برآورد شبه پارامتریک تابع تولید کشاورزی مبتنی بر مدل‌سازی پویایی‌های بهره‌وری (مطالعه موردی: برآورد تابع عملکرد گوجه فرنگی استان‌های منتخب ایران)

مهدی قائمی اصل*[۱]، مصطفی سلیمی‌فر [۱]

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۳/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۰/۱۸

چکیده

مساله‌ی انتخاب و مشکلات ناشی شوک‌های بهره‌وری مشاهده نشده در کنار مساله‌ی همزمانی که از ارتباط میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها به‌هنگام تعیین سطح بهینه‌ی نهاده‌ها توسط بنگاه‌ها ناشی می‌شود، می‌توانند تاثیر قابل‌توجهی بر برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی تابع تولید داشته باشند. وجود این دو مساله باعث می‌شود که برآوردگرهای سنتی از قبیل حداقل مربعات معمولی، نتایج تورش‌داری در مورد ضرایب متغیرهای تابع تولید ارائه کنند. در این پژوهش، ضمن پیشنهاد برآوردگر شبه‌پارامتریک سه مرحله‌ای اولی و پاکس(۱۹۹۶) به‌منظور کنترل تورش ناشی از دو مساله‌ی انتخاب و همزمانی، از این روش برای برآورد تابع عملکرد گوجه‌فرنگی، براساس داده‌های ۱۴ استان ایران در طول سال‌های زراعی ۱۳۷۸-۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶-۱۳۸۷ استفاده می‌شود. نتایج روش شبه‌پارامتریک(برخلاف روش‌های سنتی) رابطه‌ی مثبت میان سرمایه‌ی فیزیکی، نیروی کار، مقدار آب، بذر، سم و کود مصرفی با تولید را نشان می‌دهد که در این میان، ضرایب نیروی‌کار، مقدار آب، بذر و سم مصرفی از معنی‌داری لازم برخوردارند. از سوی دیگر، نتایج مدل‌های مختلف در مورد ضرایب برآورد شده برای نیروی‌کار و سرمایه فیزیکی با دلالت‌های اصلی روش اولی و پاکس(۱۹۹۶) همخوانی دارند و نشان می‌دهند که در روش‌های سنتی(برخلاف روش شبه‌پارمتریک)، نیروی‌کار با تورش به سمت بالا و سرمایه فیزیکی با تورش به سمت پایین برآورد شده‌است. بنابراین برای اینکه برآوردهای بدون تورشی از ضرایب عوامل تولید به‌دست آید، لازم است در برآورد تابع تولید، پویایی‌های بهره‌وری، مورد توجه ویژه قرار گیرند. به‌علاوه لازم است درخصوص صنعتی شدن تولید گوجه‌فرنگی و استفاده‌ی بیشتر از ماشین‌آلات کشاورزی، تصمیمات سیاستی و مشوق‌های مالیاتی، تدوین و اجرا شوند تا سرمایه فیزیکی در تولید گوجه‌فرنگی در ایران، جایگاه مناسب خود را به‌دست آورد و کشاورزی مکانیزه، جایگزین کشاورزی سنتی شود.

طبقه‌بندی JEL: *C14، D24، C19,C23*

واژه‌های کلیدی: برآورد تابع تولید، مسأله انتخاب، مسأله همزمانی، روش شبه‌پارامتریک.

۱- به‌ترتیب دانشجوی دکتری و استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد.
* نویسنده‌ی مسئول مقاله: m.ghaemi84@gmail.com

Archive of SID

www.SID.ir

پیشگفتار

نظریه‌ی تولید بیان‌کننده‌ی چگونگی ترکیب نهاده‌ها یا عوامل تولید برای رسیدن به مقادیر مختلف محصول به بهترین وجه ممکن است. اصلی‌ترین ابزار نظریه‌ی تولید، تابع تولید است که نشان‌دهنده‌ی نرخ تبدیل نهاده‌ها به ستانده است. اولین تابع تولید نئوکلاسیک، توسط کاب و داگلاس[1](۱۹۲۸) ارائه شد که توزیع درآمد مشاهده‌شده بین دو گروه کارگر و سرمایه‌دار را توضیح می‌داد. از آن زمان تاکنون مطالعات بی‌شماری در این زمینه انجام شده که منجر به ایجاد اشکال گوناگون توابع تولید گردیده است. تابع تولید کشش جانشینی ثابت[2]، تابع تولید متعالی[3]، تابع تولید دبرتین[4]، تابع تولید زلنر-ریواکر[5]، تابع تولید ترانسلوگ[6] و تابع تولید لئونتیف[7]، برخی از این توابع هستند (حسین‌زاد و سلامی، ۱۳۸۳).

اما برآورد تابع تولید با هریک از اشکال فوق، همواره با مشکلاتی همراه است. یکی از این مشکلات، مسأله‌ی انتخاب[8] و مشکلاتی است که از رابطه‌ی میان شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده و تصمیم بنگاه به تعدیل تولید، ناشی می‌شود. توجه به این نکته بسیار حائز اهمیت است که شوک‌های بهره‌وری به طور قطع در تصمیمات بنگاه‌ها تأثیر به‌سزایی دارد و سطح تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهند. با این حال، این شوک‌های بهره‌وری در مطالعات اقتصادسنجی متداول وارد نمی‌شود. مسأله مهم دیگری که وجود دارد، مسأله‌ی همزمانی[9] است که از رابطه‌ی میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها، به هنگام تعیین سطح بهینه نهاده‌ها از سوی بنگاه‌ها، ایجاد می‌شود. در حقیقت بنگاه‌ها به هنگام مشاهده شوک‌های مثبت بهره‌وری، میزان استفاده از نهاده‌ها را افزایش می‌دهند و اینجاست که برآوردگر حداقل مربعات معمولی نمی‌تواند برآوردهای بدون تورشی از ضرایب نهاده‌های تولید ارائه کند(اولی و پاکس، ۱۹۹۶). استفاده از روش‌های شبه‌پارامتریک تلاشی است تا بتوان عوامل مؤثری که به‌صورت پارامتری و صریح در رگرسیون وارد نمی‌شود، وارد محدوده‌ی تحلیل نمود. به همین منظور در این پژوهش، در ادامه پس از ارائه مطالعات پیشین در خصوص برآورد تابع تولید، مبانی نظری روش شبه‌پارامتریک ارائه خواهد شد. سپس به منظور ارائه یک مورد مطالعاتی کاربردی از روش شبه‌پارامتریک تبیین‌شده در قسمت قبلی، به برآورد تابع عملکرد محصول

1 Cobb and Douglas
2 Constant elasticity of substitution
3 Transcendental
4 Debertin
5 Zellner- Revaker
6 Translog
7 Leontief
8 Selection problem
9 Simultaneity problem

Archive of SID

www.SID.ir

گوجه‌فرنگی در استان‌های منتخب پرداخته می‌شود و در نهایت نتایج برآورد مدل با استفاده از برآوردگرهای سنتی[1] (حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی) و نیز روش شبه‌پارامتریک ارائه و برتری‌های تئوریک و کاربردی این روش نسبت به روش‌های سنتی برآورد تبیین خواهد شد.

در مطالعات خارجی، فان و همکاران(۱۹۹۶)، دوئیل(۲۰۰۴) و موس و اسمیتز(۲۰۰۶) به بررسی نظری روش‌های شبه‌پارامتریک و ویژگی‌های آن پرداخته‌اند. در این میان، مارتینز و همکاران(۲۰۰۶) در یک مطالعه‌ی کاربردی و با استفاده از یک رگرسیون شبه‌پارامتریک، اثر تخفیف‌های موقتی خرده‌فروشی بر میزان فروش نشان‌های تجاری مختلف را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که ارائه‌ی تخفیف در نشان‌های تجاری دارای کیفیت و قیمت بالا، نسبت به نشان‌های تجاری دارای کیفیت و قیمت پایین‌تر، تأثیر بیشتری بر فروش دارد.

یاسار و همکاران(۲۰۰۸) نیز با استفاده از یک روش شبه‌پارامتریک سه‌مرحله‌ای و با بهره‌گیری از داده‌های تابلویی ۳۷۷۲ بنگاه تولیدی در آمریکای شمالی، طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۰۲، به بررسی بهره‌وری عوامل تولید پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که برآوردهای حاصل از روش شبه‌پارامتریک، تفاوت‌های قابل‌توجهی با نتایج مربوط به روش اثرات ثابت و حداقل مربعات معمولی دارد و روش شبه‌پارامتریک، علاوه بر برخورداری از سازگاری بیشتر با مبانی نظری، برخلاف روش‌های سنتی، برآوردهای بدون‌تورشی از ضرایب نهاده‌های تولید ارائه می‌کند.

اوسال و همکاران(۲۰۱۰) با استفاده از رگرسیون شبه‌پارامتریک و مدل‌های شبه‌خطی تعمیم‌یافته به بررسی رابطه‌ی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بحران مالی در کشورهای توسعه‌یافته پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در سال‌های پس از بحران مالی، میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کاهش پیدا کرده‌است.

درخصوص برآورد تابع تولید محصولات کشاورزی و عوامل مؤثر بر تولید در ایران نیز، تاکنون پژوهش‌های گوناگونی صورت گرفته است که برای نمونه به برخی از آنها اشاره می‌شود.

مظهری(۱۳۸۷) بهره‌وری کلی و جزیی برای محصول گوجه فرنگی را با استفاده از شاخص ترنکویست- تیل در سطح استان خراسان رضوی اندازه‌گیری و مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که شاخص مقداری کل نهاده ها برای محصول گوجه فرنگی، رشد متوسطی معادل ۳۳/۱۸٪ در سال داشته است. از طرف دیگر شاخص مقداری ستانده نیز برای همین محصول دارای رشد متوسط سالانه‌ای برابر با ۲۲/۰۶٪ بوده است.

1 Traditional estimators

Archive of SID

www.SID.ir

عادلی ساردوئی و همکاران(۱۳۸۷) تابع تولید انعطاف‌پذیر گوجه فرنگی شهرستان جیرفت را برآورد کرده و مصرف اقتصادی نهاده‌ها را بررسی نموده‌اند. نتایج برآورد تابع تولید نشان می‌دهد که چهار نهاده‌ی کود شیمیایی، بذر، سطح زیر کشت و نیروی کار، تاثیر معنی‌داری بر تولید دارند. همچنین نتایج برآورد کشش تولید نهاده‌ها نشان می‌دهد که نهاده‌های کود شیمیایی و نیروی کار در ناحیه-ی سوم تولید یا همان ناحیه‌ی غیراقتصادی تولید و دو نهاده‌ی بذر و سطح زیرکشت در ناحیه‌ی اقتصادی تولید مصرف می‌شوند.

در پژوهش دانشور کاخکی و همکاران(۱۳۸۷) شاخص‌های بهره‌وری جزئی و بهره‌وری کل عوامل تولید برای محصول گوجه فرنگی در استان خراسان رضوی طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ با استفاده از شاخص ترنکویست- تیل محاسبه و مورد مقایسه قرار گرفته‌اند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که طی این دوره‌ی زمانی هفت ساله، شاخص مقدار نهاده‌ها رشد متوسطی معادل ۰/۰۲۲ در سال داشته است. همچنین شاخص مقداری ستانده، رشد متوسط سالانه‌ای برابر با ۱/۶۶ را دارا بوده است.

در مطالعه‌ی خاکسار آستانه و همکاران(۱۳۸۷) بهره‌وری کل عوامل تولید گوجه فرنگی در شهرستان مشهد از شاخص ترنکوئیست- تیل محاسبه شده است. به‌علاوه تاثیر عوامل موثر بر این شاخص از جمله تحصیلات بهره‌بردار، سابقه‌ی کار بهره‌بردار، سطح زیرکشت، نوع نیروی کار (استخدامی یا خانوادگی)، نوع مالکیت زمین(مالک و غیرمالک)، میزان تسهیلات دریافتی از بانک، بیمه و تعداد ساعات شرکت در کلاس‌های آموزشی ترویجی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج مربوطه نشان می‌دهد که در اکثر واحدهای بهره‌برداری مورد مطالعه شاخص بهره‌وری کل عوامل، بزرگ‌تر از شاخص بهره‌وری واحد مرجع بوده است. به عبارت دیگر در ۶۷٪ از واحدهای بهره‌برداری منتخب در شهرستان مشهد، شاخص بهره‌وری کل عوامل بزرگ‌تر از عدد یک و در ۳۳٪ از آنها، مقدار این شاخص کوچک‌تر از عدد یک می‌باشد. برآورد مدل بهره‌وری نیز حاکی از آن است که به‌ترتیب متغیرهای سطح زیرکشت، سابقه‌ی کار، نوع نیروی کار، نوع مالکیت زمین، آموزش و تسهیلات بانکی بیشترین تاثیر را بر بهره‌وری کل عوامل تولید گوجه فرنگی داشته‌اند.

زراءنژاد و یوسفی حاجی‌آباد(۱۳۸۸) با دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک به برآورد کارایی فنی تولید گندم در استان‌های مختلف ایران پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده از رهیافت پارامتریک نشان می‌دهد که میانگین کارآیی تولید گندم در دوره‌ی مورد بررسی ۰/۵۷ ولی نتایج حاصل از مدل ناپارامتریک حاکی از این است که میانگین کارآیی فنی در همین دوره به میزان ۰/۸۴ بوده است.

رفعتی و همکاران(۱۳۹۰) به بررسی کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنبه‌کاران شهرستان گرگان پرداخته‌اند. داده‌های مورد نیاز پژوهش از میان ۱۸۰ پنبه‌کار در شهرستان گرگان و با استفاده از

Archive of SID

www.SID.ir

روش نمونه‌گیری سیستماتیک تصادفی جمع‌آوری شده است. در همین راستا با برآورد تابع تولید مرزی تصادفی، میزان کارایی فنی پنبه‌کاران محاسبه و در ادامه تابع هزینه مرزی پنبه‌کاران برآورد شده است. نتایج برآورد تابع تولید مرزی تصادفی پنبه‌کاران شهرستان گرگان، بیانگر اثر معنی‌دار و مثبت متغیرهای سطح زیرکشت، ماشین‌آلات، نیروی‌کار، میزان مصرف کود شیمیایی و تعداد دفعات آبیاری بر تولید پنبه است. براساس نتایج تابع ناکارایی فنی نیز، متغیرهای سطح تحصیلات و شرکت در کلاس‌های ترویجی و آموزشی، بر ناکارایی فنی پنبه‌کاران تأثیر منفی و معنی‌داری دارند ولی متغیر تعداد قطعات زمین، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ناکارایی فنی دارد. به علاوه نتایج محاسبه انواع کارایی حاکی از آن است که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران نمونه به ترتیب ۸۵، ۹۰ و ۷۷٪ است.

مرادی شهربابک(۱۳۹۰) به‌منظور بررسی کارایی تولیدکنندگان بادام شهرستان سیرجان، تابع تولید مناسب را برآورد نموده و سپس به برآورد سیستمی تابع مرزی تصادفی پرداخته است. در نهایت با استفاده از قضیه‌ی دوگانگی، تابع هزینه‌ی مرزی از تابع تولید مرزی استخراج و میزان کارایی اقتصادی بهره‌برداران محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران به‌ترتیب ۶۹، ۶۴ و ۴۴٪ است.

اما درخصوص استفاده از روش‌های شبه‌پارامتریک در مطالعات داخلی، تنها یک مطالعه وجود دارد که توسط کردبچه(۱۳۹۰) به‌منظور تعیین عوامل ناکارایی در نظام بانکی ایران انجام شده است. در این مطالعه، یک روش دو مرحله‌ای شبه‌پارامتریک، شامل دو الگوریتم منفرد و مضاعف ارائه شده است که این دو الگوریتم، برآوردهای سازگاری را ارائه نموده است. همچنین الگوریتم مضاعف برآوردهای بدون تورشی از کارایی و عوامل آن، فراهم می‌کند. یافته‌های این تحقیق، نتایج سیمار و ویلسون(۲۰۰۷) مبنی بر وجود تورش در نتایج روش‌های سنتی را تأیید می‌کند. نتایج این تحقیق همچنین نشان می‌دهد که بانک‌ها در ایران به‌طورکلی می‌توانند عملکرد خود را با حرکت به سمت خصوصی‌سازی و توجه به برخورداری از صرفه‌های حاصل از مقیاس بهبود بخشند.

با توجه به آنچه در ادبیات پژوهش بیان شد، تاکنون در خصوص برآورد بدون‌تورش ضرایب نیروی‌کار و سرمایه فیزیکی در تابع تولید محصولات کشاورزی با استفاده از روش‌های شبه‌پارامتریک، تلاشی انجام نشده است و پژوهش‌های پیشین، در اکثر موارد از روش‌های سنتی استفاده نموده‌اند که با توجه به وجود پویایی‌های مشاهده‌نشده در بهره‌وری عوامل تولید، نمی‌توان این نتایج را قابل اتکاء دانست. به علاوه استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی در برآورد توابع تولید مورد غفلت جدی واقع شده است. به همین جهت در این پژوهش، ضمن مدل‌سازی پویایی‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده، از یک روش شبه‌پارامتریک برای برآورد تابع تولید استفاده می‌شود تا ضمن

Archive of SID

www.SID.ir

ایجاد یک تصویر جامع و دقیق از تابع تولید گوجه‌فرنگی در استان‌های ایران، برآورد بدون تورشی از ضرایب عوامل تولید(به ویژه نیروی‌کار و سرمایه‌ی فیزیکی) ارائه گردد و از این طریق اطلاعاتی صحیح و دقیق برای سیاست‌گذاری، در اختیار تصمیم‌گیران بخش کشاورزی قرار گیرد.

همان‌گونه که پیش از این اشاره شد، در یک تحلیل در چارچوب الگوی داده‌های تابلویی مربوط به بنگاه‌های تولیدی مختلف، برای دستیابی به برآوردهای بدون تورش از ضرایب نهاده‌ها در تابع تولید، لازم است که به دو مسأله توجه کافی مبذول شود. معضل اول، مسأله‌ی انتخاب و مشکلاتی است که از رابطه‌ی میان شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده و تصمیم بنگاه به تعدیل تولید، ناشی می‌شود. اگر سوددهی یک بنگاه ارتباط مستقیمی با انباشت سرمایه‌ی فیزیکی بنگاه داشته باشد، آنگاه به‌هنگام بروز شوک‌های منفی بهره‌وری، احتمال حضور بنگاه در بازار و تداوم سطح تولید، برای بنگاهی که انباشت سرمایه فیزیکی بیشتری نسبت به بنگاهی که انباشت سرمایه فیزیکی کمتری دارد، بیشتر خواهد بود. رابطه‌ی منفی میان انباشت سرمایه فیزیکی و احتمال خروج از بازار یا تعدیل سطح تولید بنگاه که به‌هنگام بروز شوک‌های منفی بهره‌وری به‌وضوح نمایان می‌شود، باعث می‌شود که در مدل‌های اقتصادسنجی، برآورد ضریب سرمایه فیزیکی به سمت پایین تورش‌دار شود. توجه به این نکته بسیار حائز اهمیت است که شوک‌های بهره‌وری به‌طور قطع در تصمیمات بنگاه‌های تولیدی تأثیر مستقیمی دارد و سطح تولید برنامه‌ریزی‌شده را تحت تأثیر قرار می‌دهند؛ ولی این شوک‌های بهره‌وری در مطالعات اقتصادسنجی سنتی وارد نمی‌شوند. اما استفاده از روش‌های شبه‌پارامتریک و ناپارامتری، تلاشی است در این جهت که بتوان عواملی که به‌صورت پارامتری و صریح وارد رگرسیون نمی‌شوند(همانند شوک‌های بهره‌وری) را وارد محدوده‌ی محاسبات و تحلیل‌های اقتصادسنجی نمود(اولی و پاکس، ۱۹۹۶).

بر اساس مطالعه‌ی گریلینچ(۱۹۵۷)، معضل دوم مسأله‌ی همزمانی است که از ارتباط میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها، به‌هنگام تعیین سطح بهینه نهاده‌ها توسط بنگاه‌ها ناشی می‌شود. در حقیقت بنگاه به‌هنگام مشاهده‌ی شوک‌های مثبت بهره‌وری، میزان استفاده از نهاده‌ها را افزایش می‌دهد و اینجاست که برآوردگر حداقل مربعات معمولی نمی‌تواند برآوردهای بدون تورشی از پارامترهای تابع تولید ارائه کند؛ زیرا نمی‌توان شوک‌های مشاهده‌نشده مثبت بهره‌وری را در محاسبات پارامتری معادله رگرسیونی وارد نمود. البته تنها در صورتی‌که بتوان شوک‌های مشاهده‌نشده بهره‌وری بنگاه را در طول زمان تغییرناپذیر دانست، آنگاه برآوردگر اثرات ثابت[1]، معضل همزمانی را برطرف می‌کند. گذشته از اینکه در صحت چنین فرضی می‌توان تردید کرد، ولی حتی در صورت برقراری این فرض، باز همچنان مسأله انتخاب و مشکلات ناشی از آن به قوت خود باقی است. روش‌های دیگری نیز

1 Fixed effect

Archive of SID

www.SID.ir

مثل روش متغیرهای ابزاری، برای کنترل تورش برآورد ضرایب متغیرهای تابع تولید ارائه شده‌اند که در پژوهش‌هایی از قبیل آرلانو و باند(۱۹۹۱)، آرلانو و بوور(۱۹۹۵)، بلوندل و بوند(۱۹۹۸ و ۲۰۰۰)، گریلیچس و مارسی(۱۹۹۸)، لوینسون و پترین (۲۰۰۳)، پاوسنیک (۲۰۰۲) و وولدریج (۲۰۰۵) از آنها استفاده شده‌است. اما با توجه به وجود معضل انتخاب در برآورد تابع تولید، نمی‌توان نتایج حاصل‌شده در این مطالعات را از دقت کافی برخودار دانست.

پس از مطالعه‌ی ودروانگ(۱۹۶۵) در پژوهش‌های متعددی، مسأله‌ی انتخاب مورد بحث و بررسی قرار گرفته است و پژوهش پیرامون مسأله‌ی همزمانی نیز به مطالعه‌ی مارسچاگ و اندروز(۱۹۴۴) باز می‌گردد و از پژوهش‌های جدیدتر در ترکیب این دو عرصه، می‌توان به بالدوین و گوریکی(۱۹۸۹)، دان و همکاران(۱۹۸۸) و دیویس و هالتیوانگر(۱۹۹۲) اشاره کرد.

وجود دو معضل انتخاب و همزمانی در تصمیمات بنگاه‌ها، باعث می‌شود که برآوردگرهای سنتی مثل حداقل مربعات، نتایج تورش‌داری را در مورد ضرایب متغیرهای تابع تولید ارائه کنند(لوینسون و پترین،۲۰۰۳). اولی و پاکس(۱۹۹۶) یک برآوردگر شبه‌پارامتریک برای برآورد ضرایب متغیرهای تابع تولید ارائه نموده‌اند که تورش ناشی از دو مسأله‌ی انتخاب و همزمانی را کنترل و پارامترهایی سازگار از تابع تولید ارائه می‌کند. بر اساس فرض اصلی این برآوردگر، تنها یک متغیر وضعیت مشاهده‌نشده[1] وجود دارد که موجب تغییر رفتار بنگاه می‌شود و بر همین اساس، مسأله‌ی همزمانی را می‌توان با استفاده از متغیر سرمایه‌گذاری، به‌عنوان یک متغیر جانشین برای شوک‌های مشاهده‌نشده‌ی بهره‌وری که در طی زمان نیز متغیر هستند، برطرف نمود. از سوی دیگر مسأله‌ی انتخاب نیز با استفاده از محاسبه‌ی احتمال بقا[2] در بازار برطرف خواهد شد و در نهایت برآوردهای بدون تورشی از ضرایب متغیرهای تابع تولید به‌دست خواهد آمد.

موادها و روش‌ها

بر اساس روش اولی و پاکس(۱۹۹۶)، هر بنگاه به هنگام مواجهه با شوک‌های بهره‌وری، می‌تواند از میان این دو گزینه، یکی را اتخاذ کند: ۱- می‌تواند تصمیم بگیرد که از بازار خارج شود یا به عبارت دیگر میزان تولید را از طریق فروش بخشی از دارایی خود تعدیل کنند که در این صورت به اندازه ϕ ریال دریافت خواهند کرد. ۲- می‌تواند همچون گذشته به حضور خود در بازار ادامه دهد و متغیرهای نهاده‌ای مانند نیروی کار و مواد اولیه را همچون گذشته در سطح بهینه تقاضا کند و میزانی از سرمایه‌گذاری(I_{it}) را نیز به چرخه‌ی تولید خود اضافه کند. در حالت دوم، بنگاه سود

1 Unobserved state variable

2 Survival Probability

Archive of SID

www.SID.ir

خود را منوط بـه متغیرهـای وضـعیت آغـاز دوره مـی‌دانـد کـه شـوک بهـره‌وری(Ω_{it}) و انباشـت سرمایه(K_{it}) هستند. فرض بر این است که بهره‌وری انتظاری پیش‌بینی نشده، تـابعی از بهـره‌وری جاری و انباشت سرمایه($E[\Omega_{i,t+1}|\Omega_{it},K_{it}]$) است و سود بنگاه تابعی از K_{it} و Ω_{it} است و فرض می‌کنیم که عمر حضور بنگاه در بازار در تحلیل سود نقشی ندارد. بر ایـن اسـاس بنگـاه بـه دنبـال حداکثرسازی ارزش انتظاری تنزیل‌شده‌ی سود خالص آینده است، بنابراین تابع سود بنگاه را به این صورت داریم(اولی و پاکس، ۱۹۹۶، ص۱۲۷۲):

$$V_{it}(K_{it},\Omega_{it}) = Max[\phi, Sup_{I_{it}\geq 0}\Pi_{it}(k_{it},\Omega_{it}) - C(I_{it}) + \rho E\{V_{i,t+1}(k_{i,t+1},\Omega_{i,t+1})|J_{it}\}] \quad (۱)$$

در رابطه‌ی (۱)، $\Pi_{it}(.)$ تابع سود را نشان می‌دهد و $C(.)$ هزینه‌ی سرمایه‌گذاری جاری، ρ عامل تنزیل و $E[.|I_{it}]$ عملگر انتظارات بنگاه مشروط به داشـتن اطلاعـات اسـت. J_{it} در زمـان t اسـت. رابطه‌ی (۱) نشان می‌دهد که اگر در صورتی که ϕ از میزان سود انتظاری تنزیل‌شده کمتـر باشـد، بنگاه سطح تولید خود را کاهش نمی‌دهد و از بـازار خـارج نمـی‌شـود. بـر اسـاس پـژوهش مشـابه اریکسون و پاکس(۱۹۹۵) نتیجه‌ی بهینه‌یابی رابطه‌ی (۱) بـه اسـتراتژی تعـادلی مـارکوف منتهـی می‌شود که قواعد نحوه‌ی حضور بنگاه را تعیین مـی‌کنـد. بـا فـرض اینکـه متغیـر وضـعیت شـوک بهره‌وری Ω_{it} از روند مارکوف درجه اول تبعیت کند، در صورتی که بهره‌وری بنگـاه از یـک مقـدار آستانه‌ای از Ω_{it} بزرگتر باشد، آنگاه تولید خود را کاهش نمی‌دهد($\chi_{it}=1$) و در غیر این صورت، میزان تولید و عوامل تولید را تعدیل منفی می‌کند($\chi_{it}=0$):

$$\chi_{it} = \begin{cases} 1 \xrightarrow{if} \Omega_{it} \geq \underline{\Omega}_{it}(K_{it}) \\ 0 \xrightarrow{if} \Omega_{it} < \underline{\Omega}_{it}(K_{it}) \end{cases} \quad (۲)$$

بنابراین تصمیم بنگاه برای مواجهه با شوک بهره‌وری به مساله‌ی افـزایش انباشـت سـرمایه و ایجـاد سرمایه‌گذاری جدید تبدیل خواهد شد که این مساله به دو عامل وضعیت، بستگی خواهد داشت:

$$I_{it} = I(K_{it},\Omega_{it}) \quad (۳)$$

تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه بر این دلالت دارد که بهره‌وری آینده به‌دلیل شـوک بهـره‌وری کنـونی، افزایشی خواهد بود. بنابراین بنگاهی که یکی شوک بهـره‌وری بـزرگ مثبـت را در دوره‌ی t تجربـه می‌کند، سرمایه‌گذاری بیشتری در دوره‌ی بعدی را خواهد داشت.

اولی و پاکس(۱۹۹۶) بر اساس تصمیم بنگاه‌ها به تعدیل تولید یا سرمایه‌گذاری بیشتر، تابع تولیدی را تصریح می‌کنند که با استفاده از آن می‌توان به پارامترهای سازگاری از تابع تولیـد دسـت یافـت. این تابع تولید شامل متغیرهای نهاده‌ای و شوک‌های بهره‌وری می‌شود:

$$Y_{it} = F(L_{it},M_{it},E_{it},K_{it},a_{it},\Omega_{it} \quad (۴)$$

Archive of SID

www.SID.ir

به پیشنهاد اولی و پاکس (۱۹۹۶)، تکنولوژی تابع تولید به‌صورت کاب-داگلاس در نظر می‌شود که با رابطه (۵) نمایش داده شده است:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_k k_{it} + u_{it} \quad (۵)$$

$$u_{it} = \Omega_{it} + \eta_{it} \quad (۶)$$

در رابطه (۵) y_{it} لگاریتم تولید بنگاه i در دوره‌ی t است و l_{it} لگاریتم نیروی کار، m_{it} لگاریتم مواد اولیه و k_{it} لگاریتم نهاده‌های سرمایه‌ای تولید است. Ω_{it} عبارت از شوک بهره‌وری‌ای که توسط بنگاه‌ها مشاهده می‌شود و در تصمیمات تولیدی بنگاه تاثیر می‌گذارد؛ ولی پژوهشگران اقتصادسنجی آن را نادیده می‌گیرند. و در محاسبات اقتصادسنجیِ پارامتری، وارد نمی‌شود. از سوی دیگر η_{it} شوک بهره‌وری مشاهده‌نشده‌ای است که توسط بنگاه‌ها و پژوهشگران اقتصادسنجی مشاهده می‌شود و در تحلیل‌ها وارد می‌شود(اولی و پاکس، ۱۹۹۶).

با توجه به آنچه پیش از این به آن اشاره شد، روش‌های برآورد سنتی مثل حداقل مربعات و اثرات ثابت، برآوردهای ناسازگار و تورش‌داری از پارمترهای تابع تولید ارائه می‌دهند؛ درحالی‌که برآوردگر شبه‌پارامتریک اولی و پاکس (۱۹۹۶) با در نظر گرفتن دو مسأله انتخاب و همزمانی، برآوردهایی بدون تورش ارائه می‌کند. این روش ابتدا با استفاده از قاعده تصمیم‌گیری بنگاه در خصوص سرمایه‌گذاری (روابط (۲) و (۳))، همبستگی میان جزء اخلال و نهاده‌ها را کنترل می‌کند؛ زیرا براساس مطالعه پاکس (۱۹۹۴)، بهره‌وری آینده نسبت به Ω_{it} اکیداً صعودی است و بنگاه‌ها به هنگام مشاهده شوک بهره‌وری مثبت در دوره t، سرمایه‌گذاری را افزایش خواهند داد. مشروط به اینکه I_{it} تابعی اکیداً صعودی باشد، می‌توان تابع معکوس شوک مشاهده‌نشده را به صورت رابطه (۷) نوشت:

$$\Omega_{it} = I^{-1}(I_{it}, K_{it}) = h(I_{it}, K_{it}) \quad (۷)$$

اکنون این تابع را می‌توان برای کنترل مسأله همزمانی مورد استفاده قرار داد. با جایگزین کردن روابط (۷) و (۶) در رابطه (۵)، رابطه (۸) بدست خواهد آمد:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \phi(i_{it}, K_{it}) + \eta_{it} \quad (۸)$$

که در رابطه‌ی (۸) معادله $\phi(i_{it}, k_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + h(i_{it}, K_{it})$ برقرار است. می‌توان با استفاده از سری چندجمله‌ای درجه دوم، مقدار تقریبی $\phi(.)$را نسبت به مقادیر سرمایه و سرمایه‌گذاری محاسبه کرد و رابطه‌ی (۸) را به یک رگرسیون خطی جزئی[1] تبدیل نمود که این رابطه یک «مدل رگرسیونی شبه‌پارامتریک» است(انگل و همکاران،۱۹۸۶؛ رابینسون،۱۹۸۸). با

1 Partially linear

Archive of SID

www.SID.ir

برآورد رابطه‌ی (۸) می‌توان به ضرایب بدون تورشی برای نهاده‌های تولید دست یافت. زیرا $\phi(.)$ بهره‌وری مشاهده‌نشده را کنترل می‌کند و جزء اخلال و نهاده‌های تولید با یکدیگر همبستگی نخواهند داشت.

اما با برآورد رابطه‌ی (۸)، نمی‌توان ضریب β_k را برآورد نمود. زیرا لازم است که در مرحله‌ی دوم برای کنترل تورش ناشی از انتخاب، احتمال بقا در بازار نیز محاسبه شود. با توجه به قاعده‌ی تصمیم‌گیری بنگاه برای سرمایه‌گذاری(روابط ۲ و ۳) که دلالت بر باقی ماندن بنگاه در بازار و لزوم افزایش سرمایه‌گذاری در حالت $\Omega_{it} \geq \underline{\Omega}_{it}(K_{it})$ دارد، احتمال بقا در بازار در دوره‌ی t به سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه در دوره‌ی t-1 و نیز $\Omega_{i,t-1}$ و $\underline{\Omega}_{i,t-1}$ بستگی خواهد داشت. برهمین اساس، احتمال بقا در بازار با استفاده از یک مدل پروبیت ارزیابی خواهد شد که در آن χ_{it} به عنوان متغیر وابسته و $K_{i,t-1}$ و $I_{i,t-1}$، توان دوم این دو متغیر و حاصلضرب آن‌ها در یکدیگر، به عنوان متغیرهای مستقل وارد رگرسیون می‌شوند. البته می‌توان برای انجام این مرحله، از برآوردگر کرنل[۱] نیز استفاده کرد که برآوردهای آن تفاوت چندانی با نتایج روش پروبیت ندارد. احتمالات پیش‌بینی‌شده در این مدل با $\widehat{P}_{it}$ نمایش داده می‌شوند.

در مرحله سوم، رابطه زیر با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد می‌شود:

$$y_{it} - \hat{\beta}_l\, l_{it} - \hat{\beta}_m\, m_{it} = \beta_k k_{it} + g(\hat{\phi}_{t-1} - \beta_k k_{i.t-1}, \hat{P}_{it}) + \xi_{it} + \eta_{it} \qquad (۹)$$

در رابطه‌ی (۹)، مقدار تقریبی تابع $g(.)$ با استفاده از چندجمله‌ای درجه دوم و بر اساس مقادیر $\widehat{\phi}_{it} - \beta_k k_{i,t-1}$ و $\widehat{P}_{it}$ محاسبه می‌شود(اولی و پاکس، ۱۹۹۶).

بر اساس الگوی اولی و پاکس(۱۹۹۶)، در مطالعه موردی این پژوهش نیز تکنولوژی تابع تولید را به‌صورت کاب- داگلاس در نظر می‌گیریم و خواهیم داشت:

$$Q = A(CAP^{\beta_c})(LAB^{\beta_l})(WAT^{\beta_w})(SEE^{\beta_s})(POI^{\beta_p})(FER^{\beta_f}) \qquad (۱۰)$$

با صرف‌نظر کردن از ضریب ثابت و گرفتن لگاریتم طبیعی از رابطه‌ی(۱۰)، تصریح مدل به‌صورت رابطه‌ی(۱۱) خواهد بود:

$$q = \beta_c(cap) + \beta_l(lab) + \beta_w(wat) + \beta_s(see) + \beta_p(poi) + \beta_f(fer) \qquad (۱۱)$$

متغیر q متوسط وزن تولید ناخالص محصول اصلی در یک هکتار در واحد سطح(مقدار به کیلوگرم) را نشان می‌دهد. متغیر cap، متوسط میزان استفاده از ماشین آلات در سطح عملیات‌های آبیاری، بذرپاشی، بذرکاری و نشاکاری، تهیه خزانه، کودپاشی، کرت‌بندی- مرزکشی، نهرکشی و فاروزنی، تسطیح نسبی، خرمن کوبی، درو یا برداشت، سمپاشی سله شکنی، دیسک و شخم در یک هکتار از

[۱] Kernel

Archive of SID

www.SID.ir

مزارع گوجه‌فرنگی‌آبی به تفکیک استان را نشان می‌دهد که به‌عنوان متغیر سرمایه فیزیکی وارد مدل می‌شود. متغیر lab، متوسط تعداد نفر-روز کار عملیات‌های آبیاری، بذرپاشی، بذرکاری و نشاکاری، تهیه خزانه، کودپاشی، کرت‌بندی- مرزکشی، نهرکشی و فاروزنی، تسطیح نسبی، دیسک و شخم در یک هکتار را نشان می‌دهد. متغیر wat، متوسط میزان آب مصرفی از منابع رودخانه، چشمه، قنات، چاه آرتزین، چاه سطحی، چاه نیمه‌عمیق، چاه عمیق، برکه(استخر) و سد(کانال) در یک هکتار(مقدار به مترمکعب)، متغیر see، متوسط میزان نهادهای بذر مصرف شده در یک هکتار از مزارع گوجه‌فرنگی‌آبی(مقدار به کیلوگرم)، متغیر fer، متوسط میزان کود شیمیایی پتاسه، ازته، فسفاته و سایر(مقدار به کیلوگرم) مصرف‌شده در یک هکتار، متغیر poi، متوسط میزان سموم قارچ‌کش، حشره‌کش و علف‌کش(مقدار به کیلوگرم) مصرف‌شده در یک هکتار را نشان می‌دهد.

داده‌های پژوهش برای برآورد تابع تولید، به‌صورت مقادیر لگاریتم طبیعی هزینه نهاده‌ها و لگاریتم طبیعی درآمد حاصل از ستاده نهایی مورد استفاده قرار گرفته‌اند و براساس پژوهش‌های مشابهی از قبیل موندلاک و همکاران(۲۰۱۲) و لوکروکس و توماس(۲۰۱۱)، اتخاذ این رویکرد در برآورد تابع عملکرد ضروری است[1]. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز برای تمامی متغیرها از اطلاعات سیستم هزینه محصولات زراعی وزارت کشاورزی و آمارنامه کشاورزی وزارت جهاد کشاورزی در سال‌های مختلف، جمع‌آوری گردیده است. در مورد برخی متغیرها، سال‌ها و استان‌ها نیز، داده‌ها با مراجعات حضوری در دفتر آمار و برنامه‌ریزی اطلاعات معاونت اقتصادی و برنامه‌ریزی وزارت جهاد کشاورزی و استفاده از گزارشات مکتوب حاصل شده‌است.

به جهت اهمیت نوع تابع در برآورد تابع تولید محصولات کشاورزی و براساس نتایج مطالعه جامع هیدی و دیلون(۱۹۸۹) درخصوص انواع تابع تولید، دو نوع تابع کاب- داگلاس و متعالی با یکدیگر مقایسه می‌شوند تا تابع برتر مشخص گردد(هیدی،۱۹۸۹). برای تشخیص تابع برتر از آزمون F استفاده می‌شود که آماره این آزمون به این صورت تعریف شده‌است (گجوراتی، ۱۳۸۵).

$$F = \frac{(R^2_{uR} - R^2_R)/m}{(1-R^2_{uR})/N-K} \qquad (۱۲)$$

در رابطه‌ی فوق، R^2_R و R^2_{uR} به‌ترتیب مقادیر ضریب تعیین به‌دست آمده از رگرسیون‌های مقید و غیرمقید هستند و N، K و m به‌ترتیب تعداد مشاهدات، تعداد پارامترها در رگرسیون غیرمقید و تعداد متغیرهای اضافه شده در مدل غیرمقید هستند. بر اساس محاسبات انجام‌شده، مقدار آماره F معادل ۱/۷۳ است که با مقایسه آن با مقدار جدول F در سطح ۵ درصد (F=۲/۱۷)، مقدار آماره F

۱ برای اطلاعات بیشتر در این زمینه، می‌توانید به مطالعه دیسچنیس و گرین‌استون (۲۰۱۱) صفحات ۱۱۲-۱۴۰ مراجعه کنید.

Archive of SID

www.SID.ir

محاسباتیِ پژوهش، کوچکتر از مقدار جدول خواهد بود (۲/۱۷ > ۱/۷۳). بنابراین مدل مقید و مدل غیرمقید، تفاوت معنی‌داری از لحاظ قدرت توضیح‌دهندگی با یکدیگر ندارند و تابع کاب- داگلاس بر تابع متعالی ارجحیت دارد.

با توجه مبانی نظری ارائه شده در بخش قبلی و روش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس (۱۹۹۶)، از میزان تغییرات در متوسط میزان استفاده از ماشین آلات در سطح عملیات‌های مختلف در یک هکتار از مزارع گوجه‌فرنگی آبی، به عنوان متغیر جانشین و از سطح سرمایه فیزیکی یعنی ماشین‌آلات مورد استفاده در یک هکتار، به عنوان متغیر وضعیت استفاده می‌شود. سایر متغیرها شامل میزان بذر، سم، نیروی‌کار و آب به عنوان متغیرهای آزاد خواهند بود و دوره زمانی نیز، به پیشنهاد اولی و پاکس (۱۹۹۶)، به عنوان کنترل‌گر روند خواهد بود.

برای بررسی پایایی داده‌ها، از روش ایم و همکاران (۲۰۰۳) در کنار روش ADF[1] استفاده شده است و برای بررسی وجود روابط هم‌انباشتگی[2] نیز از روش پدرونی (۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) استفاده شده‌است. لازم به ذکر است که آزمون پدرونی، نسبت به سایر روش‌ها از اهمیت بیشتری برخوردار است، زیرا پدرونی چندین آزمون برای هم‌انباشتگی ارائه کرده است که در آن‌ها ضرایب و عرض از مبدأهای متفاوتی برای مقاطع در نظر گرفته می‌شود (پدرونی، ۲۰۰۴ و ۱۹۹۹).

با توجه به محدودیت‌های آماری مربوط به دوره زمانی و محصول مورد بررسی، داده‌های مطالعه موردی این پژوهش، با استفاده از اطلاعات ۱۴ استان کشور شامل آذربایجان‌شرقی، اصفهان، تهران، زنجان، سمنان، قزوین، مرکزی، بوشهر، فارس، خوزستان، کرمان[3]، خراسان، کردستان و گلستان و براساس سال‌های زراعی ۷۸-۱۳۷۹ تا ۸۷-۱۳۸۶ (۹سال) شکل گرفته است. برنامه‌نویسی مدل پژوهش نیز با استفاده از نرم افزارهای Stata/SE 11.1 و EViews7 انجام شده است.

نتایج و بحث

با توجه به رویکرد مقایسه‌ای این پژوهش در مورد روش‌های سنتی و روش‌های شبه پارامتریک، مدل تصریح شده در قسمت قبلی(رابطه‌ی ۱۱) با روش‌های حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی در کنار روش سه مرحله‌ای اولی و پاکس(۱۹۹۶) برآورد می‌شود.

نتایج آزمون ریشه واحد که بر روی تمام متغیرهای مدل انجام شده(جداول ۱و ۲)، نشان می‌دهد که تمام متغیرهای مدل I(۱) هستند و با یک بار تفاضل گیری پایا خواهند شد. سیمز(۱۹۸۰) و

1 Augmented Dickey – Fuller (ADF)

2 Cointegration relations

۳ منظور از استان کرمان، کل استان کرمان (شامل تولید جنوب و شمال استان) است.

Archive of SID

www.SID.ir

سیمز، استاک و واتسون(۱۹۹۰) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آنها را در معادله‌ی رگرسیونی وارد نمود، بلکه در صورت وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی، می‌توان متغیرها را در سطح وارد معادله‌ی رگرسیونی نمود تا اطلاعاتی که نشان‌دهنده‌ی وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی میان متغیرهاست، از میان نرود. نتایج آزمون پدرونی(۲۰۰۴) با تمامی آماره‌ها و نیز نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو(۱۹۹۹) نشان می‌دهد که در تمامی سطوح معنی‌داری، فرضیه‌ی صفر عدم وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی رد شده است و می‌توان متغیرها را در سطح وارد مدل نمود(جدول ۳).

در ادامه به‌دلیل ماهیت ترکیبی داده‌ها، لازم است که آزمون ترکیب‌پذیری[1] داده‌ها انجام شود. نتیجه‌ی این آزمون که پس از انجام ۱۴ رگرسیون مقید و یک رگرسیون نامقید و محاسبه‌ی آماره مربوطه به‌دست می‌آید، امکان ترکیب داده‌های ۱۴ استان ذکرشده را تأیید می‌کند.

پس از انجام آزمون‌های مقدماتی، برای تعیین یک‌طرفه بودن یا دوطرفه بودن اثرات در داده‌های تابلویی از آزمون بروش- پاگان[2] و آزمون نسبت راستنمایی[3] استفاده شده که وجود اثرات زمانی و مقطعی در این دو آزمون تایید می‌شود. یا به‌عبارت صحیح‌تر این دو آزمون عدم وجود اثرات زمانی و مقطعی را رد می‌کنند. هنگامی که متغیر گروهی[4]، دوره‌ی زمانی باشد، مقدار آماره $\chi^2(1)$، در آزمون نسبت راستنمایی برابر با ۳/۴ و ارزش احتمال آن ۰/۰۳ است و از سوی دیگر مقدار آماره آزمون بروش- پاگان ۳/۱۰ و ارزش احتمال آن ۰/۰۷ است. لذا عدم وجود اثرات زمانی در هر دو آزمون رد خواهد شد. اما هنگامی که از مقاطع به‌عنوان متغیر گروهی استفاده شود، مقدار آماره $\chi^2(1)$، در آزمون نسبت راستنمایی برابر با ۱۹/۶۳ و ارزش احتمال آن ۰/۰۰ خواهد بود و مقدار آماره آزمون بروش-پاگان ۳۳/۱۸ و ارزش احتمال آن ۰/۰۰ خواهد شد. لذا عدم وجود اثرات مقطعی نیز در هر دو آزمون، رد خواهد شد. بنابراین با توجه به تصریح مدل و آزمون‌های انجام شده، داده‌های ترکیبی پژوهش دارای اثرات زمان و مکان هستند.

با انجام آزمون هاسمن[5]، مقدار آماره $\chi^2(6)$، برابر با ۱/۱۳ می‌شود که نشان از وجود اثرات تصادفی در سطح احتمال ۵٪، در داده‌های مدل پژوهش دارد. از سوی دیگر، این واقعیت که نوع داده‌های پژوهش، به‌صورت همه‌شماری نبوده و تمامی استان‌های کشور را شامل نمی‌شود؛ دلیل دیگری است بر اینکه اثرات موجود در داده‌های مدل از نوع تصادفی است. با این حال در این

1 Poolability test
2 breusch pagan test
3 Likelihood ratio test
4 Group variable
5 Hausman Test

Archive of SID

www.SID.ir

پژوهش، نتایج مدل اثرات ثابت نیز ذکر شده‌است تا بتوان مقایسه لازم در مورد میزان تورش ضرایب برآوردشده را انجام داد.

نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱۱) به روش‌های اثرات ثابت، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی در جدول ۴ و آزمون‌های نقض فروض کلاسیک خطی، در پیوست ۱ ارائه شده است. مقدار اثرات ثابت و اثرات تصادفی مقاطع در جدول ۵ و نتایج حاصل از برآورد مدل با روش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس (۱۹۹۶) در جدول ۶ ارائه شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل به سه روش اثرات ثابت، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی، نشان می‌دهد که نیروی‌کار در هر سه روش رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری با تولید دارد؛ اما سرمایه‌ی فیزیکی بنا به برآورد هر سه مدل، تاثیر معنی‌داری بر تولید ندارد. با وجود اینکه ضرایب مربوط به سایر نهاده‌های تولید مثبت هستند، ولی به جز ضریب مقدار سم مصرفی که در روش‌های حداقل مربعات و اثرات تصادفی معنی‌دار است، سایر نهاده‌ها از معنی‌داری لازم برخوردار نیستند. در این میان، روش اثرات تصادفی که بنا به آزمون‌های انجام‌شده، روش منتخب برای برآورد این مدل به‌شمار می‌رود، کمترین ضریب‌تعیین را در میان سه روش برآورد، به‌خود اختصاص داده است. مقدار ضریب‌تعیین در مدل اثرات ثابت، بالاترین مقدار در میان این سه روش برآورد است و مقدار ضریب‌تعیین روش حداقل مربعات معمولی نیز مابین ضرایب تعیین دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی قرار دارد. با این وجود، عدم معنی‌داری سرمایه فیزیکی و نهاده‌های تولید شامل بذر، آب و کود، در هر سه مدل به هیچ‌وجه با مبانی نظری و تجربی سازگاری ندارد.

اما مقادیر مربوط به اثرات ثابت و اثرات تصادفی فردی نشان می‌دهد که استان‌های بوشهر، خوزستان، مرکزی و خراسان، به‌ترتیب دارای بالاترین میزان اثرات فردی در مدل هستند که این موضوع ریشه در ویژگی‌های اقلیمی و آب و هوایی استان‌های ایران و سایر شرایط ویژه‌ی استان‌ها دارد که استان‌های مذکور را به مکان‌هایی مساعد برای پرورش گوجه‌فرنگی آبی تبدیل می‌کند.

نتایج روش شبه پارامتریک رابطه‌ی مثبت میان سرمایه‌ی فیزیکی، نیروی‌کار، مقدار آب، بذر، سم و کود مصرفی با تولید را نشان می‌دهد که در این میان، نیروی‌کار، مقدار آب، بذر و سم از معنی‌داری لازم برخوردارند؛ درحالی‌که کود و سرمایه فیزیکی از معنی‌داری لازم برخوردار نیستند. تفاوت میان معنی‌داری نهاده‌های تولید در مدل‌های سنتی و مدل شبه‌پارامتریک و نیز سازگاری رابطه مثبت میان سرمایه فیزیکی و تولید با مبانی تئوریک از برتری‌های روش شبه‌پارامتریک است. به‌علاوه تورش نتایج در روش‌های سنتی و تفاوت آن با نتایج روش شبه‌پارامتریک به‌وضوح قابل مشاهده است. از سوی دیگر، نتایج مدل در مورد نیروی‌کار و سرمایه فیزیکی کاملاً با دلالت‌های روش اولی و پاکس(۱۹۹۶) همخوانی دارد. بنابه دلالت اصلی مطالعه‌ی اولی و پاکس(۱۹۹۶)، نیروی‌کار در

Archive of SID

www.SID.ir

روش‌های سنتی و بدون کنترل مشکلات ناشی از همزمانی و انتخاب، با تورش به سمت بالا و سرمایه‌ی فیزیکی با تورش به سمت پایین برآورد خواهد شد. همان‌گونه که نتایج مدل‌ها در جداول ۴ و ۶ نشان می‌دهد، با مقایسه نتایج برآورد ضریب نیروی‌کار به روش شبه‌پارامتریک و روش‌های اثرات ثابت، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی، پارامتر نیروی‌کار به سمت بالا تورش‌دار است و پارامتر سرمایه فیزیکی به سمت پایین تورش‌دار است که مطابق با ادعای اولی و پاکس در خصوص نوع تورش ضرایب در برآوردگرهای سنتی است. البته اولی و پاکس(۱۹۹۶) درخصوص لزوم معنی‌داری ضرایب نهاده‌های نیروی‌کار و سرمایه‌ی فیزیکی، سخنی به میان نیاورده‌اند و تنها به جهت تورش برآوردگرهای سنتی اشاره نموده‌اند. بر همین اساس عدم معنی‌داری رابطه مثبت سرمایه فیزیکی و تولید، خللی در مورد تعیین جهت تورش برآورد و غرض اصلی روش اولی و پاکس (۱۹۹۶) ایجاد نمی‌کند.

با مبنا قرار دادن روش شبه‌پارامتریک و نتایج جدول ۶، می‌توان گفت که نیروی‌کار از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تولید گوجه‌فرنگی در ایران به شمار می‌رود. با در نظر گرفتن این واقعیت در کنار عدم معنی‌داری ضریب سرمایه فیزیکی، می‌توان گفت که تولید گوجه‌فرنگی در ایران در وضعیت کنونی، به مثابه یک تولید کاربر محسوب می‌شود و ماشین‌آلات کشاورزی در تولید این محصول به میزان بهینه مورد استفاده قرار نمی‌گیرند. به عبارت بهتر، الگوی تولید محصول گوجه‌فرنگی در ایران، مطابق با دیدگاه لوییس(۱۹۵۴) در مورد کشورهای در حال توسعه است. در مدل لوییس(۱۹۵۴)، اقتصاد ماهیت دوگانه دارد؛ به‌طوری‌که از یک سو، از یک بخش کشاورزی تشکیل شده‌است که کارکردی سنتی دارد و بخش اعظم جمعیت نیروی‌کار را در خود جای داده‌است و از سوی دیگر، یک بخش مدرن در شهرهای بزرگ حضور دارد که بیشتر در تولیدات صنعتی فعالیت می‌کند. نتایج حاصل در مورد تابع عملکرد محصول گوجه‌فرنگی در بخش کشاورزی ایران نیز کاملاً مطابق با دلالت‌های مدل لوییس در آسیب‌شناسی دوگانگی تولید در کشورهای در حال توسعه است که براساس آن تولیدات کشاورزی در جوامع سنتی مبتنی بر نیروی‌کار فراوان شکل می‌گیرند و سرمایه‌ی فیزیکی چندانی در این بخش به چشم نمی‌خورد. بر این اساس، تولید گوجه‌فرنگی در ایران، از معضل کمبود سرمایه فیزیکی و ماشین‌آلات سرمایه‌ای رنج می‌برد و این کمبود سرمایه فیزیکی، منجر به ایجاد یک تولید کاربر در زمینه تولید گوجه‌فرنگی شده است. نکته مهم دیگری که در این زمینه وجود دارد، لزوم به‌دست آوردن برآوردهایی بدون‌تورش از ضرایب نیروی‌کار و سرمایه فیزیکی در تابع تولید است. به عبارت دیگر، این حقیقت قابل انکار نیست که سهم اصلی تولید در بخش کشاورزی، بر دوش نهاده‌ی نیروی کار است و سرمایه‌ی فیزیکی از معنی‌داری لازم برخوردار نیست. اما با این حال، این حقیقت نباید منجر به نتیجه‌گیری‌های افراطی

Archive of SID

www.SID.ir

در زمینه‌ی سهم عوامل تولید شود. زیرا در روش‌های سنتی، برخلاف روش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس(۱۹۹۶)، وجود تورش به سمت بالا و پایین(به ترتیب) در مورد نیروی‌کار و سرمایه‌ی فیزیکی، تصویر نامناسبی از واقعیت ارائه می‌کند که در واقع بزرگ‌نمایی دلالت‌های مدل لوییس در تولید گوجه‌فرنگی در ایران است. بنابراین لازم است علاوه بر پذیرش واقعیت سنتی بودن الگوی تولید گوجه‌فرنگی در ایران، مسیر توسعه و صنعتی‌سازی تولید با برداشتی دقیق و صحیح از واقعیت و شناختی درست از وضعیت موجود طراحی شود تا تصمیمات و سیاست‌های افراطی و غلط، اتخاذ نشود.

نکته‌ی مهم دیگر لزوم توجه به الگوی آبیاری مزارع گوجه‌فرنگی است. گوجه‌فرنگی همانند سایر محصولات سبزی و صیفی، نسبت به کمبود آب، بسیار حساس بوده و هرگونه نقصان در تأمین نیاز آبی این گیاه، منجر به کاهش شدید عملکرد می‌گردد(زمردی و نورجو،۱۳۸۵). بنابراین آنچه در این میان از اهمیت وافری برخوردار است، لزوم حضور آب موردنیاز در مقاطع مختلف روز است که معمولاً روش‌های سنتی این مهم را برای گیاه فراهم می‌آورند و به همین دلیل، نهاده آب مصرفی از معنی‌داری لازم در این تحقیق برخوردار شده است. اما با توجه به استفاده‌ی اندک از ماشین‌آلات کشاورزی و عدم رواج آبیاری مکانیزه در مزارع گوجه‌فرنگی(که عدم معنی‌داری متغیر سرمایه‌ی فیزیکی گواهی بر این واقعیت است)، آب در تولید محصول گوجه‌فرنگی به‌نحو بهینه مورد استفاده قرار نمی‌گیرد که یکی از دلایل آن نیز، هزینه‌ی کم آب کشاورزی است. برای مثال در مطالعه‌ی موردی اصطهباناتی(۱۳۸۷)، با توجه به هزینه‌های تولید و فرآوری محصول، میزان سود خالص تولید و فرآوری گوجه‌فرنگی در سطح یک هکتار از مزارع استان فارس، ۶۶۰۱۶۵۲۰ ریال است. اما در تمام مراحل تولید نشا و محصول، بیش از ۲۰ هزار مترمکعب آب در یک هکتار مصرف شده است. به عبارت دیگر هر لیتر آب، به قیمت ۲۶/۳ ریال عرضه شده که منجر به استفاده مضاعف از این نهاده، در تولید شده است تا بتوان دسترسی همیشگی گیاه به آب را تأمین نمود.

اما استفاده از روش‌های نوین آبیاری می‌تواند علاوه بر ایجاد زمینه لازم برای رشد و پرورش بهتر گیاه، صرفه‌جویی لازم در خصوص مصرف آب را نیز به همراه داشته باشد. مانفریناتو(۱۹۷۴) در پژوهش خود ابراز می‌دارد که در مورد گوجه‌فرنگی تحت آبیاری قطره‌ای، مقدار ۵ میلی‌متر، حداکثر میزان آب موردنیاز گیاه و مقدار ۳ میلی‌متر، حداقل میزان آب موردنیاز گیاه در روز است که براساس این مطالعه و مدل آزمایشی آن، این میزان مصرف آب در مقایسه با حجم آب مورد استفاده در روش‌های سنتی بسیار کمتر است. نتایج مطالعه‌ی رستوسیا و آبات(۱۹۷۸) نیز نشان می‌دهد که در حجم‌های مساوی آب، عملکرد محصول در روش آبیاری قطره‌ای بیشتر از روش شیاری است و در روش قطره‌ای، میوه‌ها سریع‌تر می‌رسند و اگر فاصله‌ی بین قطره‌چکان‌ها کمتر

Archive of SID

www.SID.ir

باشد، زودرسی تسریع می‌شود. نتایج مطالعه‌ی سینگ و سینگ(۱۹۷۸) در مورد گیاه گوجه‌فرنگی نیز نشان می‌دهد عملکرد مزارعی که به روش قطره‌ای آبیاری می‌شوند، دو برابر عملکرد مزارعی است که به روش شیاری آبیاری می‌شوند. به علاوه براساس مطالعه اساریو و همکاران(۱۹۸۳)، عملکرد محصول گوجه‌فرنگی در روش آبیاری قطره‌ای، ۴۶ تن در هکتار، در روش آبیاری شیاری دارای شیارهای مستقیم، ۲۹/۳ تن در هکتار و در روش شیارهای کنتوری، ۲۳/۵ تن در هکتار است که به وضوح عملکرد بهتر روش قطره‌ای بر شیاری را نشان می‌دهد. کوتسوارا و همکاران(۱۹۹۵) نیز عملکرد گوجه‌فرنگی را تحت آبیاری قطره‌ای و شیاری مورد بررسی قرار داده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که روش آبیاری قطره‌ای نسبت به روش شیاری، افزایش عملکردی به میزان ۲۵/۳، ۱۸/۳ و ۲۶/۲٪ به‌ترتیب در لوله‌های تک محفظه‌ای، دومحفظه‌ای و لوله‌های میکرو دارد. در ایران نیز صدرقاین و همکاران(۱۳۸۹)، سیستم آبیاری قطره‌ای و سطوح مختلف آبیاری را در یک مطالعه‌ی آزمایشگاهی مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که در سیستم آبیاری قطره‌ای، حداکثر عملکرد گوجه‌فرنگی زمانی حاصل می‌شود که نیاز گیاه به آب، به‌طور کامل تأمین شود که این نتیجه، مشابه نتیجه پژوهش باغانی و بیات(۱۳۷۸) درخصوص نحوه‌ی آبیاری قطره‌ای، برای رسیدن به حداکثر عملکرد گیاه گوجه‌فرنگی است. به علاوه صدرقاین و همکاران(۱۳۸۹) نتیجه‌گیری نمودند که روش آبیاری قطره‌ای تیپ زیرسطحی، نسبت به سایر روش‌ها برتری عملکردی دارد و این نتایج نیز، مشابه با نتایج حاصل در پژوهش زوتارلی و همکاران(۲۰۰۹) و آیارس و همکاران(۲۰۰۱) است. بنابراین لازم است سیاست‌های حمایتی از شیوه‌های نوین آبیاری از جمله آبیاری قطره‌ای و آبیاری تحت فشار و همچنین روش‌های تولید مکانیزه مثل کشت نشایی مکانیزه و کشت داربستی، اتخاذ شود تا معضل مصرف بالای آب و کمبود سرمایه فیزیکی در تولید گوجه‌فرنگی برطرف شود.

عدم معنی‌داری عامل کود در جریان تولید گوجه‌فرنگی می‌تواند با درجه‌ی احتمال ضعیفی به‌دلیل مساعد بودن زمین‌های کشاورزی استان‌های ایران و حاصل‌خیزی مناسب آنها در مورد کشت گوجه‌فرنگی باشد. اما با مطالعه‌ی نیازهای معدنی و شیمیایی گیاه گوجه‌فرنگی، مشخص می‌شود که این گیاه به شدت به مواد آلی و عناصر حیاتی زیستی، نیازمند است که جز از طریق کودهای ویژه تأمین نمی‌شود. ۱۵ عنصر شیمیایی موردنیاز برای رشد گیاه گوجه‌فرنگی عبارتند از: هیدروژن، کربن، اکسیژن، ازت، فسفر، پتاسیم، کلسیم، منیزیم، گوگرد[1]، آهن، مس، روی، منگنز، بور و مولیبدن[2]. در میان نحوه‌ی تغذیه‌ی گیاه با برخی از کودهای آلی حاوی ازت، پتاسیم، کلسیم،

[1] ازت، فسفر، پتاسیم، کلسیم، منیزیم و گوگرد، جزء عناصر ماکرو (پر مصرف) هستند.
[2] آهن، مس، روی، منگنز، بور و مولیبدن جزء عناصر میکرو (کم مصرف) هستند.

Archive of SID

www.SID.ir

فسفر، منیزیم، گوگرد، آهن، مس، روی، منگنز، مولیبدن، کلر و بور از قواعد زمانی، مقداری و کیفی خاصی پیروی می‌کند. برای مثال کوددهی ازت باید به صورت سرک به خاک و بـه میـزان ۵۰-۲۰ کیلوگرم در هکتار انجام شود یا به صورت محلول‌پاشی اوره، به میزان ۲۰۰-۵۰۰ گرم در ۱۰۰ لیتر آب، هر دو هفته یکبار و در هنگام غروب خورشید، در اختیار گیاه قرار گیرد. البته امکـان کـوددهی به هر دو صورت آلی(کودهای دامی و پودر استخوان) و به‌صورت معدنی(کودهای شیمیایی از قبیـل نیترات آمونیوم، فسفات آمونیوم و اوره) وجود دارد؛ ولی مصرف بیش از حد ازت باعث بیماری‌هـای قارچی مثل پیتیوم می‌شود و اثر منفی بر تولید دارد. از سوی دیگر کوددهی کلسیم باید بـه‌صـورت محلول‌پاشی با نیترات کلسیم و به میزان ۸۰۰ گرم در ۱۰۰ لیتر آب انجام شـود. نحـوه‌ی تغذیـه‌ی گیاه گوجه‌فرنگی با فسفر از طریق کود سوپر فسفات تریپل و به میزان ۲۰ گرم در هر مترمربع یا با فسفات منوپتاسیم به مقدار ۵۰-۳۰ میلی‌گرم در لیتر همراه آب آبیاری است. منیزیم باید به‌صورت محلول‌پاشی با سولفات منیزیم و به میزان ۲ کیلوگرم در ۱۰۰ لیتر هر ۲ هفته یکبار در اختیار گیاه قرار گیرد. آهن باید از طریق محلول‌پاشی سولفات آهن، به میزان ۱۵۰ گـرم در ۱۰۰ لیتـر آب، در اختیار گیاه گوجه‌فرنگی قرار گیرد. تغذیه‌ی گوجه‌فرنگی با منگنز باید با محلول‌پاشی سولفات منگنز به میزان ۵۰۰ گرم در ۱۰۰ لیتر آب، یا به میزان ۵۰ گرم در هر مترمربع انجام شود. بور با اسـتفاده از ۱۰ کیلوگرم بوراکس در هر هکتار یا محلول‌پاشی بوراکس به میزان ۱۰۰ گـرم در ۱۰۰ لیتـر آب در اختیار گیاه قرار می‌گیرد و سایر مواد نیز دستورالعمل زمانی، مقداری و کیفی دقیق و مخصـوص به خود دارند(فدریکو و همکـاران، ۲۰۰۷؛ آتیـه و همکـاران، ۲۰۰۰؛ ناگاوالیمـا و همکـاران، ۲۰۰۶؛ تونفیک و همکاران، ۲۰۱۱). اما در تولید گوجه‌فرنگی در ایران که همچنـان از یـک الگـوی سـنتی پیروی می‌کند، نه تنها این اصول و قواعد تخصصی رعایت نمی‌شود کـه کودهـای شـیمیایی و آلـی مورد نیاز نیز به میزان مناسب و با ترکیب بهینه در اختیار کشاورزان قرار نمی‌گیرد. عدم معنی‌داری عامل کود در تحقیق حاضر نیز، ریشه در عملکرد نامناسب در بخش آموزش کشاورزان دارد. به‌علاوه ضعف در نظام تولید و توزیع کودهای مخصوص گوجه‌فرنگی نیز می‌تواند یکی دیگر از دلایـل عـدم معنی‌داری عامل کود در تحقیق حاضر باشد.

لازم به ذکر است که هنوز بر سر نوع اثر کودهای مختلف بـر افـزایش تولیـدات گوجـه‌فرنگـی نیـز اختلافات فاحشی وجود دارد و نمی‌توان از یک متغیر تجمیع‌شده از تمامی انـواع کـود بـرای انجـام یک تحلیلی کاربردی صحیح استفاده نمود. برای مثال نتایج پژوهش قرایی و رضایی(۱۳۸۴) بر روی اثرات کودهای باکتوسول، اوره و فسفات آمونیوم بر کمیت و کیفیت گوجه‌فرنگی نشان می‌دهد کـه تیمارهای مختلف کود باکتوسول بر چگالی و عملکرد گوجه‌فرنگـی تـأثیر نداشـته اسـت و از سـوی دیگر اثرات متقابل کود آلی باکتوسول و کودهای شیمیایی روی صفات کمی و کیفی گوجـه‌فرنگـی

Archive of SID

www.SID.ir

متناقض بوده است. بنابراین برای رسیدن به نتایج مناسب در خصوص نهاده‌ی کود، لازم است داده‌های مربوط به انواع کود، به‌صورت تفکیک شده وارد تحلیل رگرسیونی شوند که حتی اگر از مسئله‌ی کاهش درجه آزادی مدل و وجود هم‌خطی جزئی و کامل میان این نهاده‌ها چشم‌پوشی شود، با مشکل داده‌ها مواجه خواهیم شد؛ چرا که داده‌های انواع کود، به‌صورت تفکیک‌شده و با الگوی داده‌های تابلویی، در اختیار پژوهشگران قرار ندارد. از این‌رو، هم چالش‌های عملی و هم اختلافات نظری درخصوص تأثیر انواع کودهای شیمیایی، به عدم امکان نتیجه‌گیری دقیق در زمینه‌ی نهاده کود دامن می‌زنند.

با توجه به نتایج مدل، عامل مهم دیگری که در تولید گوجه‌فرنگی از اهمیت زیادی برخوردار است، استفاده از سم و آفت‌کش‌هاست. محصولات گوجه‌فرنگی در معرض از بین رفتن توسط آفات، بیماری‌های قارچی، باکتریایی و ویروسی، و رقابت با علف‌های هرز هستند. آفات و بیماری‌های گوجه‌فرنگی اغلب با آفات و بیماری‌های سایر گیاهان خانواده سیب‌زمینیان مانند بادمجان و توتون مشترک‌اند و برخی از بیماری‌های شایع گوجه‌فرنگی، در اثر ویروس موزائیک توتون ایجاد می‌شوند. سن سپردار، کرم طوقه‌بر، شته، وایت‌فلای، کرم میوه گوجه‌فرنگی، کرم هلیوتیس، کنه تارتن دولکه‌ای، لیسه و سوسک سیب‌زمینی کلرادو نیز از دیگر آفات گوجه‌فرنگی هستند. وجود این آفات و بیماری‌ها لزوم استفاده از سموم بیولوژیک و آفت‌کش‌ها را در مزارع گوجه‌فرنگی ضروری می‌سازد. پروانه مینوز و آفت قرنطینه‌ای بید برگخوار نیز دو مورد از خطرناک‌ترین آفت‌های مزارع گوجه‌فرنگی ایران هستند که قدرت زاد و ولد زیادی دارد. مبارزه با این آفات در ایران به روش مبارزه شیمیایی و با سموم گیاهی نیم‌آزال انجام می‌شود. به طور متوسط سالانه ۱۴ تن عامل کنترل شیمیایی در بین کشاورزان برای مقابله با لاروها توزیع می‌شود. سموم اسپینوزاد، ایندوکسی‌کارب و دیمیلین (هر سه با دز یک در هزار) نیز برای مقابله با آفت قرنطینه‌ای پروانه مینوز، در مزارع گوجه‌فرنگی ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد (رحیمی و همکاران، ۱۳۸۷).

حضور این حجم از آفات و بیماری‌های مربوط به گیاه گوجه‌فرنگی و توجه مسئولین و کشاورزان به ضرورت استفاده از سموم شیمیایی، نشان از اهمیت بسیار زیاد سموم و آفت‌کش‌ها در ایجاد زمینه لازم برای رشد و تولید گوجه‌فرنگی در ایران دارد و نتیجه برآورد مدل به روش شبه‌پارامتریک نیز، بر اهمیت این نهاده تولید، تأکید جدی دارد.

تأمین بذر مناسب نیز می‌تواند در کیفیت و کمیت تولید گوجه‌فرنگی و جلوگیری از بیماری‌های مختلف، مؤثر باشد که در نتایج برآورد مدل به روش شبه‌پارامتریک نیز، معنی‌داری و رابطه‌ی مثبت آن با تولید مورد تأیید قرار گرفته است. یکی از مهم‌ترین جنبه‌های کمی و کیفی در مورد بذر گوجه‌فرنگی، خلوص و یکنواختی اندازه‌ی بذر است که بر ایجاد جریان تولید و فرآوری بهینه، تأثیر

Archive of SID

www.SID.ir

به‌سزایی دارد. به‌همین منظور لازم است که در ضمن فرآوری بذر، دو مرحله‌ی غربال کردن نیز صورت پذیرد. سایر تحقیقات نیز نشان داده‌اند که به منظور تهیه‌ی نشاء گوجه‌فرنگی، چنانچه بذرهای یکنواخت و با ذخیره غذایی بالاتر مورد استفاده قرار گیرند، قدرت رقابت گیاهچه و میزان تولید محصول افزایش خواهد یافت(توماس و راسل، ۲۰۰۱؛ میان و نافزیگر، ۱۹۹۴). از آنجایی که در تولید گوجه‌فرنگی، برخی از بذرهای داخلی یا وارداتی به بیماری‌هایی هم‌چون شانکر مبتلا هستند، لازم است جهت تأمین بذر سالم، دقت لازم صورت گیرد(خزاعی و همکاران، ۱۳۸۷). استفاده از بذر باکیفیت علاوه بر کاهش هزینه بسته‌بندی، انبارداری و حمل و نقل بذر، تأثیر به‌سزایی در افزایش تولید گوجه‌فرنگی دارد. رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار حاصل‌شده در نتایج برآورد مدل به روش شبه‌پارامتریک، گواهی بر شیوه دقیق و علمی استفاده از بذر در تولید گوجه‌فرنگی در مزارع استان‌های ایران است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مقایسه‌ی نتایج روش‌های سنتی برآورد، با نتیجه روش برآورد اولی و پاکس(۱۹۹۶)، نشان می‌دهد که مسأله‌ی انتخاب در کنار مسأله‌ی همزمانی می‌تواند تأثیر به‌سزایی بر نتایج برآورد مدل از ضرایب متغیرهای توضیحی داشته باشد. به‌علاوه نتایج مطالعه موردی این پژوهش، به وضوح لزوم استفاده از روش سه‌مرحله‌ای اولی و پاکس در برآورد مدل شبه‌پارامتریک را تأیید می‌کند. تورش ضریب برآوردشده برای نیروی‌کار به سمت بالا و تورش ضریب برآوردشده برای سرمایه فیزیکی به سمت پایین در روش‌های سنتی برآورد الگوهای داده‌های تابلویی که در مطالعه‌ی موردی پژوهش مورد تأیید قرار گرفته، گواه روشنی بر لزوم استفاده از روش شبه‌پارامتریک برای کنترل تورش ناشی از مسأله همزمانی و انتخاب است. در روش‌های سنتی، برخلاف روش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس(۱۹۹۶)، وجود تورش به سمت بالا و پایین(به‌ترتیب) در مورد نیروی‌کار و سرمایه فیزیکی، تصویر نامناسبی از واقعیت ارائه می‌کند. بنابراین لازم است علاوه بر پذیرش واقعیت سنتی بودن الگوی تولید گوجه‌فرنگی در ایران، مسیر توسعه و صنعتی‌سازی تولید با برداشتی دقیق و صحیح از واقعیت و شناختی درست از وضعیت موجود طراحی شود تا تصمیمات و سیاست‌های افراطی و غلط، اتخاذ نشود.

به‌علاوه بر اساس نتایج برآورد مدل با روش شبه‌پارامتریک، می‌توان در مورد تولید گوجه‌فرنگی در استان‌های ایران به این واقعیت اشاره نمود که نیروی کار از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تولید گوجه‌فرنگی در ایران به‌شمار می‌رود. بنابراین با توجه به عدم معنی‌داری سرمایه‌ی فیزیکی در نتایج برآورد مدل با روش شبه‌پارامتریک، تولید گوجه‌فرنگی یک تولید کاربر تلقی می‌شود. نهاده‌ی مهم

Archive of SID

www.SID.ir

دیگر تولید گوجه‌فرنگی در ایران، آب مصرفی است که لازم است سیاست‌های حمایتی از شیوه‌های نوین آبیاری از جمله آبیاری قطره‌ای و همچنین روش‌های تولید مکانیزه مثل کشت نشایی مکانیزه و کشت داربستی در پیش گرفته شود تا معضل مصرف بالای آب و چالش کمبود سرمایه فیزیکی برطرف گردند. به علاوه در تولید گوجه‌فرنگی در ایران، دانش و تخصص لازم مرتبط با نحوه‌ی ساخت کودهای مختلف، حجم مناسب و ترکیب‌های بهینه کودهای شیمیایی و آلی در اختیار کشاورزان قرار نگرفته است. عدم معنی‌داری عامل کود در تحقیق حاضر نیز می‌تواند ریشه در همین واقعیت تلخ داشته باشد. بر این اساس لازم است ضمن افزایش دانش تخصصی کشاورزان، زیرساخت‌های لازم برای ایجاد نظام توزیع هماهنگ انواع کودها نیز فراهم شود. البته میزان سم و آفت‌کش مورد استفاده در مزارع گوجه‌فرنگی در ایران(با توجه به میزان آفات، بیماری‌های قارچی، باکتریایی و ویروسی) مناسبی به‌نظر می‌رسد و سیاست‌گذاری‌های همگن و متناسب ملی در این بخش می‌تواند الگویی برای سایر نهاده‌ها باشد. البته تدوین یک برنامه جامع برای پیشگیری و کنترل آفات مزارع گوجه‌فرنگی نیز می‌تواند کمک شایانی به بهبود تولید نماید. در نهایت می‌توان از عامل بذر خالص و یکنواخت به‌عنوان یکی دیگر از عوامل افزایش عملکرد گوجه‌فرنگی در ایران نام برد که در این زمینه نیز، وجود نظارت‌های دقیق در مورد بذرهای وارداتی می‌تواند به بهبود و ارتقاء شرایط کنونی کمک کند.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع:

1. Adeli, M. S., Sharifio, A. and Alizadeh, H. 2008. Estimate the flexible production of tomatoes and the economic use of inputs (Case study of tomato growers in Jiroft), First national congress of tomato processing technology and process, Agricultural and Natural Resources Research Center of Khorasan Razavi, Mashhad, (in Persian).
2. Agricultural Statistical yearbook. 1999-2007. Ministry of Agriculture, Department of Planning and Support, Office of Statistics and Information Planning, Tehran, (in Persian).
3. Arellano, M., and Bond, S.1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. Review of Economic Studies 58: 277–297.
4. ---------- and Bover, O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. Journal of Econometrics 68: 29–51.
5. Atiyeh, R. M., Arancon, N. Q., Edwards, C. A. and Metzger, J. D. 2000. Influence of earthworm-processed pig manure on the growth and yield of greenhouse tomatoes. Bioresource Technology, 75: 175–180.
6. Ayars, J. E., R. A. Schoneman, F. Dale, B. Meso and P. Shouse. 2001. Managing subsurface drip irrigation in the presence of shallow ground water. Agric. Water Manage. 47(3): 243-264.
7. Baghani, J and bayat, H. 1999. Comparative study of two methods of tip and furrow irrigation on yield and quality of tomatoes, Report of the Research Institute of Agricultural Engineering, Issue No, 131, (in Persian).
8. Baldwin, J. R., and Gorecki, P. K., 1989. Firm Turnover and Market Structure: Concentration Statistics as Misleading Practice Working Papers 762, Queen's University, Department of Economics.
9. Blundell, R., and S. Bond. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics 87: 115–143.
10. ---------, 2000. GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions. Econometric Reviews 19: 321–340.

Archive of SID

www.SID.ir

11. Cobb, C. W., and Douglas, P. H. 1928. A Theory of Production, American Economic Review 18 (Supplement): 139–165.
12. Daneshvar, M. K., Golriz, Z. Z. and Razavi, H. 2008. Study of tomato productivity in Khorasan Razavi, First national congress of tomato processing technology and process, Agricultural and Natural Resources Research Center of Khorasan Razavi, Mashhad, (in Persian).
13. Davis, S. J. and Haltiwanger, J. C. 1992. Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation, The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, 107(3), pages 819-63.
14. Deschenes, O. and Greenstone, M. 2011. Using Panel Data Models to Estimate the Economic Impacts of Climate Change on Agriculture, Handbook on Climate Change and Agriculture, Edited by Ariel Dinar and Robert Mendelsohn, Edward Elgar Publishing.
15. DuII, S. 2004. Nonparametric and Semi-parametric Estimation of Efficient Frontier, Department of Agricultural Economics, Penn State University, 308 armsby university park, PA 16802
16. Dunne, T., Roberts, M. J. and Samuelson, L. 1988. Firm Entry and Post-Entry Performance in the U.S. Chemical Industries, Papers 7-88-2, Pennsylvania State - Department of Economics.
17. Engle, R.F., Granger, W. J., Rice, J., Weiss, A. J. 1986. Semiparametric Estimates of the Relation between Weather and Electricity Sales ournal of the American Statistical Association, 81: 310-320.
18. Ericson R, Pakes A, 1995. Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work, the Review of Economic Studies, 1: 53-82.
19. Estahbanati, A. H. 2008. Economical study of production of tomatoes and amount of water in production process, First national congress of tomato processing technology and process, Agricultural and Natural Resources Research Center of Khorasan Razavi, Mashhad, (in Persian).
20. Federico, A., Gutierrez, M., Santiago-Borraza, I., Adolfo, J., Camerino, C., Abud-Archila, M., Angelam, M., Llaven, A., Reiner, Rincon-Rosales, & dendooven, L. (2007). Vermicompost as a soil supplement to improve growth, yeild and fruit quality of

Archive of SID

www.SID.ir

tomato (Lycopersicum esculentum). Bioresources.Technology, 98: 2781-2786.
21. Gharayi, H. and Rezayi, A. 2005. Effects Bactocell, urea and ammonium phosphate fertilizers on the quantity and quality of tomato, fourth Conference on Gardening Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, (in Persian).
22. Griliches, Z. 1957. Specification Bias in Estimates of Production Functions, Journal of Farm Economics, 1 (39): 8–20.
23. Griliches, Z., and J. Mareisse. 1998. Production functions: The search for identification. In Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Prisch Centennial Symposium, Cambridge University Press, 169–203.
24. Gujarati, D. 2006. Basic Econometrics, Translated by Hamid Abrishami, Fourth edition, Tehran University Press, Tehran, (in Persian).
25. Kao, C. 1999. Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data, Journal of Econometrics, 90: 1–44.
26. Khazayi, H., Sobhani, A., Khakhki, A. and Vafayi, B. 2008. Comparison of standard varieties of tomato seed quality at different harvest dates, First national congress of tomato processing technology and process, Agricultural and Natural Resources Research Center of Khorasan Razavi, Mashhad, (in Persian).
27. Koteswara, R. P., Singh, R. V., and Chauhan, H. S. 1995. Field studies on drip and other methods of irrigation on yield and water use of tomato, proceeding of the fifth- international micro irrigation congress, Hyatt Regency Orlando, Florida.
28. Kurdbacheh, H. 2011. Robust semiparametric estimation to determination of factors of inefficiency in the banking system: Bootstrap method, Journal of Economic Research 46 (95): 159-192, (in Persian).
29. Heady, F. O. and J. T. Dillon. 1989. Agricultural Production Function, Iowa Stae University Press, 12: 54-69.
30. Hossienzad, J. and Salami, H. 2004. Selections of function function for estimating the economic value of agricultural water productivity of wheat production, Agricultural Economics and Development, 48 (12): PP 53-74, (in Persian).

Archive of SID

www.SID.ir

31. Lacroix, L. and Thomas, A. 2011. Estimating the Environmental Impact of Land and Production Decisions with Multivariate Selection Rules and Panel Data. American J. of Agricultural Economics, 93: 784-802.
32. Levin, A., C. F. Lin, and C. Chu .2002. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, Journal of Econometrics, 108: 1–24.
33. Lewis, W. A .1954. Economic Development with Unlimited Supplies of Labor, Manchester School of Economic and Social Studies, 22: 91-139.
34. Manfrinato, H. A. 1974. Drip irrigation, Part II, Effection on tomato yield, Analis Aa Escola Superir De Agricultura, 31: 63-71.
35. Marschak, J., and W. H. Andrews. 1944. Random simultaneous equations and the theory of production. Econometrica 12: 143–205.
36. Martínez-Ruiz M.P., A. Mollá-Descals, M.A. Gómez-Borja, J.L. Rojo-Álvarez, 2006 "Evaluating temporary retail price discounts using semiparametric regression", Journal of Product & Brand Management, 15: 73 – 80.
37. Mazhari, M. 2008. Measuring productivity tomato production's inputs. First national congress of tomato processing technology and process, Agricultural and Natural Resources Research Center of Khorasan Razavi, Mashhad, (in Persian).
38. Mian, M. A. R., and Nafziger, E. D. 1994. Seed size and water potential affect on germination and seedling growth of winter wheat. Crop Science, 34:169-171.
39. Mohammadi, H. 2008. Introducing new methods of planting tomato seeds in nursery. First national congress of tomato processing technology and process, Agricultural and Natural Resources Research Center of Khorasan Razavi, Mashhad, (in Persian).
40. Moradi, H. S. 2011. Determining the efficiency of Peanut producers in Kerman (Case Study: Sirjan), Journal of Agricultural Economics Research, 3 (2): 117-132, (in Persian).
41. Mossa, C. B. and Schmitz, T. G. 2006. A semiparametric estimator of the Zellner production function for corn: fitting the univariate primal, Applied Economics Letters, 13: 863-867

Archive of SID

www.SID.ir

42. Mundlak, Y., Butzerb, R. and Larsonc, D.F. 2012. Heterogeneous technology and panel data: The case of the agriculturalproductionfunction, Journal of Development Economics, 99: 139–149.
43. Nagavallemma, K. P., Wani, S. P., Stephane, V. V., Vineela, C., Babu Rao, M. and Sahrawat, K. L. 2006. Vermicomposting: Recycling wastes into valuable organic fertilizer, (Report no. 8. Patancheru 502 324), Global Theme on Agrecosystems, Andhra Pradesh, India: International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics.
44. Olley, G. S., and A. Pakes. 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry, Econometrica 64: 1263–1297.
45. Osorio, U., H. Torres, and M. Riva, 1983. Yields of tomato (Lycopersicon esculentum, Mill.) with drip irrigation or straight or winding furrow irrigation in the Azapa valley, Idesia 7.
46. Pakes, A. 1994, the Estimation of Dynamic Structural Models: Problems and Prospects, Part II. Mixed Continuous-Discrete Control Models and Market Interactions, Chapter 5, pp. 171-259, of Advances in Econometrics: Proceedings of the 6th World Congress of the Econometric Society.
47. Pedroni, P. 1999. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61: 653–70.
48. Pedroni, P. 2004. Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis, Econometric Theory, 20: 597-625.
49. Rafati, M., Azarinfar, Y., Zad, M., Barabari, A. and Kazemnejad, M. 2011. Evaluation of technical, allocative and economic efficiency of Golestan farmers using parametric method (case study city of Gorgan), Agricultural Economics Research. 3 (1): 121-142, (in Persian).
50. Rahimi, Z., Khabazi, H. and Yousefnejad, M. 2008. New methods of pest control greenhouse pests: Ozone as alternative chemical pesticide in extermination, First national congress of tomato processing technology and process, Agricultural and Natural

Archive of SID

www.SID.ir

Resources Research Center of Khorasan Razavi, Mashhad, (in Persian).
51. Restuccia, G. and V. Abbate. 1978. Comparative effects of drip and furrow irrigation on salad tomato crop in unheated, glasshouses. Rivista Di Agronomia. 12(1): 89- 98.
52. Robinson P M, 1988, Root-N-Consistent Semiparametric Regression, Author(s): Source: Econometrica, 56: 931-954.
53. Sadrghayen, H., Akbari, M., Afsahr, H. and Nakhjavani, M. M. 2010. Effect of micro irrigation methods and irrigation levels on the yield of tomato, Soil and Water Journal, 3: 574-582, (in Persian).
54. Simar, L. and Wilson, P. 2007. Estimation and Inference in Two-Stage, Semi-Parametric Models of Production Processes, Journal of Econometrics 136: 31–64
55. Singh, S.D., and P. Singh, 1978. Value of drip irrigation compared with conventional irrigation for vegetable production in a hot arid climate, 70(6): 945-947.
56. Thomas, W., and Russell, L. 2001. Tolerance of tomato varieties to lespedeza dodder, Weed Science, 49: 520-523.
57. Tonfack, L. B., Bernadac, A., Youmbi, E., Mbouapouognigni, V., Ngueguim, M. and Akoa, A. 2011. Impact of organic and inorganic fertilizers on tomato vigor, yield and fruit composition under tropical andosol soil conditions, Fruits, 64: 167-177
58. Ucal, M., Özcan, K. M., Bilgin, M. H., Mungo, J. 2010. Relationship between financial crisis and foreign direct investment in developing countries using semiparametric regression approach, Journal of Business Economics and Management 11(1): 20–33.
59. Wedervang, F. 1965. Development of a Population of Industrial Firms. Scan- dinavian University Books, Oslo, Norway.
60. Wooldridge, J. 2005. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables, Mimeo, Michigan State University.
61. Yanqin, F., Qi, L. and Alfons W. 1996. Semiparametric Estimation of Stochastic Production Frontier Models, Journal of Business & Economic Statistics, 14: 460-468

Archive of SID

www.SID.ir

62. Yasar, M., Raciborski, R. and Poi, B.P. 2008. Production function estimation in Stata using the Olley and Pakes method, Stata Journal, 8: 221–231.
63. Zaraenejd, M. and Yousefi, R. H. 2009. Assessment of technical efficiency of crop production (using parametric and nonparametric approaches), Journal of Economic Research, 9 (2): 145-172, (in Persian).
64. Zomorodi, S. and Nourjo, A. 2006. Effect of deficit irrigation on the quantity, quality and storage of tomato, Journal of Agricultural Engineering Research, 27: 19-31, (in Persian).
65. Zotarelli, L., Scholberg, J. M., Dukes, M. D., Muñoz-Carpena, R. and Icerman, J. 2009. Tomato yield, biomass accumulation, root distribution and irrigation water use efficiency on a sandy soil, as affected by nitrogen rate and irrigation scheduling. Agric. Water Manage. 96(1): 23-34.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوستها

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مدل در سطح.

متغیر / روش	نیروی‌کار	سرمایه	آب	بذر	کود	تولید	سم
روش ایم و همکاران	۲/۰۰ (۰/۹۷)	۳/۷۵ (۰/۹۹)	۱/۶۴ (۰/۹۵)	-۰/۷۸ (۰/۲۱)	۱/۹۴ (۰/۹۷)	۲/۵۲ (۰/۹۹)	۰/۳۶ (۰/۶۴)
روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته	۱۰/۷۸ (۰/۹۹)	۷/۴۳ (۰/۹۹)	۱۹/۳۸ (۰/۸۸)	۳۶/۰۳ (۰/۱۴)	۱۵/۶ (۰/۹۷)	۷/۹۰ (۰/۹۹)	۲۴/۴ (۰/۶۵)

* مقادیر داخل پرانتز ارزش احتمال آماره آزمون هستند. ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مدل با یک بار تفاضل‌گیری.

متغیر / روش	نیروی‌کار	سرمایه	آب	بذر	کود	تولید	سم
روش ایم و همکاران	-۲/۱۵ (۰/۰۱)	-۱/۷۲ (۰/۰۴)	-۲/۲۹ (۰/۰۱)	-۳/۸۷ (۰/۰۰)	-۲/۹۴ (۰/۰۰)	-۳/۱۴ (۰/۰۱)	-۲/۲۸ (۰/۰۱)
روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته	۵۰/۳۲ (۰/۰۰)	۴۵/۶۲ (۰/۰۱)	۵۰/۸۳ (۰/۰۰)	۶۹/۹۰ (۰/۰۰)	۵۹/۴۲ (۰/۰۰)	۶۱/۷۸ (۰/۰۰)	۵۲/۶۶ (۰/۰۰)

* مقادیر داخل پرانتز ارزش احتمال آماره آزمون هستند. ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی.

ردیف	آزمون	آماره	ارزش احتمال
۱	هم‌انباشتگی کائو	-۴/۹۵	۰/۰۰
۲	هم‌انباشتگی پدورنی (آماره PP)	-۶/۴۹	۰/۰۰
۳	هم‌انباشتگی پدورنی (آماره PP موزون)	-۶/۷۸	۰/۰۰
۴	هم‌انباشتگی پدورنی (آماره ADF)	-۵/۵۴	۰/۰۰
۵	هم‌انباشتگی پدورنی (آماره ADF موزون)	-۴/۹۲	۰/۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴- نتایج برآورد مدل با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی.

متغیرهای وابسته	برآورد مدل به روش اثرات ثابت		برآورد مدل به روش اثرات تصادفی		برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی	
	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد
سرمایه	-۰/۰۴	۰/۱۰۰	-۰/۱	۰/۰۸	-۰/۰۶	۰/۰۸
نیروی‌کار	۰/۴۰**	۰/۰۹۰	۰/۴۹**	۰/۰۷	۰/۵۶**	۰/۰۶
آب	۰/۰۴۳	۰/۰۵۵	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۴
بذر	۰/۰۴	۰/۰۳۲	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳
سم	۰/۰۵	۰/۰۵۱	۰/۰۹**	۰/۰۳	۰/۱۲**	۰/۰۳
کود	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۸
ضریب تعیین	۰/۸۷		۰/۵۶		۰/۷۳	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۸۳		۰/۵۴		۰/۷۲	

**معنی‌دار در سطح ۵ درصد. ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- مقدار اثرات ثابت و اثرات تصادفی فردی در استان‌های مختلف.

استان‌ها	اثرات ثابت	استان‌ها	اثرات تصادفی
بوشهر	۰/۵۱	بوشهر	۰/۳۳
خوزستان	۰/۲۵	خوزستان	۰/۱۹
خراسان	۰/۱۴	مرکزی	۰/۱۰۸
مرکزی	۰/۰۹	خراسان	۰/۰۷
تهران	۰/۰۴	کردستان	۰/۰۶
قزوین	۰/۰۳	تهران	۰/۰۳
کرمان	۰/۰۰۶	قزوین	۰/۰۱۷
آذربایجان شرقی	-۰/۰۷	کرمان	۰/۰۱۳
کردستان	-۰/۰۸	زنجان	-۰/۰۲
زنجان	-۰/۰۸	آذربایجان شرقی	-۰/۰۶
سمنان	-۰/۱۱	سمنان	-۰/۰۷
اصفهان	-۰/۱۳	اصفهان	-۰/۱۳
فارس	-۰/۱۹	فارس	-۰/۲۱
گلستان	-۰/۴۱	گلستان	-۰/۳۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد مدل در رگرسیون شبه‌پارامتریک با روش اولی و پاکس.

متغیرهای وابسته	ضریب	خطای استاندارد (Bootstrap=۲۵۰)	آماره Z	ارزش احتمال آماره Z	فاصله اطمینان(۹۵ درصد)	
					Max	Min
سرمایه	۰/۰۴۸	۰/۲۴	۰/۲۰	۰/۸۴۱	۰/۵۲	-۰/۴۲
نیروی‌کار	۰/۳۶۲	۰/۰۰۷	۴۹/۶۵	۰/۰۰۰	۰/۳۷	۰/۳۴
آب	۰/۰۶۱۷	۰/۰۱۶	۳/۶۴	۰/۰۰۰	۰/۰۹	۰/۰۲
بذر	۰/۰۳۸۶	۰/۰۱۲	۲/۹۸	۰/۰۰۳	۰/۰۶	۰/۰۱
سم	۰/۱۰۴۵	۰/۰۲۴	۴/۲۷	۰/۰۰۰	۰/۱۵	۰/۰۵
کود	۰/۰۷۱۴	۰/۰۵۴	۱/۳۱	۰/۱۹۱	۰/۱۷	-۰/۰۳
تعداد مشاهدات=۱۲۶		تعداد گروه‌ها=۱۴		تعداد مشاهدات در گروه=۹		

ماخذ: یافته‌های پژوهش

پیوست ۱- آزمون نقض فروض کلاسیک خطی

پیوست ۱-۱- آزمون عدم خودهمبستگی جزء اخلال

وقفه	آماره Q	ارزش احتمال
۱	۰/۲۴	۰/۶۱
۲	۳/۷۵	۰/۱۵
۳	۴/۲۶	۰/۲۳
۴	۷/۳۶	۰/۱۱
۵	۷/۴۰	۰/۱۹
۶	۷/۹۱	۰/۲۴
۷	۷/۹۳	۰/۳۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

پیوست ۱-۲- آزمون ناهمسانی واریانس جزء اخلال

آزمون ترکیب‌شده فیشر		
درجه آزادی	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
۲۸	۵۲/۲۲۱	۰/۰۰۳۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست ۱-۳- آزمون نرمال بودن جزء اخلال

آماره	مقدار
میانه	۰/۰۱
حداکثر	۰/۹۱
حداقل	-۰/۷۲
انحراف استاندارد	۰/۳۱
چولگی	۰/۱۱
کشیدگی	۳/۰۵
آماره Jarque-bera	۰/۲۶
ارزش احتمال	۰/۸۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir