

محاسبه و تحلیل رشد بهره وری کل عوامل تولید در زیربخش زراعت کشاورزی به روش مدل خود توضیح برداری با وقفه های گستردۀ (ARDL)

علی باقرزاده^۱

چکیده

امروزه تمام کشورهای جهان در پی بدست آوردن پیشرفت هایی در زمینه بهره وری هستند، بدین معنی که بتوانند با مصرف کمتر منابع به مقدار تولید بیشتری دست یابند. بهره وری نقش مهم و موثری در رشد تولید و افزایش رقابت پذیری در بخش های اقتصادی دارد. از طریق محاسبه و تحلیل شاخص های بهره وری عوامل تولید می توان میزان کارایی عملکرد بخش های مختلف اقتصادی را در استفاده از منابع تولید بررسی کرد. لذا در این مطالعه به شکل نوین از طریق مدلهای خود توضیح برداری و روش شاخص مانده سولو، رشد بهره وری کل عوامل تولید در زیربخش زراعت طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۷ محاسبه و روند آن بررسی شد. برای این منظور ابتدا تابع تولید زیربخش زراعت کشاورزی با نهاده های سرمایه، نیروی کار و انرژی مصرفی و با کمک روش ARDL برآورد گردید. سپس با استفاده از شاخص دیویژیا و روش مانده سولو رشد TFP زیربخش زراعت محاسبه شد. نتایج این مطالعه نشان داد که رشد بهره وری کل عوامل تولید در زیربخش زراعت کشاورزی در دوره مورد بررسی نوسانات زیادی را تجربه کرده و در برخی سالها روند منفی را سپری کرده است، به طوری که میانگین TFP زراعی کشاورزی محاسبه شده در دوره مورد مطالعه به میزان ۰/۸ درصد بوده است. بر اساس این مطالعه میانگین رشد بهره وری کل عوامل تولید در زیربخش زراعت کشاورزی با رقم پیش بینی شده آن در طی برنامه چهارم یعنی میانگین ۲/۲ درصدی تفاوت معنی داری دارد. بنابراین پیشنهاد می گردد که از طریق اجرای چرخه بهره وری، برای افزایش بهره وری در این زیربخش برنامه ریزی سیاستی لازم انجام شود.

واژه های کلیدی : بهره وری کل عوامل تولید زراعت (TFP)، نهاده انرژی، روش ARDL، مانده سولو.

۲۵ درصد از حجم اشتغال ایجاد شده توسط بخش کشاورزی به زیر بخش زراعت کشور مربوط می‌شود.

بر اساس نظریات رشد و تولید، امکان افزایش حجم و کیفیت تولید از دو طریق ممکن خواهد بود. در روش اول این کار از طریق استفاده بیشتر از عوامل و نهاده‌های تولید میسر می‌شود ولیکن در روش دوم این مساله از طریق بکار گیری روش‌های تولید کارا‌تر و استفاده از عوامل تولید موثر‌تر محقق می‌شود. از آنجا که در زیر بخش زراعی کشور نهاده‌ها محدود بوده و امکان افزایش تولید از روش اول میسر نخواهد شد بنابراین بایستی ضمن توجه به روش دوم یعنی بالا بردن بهره وری عوامل تولید، تلاش کنیم از منابع موجود به شکل کارآمد استفاده شود. به همین دلیل است که توجه به مقوله بهره وری و ارتقای آن از سالها پیش ذهن محققان و اقتصاددانان کشاورزی را به خود جلب کرده است.

شاید برای اولین بار لغت بهره وری به طور رسمی در مقاله‌ای توسط فرانسو کنه در سال ۱۷۷۶ به کار بردۀ شد (FAO, 2010). در نگاه کنه تنها بخش کشاورزی در اقتصاد مولده بوده و بایستی برای افزایش توان تولید در آن بهره وری این بخش را ارتقا داد. (Aftalion 1992) در مقاله‌ای تحت عنوان «سه مفهوم قدرت، تولید و درآمد» در مجله اقتصاد کشاورزی، بهره وری کشاورزی را به رابطه بین مقدار محصولی که در

مقدمه و بررسی منابع

در ادبیات توسعه اقتصادی، یکی از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه آن است که دارای بخش کشاورزی سنتی می‌باشند. بر اساس یافته‌های (Evenson 1995) کشورهای در حال توسعه برای گذر از بحران‌های عدم توسعه باستانی به سراغ بخش کشاورزی خود رفته و ضمن تلاش برای گسترش تولیدات کشاورزی در تفکر آن باشند که این بخش را از حالت سنتی در آورده و با تکنولوژی‌های پیشرفته آمیخته سازند تا از این رهگذر تولیدات خود را کارا نمایند (Shakeri, 2007).

بخش کشاورزی در کشورهای در حال توسعه موتور اصلی رشد و توسعه اقتصادی است و به علت ارتباطات پسین و پیشین خود با سایر بخش‌های اقتصادی می‌تواند با رشد خود زمینه رشد آنها را نیز در این کشورها فراهم آورد. تقویت بخش کشاورزی، می‌تواند ایجاد پس انداز کند که این امر به توسعه بخش‌های دیگر در داخل کشور کمک خواهد کرد. بخش کشاورزی از لحاظ تأمین درآمد، اشتغال، ارزآوری، ایجاد بازار و به ویژه تأمین غذا در بین سایر بخش‌ها از اهمیت Bagherzadeh (2011).

در میان زیر بخش‌های کشاورزی اهمیت زیر بخش زراعت بسیار بالاتر از سایر زیر بخش‌ها به لحاظ ایجاد اشتغال و کمک به تولید ناخالص ملی کشور می‌باشد. به طوریکه بیش از

Bagherzadeh(2011)، به بررسی و تبیین عوامل موثر بر بهره وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که سطح بهره وری در بخش کشاورزی در طی دوره سی ساله بعد از انقلاب اسلامی تحت تاثیر فعالیت های تحقیقات کشاورزی قرار دارد.

مطالعه دیگری توسط Evenson(1996)، در کشور هندوستان برای اندازه گیری بهره وری کل عوامل تولید در کشاورزی آن کشور صورت گرفت که نتایج آن درخور تامل است، به طوریکه رشد TFP در ۲۰ سال مورد بررسی دارای میانگین ۳/۸ درصدی بوده است. این روند مناسب رشد بهره وری به خاطر سیاست های منسجم دولت در ارتقای تکنولوژی کشاورزی بوده است.

مطالعات Ball(1998) در ایالات متحده نشان داد که میزان بهره وری کل در زیربخش هایی مثل زراعت در حدود ۵۹ درصد است. در این مطالعه، میزان بهره وری زیربخش زراعت در مقایسه با زیربخش با غبانی به طور نسبی پایین گزارش شده است.

Eslam(2002)، در مطالعه ای رشد بهره وری زیربخش زراعت را در غرب استرالیا بین سالهای ۱۹۸۰-۲۰۰۰ با استفاده از شاخص ترنکوئیست بررسی کرد. وی همچنین بهره وری محاسبه شده برای غرب استرالیا را با سایر قسمت های آن مقایسه نمود و نتیجه گرفت که میانگین

یک مدت معین بدست آمده و مقدار عوامل مصرف شده در جریان تولید آن محصول، تعریف می کند. بر این اساس از اوایل قرن بیستم این واژه به مفهوم نسبت ستانده به نهاده به کار رفت (Emami,2008).

Khalilian (2006)، در مطالعه ای به بررسی بهره وری کل عوامل تولید با استفاده از روش کندریک برای هشت بخش اقتصادی کشور طی سالهای ۱۳۷۵-۱۳۵۸ پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که بهره وری کل در بخش کشاورزی به طور متوسط سالیانه یک درصد رشد داشته است.

Akbari(2008)، به تحلیل رشد بهره وری کل بخش کشاورزی ایران در دوره ۱۳۷۵-۱۳۴۵ پرداختند. در این مطالعه از تابع تولید کاب داگلاس با دو نهاده نیروی کار و سرمایه استفاده شد و نشان داده شد که سطوح بهره وری در دوره مورد بررسی روند صعودی را طی کرده است.

Khaksar(2010)، ضمن بررسی تابع تولید بخش کشاورزی با استفاده از رهیافت شاخص ترنکوئیست و تایل برای یک دوره ۲۵ ساله به بررسی و برآورد بهره وری کل عوامل تولید پرداختند. نتایج مطالعه این دو محقق آشکار می کند که میزان رشد بهره وری کشاورزی متناسب با اهداف برنامه های توسعه اقتصادی کشور نبوده است.

این تغییرات فنی نیز پیشرفت فناوری را به دنبال دارد و تعابیر زیر از آن استخراج می شود (Romer, 1999).

الف - به دست آوردن محصول بیشتر با مقادیر ثابت و معین نهاده ها ، در یک برداشت دیگر با کمک و مساعدت پیشرفت فنی می توان همان مقدار قبلی از محصول را با مقدار کمتری از یک یا چند نهاده تولید کرد.

ب- محصول جدید در معرض تغییرات کیفی قرار می گیرد، یعنی همان میزان محصول ولی با کیفیت بالاتر تولید می شود . (نظیر تولید محصولات با ژنتیک اصلاح شده در بخش کشاورزی)

ج - کالاهای کاملاً جدید تولید شود.
امروزه برای اندازه گیری مفهوم جز باقی مانده یا همان بهره وری کل عوامل تولید ، روش‌های گوناگونی از جمله روش‌های توابع مرزی و توابع غیر مرزی وجود دارد که هر کدام از آنها در قالب شاخه‌های پارامتریک و ناپارامتریک قابل تجزیه و تحلیل و اندازه گیری می باشند ، به طوری که هر کدام از شاخه‌ها شامل مدل‌های مختلف از جمله روش‌های حسابداری رشد ، شاخص دیویژیا ، شاخص ترنکوئیست ، مدل برنامه ریزی و شاخص مالم - کوئیست و ... می باشد و در قالب آنها کلیه عوامل موثر بر باقی مانده رشد یعنی TFP قابل بررسی می باشد.

در شکل ۱ ، نشان داده می شود که در نگاه مرزی (حدی) به بهره وری از دو بعد پارامتریک و

رشد بهره وری زراعی در غرب استرالیا ۴/۲ درصد بوده که در مقایسه با سایر نواحی آن نرخ رشد بالاتری داشته است.

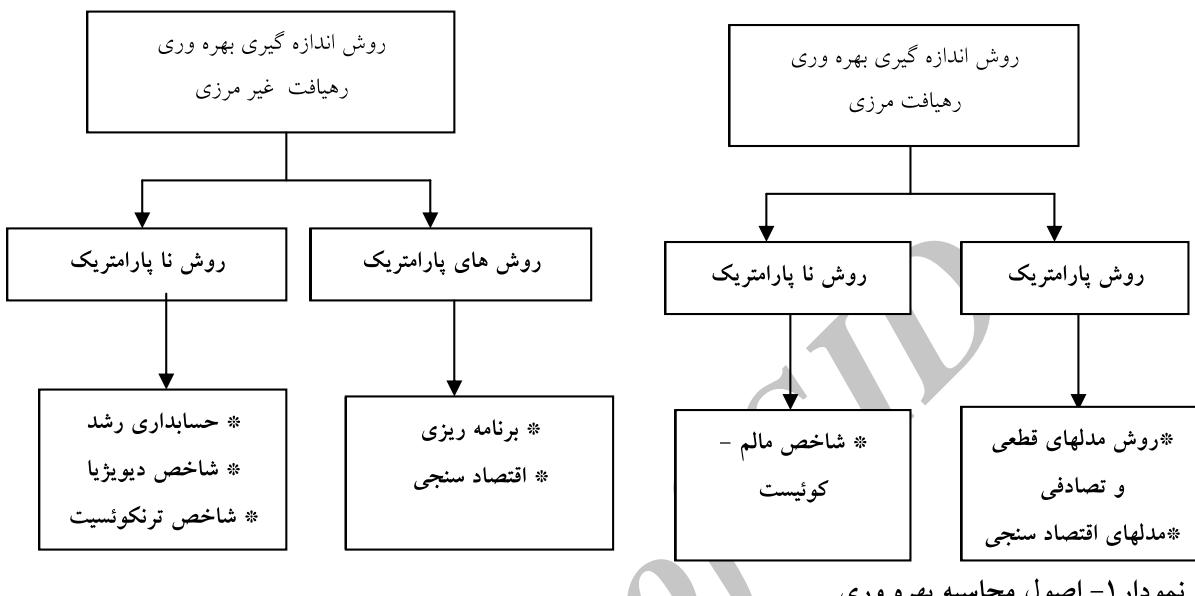
Alston(2007) ، در پژوهشی به کنکاش در مورد عوامل موثر بر افزایش بهره وری کل عوامل تولید در زیر بخش های کشاورزی نظیر باغبانی و زراعت پرداخت. نتایج این پژوهش برای ۵۱ کشور در حال توسعه نشان می دهد که عوامل اقتصادی نظیر ترویج و آموزش کشاورزی از عناصر کلیدی در ارتقای بهره وری برای این زیر بخش ها بویژه زیر بخش زراعت بوده است. به رغم اهمیت موضوع بهره وری به عنوان یکی از عناصر اصلی رشد اقتصادی در زیر بخش زراعی کشاورزی، هدف اصلی در این تحقیق برآورده تابع تولید کلان زیر بخش زراعت به کمک روش های باوقفه و سپس اندازه گیری مقادیر رشد بهره وری کل عوامل تولید در آن است.

مواد و روش‌ها

در ادبیات اقتصاد کلان ، آن بخش از رشد تولید که مربوط به رشد کمی نیروی کار و سرمایه نیست ، تحت عنوان رشد بهره وری کل از آن نام برده می شود. برای تبیین عوامل تعیین کننده جزء باقی مانده رشد اقتصادی ، نظریه های رشد درون زا در اقتصاد کلان مطرح می شود. همان طور که می دانیم در تئوریهای رشد درون زا جزء باقی مانده رشد به تغییرات فنی نسبت داده می شود و

نیز به شیوه برنامه ریزی خطی می باشد (Emami, 2008).

ناپارامتریک نگریسته می شود. روش ناپارامتریک همان روش تحلیل پوششی داده ها است. در این روش جمله اختلالی وجود ندارد و روش تخمین



نمودار ۱- اصول محاسبه بهره وری

Figure 1. Calculating of Productivity

گیری بهره وری وجود دارد. روش اول محاسبه بهره وری در قالب مدلهای رشد و تابع تولید به شکل اقتصادسنجی و برنامه ریزی ریاضی است. اما روش دوم با استفاده از شاخص سازی امکان پذیر است. شاخص های ترنکوئیست و دیویژیا معروفترین شاخص های ساخته شده در این بخش است. امروزه در برخی از مطالعات مربوط به بهره وری کل عوامل تولید از شاخص های دیویژیا و ترنکوئیست (تقریباً از دیویژیا) استفاده می شود.

اما شاخص ترنکوئیست دارای محدودیت هایی در محاسبه می باشد که این مساله شاخص دیویژیا را برای محاسبه بهره وری کل عوامل

شاخص لازم برای اندازه گیری بهره وری کل عوامل تولید در روش ناپارامتریک شاخص مالم کوئیست است. در محاسبه این شاخص از توابع مسافت استفاده می شود. اما مدلهای پارامتریک مدلهایی هستند که در آنها از روشهای اقتصاد سنجی استفاده می شود. این مدلها معمولاً به شکل تصادفی در جمله اختلال تعریف می شود و بیشتر در محاسبه کارایی فنی کاربرد دارد. در این روشهای نیاز به شکل توزیع جمله اختلال می باشد. در حال حاضر این روشهای در محاسبه بهره وری چندان کاربردی ندارد.

در بحث روش های غیر مرزی نیز که معمولاً در ادبیات رشد متداول است، دو نگاه برای اندازه

$$TFP = \frac{Y_t}{\prod_{i=1}^n X_i^{\alpha_i}} \quad (1)$$

که در آن X_t و Y_t بیانگر تولید (ارزش افزوده) و نهاده های زیر بخش زراعی کشاورزی بوده و α ها سهم عوامل تولید می باشند. در شرایط رقابت کامل و با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس α ها بیانگر کشش تولیدی نهاده های زیر بخش زراعی است.

لذا در شرایطی که اطلاعات آماری در خصوص سهم های عوامل از تولید وجود ندارد ، می توان از کشش های تولیدی عوامل در برآورد بهره وری کل عوامل تولید کشاورزی استفاده کرد. بر اساس تحلیل اقتصاددانان کشاورزی نتایج برآورد حاصل از روش شاخص دیویژیا با روش مانده سولو یکسان است. زیرا با لگاریتم گیری از شاخص فوق داریم (Amini , 2007).

تولید کشاورزی مناسب تر می سازد. از مهم ترین محدودیت های شاخص ترنکوئیست آن است که نیاز به آمار قیمت تک تک نهاده ها و محصولات کشاورزی دارد که این آمار در بخش کشاورزی گاهی وجود نداشته و یا آمار مربوط به آن قابل اطمینان نیست.

شاخص دیویژیا بدلیل داشتن آمار لازم برای ساختن آن و نیز به دلیل تناسب آن با روش پسماند سولو در این تحقیق مورد استفاده قرار می گیرد. در روش شاخص دیویژیا با دادن وزن های متفاوت به عوامل تولید ، نقش هر کدام از این عوامل در فرآیند تولید مشخص می شود. این شاخص به ما اجازه می دهد که عوامل غیر همگن نظیر نیروی کار، سرمایه و غیره را به شکل یکجا در نظر بگیریم. در روش فوق، شاخص بهره وری کل عوامل تولید برای زیر بخش زراعی کشاورزی به صورت زیر تعریف می شود.

$$\log TFP = \log \left[\frac{Y_t}{\pi X_i^{\alpha_i}} \right]$$

$$\log TFP = \log Y_t - [\alpha_1 \log x_1 + \alpha_2 \log x_2 + \dots + \alpha_n \log x_n]$$

حال اگر از طرفین رابطه دیفرانسیل گرفته شود ، خواهیم داشت.

$$\begin{aligned} \frac{dTFP}{TFP} &= \frac{dY_t}{Y_t} - \left[\frac{\alpha_1 dx_1}{x_1} + \frac{\alpha_2 dx_2}{x_2} + \dots + \frac{\alpha_n dx_n}{x_n} \right] \\ TFP_{Ag}^{\circ} &= y_t^{\circ} - \alpha_1 x_1^{\circ} - \alpha_2 x_2^{\circ} - \dots - \alpha_n x_n^{\circ} \end{aligned} \quad (2)$$

بخش زراعت با رشد نهاده های آن است که تفاضل این دو با تأثیر کشش های تولیدی نمایش

رابطه نهایی (شماره ۲) ، همان مانده سولو است. این رابطه نشان دهنده ارتباط رشد تولید زیر

مقدار انرژی مصرفی در زیر بخش برحسب مگاژول است. داده های ارزش افزوده از حسابهای ملی ایران به قیمت جاری ، سرمایه فیزیکی از Tahami pour (2009) ، نیروی کار از وزارت جهاد کشاورزی و بانک مرکزی و انرژی از طریق ترازانمہ انرژی و Torkamani(2009) استخراج شده است. ضرایب α ، β و δ نماینده کششهای تولید نسبت به نهاده های نیروی کار ، انرژی و موجودی سرمایه در این بخش می باشد. همان طور که قبل عنوان شد برای برآورد کششهای تولیدی در محاسبه بهره وری کل عوامل تولید از تابع تولید استفاده می کنیم. تابع مورد استفاده در این بخش تابع کاب داگلاس است. دلیل استفاده از تابع کاب- داگلاس در مقایسه با توابع دیگر در این است که اولا : سولو تابع کاب داگلاس را جهت محاسبه بهره وری کل عوامل تولید توصیه کرده است. ثانیا: مطالعات انجام شده در داخل کشور بیانگر مناسب بودن کاربرد این تابع در تخمین بهره وری کل و رشد اقتصادی است. از جمله این تحقیقات، مدل Noferesti(2004) در برآورد تابع تولید کلان سنجی بخش کشاورزی است. همچنین در مطالعات Akbari و Rangkesh کاب داگلاس برای برآورد تابع تولید کشاورزی استفاده شده است. ثالثا: به واسطه ویژگی امکان جانشینی بین عوامل در جریان تولید و نیز مناسب بودن فرم تبعی آن (آزمون رمزی در نرم افزار Microsoft)، تابع فوق در این بخش مورد توجه

گر رشد بهره وری کل عوامل تولید در زیر بخش زراعی کشاورزی است. از دلایل دیگر استفاده از شاخص دیویژیا در این بخش به خاطر کاربرد فراوان آن برای بخش کشاورزی است.

همان طور که گفته شد روش شاخص دیویژیا برای محاسبه وزن های عوامل تولید چاره ای جز استفاده از محاسبه کشش های تولیدی و برآورد تابع تولید زیر بخش زراعت نیست. تابع تولید در ادبیات اقتصادی روشنی آسان برای نشان دادن چگونگی ترکیب عوامل مؤثر بر تولید است. تابع تولید نشان می دهد که چه مقدار محصول را با ترکیب مقدار مشخص از عوامل تولید مثل نیروی کار ، سرمایه ، می توان بدست آورد .

بعد از استخراج داده های لازم و محاسبات بر روی داده ها، شاخص TFP (بهره وری کل عوامل تولید) از طریق مانده سولو (شاخص دیویژیا) برای زیر بخش زراعت محاسبه می شود.

$$TFPAg = \frac{Y}{K^\alpha \cdot L^\beta \cdot E^\delta} \quad (3)$$

در رابطه شماره ۳ ، $TFPAg$ همان باقی مانده سولو است به طوری که با لگاریتم گیری از آن داریم:

$$LnTFP = LnY - \alpha Lnk - \beta Lnl - \delta Lne \quad (4)$$

که در آن Y ارزش افزوده زیر بخش زراعی کشاورزی (برحسب میلیارد ریال) ، k موجودی سرمایه زیر بخش زراعت (بر حسب میلیارد ریال)، l نیروی کار و شاغلان زیر بخش و E

تشخیص مانایی است. بر اساس این روش سری مفروض Y_t یک معادله خود رگرسیونی از درجه اول به شکل زیراست.

$$Y_t = pY_{t-1} + U_t \quad (6)$$

چنانچه $\phi = 0$ باشد، سری مانا است. می‌توان یک تغییر در معادله شماره ۶ انجام داد و آن را به معادله شماره ۷ تبدیل کرد.

$$Y_t - Y_{t-1} = pY_{t-1} - Y_{t-1} + U_t$$

$$\Delta Y_t = (p-1)Y_{t-1} + U_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t \quad (7)$$

البته در مواردی ممکن است که بین جملات اختلال مدل همبستگی وجود داشته باشد. در چنین وضعی، تخمین مدل با روش حداقل مربعات معمولی به برآوردهای کارا منجر نخواهد شد. برای حل این مساله، مدل را با افزودن وقههای متغیر وابسته تکمیل می‌کنند.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (8)$$

بدین ترتیب مدل تعیین یافته دیکی- فولر (ADF) حاصل می‌شود که معادل یک مدل خود رگرسیونی از درجه k است. در اینجا با رعایت اصل ترجیح وقهه کمتر، تعداد وقههای باید به آن اندازه باشد که مشکل خود همبستگی بر طرف شود. در این روش آنچه که آزمون می‌شود، فرضیه زیر است.

$$\begin{cases} H_0: \delta = 0 \\ H_1: \delta < 0 \end{cases} \quad (9)$$

واقع شده است. بدین ترتیب با داشتن داده‌های انباست (موجودی) سرمایه زیر بخش زراعت، میزان اشتغال نیروی کار در زیر بخش حاضر، میزان انرژی مصرف شده توسط کشاورزان در تولیدات زراعی و نیز اندازه ارزش افزوده زیر بخش زراعت، اقدام به برآورد تابع تولید کلان این بخش می‌شود. برای این منظور ابتدا داده‌ها باقی از نظر مانا بودن مورد بررسی قرار گیرند. گفته می‌شود یک متغیر سری زمانی وقتی مانا است که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند، به عبارت دیگر داریم.

$$E(Y_t) = \mu$$

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (5)$$

$$\gamma_k = E(Y_{t+k} - \mu)(Y_{t+k} - \mu)$$

به طور کلی هر گاه مبدا زمانی یک سری زمانی را تغییر دهیم، اگر میانگین، واریانس و کواریانس آن تغییر نکرد، در آن صورت سری مانا است. آزمون‌های مانا و ناما مانا در ادبیات اقتصادسنجی متنوع است. از جمله این آزمون‌ها روش همبسته نگار، آزمون ریشه واحد دیکی- فولر، دیکی- فولر افزوده شده و آزمون Madala Philips & Peron است.

(1994) قدرت آزمون انواع روش‌های سنجش مانا و ناما اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهد و ثابت می‌کند که روش آزمون دیکی- فولر افزوده شده احتمالاً سودمندترین آزمون برای

محقق موسوم به روش خود توضیح با وقفه های ARDL (ARDL) است. در روش ARDL توجه به درجه همجمعی متغیرها اهمیتی ندارد و تنها با تعیین تعداد وقفه های مناسب برای متغیرها می توان بردار منحصر به فردی را که رابطه بلند مدت را ایجاد می کند، به دست آورد. این روش روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیر های توضیحی الگو را به طور همزمان تخمین می زند. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خود همبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدلها عموماً عاری از مشکلاتی همچون خود هم بستگی سریالی و درون زائی هستند، تخمین های به دست آمده از آنها ناریب و کارا خواهد بود (Noferesti, 2006).

در روش ARDL برای تخمین رابطه دراز مدت می توان از روش دو مرحله ای به نحو زیر استفاده کرد. در مرحله اول وجود ارتباط دراز مدت بین متغیر های تحت بررسی آزمون می گردد. برای این منظور مدل پویای ARDL تخمین زده می شود. در این مدل اگر مجموع ضرایب برآورده شده با وقفه های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش دارد. لذا برای تست همگرائی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد.

$$H_0 : \sum_{i=1}^m B_i - 1 \geq 0 \quad (10)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^m B_i - 1 < 0$$

سری مورد نظر در صورتی مانا است که فرض H_0 رد شود. در شرایطی فرض فوق رد می شود که آماره t مربوط به ضریب B_1 از نظر قدر مطلق بزرگتر از کمیت های بحرانی آماره t دیکی - فولر ارائه شده توسط مک - کینون در سطوح های ۱، ۵ و ۱۰ درصد باشد.

از آنجا که استفاده از روش OLS بر این فرض استوار است که متغیر های سری زمانی مورد استفاده مانا باشند (نامانا بودن یک متغیر، بدان معنی است که میانگین، واریانس و کوواریانس آن طی زمان ثابت نبوده و در جهت خاصی تغییر می کنند). در صورتی که متغیرهای الگو ناپایا باشند، ممکن است پارامتر های برآورده شده از روش OLS دارای آماره t معنی داری باشند و نیز آماره F و ضریب تعیین بالایی داشته باشند، اما به دلیل آن که برآورده حداقل مربعات از توزیع نرمال تبعیت نمی کند، استنباط آماری بر اساس آماره های معمول نادرست خواهد بود. Philips & Lortan (1998) در مطالعه خود نشان دادند که در صورت ناپایا بودن متغیر های الگو، برآورده کننده های حداقل مربعات ناسازگار خواهد بود و ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب بینجامد. لذا برخی مطالعات کوشیده اند تا با غلبه بر ایراد فوق در صدد دست یابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیر ها برآیند که از آن جمله می توان به مطالعه Pesaran & Shin (1998) اشاره کرد. رهیافت ارائه شده توسط این دو

(۲۰۰۰) در سطح اطمینان مورد نظر، می توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی دراز مدت بین متغیر های الگو پی برد. فرم کلی رابطه ARDL به صورت زیر است.

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m mB_i - 1}{\sum_{i=1}^m mS_{B_i}} \quad (11)$$

حال با مقایسه کمیت آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر

$$y_t = B_0 + \sum_{i=1}^m B_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k1} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^{k2} \alpha_{i2} Z_{t-i} + \dots + u_t \quad (12)$$

آزمون می پردازیم و نهایتاً به برآورد رابطه تعادلی بلند مدت می رسیم (با فرض داشتن همگرایی و هم جمعی متغیرها). برتری روش ARDL آن است که علاوه بر روابط بلند مدت، می تواند الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت (ECM) را نیز ارائه کند.

که در آن $\sum_{i=1}^m B_i y_{t-i}$ مجموعه ای از متغیرهای وابسته با وقفه، $\sum_{i=0}^{k1} \alpha_i x_{t-i}$ ، $\sum_{i=0}^{k2} \alpha_{i2} Z_{t-i}$ مجموعه ای از متغیرهای مستقل با وقفه و B_0 ، a_{i1} ، a_{i2} ، B_i (پارامترهای مورد برآورد مدل) هستند. در روش ARDL حداکثر تعداد وقفه های متغیر توسط پژوهشگر با توجه به تعدد مشاهدات و ماهیت الگو تعیین می شود. سپس بر اساس یکی از چهار ضابطه آکائیک، شوارتز-بیزین، حنان کوئین و R^2 یکی از رگرسیونهای برآورد شده انتخاب می شود. در ادامه همان طور که اشاره کردیم به تشریح هم جمعی بین متغیرهای تابع مورد

نتایج و بحث

با توجه به روش شناسی پژوهش نتایج آزمون دیکی-فولر افزوده شده (ADF) برای برآورد تابع تولید زیر بخش زراعت در سطح لگاریتم متغیرها به صورت جدول زیر است.

جدول ۱- نتایج مانایی متغیرها

Table 1. The Results of Variables Stationary

Variables	Lag	ADE Test Statistic	Mac Critical Value			Series Stationary
			%1	%5	%10	
$\Delta Lvaluagri$	3	- -6.89	-3.6	-2.9	-2.6	I(1)
$\Delta Llagri$	3	-3.54	-4.32	-3.53	-3.19	I(1)
$Lkagri$	4	-4.18	-3.60	-2.95	-2.69	I(0)
$Leagri$	3	-3.64	-3.64	-2.94	-2.62	I(0)

Source: Empirical Results of Research

ماخذ: نتایج تجربی تحقیق

توضیح مناسب متغیرهای مدل برای تبیین اندازه تولید زیر بخش زراعی کشاورزی دارد. در این تابع آزمون واریانس ناهمسانی به شیوه آزمونی LM و توسط نرم افزار Microfit4 انجام شد و فرضیه واریانس نا همسانی در مدل مورد ابطال واقع شد. مقدار آماره کای دو در این روش ۰/۰۰۱ است که این میزان فرضیه صفر مبتنی بر واریانس همسانی را رد نمی کند. مدل دارای آماره دوربین - واتسن ۲/۱۷ است که نشان می دهد در الگو مشکل خود همبستگی وجود ندارد. همچین فرضیه تصريح صحیح مدل (فرم تبعی مناسب) توسط آزمون رمزی مورد بررسی قرار گرفت و فرضیه تصريح مناسب تابع مورد ابطال واقع نشد. آزمون نرمالیتی هم در الگو نشان داد که جملات پسماند مدل به شکل نرمال توزیع شده اند.

همان طور که ملاحظه می شود متغیرهای تابع تولید زیر بخش زراعت شامل لگاریتم ارزش افزوده زیر بخش ، لگاریتم نیروی کار شاغل در زیر بخش هرکدام با یک بار تفاضل گیری و لگاریتم موجودی سرمایه ولگاریتم انرژی مصرفی در واحد سطح مانا (ایستا) می باشند. حال که مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت نوبت به برآورد تابع تولید زیر بخش زراعت می رسد. با عنایت به مباحث مطرح شده امکان استفاده از تحلیل همجمعی موسوم به ARDL دراین بخش فراهم می شود. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL از طریق ضابطه حنان - کوئین در جدول ۲ آورده شده است. همان طور که ملاحظه می شود در مدل پویای کوتاه مدت ضرایب تابع تولید بغیر از مقدار باوقفه انرژی همگی در سطح ۰/۵٪ معنی دار می باشند. تابع دارای ضریب تعیین ۹۹٪ است که نشان از

جدول ۲- نتایج پویایی مدل ARDL

t Test	Std Error	Coefficients	Variables
2.2411	0.1511	0.3387	Lvaluagri (-1)
1.9411	0.1572	0.3053	Leagri
-0.6411	0.2082	-0.1336	Leagri(-1)
2.3312	0.1763	0.4061	Leagri(-2)
1.0467	0.0644	0.0674	Lkagri
3.9031	0.5383	2.1023	Llagri
-2.4731	0.4911	-12.212	Llagri(-1)
-3.1590	3.3212	-10.532	C
R² = 0.99		F- stat = 673.19	DW = 2.17

Source: Empirical Results of Research

مأخذ: نتایج تجربی تحقیق

$$t = \frac{0/3387 - 1}{0/1511} = -4/37 \quad (13)$$

با محاسبه آماره t و مقایسه آن با کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۹۵٪ یعنی مقدار $\frac{3}{81}$ ، فرضیه صفر رد و وجود یک رابطه تابعی بلند مدت برای تابع تولید زیربخش زراعت تایید می شود. نتایج حاصل از رابطه بلند مدت تولید به شکل جدول زیر است.

وجود همخطی نیز در این مدل رد شده است، زیرا که تک تک اجزای ماتریس همبستگی بین متغیرها از جذر ضریب تعیین (۰/۹۹) کوچکتر می باشند.

حال با استفاده از ضریب متغیر باوقفه ارزش افزوده در مدل کوتاه مدت می توان فرضیه وجود رابطه بلند مدت (عدم ریشه واحد) بین متغیرهای الگو را مورد بررسی قرار داد، لذا داریم.

جدول ۳- رابطه بلند مدت بین متغیرها در مدل ARDL

Table3. The Long run Result of ARDL(1,2,0,1)

Std Error	Coefficients	Variables
0.088	0.8736	Leagri
0.054	0.1223	Lkagri
0.141	0.9213	Llagri
2.261	-15.88	C

Source: Empirical Results of Research

مأخذ: نتایج تجربی تحقیق

به منظور بررسی روابط کوتاه مدت بین ارزش افزوده زیر بخش زراعی کشاورزی و سایر متغیر های مورد مطالعه از مدل تصحیح خط استفاده گردیده است که نتایج آن در جدول ۴ آورده می شود.

همان طور که در جدول ملاحظه می کنیم ارزش افزوده زیر بخش زراعی کشاورزی با تفاضل تمامی متغیر ها بغیر از تفاضل موجودی سرمایه در سطح ۵٪ رابطه معنی داری دارد. علامت ضرایب برآورده شده نیز مطابق با مبانی نظری ECM است. ضریب جمله تصحیح خط (-) (1) معنی دار و علامت آن مورد انتظار و منفی است.

ضرایب تابع تولید ارائه شده همگی در سطح ۵٪ معنی دار ولیکن ضریب متغیر سرمایه در سطح ۱۰٪ معنی دار است.

در این تابع کششهای جزئی تولید برای نهاده های نیروی کار، سرمایه و انرژی به ترتیب برابر ۰/۹۲، ۰/۱۲ و ۰/۸۷ است. همان گونه که نشان داده می شود کشش بالای تولید نسبت به نیروی کار نشان از اهمیت نیروی انسانی و کاربر بودن بخش کشاورزی در طی سالهای مورد مطالعه می باشد. ضریب اهمیت موجودی سرمایه در تابع تولید زیر بخش زراعت ایران به طوری نسبی پایین است. همچنین بازده نسبت به مقیاس در تابع تولید به شکل فزاینده است.

جدول ۴- نتایج مدل ECM

Table4. The Result of ECM Model

Std Error	Coefficient	Variables
0.15	0.305	Dleagri
0.17	-0.401	DleagriI
0.06	0.065	Dlkagri
0.53	2.120	Dllagri
3.30	-10.51	Dc
0.15	-0.661	Ecm(-1)
<i>F</i> = 6.3		<i>DW</i> = 2.1
		<i>R</i> ² = 0.7

Source: Empirical Results of Research

مأخذ: نتایج تجربی تحقیق

تعدیل می شود. بنابراین نشان داده شد که سرعت تغییر در مدل فوق بالا است و می توان به اثر گذاری سیاست ها در کوتاه مدت امیدوار بود. این سرعت مطلوب برای تعدیل، زمینه های

مقدار این ضریب برابر با ۰/۶۶ - بوده و بدین معنی است که حدود ۶۶ درصد از انحرافات متغیر ارزش افزوده زیر بخش زراعی کشاورزی از مقدار تعادلی دراز مدت پس از گذشت یک دوره

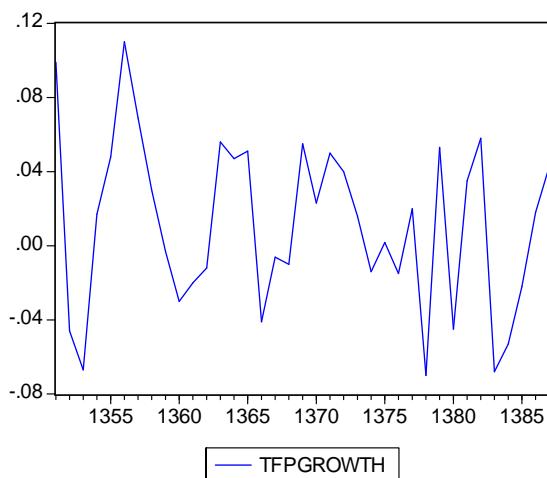
راهکارهای سیاستی لازم برای ارتقای آن ارائه شود.

مساعدی را برای اجرای سیاست‌های افزایش تولیدات زراعی کشاورزی و رشد بهره وری در آن به وجود می‌آورد.

در ادامه همان گونه که قبل گفته شد در این مطالعه برای محاسبه رشد بهره وری کل عوامل تولید در زیر بخش زراعی کشاورزی از شیوه مانده سولو و شاخص دیویژیا استفاده می‌شود. به این ترتیب میزان رشد بهره وری کل عوامل تولید در زیر بخش زراعی برای سالهای ۱۳۸۷-۱۳۵۸ در جدول ۵ استخراج شده است.

بر اساس این جدول در برخی از سالهای مورد مطالعه رشد بهره وری زیر بخش زراعی کشاورزی ارقام منفی را تجربه کرده است و یکن میانگین رشد TFPA در طی دوره مورد بررسی در حدود ۰/۸ درصد می‌باشد.^۱ ویژگی بارز محاسبات جدول فوق آن است که در طی سالهای مختلف رشد بهره وری عوامل تولید در زیر بخش فراز و نشیب‌ها و نوسانات زیادی را طی کرده است، شکل ۲ این مطلب را به خوبی نمایش می‌دهد. اما در کل مقدار میانگین آن دارای کمیت مثبتی است. بدیهی است که این رقم با مقدار مورد انتظار دولت و برنامه ریزان یعنی رشد ۲/۲ درصدی فاصله زیادی دارد. لذا بایستی ابتدا عناصر موثر بر بهره وری کل عوامل تولید در زیر بخش زراعی کشاورزی شناسایی و سپس

۱- بدیهی است که مقدار برآورد شده بهره وری کل عوامل در روشها و شاخص‌های دیگر مثل ترنکویست - تایل ممکن است تا حدودی با مقدار شاخص مانده سولو متفاوت باشد.



نمودار ۲- رشد بهره وری در زیر بخش زراعت

Figure 2. The Growth of Productivity in Crop Subsector

جدول ۵- نتایج رشد بهره وری در زیر بخش زراعت

Table 5: Result of Productivity Growth in Crop Sub Sector

TFP Growth	Year	TFP Growth	Year	TFP Growth	Year
-0.01	1374	-0.01	1362	-	1350
0.01	1375	0.04	1363	0.09	1351
-0.01	1376	0.04	1364	-0.04	1352
0.02	1377	0.04	1365	-0.06	1353
-0.03	1378	-0.04	1366	0.01	1354
0.03	1379	-0.06	1367	0.06	1355
-0.04	1380	-0.01	1368	0.11	1356
0.03	1381	0.05	1369	0.06	1357
0.05	1382	0.03	1370	0.03	1358
-0.06	1383	0.05	1371	-0.01	1359
-0.05	1384	0.04	1372	-0.03	1360
-0.02	1385	0.01	1373	0.03	1361
-	-	0.04	1387	0.01	1386

Source: Empirical Results of Research

ماخذ: نتایج تجربی تحقیق

شکاف بدست آمده و نیز به دلیل گسترش نرخ رشد بهره وری در برنامه پنجم توسعه اقتصادی در زیر بخش زراعت پیشنهاد های زیر ارائه می شود.

۱- کاهش فاصله بین تولید بالفعل و بالقوه به منظور افزایش بهره وری از طریق به کارگیری فناوری های مناسب که نشات گرفته از فعالیت هایی نظیر تحقیق و توسعه در زیر بخش زراعی کشاورزی می باشدند.

۲- جذب و ترغیب نیروهای متخصص در راستای استفاده بهینه از امکانات سرمایه ای موجود و به کارگیری فناوری های جدید در زیر بخش زراعی کشاورزی.

۳- به کارگیری و تخصیص منابع تولید کمیاب بر اساس معیار بهره وری و کارایی.

۴- ارتقای حمایت از عدم اتلاف نهاده انرژی و بهینه یابی سوخت به منظور افزایش بهره وری زیر بخش زراعی.

۵- افزایش سرمایه گذاری در زیر بخش زراعی کشاورزی به کمک بخش خصوصی و نهاد دولت.

نتیجه گیری و پیشنهاد ها

در این مطالعه ابتدا درکنار بررسی روابط بین نهادهای تولید با مقدار تولید ایجاد شده برای یک دوره زمانی ۳۰ ساله (دوران بعد از انقلاب) به اندازه گیری بازده به مقیاس در زیر بخش زراعت کشاورزی ایران پرداخته شد. نتایج نشان داد که مقدار بازده به مقیاس در زیر بخش زراعت کشور به شکل فزاینده است چرا که مجموع کشش های تابع تولید بزرگتر از مقدار واحد می باشد. در ادامه تحقیق با استفاده از رهیافت مانده سولو و نیز به کمک روش اقتصادسنجی ARDL به اهمیت نهاده های نیروی کار و انرژی در تبیین تغییرات رشد بهره وری در زیر بخش زراعت اشاره شد. در نهایت میانگین رشد بهره وری کل عوامل تولید برای زیر بخش زراعت در دوره مورد مطالعه ثابت (۰/۸) گزارش شد ولیکن کمیت بدست آمده از تحقیق با مقدار میانگین رشد بهره وری کل زیر بخش زراعت برای دوره برنامه چهارم توسعه اقتصادی (۲/۲) تفاوت قابل توجهی دارد، در این راستا به منظور کاهش

منابع مورد استفاده**References**

- ✓ Alston .M. 2007. Attribution and other problems in assessing the returns to agricultural Productivity. Agricultural Economics .25:11-32
- ✓ Amini.A.2007.The evaluation of TFP in Iran. Review of Economics Journals. 32:111-128.(In Persian).
- ✓ Akbari.N.2008. TFP in agricultural sector. Case of Iran. Journal of Agricultural Research. 41:186-192. (In Persian).
- ✓ Bagherzadeh.A.2011.The new concept in agricultural economics. Jehad Press.178pp. (In Persian).
- ✓ Ball .J.1998.The Role of Productivity Growth. The Case of Agricultural in US .Journal of American Agricultural Economics.21:132-150
- ✓ Evenson.R.1995.Agricultural Research and Productivity Growth in India. India Agricultural Economics.11:211-240
- ✓ Eslam.R.2002.The Contribution of Agricultural Productivity to Agricultural Production. PhD Thesis .University of Chicago.400pp
- ✓ Emami.A.2008. The survey of TFP and efficiency, theory and practice. Bazargani Press.279pp.(In Persian).
- ✓ Khaksar.A.2010.Impact of public investment on Iran Productivity. American-Euroasian . Agri & Environment. 20:211-243
- ✓ Khalilian.M.2006.Total factor of productivity in Iran. Journal of economics.31:100-123.(In Persian).
- ✓ Maddala ,G .S .1994.Econometrics .McGraw Hill Book Company . New York.320pp
- ✓ Noferesti.M.2006.Econometrics.Unit root. Rasa Press.211pp.(In Persian)
- ✓ Pesaran ,M .1998.Working with Microfit 5.0.Oxford University Press. 321pp.
- ✓ Romer. R.1999. Macroeconomic. The growth models. McGraw Hill Book Company. 1050pp
- ✓ Shakeri.A.2007.The role of agricultural in economy. Journal of economics. 21:78-89. (In Persian).