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

مهدی قائمی اصل[1]
مصطفی سلیمی‌فر[2]

چکیده:

مساله انتخاب و مشکلات ناشی شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده در کنار مساله همزمانی که از رابطه میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها و به هنگام تعیین سطح بهینه نهاده‌ها از سوی بنگاه‌ها ایجاد می‌شود، می‌تواند تاثیر قابل توجهی بر نتایج برآورد پارامتر متغیرهای توضیحی داشته باشد. وجود این دو مساله در تصمیمات بنگاه‌ها باعث می‌شود که برآوردگرهایی مثل حداقل مربعات، نتایج تورش‌داری را در مورد پارامترهای اجزای تابع تولید ارائه کنند. در این پژوهش ضمن پیشنهاد برآوردگر شبه‌پارامتریک سه مرحله‌ای اولی و پاکس (۱۹۹۶) به منظور کنترل تورش ناشی از دو مساله انتخاب و همزمانی، از این روش برای برآورد تابع گوجه فرنگی بر اساس داده‌های ۱۴ استان ایران در طول سالهای زراعی ۷۹-۱۳۷۸ تا ۸۷-۱۳۸۶ استفاده می‌شود. نتایج روش شبه پارامتری (برخلاف روش‌های متداول) رابطه مثبت میان سرمایه 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. از سوی دیگر، نتایج مدل‌ها در مورد نیروی کار و سرمایه کاملا با دلالت‌های اصلی روش اولی و پاکس (۱۹۹۶) همخوانی دارد و نشان می‌دهد که در روش‌های متداول (برخلاف روش شبه‌پارمتری)، نیروی کار با تورش به سمت بالا و سرمایه با تورش به سمت پایین برآورد شده‌است. بنابراین لازم است در برآوردهای مربوط به تابع تولید، پویایی‌های بهره‌وری در مدل‌سازی شوک‌ها مورد توجه ویژه قرار گیرند و تا نتایج بدون‌تورشی از برآورد سهم عوامل بدست آید. به علاوه در تولید محصول گوجه‌فرنگی، لازم است در خصوص صنعتی‌شدن تولید و استفاده بیشتر از ماشین‌آلات کشاورزی، اقدامات سیاستی لازم و مشوق‌های مالیاتی، تدوین و اجرا شوند تا سهم سرمایه فیزیکی تولید در بخش تولید گوجه فرنگی مزارع استان‌های کشور جایگاه مناسب خود را بدست آورد و کشاورزی مکانیزه، جایگزین کشاورزی سنتی شود.

طبقه‌بندی JEL: C14؛ D24؛ C19؛ C23.

واژگان کلیدی: تخمین تابع تولید، مساله انتخاب، مساله همزمانی، روش شبه‌پارامتریک.

[1] دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسؤل)، رایانامه: m.ghaemi84@gmail.com
تلفن تماس: ۰۹۱۲۲۵۱۲۱۲۸

[2] استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، رایانامه: mostafa@ferdowsi.um.ac.ir

مقدمه

نظریه تولید بیان کننده چگونگی ترکیب نهاده ها یا عوامل تولید برای رسیدن به مقادیر مختلف ستانده یا محصول به بهترین وجه ممکن است. اصلی ترین ابزار نظریه تولید، تابع تولید است که نشان دهنده نرخ تبدیل نهاده ها یا عوامل به ستانده یا محصول است. اولین تابع تولید نئوکلاسیک توسط کاب و داگلاس در سال ۱۹۸۲ ارائه شد که توزیع درآمد مشاهده شده بین دو گروه کارگر و سرمایه دار را توضیح می داد. از آن زمان تاکنون مطالعات بیشماری در این زمینه انجام شده که منجر به ایجاد اشکال گوناگون توابع تولید گردیده است که تابع تولید با کشش جانشینی ثابت[۱]، تابع تولید متعالی[۲]، تابع تولید دبرتین[۳]، تابع تولید زلنر- ریواکر[۴]، تابع تولید ترانسلوگ[۵] و تابع تولید لئونتیف[۶] برخی از این توابع هستند (حسین زاد و سلامی، ۱۳۸۳).

اما برآورد تابع تولید با هریک از اشکال فوق همواره با مشکلاتی همراه است که در تمامی این توابع به چشم می‌خورد. یکی از این مشکلات، مساله انتخاب[۷] و مشکلاتی که از رابطه میان شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده و تصمیم به تعطیلی بنگاه (یا تصمیم به تعدیل تولید) ناشی می‌شود. توجه به این نکته بسیار حائز اهمیت است که شوک‌های بهره‌وری به طور قطع در تصمیمات بنگاه‌های تولیدی تاثیر مستقیمی دارد و سطح تولید را تحت تاثیر قرار می‌دهند ولی این شوک‌های بهره‌وری در مطالعات اقتصادسنجی متداول وارد نمی‌شود. مساله مهم دیگری که وجود دارد، مساله همزمانی[۸]است که از رابطه میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها و به هنگام تعیین سطح بهینه نهاده‌ها از سوی بنگاه‌ها ایجاد می‌شود. در حقیقت بنگاه به هنگام مشاهده شوک‌های مثبت بهره‌وری، میزان استفاده از نهاده‌ها را افزایش می‌دهند و اینجاست که برآوردگر حداقل مربعات معمولی نمی‌تواند برآوردهای بدون‌تورشی از پارامترهای تابع تولید ارائه کند (اولی و پاکس، ۱۹۹۶). اما استفاده از روش‌های شبه‌پارامتریک و ناپارامتری تلاشی است در این جهت که بتوان عوامل موثری که به صورت پارامتری و صریح در رگرسیون وارد نمی‌شود (همانند شوک‌های بهره‌وری)، را وارد محدوده تحلیل نمود. در این پژوهش، پس از مقدمه، سابقه پژوهش در خصوص برآورد تابع تولید، استفاده از روش‌های ناپامتری و روش‌های شبه‌پارامتریک ارائه می‌شود و سپس مبانی نظری روش شبه‌پارامتریک ارائه خواهد شد. در ادامه به منظور ارائه یک مورد مطالعاتی کاربردی از روش شبه‌پارامتریک تبیین‌شده در قسمت قبلی، به برآورد تابع تولید محصول گوجه فرنگی استان‌های منتخب پرداخته می‌شود و در نهایت نتایج برآورد مدل با استفاده از روش‌های متداول (حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی) و نیز روش شبه‌پارامتریک ارائه خواهد شد و برتری‌های تئوریک و کاربردی این روش بر روش‌های متداول برآورد ارائه خواهد شد.

در خصوص برآورد تابع تولید محصولات کشاورزی و کارایی عوامل موثر بر تولید در زمینه‌های مختلف، تاکنون پژوهش‌های گوناگونی صورت گرفته است که برای نمونه به برخی از آنها اشاره می‌شود. مظهری (۱۳۸۷) بهره وری کلی و جزئی برای محصول گوجه فرنگی را با استفاده از شاخص ترنکویست- تیل در سطح استان خراسان رضوی اندازه گیری و مورد بررسی قرار داده‌است. در همین راستا نتایج به دست آمده نشان می دهد که شاخص مقداری کل نهاده ها برای محصول گوجه فرنگی، رشد متوسطی معادل ۳۳/۱۸ درصد در سال داشته است. از طرف دیگر شاخص مقداری ستانده نیز برای همین محصول دارای رشد متوسط سالانه ای برابر با ۲۲/۰۶ درصد بوده است.

---

۱ Constant elasticity of substitution

۲ Transcendental

۳ Debertin

۴ Zellner- Revaker

۵ Translog

۶ Leontief

۷ Selection problem

۸ Simultaneity problrm

عادلی ساردوئی و همکاران (۱۳۸۷) تابع تولید انعطاف پذیر گوجه فرنگی شهرستان جیرفت را برآورد کرده و مصرف اقتصادی نهاده ها را بررسی کرده‌است. نتایج برآورد تابع نشان داد که چهار نهاده کود شیمیائی، بذر، سطح زیر کشت و نیروی کار اثر معنی دار بر فرایند تولید دارند. همچنین نتایج برآورد کشش تولید نهاده های فوق نشان داد که نهاده های کودشیمیائی و نیروی کار در ناحیه سوم تولید یا همان ناحیه غیراقتصادی تولید مصرف می گردند و دو نهاده بذر و سطح زیر کشت در ناحیه اقتصادی تولید مصرف می گردد.

در پژوهش دانشور کاخکی و همکاران (۱۳۸۷) شاخص های بهره وری جزئی و بهره وری 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 گرفته‌است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که طی دوره زمانی هفت ساله، شاخص مقدار نهاده ها برای محصول گوجه فرنگی رشد متوسطی معادل ۰,۰۲۲ در سال داشته است. همچنین شاخص مقداری ستانده برای محصول ذکر شده دارای رشد متوسط سالانه ای برابر با ۱,۶۶ بوده است.

در مطالعه خاکسار آستانه و همکاران (۱۳۸۷) ابتدا بهره وری کل عوامل تولید گوجه فرنگی در شهرستان مشهد از شاخص ترنکوئیست-تیل محاسبه شده است. سپس تاثیر عوامل موثر براین شاخص از جمله تحصیلات بهره بردار، سابقه کار بهره بردار، سطح زیر کشت، نوع نیروی کار(استخدامی– خانوادگی)، نوع مالکیت زمین(مالک و غیرمالک)، میزان تسهیلات دریافتی از بانک، بیمه و تعداد ساعات شرکت در کلاس های آموزشی ترویجی مورد بررسی قرار گرفته شده است. نتایج نشان داد در اکثر واحدهای بهره برداری مورد مطالعه شاخص بهره وری کل عوامل بزرگتر از شاخص بهره وری واحد مرجع بوده است. به عبارت دیگر در ۶۷ درصد از واحدهای بهره برداری منتخب در شهرستان مشهد شاخص بهره وری کل عوامل بزرگتر از عدد یک و در ۳۳ درصد آنها مقدار این شاخص کوچکتر از عدد یک می باشد. برآورد مدل بهره وری نیز حاکی از آن است که به ترتیب متغیرهای سطح زیرکشت، سابقه کار، نوع نیروی کار، نوع مالکیت زمین، آموزش و تسهیلات بانکی بیشترین تاثیر را بر بهره وری کل عوامل تولید گوجه فرنگی داشته اند.

رفعتی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنبه کاران شهرستان گرگان با استفاده از روش پارامتریک پرداخته‌اند. داده ها و اطلاعات مورد نیاز مطالعه از بین ۱۸۰ پنبه کار در شهرستان گرگان با استفاده از روش نمونه گیری سیستماتیک تصادفی جمع آوری شده در همین راستا با برآورد تابع تولید مرزی تصادفی، میزان کارایی فنی پنبه کاران محاسبه و در ادامه تابع هزینه مرزی پنبه کاران تخمین زده شده‌است. نتایج تخمین تابع تولید مرزی تصادفی پنبه کاران در شهرستان گرگان بیانگر اثر معنی دار و مثبت متغیرهای سطح زیرکشت پنبه، ماشین آلات، نیروی کار، میزان مصرف کود شیمیایی و تعداد دور آبیاری بر تولید پنبه است. در تابع عدم کـارایـی فنی تولیدکنندگان پنبه نیز متغیرهای سطح تحصیلات و شرکت در کلاسهای ترویجی و آموزشی اثر منفی نشان دادند. اما متغیر تعداد قطعات زمین بر ناکارایی فنی پنبه کاران اثر مثبت و معنادار دارد. نتایج محاسبه انواع کارایی نشان داد که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی بهره برداران نمونه به ترتیب ۸۵، ۹۰ و ۷۷ درصد می باشد.

مرادی شهربابک (۱۳۹۰) به منظور بررسی کارایی تولیدکنندگان بادام شهرستان سیرجان، تابع تولید مناسب را برآورد نموده و سپس به برآورد سیستمی تابع مرزی تصادفی پرداخته است و نهایت با استفاده از قضیه دو گانگی، تابع هزینه مرزی از تابع تولید مرزی استخراج و میزان کارایی اقتصادی بهره برداران محاسبه گردیده‌است. نتایج نشان می دهد که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی بهره برداران به ترتیب ۶۹، ۶۴ و ۴۴ درصد می باشد.

شیرین بخش و نصابیان (۱۳۸۲) کارایی اقتصادی، فنی وتخصیص گندم را محاسبه نموده‌اند و برای محاسبه کارایی فنی و اقتصادی با استفاده از روش کمترین مجذورات تصحیح شده(cols) تابع تولید مرزی قطعی و تابع هزینه بنلد مدت را تحت شرایط کمینه‌سازی هزینه، برآورد کرده‌اند و کارایی تخصیصی را از تقسیم کارایی اقتصادی بر کارایی فنی به دست آورده‌اند. همان گونه که نتایج این طرح نشان می‌دهد، تمام واحدهای تولید کننده گندم در استان خراسان دارای کارایی اقتصادی پایین است که این امر، به کارایی فنی پایین آنها مربوط می‌گردد.

حسین‌زاد و سلامی (۱۳۸۳) اثر انتخاب نوع تابع تولید بر مقادیر برآورد شده پارامترهای ساختاری و اهمیت دقت در انتخاب صحیح تابع برای جلوگیری از استنباط‌های نادرست از نتایج مطالعات تجربی را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این باره ابتدا تعدادی از فرمهای انعطاف پذیر و انعطاف ناپذیر به عنوان تابع تولید گندم برآورد شده‌است. سپس ارزش اقتصادی نهاده آب با استفاده از پارامترهای برآورد شده توابع مذکور محاسبه گردیده‌است. مقایسه ارزش اقتصادی آب بر اساس الگوی تابع تولید برتر، که با استفاده از معیارها و آزمونهای اقتصادسنجی صورت گرفته است.

در مطالعات داخلی در خصوص استفاده از روش‌های ناپارامتری نیز پژوهش‌هایی صورت گرفته است که در ادامه برخی از آن‌ها اشاره می‌کنیم. در مطالعه ابونوری و تاجدین (۱۳۸۳)، ضمن تبیین روش‌های پارامتریک، شبه پارامتریک و ناپارامتریک، اثر تورم بر بیستکهای مختلف و نابرابری توزیع هزینه در ایران به صورت ناپارامتریک، طی سال های ۸۰-۱۳۵۰ برآورد شده است و نتایج حاصل، حاکی از آن است که تغییرات نسبی قیمتها در مناطق شهری تا انتهای سال ۱۳۵۹ موجب کاهش نابرابری شده است.

زراء نژاد و یوسفی حاجی آباد (۱۳۸۸) با دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک به برآورد کارایی فنی تولید گندم در استان های مختلف ایران پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از رهیافت پارامتریک نشان می دهد که میانگین کارآیی تولید گندم در ایران دوره مورد بررسی ۰/۵۷ بوده است ولی نتایج حاصل از مدل ناپارامتریک حاکی از این است که میانگین کارآیی فنی در همین دوره به میزان ۰/۸۴ بوده است.

در پژوهش ترکمانی و وزیرزاده (۱۳۸۶) حق بیمه منصفانه، در یک طرح بیمه ی منطقه ای، برای محصول گندم در مهمترین استان های تولید کننده این محصول، با روش آماری ناپارامتریک، محاسبه شده و رابطه آن با ضریب تغییرات عملکرد، به عنوان معیاری برای اندازه گیری نوسانات عملکرد، مورد بررسی قرار گرفته است.

مجرد و همکاران (۱۳۸۸) به معرفی راه کار ناپارامتریک تصادفی در تخمین کارایی فنی پرداخته و کارایی فنی واحدهای مرغداری منطقه سیستان با استفاده از این روش تصادفی تعیین نموده‌اند.

در مطالعه رحیمی و صادقی (۱۳۸۳) عوامل موثر بر کارایی و اقتصاد مقیاس طرح های مرتعداری در ایران با استفاده از رهیافت های پارامتری و ناپارامتری مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های بررسی تطبیقی رهیافت‌ها حاکی است که هر دو رهیافت دارای قابلیت‌های خاصی هستند و بروز نتایج متناقض محتمل است.

اما در خصوص استفاده از روش‌های شبه‌پارامتریکک در مطالعات داخلی، تنها یک مطالعه کاربردی وجود دارد که توسط کردبچه (۱۳۹۰) و به منظور تعیین عوامل ناکارایی در نظام بانکی ایران انجام شده‌است. کردبچه اشاره می‌کند که در طول دو دهه اخیر مطالعات کاربردی بسیاری برای ارزیابی دلایل ناکارایی در صنایع مختلف از یک روش شبه پارامتری دو مرحله ای موسوم به مدل توبیت استفاده نموده اند. اما کاربرد این روش برای نمونه های کوچک به دلیل امکان وجود تورش در نتایج آن، اخیرا مورد انتقاد بوده است. در مقابل یک روش دو مرحله ای شبه پارامتریک بوت استرپ شامل دو الگوریتم منفرد و مضاعف را برای حل این مشکل ارائه نموده اند که این دو الگوریتم، تخمین های استوار و سازگاری را ارائه می نمایند. به علاوه، الگوریتم مضاعف تخمین های تورش زدایی شده از کارایی را نیز فراهم می کند. یافته های این تحقیق، نتایج سیمار و ویلسون (۲۰۰۷) مبنی بر وجود تورش در نتایج روش رایج دو مرحله ای توبیت را تایید می کند. به بیان دقیق تر، الگوریتم مضاعف نسبت به الگوریتم منفرد نتایج کاملا متفاوتی را از تخمین ها و استنتاج آماری نشان می دهد که این خود وجود تورش و همبستگی سریالی را به عنوان یک مساله مهم در روش دو مرحله ای توبیت تایید می کند.

در میان مطالعات خارجی نیز دوئیل (۲۰۰۴)، فان و همکاران (۱۹۹۶) و موس و اسمیتز (۲۰۰۶) به بررسی تئوریک روش‌های شبه‌پارامتریکک و ویژگی‌های آن می‌پردازند. مارتینز و همکاران (۲۰۰۶) اثر تخفیف‌های موقتی خرده‌فروشی بر میزان فروش فروشنده‌های ارائه دهنده نشان‌های تجاری مختلف را مورد بررسی قرار می‌دهند و نتایج نشان می‌دهد که ارائه تخفیف در نشان‌های تجاری دارای کیفیت و قیمت بالا، نسبت به نشان‌های تجاری دارای کیفیت و قیمت پایین‌تر، تاثیر بیشتری بر فروش کالا دارد.

یاسار و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی بهره‌وری عوامل تولید در بنگاه‌های آمریکایی جنوبی در دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۲ می‌پردازند و با استفاده از رگرسیون شبه پارامتریک چنین نتیجه‌گیری می‌کنند که استفاده از روش شبه پارامتریک، تفاوت‌های معناداری با روش اثرات ثابت و حداقل مربعات معمولی دارد و نتایج بدون‌تورشی را ارائه می‌کند.

اوسال و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از رگرسیون شبه‌پارامتریک و مدل‌های شبه‌خطی تعمیم‌یافته به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بحران مالی در کشورهای توسعه یافته می‌پردازد که نتایج نشان می‌دهد که در سال‌های پس از بحران مالی، میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کاهش پیدا می‌کند.

با توجه به آنچه در ادبیات پژوهش بیان شد، تا کنون تلاشی در خصوص برآورد بدون تورش سهم نیروی کار و سرمایه در تابع تولید محصولات کشاورزی انجام نشده‌است و تمامی پژوهش‌های پیشین از روش‌های سنتی مثل حداقل مربعات معمولی استفاده نموده‌اند که با توجه به وجود پویایی‌های مشاهده نشده در بهره‌وری عوامل تولید، نمی‌توان این نتایج را قابل اتکا دانست. به علاوه استفاده از رویکرد داده‌های پانلی نیز در برآورد توابع تولید، مورد غفلت جدی واقع شده‌است. به همین جهت در این پژوهش، ضمن مدل‌سازی پویایی‌های مشاهده نشده بهره‌وری، از یک روش شبه‌پارامتریک برای برآورد تابع تولید استفاده می‌شود تا ضمن ایجاد یک تصویر جامع و دقیق از تابع تولید گوجه فرنگی در استان‌های ایران (در چارچوب داده‌های پانلی)، برآورد بدون‌تورشی از عوامل تولید (به ویژه نیروی کار و سرمایه فیزیکی) ارائه گردد و از این طریق اطلاعاتی صحیح و دقیق برای سیاستگذاری، در اختیار تصمیم‌گیران بخش کشاورزی قرار گیرد.

در یک تحلیل در مقیاس داده‌های تابلویی مربوط به بنگاه‌های تولیدی مختلف، برای دستیابی به برآوردهای سازگار از پارامترهای تابع تولید، لازم است که به دو مساله توجه کافی مبذول داشته شود (اولی و پاکس، ۱۹۹۶): معضل اول، مساله انتخاب[۱] و مشکلاتی که از رابطه میان شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده و تصمیم به تعطیلی بنگاه (یا تصمیم به تعدیل تولید) ناشی می‌شود. اگر سوددهی یک بنگاه، ارتباط مستقیمی با انباشت سرمایه بنگاه داشته باشد، آنگاه احتمال حضور در بازار و تداوم سطح تولید بنگاهی که انباشت سرمایه فیزیکی بیشتری دارد، به هنگام مواجهه با شوک‌های منفی بهره‌وری، نسبت به بنگاهی که انباشت سرمایه کمتری دارد، بیشتر است. رابطه منفی میان انباشت سرمایه و احتمال خروج از بازار یا تعدیل سطح تولید بنگاه که به هنگام بروز شوک‌های منفی بهره‌وری به وضوح نمایان می‌شود، باعث می‌شود که پارامترهای مربوط به سرمایه به سمت پایین تورش‌دار شوند. توجه به این نکته بسیار حائز اهمیت است که شوک‌های بهره‌وری به طور قطع در تصمیمات بنگاه‌های تولیدی تاثیر مستقیمی دارد و سطح تولید را تحت تاثیر قرار می‌دهند ولی این شوک‌های بهره‌وری در مطالعات اقتصادسنجی متداول وارد نمی‌شود و علت اصلی این امر نیز عدم امکان محاسبه و ورود پارامتری آن به رگرسیون‌های محاسباتی است. اما استفاده از روش‌های شبه‌پارامتریک و ناپارامتری تلاشی است در این جهت که بتوان عوامل موثری که به صورت پارامتری و صریح در رگرسیون وارد نمی‌شود (همانند شوک‌های بهره‌وری)، را وارد محدوده تحلیل نمود (اولی و پاکس، ۱۹۹۶).

بر اساس مطالعه گریلینچ (۱۹۵۷)، معضل دوم مساله همزمانی[۲]است که از رابطه میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها و به هنگام تعیین سطح بهینه نهاده‌ها از سوی بنگاه‌ها ایجاد می‌شود. در حقیقت بنگاه به هنگام مشاهده شوک‌های مثبت بهره‌وری، میزان استفاده از نهاده‌ها را افزایش می‌دهند و اینجاست که برآوردگر حداقل مربعات معمولی نمی‌تواند برآوردهای بدون‌تورشی از پارامترهای تابع تولید ارائه کند، چون قادر نیست شوک‌های مشاهده‌نشده مثبت بهره‌وری را در محاسبات خود وارد کند. البته تنها در صورتی که بتوان شوک‌های مشاهده‌نشده بهره‌وری بنگاه را در طول زمان تغییرناپذیر دانست، آنگاه برآوردگر اثرات ثابت[۳] معضل همزمانی را برطرف می‌کند. گذشته از اینکه در صحت چنین فرضی می‌توان تردید کرد ولی هم‌چنان مساله

---

[۱] Selection problem

[۲] Simultaneity problrm

[۳] Fixed effect

انتخاب باقی می‌ماند. روش‌های دیگری نیز مثل روش متغیرهای ابزاری برای کنترل تورش برآورد پارمترهای تابع تولید ارائه شده‌است که از آن جمله می‌توان به 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) اشاره کرد که با توجه به وجود معضل انتخاب در برآورد تابع تولید و نیز رویکرد شبه‌پارامتریک پژوهش حاضر، از دامنه مدل‌سازی این پژوهش خارج است.

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

وجود این دو مساله در تصمیمات بنگاه‌ها باعث می‌شود که برآوردگرهای سنتی مثل حداقل مربعات، نتایج تورش‌داری را در مورد پارامترهای اجزای تولید ارائه کنند (لوینسون و پترین، ۲۰۰۳). اولی و پاکس (۱۹۹۶) یک برآوردگر شبه‌پارامتریک برای برآورد پارامترهای تابع تولید ارائه کردند که تورش ناشی از دو مساله انتخاب و همزمانی را کنترل می‌کند و پارامترهایی سازگار از تابع تولید ارائه می‌کند و در نتیجه برآوردهای مربوط به بهره‌وری از قابلیت اتکای لازم برخوردار خواهند بود. بر اساس فرض اصلی این برآوردگر، تنها یک متغیر وضعیت مشاهده‌نشده[۱] وجود دارد که در یک نقطه زمانی موجب تغییر در رفتار بنگاه می‌شود و مساله همزمانی با استفاده از سرمایه‌گذاری به عنوان یک متغیر جانشین برای شوک‌های مشاهده‌نشده بهره‌وری که در طول زمان نیز متغیر هستند، حل خواهد شد و مساله انتخاب نیز با استفاده از محاسبه احتمال بقا[۲]در بازار برطرف خواهد شد.

مواد 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 مثل نیروی کار و مواد اولیه را همچون گذشته در سطح بهینه تقاضا کند و میزانی از سرمایه‌گذاری ($\mathbf{I_{it}}$) را نیز به چرخه تولید خود اضافه کند. در حالت دوم، بنگاه سود خود را منوط به متغیرهای وضعیت آغاز دوره می‌داند که شوک بهره‌وری (Ω_{it}) و انباشت سرمایه (K_{it}) هستند. فرض بر این است که بهره‌وری انتظاری پیش‌بینی نشده، تابعی است از بهروری جاری و انباشت سرمایه ($E[\Omega_{i,t+1}|\ \Omega_{it}, K_{it}]$) و سود بنگاه تابعی از K_{it} و Ω_{it} است و فرض می‌کنیم که عمر حضور بنگاه در بازار را در تحلیل سود نقشی ندارد. بر این اساس بنگاه به دنبال حداکثرسازی ارزش انتظاری تنزیل‌شده سود خالص آینده است، بنابراین تابع سود بنگاه را به این صورت داریم (اولی و پاکس، ۱۹۹۶، ص۱۲۷۲):

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

در رابطه (۱)، $\Pi_{it}(.)$ تابع سود را نشان می‌دهد و $C(.)$ هزینه سرمایه‌گذاری جاری، ρ عامل تنزیل و $E[.|J_{it}]$ عملگر انتظارات بنگاه مشروط به داشتن اطلاعات استJ_{it} در زمان t است. رابطه (۱) نشان می‌دهد که اگر در صورتی که Φ از میزان سود انتظاری تنزیل‌شده کمتر باشد بنگاه سطح تولید خود را کاهش نمی‌دهد و از بازار خارج نمی‌شود. بر اساس پژوهش مشابه اریکسون و پاکس (۱۹۹۵) نتیجه بهینه‌یابی رابطه (۱) به استراتژی تعادلی مارکوف منتهی می‌شود که قواعد نحوه حضور بنگاه را تعیین می‌کند. با فرض اینکه متغیر وضعیت شوک بهره‌وری (Ω_{it}) از روند مارکوف درجه اول تبعیت کند، در صورتی

[۱] Unobserved state variable

[۲] survival probabilities

که بهره‌وری بنگاه از یک مقدار 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 ($\chi_{it} = 0$):

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

بنابراین تصمیم بنگاه برای مواجهه با شوک بهره‌وری به مساله افزایش انباشت سرمایه و ایجاد سرمایه‌گذاری جدید تبدیل خواهد شد که این مساله به دو عاملِ وضعیت، بستگی خواهد داشت:

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

تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه دلالت دارد بر اینکه بهره‌وری آینده به دلیل شوک بهره‌وری کنونی، افزایشی خواهد بود. بنابراین بنگاهی که یکی شوک بهره‌وری بزرگ مثبت را در دوره t تجربه می‌کند، سرمایه‌گذاری بیشتری را در دوره بعدی 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 تولید دست یافت. این تابع تولید شامل متغیرهای نهاده‌ای و شوک‌های بهره‌وری می‌شود:

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

به پیشنهاد اولی و پاکس (۱۹۹۶)، تکنولوژی تابع تولید را به صورت کاب-داگلاس در نظر می‌گیریم و خواهیم داشت:

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

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

که در روابط فوق y_{it} لگاریتم تولید بنگاه i در دوره t است و l_{it} لگاریتم نیروی کار، m_{it} لگاریتم مواد اولیه و k_{it} لگاریتم نهاده‌های سرمایه‌ای تولید است. Ω_{it} عبارت است از شوک بهره‌وری‌ای که توسط بنگاه‌ها مشاهده می‌شود و در تصمیمات تولیدی بنگاه تاثیر می‌گذارد ولی توسط پژوهشگران اقتصادسنجی وارد محاسبات رگرسیونی نمی‌شود؛ ولی η_{it} شوک بهره‌وری مشاهده‌نشده‌ای است که توسط هر دوی بنگاه‌های و پژوهشگران اقتصادسنجی مشاهده می‌شود و در تحلیل‌ها وارد می‌شود. بنابراین Ω_{it} متغیر وضعیتی است که در روند تصمیم‌گیری بنگاه تاثیر اساسی دارد و η_{it} تاثیری بر تصمیمات بنگاه ندارد (اولی و پاکس، ۱۹۹۶).

با توجه به آنچه پیش از این بدان اشاره شد، روش‌های برآورد متداول مثل حداقل مربعات و اثرات ثابت، برآوردهای ناسازگار و تورش‌داری از پارمترهای تابع تولید ارائه می‌دهند ولی برآوردگر شبه‌پارامتریک اولی و پاکس با در نظر گرفتن دو مساله انتخاب و همزمانی، برآوردهایی سازگار و بدون‌تورش ارائه می‌کنند. روش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس ابتدا با استفاده از قاعده تصمیم‌گیری بنگاه در خصوص سرمایه‌گذاری (رابطه (۲))، همبستگی میان جزء خطا و نهاده‌ها را کنترل می‌کند، چون بر اساس مطالعه پاکس (۱۹۹۴)، بهره‌وری آینده نسبت به Ω_{it} اکیدا صعودی است و بنگاه‌ها به هنگام مشاهده شوک بهره‌وری مثبت در دوره t، سرمایه‌گذاری را افزایش خواهند داد. مشروط به اینکه I_{it} تابعی اکیدا صعودی باشد، می‌توانیم تابع معکوس شوک مشاهده‌نشده که نسبت به I_{it} اکیدا صعودی است را، به این صورت بنویسیم:

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

اکنون این تابع را می‌توان برای کنترل مساله همزمانی مورد استفاده قرار داد. با جایگزین کردن روابط (۷) و (۶) در رابطه (۵) خواهیم داشت:

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

که در رابطه (۸) داریم: $\Phi(i_{it}, k_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + h(I_{it}, K_{it})$. می‌توان با استفاده از سری چندجمله‌ای درجه دوم، مقدار تقریبی $\Phi(.)$ را نسبت به مقادیر سرمایه و سرمایه‌گذاری محاسبه کرد و رابطه (۸) را به یک رگرسیون خطی

جزئی[1] تبدیل نمود که این رابطه یک «مدل رگرسیونی شبه‌پارامتریک» است و با شرایط کنونی برای برآورد آن با روش حداقل مربعات معمولی، مشکلی وجود ندارد (انگل و همکاران، ۱۹۸۶؛ رابینسون (۱۹۸۸)). با برآورد رابطه (۸) می‌توان به ضرایب سازگاری دست یافت، چون $\Phi(.)$ بهره‌وری مشاهده‌نشده را کنترل می‌کند و بنابراین همبستگی میان جزء خطا و نهاده‌ها وجود نخواهد داشت.

اما با برآورد رابطه (۸)، نمی‌توان پارامتر β_k را تخمین زد. بنابراین لازم است که در مرحله دوم برای کنترل تورش ناشی از انتخاب، احتمال بقا در بازار برآورد شوند. با توجه به قاعده تصمیم‌گیری بنگاه برای سرمایه‌گذاری (رابطه (۲))، 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 دوره t به سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه در دوره t-1 و نیز $\Omega_{i,t-1}$ و $\underline{\Omega}_{i,t-1}$ بستگی خواهد داشت. بر همین اساس، احتمال بقا در بازار با استفاده از یک مدل پروبیت ارزیابی خواهد شد که در آن χ_{it} روی $K_{i,t-1}$ و $I_{i,t-1}$ و همچنین توان دوم این متغیرها و ضرب آنها در یکدیگر رگرس می‌شود. البته می‌توان برای انجام مرحله دوم، از برآوردگر کرنال نیز استفاده کرد و برآوردهای آن تفاوت چندانی با نتایج روش پروبیت ندارد. احتمالات پیش‌بینی‌شده در این مدل را $\hat{P}_{it}$ می‌نامیم.

در مرحله سوم، معادله زیر را با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد می‌کنیم:

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

از آنجایی که در رابطه (۹)، تابع $g(.)$ است، لذا مقدار تقریبی آن را با استفاده از چندجمله‌ای درجه دوم و بر اساس مقادیر $\hat{P}_{it}$ و $\hat{\Phi}_{t-1} - \beta_k k_{i,t-1}$ محاسبه می‌کنیم (اولی و پاکس، ۱۹۹۶).

به پیشنهاد اولی و پاکس (۱۹۹۶)، تکنولوژی تابع تولید را به صورت کاب-داگلاس در نظر می‌گیریم و خواهیم داشت:

$$Q = A(M^{\beta_m})(LABOR^{\beta_l})(W^{\beta_w})(SEED^{\beta_s})(PO^{\beta_p})(FER^{\beta_f}) \qquad (۱۰)$$

که لگاریتم طبیعی بدون ضریب ثابت رابطه (۱۰) به این صورت خواهد بود:

$$q = \beta_m(m) + \beta_l(labor) + \beta_w(w) + \beta_s(seed) + \beta_p(po) + \beta_f(fer) \qquad (۱۱)$$

متغیر q متوسط وزن تولید ناخالص محصول اصلی در یک هکتار در واحد سطح (مقدار به کیلوگرم)، متغیر w متوسط میزان آب مصرفی از منابع رودخانه، چشمه، قنات، چاه آرتزین، چاه سطحی، چاه نیمه عمیق، چاه عمیق، برکه (استخر) و سد (کانال)[2] در یک هکتار (مقدار به متر مکعب)، متغیر seed متوسط میزان نهادهای بذر (مقدار به کیلوگرم) مصرف شده در یک هکتار از مزارع گوجه‌فرنگی‌آبی، متغیر fer متوسط میزان کود شیمیایی پتاسه، ازته، فسفاته و سایر (مقدار به کیلوگرم) مصرف شده در یک هکتار، متغیر po متوسط میزان سموم قارچ‌کش، حشره‌کش، علف‌کش و سایر)(مقدار به کیلوگرم) مصرف شده در یک هکتار، متغیر labor متوسط تعداد نفر-روز کار عملیات‌های آبیاری، بذر پاشی، بذر کاری و نشا کاری، تهیه خزانه، کود پاشی، کرت‌بندی- مرز کشی، نهرکشی و فاروزنی، تسطیح نسبی، دیسک و شخم در یک هکتار و متغیر m متوسط میزان استفاده از ماشین آلات در سطح عملیات‌های آبیاری، بذر پاشی، بذر کاری و نشا کاری، تهیه خزانه، کود پاشی، کرت‌بندی- مرز کشی، نهر کشی و فاروزنی، تسطیح نسبی، خرمن کوبی، درو یا برداشت، سمپاشی سله شکنی، دیسک و شخم در یک هکتار از مزارع گوجه‌فرنگی‌آبی به تفکیک استان را نشان می‌دهد که به عنوان متغیر سرمایه فیزیکی وارد مدل می‌شود. بدین ترتیب از آنجایی در این پژوهش در برآورد تابع تولید گوجه‌فرنگی، تمامی متغیرها در هر هکتار وارد تحلیل رگرسیونی می‌شوند، لذا مطالعه موردی مربوطه، برآورد تابع عملکرد محصول گوجه‌فرنگی در استان‌های مختلف خواهد بود. لازم به تذکر است که

[1] Partially linear

[2] با توجه به نوع محصول مورد مطالعه (گوجه فرنگی آبی) و نیز محدودیت دسترسی آماری در مورد تعداد دفعات آبیاری به تفکیک استان و محصول در دوره‌های زمانی مورد بررسی، از داده‌های مقدار آب مصرفی در هکتار استفاده شده‌است.

همانگونه که در تبیین روش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس (۱۹۹۶) به تفصیل بدان اشاره شد، در مورد برآورد تابع عملکرد محصولات کشاورزی، مشکلات به وجود آمده ناشی از مسائل همزمانی و انتخاب در کنار امکان تصمیم به خروج از چرخه تولید، حضور جدی و تاثیرگذاری دارند و لزوم مدل‌سازی پویایی‌های بهره‌وری در این حالت امری مشهود و غیرقابل انکار است.

تمای داده‌های مربوطه برای برآورد تابع تولید، به صورت مقادیر لگاریتم طبیعی هزینه نهاده و ستاده مورد استفاده قرار گرفته‌اند تا بتوان شوک‌های بهره‌وری که منجر به تعدیل هزینه‌ای می‌شوند را در مدل وارد کرد. بر اساس پژوهش‌های مشابهی از قبیل موندلاک و همکاران (۲۰۱۲) و لوکروکس و توماس (۲۰۱۱)، از این طریق می‌توان پویایی‌های بهره‌وری را در مدل‌های پانلی همگن و در برآورد تابع عملکرد دخیل نمود[۱]. داده‌ها و اطاعات مورد نیاز برای تمامی متغیرها از اطلاعات سیستم هزینه محصولات زراعی وزارت کشاورزی و آمارنامه کشاورزی وزارت جهاد کشاورزی در سال‌های مختلف، جمع آوری گردیده است. در مورد برخی سال‌ها و استان‌ها نیز، داده‌ها با مراجعات حضوری در دفتر آمار و برنامه‌ریزی اطلاعات معاونت اقتصادی و برنامه-ریزی وزارت جهاد کشاورزی و استفاده ازگزارشات مکتوب حاصل شده‌است.

با توجه به اهداف تحقیق و نوآوری پژوهش در معرفی روش‌های شبه‌پارامتریک و لزوم کنترل پویایی‌های بهره‌وری، لازم است که از تابع تابع تولید با تکنولوژی کاب-داگلاس استفاده شود. با این حال به جهت اهمیت نوع تابع در برآورد تابع تولید در محصولات کشاورزی، بر اساس نتایج مطالعه جامع هیدی و دیلون (۱۹۸۹) در خصوص انواع تابع تولید، دو نوع تابع کاب-داگلاس و متعالی با یکدیگر مقایسه می‌شوند (هیدی، ۱۹۸۹، ص۴۱۳).

برای تشخیص تابع برتر از آزمون F حداقل مربعات مقید استفاده می‌شود که آماره آن به این صورت خواهد بود (گجوراتی، ۱۳۸۵، ص۵۸۷-۵۸۹):

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

که در رابطه فوق، R^2_R و R^2_{uR} به ترتیب مقادیر ضریب تعیین بدست آمده در از رگرسیون‌های مقید و غیرمقید هستند و N، K و m به ترتیب تعداد مشاهدات و تعداد پارامترها در رگرسیون غیرمقید و تعداد متغیرهای اضافه شده در مدل غیرمقید هستند. با برآورد تابع به صورت متعالی، میزان R^2_{uR} برابر با ۰/۹۸ خواهد شد و مقدار R^2_R در مدل مقید نیز با توجه به نتایج جدول (۱) برابر با ۰/۷۳ است. با قرار دادن مقادیر مربوطه، آماره F معادل ۱/۷۳ خواهد شد که با مقایسه آن با مقدار جدول در سطح ۵ درصد (F=۲/۱۷)، F محاسباتی پژوهش، کوچکتر از F جدول خواهد بود (۱/۷۳ < ۲/۱۷). بنابراین مدل مقید و مدل غیرمقید، تفاوت معنی‌داری از لحاظ قدرت توضیح‌دهندگی با هم ندارند و به دلیل اصل قلّت متغیرهای توضیحی، تابع کاب-داگلاس بر تابع متعالی ارجحیت خواهد داشت.

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 گوجه‌فرنگی‌آبی (که با linv نمایش داده می‌شود)، به عنوان متغیر جانشین و از سطح سرمایه فیزیکی ماشین‌آلاتی مورد استفاده در یک هکتار به عنوان متغیر وضعیت در رگرسیون شبه‌پارامتریک استفاده می‌کنیم. سایر متغیرها شامل میزان بذر، سم، نیروی کار و آب به عنوان متغیرهای آزاد خواهند بود و روند زمانی نیز بنا پیشنهاد اولی و پاکس (۱۹۹۶) به عنوان کنترل‌گر روند خواهد بود.

از آنجایی‌که در این پژوهش تابع تولید در هر هکتار مورد بررسی قرار می‌گیرد، بنابراین وارد کردن هزینه زمین در تحلیل صحیح نمی‌باشد، چون میزان تولید به صورت مقداری و با واحد کیلوگرم محاسبه شده است و از جنس هزینه نیست. لذا هزینه هر هکتار زمین نقشی در تکنولوژی تولید ندارد و وارد آن نمی‌شود و تنها حاصل خیزی زمین‌های استانی و وضعیت آب و هوایی و اقلیمی در کمیت و کیفیت تولید محصول موثر بوده است. از آنجایی که تفاوت‌های اقلیمی و آب و هوایی ایران

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

باعث گسترش فعالیت‌های اقتصادی - به تفکیک بخش‌های مختلف – در سطح استان‌ها شده‌است، لذا یکی از مهمترین عوامل رواج فعالیت‌های کشاورزی در برخی استان‌های کشور، وجود اقلیم مناسب در کنار آب و هوای مساعد و زمین متناسب با محصول تولیدی است. از سوی دیگر سیاست‌های حمایتی دولتی نیز به سمت تقویت بخش‌هایی است که از مزیت نسبی برخوردار هستند. از این رو شرایط اقلیمی به عنوان یک عامل موثر غیرقابل مشاهده در تحلیل، با توجه به مقادیر ارائه شده در نتایج اثرات ثابت و اثرات تصادفی مربوط به برآوردگرهای اثرات ثابت و تصادفی قابل اندازه‌گیری است و در قسمت نتایج و بحث ارائه خواهد شد.

به منظور جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب در این پژوهش، مانایی متغیرها نیز مورد بررسی قرار می‌گیرند. ایده اصلی مانا بودن مربوط به ثبات گشتاورهای یک سری زمانی است. سؤال اساسی در مانایی این است که آیا متغیر مورد نظر مستقل از زمان، میانگین، واریانس و کواریانس ثابتی دارد یا خیر؟ اگر این گشتاورها ثابت باشند، آن فراگرد تصادفی، مانا و در غیر اینصورت نامانا‌ست (دیکی و فولر، ۱۹۷۹). آزمون ریشه واحد یکی از آزمون‌های تشخیص مانابودن و یا نامانا بودن یک متغیر است. این آزمون را به صورت زیر طراحی می‌شود (دیکی و فولر، ۱۹۷۹):

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

$$y_t - y_{t-1} = (\rho - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

که در این رابطه، y_t فراگرد تصادفی اصلی است و ρ پارامتر خودهمبستگی مرتبه اول و ε_t نیز جزء اخلال نوف سفید است. در ادامه آزمون مانایی بر روی رابطه (۱۴) که از رابطه (۱۳) بدست آمده است، انجام می‌شود.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

فرضیه صفر این است که نامانایی وجود ندارد و فرضیه مقابل پذیرش مانایی سری مربوطه است. در مورد داده‌های پانلی برای بررسی مانایی از روش ایم و همکاران (۲۰۰۳) در کنار روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته[۱] استفاده می‌شود و برای بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی[۲] در داده‌های پانلی از روش پدرونی (۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) استفاده می‌شود (مادالا و وو، ۱۹۹۹). در این میان آزمون پدرونی از اهمیت بیشتری در میان سایرین برخوردار است، زیرا پدورنی چندین آزمون برای هم‌انباشتگی ارائه کرده‌است که در آن‌ها عرض از مبداها و ضرایب روندی ناهمگنی برای ضرایب روندی مربوط به مقاطع در نظر گرفته می‌شود (پدرونی، ۲۰۰۴ و ۱۹۹۹). به همین دلیل در این پژوهش از تنها از آزمون پدرونی برا ارزیابی وجود روابط هم‌انباشتگی استفاده می‌شود.

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 آذربایجان شرقی، اصفهان، تهران، زنجان، سمنان، قزوین، مرکزی، بوشهر، فارس، خوزستان، کرمان، خراسان، کردستان و گلستان و برای سالهای زراعی ۷۹-۱۳۷۸ تا ۸۷-۱۳۸۶ (۹سال) شکل گرفته است[۳]. برنامه نویسی مدل پژوهش با استفاده از نرم افزارهای Stata/SE 11.1 و EViews7 انجام شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

نتایج و بحث

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

---

[۱] Augmented Dickey – Unit Root Test (ADF)

[۲] Cointegration relation

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

نمودار متغیرهای مدل، نشان از وجود ریشه واحد در این متغیرها دارد. برای بررسی دقیق‌تر وجود ریشه واحد متغیرها از روش لوین و همکارن (۲۰۰۲) و آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون که بر روی تک تک متغیرهای مدل انجام شده‌است (جداول ۱و ۲) نشان می‌دهد که تمام متغیرها I(۱) هستند و با یک بار تفاضل گیری مانا خواهند شد. سیمز(۱۹۸۰) و سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آن‌ها را در سیستم وارد کرد. بنابراین به سراغ روابط هم‌انباشتگی می‌رویم. نتایج آزمون پدرونی (۲۰۰۴) با تمامی آماره-های PP و ADF موزون و غیرموزون و نیز نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که در تمامی سطوح معنی-داری، فرضیه صفر عدم وجود رابطه همجمعی رد می‌شود و می‌توان متغیرها را در سطح وارد مدل کرد.

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

سپس به دلیل ماهیت ترکیبی داده‌ها، آزمون ترکیب‌پذیری[1] انجام می‌شود که این آزمون امکان ترکیب‌پذیری داده‌ها در مقاطع را با وجود ۲۰ استان در مقاطع داده‌های ترکیبی رد می‌کند. سپس با حذف تعدادی از استان‌ها از مجموعه داده‌ها و آزمون ترکیب‌های مختلف، آزمون ترکیب‌پذیر امکان ترکیب داده‌های ۱۴ استان را تایید می‌کند.

پس از انجام آزمون‌های مقدماتی، برای تعیین یک‌طرفه بودن یا دوطرفه بودن اثرات در داده‌های تابلویی از آزمون های بروش-پاگان[2]، آزمون F و آزمون نسبت راستنمایی (LR) استفاده می‌کنیم که وجود اثرات دوطرفه زمان و مکان در آزمون‌های F، نسبت راستنمایی و آزمون بروش- پاگان تایید می‌شود یا به عبارت بهتر این سه آزمون عدم وجود اثرات زمانی و مکانی را رد می‌کنند. هنگامی که متغیر گروهی زمان باشد، مقدار آماره کای دو با درجه آزادی یک، در آزمون نسبت راستنمایی برابر با ۳/۴ و ارزش احتمال ۰/۰۳ و مقدار آماره کای دو آزمون بروش-پاگان ۳/۱۰ و ارزش احتمال ۰/۰۷ خواهد شد. لذا عدم وجود اثرات یک‌طرفه زمان در هر دو آزمون رد خواهد شد. از سوی دیگر هنگامی که متغیر گروهی مکان باشد، مقدار آماره کای دو با درجه آزادی یک در آزمون نسبت راستنمایی برابر با ۱۹/۶۳ و ارزش احتمال ۰/۰۰ و مقدار آماره کای دو آزمون بروش-پاگان ۳۳/۱۸ و ارزش احتمال ۰/۰۰ خواهد شد. لذا عدم وجود اثرات یک‌طرفه مکان 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، مقدار آماره کای دو با درجه آزادی ۶، برابر با ۱/۱۳ می‌شود که نشان از وجود اثرات تصادفی در داده‌های مدل پژوهش دارد. از سوی دیگر، از آنجایی که ماهیت داده‌های پژوهش به صورت همه‌شماری نبوده و تمامی افراد را شامل نمی‌شود، دلیل دیگری است بر اینکه اثرات موجود در داده‌های مدل از نوع تصادفی است. با این حال نتایج مدل اثرات ثابت دوطرفه نیز ذکر می‌شود تا بتوان مقایسه لازم در مورد پارامترهای برآوردشده را انجام داد.

نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱۱) به روش‌های اثرات ثابت ، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی در جدول ۱ و آزمون فروض کلاسیک خطی نیز در پیوست ۱ ارائه شده است که نتایج آزمون فروض کلاسیک خطی، نشان از برقراری تمامی فروض کلاسیک است. مقدار اثرات ثابت و تصادفی مقاطع در جدول ۲ و نتایج حاصل از برآورد مدل در رگرسیون شبه‌پارامتریک و با روش اولی و پاکس (۱۹۹۶) در جدول ۳ ارائه شده‌است.

نتایج حاصل از برآورد مدل به سه روش اثرات ثابت، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی، نشان می‌دهد که نیروی کار در هر سه روش رابطه معنی‌داری با تولید دارد. ضرایب مربط به نهاده‌های تولید نیز مثبت است ولی به جز مقدار سم مصرفی که در روش‌های حداقل مربعات و اثرات تصادفی معنیدار است، سایر نهاده‌ها از معنی‌داری لازم برخوردار نیستند. سرمایه نیز بنا به برآورد هر سه مدل، تاثیر معنی‌داری بر تولید ندارد. در این میان روش اثرات تصادفی که بنا به آزمون‌های انجام‌شده، روش منتخب برای تخمین این مدل به شمار می‌رود، دارای کمترین ضریب تعیین است، مقدار ضریب در مدل اثرات ثابت بالاترین مقدار است و روش حداقل مربعات نیز ضریب تعیین بینابینی دارد. با این وجود عدم معنی‌داری سرمایه و نهاده‌های تولید (بذر، آب و کود) در هر سه مدل با مبانی تئوریک سازگاری ندارد.

جدول ۱- 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
نیروی کار	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

[1] Poolability test

[2] breusch pagan test

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

اما مقادیر مربوط به اثرات ثابت و تصادفی نشان می‌دهد که استان‌های بوشهر، خوزستان، مرکزی و خراسان به ترتیب دارای بالاترین میزان اثرات مشاهده‌نشده و اندازه‌گیری نشده در مدل هستند که بنا به آنچه پیش از این بدان اشاره شد، این موضوع ریشه در ویژگی‌های اقلیمی و آب و هوایی مناطق استانی ایران و سایر شرایط مربوط به مکان تولید دارد که استان‌های مذکور را به مکان‌هایی مساعد برای پرورش گوجه‌فرنگی‌آبی تبدیل می‌کند.

جدول ۲- مقدار اثرات ثابت و اثرات تصادفی 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

نتایج روش شبه پارامتری رابطه مثبت میان سرمایه، 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 و کود و سرمایه از معنی‌داری لازم برخوردار نیستند. تفاوت میان معنی‌داری نهاده‌های تولید در مدل‌های متداول و مدل شبه‌پارامتریک و نیز سازگاری رابطه مثبت میان سرمایه و تولید با مبانی تئوریک از برتری‌های روش شبه‌پارامتریک است. به علاوه تورش نتایج در روش‌های متداول و تفاوت آن با نتایج روش شبه‌پارامتریک به وضوح قابل مشاهده است. از سوی دیگر، نتایج مدل در مورد نیروی کار و سرمایه

کاملا با دلالت‌های روش اولی و پاکس (۱۹۹۶) همخوانی دارد. بنا به دلالت اصلی مطالعه اولی و پاکس (۱۹۹۶)، نیروی کار در روش‌های متداول و بدون کنترل مشکلات ناشی از همزمانی و انتخاب، با تورش به سمت بالا و سرمایه با تورش به سمت پایین برآورد خواهد شد. همان‌گونه که نتایج مدل‌ها در جداول ۱ و۳ نشان می‌دهد، با مقایسه نتایج برآورد پارامتر نیروی کار به روش شبه‌پارامتریک و روش‌های اثرات ثابت، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی، پارامتر نیروی کار به سمت بالا تورش‌دار است و پارامتر سرمایه به سمت پایین تورش‌دار است که مطابق با ادعای اولی و پاکس در خصوص تورش برآوردگرهای متعارف است.

جدول ۳- 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
نیروی کار	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

با مبنا قرار دادن رگرسیون شبه‌پارامتریک و نتایج جدول ۳، می‌توان گفت که نیروی کار از مهمترین عوامل موثر بر تولید گوجه‌فرنگی در ایران به شمار می‌رود و با در نظر داشتن این واقعیت در کنار عدم معنی‌داری سرمایه در الگوی پژوهش، می‌توان گفت که تولیدگوجه‌فرنگی در وضعیت کنونی به مثابه یک تولید کاربر محسوب می‌شود و ماشین‌آلات کشاورزی در تولید این محصول به اندازه بهینه مورد استفاده قرار نمی‌گیرند. می‌توان گفت که چارچوب تولید کشاورزی ایران (در خصوص محصول گوجه‌فرنگی) مطابق با دیدگاه لوییس در مورد کشورهای در حال توسعه است. در مدل لوییس (۱۹۵۴)، اقتصاد از یک بخش کشاورزی تشکیل شده است که کارکردی سنتی دارد و بخش اعظم جمعیت نیروی کار را در بر می گیرد و از طرف دیگر، یک بخش مدرن بازارگرا در شهرهای بزرگ حضور دارد که در تولید صنعتی فعالیت می کند. نتایج حاصل در مورد تابع عملکرد محصول گوجه فرنگی در بخش کشاورزی ایران نیز کاملا منطبق با دلالت‌های مدل لوییس در آسیب‌شناسی دوگانگی تولید در کشورهای در حال توسعه است که بر اساس آن تولیدات کشاورزی در جوامع سنتی مبتنی بر نیروی کار شکل می-گیرند و سرمایه فیزیکی چندانی در این بخش به چشم نمی‌خورد. بر این اساس، تولید گوجه فرنگی در ایران، از معضل کمبود سرمایه و ماشین‌آلات سرمایه‌ای رنج می‌برد و این کمبود سرمایه، منجر به ایجاد یک تولید کاربر در این زمینه شده است. به علاوه آنچه این تحقیق بر آن تاکید دارد، بدست آوردن برآوردهایی بدون‌تورش برای نیروی کار و سرمایه است. به عبارت دیگر، این حقیقت قابل انکار نیست که سهم اصلی تولید در بخش کشاورزی، بر روی دوش نهاده نیروی کار است و سرمایه از معنی-داری لازم برخوردار نیست، اما با این حال، این حقیقت نباید منجر به نتیجه‌گیری‌های افراطی در زمینه سهم عوامل در تولید شود. زیرا در روش‌های سنتی، برخلاف روش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس (۱۹۹۶)، تورش به سمت بالا و پایین به ترتیب در مورد نیروی‌کار و سرمایه، تصویر نامناسبی از واقعیت ارائه می‌کند که در واقع بزرگنمایی دلالت‌های مدل لوییس در تولید کشاورزی ایران است. بنابراین لازم است علاوه بر پذیرش واقعیت سنتی بودن الگوی تولیدات کشاورزی در ایران، مسیر توسعه و صنعتی‌سازی کشاورزی با برداشتی دقیق و صحیح از واقعیت و شناختی درست از وضعیت موجود طراحی شود تا در طی مراحل تبدیل شدن تولید سنتی کشاورزی به صنعتی، در مورد جایگاه نیروی کار و سرمایه، تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری-های افراطی و تورش‌دار صورت نگیرد.

نکته مهم دیگر لزوم توجه به الگوی آبیاری مزارع گوجه‌فرنگی است. گوجه فرنگی همانند سایر محصولات سبزی و صیفی، نسبت به کمبود آب، بسیار حساس بوده و هر گونه نقصان در تامین نیاز آبی گیاه منجر به کاهش شدید عملکرد می-گردد (زمردی و نورجو، ۱۳۸۵). بنابراین آنچه در این میان از اهیمت وافری برخوردار است، لزوم حضور آب موردنیاز در مقاطع مختلف روز است که معمولا روش‌های سنتی این مهم را برای گیاه فراهم می‌آورند و به همین دلیل آب از معنی‌داری لازم در تحقیق حاضر برخوردار شده است. اما با توجه به استفاده اندک از ماشین‌آلات کشاورزی و عدم رواج آبیاری مکانیزه در مزارع گوجه‌فرنگی (که عدم معنی‌داری متغیر سرمایه فیزیکی گواهی بر این واقعیت است)، آب در تولید محصول گوجه‌فرنگی به نحو بهینه مورد استفاده قرار نمی‌گیرد که یکی از دلایل آن هزینه کم آب کشاورزی است. برای مثال در پژوهش موردی حسن پور اصطهباناتی (۱۳۸۷) با توجه به هزینه های تولید و فرآوری محصول میزان سود خالص از تولید و فرآوری گوجه فرنگی در سطح یک هکتار (از مزارع استان فارس) ۶۶۰۱۶۵۲۰ ریال در این منطقه است. اما در تمام مراحل تولید نشا و محصول بیش از ۲۰ هزار متر مکعب آب در یک هکتار مصرف شده‌است. به عبارت دیگر هر لیترآب با کیفیت مناسب به قیمت ۲۶/۳ریال عرضه شده است که منجر به استفاده مضاعف از این نهاده در تولید شده است تا بتوان دسترسی همیشگی گیاه با آب را تامین 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. مانیفریناتو (۱۹۷۴) در پژوهش خود ابراز می‌دارد که عملکرد گوجه‌فرنگی تحت آبیاری قطره‌ای با مقدار ۵ میلیمتر در روز، حداکثر میزان و با مقدار ۳ میلیمتر در روز، حداقل میزان موردنیاز است که بر اساس این مطالعه و مدل آزمایشی آن، این میزان مصرف آب در مقایسه با حجم آب مورد استفاده در روش‌های سنتی بسیار کمتر است. رستوسیا و آبات (۱۹۷۸) آبیاری قطره‌ای را در سه سطح ۲۰، ۵۰ و ۱۰۰ درصد آب مصرفی با روش آبیاری قطره‌ای (۹۷۸۲ مترمکعب در هکتار) را بر روی محصول گوجه‌فرنگی مطالعه کردند. نتایج نشان داد 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 فاصله بین قطره چکان‌ها کمتر باشد، زودرسی تسریع می‌شود. سینگ و سینگ (۱۹۷۸) نیز عملکرد گیاه گوجه فرنگی ناشی از مصرف آب به روش آبیاری قطره‌ای را دو برابر روش آبیاری شیاری گزارش نموده‌اند. بر اساس 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 ای و شیاری مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که روش آبیاری قطره‌ای نسبت به روش شیاری، افزایش عملکردی به میزان ۲۵/۳، ۱۸/۳ و ۲۶/۲ درصد به ترتیب در لوله‌های تک محفظه‌ای، دومحفظه‌ای و لوله‌های میکرو دارد. همچنین میزان کاهش مصرف آب در آبیاری توسط لوله‌های قطره چکان دار تک‌محفظه‌ای، دومحفظه‌ای و لوله‌های میکرو نسبت به آبیاری شیاری به ترتیب ۳۳/۹، ۳۹/۷۴ و ۴۳/۱۲ درصد بوده‌است. در ایران نیز صدرقاین و همکاران (۱۳۸۹) سه سیستم آبیاری قطره‌ای و سطوح مختلف آبیاری را در ای مطالعه آزمایشی مورد مطالعه قرار داده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که در سیستم آبیاری قطره‌ای، حداکثر عملکرد گوجه فرنگی زمانی حاصل می‌شود که نیاز کامل آب گیاه، تامین شود که این نتایج با نتایج پژوهش باغانی و بیات (۱۳۷۸) نیز مطابقت کامل دارد. به علاوه نویسندگان نتیجه‌گیری نموده‌اند که روش آبیاری قطره‌ای تیپ زیرسطحی نسبت به سایر روش‌ها برتری عملکردی داشته است و این نتیاج نیز مشابه با نتایج حاصل در پژوهش زوتارلی و همکاران (۲۰۰۹) و آیارس و همکاران (۲۰۰۱) است. بنابراین لازم است سیاست‌های حمایتی از شیوه های نوین آبیاری از جمله آبیاری نواری قطره ای[1](که ۳۰ تا ۴۰ درصد مصرف آب را کاهش می‌دهد) و آبیاری تحت فشار و هم‌چنین روش‌های تولید مکانیزه مثل کشت نشایی مکانیزه و کشت داربستی در پیش گرفته شود تا معضل مصرف بالای آب و کمبود سرمایه فیزیکی مرتبط با آبیاری مکانیزه در تولید گوجه‌فرنگی برطرف شود.

[1] Tape

عدم معنی‌داری عامل کود در جریان تولید گوجه‌فرنگی می‌تواند با درجه احتمال ضعیفی به دلیل مساعد بودن زمین‌های کشاورزی استان‌های ایران و حاصل‌خیزی مناسب آن‌ها در مورد کشت گوجه فرنگی باشد. اما با مطالعه نیازهای معدنی و شیمیایی گیاه گوجه فرنگی مشخص می‌شود که این گیان به شدت به مواد آلی و عناصر حیاتی زیستی نیازمند است. ۱۵ عنصر شیمیایی مورد نیاز برای رشد گیاه گوجه‌فرنگی عبارتند از: عناصر هیدروژن، کربن، اکسیژن، ازت، فسفر، پتاسیم، کلسیم، منیزیم، گوگرد[۱]، آهن، مس، روی، منگنز، بور، مولیبدن[۲]. در میان نحوه تغذیه گیاه با کودهای آلی حاوی ازت، پتاسیم، کلسیم، فسفر، منیزیم، گوگرد، آهن، مس، روی، منگنز، مولیبدن، کلر و بور از قواعد زمانی، مقداری و کیفی خاصی پیروی می‌کند. برای مثال در مورد ازت که بیشتر از سایر مواد غذایی در تغذیه گیاه مصرف می‌شود و همواره در دوره رشد به صورت تدریجی مصرف شود، کوددهی باید به صورت سرک به خاک و به میزان ۵۰-۲۰ کیلوگرم در هکتار یا به صورت محلول‌پاشی اوره به میزان ۵۰۰-۲۰۰ گرم در ۱۰۰ لیتر آب هر دو هفته یکبار در هنگام غروب خورشید انجام شود. البته امکان کوددهی به هر دو صورت آلی (کودهای دامی، پودر استخوان) و به صورت معدنی(کودهای شیمیایی از قبیل نیترات آمونیوم، فسفات آمونیوم، اوره) وجود دارد ولی مصرف بیش از حد ازت باعث بیماری قارچی مثل پیتیوم می‌شود و اثر منفی بر تولید دارد. از سوی دیگر کلسیم باید به صورت محلول‌پاشی با نیترات کلسیم و به میزان ۸۰۰ گرم در ۱۰۰ لیتر آب انجام شود. نحوه تغذیه گیاه گوجه‌فرنگی با فسفر از طریق کود سوپر فسفات تریپل و به میزان ۲۰ گرم در هر متر مربع یا با فسفات منوپتاسیم به مقدار ۵۰-۳۰ میلی‌گرم در لیتر همراه آب آبیاری است. منیزیم باید به صورت محلول‌پاشی با سولفات منیزیم و به میزان ۲ کیلوگرم در ۱۰۰ لیتر هر ۲ هفته یکبار انجام شود. آهن باید از طریق محلول‌پاشی سولفات آهن به میزان ۱۵۰ گرم در ۱۰۰ لیتر آب در اختیار گیاه گوجه‌فرنگی قرار گیرد. تغذیه منگنز باید با محلول‌پاشی سولفات منگنز به میزان ۵۰۰ گرم در ۱۰۰ لیتر آب یا به میزان ۵۰ گرم در هر متر مربع انجام شود. بور با استفاده از ۱۰ کیلوگرم بوراکس در هر هکتار یا محلول‌پاشی بوراکس به میزان ۱۰۰ گرم در ۱۰۰ لیتر آب در اختیار گیاه قرار می‌گیرد و سایر مواد نیز دستورالعمل زمانی، مقداری و کیفی دقیق و مخصوص به خود دارند (فدریکو و همکاران، ۲۰۰۷؛ آتیه و همکاران، ۲۰۰۰؛ ناگاوالیما و همکاران، ۲۰۰۶؛ تونفیک و همکاران، ۲۰۱۱). اما در تولیدات گوجه‌فرنگی ایران که همچنان چهره یک کشاورزی سنتی را به نمایش می‌گذارد، نه تنها این اصول و قواعد تخصصی رعایت نمی‌شود، بلکه دانش و تخصص لازم و کودهای شیمیایی و آلی موردنیاز نیز به میزان مناسب و با ترکیب بهینه در اختیار کشاورزان قرار نگرفته است. عدم معنی‌داری عامل کود در تحقیق حاضر نیز ریشه در همین عملکرد نامناسب در بخش تولید و توزیع کود آلی مخصوص تولید گوجه‌فرنگی دارد و موید تجربیِ قدرتمندی بر این ادعاست.

لازم به ذکر است که هنوز بر سر نوع اثر کودهای مختلف بر افزایش تولیدات گوجه‌فرنگی نیز اختلافات فاحشی وجود دارد و نمی‌توان از یک عامل تجمیع‌شده برای انجام تحلیلی صحیح در این خصوص استفاده کرد. برای مثال نتایج پژوهش قرایی و رضایی (۱۳۸۴) بر روی اثرات کودهای باکتوسول، اوره و فسفات آمونیوم بر کمیت و کیفیت گوجه فرنگی نشان می دهد که تیمارهای مختلف کود باکتوسول بر چگالی و عملکرد گوجه فرنگی اثر نداشته است و از سوی دیگر اثرات متقابل کود آلی باکتوسول و کود شیمیایی روی صفات کمی و کیفی گوجه فرنگی متناقض بوده است. بنابراین برای رسیدن به نتایج مناسب در خصوص عامل تولید کود، لازم است داده‌های مربوط به انواع کود، صورت تفکیک شده وارد تحلیل رگرسیونی شوند که حتی اگر مسائل کاهش درجه آزادی مدل و وجود هم‌خطی جزئی و کامل میان این اجزای این نهاده‌ها را نیز در نظر نگیریم، با مشکل داده‌ها مواجه خواهیم شد، چون داده‌های مربوطه به صورت تفکیک‌شده و با الگوی پانلی جمع‌آوری نشده‌اند. از این رو هم بررسی‌های کاربردی و هم اختلافات تئوریک در خصوص انواع کودهای شیمیایی، به عدم امکان نتیجه‌گیری و استدلال در زمینه عامل کود دامن می‌زند.

---

[۱] ازت، فسفر، پتاسیم، کلسیم، منیزیم و گوگرد، جزء عناصر ماکرو (پر مصرف) هستند.

[۲] آهن، مس، روی، منگنز، بور و مولیبدن جزء عناصر میکرو (کم مصرف) هستند.

با توجه به نتایج مدل، عامل مهم دیگری که در تولید گوجه‌فرنگی از اهمیت زیادی، استفاده از سم و آفت‌کش‌هاست. محصولات گوجه فرنگی در معرض از بین رفتن توسط آفات، بیماری‌های قارچی، باکتریایی و ویروسی، و رقابت با علف‌های هرز هستند. آفات و بیماری‌های گوجه فرنگی اغلب با آفات و بیماری‌های سایر گیاهان خانواده سیب‌زمینیان مانند بادمجان و توتون مشترک‌اند و یکی از بیماری‌های شایع گوجه فرنگی در اثر ویروس موزائیک توتون ایجاد می‌شود. سن سپردار، کرم طوقه‌بر، شته، وایت‌فلای، کرم میوه گوجه فرنگی، کرم هلیوتیس، کنه تارتن دولکه‌ای، لیسه و سوسک سیب‌زمینی کلرادو نیز از دیگر آفات گوجه فرنگی 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 آفت های مزارع گوجه فرنگی ایران هستند که قدرت زاد و ولد زیادی دارد. مبارزه با این آفات در ایران به روش مبارزه شیمیایی و با سموم گیاهی نیم آزال 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 قرنطینه ای پروانه مینوز گوجه فرنگی در مزارع ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد (رحیمی و همکاران، ۱۳۸۷).

حضور این حجم از آفات و بیماری‌های مربوط به گیاه گوجه فرنگی 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 گوجه فرنگی در ایران دارد و که نتایج حاصل از تحقیق نیز بر اهیمت این نهاده تولید، تاکید جدی دارد و رابطه معنی‌داری از سم مصرف شده و تولید محصول را نشان می‌دهد.

تامین بذر مناسب نیز می‌تواند در کیفیت و کمیت تولید گوجه‌فرنگی و جلوگیری از بیماری ها موثر باشد که در نتایج مدل نیز بر معنی‌داری و رابطه مثبت آن با تولید تاکید شده‌است. یکی از مهمترین جنبه‌های کمی و کیفی در مورد بذر گوجه-فرنگی، خلوص و یکنواختی اندازه بذر است که بر ایجاد جریان تولید و فرآوری بهینه، تاثیر بسزایی دارد. به همین منظور لازم است که در ضمن فرآوری بذر، دو مرحله غربال کردن بذر صورت پذیرد. سایر تحقیقات نیز نشان داده‌اند که به منظور تهیه نشاء گوجه فرنگی، چنانچه بذرهای یکنواخت و با ذخیره غذایی بالاتر مورد استفاه 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 گوجه فرنگی، برخی از بذرهای داخلی یا وارداتی به بیماریهایی چون شانکر، قارچی و ویروسی مبتلا هستند (خزاعی و همکاران، ۱۳۸۷)، لازم است در جهت تامین بذر سالم، دقت مناسبی صورت گیرد. استفاده از بذرهای با کیفیت و بالاتر بودن هکتولیتر توده‌های بذر گوجه فرنگی، علاوه بر کاهش هزنیه بسته‌بندی، انبارداری و حمل و نقل بذر، تاثیر بسزایی در افزایش تولید این محصول دارد که رابطه مثبت و معنی‌دار حاصل‌شده در نتایج این پژوهش نیز گواهی بر شیوه دقیق و علمی استفاده از بذر در تولید گوجه‌فرنگی در مزارع اصلی تولیدکننده گوجه فرنگی در استان‌های ایران است.

نتیجه‌گیری

نتایج مقایسه روش‌های متداول برآورد مدل‌های دارای داده‌های ترکیبی با روش برآورد اولی و پاکس (۱۹۹۶) نشان می‌دهد که، مساله انتخاب و مشکلاتی که از رابطه میان شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده و تصمیم به تعطیلی بنگاه (یا تصمیم به تعدیل تولید) ناشی می‌شود، در کنار مساله همزمانی است که از رابطه میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها و به هنگام تعیین سطح بهینه نهاده‌ها از سوی بنگاه‌ها ایجاد می‌شود، می‌تواند تاثیر بسزایی بر نتایج برآورد مدل از پارامتر متغیرهای توضیحی داشته باشد. به علاوه نتایج مطالعه موردی این پژوهش، به وضوح لزوم استفاده از روش سه‌مرحله‌ای اولی و پاکس در برآورد مدل شبه‌پارامتریک را تایید می‌کند. تورش پارامتر نیروی کار به سمت بالا و تورش پارامتر سرمایه به سمت پایین در روش‌های متعارف برآورد الگوهای پانلی که در مدل پژوهش نیز به شدت تایید می‌شود، گواه روشنی است بر اینکه لازم است برای کنترل تورش ناشی از همزمانی و انتخاب، از روش‌های شبه‌پارامتریک استفاده شود. بنابراین در کنار این واقعیت که سیاست‌های حمایتی از شیوه‌های نوین تولید و صنعتی‌شدن تولیدات کشاورزی می‌تواند راهگشا باشد، لازم است ضمن پذیرش سنتی بودن

الگوی تولیدات کشاورزی (در محصول گوجه‌فرنگی) در ایران، مسیر توسعه و صنعتی‌سازی کشاورزی با برداشتی دقیق و صحیح از واقعیت و شناختی درست از وضعیت موجود طراحی شود تا در طی مراحل تبدیل شدن تولید سنتی کشاورزی به صنعتی، در مورد جایگاه نیروی کار و سرمایه، تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری‌های افراطی و تورش‌دار صورت نگیرد.

به علاوه بر اساس نتایج مدل شبه پارامتری، می‌توان در مورد تولید گوجه‌فرنگی در استان‌های ایران به این واقعیت اشاره کرد که نیروی کار از مهمترین عوامل موثر بر تولید شمار می‌رود که با توجه به عدم معنی‌داری سرمایه در الگوی پژوهش، تولیدگوجه‌فرنگی را به یک فعالیت اقتصادی کاربر تبدیل کرده است. از سوی دیگر لازم است سیاست‌های حمایتی از شیوه های نوین آبیاری از جمله آبیاری نواری قطره ای[1](که ۳۰ تا ۴۰ درصد مصرف آب را کاهش می‌دهد) و آبیاری تحت فشار و هم‌چنین روش‌های تولید مکانیزه مثل کشت نشایی مکانیزه و کشت داربستی در پیش گرفته شود تا معضل مصرف بالای آب و کمبود سرمایه فیزیکی مرتبط با آبیاری مکانیزه در تولید گوجه‌فرنگی برطرف شود. به علاوه در تولیدات گوجه‌فرنگی ایران، دانش و تخصص لازم مرتبط با نحوه ترکیب و ساخت کودهای مختلف و نیز حجم مناسب و ترکیب‌های بهینه کودهای شیمیایی و آلی در اختیار کشاورزان قرار نگرفته است. عدم معنی‌داری عامل کود در تحقیق حاضر نیز موید تجربیِ قدرتمندی بر این ادعاست که بر اساس آن لازم است ضمن دانش فنی کشاورزان، زیرساخت‌های مقداری و فیزیکی توزیع انواع کودها نیز بهبود یابد. البته میزان سم و آفت‌کش مورد استفاده از مزارع گوجه‌فرنگی (با توجه به میزان آفات، بیماری‌های قارچی، باکتریایی و ویروسی، و رقابت با علف‌های هرز) از سطح مناسبی برخوردار است و سیاست‌گذاری‌های همگن و متناسب ملی در این بخش می‌تواند الگوی برای سایر نهاده‌ها باشد. البته تدوین یک برنامه مدیریتی برای پیشگیری، پایش و کنترل آفات مزارع گوجه فرنگی نیز می‌تواند بسیار کمک‌کننده باشد. در نهایت می‌توان از عامل بذر خالص و یکنواخت به عنوان یکی دیگر از عوامل افزایش عملکرد گوجه‌فرنگی در ایران نام برد که در این زمینه نیز، وجود نظارت‌های دقیق در مورد بذرهای وارداتی می-تواند به بهبود و ارتقاء شرایط مطلوب کنونی کمک کند و استفاده از بذرهای با کیفیت (با ذخیره غذایی بالا و بذرهای حاصل از دو مرحله غربال شدن) و با هکتولیتر بالا توصیه می‌شود.

منابع

۱- ابونوری ا. تاجدین ع. ۱۳۸۳. برآورد اثر تورم بر نابرابری در توزیع هزینه ایران با استفاده از روش ناپارامتریکی (سال۱۳۸۰-۱۳۵۰). تحقیقات اقتصادی تابستان ۶۵(۱۴): ۱۶۵-۱۸۴.

۲- آمارنامه کشاورزی. ۱۳۷۸-۱۳۸۶. وزارت جهاد کشاورزی. معاونت اقتصادی و برنامه ریزی. دفتر آمار و برنامه ریزی اطلاعات. تهران.

۳- باغانی. ج و بیات. ح. ۱۳۷۸. بررسی و مقایسه دو روش آبیاری شیاری و قطره‌ای بر عملکرد و کیفیت گوجه‌فرنگی. گزارش پژوهشی موسسه تحقیقات فنی و مهندسی کشاورزی. نشریه شماره ۱۳۱

۴- ترکمانی ج. وزیرزاده س. ۱۳۸۶. تعیین حق بیمه محصولات کشاورزی کاربرد روش ناپارامتریک. اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)۱(۱): ۸۳-۱۰۰.

۵- حسن پور اصطهباناتی ا. ۱۳۸۷. نگاه اقتصادی به تولید گوجه فرنگی و میزان آب مصرفی. اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی. مرکزتحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی. مشهد

۶- حسین زاد ج. سلامی ح. ۱۳۸۳. انتخاب تابع تولید برای براورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی مطالعه موردی تولید گندم. اقتصاد کشاورزی و توسعه . ۴۸(۱۲) : ۵۳-۷۴

۷- خزاعی ه. سبحانی ع. کاخکی ع و وفایی ب. ۱۳۸۷. مقایسه کیفیت بذر ارقام استاندارد گوجه فرنگی در تاریخهای برداشت متفاوت. اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی. مرکزتحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی. مشهد

۸- دانشور کاخکی. م، گلریز ضیائی. ز؛ رضوی ه. ۱۳۸۷. بررسی بهره وری گوجه فرنگی دراستان خراسان رضوی. اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی. مرکزتحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی. مشهد

[1] Tape

۹- رحیمی ز. خبازی ح. یوسف نژاد م. ۱۳۸۷. روش جدید مبارزه با آفات گلخانه ای ازن جایگزین مناسب سموم شیمیایی در دفع آفات، اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی. مرکزتحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی. مشهد

۱۰- رحیمی سوره ص. صادقی ح. ۱۳۸۳. عوامل موثر بر کارایی و اقتصاد مقیاس در رهیافت های پارامتری و ناپارامتری (مطالعه موردی: طرح های مرتعداری در ایران). تحقیقات اقتصادی، ۲۱(۶۷): ۲۵۹-۲۹۱.

۱۱- رفعتی م. آذرین‌فر ی. زاد م. برابری ع. کاظم نژاد م.۱۳۹۰. بررسی کارایی فنی. تخصیصی و اقتصادی پنبه کاران استان گلستان با استفاده از روش پارامتریک (مطالعه موردی شهرستان گرگان). تحقیقات اقتصاد کشاورزی. ۳(۱): ۱۲۱-۱۴۲.

۱۲- زراء نژاد م. یوسفی حاجی آباد ر. ۱۳۸۸. ارزیابی کارآیی فنی تولید گندم در ایران (با استفاده از دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک). پژوهشهای اقتصادی. ۹(۲): ۱۴۵-۱۷۲

۱۳- زمردی. ش و نورجو. ا. ۱۳۸۵. بررسی اثر کم‌آبیاری در کمیت،کیفیت و قابلیت نگهداری گوجه فرنگی. مجله علمی – پژوهشی تحقیقات مهندسی کشاورزی. شماره ۲۷. ص ۱۹-۳۱.

۱۴- صدرقاین ح. اکبری م. افشار ه و نخجوانی مقدم م.م. ۱۳۸۹. اثر سه روش آبیاری میکرو و سطوح مختلف آبیاری بر عملکرد گوجه‌فرنگی. نشریه آب و خاک. جلد ۲۴. شماره ۳. مرداد و شهریور ۱۳۸۹. صص ۵۷۴-۵۸۲.

۱۵- شیرین بخش ش. نصابیان ش. ۱۳۸۲. تعیین کارایی اقتصادی واحدهای تولید کننده کشاورزی. پژوهش نامه اقتصادی. ۱۰و۱۱: ۸۹- ۱۰۸.

۱۶- عادلی ساردوئی م. شریفیو ا. علیزاده. ح. ۱۳۸۷. برآورد تابع تولید انعطاف پذیر گوجه فرنگی و بررسی مصرف اقتصادی نهاده ها (مطالعه موردی گوجه فرنگی کاران شهرستان جیرفت). اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی

۱۷- قرایی. ح و رضایی. ع (۱۳۸۴) اثرات کودهای باکتوسول، اوره و فسفات آمونیوم بر کمیت و کیفیت گوجه فرنگی. چهارمین کنفرانس علوم باغبانی. دانشگاه فردوسی مشهد. مشهد.

۱۸- کردبچه ح. ۱۳۹۰. تخمین شبه پارامتریک استوار در تعیین عوامل ناکارایی در نظام بانکی ایران: روش بوت استرپ. تحقیقات اقتصادی.۴۶(۹۵): ۱۵۹-۱۹۲.

۱۹- گجوراتی د. ۱۳۸۵. مبانی اقتصادسنجی. ترجمه حمید ابریشمی. چاپ چهارم. انتشارات دانشگاه تهران. تهران

۲۰- مجرد ع. کهخا ا. صبوحی صابونی م. ۱۳۸۸. معرفی راه کار ناپارامتریک تصادفی در تخمین کارایی فنی: مطالعه موردی واحد های مرغداری در منطقه سیستان. اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی) ۳(۳): ۹۱-۱۰۶.

۲۱- محمدی ح. ۱۳۸۷. معرفی روش جدید کشت بذر گوجه فرنگی در خزانه. اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی

۲۲- مرادی شهربابک ح. ۱۳۹۰. تعیین کارایی تولیدکنندگان بادام استان کرمان (مطالعه موردی شهرستان سیرجان). تحقیقات اقتصاد کشاورزی.۳(۲):۱۱۷-۱۳۲.

۲۳- مظهری. م. ۱۳۸۷. اندازه گیری بهره وری عوامل تولید محصول گوجه فرنگی. اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی

24- Arellano, M., and S. Bond. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. Review of Economic Studies 58: 277–297.

25- Arellano, M., and O. Bover. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. Journal of Econometrics 68: 29–51.

26- Atiyeh, R. M., Arancon, N. Q., Edwards, C. A. & Metzger, J. D. (2000a). Influence of earthworm-processed pig manure on the growth and yield of greenhouse tomatoes. Bioresource Technology, 75, 175–180.

27- 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.

28- Blundell, R., and S. Bond. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics 87: 115–143.

29- ———, 2000. GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions. Econometric Reviews 19: 321–340.

30- Davis, Steven J & Haltiwanger, John C, 1992. "Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation," The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 107(3), pages 819-63, August.

31- 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.

32- Dickey, D.A. and W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association, 74, p. 427–431.

33- Du II, Shengwu, 2004, Nonparametric and Semi-parametric Estimation of Efficient Frontier, Department of Agricultural Economics,Penn State University, 308 armsby university park, PA 16802

34- Dunne, T. & Roberts, M.J. & Samuelson, L., 1988. "Firm Entry And Post-Entry Performance In The U.S. Chemical Industries," Papers 7-88-2, Pennsylvania State - Department of Economics.

35- 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 Vol. 81, No. 394 (Jun., 1986), pp. 310-320.

36- Ericson R, Pakes A, 1995. Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work, The Review of Economic Studies, Vol. 62, No. 1. 1995, pp. 53-82, Published by: Oxford University Press

37- Federico, A., Gutierrez-Miceli, Santiago-Borraza, I., Adolfo Montes, 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 tomato (Lycopersicum esculentum). Bioresources.Technology, 98, 2781-2786

38- Griliches, Zvi. 1957. "Specification Bias in Estimates of Production Functions." Journal of Farm Economics. February, (39):1 8–20

39- 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, 169–203. Cambridge: Cambridge University Press.

40- John R, Baldwin & Paul K. Gorecki, 1989. "Firm Turnover and Market Structure: Concentration Statistics as a Misleading Practice," Working Papers 762, Queen's University, Department of Economics

41- Kao, C. (1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," Journal of Econometrics, 90, 1–44.

42- Koteswara, R. P., R. V. Singh, and H. S. Chauhan. 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, Published by Amer. Soc. Agr. Eng

43- Heady, F. O. and J. T. Dillon. 1989. Agricultural Production Function. Iowa Stae University Press. ISBN 81-1096-12-7.

44- 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, Volume 93, Issue 3, PP. 784-802

45- 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.

46- Lewis, W. Arthur (1954). "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor," Manchester School of Economic and Social Studies, Vol. 22, pp. 139-91.

47- Maddala, G. S. and S. Wu (1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, 631–52.

48- Manfrinato, H. A. 1974. Drip irrigation,Part II, Effection on tomato yield. Analis Aa Escola Superir De Agricultura.31: 63-71.

49- Marschak, J., and W. H. Andrews. 1944. Random simultaneous equations and the theory of production. Econometrica 12: 143–205.

50- 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, Vol. 15 Iss: 1, pp.73 – 80

51- 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.

52- Mossa, Charles B. and Schmitz, Troy G. 2006, A semiparametric estimator of the Zellner production function for corn: fitting the univariate primal, Applied Economics Letters, Volume 13, Issue 13, pages 863-867

53- Mundlak,Y. and Butzerb, R. and Larsonc, D.F. (2012) Heterogeneous technology and panel data: The case of the agriculturalproductionfunction. Journal of Development Economics, Volume 99, Issue 1, September 2012, Pages 139–149.

54- Nagavallemma, K. P., Wani, S. P., Stephane Lacroix, Padmaja, V. V., Vineela, C., Babu Rao, M. & 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.

55- Olley, G. S., and A. Pakes. 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. Econometrica 64: 1263–1297.

56- 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.

57- 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, edited by J.J. Laont and C. Sims.

58- 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.

59- Pedroni, P. (1999). “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors,” Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, 653–70.

60- Restuccia, G. and V. Abbate. 1978. Comparative effects of drip and furrow irrigation on salad tomato crop in unheated, glasshouses. Rivista Di Agronomia. 12(1/2): 89- 98.

61- Robinson P M, 1988, Root-N-Consistent Semiparametric Regression, Author(s): Source: Econometrica, Vol. 56, No. 4 (Jul., 1988), pp. 931-954, Published by: The Econometric Society

62- Simar, L. and Wilson, P. 2007. “Estimation and Inference in Two-Stage, Semi-Parametric Models of Production Processes.” Journal of Econometrics 136 (2007) 31–64

63- Sims, C. A ,1980, “Macroeconomics and Reality,” Econometrica, (January 1980), 1-4

64- Sims, C. A., J. Stock, and M. W. Watson,1990, “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots,” Econometrica, (1990), pp. 113-144.

65- Singh, S.D., and P. Singh, 1978, Value of drip irrigation compared with conventional irrigation for vegetable production in a hot arid climate, Agron. J., 70(6): 945-47.

66- Thomas, W., and Russell, L. 2001. Tolerance of tomato varieties to lespedeza dodder. Weed Science 49: 520-523.

67- Tonfack, Libert Brice, Bernadac, Anne, Youmbi, Emmanuel, Mbouapouognigni, V. Paul, Ngueguim, Martin and Akoa, Amougou. 2011. Impact of organic and inorganic fertilizers on tomato vigor, yield and fruit composition under tropical andosol soil conditions. Fruits .Volume 64 .Issue 03 .pp 167-177

68- 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.

69- Wedervang, F. 1965. Development of a Population of Industrial Firms. Scandinavian University Books, Oslo, Norway.

70- Wooldridge, J. 2005. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables. Mimeo: Michigan State University.

71- Yanqin Fan, Qi Li and Alfons Weersink, 1996, Semiparametric Estimation of Stochastic Production Frontier Models, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 14, No. 4 (Oct., 1996), pp. 460-468

72- 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.

73- Zotarelli, L., J. M. Scholberg, M. D. Dukes, R. Muñoz-Carpena, and J. Icerman. 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.

پیوست‌ها:

پیوست ۱- آزمون نقض فروض کلاسیک خطی.

جدول 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

جدول ۱-۲- آزمون همسانی واریانس جزء اخلال.

آزمون ترکیب‌شده فیشر		
درجه آزادی	مقدار آماره Z	ارزش احتمال
۲۸	۲۱/۸۳	۰/۷۸
آزمون توامان مقاطع		
مقطع	آماره Z	ارزش احتمال
۱	۱/۲۳	۰/۵۹
۲	۱/۵۸	۰/۴۱
۳	۰/۵۹	۰/۹۹
۴	۱/۱۶	۰/۶۲
۵	۱/۲۲	۰/۷۳
۶	۱/۸۴	۰/۳۸
۷	۳/۰۵	۰/۱۶
۸	۱/۴۰	۰/۴۳
۹	۰/۷۴	۰/۹۷
۱۰	۱/۱۱	۰/۷۲
۱۱	۲/۳۲	۰/۲۲

۱۲	۱/۴۱	۰/۴۶
۱۳	۰/۵۹	۰/۸۶
۱۴	۱/۹۵	۰/۲۵

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول 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

Semiparametric estimation of agricultural production function based on modeling productivity dynamics (case study: estimation of the tomato yield function in selected provices of Iran)

Mahdi Ghaemi asl[1]

Mostafa Salimifar[2]

Abstract:

Selection problem and difficulties caused by unobserved shocks and simultaneity problem which is created by the relationship between productivity and inputs demand, when firms determine the optimum level of input, can have a significant effect on estimation of independent variables. Existence of these two problems in decision making of firms causes that the estimators such as least squares have biased estimation for elements of production function. In this article, in addition to introduction of the three-step semiparametric estimator of Olly and Pakes (1996) in order to control the biases of selection and simultaneity, we use this method to estimate of tomato production function based on information of fourteen provinces of Iran in period of 1379-1386. Result of production function estimation with semi-parametric method (unlike traditional methods), shows that the physical capital, labor, water, seed, poison and fertilizer have positive relationship with amount of production, and among all of inputs, the labor force, water, seed and poison are significant. Also results of models show that the estimated parameters of labor and capital are consistent with the implications of Olly and Pakes (1996) and show that labor estimated parameter in traditional methods (unlike semi-arametric method), has an upward bias and the coefficient associated with capital is downward biased. Therefore in estimation of production function and modeling of shocks, dynamics of productivity should be noticed in order to have unbiased result for estimation of factor shares. Also for the industrial of tomato production process and increment of use of agricultural machinery, it is necessary to take policy decitions and create tax incentives in order to reach the acceptable situation in tomato farms of Iran and Replacement of traditional farming with mechanized agriculture.

JEL classification: C14, D24, C19, C23.

Keywords: Estimation of production function, Selection problem, Simultaneity problem, Semiparameteric method

[1] PH.D. Student of Economic Sciences, Management & Economic Sciences Faculty, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran; (Corresponding author);email: m.ghaemiasl@gmail.com

[2] Full professor of Economics, Management & Economic Sciences Faculty, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran;email: mostafa@ferdowsi.um.ac.ir