2016, Vol.2, No.2, Pages 15 to 26
Journal of Water and Sustainable Development

آب و توسعه پایدار

سال دوم، شماره ۲، اسفند ۱۳۹٤، صفحات ۱۵ تا ۲٦
نشریه آب و توسعه پایدار

Understanding underlying trend and using it in modeling of agricultural production function with respect to the water input

M. Haddad [1*], H. Sadeghi Saghdal[2]

1-MSc. in Energy Economics, Faculty of Economics and Management, Power and Water University of Technology (Shahid Abbaspour), Tehran. Iran. 2- Professor Assistant, Faculty of Economics, Tarbiat Modarres University, Tehran, Iran.

*(Corresponding Author Email: meisam.haddad66@gmail.com)

Received: 11-1-2016

Accepted: 19-2-2016

Abstract

Due to the being in the desert bar and ecosystem sensitivity to water , water management in the agricultural sector of the Iran is one of the priorities of managers and planners of this section. Therefore accurate modeling of the production function, for policies to increase efficiency and reduce the use of inputs, as well as forecasts for the timely supply with low cost, is of utmost importance. In this study, the production function in the agricultural sector of Iran has been modeled using underlying trend concept, creating a state - space model and Kalman filter algorithms. We used annual time series data for the period 1974-2012. The results indicate that underlying trend is smooth and Non-linear. According to likelihood ratio statistic, the most appropriate structure for hyper parameters is random static levels with No-slope trends (Local Level Model). Capital, labor and energy elasticity were less than unity, But water elasticity was larger than unity which is obtained in the first production area. This means that with a one percent increase in water inputs causes a decrease in production of more than one percent. Because, Iran is faced with limited water resources, cannot increase the consumption of water in this sector. Thus, recommended the replacement of new irrigation systems to compensate for water deficit and also in agricultural production by needs less water. Also, the development of basic technologies (changing the agricultural system) can reduce the use of inputs and compensate the lack of water in the agricultural sector.

Keywords: Agricultural Production Function, Water Inputs, Underlying Trend, Kalman Filter algorithm, State-Space.

آشنایی با مفهوم روند ضمنی و بکارگیری آن در مدل‌سازی تابع تولید کشاورزی با توجه به نهاده‌ی آب

میثم حداد[1*]، حسین صادقی سقدل[2]

۱- کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه صنعت آب و برق شهیدعباسپور.

۲- استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

*(نویسنده‌ی مسئول، E-Mail: meisam.haddad66@gmail.com)

تاریخ دریافت: ۹٤/۱۰/۲۱

تاریخ پذیرش: ۹٤/۱۱/۳۰

چکیده

با توجه به قرار گرفتن ایران در نوار بیابانی و حساسیت اکوسیستم به آب، مدیریت مصرف آب در بخش کشاورزی از اولویت‌های مدیران و برنامه‌ریزان کشور می‌باشد. از این رو مدل‌سازی مناسب تابع تولید، برای اتخاذ سیاست‌های افزایش بهره‌وری و کاهش مصرف نهاده‌ها و هم‌چنین پیش‌بینی برای تأمین به موقع با هزینه‌ی کم، دارای اهمیت زیادی است. در مطالعه‌ی حاضر با استفاده از مفهوم روند ضمنی و ایجاد یک مدل فضا- حالت، با بکارگیری الگوریتم کالمن فیلتر، به مدل‌سازی تابع تولید در بخش کشاورزی ایران پرداخته شده است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به صورت سری زمانی سالانه طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۳ بوده است. نتایج حاکی از یکنوا و غیرخطی بودن ماهیت روند ضمنی دارد. با توجه به آماره‌ی نسبت راستنمایی، مناسب‌ترین حالت برای ابرپارامترها، حالت تصادفی بودن سطح بدون شیب (مدل سطح نسبی) تشخیص داده شده است. کشش‌های تولیدی سرمایه، نیروی کار و انرژی، کمتر از واحد است، اما کشش تولیدی آب بزرگتر از واحد و در ناحیه اول تولید به دست آمده است. این بدان مفهوم است که با افزایش یک درصدی نهاده‌ی آب، بیش از یک درصد تولید افزایش می‌یابد. به دلیل اینکه کشور ایران با محدودیت منابع آب مواجه است، نمی‌توان مصرف نهاده‌ی آب در این بخش را افزایش داد. از این‌رو جایگزینی سیستم‌های آبیاری جدید به منظور جبران کم آبی و همچنین تولید محصولات با نیاز آبی کمتر در بخش کشاورزی پیشنهاد می‌شود. همچنین پیشرفت تکنولوژی‌های بنیادی (تغییر سیستم کشاورزی) می‌تواند استفاده از نهاده‌ها را کاهش داده و کمبود آب در این بخش را جبران نماید.

واژه‌های کلیدی: تابع تولید کشاورزی، نهاده‌ی آب، روند ضمنی، الگوریتم کالمن فیلتر، فضا-حالت.

مقدمه

با توجه به موقعیت ایران و مجاورت آن با مدار رأس السرطان، کشور ایران در نوار بیابانی واقع شده است. بخش کشاورزی در چنین اکوسیستم‌هایی که در نوار بیابانی واقع هستند، به آب حساسیت بسیار زیادی دارد. برداشت بی‌رویه و استفاده‌ی نادرست از منابع آب، چه منابع آب سطحی و چه منابع آب زیرزمینی این مشکل را چندین برابر می‌کند. با توجه به محدودیت منابع آبی کشور، موضوع مدیریت مصرف آب در بخش‌های مختلف و به‌ویژه در بخش کشاورزی که عمده‌ترین مصرف‌کننده‌ی آب در جهان است، دارای اهمیت می‌باشد.

با توجه به بیابانی بودن کشور ایران و مشکلات ناشی از کم آبی، سهم مصرف آب در بخش کشاورزی ایران از کل آب قابل استحصال بسیار زیاد است؛ به طوری که مطالعات و بررسی‌ها نشان می‌دهد در حال حاضر از کل ۱۳۰ میلیارد متر مکعب منابع تجدیدشونده کشور، حدود ۹۳/۳ میلیارد متر مکعب جهت مصارف بخش کشاورزی، صنعت، معدن و شرب برداشت می‌شود که حدود ۸۶/۳ میلیارد متر مکعب آن (۹۲/۵ درصد) به بخش کشاورزی، ۶ میلیارد متر مکعب (۶ درصد) به بخش شرب و مابقی به بخش صنعت و نیازهای متفرقه دیگر اختصاص دارد (سالنامه آماری آب کشور، ۱۳۹۰). طبق آمار منتشر شده توسط بانک جهانی[1]، بطور متوسط در دنیا بخش کشاورزی حدود ۷۰ درصد، بخش صنعت حدود ۲۰ درصد و آب شرب حدود ۱۰ درصد از تمام منابع آب قابل مصرف را به خود اختصاص داده است، این در حالی است که بخش کشاورزی ایران در مقایسه با متوسط جهانی حدود ۲۳ درصد اضافه مصرف دارد (worldbank، ۲۰۰۵). در جدول (۱)، تخصیص بخشی منابع آب در کشورها با درآمدهای مختلف به گزارش بانک جهانی آمده است.

جدول ۱- درصد تخصیص بخشی منابع آب در کشورها با درآمدهای مختلف (worldbank، ۲۰۰۵)

کشورهای با درآمد	کشاورزی	صنعت	شرب
پایین	۹۲	۳	۵
پایین و متوسط	۸۱	۱۲	۷
متوسط	۷۴	۱۷	۹
بالا	۴۲	۴۲	۱۶
جهانی	۷۰	۲۰	۱۰
ایران	۹۲/۵	۱/۵	۶

کشورهایی که بیش از ۷۰ درصد منابع آبی خود را به کشاورزی اختصاص داده‌اند در زمره کشورهای در حال توسعه هستند، در حالی که کشورهای توسعه‌یافته کمتر از ۵۰ درصد منابع آبی خود را به بخش کشاورزی واگذار کرده‌اند. بنابراین کشور ایران در بخش کشاورزی، در بین کشورهای در حال توسعه قرار دارد (worldbank، ۲۰۰۵). متوسط بازده‌ی آبیاری ایران حدود ۳۲ درصد می‌باشد که این مقدار از متوسط بازده‌ی کشورهای خاورمیانه کمتر است. در جدول (۲)، میزان بازده آبیاری در برخی از کشورهای در حال توسعه آمده است (سازمان خواربار جهانی(FAO)، ۲۰۰۹).

جدول ۲- میزان بازده آبیاری در برخی از کشورهای در حال توسعه به گزارش سازمان خواربار جهانی (FAO) در سال ۲۰۰۵

نام کشور	لیبی	هند	مصر	سوریه	پاکستان	عربستان	ترکیه	چین	ایران
بازده (درصد)	۶۰	۵۴	۵۳	۴۵	۴۴	۴۳	۴۰	۳۶	۳۲

با توجه به اهمیت آب در بخش کشاورزی به عنوان یک نهاده‌ی تولیدی، این نهاده یکی از نهاده‌های مهم و ضروری در برآورد تابع تولید در بخش کشاورزی در کنار نهاده نیروی کار، سرمایه و انرژی است.

برآورد تابع تولید از نظر برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، مهم و جزء لاینفک اقتصادی است. با تخمین تابع تولید کشاورزی و اطلاعات حاصل از آن می‌توان، توان تولید بخش کشاورزی را مشخص نمود و آن را با عملکرد واقعی بخش، مقایسه کرد. برآورد تابع تولید همچنین این امکان را فراهم می‌آورد که نقش و اهمیت هر یک از نهاده‌های تولید، به تفکیک مشخص شود (اعظم‌زاده شورکی و همکاران، ۱۳۹۰). لذا مدل‌سازی و برآورد صحیح ضرایب مدل بسیار با اهمیت است. برای مدل‌سازی و برآورد تابع تولید بخش کشاورزی متغیرهای اقتصادی مانند نیروی کار، سرمایه و انرژی، از اهمیت زیادی برخوردارند. اما در کنار این متغیرها، متغیرهای دیگری مانند پیشرفت تکنولوژی وجود دارد که قابل مشاهده نیستند. مدل سری زمانی ساختاری[2] این قابلیت را دارد که تحولات ساختاری و متغیرهای غیر قابل مشاهده را به صورت تصادفی وارد مدل کند و روند ضمنی[3] را برای برآورد صحیح تابع تولید به ما ارائه دهد. زمانی که مدل به طور صحیح برآورد شود، خطای

پیش‌بینی کمتر شده و تصمیم‌گیری برای مدیران و برنامه‌ریزان دقیق‌تر صورت می‌گیرد.
ویژگی خاص این مطالعه نسبت به سایر مطالعات تجربی، در زمینه برآورد تابع تولید در بخش کشاورزی وارد کردن نقش روند ضمنی به عنوان متغیر غیرقابل مشاهده و تصریح آن به صورت یک فرآیند تصادفی، استفاده از تکنیک متناسب با مدل تصریح شده (سری زمانی ساختاری) می‌باشد.
مطالعات داخلی و خارجی زیادی در مورد برآورد تابع تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی، با مدل‌های مختلف انجام شده است. تاکنون با روش سری زمانی ساختاری و مفهوم روند ضمنی، نتایج منتشر شده‌ای در زمینه‌ی برآورد تابع تولید بخش کشاورزی مشاهده نشده است. از این‌رو در ذیل، به بررسی مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در برآورد تابع تولید در بخش کشاورزی با روش‌های دیگر (مدل‌هایی که مفهوم روند ضمنی را در نظر نگرفته‌اند) پرداخته می‌شود.
اسکندرزاده و راسخ (۱۳۹۲) با روش بیشینه آنتروپی تعمیم یافته، قائمی‌اصل و سلیمی‌فر (۱۳۹۱) با روش مدل‌سازی پویایی‌های بهره‌وری، اعظم‌زاده شورکی و همکاران (۱۳۹۰) با روش ARDL، نبیونی (۱۳۹۰) با روش ARDL و ECM، فلاحی و خلیلیان (۱۳۸۸) با روش همگرایی، امیرتیموری و خلیلیان (۱۳۸۶) با روش ARDL، زیبایی و طرازکار (۱۳۸۳) با روش VAR، کهنسال و دهقانیان (۱۳۸۲) با روش بررسی کارایی، اکبری و رنجکش (۱۳۸۲) با روش کارایی، هژبرکیانی و رنجبری (۱۳۸۰) با روش ARDL و ECM به برآورد تابع تولید کشاورزی در ایران پرداختند.

Lin و Fei (۲۰۱۵) به تجزیه و تحلیل جایگزینی عوامل تولید و پیشرفت تکنولوژی در بخش کشاورزی کشور چین با استفاده از تابع تولید ترانسلوگ پرداختند. Muazu و همکاران (۲۰۱۴) با روش تحلیل پوششی داده‌ها، Ndlovu و همکاران (۲۰۱۴) با روش پانل دیتا و برآورد تابع تولید ترانسوگ، Howitt و همکاران (۲۰۱۲) با روش تابع تولید CES، Muro (۲۰۱۳) با روش استاپلر ساموئلسون، تابع تولید بخش کشاورزی در کشورهای دیگر را برآورد نمودند. Blitzer (۱۹۸۱)، Echevarria (۱۹۹۸) و Parlinska و Dareev (۲۰۱۱) با روش تابع تولید کاب- داگلاس به برآورد و بررسی تابع تولید در بخش کشاورزی در خارج پرداختند. همچنین Berndt و Wood (۱۹۷۹) در برآورد تابع تولید به این نتیجه رسیدند که انرژی یک عامل تولید است که ارتباط جدایی‌ناپذیر ضعیفی با نیروی کار دارد. همانطور که بیان شد در اکثر مطالعات انجام شده، از نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی، به عنوان نهاده‌های مهم در برآورد تابع تولید بخش کشاورزی استفاده شده است.
همچنین در اکثر مطالعات داخلی از تابع تولید کاب-داگلاس برای برآورد تابع تولید کشاورزی استفاده شده است. به عنوان مثال Sameni Keivani و همکاران (۲۰۱۴)، به برآورد تابع تولید بخش کشاورزی ایران با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس پرداختند. بیشتر مطالعات دلیل استفاده از این تابع را یا معنی‌دار شدن رگرسیون و ضرایب مدل بیان می‌کنند و یا به دلیل محدودیت داده‌ها و کاهش درجه‌ی آزادی این تابع، آن را بهترین تابع برای برآورد انتخاب کرده‌اند.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده

داده‌های بکار گرفته شده در این مطالعه به صورت سری زمانی سالانه و طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۳، از منابع آماری مختلف جمع‌آوری شده است. در این مطالعه بخش کشاورزی به صورت یک مجموعه و بدون در نظر گرفتن زیر بخش‌های زراعت، باغبانی، دام و طیور مورد مطالعه قرار گرفته است، بنابراین در مطالعه‌ی حاضر، تابع تولید برآورد شده کل بخش کشاورزی را در برمی‌گیرد. آمار ارزش افزوده و موجودی سرمایه در بخش کشاورزی از حساب‌های ملی ایران در بانک مرکزی، آمار مربوط به نهاده نیروی کار از معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری، آمار مربوط به نهاده‌ی انرژی (میلیون بشکه معادل نفت خام) از ترازنامه انرژی وزارت نیرو در سال‌های مختلف و آمار مربوط به مصرف آب در بخش کشاورزی از سالنامه آماری منتشر شده توسط مرکز آمار کشور در سال‌های مختلف استنتاج و جمع آوری شده است. با داشتن داده‌های آب قابل استحصال (آب قابل دسترس) و با توجه به اینکه حدود ۹۰ درصد آب قابل استحصال در بخش کشاورزی مصرف می‌شود، داده‌های مصرف آب در این بخش محاسبه و استنتاج شد.

تابع تولید کاب- داگلاس[۴]

تابع تولید به عنوان یک مفهوم اصلی در اقتصاد، روشی سیستماتیک برای نشان دادن رابطه‌ی بین مقادیر مختلف یک نهاده یا عامل تولید، با محصول یا ستاده است (سلطانی و نجفی، ۱۳۶۴). انتخاب نوع تابع بستگی به ماهیت موضوع مطالعه دارد. با این حال یکی از بهترین ملاک‌های تبیین تابع تولید، استفاده از تجربیات گذشته است. بنابراین، در بدو امر ضروری است که تابع به کار رفته در مطالعه از نظر تئوری‌های اقتصادی و در واقع تطبیق شرایط مطالعه با ویژگی‌های تابع تولید، توجیه شده باشد. در مرحله بعد نیز توجیهات آماری و

اقتصادسنجی، از قبیل معنی‌دار بودن ضرایب و نیز رگرسیون مربوطه، ضروری است (ترکمانی، ۱۳۷۷).

یکی از انواع توابع تولید که در مطالعات مختلف مربوط به تولید محصولات کشاورزی همانند سایر صنایع کاربرد زیادی داشته و دارد، تابع کاب- داگلاس است. برای اولین بار کاب و داگلاس در سال ۱۹۲۸ کوشش‌های تجربی پیرامون برآورد توابع تولید در صنایع آمریکا به عمل آورده‌اند. گرچه قبل از آن برای اولین بار فرم جبری تابع تولید کشاورزی توسط Kant و Wicksell پیشنهاد شده بود (Heady و Dillon، ۱۹۶۱).

اگر نهاده‌ها را با K و L نشان دهیم، تابع تولید محصول (Y) به شکل کاب- داگلاس را می‌توان به صورت رابطه‌ی (۱) نمایش داد:

$$Y=AK^{a}L^{b} \qquad (۱)$$

در این تابع A و در فرم کلی a_0، پارامتر کارآیی[۵] نامیده می‌شود. همچنین a_i (یا a و b) بیانگر کشش تولید نهاده i (یا K و L) است. در حالت کلی برای برآورد ضرایب تابع تولید کاب- داگلاس ابتدا باید از طریق لگاریتم‌گیری آن را به یک رابطه خطی تبدیل نمود. این تابع را می‌توان به صورت رابطه‌ی خطی (۲) نوشت (بخشوده و اکبری، ۱۳۷۵):

$$\text{Log } Y=\text{Log } A+a \text{ Log } K+b \text{ Log } L \qquad (۲)$$

پارامترهای تابع کاب-داگلاس، کشش‌های تولید نهاده‌ها را نشان می‌دهد. این تابع خصوصیت ضرورت مصرف نهاده را به خوبی نمایان می‌سازد (دبرتین، ۱۳۷۶).

با توجه به مبانی نظری که در بالا اشاره شد، در این مطالعه تابع تولید کشاورزی طبق رابطه‌ی (۳) پیشنهاد می‌شود:

$$Q=AK^{\alpha} L^{\beta} E^{\gamma} W^{\theta} \qquad (۳)$$

برای برآورد مدل و محاسبه‌ی کشش‌های تولیدی باید با لگاریتم‌گیری از رابطه‌ی بالا آن را به صورت یک رابطه‌ی خطی تبدیل کرد. رابطه‌ی لگاریتمی تابع تولید پیشنهادی به صورت رابطه‌ی (۴) است:

$$LQ= LA+ \alpha LK+ \beta LL+ \gamma LE+ \theta LW \qquad (۴)$$

در معادله بالا، LQ لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳[۶]، A تکنولوژی یا کارایی فنی، LK لگاریتم موجودی سرمایه در بخش کشاورزی به قیمت ثابت ۱۳۸۳، LL لگاریتم نیروی کار در بخش کشاورزی، LE لگاریتم مصرف انرژی در بخش کشاورزی و LW لگاریتم مصرف آب در بخش کشاورزی است.

مفهوم روند ضمنی

یکی از عوامل مهم تأثیرگذار در توابع تولید و تقاضا، متغیر پیشرفت تکنولوژی است، لذا بایستی در مدل‌سازی به آن توجه ویژه‌ای داشت. پیشرفت تکنولوژی نه تنها از نظر فنی مورد توجه است، بلکه از جنبه‌های دیگر نظیر سلیقه و عوامل غیر اقتصادی (جمعیت، عوامل جغرافیایی و اجتماعی) می‌تواند مورد تحلیل قرار گیرد.

تغییر در کارایی از طریق توسعه تکنولوژی و بهبود طرف عرضه‌ی اقتصاد، از عوامل مهم تعیین کننده‌ی روند می‌باشد (شاکری و همکاران، ۱۳۸۹). تکنولوژی به دو نوع متبلور و غیر متبلور تقسیم‌بندی می‌شود. تکنولوژی متبلور در ماشین آلات، تکنولوژی غیرمتبلور در مردم، ساختارهای سازمانی و الگوهای رفتاری بازتاب دارد. فرسودگی و ناکارایی (چه در وسایل مصرف کننده و چه در تجهیزات تولید کننده) عوامل اصلی در پیشرفت تکنولوژی متبلور می‌باشند و موجب سرمایه‌گذاری در این مورد می‌شوند. اما در تکنولوژی غیر متبلور نیازی به تعویض وسایل و تجهیزات و انجام سرمایه گذاری جدید نیست، بلکه به رفتار مصرف کننده و تولید کننده بستگی دارد. هریک از این دو نوع تکنولوژی دارای دو بخش درون‌زا و برون‌زا می‌باشد. بخش برون‌زا بطور مستقل در طول زمان انجام می‌گیرد، اما بخش درون‌زا ممکن است با نرخ ثابتی انجام نگیرد. لذا همیشه خطی بودن آن درست نیست و باید به درستی محاسبه شود.

یک تفاوت بین پیشرفت تکنولوژی متبلور و غیرمتبلور (جزء درون‌زا)، در نحوه‌ی واکنش آن‌ها به تغییرات سایر عوامل موثر بر عرضه و تقاضا می‌باشد. انتظار می‌رود مورد اول نسبت به مورد دوم با وقفه زمانی بیش‌تری واکنش نشان دهد، زیرا نیازمند تغییرات ساختاری در نحوه‌ی تولید و ارائه خدمات می‌باشد. شناخت این تفاوت در جزء برون‌زای تغییرات تکنیکی مشکل است. با توجه به این‌که هر دوی آن‌ها در طول زمان با نرخ ثابتی توسعه می‌یابند، لذا تفکیک میزان تغییرات مشکل خواهد بود (موسوی و محمودزاده، ۱۳۹۲).

با توجه به مطالب گفته شده به نظر می‌رسد که متغیرهای توضیح دهنده‌ی تکنولوژی (چه متبلور و چه غیر متبلور) در مدل لحاظ شوند، اما به دلیل عدم اندازه‌گیری و متغیر بودن در طی زمان نمی‌توان آن‌ها را وارد مدل کرد. بنابراین برای این که بتوان اثر موارد فوق را بر تولید بررسی کرد، باید روند ضمنی را وارد تابع تولید کرد و آن را به درستی مدل‌سازی کرد. این اقدام سبب می‌شود تا برآورد ضرایب و کشش‌ها با دقت بیشتری انجام شود، در نتیجه راه برای برنامه ریزی و سیاست‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی هموار می‌شود (Hunt و Ninomiya، ۲۰۰۳).

مدل سری زمانی ساختاری توسط Harvey (۱۹۸۹)، جهت رفع این مشکل به کار گرفته شد. آنان برای هر سری زمانی یک جزء روند[۷]، سیکلی[۸] و نامنظم[۹] در نظر گرفتند.

در کنار عوامل اقتصادی نظیر سرمایه، نیروی کار، انرژی و مصرف آب در بخش کشاورزی، عوامل دیگری مانند تغییر ساختار اقتصادی، پیشرفت تکنولوژی و یا عوامل غیر اقتصادی

که قابل مشاهده نیستند، می‌توانند اثر زیادی بر تولید بخش کشاورزی داشته باشند، که ممکن است آثار یاد شده در طول زمان دارای روند معینی نبوده و عدم مدل‌سازی صحیح آن‌ها موجب اریب در تخمین آن‌ها شود. این روش در برآورد جزء روند، بین این عوامل با عوامل اقتصادی تفاوت قائل می‌شود. مدل مورد بررسی در این مطالعه، مدل رگرسیونی مرکب از یک سری زمانی ساختاری است که به جزء غیرقابل مشاهده در طول زمان اجازه می‌دهد تا به طور تصادفی تغییر کند. در حالت کلی مدل سری زمانی ساختاری به صورت رابطه‌ی (۵) ارائه می‌شود.

$$Q_t = \mu_t + Z_t' \delta + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در آن Q_t متغیر وابسته، μ_t جزء روند، Z_t بردار متغیرهای توضیحی یا مستقل، δ پارامترهای نامعلوم و ε_t جزء تصادفی مدل و مشابه همان باقیمانده‌ها در رگرسیون مرسوم است و فرض می‌شود که توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت است ($\varepsilon_t \sim NID\ (0,\sigma^2_\varepsilon)$). همچنین فرض می‌شود جزء روند دارای فرآیند تصادفی می‌باشد و هر فرآیند تصادفی خود دارای سطح و شیب بوده که به صورت رابطه‌ی (۶) است:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \qquad (۶)$$

که در آن η_t و ξ_t دارای توزیع نرمال $\eta_t \sim NID\ (0,\sigma^2_\eta)$ و $\xi_t \sim NID\ (0,\sigma^2_\xi)$ هستند.

معادلات فوق به ترتیب بیان کننده سطح و شیب روند می‌باشند. فرآیند فوق را به این صورت می‌توان توصیف کرد که روند در یک دوره برابر با روند در یک دوره قبل، به علاوه جزء رشد و برخی عوامل غیر قابل پیش بینی است، که جزء رشد همان شیب می‌باشد که در طول زمان متغیر است. واریانس‌های σ^2_ξ و σ^2_η ابرپارامترها[۱۰] نامیده می‌شوند که نقش بسیاری در ماهیت روند دارند، به گونه‌ای که اگر این دو واریانس صفر باشند، مدل رگرسیون فوق تبدیل به یک مدل رگرسیونی معمولی با روند خطی معین خواهد شد، مانند رابطه‌ی (۷):

$$Q_t = \alpha + \beta_t + Z_t' \delta + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

بسته به اینکه در فرآیند مذکور ابرپارامترها (واریانس‌های جملات اخلال در معادلات سطح و شیب روند) صفر باشند یا نه و همچنین دارای شیب و سطح باشند یا نه، مدل‌های رگرسیونی متفاوتی شکل خواهد گرفت. در جدول (۳) حالت‌های مختلف سری زمانی ساختاری آمده است.

جدول ۳- حالت‌های مختلف سری زمانی ساختاری (Hunt و همکاران ، ۲۰۰۳)

حالت‌های مختلف	سطح ثابت	سطح تصادفی
بدون شیب	مدل رگرسیون متعارف با سطح ثابت بدون روند زمانی	مدل سطح نسبی[۱۱]
شیب ثابت	مدل رگرسیون متعارف با روند معین	مدل سطح نسبی با انتقال[۱۲]
شیب تصادفی	مدل روند هموار[۱۳]	مدل روند نسبی[۱۴]

همانطور که اشاره شد به دلیل وجود جزء غیر قابل مشاهده در این مدل، مدل مذکور با روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد نخواهد بود. با این وجود، چنان چه معادله (۵) همراه معادلات (۶) در شکل معادلات فضا - حالت[۱۵] یعنی در حالت دو معادله بصورت مجزا، یکی معادله انتقال[۱۶] و دیگری معادله اندازه‌گیری[۱۷] تنظیم شوند، در این صورت با استفاده از الگوریتم کالمن فیلتر[۱۸] می‌توان یک دسته معادلات بازگشتی تولید کرد که پارامترهای نامعلوم (ابرپارامترها و سایر پارامترها) از طریق روش حداکثر راستنمایی[۱۹] برآورد شوند (Harvey و Shephard، ۱۹۹۳).

حال با داشتن مقادیر این پارامترها، برآوردهای مناسب از اجزاء سطح و شیب روند، توسط کالمن فیلتر ارائه می‌شود. در شکل فضا - حالت[۲۰]، پارامترهای غیر قابل مشاهده مانند روند به عنوان متغیرهای وضعیت[۲۱] تلقی می‌شوند. معادله‌ی انتقال به‌صورت رابطه‌ی (۸) تعریف می‌شود:

$$\alpha_t^* = \begin{bmatrix}\mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \delta_{t-1}\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}\eta_t \\ \xi_t \\ 0\end{bmatrix} \qquad (۸)$$

که در آن α_t^* بردار وضعیت است. معادله اندازه‌گیری به صورت رابطه‌ی (۹) می‌باشد:

$$Q_t = (1 \quad 0 \quad Z_t')\ \alpha_t^* + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

معادله اندازه‌گیری با معادله رابطه (۵) مطابقت دارد. کاربرد

معادله فوق در این است که بردار وضعیت غیرقابل مشاهده را به ارزش‌های عددی قابل مشاهده Qt مرتبط کند. به منظور انتخاب مناسبت‌ترین حالت از طریق آماره نسبت راستنمایی(LR[۲۲])، فرضیه تصادفی بودن هر دو جزء روند در مقابل حداقل ثابت بودن یکی از آن‌ها آزمون می‌شود[۲۳].

آماره نسبت راستنمایی از طریق رابطه زیر بدست می‌آید. که در آن صورت کسر مقدار حداکثر راستنمایی حاصل از برآورد تابع تولیدی است که در آن قید لحاظ شده است و مخرج آن مقدار حداکثر راستنمایی در حالت غیرمقید است. با توجه به اینکه معمولاً مقدار حداکثر راستنمایی مقید کمتر از حالت غیر مقید است، لذا نسبت کسر کوچکتر از یک خواهد شد. حال اگر قید بار سنگینی بر دوش داده‌ها باشد (قید معتبر باشد) در این صورت نسبت فوق به سمت یک متمایل می‌شود و اگر قید معتبر نباشد به سمت صفر متمایل خواهد شد(شاکری و همکاران، ۱۳۸۹).

$$LR = \frac{\text{Log likelihood } (\hat{\theta}_R)}{\text{Log likelihood } (\hat{\theta}_{UR})} \qquad (۱۰)$$

در تابع تولید رابطه‌ی (۴)، پارامتر A بیانگر تکنولوژی یا عامل کارایی فنی است. به دلیل اینکه تغییرات تکنولوژی در طول زمان به‌طور حتم با نرخ ثابتی انجام نمی‌گیرد و مشمول اختلالات (نوسانات) تصادفی می‌باشد، بنابراین مدل‌سازی آن به صورت تابع خطی از زمان (بدون وارد کردن متغیر روند در مدل) روش مناسبی نخواهد بود (موسوی و محمودزاده، ۱۳۹۲). به همین منظور عامل کارایی فنی در تابع تولید به صورت رابطه‌ی (۱۱) تصریح می‌شود:

$$LA=\mu_t$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \qquad (a) \qquad (۱۱)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \qquad (b)$$

$$\eta_t \sim NID(0,\sigma_\eta^2) \ , \ \xi_t \sim NID(0,\sigma_\xi^2)$$

اجزای (a) و (b) در رابطه‌ی فوق به ترتیب بیانگر سطح و شیب روند که معرف پیشرفت تکنولوژی است، می‌باشد. با در نظر گرفتن این فرآیند تصادفی برای عامل تکنولوژی یا کارایی فنی در تابع تولید رابطه‌ی (۱۲) را خواهیم داشت:

$$LQ = \mu_t + \alpha\, LK + \beta\, LL + \gamma\, LE + \theta\, LW + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

برای برآورد مدل بالا از نرم افزارSTAMP 8.3 که در بسته نرم‌افزار OxMetrics 6.3 تعبیه شده، استفاده شده است.

نتایج و بحث

قبل از برآورد مدل، چون روش برآورد از نوع اقتصادسنجی است و داده‌ها از نوع سری زمانی هستند، لازم است ابتدا آزمون ریشه واحد متغیرها انجام شود. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در جدول (۴) نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه‌ی واحد می‌باشند، ولی پس از یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

جدول ۴- آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد استفاده در مدل (یافته‌های تحقیق)

سطح متغیرها	آماره‌ی ADF	مقادیر بحرانی مک کینون			تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها	آماره‌ی ADF	مقادیر بحرانی مک کینون		
		٪۱	٪۵	٪۱۰			٪۱	٪۵	٪۱۰
LQ	-۱/۸۳۳۷	-۳/۶۱۵۵	-۲/۹۴۱۱	-۲/۶۰۹۰	DLQ	-۷/۱۱۳۷	-۳/۶۲۱۰	-۲/۹۴۳۴	-۲/۶۱۰۲
LK	-۱/۵۱۸۲	-۳/۶۲۶۷	-۲/۹۴۵۸	-۲/۶۱۱۵	DLK	-۳/۱۹۵۶	-۳/۶۲۶۷	-۲/۹۴۵۸	-۲/۶۱۱۵
LL	-۲/۴۴۲۳	-۳/۶۱۵۵	-۲/۹۴۱۱	-۲/۶۰۹۰	DLL	-۸/۴۱۸۸	-۳/۶۲۱۰	-۲/۹۴۳۴	-۲/۶۱۰۲
LE	-۲/۹۰۷۱	-۳/۶۱۵۵	-۲/۹۴۱۱	-۲/۶۰۹۰	DLE	-۶/۴۹۵۲	-۳/۶۲۱۰	-۲/۹۴۳۴	-۲/۶۱۰۲
LW	-۲/۷۳۹۲	-۳/۶۱۵۵	-۲/۹۴۱۱	-۲/۶۰۹۰	DLW	-۸/۵۲۳۷	-۳/۶۲۱۰	-۲/۹۴۳۴	-۲/۶۱۰۲

با توجه به آماره نسبت راستنمایی مناسبت‌ترین حالت برای ابرپارامترها، تصادفی بودن سطح و صفر بودن شیب (مدل سطح نسبی) تشخیص داده شده است. به عبارت دیگر در طی سال‌های مورد مطالعه، تغییرات تکنولوژی یا عامل کارایی فنی فقط توانسته از طریق سطح روند (تغییرات سطحی و کوتاه مدت) بر تابع تولید بخش کشاورزی اثر گذارد، در حالی‌که شیب روند، صفر بوده است. نتایج حاصل از برآورد تابع تولید بخش کشاورزی در جدول (۵) آورده شده است.

نرم افزار به طور خودکار سال‌هایی که شکست (هم شکست در سطح و شیب و هم در داده‌های پرت) اتفاق افتاده است را نشان می‌دهد. با تصویب قانون واگذاری و احیاء اراضی و تشکیل تعاونی‌های تولید در سال ۱۳۵۹، تولید محصولات کشاورزی در این سال افزایش چشمگیری داشته است. اما با وقوع جنگ تحمیلی در اواسط این سال، در سال بعد تولید

کاهش یافته است. از اینرو چون تولید در یکسال افزایش داشته است، نرم افزار داده‌ی این سال را به عنوان داده‌ی پرت، و به دلیل افزایش تولید، مثبت شناسایی کرده است. علت شناسایی شکست سال ۱۳۸۷ این است که، در این سال بر اثر پدیده خشکسالی و کاهش آب قابل استحصال، مصرف آب کشاورزی به ۷۱/۲ میلیارد مترمکعب رسید، در حالی که در سال ۱۳۸۶، میزان مصرف آب در بخش کشاورزی ۸۷ میلیارد متر مکعب گزارش شده بود. تولید بسیاری از محصولات کشاورزی در سال ۱۳۸۷ افت شدیدی پیدا کرده و کشاورزان متحمل فشارهای زیادی از این جهت شدند.

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد تابع تولید کشاورزی(یافته‌های تحقیق)

متغیر	ضرایب	RMSE	آماره‌ی t
۱۳۵۹ Outlier	۰/۱۸۵۲	۰/۰۴۷۳	۳/۹۰۸۵ (۰/۰۰۰۴)
۱۳۸۷ Level break	-۰/۱۸۷۳	۰/۰۵۲۳	-۳/۵۸۱۷ (۰/۰۰۱۱)
LK	۰/۳۱۷۶	۰/۰۵۲۳	۲/۸۳۵۶ (۰/۰۰۸۱)
LL	۰/۸۴۸۶	۰/۳۸۸۳	۲/۱۸۵۵ (۰/۰۳۶۷)
LE	۰/۱۸۶۰	۰/۰۸۰۵	۲/۳۱۰۰ (۰/۰۲۷۹)
LW	۱/۳۴۵۱	۰/۴۰۵۲	۳/۳۱۹۰ (۰/۰۰۲۳)
dumm۱۳۵۷	۰/۰۸۵۷	۰/۰۴۲۲	۲/۰۳۱۶ (۰/۰۵۱۱)
۱۳۵۹-۶۷ Dumm	-۰/۰۷۴۹	۰/۰۳۶۴	-۲/۰۵۴۴ (۰/۰۴۸۷)
سطح		-۲۲/۵۳۶۶ (۰/۰۲۵۶)	
ابرپارامترها (سطح نسبی)		معیارهای خوبی برازش	
سطح	۰/۰۰۱۶	$\overline{R}^2$ =۰/۹۸	R^2=۰/۹۹
شیب	فاقد شیب	DW =۱/۹۳	$P.e.v^{24}$ =۰/۰۰۱۲
جزء نامنظم	۰/۰۰۰۰	LR =۰/۹۷	Std.Error =۰/۰۳۵۵

با توجه به جدول (۵)، کشش‌های تولیدی سرمایه، نیروی کار و انرژی در سطح معنی داری ۵ درصد معنادار بوده و طبق نتایج اکثر مطالعات انجام شده در ایران، کشش‌های تولیدی این سه عامل (به ترتیب، ۰/۳۱۷۶، ۰/۸۴۸۶و۰/۱۸۶)، کمتر از یک محاسبه شده است. این نشان می‌دهد که هریک از این عوامل در ناحیه‌ی دوم تولید (ناحیه‌ی اقتصادی) هستند. همانطور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، کشش تولیدی آب ۱/۳۴۵۱ برآورد و در سطح معنی داری ۵ درصد معنادار شده است. به دلیل اینکه کشش تولیدی آب بزرگتر از واحد است، این عامل تولیدی در ناحیه‌ی اول تولید در تابع تولید کشاورزی ایران قرار دارد. همچنین تمامی ضرایب برآورد شده‌ی عوامل تولید مثبت برآورد شده که منطبق با مبانی نظری تابع تولید است. متغیرهای مجازی سال ۱۳۵۷ و ۱۳۵۹ در سطح معنی داری ۱۰ درصد معنادار هستند. ضریب متغیر مجازی ۱۳۵۷ مثبت برآورد شده است و دلیل آن این است که بعد از انقلاب در سال ۱۳۵۷، سیاست‌های استقلال و خودکفایی در محصولات کشاورزی و افزایش تولید و کاهش واردات محصولات کشاورزی اجرا شده است.

ضریب متغیر مجازی ۱۳۵۹- ۱۳۶۷ منفی برآورد شده است و دلیل آن این است که هرچند در سال ۱۳۵۹، دولت حداقل قیمت تضمین شده برای برخی از محصولات مهم کشاورزی را افزایش داد؛ اما به علت ادامه مشکلات اساسی در این بخش و استمرار جنگ به ویژه در برخی مناطق غله‌خیز کشور، تولیدات کشاورزی متناسب با افزایش مصرف مواد غذایی نبود و در نتیجه، اتکای کشور به مواد غذایی وارداتی کاهش چندانی نیافت (درویشی سه تلانی، ۱۳۹۱). از دیگر دلایل کاهش تولید طی این سال‌ها، عدم دسترسی کافی به نهاده‌های اولیه مانند کود، سم و ارقام اصلاح شده به دلیل وارداتی بودن برخی از آن‌ها و تحریم‌های ناشی از جنگ بوده است.

مطابقت و سازگاری علامت‌ها و مقادیر پارامترهای تابع و کشش‌ها با نظریه‌های اقتصادی از معیارهای شناسایی الگوی برتر از دیدگاه تامپسون[۲۵] است (Thompson، ۱۹۸۸). معیارهای خوبی برازش، مدل‌سازی و برآورد صحیح را تأیید می‌کند. برای اطمینان از داشتن ویژگی‌هایی چون نرمال بودن باقیمانده‌ها، عدم واریانس ناهمسانی و عدم خودهمبستگی از آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها و آزمون باقیمانده‌های کمکی استفاده

شد، نتایج در جدول (۶) آمده است. نتایج نشان می‌دهد که آماره‌ی باون-شنتون[۲۶] که ترکیبی از ضریب کشیدگی و چولگی می‌باشد و به طور تقریبی دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی دو است، با توجه به Prob هر آماره نشانه‌ای از غیر نرمال بودن باقیمانده‌ها در مدل وجود ندارد. آماره H(10) =۰/۵۵۹۵ نشان دهنده عدم واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال است و دارای توزیع F(۱۰و۱۰) می‌باشد. r(۱) و r(۵) به ترتیب ضرایب خودهمبستگی سریالی وقفه‌های اول و پنجم هستند که به طور تقریبی دارای توزیع N(0.1/T) می‌باشد. Q(۵,۴)، آماره باکس الجانگ[۲۷] است که برپایه خود همبستگی اولین n باقیمانده با توزیع $\chi^2_{(4)}$ است. فرضیه صفر در این آزمون مبتنی بر عدم وجود همبستگی سریالی است. چون مقدار محاسبه شده از مقادیر جدول در سطح معنی‌داری ۵ درصد کمتر است، پس فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود همبستگی پذیرفته می‌شود. آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند که هیچ گونه خودهمبستگی و خود همبستگی سریالی در باقیمانده‌ها وجود ندارد. به عبارت دیگر اجزاء باقیمانده از هیچ نوع الگوی سیستماتیکی تبعیت نمی‌کند و دارای روند کاملاً تصادفی است.

جدول ۶- نتایج آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها و آزمون باقیمانده‌های کمکی (یافته‌های تحقیق)

آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها			
H(۱۰) = ۰/۵۵۹۵	r(۱) = -۰/۰۷۶۶	r(۵) = -۰/۰۹۱۰	Q(۵,۴) = ۲/۳۷۸۹

آزمون باقیمانده‌های کمکی				
	St.Dev	Skewness	Kurtosis	Bowman-Shenton
کل رگرسیون	۰/۹۲۵	۰/۰۰۰۶ (۰/۹۸)	۰/۴۳۲۰ (۰/۵۱)	۰/۴۳۲۶ (۰/۸۰)
جزء نامنظم	۰/۹۷۴	۰/۳۳۸۳ (۰/۵۶)	۰/۱۵۶۱ (۰/۶۹)	۰/۴۹۴۴ (۰/۷۸)
سطح	۰/۹۱۳	۰/۲۲۸۳ (۰/۶۳)	۰/۲۵۷۹ (۰/۶۱)	۰/۴۸۶۲ (۰/۷۸)

* اعداد درون پرانتز نشان‌دهنده‌ی prob است.

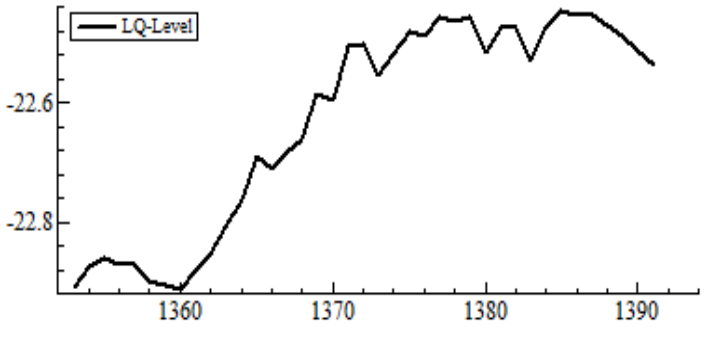
چون متغیرهای مدل همگی در تفاضل مرتبه‌ی اول مانا شدند، بنابراین لازم است آزمون مانایی باقیمانده‌های حاصل از برآورد انجام شود و رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل بررسی شود. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد باقیمانده‌های حاصل از مدل در جدول (۷) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که باقیمانده‌ها پایا هستند، از این رو رابطه بلندمدت بین متغیرها برقرار می‌باشد.

جدول ۷- نتایج آزمون ریشه واحد باقیمانده‌های حاصل از برآورد(یافته‌های تحقیق)

ADF	مقادیر بحرانی مک کینون		
	٪۱	٪۵	٪۱۰
-۵/۵۰۸۷	-۳/۶۸۹۱	-۲/۹۷۱۸	-۲/۶۲۵۱

یکی از مهم‌ترین اهداف در برآورد تابع تولید کشاورزی به روش سری زمانی ساختاری و مدل‌سازی به شیوه‌ی فضا- حالت، تشخیص اثرات پیشرفت‌های تکنیکی (روند ضمنی) بر میزان تولید کشاورزی است. شکل (۱) روند ضمنی برآورد شده‌ی تولید کشاورزی را طی دوره‌ی مورد مطالعه نمایش می‌دهد. همانطور که در این شکل دیده می‌شود، ماهیت روند یکنوا و غیرخطی است به طوری که بین سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۰ کاهشی بوده و پس از آن افزایش یافته و دوباره از سال ۱۳۸۷ دوباره کاهشی شده است. البته در سال‌های قبل یعنی از سال ۱۳۷۸ به بعد روند ضمنی با نوسانات و به صورت نامتناوب رو به کاهش بوده، اما اثرات خشکسالی در دوره‌های پایانی دوره مورد مطالعه اثر خود را بیشتر نشان می‌دهند، به گونه‌ای که از سال ۱۳۸۷ به بعد توانسته‌اند خود را در روند ضمنی نشان دهند. همانطور که قبلاً اشاره شد، در روش سری زمانی ساختاری، روند ضمنی نشان دهنده‌ی تکنولوژی یا عامل کارایی فنی است که به صورت یک فرآیند تصادفی قابل محاسبه است. چنانچه روند به شکل صحیح مدل‌سازی نشود، با توجه به عدم لحاظ اثرات انتقالی منحنی تولید، کشش تولیدی نهاده‌ها اریب می‌شود. از این‌رو با فرض ثابت بودن سایر عوامل موثر بر تولید، در دوره‌ای که روند در حال افزایش است، با افزایش تکنولوژی یا عامل کارایی فنی منحنی

تولید که نشان دهنده ترکیب بهینه‌ی عوامل تولید است به سمت راست منتقل شده و سبب افزایش تولید شده است. اما در دوره‌ای که روند در حال کاهش است، منحنی تولید به سمت چپ منتقل شده و باعث کاهش در تولید شده است. از اینرو اگر روند به شکل صحیح مدل‌سازی نشود و بصورت خطی باشد، در حالت اول (دوره‌ای که روند در حال افزایش است) کشش تولیدی نهاده‌ها کم‌تر از حد و در حالت دوم (دوره‌ای که روند در حال کاهش است) بیش از حد برآورد می‌شود (موسوی و محمود زاده،۱۳۹۲).



شکل ۱- روند ضمنی برآورد شده برای تولید بخش کشاورزی طی دوره‌ی ۱۳۹۱-۱۳۵۳ (یافته‌های تحقیق)

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه با استفاده از مدل فضا-حالت و با بکارگیری الگوریتم کالمن فیلتر از طریق روش حداکثر راستنمایی برای دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۳، تابع تولید در بخش کشاورزی ایران برآورد شده است. آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل نشان از وجود ریشه‌ی واحد در سطح و عدم وجود ریشه‌ی واحد در تفاضل مرتبه‌ی اول دارد. از این رو بعد از برآورد مدل آزمون ریشه‌ی واحد برای باقیمانده‌ها، عدم وجود ریشه واحد ثابت شد. سپس با استفاده از آماره‌ی نسبت راستنمایی مناسب‌ترین مدل برای ابرپارامترها، مدل سطح نسبی (سطح تصادفی و صفر بودن شیب) تشخیص داده شده است. به عبارت دیگر تکنولوژی یا عامل کارایی فنی در بخش کشاورزی ایران فقط توانسته سطح روند ضمنی (نشان دهنده‌ی تغییرات سطحی و موقتی است) را تغییر دهد. در حالی که شیب روند که نشان دهنده‌ی تغییرات بنیادی (تغییر سیستم کشاورزی) در پیشرفت تکنولوژی و سرعت رشد آن است، در طی دوره‌ی مورد مطالعه صفر است. با این حال سطح روند ضمنی تصادفی است و اگر روند به صورت یک فرآیند خطی وارد مدل می‌شد، ضرایب برآورد شده در مدل، اریب می‌شد.

نتایج حاصل از برآورد تابع تولید بخش کشاورزی با مدل سری زمانی ساختاری حاکی از آن است که همه‌ی کشش‌های تولیدی مثبت برآورد شده‌اند و منطبق با مبانی نظری تابع تولید هستند. کشش تولیدی نهاده‌های سرمایه، نیروی کار، انرژی و آب به ترتیب ۰/۳۱۷۶، ۰/۸۴۸۶، ۰/۱۸۶و ۱/۳۴۵۱ می‌باشد. این در حالی است که در برخی مطالعات انجام شده متغیرهای نیروی کار دارای کشش تولیدی منفی و متغیر سرمایه دارای کشش تولیدی بیش از واحد است. مانند مطالعه اعظم زاده شورکی و همکاران (۱۳۹۰) با تابع ترانسلوگ و روش ARDL انجام شد، کشش تولیدی نیروی کار ۶۲-، سرمایه ۳۰ و انرژی ۵ بدست آمده است. اما در همین مطالعه با استفاده از تابع کاب-داگلاس، کشش‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی به ترتیب ۰/۹۲، ۰/۳ و ۰/۵۸ به دست آمده است. دلیل اصلی عدم انطباق نتایج حاصل از مطالعات قبلی با مبانی نظری، مدل‌سازی نادرست و عدم وارد کردن تکنولوژی به عنوان یک متغیر مهم و ضروری در مدل می‌باشد. آزمون‌های تشخیص باقیمانده‌ها و باقیمانده‌های کمکی، مدل‌سازی و برآورد صحیح را تأیید می‌کنند. از این رو بدون ترس از جعلی بودن نتایج برآورد می‌توان به نتایج استناد کرد و به ارائه‌ی راهکار و پیشنهادات پرداخت.

در اکثر مطالعات داخلی مانند مطالعه‌ی اعظم‌زاده شورکی و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از تابع کاب-داگلاس، نبیونی (۱۳۹۰) و فلاحی و خلیلیان (۱۳۸۸) نهاده‌های سرمایه، نیروی کار و انرژی در بخش کشاورزی در ناحیه‌ی دوم تولید قرار گرفته‌اند. در این مطالعه، در بین عوامل تولید، فقط نهاده‌ی آب در ناحیه‌ی اول تولید بخش کشاورزی قراردارد. درحالی‌که سایر عوامل تولید در ناحیه‌ی دوم (ناحیه‌ی اقتصادی) هستند. دلیل مهم واقع شدن نهاده‌ی آب در ناحیه‌ی اول تولید، مصرف

ناکافی از این نهاده در بخش کشاورزی ایران است.
با قرار گرفتن ایران در نوار بیابانی و نزدیکی با مدار رأس السرطان و حساسیت زیاد این مناطق به آب، کشور ایران یکی از کشورهای کم آب دنیا شناخته می‌شود. این در حالی است که بیش از ۹۲ درصد منابع آب تجدید شونده کشور در بخش کشاورزی مصرف می‌شود.
نتایج روند ضمنی برآورد شده‌ی تابع تولید بخش کشاورزی حاکی از آن است که ماهیت روند یکنوا و غیرخطی است به طوری که در بین سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۰ کاهشی بوده و پس از آن افزایش یافته و دوباره از سال ۱۳۸۷ کاهشی شده است. این موضوع یعنی کاهش تولید از سال ۱۳۸۷ به بعد می‌تواند ناشی از افت زیاد سطح آب زیرزمینی و خشکسالی‌های سال‌های اخیر باشد. همانطور که قبلا اشاره شد از سال ۱۳۷۸ به بعد روند ضمنی با نوسانات و به صورت نامتناوب رو به کاهش بوده اما از سال ۱۳۸۷ به بعد، کاهش تولید مشهود تر است. به نظر می‌رسد در سال‌های قبل از ۱۳۸۷با وجود خشکسالی مداوم در کشور، به دلیل استفاده‌ی حداکثری از توان بهره‌برداری آب زیرزمینی در آبخوان‌های کشور و همچنین ایجاد سیاست‌های حمایتی دولت مانند افزایش اعتبارات به کشاورزان از طریق ورود تکنولوژی‌های جدید، تولید محصولات جبران شده است.
در مجموع با توجه به نتایج مطالعه‌ی حاضر بخش کشاورزی ایران با مسئله‌ی محدودیت نهاده‌ی آب روبرو است. با وجود کم آبی و خشکسالی‌های سال‌های اخیر، پیشنهاد می‌شود با ترویج و جایگزینی سیستم‌های باز آبیاری (سنتی) با راندمان پایین، با سیستم‌های جدید آبیاری با راندمان بالا، کمبود آب در بخش کشاورزی جبران شود. از این طریق علاوه بر مصرف بهینه و کافی نهاده‌ی آب در این بخش، بهره‌وری این نهاده افزایش می‌یابد. تکنولوژی‌های بنیادی (تغییر سیستم کشاورزی) در بخش کشاورزی می‌تواند مصرف بالای نهاده‌ها را کاهش داده و همچنین در بخش کشاورزی ایران که نهاده‌ی آب دارای مصرف ناکافی است با کاهش نیاز محصول به آب، مصرف نهاده‌ی آب را تامین نماید. همچنین تولید محصولات کشاورزی با نیاز آبی کمتر، می‌تواند کم آبی در این بخش را تا حدودی جبران کند.

پی‌نوشت

1- World Development Report.
2- Structural Time Series Model.
3- Underlying Trend.
4- Cobb- Douglas
5- Efficiency Parameter
۶- آمار ارزش افزوده بخش کشاورزی از حساب های ملی بانک مرکزی آورده شده است که براساس سال ۱۳۸۳ تعدیل شده است. سال پایه مبنای تعدیل است و همه سال های مورد مطالعه براساس این سال تعدیل می شوند.
7- Trend.
8- Cyclical.
9- Irregular.
10- Hyper parameters.
11- Local Level Model.
12- Local Level Model with Drift.
13- Smooth Trend Model.
14- Local Trend Model.
15- State Space.
16- Transaction.
17- Measurment.
18- Kalman filter.
19- Maximum Likelihood .
۲۰- فضا – حالت یک روش آماری برای برآورد معادلاتی است که درآن‌ها متغیر تصادفی وجود دارد.
21- State
22- Likelihood ratio
۲۳- جهت مطالعه بیشتر به چیت نیس (۱۳۸۴) رجوع شود.
24- Prediction Error Variance.
25- Thompson.
26- Bowman- Shenton.
27- Box – Ljung.

منابع

اسکندرزاده، م. و راسخ، ع. ۱۳۹۲. برآورد تابع تولید محصولات مشخص کشاورزی در ایران با استفاده از روش ماکسیمم آنتروپی تعمیم یافته. فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی، ۷(۴): ۱۰۵-۱۱۶.
اعظم زاده شورکی، م.، خلیلیان، ص. و مرتضوی، ا. ۱۳۹۰. انتخاب تابع تولید و برآورد ضریب اهمیت انرژی در بخش کشاورزی. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۹(۷۶): ۲۰۵-۲۳۰.
اکبری، ن. و رنجکش، م. ۱۳۸۲. بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید رد بخش کشاورزی ایران طی دوره‌ی ۷۵-۱۳۴۵. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۱(۴۳ و ۴۴): ۱۱۷-۱۴۲.

امیرتیموری، س. و خلیلیان، ص. ۱۳۸۶. رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران و چشم‌انداز آن در برنامه‌ی چهارم توسعه. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۱(۵۹): ۳۷-۵۲.
بخشوده، م. و اکبری، اح. ۱۳۷۵. اصول اقتصاد تولید محصولات کشاورزی، کرمان: دانشگاه شهید باهنر کرمان.
ترکمانی، ج. ۱۳۷۷. تعیین ریسک‌گریزی، کارایی فنی و عوامل موثر بر آن، مطالعه‌ی موردی استان فارس، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، (۲۴): ۴۹-۶۸.
چیت نیس، م. ۱۳۸۴. برآورد کشش قیمتی تقاضای بنزین با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری و مفهموم روند ضمنی، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۵: ۱-۱۶.
دبرتین، د. ۱۳۷۶. اقتصاد تولید کشاورزی، ترجمه‌ی موسی‌نژاد و نجارزاده، تهران: مؤسسه‌ی تحقیقات اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس. تهران.
درویشی سه تلانی، ف. ۱۳۹۱. جنگ ایران و عراق: پرسش‌ها و پاسخ‌ها. مرکز مطالعات و تحقیقات جنگ. تهران.
دفتر برنامه‌ریزی کلان آب و آبفا. ۱۳۹۰. سالنامه آماری آب کشور ۱۳۹۰-۱۳۸۹، وزارت نیرو. تهران.
زیبایی، م. و طرازکار، م.ح. ۱۳۸۳. مطالعه‌ی روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین ارزش افزوده و مصرف انرژی در بخش کشاورزی. فصلنامه‌ی بانک و کشاورزی، ۶ : ۱۵۷ -۱۷۱.
سلطانی، غ و نجفی، ب. ۱۳۶۴. اقتصاد کشاورزی. دانشگاه شیراز. شیراز.
شاکری، ع.، محمدی، ت.، جهانگرد، ا.، و موسوی، م.ح. ۱۳۸۹. تخمین مدل‌سازی مدل‌سازی تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل ایران، فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، ۷: ۱۱-۳۱.
فلاحی، ا. و خلیلیان، ص. ۱۳۸۸. بررسی رابطه بلند مدت عوامل تولید و ارزش افزوده بخش کشاورزی با بکارگیری رهیافت همگرایی. مجله‌ی علوم کشاورزی و منابع طبیعی، ۱۶ (۱-ب (ویژه نامه)): ۳۳۹-۳۵۰.
قائمی‌اصل، م. و سلیمی‌فر، م. ۱۳۹۱. برآورد شبه پارامتریک تابع تولید کشاورزی مبتنی بر مدل‌سازی پویای بهره‌وری- مطالعه‌ی موردی: برآورد تابع عملکرد گوجه فرنگی استان‌های منتخب ایران. فصلنامه‌ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۴(۴): ۱۹۱-۲۲۴.
کهنسال، ر. و دهقانیان، ع. ۱۳۸۲. اندازه‌گیری کارایی عوامل تولید در منطقه‌ی تربیت حیدریه. سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان.
موسوی، م.ح. و محمودزاده، م. ۱۳۹۲. برآورد تابع تولید در صنعت پالایش نفت ایران: رهیافت مدل‌های سری زمانی ساختاری. فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۰(۳۷): ۱۱۱-۱۳۰.
نبیونی، ا. ۱۳۹۰. محاسبه‌ی بهره‌وری عوامل تولید (نیروی کار، زمین و سرمایه) در بخش کشاورزی استان مرکزی. ماهنامه‌ی کار و جامعه، ۱۴۱: ۶۷-۷۹.
هژبرکیانی، ک. و رنجبری، ب. ۱۳۸۰. بررسی رابطه‌ی درازمدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی. فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۳۵: ۳۹-۶۴.
Berndt E. R. and Wood D. O. ۱۹۷۹. Technology prices & the drived demand for energy. The Review of Economics & Statistics, 60 (3): 68-259.
Blitzer C. R. 1981. Energy and the development: an overview of selected issuesP. Publ, Electrical Power Research Institute and Pergamon Press , Ed. Aver, New York, U. S. A.
Cobb C.W. and Douglas P.H. Douglas. 1928. A theory of production. American Economic Review, 1:139-165.
Echevarria C. 1998. A Three-Factor Agricultural Production Function: The Case Of Canada. International Economic Journal, 12(3): 63-75.
Food and Agriculture Organization (FAO). 2009 . <www.Fao.org/database>.
Harvey A. C. 1989. Forecasting, Structural Time Series Models and The Kalman Filter. Cambridge University Press. Cambridge. UK.
Harvey A.C. and Shephard N. 1993. Structural time series models In: Maddala GS. Rao, CR. And Vinod. HD. (Eds). Handbook of statistics, Vol. 11 North Holland, Amsterdam, 261-302.
Heady E. O. and Dillon J. L. 1961. Agricultural production functions . Kalyani press. Ludhiana ,India.
Howitt R., Medellín-Azuara J., MacEwan D. and Lund J. 2012. Calibrating disaggregate economic models of agricultural production and water management, Environmental Modelling & Software, 38: 244-258.
Hunt L. C. and Ninomiya Y. 2003. Unravelling Trends and Seasonality: A Structural Time Series Analysis of Transport Oil Demand in the UK and Japan, The Energy Journal, 24: 63-96.
Hunt L.C., Judge G. and Ninomiya Y. 2003. Underlying Trends and Seasonality in UK Energy demand: A Sectoral Analysis, Energy Economics, 25: 93–118.

Lin B. and Fei F. 2015. Analyzing inter-factor substitution and technical progress in the Chinese agricultural sector, European Journal of Agronomy, 66: 54–61.

Muazu A., Yahya A., Ishak W.I.W. and Khairunniza-Bejo S. 2014. Yield Prediction Modeling Using Data Envelopment Analysis Methodology for Direct Seeding, Wetland Paddy Cultivation, Agriculture and Agricultural Science Procedia, 2: 181-190.

Muro K. 2013. A note on the three-sector Cobb–Douglas GDP function, Economic Modelling, 31: 18-21.

Ndlovu p., Mazvimavi K., An H. and Murendo C. 2014. Productivity and efficiency analysis of maize under conservation agriculture in Zimbabwe, Agricultural Systems, 124: 21-31.

Parlinnska M. and Dareev G. 2011. Applications Of Production Function In Agriculture, Quantitative Methods In Economics, XII(1):119–123.

Sameni Keivani, F., Bidarian A., Najibi A. and Safabakhsh Ghasemi R. 2014. The Production Function of Iran Agricultural Sector. Agriculture Science Developments, 3(2):183-187.

Thompson C.D. 1988. Choice of flexible functional forms: review and appraisal. Western Journal of Agricultural Economics, 13: 169-183.

World Development Indicator. (2005-2001) < http://www.worldbank.org>.