ln(e^{ut}) + V_i$$

در رابطه فوق، F ، A ، M ، L به ترتیب از چپ به راست بیانگر

نهاده‌های نیروی کار، موجودی سرمایه، زمین و کود و t نشان دهنده

عامل زمان و معرف تکنولوژی بوده و α_i و α_{it} بیانگر پارامترها

هستند. Y نیز نشان‌دهنده متغیر ارزش تولیدات زراعی می‌باشد. دوره

زمانی مطالعه شامل سال‌های ۹۰-۱۳۵۷ بوده و داده‌های مورد نیاز از

آمارنامه‌های کشاورزی وزارت جهاد کشاورزی، سالنامه‌های آماری

مرکز آمار ایران جمع‌آوری گردید.

نتایج و بحث

نتایج ایستایی و همجمعی متغیرها

با توجه به اهمیت ایستایی در داده‌های سری زمانی، ایستایی

متغیرهای تابع تولید با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته

بررسی گردید که نتایج در جدول ۱ قابل مشاهده هست.

همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌گردد، شکل تفاضل مرتبه

اول تمام متغیرها در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. بنابراین متغیرهای

تابع تولید دارای ریشه واحد هستند و هم‌جمع از مرتبه یک می‌باشند.

از آنجایی که متغیرهای تابع تولید دارای ریشه واحد هستند،

جهت اطمینان از این که رگرسیون تخمین زده شده کاذب نبوده و

آزمون‌های آماری t و F معتبر باشند، همجمعی بین متغیرها مورد

بررسی واقع شد.

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرهای تابع تولید مرزی با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱۰٪
ارزش تولید	-۱/۶۵	-۴/۱۶	-۳/۵	-۳/۱۸
تفاضل مرتبه اول ارزش تولید	-۸/۸۲***	-۳/۵۷	-۲/۹۲	-۲/۵
نیروی کار	-۰/۵۹	-۴/۱۶	-۳/۵	-۳/۱۸
تفاضل مرتبه اول نیروی کار	-۳/۸۴***	-۳/۵۷	-۲/۹۲	-۲/۵
سرمایه ماشینی	-۰/۱۶	-۴/۱۶	-۳/۵	-۳/۱۸
تفاضل مرتبه اول سرمایه ماشینی	-۷/۴۲***	-۳/۵۷	-۲/۹۲	-۲/۵
زمین	-۲/۷۲	-۴/۱۶	-۳/۵	-۳/۱۸
تفاضل مرتبه اول زمین	-۸/۶۸***	-۳/۵۷	-۲/۹۲	-۲/۵
کود شیمیایی	-۳/۱۶	-۴/۱۶	-۳/۵	-۳/۱۸
تفاضل مرتبه اول کود شیمیایی	-۹/۰۸***	-۳/۵۷	-۲/۹۲	-۲/۵

***،**،* نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است

$$+ 0.009 \text{ } lft (-1) + 0.000084 \text{ } tt$$

(2.18) (-1.04)

R-square=0.98 F=137.68 D.W=2.06

خوبی برازش تخمین ۹۸ درصد می‌باشد که بیانگر این مطلب هست که ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی قابل بیان هست. مقدار آماره دوربین-واتسون نیز نشان می‌دهد که بین متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد. بعد از برآورد پارامترهای تابع تولید سهم هر یک از منابع رشد تولیدات زراعی محاسبه شده و نتایج در جداول ۳ و ۴ ارائه شده است. همان‌طور که از جداول شماره ۳ و ۴ مشاهده می‌گردد، رشد متوسط سالانه بخش زراعت در طی سال‌های ۹۰-۱۳۵۷ در حدود ۳/۴۱ درصد بوده است، که این رشد ناشی از سه عامل افزایش نهاده‌های فیزیکی، تغییر فنی (خنثی- تمایل تغییر فنی) و تغییر نهادی است. نتایج حاکی از آن است که ۸۵/۹ درصد از این رشد تحت تاثیر افزایش نهاده‌های فیزیکی است، که ۲۶/۹۷ درصد آن سهم نیروی کار، ۳۹/۵۸ درصد آن سهم سرمایه ماشینی، ۱۱/۱۴ درصد آن سهم زمین و ۰/۱۷ درصد آن سهم کود می‌باشد. بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که هنوز بواسطه وجود عوامل و منابع فراوان و نسبتاً ارزان در کشور، بخش بسیار بزرگی از افزایش تولید محصولات کشاورزی به خاطر بهره‌گیری از نهاده‌های بیشتر بوده است. در حالی که سهم تغییر فنی (مجموع تغییر فنی خنثی و تمایل تغییر فنی) در حدود ۷/۹ درصد و سهم تغییر نهادی ۶/۱ درصد می‌باشد. تفاوت بین کل رشد بخش زراعت که ۳/۴۱ درصد هست و میزان رشدی که از محاسبات به دست آمده است، یعنی ۳/۱۴ درصد، برابر اثر سایر عوامل (نظیر هزینه‌های واسطه) می‌باشد که در مدل ذکر نشده است.

در صورتی که حداقل یک بردار همگرایی بین متغیرها باشد، می‌توان از معتبر بودن آزمون‌های آماری و کاذب نبودن رگرسیون مطمئن شد. برای بررسی همجمعی بین متغیرها از آزمون بوهانسون استفاده گردید که نتایج به صورت جدول ۲ می‌باشد.

جدول ۲- آزمون همجمعی بوهانسون بین متغیرهای تابع تولید مرزی

فرضیه صفر	آماره اثر	مقدار بحرانی	سطح احتمال
هیچ بردار	۱۰۰/۰۷	۶۹/۱۸	۰/۰۰۰
حداقل یک بردار	۵۱/۵۸	۴۷/۸۵	۰/۰۳۵
حداقل دو بردار	۱۹/۹۹	۲۹/۷۹	۰/۴۲۳
حداقل سه بردار	۷/۵۵	۱۵/۴۹	۰/۵۱۳
حداقل چهار بردار	۲/۹۲	۳/۸۴	۰/۰۸۲

با توجه به جدول ۲ استنباط می‌شود که فرضیه مربوط به اینکه حداقل دو بردار همگرایی بین متغیرهای تابع تولید وجود دارد، از آن‌جایی که آماره اثر کمتر از مقدار بحرانی است رد نمی‌گردد؛ بنابراین متغیرهای تابع تولید همگرا بوده و تابع تخمینی کاذب نمی‌باشد. نتایج حاصل از تخمین منابع رشد تولیدات زراعی بیانگر آن است که رشد ارزش تولیدات زراعی متاثر از سه عامل افزایش نهاده‌های فیزیکی (نیروی کار، سرمایه، زمین و کود)، کارایی و تکنولوژی است. برای بررسی منابع رشد تولیدات زراعی تابع شماره ۱۰، با استفاده از نرم‌افزار stata تخمین زده شد و سپس با توجه به رابطه ۱۱، اجزای رشد و سهم هر یک تفکیک گردید. نتایج حاصل از تخمین و محاسبات به قرار زیر می‌باشد:

$$ly = -24.71 + 1.76ll + 1.77lm(-1) - 1.20la - 0.13lf(-1)$$

(-0.44) (2.87) (1.69) (-1.89) (-0.32)

$$+ 0.69 t + 0.06 llt - 0.03 lmt (-1) + 0.11at$$

(1.71) (-1.60) (0.24) (2.58)

جدول ۳- منابع رشد سالانه تولید زیر بخش زراعت طی سال‌های ۹۰-۱۳۵۷

تغییر نهادی	تمایل تغییر فنی	تغییر فنی خنثی	اثر سایر عوامل	اثر نهاده‌های اصلی	رشد ارزش تولید کل
۰/۳۱	-۰/۴۲	۰/۶۹	۰/۲۷	۲/۶۵	۳/۴۱
(۶/۱)	(-۱۲/۳)	(۲۰/۲)	(۸)	(۷۷/۸۸)	(۱۰۰)

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سهم‌ها می‌باشد.

جدول ۴- رشد اجزای نهاده کل طی سال‌های ۹۰-۱۳۵۷

سایر عوامل	کود	زمین	سرمایه ماشینی	نیروی کار	اثر افزایش نهاده
۰/۲۷	۰/۰۰۵	۰/۳۸	۱/۳۵	۰/۹۲	۲/۹۲
(۸)	(۰/۱۷)	(۱۱/۱۴)	(۳۹/۵۸)	(۲۶/۹۷)	(۸۵/۹)

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سهم‌ها می‌باشد.

جدول ۵- نرخ و سهم رشد سالانه منابع رشد تولید کشاورزی ایران طول دو دوره مختلف

دوره زمانی مطالعه	تولید کل	سهم نیروی کار	سهم سرمایه ماشینی	سهم زمین	سهم کود شیمیایی	سهم سایر عوامل	مجموع اثر نهاده‌ها	تغییرات فنی	تغییرات نهادی	بهره وری کل
۱۳۳۸-۷۶	۴/۰۵ (۱۰۰)	-۰/۷۸۹ (-۱۹)	۱/۶۳ (۴۰/۴)	-۰/۳۷۸ (-۹/۳)	۱/۵۴۷ (۳۸/۲)	۰/۳۷۳ (۹/۲)	۳/۱۴۵ (۷۷/۶)	۱/۰۰۶ (۲۴/۹)	-۰/۱۰۶ (-۲/۶)	۰/۹ (۲۲/۳)
۱۳۵۷-۹۰	۳/۴۱ (۱۰۰)	۰/۹۲ (۲۶/۹۷)	۱/۳۵ (۳۹/۵۸)	۰/۳۸ (۱۱/۱۴)	۰/۰۰۵ (-۰/۱۷)	۰/۲۷ (۸)	۲/۹۲ (۸۵/۸۹)	۰/۲۷ (۷/۸۹)	۰/۲۱ (۶/۱۵)	۰/۴۷ (۱۴/۲۵)

مأخذ: نتایج مربوط به دوره زمانی ۱۳۳۸-۷۶ از مطالعه همایونی فر و قره‌باغیان (۱۳۸۰) گرفته شده است و نتایج مربوط به دوره ۱۳۵۷-۹۰ نتایج مطالعه حاضر را شامل می‌شود.

گویای این مطلب هست که افزایش نهاده‌های فیزیکی ۹/۸۵ درصد از سهم رشد را به خود اختصاص داده اند، این در حالی است که سهم تغییر فنی و نهادی فقط ۱/۱۴ درصد بوده است. از این ۱۴ درصد، ۸ درصد آن مربوط به تغییر فنی و ۱/۶ درصد آن مربوط به تغییر نهادی است. در زیربخش زراعت ایران سهم عمده رشد تحت تأثیر اثر مقیاس یا افزایش نهاده های تولیدی است. وفور منابع طبیعی و دسترسی نسبتاً سهل تر تولید کنندگان به نهاده های نظیر زمین، آب و برخورداری از نهاده های یارانه دار نظیر کود شیمیایی، سموم و ماشین آلات، یک عامل تشویقی برای بهره گیری بیشتر از این نهاده‌ها در فرایند تولید محصولات زراعی در طی دهه های اخیر محسوب می شوند. عدم برخورداری اکثر تولید کنندگان زیربخش زراعت کشور از علوم و فنون کشاورزی، امکان بهره گیری از نهاده‌های تکنولوژی را محدود نموده است. حتی در صورت استفاده از این عوامل (نظیر بذور اصلاح شده) بازدهی و بهره وری آن‌ها در حد نسبتاً ناآزلی قرار دارد.

نتایج نشان داد که در بین منابع رشد تولیدات زراعی، سهم نهاده‌های فیزیکی بسیار بالاتر از سهم تغییر فنی و تغییر نهادی است، این در حالی است که منابع محدودند و هزینه دستیابی به منابع جدید نیز بسیار بالاست. بنابراین باید اتخاذ راهکارهایی جهت بهره گیری کارا تر از منابع تولید مد نظر دست اندرکاران و تولید کنندگان بخش کشاورزی باشد. گسترش مراکز تحقیق و توسعه، در جهت مطالعه تکنولوژی های نوین و کاربردی نمودن فناوریهای موجود می تواند کارکرد بخش کشاورزی را تقویت نماید. ضمن این که ارتباط مراکز تحقیق و توسعه و مراکز پژوهشی در دانشگاهها و مراکز علمی دیگر با همدیگر و نیز با کشاورزان می تواند به معرفی و ترویج تکنولوژی‌های نوین به کشاورزان کمک کند. از آن جایی که گسترش فناوری ماشینی باعث افزایش تولید و نیز افزایش بهره وری سایر نهاده‌ها از جمله نیروی کار می گردد، توصیه می شود به گسترش فناوری ماشینی و مکانیزاسیون کشاورزی توجه بیش‌تری گردد.

سایر عوامل، نهاده‌هایی هستند که نمی‌توان آن‌ها را به شکل سیستماتیک در چهارچوب نظری تحقیق جای داد، مثل نهاده سم‌های دفع آفات و بیماری‌های گیاهی. این نهاده به عنوان افزایش دهنده تولید مطرح نیست، بلکه به عنوان جلوگیری کننده از کاهش تولید مطرح است. آب متغیر مهم دیگری است که در مدل آورده نشده است. به دلیل شکل و ماهیت ارتباط این نهاده با زمین، در اقتصاد کشاورزی از نهاده زمین به عنوان جانشینی برای متغیر آب استفاده می‌شود. محدودیت ناشی از هم‌خطی میان نهاده‌ها نیز دلیلی قاطع برای وارد نکردن این نهاده در تابع می‌باشد.

جهت بررسی و مقایسه نتایج به دست آمده از مطالعه و تحلیل آن‌ها، از نتایج مطالعه مشابهی که توسط همایونی فر (۱۱) که برای دوره زمانی ۱۳۳۸-۷۶ انجام گرفته است، استفاده گردید. در جدول ۵ این نتایج قابل مشاهده است.

با توجه به جدول فوق مشاهده می‌گردد که میزان رشد سالانه طی دوره زمانی ۱۳۳۸-۷۶ به میزان ۰/۶۴ درصد بیش‌تر از دوره زمانی ۱۳۵۷-۸۹ بوده است. هم‌چنین سهم نیروی کار و کود شیمیایی در رشد تفاوت بسیار چشم‌گیری داشته است؛ به نحوی که سهم نیروی کار از ۱۹- درصد به ۲۶/۹۷ درصد رسیده است. این تفاوت را می‌توان ناشی از افزایش سطح تحصیل کشاورز یا خانواده کشاورز دانست. سهم تغییر فنی نیز از ۲۴/۹ درصد به ۷/۹۱ درصد تقلیل یافته، در حالی که سهم تغییر نهادی از ۲/۶- درصد به ۶/۱ درصد افزایش یافته است. افزایش تغییر نهادی را می‌توان ناشی از گسترش برنامه‌های ترویجی و آموزشی و نیز افزایش سطح تحصیل و فرهنگ کشاورز و خانواده آنان دانست. تفاوت بازه زمانی مطالعه، جنگ تحمیلی هشت ساله پس از انقلاب اسلامی، سازندگی‌های پس از جنگ و مهم‌تر از همه تحریم‌های اخیر را می‌توان دلایلی در جهت تفاوت نتایج بر شمرد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بررسی منابع رشد تولیدات زراعی ایران طی سالهای ۹۰-۱۳۵۷،

منابع

- ۱- آمارنامه کشاورزی، سال زراعی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۰، جلد اول، تهیه شده در دفتر آمار و فناوری اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی.
- ۲- امیر تیموری س. و خلیلیان ص. ۱۳۸۶. رشد بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران و چشم‌انداز آن در برنامه چهارم توسعه، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۱۵، شماره ۵۹، ص ۳۷-۵۲.
- ۳- حاجی رحیمی م. و ترکمانی ج. ۱۳۸۳. یک مدل تجربی برای بررسی منابع رشد در بخش کشاورزی ایران- کاربرد الگوی تحلیل مسیر، مجموعه مقالات پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران .
- ۴- حسینی ر. و سلامی ج. ۱۳۸۶. منابع رشد بخشی در اقتصاد ایران: مورد بخش کشاورزی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی- سال ۷- شماره ۱، ص ۶۱-۷۴.
- ۵- رزانی م.، دلالی اصفهانی ر. و صمدی ع.ج. ۱۳۸۷. ارائه الگویی برای رشد اقتصادی ایران: برخی ملاحظات نهادی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال دهم، شماره ۲، ص ۲۱۵-۱۹۲.
- ۶- شاه‌آبادی ا. ۱۳۸۸. منابع رشد بخش کشاورزی ایران طی سال‌های ۸۵-۱۳۴۲، فصلنامه روستا و توسعه، سال ۱۲، شماره ۴، ص ۱۴۷-۱۲۵.
- ۷- شرافتمند ح.، بشرآبادی ح. و باغستانی ع.ا. ۱۳۸۹. بررسی تأثیر فناوری بر اشتغال بخش زراعت و باغبانی، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۱۸، شماره ۷۲، ص ۹۵-۱۱۴.
- ۸- شرافتمند ح.، همایونی فر م.، مهرابی بشرآبادی ح. و باغستانی ع.ا. ۱۳۹۰. برآورد موجودی سرمایه در زیربخش‌های بخش کشاورزی ایران، جلد ۳، شماره ۱، ص ۱۵۹-۱۴۱.
- ۹- شیرین بخش ش. ۱۳۸۶. اقتصاد سنجی رهیافت کاربردی، تألیف صدیقی ولولر، انتشارات اوای نور.
- ۱۰- کوپاهی م. ۱۳۷۸. توسعه کشاورزی یک دیدگاه بین‌المللی، تألیف هایامی و روتان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی.
- ۱۱- قره‌باغیان م. و همایونی فر م. ۱۳۸۰. آثار تغییر فنی و نهادی بر رشد تولید کشاورزی ایران، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۶، صفحه ۴۴-۲۳.
- ۱۲- هنرآموز ن. ۱۳۸۴. مدل رشد بخش کشاورزی ایران با تأکید بر فناوری و سرمایه انسانی، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره ۳، ص ۱۳۷-۱۱۹.
- 13- Fan Sh. 1991. Effects of technological change and institution reform on production growth in Chinese agriculture. *American Journal of Agricultural Economic*, 266-275.
- 14- Fan Sh. and Pardey Ph. 1999. Research , productivity and output growth in Chinese agricultural .*Journal of Development Economics*, 53 : 115-137.
- 15- Fuglie K. 2010. Sources Of Growth In Indonesian Agriculture, *Journal of Productivity Analysis*. 33:225- 240.
- 16- Gaddi G.M. and Kunnal L.B. 1996. Source of output growth in new milk production technology and some implication to returns on research investment "*Indian Journal of Agriculture Economic*.51(3):389-395.
- 17- Romer W.P.M. 1989. What determinate the rate of growth and technological change?. *Policy Research Working Paper Series 279*, The World Bank.