



پیش‌بینی بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی با بکارگیری دگرسیون فازی

سمانه نگارچی^{۱*}، محمدرضا زارع مهرجردی^۲، ندا نگارچی^۳

۱- دانشجوی دکترا اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان (عضو انجمن پژوهشگران جوان)

۲- دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان

۳- کارشناس ارشد ریاضی و مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد نجف آباد

*نويسنده مسئول: negarchi@gmail.com

چکیده

امروزه دستیابی به رشد اقتصادی از راه ارتقای بهره‌وری، از مهم‌ترین هدف‌های اقتصادی کشورها بشمار می‌آید با توجه به نقش مهم بهره‌وری در تصمیم‌گیری‌ها و برنامه‌ریزی‌های آینده، باید مقادیر دقیقی از این شاخص در اختیار داشت. در این مطالعه به منظور اندازه‌گیری دقیق بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی، از روش ARDL برای تخمینتابع تولیدطی دوره زمانی ۱۳۵۶-۸۶ استفاده شده است. نتایج حاصل از اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید، نشان دهنده صعودی بودن روند آن تا سال ۱۳۷۰ و از آن بعد روند نزولی ملایمی داشته است. همچنین در این مطالعه به بررسی دو روش ARIMA و رگرسیون فازی در راستای پیش‌بینی بهره‌وری کل عوامل تولید در این بخش پرداخته و با استفاده از معیارهای ارزیابی به کاراتر بودن روش رگرسیون فازی برای پیش‌بینی بهره‌وری دست یافته‌ایم.

کلمات کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی، ARDL، پیش‌بینی، ARIMA، رگرسیون فازی.



مقدمه

اندازه‌گیری بهره‌وری فراهم آورنده اطلاعاتی است که امکان ارزیابی و قضاوت را پیرامون چگونگی حرکت به سوی هدف، وضع موجود را از نقطه‌ی عزیمت و شرایط قبلی ایجاد می‌کند. از نظر برنامه‌ریزان و مدیران، اندازه‌گیری بهره‌وری می‌تواند اطلاعات سودمندی جهت تسهیل امر تصمیم‌گیری ارائه کند. از طریق محاسبه و تحلیل شاخصهای بهره‌وری می‌توان میزان کارایی عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی را در استفاده از منابع تولید بررسی کرد. بدین جهت محاسبه و تحلیل بهره‌وری در بخش کشاورزی یکی از این مسائل است که پژوهش در مورد آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. شناخت سمت و سوی بهره‌وری در بخش کشاورزی ایران چه از لحاظ داشتن زیرساخت‌های ضعیف اقتصادی و چه از لحاظ رقابت شدید در صحنه‌ی جهانی برای کسب موقعیت اقتصادی بهتر، به ما کمک می‌کند؛ منابع و امکانات تولیدی خود را به سمتی سوق دهیم که بتوانیم سریعتر جایگاه مناسب خود را در مناسبات بین‌المللی به دست آوریم (اکبری و رنجکش، ۱۳۸۲، ۱۱۸). بدین ترتیب اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل دقیق بهره‌وری ضروری و در سالهای اخیر مورد توجه پژوهشگران مختلف قرار گرفته است. از این میان می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

امیرتیموری و خلیلیان (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای به بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران و چشم انداز آن در برنامه چهارم توسعه پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی در دوره مورد بررسی نوسانهای زیادی داشته و میانگین آن برابر $2/5$ درصد بوده است. تهمامی‌پور و شاهمرادی (۱۳۸۸)، نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی برای سالهای برنامه چهارم و برنامه‌های توسعه قبل اندازه‌گیری کرده‌اند و سپس سهم رشد بهره‌وری از رشد ارزش افزوده محاسبه گردیده است. نتایج نشان داده که میانگین سالانه نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی در طول سالهای ۱۳۴۶-۸۲ عدد $3/08$ -درصد می‌باشد. همچنین در طول دوره مذکور، سهم رشد بهره‌وری کل عوامل تولید از رشد ارزش افزوده منفی بوده است. پیراسته (۲۰۰۳)، نشان داد که نرخهای رشد سرمایه، نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران نشان داد که در طول زمان شکاف بین مناطق فقیر و غنی افزایش پیدا کرده است. هاما تو (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "کنترل محیطی و بهره‌وری صنایع تولیدی راپن" به منظور رشد بهره‌وری کل، از تکنیک تابع تولید استفاده کرد. نتایج نشان داد که رابطه مخارج کنترل آلودگی و مخارج تحقیقات، مثبت و رابطه مخارج کنترل آلودگی و متوسط عمر موجودی سرمایه، منفی است. همچنان که مطالعات انجام شده نشان می‌دهد در زمینه پیش‌بینی بهره‌وری تا کنون مطالعه‌ای صورت نگرفته است. پس ما در این تحقیق به دنبال برآورد بهره‌وری بخش کشاورزی و پیش‌بینی آن هستیم. اهدافی که این تحقیق دنبال می‌کند به شرح زیر است:

۱- برآورد تابع تولید در بخش کشاورزی

- ۲ به دست آوردن مقادیر بهره‌وری عوامل کل با استفاده از شاخص‌های اندازه‌گیری معرفی شده
- ۳ بررسی و مقایسه عملکرد روش‌های مختلف مدل‌های رگرسیونی در جهت انتخاب بهترین روش در راستای پیش‌بینی بهره‌وری کل.

مواد و روشها

بهره‌وری کل عوامل تولید، استفاده بهینه از عوامل تولید در تولید محصول یا محصولات را نشان می‌دهد. در این مطالعه نیز با استفاده از متغیرهای مختلف همانند موجودی سرمایه، نیروی کار و انرژی مصرفی در بخش کشاورزی به تخمین تابع تولید بخش کشاورزی پرداخته و مناسبترین تابع تولید منطبق با مبانی نظری به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$VA = \alpha L^{\beta_1} K^{\beta_2} E^{\beta_3} \quad (1)$$

که پس از تبدیل به فرم لگاریتمی به صورت زیر در خواهد آمد:

$$LnVA = Ln\alpha + \beta_1 LnL + \beta_2 LnK + \beta_3 LnE \quad (2)$$

که در آن VA ارزش افروده، L نیروی کار، K موجودی سرمایه و E مصرف انرژی در بخش کشاورزی است. در این تحقیق به تخمین تابع تولید با بهره‌گیری از روش ARDL می‌پردازیم.

روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

در این تحقیق به منظور تخمین تابع تولید و همچنین بررسی روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده است. به علت وجود محدودیتهایی در استفاده از روش‌های انگل-گرنجر^۱، یوهانسن-جوسیلیوس^۲ و مدل تصحیح خطأ^۳ (ECM)، برخی از مطالعات کوشیدند تا با غلبه بر نواقص روش‌های فوق در صدد دستیابی به رهیافت بهتر برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند که از آن جمله می‌توان به مطالعه پسران و پسران (۱۹۹۷) اشاره کرد. رهیافت ارائه شده توسط این دو محقق، موسوم به روش ARDL است. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها-که در روش انگل گرنجر ضروری است- نیازی نیست (یوسفی، ۱۳۷۹). این روش روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به طور همزمان تخمین می‌زنند. تخمین‌های بدست آمده نااریب و کارا خواهد بود.

در روش ARDL برای تخمین رابطه درازمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد: در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌گردد. برای این منظور مدل پویای ARDL تخمین زده می‌شود. در این مدل اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته

¹. Engle-Granger test

². Johanson-Joselius test

³. error correction model

کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش می‌یابد. لذا برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0 \quad (3)$$

$$H_1: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \leq 0$$

کمیت آماره Δ مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^m s \hat{\beta}_i}} \quad (4)$$

با مقایسه کمیت آماره Δ محاسباتی و کمیت بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو پی برد.

در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب دراز مدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیع دهنده را می‌توان به کمک یکی از معیارهای آکایک^۱، شوارتر-بیزین^۲ (SBC) و حنان-کوئین^۳ (HQC) تعیین کرد (نوفrstی، ۱۳۷۹).

اندازه‌گیری بهره‌وری

برای اندازه‌گیری بهره‌وری از مدل کندریک استفاده شده است. این مدل یکی از مهمترین روش‌های مستقیم اندازه‌گیری بهره‌وری است و مبنی بر میانگین وزنی کار و سرمایه است. کندریک از یکتابع تولید ضمنی برای تخمین تغییرات در بهره‌وری استفاده نمود. شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید او به صورت زیر تعریف می‌شود (تهاامی‌بور و شاهمرادی، ۱۳۸۶، ۳):

در این تحقیق به منظور محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی علاوه بر نهاده نیروی کار، سرمایه، از نهاده انرژی مصرفی نیز استفاده می‌شود. برای محاسبه شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید بخش

$$TFP = \frac{V_t}{\alpha K_t + \beta L_t} \quad (5)$$

کشاورزی از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$TFPA = \frac{VA_t}{\alpha K_t + \beta L_t + \gamma E_t} \quad (6)$$

¹. Akaike information criterion

². Schwartz Bayesian criterion

³. Hannan-Quinn criterion

که TFPA بهره‌وری کل عوامل تولید، VA ارزش افزوده، K سرمایه، L نیروی کار و E انرژی مصرفی در بخش کشاورزی است و α ، β و ضرایب نهاده‌ها است که همان ضرایب تابع تولید است. در این تحقیق، با استفاده از داده‌های بهره‌وری سالهای گذشته به دست آمده از شاخص معرفی شده، از مدل‌های ARIMA و رگرسیون فازی امکانی در راستای پیش‌بینی بهره‌وری استفاده کرده و بعد از مقایسه، بهترین مدل انتخاب و به عنوان روش بهتر و کارآمدتر در راستای پیش‌بینی مقادیر آینده بهره‌وری معرفی می‌گردد.

ARIMA

مدل خودهمبسته میانگین متغیر ک^۱ برای مدل‌سازی سری زمانی ایستا و مدل ARIMA برای مدل‌سازی سری‌های زمانی نایستا کاربرد دارد. از جمله روش‌های تبدیل سری نایستا به سری ایستا استفاده از روش تفاضل‌گیری نایستا است. ساختار ریاضی مدل ARIMA(p,d,q) بصورت رابطه زیر است (گجراتی، ۱۳۷۷):

$$\begin{aligned} B(L)(1-L)^d(Y_t - \alpha) &= \theta(L)u_t \\ B(L) &= 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_p L^p \\ \theta(L) &= 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q \\ t &= 1, 2, \dots, k \end{aligned} \tag{V}$$

θ پارامترهای مدل میانگین متغیر ک، p مرتبه مربوط به مدل خودهمبسته، q مرتبه مربوط به مدل میانگین متغیر ک، d مرتبه مربوط به تفاضل و L عملگر پسرو، $\{Y_t\}$ بیانگر مقادیر مشاهده شده و α میانگین سری زمانی است. جمله خطای خالص u_t متغیری تصادفی با توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\hat{\sigma}^2$ فرض شده است. در حالت کلی مراحل مدل‌سازی در سری‌های زمانی براساس روند تکراری باکس و جنکینز شامل چهار مرحله شناسایی آزمایشی ساختار مدل، تخمین پارامترهای مجھول مدل، تشخیص دقت برآش مدل و پیش‌بینی با مدل انتخابی می‌باشد (باکس و جنکینز، ۱۹۷۶). معیار مورد استفاده در این تحقیق تست معیار آکائیک (AIC) است.

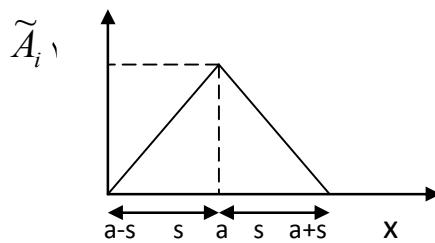
رگرسیون فازی

رگرسیون فازی نخستین بار توسط تاناکا و همکاران معرفی شد. آنها مدل رگرسیون خطی با ضرایب فازی را مورد توجه قرار دادند. هدف اصلی در مدل رگرسیون پیدا کردن مدل ریاضی مناسب و تعیین ضرایب مدل با هدف بهترین برآش نتایج مدل رگرسیون با مقادیر مشاهداتی می‌باشد. یکی از روشهای رگرسیون فازی، روشهای معروف به رگرسیون امکانی است ضرایب مدل رگرسیون فازی در نظر گرفته شده است. صورت کلی مدل رگرسیون خطی با ضرایب فازی به صورت زیر است که در آن \tilde{Y} متغیر وابسته فازی یا اصطلاحاً خروجی فازی می‌باشد.

^۱. Auto regressive moving average(ARMA)

$$\tilde{Y} = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 x_1 + \dots + \tilde{A}_n x_n \quad (8)$$

هدف این است که بر اساس یک مجموعه از داده‌های مشاهداتی ضرایب فازی معادله بگونه‌ای بدست آورده می‌شود که معادله مزبور بهترین برآنش بر روی مقادیر مشاهداتی را داشته باشد. ضرایب فازی با در نظر گرفتن توابع مثلثی متقارن به صورت $\tilde{A}_i = (a_i, s_i)_T$ $i = 0, 1, 2, \dots, n$ تعریف می‌شود که ضرایب همراه به ترتیب مرکز و پهنهای تابع عضویت عدد فازی متقارن به صورت زیر است (طاهری و ماشین‌چی، ۱۳۸۷):



$$\tilde{A}(x) = \begin{cases} 1 - \frac{a-x}{s} & a-s \leq x \leq a \\ 1 - \frac{x-a}{s} & a < x \leq a+s \end{cases} \quad (9)$$

شکل ۱- تابع عضویت مثلثی متقارن ضرایب فازی
اگر اعداد فازی متقارن و x_i ها اعداد حقیقی باشند آنگاه \tilde{Y} یک عدد فازی مثلثی متقارن بصورت $\tilde{Y} = (f^c(\underline{x}), f^s(\underline{x}))_T$ خواهد بود که در آن:

$$\begin{cases} f^c(\underline{x}) = a_0 + a_1 x_1 + \dots + a_n x_n \\ f^s(\underline{x}) = s_0 + s_1 |x_1| + \dots + s_n |x_n| \end{cases} \quad (10)$$

به بیان دیگر

$$\mu(x) = \tilde{Y}(y) = \begin{cases} 1 - \frac{f^c(\underline{x}) - y}{f^s(\underline{x})} & f^c(\underline{x}) - f^s(\underline{x}) \leq y \leq f^c(\underline{x}) \\ 1 - \frac{y - f^c(\underline{x})}{f^s(\underline{x})} & f^c(\underline{x}) < y \leq f^c(\underline{x}) + f^s(\underline{x}) \end{cases} \quad (11)$$

برای اینکه بتوانیم بر پایه مجموعه‌ای از مشاهدات پارامترهای مدل رگرسیون فازی یعنی ضرایب فازی مدل را برآورد کنیم باید ملاک‌ها و معیارهایی در نظر بگیریم. نخست اینکه مقدار عضویت هر y در \tilde{Y}_j (خروجی مدل به ازای \underline{x}_j) عدد بزرگی باشد. به عبارت دیگر خروجی فازی \tilde{Y}_j برای تمامی مقادیر y_i ($j=1, 2, \dots, m$) دارای درجه عضویتی دست‌کم به بزرگی h باشد یعنی $\tilde{Y}_j(y_i) \geq h$ $0 \leq h \leq 1$. دوم اینکه ابهام (که برابر با

مجموع گسترشهای تکی و مربوط به هریک از پارامترهای فازی مدل است). در پیشینی براساس مدل حداقل باشد. یعنی ضرایب فازی \tilde{A}_i به گونه‌ای باشد که ابهام خروجی فازی مینیمم گردد. هرچه پنهانی یک عدد فازی بیشتر باشد ابهام آن نیز بیشتر است. برای رسیدن به هدف فوق مجموع پنهانهای خروجی‌های فازی \tilde{Y}_j مربوط به کلیه مجموعه داده‌ها را حداقل می‌کنیم. با توجه به رابطه‌های بالا به یک برنامه‌ریزی خطی به صورت زیر دست پیدا می‌کنیم (آزاده، ۲۰۰۹، ۵۵۶۸) و (خاشعی و همکاران، ۲۰۰۸، ۷۷۳).

$$\begin{aligned} \min \quad & Z = \sum_{j=1}^m 2 \left[s_0 + \sum_{i=1}^n s_i |x_{ji}| \right] \\ \text{s.t.} \quad & 1 - \frac{f^c(x) - y}{f^s(x)} \geq h \Rightarrow (1-h)f^s(x_j) - f^c(x_j) \geq -y_j \\ & 1 - \frac{y - f^c(x)}{f^s(x)} \geq h \Rightarrow (1-h)f^s(x_j) + f^c(x_j) \geq y_j \\ & j = 1, 2, \dots, m \quad s_i > 0 \end{aligned} \quad (12)$$

که در آن x_{ji} بیانگر مشاهده زام برای متغیر آم است. برای هر مشاهده دو محدودیت وجود دارد. با استفاده از روش‌های برنامه‌ریزی خطی تابع هدف Z را با توجه به $2m$ محدودیت تولید شده حداقل می‌کنیم. با حل مدل برنامه‌ریزی خطی فوق، ضرایب رگرسیون فازی بدست می‌آید. با قراردادن مقادیر بدست آمده برای ضرایب در معادله رگرسیون، مقدار متغیر خروجی به صورت فازی تعیین می‌شود. روش‌های مختلف جهت غیرفازی سازی متغیر فازی و تبدیل آن به حالت قطعی وجود دارد که می‌توان به روش میانه حداکثر، روش مرکز مجموعه‌ها و روش مرکز سطح اشاره کرد. در این مطالعه از روش مرکز سطح برای تبدیل یک عدد فازی به یک عدد کلاسیک بکار برده شده که به صورت رابطه زیر بیان می‌شود که A یک عدد کلاسیک است.

$$A = \frac{\int \mu(x) \cdot x \cdot dx}{\int \mu(x) \cdot dx} \quad (13)$$

به منظور ارزیابی کارایی حاصل از روش‌های معرفی شده، می‌توان از معیارهای مربوطه استفاده کرد. در این تحقیق از معیارهای خطای ریشه متوسط مربعات (RMSE) و ضریب تعیین (R^2) جهت این امر استفاده شده است. این آماره‌ها با روابط زیر محاسبه می‌شود:

$$RMSE = \sqrt{\sum_{k=1}^N (X_k - Y_k)^2 / N} \quad (15)$$

$$R^2 = \left[\frac{\sum_{K=1}^N (X_K - \bar{X})(Y_K - \bar{Y})}{\sum_{K=1}^N (X_K - \bar{X})^2 \sum_{K=1}^N (Y_K - \bar{Y})^2} \right]^2 \quad (14)$$

مدلی که دارای کمترین مقدار RMSE باشد مدل برتری نسبت به دیگر مدل‌های است. همچنین مدلی که دارای بیشترین مقدار برای آماره R^2 باشد برتر از دیگر مدل‌های است.

بحث و نتیجه

داده‌های مورد نیاز در این مطالعه در طی سالهای ۱۳۵۶-۱۳۸۶ (به قیمت سال پایه ۱۳۷۶)، از سالنامه‌های کشور ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و ترازنامه انرژی وزارت نیرو دریافت شده است. در این مقاله از داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۵۶ برای تخمین مدلها و از داده‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۶ برای ارزیابی مدل‌های مورد نظر استفاده شده است.

در ابتدا پایایی متغیرها با آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعیین یافته برسی شد. نتایج نشان داد که متغیر LnE ایستا و متغیرهای $LnVA$ و LnK و LnL با یک بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند. بدین ترتیب امکان استفاده از روش ARDL فراهم خواهد بود. با استفاده از این تحلیل می‌توان روابط کوتاه‌مدت و دراز مدت بین متغیرهای مدل را هم‌مان برسی کرد. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL از طریق خاصیت شوارتز-بیزین تعیین شده است. فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت با استفاده از آزمون F مورد برسی قرار گرفت. با توجه به اینکه F محاسباتی بیش از F پیشنهادی پسران و پسران می‌باشد، لذا یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار است. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت به صورت زیر برآورده شده است:

$$Ln VA = ۲/۵۹۰۴ + ۱/۱۲۲۷ Ln L + ۰/۳۰۲۰ Ln K + ۰/۲۶۰۶۸ Ln E \quad (16)$$

کشش‌های جزئی تولید برای نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی همان ضرایب متغیرها درتابع تولید بدست آمده است. با توجه به این که کشش‌های نهاده‌ها در طول تولید و در سالهای مختلف در تابع کاب-داگلاس ثابت است؛ می‌توان این گونه تفسیر کرد که به طور مثال با ۱٪ افزایش در انرژی مصرفی بخش کشاورزی، ارزش افزوده به میزان ۷٪ افزایش می‌باشد. وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطای فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطای در واقع نوسانهای کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. به منظور برسی روابط کوتاه‌مدت بین ارزش افزوده و سایر متغیرهای مورد مطالعه از مدل تصحیح خطای استفاده گردید. نتایج نشان داد که ضریب جمله تصحیح خطای معنیدار و علامت آن مورد انتظار(منفی) است. مقدار این ضریب نشان می‌دهد که حدود ۴۹ درصد انحرافات متغیر ارزش افزوده از مقدار تعادلی درازمدت پس از گذشت دو دوره تعدیل می‌شود. عبارت دیگر برای تعدیل کامل نتایج حاصل از یک سیاست، ۲ سال زمان لازم خواهد بود. لذا می‌توان به تأثیرگذاری سیاستها در کوتاه مدت امیدوار بود.

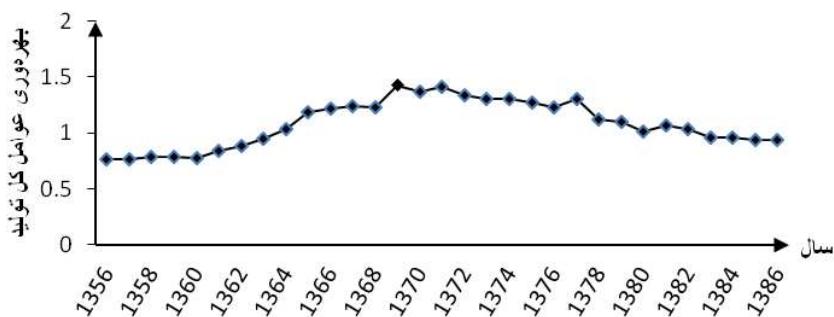
برای برسی پایداری ضرایب برآورده شده مدل بدست آمده، آزمون^۱ CUSUM و^۲ CUSUMSQ بکار برد
شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که ضرایب مدل در فاصله اصمینان ۹۵٪ پایدار است.

¹. Cumulative Sum.

². Cumulative Sum of Square.

سطوح بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی

حال با بکارگیری تابع تولید تخمین زده شده به محاسبه سطوح اولیه بهره‌وری در بخش کشاورزی با استفاده از شاخص ۵ پرداخته شده است. نتایج حاصل از محاسبه سطوح بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی در شکل (۲) ارائه شده است. مقایسه سطوح بهره‌وری کل عوامل تولید نشان می‌دهد که برای دوره ۱۳۶۸-۱۳۵۶ با اینکه دوران جنگ و انقلاب در ایران بوده است، اما بخش کشاورزی تحت تاثیر این دو عامل عمده قرار نگرفته است و بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی از روند صعودی برخوردار بوده است. این روند افزایشی تا سال ۱۳۷۱ ادامه داشته است. اما از سال ۱۳۷۲ به بعد سیر نزولی داشته و این روند تا سال ۱۳۸۶ ادامه داشته است.



شکل ۲- سطوح بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی

در این بخش به بررسی و مقایسه دو روش ARIMA و رگرسیون فازی پرداخته‌ایم. برای مدل سازی، داده‌های سال ۱۳۵۶ تا ۱۳۸۱ را بکار گرفته و برای آزمون و مقایسه این دو روش از داده‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۲ استفاده گردیده است. حال نتایج حاصل از این دو روش به صورت زیر است.

مدل میانگین متحرک خودرگرسیون انباسته

در ابتدا با توجه به روند نمودار بهره‌وری کل عوامل تولید، به بررسی وجود شکست ساختاری در سال ۱۳۷۰ پرداخته‌ایم. برای این کار از آزمون چاو استفاده نمودیم. نتیجه حاصل از این آزمون، وجود شکست در سال ۱۳۷۰ را تائید می‌نماید. در گام بعدی، مانایی سری زمانی توسط آزمون ریشه واحد پرون به هنگام وجود شکست ساختاری بررسی شد. نتایج آزمون ریشه حاکی از آن است که متغیر مورد استفاده در سطح مانا نمی‌باشد؛ اما با یک بار تفاضل گیری مانا گردید⁽¹⁾. پس از تعیین مرتبه مانایی (d)، با بهره‌گیری از روش پیشنهادی توسط پسران و پسران^{(۱) ۱۹۹۴} و با معیار آماره آکائیک ، تعداد جملات خودرگرسیو (P) و تعداد جملات میانگین متحرک (q) محاسبه شده‌اند. کمترین مقدار آماره آکائیک برابر $-2/25$ -می باشد که مربوط به فرآیندی با تعداد جملات خودرگرسیو برابر ۱ و میانگین متحرک برابر با ۱ می‌باشد. برای اطمینان از صحت تشخیص صحیح درجات خودرگرسیو و میانگین متحرک مدل از توابع خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF)

¹. Pesaran, H. M. & B. Pesaran .

نیز استفاده گردید که صحت تشخیص فوق را تأیید کردند. مدل برآذش شده ARIMA(1,1,1) در زیر مطرح شده است:

جدول ۱- نتایج حاصل از برآورد فرآیند ARIMA(1,1,1) دوره ۱۳۵۶-۸۱

| انحراف معیار | ضریب | متغیر |
|--------------|-----------|--------------------------------------|
| 0.007435 | 0.062579 | عرض از مبدا C |
| 0.245950* | 0.220386 | تفاضل مرتبه اول متغیر یک و قله AR(1) |
| 0.137977*** | -0.932061 | جمله اخلال با یک و قله MA(1) |
| 0.002754* | -0.003843 | متغیر مجازی روند DT |
| 0.022307*** | -0.066069 | متغیر مجازی شکست ۱۳۷۰ DU |

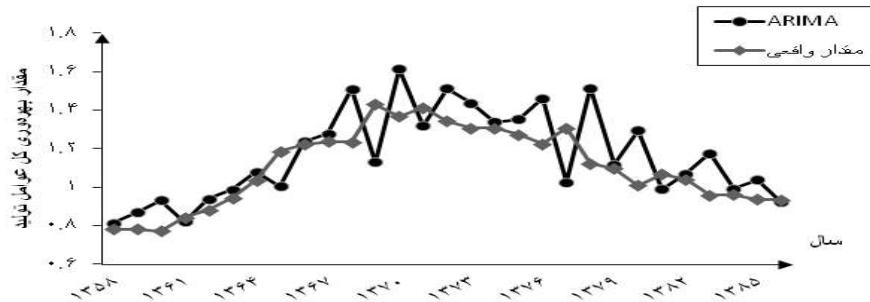
F=۶,۴۸۸ [.,.]
R²=.۵۷

Serial correlation (χ^2)=.۹۸۵۷[.,.]
Heteroscedasticity (χ^2)=.۸۴۹۷[.,.]

*, ** نمایانگر معنی دار بودن در سطح ۱۵ درصد می باشد.

ماخذ: یافته های تحقیق

یک متغیر مجازی روند و DU یک متغیر مجازی که برای سالهای بعد از ۱۳۷۰ مقدار ۱ و برای سایر سالها صفر است. شکل (۳) مقادیر واقعی و مقادیر برآذش شده مدل میانگین متحرک خود رگرسیون انباسته را نشان می دهد.



شکل ۳- مقدار واقعی و مقدار برآذش شده مدل میانگین متحرک خود رگرسیون انباسته

رگرسیون فازی

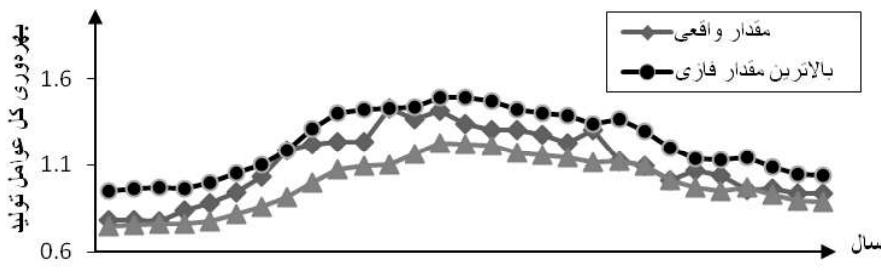
با توجه به مدل بدست آمده در روش ARIMA مدل رگرسیون فازی را بصورت زیر در نظر گرفته ایم.

$$\widetilde{TFP}_t = \widetilde{A}_0 + \widetilde{A}_1 TFP_{t-1} + \widetilde{A}_2 TFP_{t-2} \quad (17)$$

با استفاده از نرم افزار WinQSB برنامه به دست آمده را حل نموده و پارامترهای s_i و a_i به دست آمدند که معادله رگرسیون فازی زیر در نهایت حاصل شد.

$$T\tilde{FP}_t = (0, 152, 0, 1175, 0, 4435, 0, 4435, 0, 17300, 0, 4435, 0, 1175, 0, 152) TFP_{t-1} + (0, 17300, 0, 4435, 0, 4435, 0, 1175, 0, 152) TFP_{t-2} \quad (18)$$

همانطور که در شکل (۴) نشان داده شده است، مقادیر واقعی در فواصل فازی قرار گرفته است.



شکل ۴- مقادیر واقعی و حد بالا و پایین مقادیر بدست آمده از رگرسیون فازی

با استفاده از مدل‌های ارائه شده، مقادیر سطوح بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی طی دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶ پیش‌بینی شده است.

جدول ۲- مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی

| سال | مقدادیر واقعی | ARIMA | حد پایین رگرسیون فازی | حد بالای رگرسیون فازی |
|------|---------------|--------|--------------------------|--------------------------|
| ۱۳۸۲ | 1.0395 | 1.0691 | 1.1322 | 0.9510 |
| ۱۳۸۳ | 0.9582 | 1.1751 | 1.1436 | 0.9669 |
| ۱۳۸۴ | 0.9597 | 0.9907 | 1.0858 | 0.9290 |
| ۱۳۸۵ | 0.9355 | 1.0366 | 1.0494 | 0.8947 |
| ۱۳۸۶ | 0.9326 | 0.9224 | 1.0365 | 0.8875 |

منبع: یافته‌های تحقیق

حال با استفاده از مقادیر بیان شده در جدول (۲) و دو آماره جذر میانگین مربعات خطای RMSE و ضریب تعیین R^2 به بررسی روش‌های مختلف می‌پردازیم. برای استفاده از این معیارها، رابطه ۱۳ برای تبدیل یک عدد فازی به یک عدد کلاسیک، بکار برده شده است. جدول (۳) مقادیر مربوط به این دو آماره برای مدل‌های مطرح شده را نشان می‌دهد.

جدول ۳- مقایسه روش‌های ARIMA، رگرسیون فازی

| معیار ها | رگرسیون فازی | ARIMA |
|----------|--------------|--------|
| RMSE | ۰,۰۴۸۱ | ۰,۱۰۸۸ |
| R^2 | ۰,۴۷۷۷ | ۰,۱۰۴۸ |

برای انتخاب بهترین روش از دو آماره ضریب تعیین و جذر میانگین مربعات خطأ استفاده شده است. مقایسه مقادیر جدول (۳) نشان می‌دهد که مدل رگرسیون دارای کمترین مقدار برای آماره RMSE می‌باشد. همچنین مقدار R^2 در این روش نسبت به دیگر روشها بیشتر است. بنابراین بهترین روش برای پیش‌بینی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی، روش رگرسیون فازی می‌باشد.

نتیجه گیری

این تحقیق در ابتدا در راستای اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی، تخمین تابع تولید با استفاده از روش ARDL انجام گرفته است. سپس با بکارگیری شاخص معروفی شده به تعیین بهره‌وری کل پرداخته شده است. نتایج حاصل از اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید، نشان دهنده صعودی بودن روند آن تا سال ۱۳۶۹ است. اما از سال ۱۳۷۰ به بعد روند نزولی داشته و این روند تا سال ۱۳۸۶ ادامه داشته است. شاید این امر به این خاطر اتفاق افتاده است که در این سالها دولت بدبانی پایین نگه داشتن قیمت محصولات کشاورزی بوده است و این امر باعث شده است که ارزش افزوده بخش کشاورزی پایین‌تر نشان داده شود و همچنین باعث کاهش بهره‌وری سرمایه در این بخش نیز باشد. همچنین این تحقیق به منظور مقایسه عملکرد مدل ARIMA و رگرسیون فازی برای پیش‌بینی سطوح بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی انجام گرفته است. نتایج حاصله یانگر آن است که مدل رگرسیون فازی توانایی انجام یک پیش‌بینی مناسب را داشته و در نتیجه می‌توان از مدل این به عنوان ابزاری دقیق‌تر برای پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی در کنار دیگر روشها بهره جست. مدل پیشنهادی، برای تصمیم‌گیرندگان بهترین و بدترین حالت ممکن را نیز فراهم می‌سازد و با فازی در نظر گرفتن خروجیها اولاً از فرض مربوط به جمله خطأ رهایی می‌یابد. ثانیاً به داده‌های کمتری نیاز داشته و مدل مناسبی به منظور پیش‌بینی در شرایط داده‌های قابل حصول کم از لحاظ کمی و کیفی خواهد بود.

منابع

- ۱- اکبری، نعمت‌الله و مهدی رنجکش(۱۳۸۲)، بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۴۵-۷۵، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۳، ص ۱۱۷-۱۴۲.
- ۲- امامی میدی، علی(۱۳۷۹)، اصول اندازه‌گیری کارآیی و بهره‌وری، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازارگانی، تهران.
- ۳- امیرتیموری، سمیه و صادق خلیلیان (۱۳۸۶)، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران و چشم‌انداز آن در برنامه چهارم توسعه، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵۹، ص ۳۷-۵۲.
- ۴- تهامی‌پور، مرتضی و منوچهر شاهمرادی(۱۳۸۸)، اندازه‌گیری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و بررسی سهم آن از رشد ارزش افزوده بخش، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی.
- ۵- گجراتی، دامور (۱۳۷۷)، مبانی اقتصاد‌سنجی، موسسه انتشارات و چاپ تهران، ویرایش دوم، دانشگاه تهران.
- 6- Azadeh A. , Khakestani M., and Saberi M., ۲۰۰۹. A flexible fuzzy regression algorithm for forecasting oil consumption estimation, Energy Policy ۳۷: ۵۵۶۷-۵۵۷۹.



- 7- Box P, and Jenkins G.M. ۱۹۷۰. Time Series Analysis , Forecasting and control, Holden-day Inc, San Francisco, CA.
- 8- Hamamoto, M. 2006. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries. Journal of Resource and Energy Economics. 604: 14-25.
- 9- Khashei M., Hejazi S. R. and Bijari M., ۲۰۰۸. A new hybrid artificial neural networks and fuzzy regression model for time series forecasting. Fuzzy Sets and Systems ۱۵۹ : ۷۶۹ – ۷۸۶.
- 10- Pirasteh, h. 2003. The contribution of agriculture to econpmic and productivity growth of Iranian economy. Journal Iraian Economic Review, University of Tehran, Faculty of Economic,8: 45-72.