

کنترل ناپارامتریک غیرخطی شوک‌های بهره‌وری در برآورد تابع تولید کشاورزی استان‌های برگزیده ایران (مطالعه موردی: برآورد تابع تولید گندم آبی)

جواد خزاعی^{۱*} - محمود هوشمند^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۱۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۹/۰۹

چکیده

شوک‌های بهره‌وری یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تصمیمات بنگاه‌ها در تعیین سطح بهینه نهاده‌های تولید هستند. شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده، با ایجاد مسائل انتخاب و هم‌زمانی، باعث می‌شوند که برآوردگرهایی مثل حداقل مربعات معمولی، برآوردهای تورش‌داری را در مورد ضرایب نهاده‌های تابع تولید ارائه کنند. اما در روش لیوینسون و پترین برای برآورد ضرایب نهاده‌های تابع تولید، از نهاده‌های واسطه‌ای به عنوان متغیر جانشین استفاده می‌شود و چنین استدلال می‌شود که بنگاه‌ها به هنگام مواجهه با شوک‌های بهره‌وری، نهاده‌های واسطه‌ای توسط بنگاه تعدیل خواهند شد. در این روش بر اساس کنترل ناپارامتریک غیرخطی شوک‌های بهره‌وری می‌توان به برآوردهای بدون تورشی از ضرایب نهاده‌های تابع تولید دست یافت. به منظور بررسی این فرضیه، از داده‌های ۱۱ استان منتخب طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۷ برای برآورد تابع تولید گندم با روش‌های حداقل مربعات معمولی، اثرات تصادفی و لیوینسون و پترین استفاده شده است. بر اساس نتایج تحقیق، در روش حداقل مربعات معمولی، ضرایب برآوردشده برای نهاده‌های آب و کود به سمت بالا تورش‌دار هستند و نهاده سرمایه با تورش به سمت پایین برآورد شده است. بنابراین برای کنترل تورش ناشی از مسائل هم‌زمانی و انتخاب، باید از روش‌های ناپارامتریک برای مدل‌سازی شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده استفاده شود. به علاوه نتایج نشان می‌دهند که واکنش به شوک‌های بهره‌وری در مزارع تولید گندم استان‌های منتخب، از طریق تعدیل در تقاضای نهاده‌ها انجام می‌شود و همبستگی معنی‌داری میان تعدیل نهاده‌ها و شوک‌های بهره‌وری وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های بهره‌وری، برآورد ناپارامتریک، برآورد تابع تولید، روش لیوینسون-پترین
طبقه‌بندی JEL: C14; D24; C19; C23.

مقدمه

آمارهای فائو نشان می‌دهد در سال ۲۰۱۲ ایران با داشتن ۱۳/۸ میلیون تن گندم سهمی معادل ۲ درصد کل تولید گندم دنیا را در اختیار داشته است.

نظریه تولید، بیان‌کننده چگونگی ترکیب نهاده‌ها یا عوامل تولید برای رسیدن به مقادیر مختلف محصول به بهترین وجه ممکن است. اصلی‌ترین ابزار نظریه تولید، تابع تولید است که نشان‌دهنده نرخ تبدیل نهاده‌ها به ستانده است. اولین تابع تولید نئوکلاسیک، توسط کاب و داگلاس^۳ ارائه شد که توزیع درآمد مشاهده شده 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^۴، تابع تولید

تأمین مواد غذایی مورد نیاز مردم از مهم‌ترین مسائل کشورهای مختلف، به ویژه کشورهای در حال توسعه است. در این میان غلات به ویژه گندم، اهمیت بسیاری دارد. گندم بزرگ‌ترین منبع کالری مورد مصرف جهان و نیز منبعی مهم برای تأمین پروتئین به شمار می‌آید. در ایران اگر چه سابقه کشت گندم بسیار طولانی است، اما تولید این محصول طی دوره‌های مختلف و تحت تأثیر پدیده‌های اقتصادی، اجتماعی و شرایط آب و هوایی با نوسان‌های زیادی همراه بوده است. ایران قبل از سال‌های دهه ۴۰ در زمینه گندم تقریباً خودکفا بود، اما در سال‌های بعد از آن تولید با نوسان‌هایی رو به کاهش نهاد. (۸).

۱- مربی علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور و دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد

*- نویسنده مسئول: (Email: Khzaee.javad@gmail.com)

۲- استاد علوم اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد

3- Cobb and Douglas

4- Constant elasticity of substitution

گوجه‌فرنگی را با استفاده از شاخص ترنکوئیست-تیل در سطح استان خراسان رضوی اندازه‌گیری و مورد بررسی قرار داده است. در همین راستا نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که شاخص مقداری کل نهاده‌ها برای محصول گوجه‌فرنگی، 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.

عادلی ساردوئی و همکاران (۹) تابع تولید انعطاف پذیر گوجه‌فرنگی شهرستان جیرفت را برآورد کرده و مصرف اقتصادی نهاده‌ها را بررسی کرده است. نتایج برآورد تابع نشان داد که چهار نهاده کود شیمیائی، بذر، سطح زیر کشت و نیروی کار اثر معنی‌دار بر فرایند تولید دارند. همچنین نتایج برآورد کشتش تولید نهاده‌های فوق نشان داد که نهاده‌های کودشیمیائی و نیروی کار در ناحیه سوم تولید یا همان ناحیه غیراقتصادی تولید مصرف می‌گردند و دو نهاده بذر و سطح زیر کشت در ناحیه اقتصادی تولید مصرف می‌گردند.

در پژوهش دانشور کاخکی و همکاران (۴) شاخص‌های بهره‌وری جزئی و بهره‌وری کل عوامل تولید برای محصول گوجه‌فرنگی در استان خراسان رضوی طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ با استفاده از شاخص ترنکوئیست-تیل محاسبه و مورد مقایسه قرار گرفته است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که طی دوره زمانی هفت ساله، شاخص مقدار نهاده‌ها برای محصول گوجه‌فرنگی 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.

دریساوی بهمن شیر (۵) به بررسی تابع تولید مناسب برای نیشکر و شکر به طور مجزا با چندین گزینه و سپس بکارگیری روش‌های مناسب اقتصادسنجی برای تخمین آن‌ها و ارزیابی نواحی تولید با استفاده از تابع تولید متعالی^۱ پرداخته است. نتایج حاصل از این برآورد نشان می‌دهد که افزایش نیروی کار بدون آن‌که سطح زیر کشت افزوده گردد باعث کاهش تولید نیشکر می‌شود و در واقع تولید را وارد ناحیه سوم خواهد نمود. از سوی دیگر افزایش آب مصرفی و کود در دوران مورد مطالعه نه تنها تأثیری مثبت بر تولید نیشکر نداشته بلکه اثری منفی به جای گذاشته است و نشان می‌دهد که مصرف مواد اولیه نظیر آب و کود (فسفر وازت) به صورت کارشناسی و حساب شده نبوده است.

یزدانی و همکاران (۱۴) با به کارگیری تابع تولید غیرمستقیم و با استفاده از اطلاعات مزرعه‌ای مربوط به پنبه‌کاران سه استان خراسان شمالی، رضوی و جنوبی در سال زراعی ۸۷-۱۳۸۶، تابع تقاضای نهاده‌های آب، کود، بذر، سم و ماشین‌آلات را با در نظر گرفتن

متعالی^۱، تابع تولید دبرتین^۲، تابع تولید زلنر-ریواکر^۳، تابع تولید ترانسلوگ^۴ و تابع تولید لئونتیف^۵، برخی از این توابع هستند (۳).

اما برآورد تابع تولید با هریک از اشکال فوق، همواره با مشکلاتی همراه است. یکی از این مشکلات، مسأله انتخاب^۶ و مشکلاتی است که از رابطه میان شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده 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 بسزایی 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، مسأله هم‌زمانی^۷ است که از رابطه 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 (۳۴). استفاده از روش‌های شبه پارامتریک و ناپارامتریک تلاشی است در این جهت که بتوان عوامل مؤثری که به صورت پارامتریک و صریح در رگرسیون وارد نمی‌شود را وارد محدوده تحلیل نمود. در این پژوهش، پس از مقدمه، مبانی نظری روش‌های ناپارامتریک و شبه پارامتریک ارائه خواهد شد و سپس سابقه پژوهش در خصوص برآورد تابع تولید محصولات کشاورزی با استفاده از روش‌های ناپارامتریک و شبه پارامتریک ارائه می‌شود. در ادامه مدل تحقیق و روش برآورد به تفصیل تبیین خواهد شد و سپس به منظور ارائه یک مورد مطالعاتی کاربردی از روش لیوینسون و پترین (۲۷)، به برآورد تابع تولید گندم در ۱۱ استان 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 لیوینسون و پترین (۲۷) با دو رویکرد ارزش افزوده و درآمد ناخالص ارائه خواهند شد و در نهایت بر اساس نتایج تجربی برتری‌های نظری و کاربردی روش لیوینسون و پترین (۲۷) بر روش‌های متداول برآورد تبیین می‌شود. در خصوص برآورد تابع تولید محصولات کشاورزی و کارایی عوامل مؤثر بر تولید در زمینه‌های مختلف، تاکنون پژوهش‌های گوناگونی صورت گرفته است که برای نمونه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود. مظهری (۱۳) بهره‌وری کلی و جزئی برای محصول

- 1- Transcendental
- 2 Debertin
- 3- Zellner- Revaker
- 4- Translog
- 5-Leontief
- 6-Selection problem
- 7- Simultaneity problem

تورش در نتایج روش رایج دو مرحله‌ای توییت را تایید می‌کند. به بیان دقیق‌تر، الگوریتم مضاعف نسبت به الگوریتم منفرد نتایج کاملاً متفاوتی را از تخمین‌ها و استنتاج آماری نشان می‌دهد که این خود وجود تورش و همبستگی سریالی را به‌عنوان یک مسأله مهم در روش دو مرحله‌ای توییت تایید می‌کند.

در میان مطالعات خارجی نیز دوئیل (۱۹) و موس و اسمیتز (۳۳) به بررسی تئوریک روش‌های شبه پارامتریک و ویژگی‌های آن می‌پردازند. مارتینز و همکاران (۳۲) اثر تخفیف‌های موقتی خرده‌فروشی بر میزان فروش فروشندگانه‌های 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، تأثیر بیش‌تری بر فروش کالا دارد.

یاسار و همکاران (۴۱) 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 بدون تورشی را ارائه می‌کند.

اوسال و همکاران (۳۸) با استفاده از رگرسیون شبه پارامتریک و مدل‌های شبه خطی تعمیم یافته 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.

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 (۱)، ضمن تبیین روش‌های پارامتریک، شبه پارامتریک و ناپارامتریک، اثر تورم بر بیستک‌های مختلف و نابرابری توزیع هزینه در ایران به صورت ناپارامتریک، طی سال‌های 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 (۸) با دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک به برآورد کارایی فنی تولید گندم در استان‌های مختلف ایران پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از رهیافت پارامتریک نشان می‌دهد که میانگین کارایی تولید گندم در ایران دوره مورد بررسی ۰/۵۷ بوده است ولی نتایج حاصل از مدل ناپارامتریک حاکی از این است که میانگین کارایی فنی در همین دوره به میزان ۰/۸۴ بوده است.

در پژوهش ترکمانی و وزیرزاده (۲) حق بیمه منصفانه، در یک

محدودیت بودجه برآورد کرده‌اند که مقادیر ضرایب لاگرانژ ۱/۰۸، ۱/۱۳ و ۱/۲۳ بیانگر وجود محدودیت بودجه‌ای برای زارعین پنبه‌کار سه استان خراسان شمالی، رضوی و جنوبی می‌باشد، هم‌چنین به دلیل وجود محدودیت بودجه، اندازه بازده در این سه استان کاهشی و به ترتیب، ۰/۹۱۸، ۰/۹۱۶ و ۰/۸۱۳ بوده است.

رفعتی و همکاران (۷) به بررسی کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنبه‌کاران شهرستان گرگان با استفاده از روش پارامتریک پرداخته‌اند. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز مطالعه از بین ۱۸۰ پنبه‌کار در شهرستان گرگان با استفاده از روش نمونه‌گیری سیستماتیک تصادفی جمع‌آوری شده در همین راستا با برآورد تابع تولید مرزی تصادفی میزان کارایی فنی پنبه‌کاران محاسبه و در ادامه تابع هزینه مرزی پنبه‌کاران تخمین زده شده است. نتایج تخمین تابع تولید مرزی تصادفی پنبه‌کاران در شهرستان گرگان بیانگر اثر معنی‌دار 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 کارایی 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 پنبه‌کاران اثر مثبت و معنادار دارد. نتایج محاسبه انواع کارایی نشان داد که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران نمونه به ترتیب ۸۵، ۹۰ و ۷۷ درصد می‌باشد.

مرادی شهربابک (۱۲) 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 نهایتاً با استفاده از قضیه دو گانگی، تابع هزینه مرزی از تابع تولید مرزی استخراج و میزان کارایی اقتصادی بهره‌برداران محاسبه گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران به ترتیب ۶۹، ۶۴ و ۴۴ درصد می‌باشد.

در خصوص استفاده از روش‌های شبه پارامتریک در مطالعات داخلی، تنها یک مطالعه کاربردی وجود دارد که توسط کردیچه (۱۰) و به منظور تعیین عوامل ناکارایی در نظام بانکی ایران انجام شده است. کردیچه اشاره می‌کند که در طول دو دهه اخیر مطالعات کاربردی بسیاری برای ارزیابی دلایل ناکارایی در صنایع مختلف از یک روش شبه پارامتری دو مرحله‌ای موسوم به مدل توییت استفاده نموده‌اند. اما کاربرد این روش برای نمونه‌های کوچک به دلیل امکان وجود تورش در نتایج آن، اخیراً مورد انتقاد بوده است. در مقابل یک روش دو مرحله‌ای شبه پارامتریک بوت استرپ شامل دو الگوریتم منفرد و مضاعف را برای حل این مشکل ارائه نموده‌اند که این دو الگوریتم، تخمین‌های استوار و سازگاری را ارائه می‌نمایند. به‌علاوه، الگوریتم مضاعف تخمین‌های تورش‌زدایی شده از کارایی را نیز فراهم می‌کند. یافته‌های این تحقیق، نتایج سیما و ویلسون (۳۷) مبنی بر وجود

شوند. توجه به این نکته بسیار حائز اهمیت است که شوک‌های بهره‌وری به طور قطع در تصمیمات بنگاه‌های تولیدی تأثیر مستقیمی دارد و سطح تولید را تحت تأثیر 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 شبه پارامتریک و ناپارامتری تلاشی است در این جهت که بتوان عوامل مؤثری که به صورت پارامتری و صریح در رگرسیون وارد نمی‌شود (همانند شوک‌های بهره‌وری)، را وارد محدوده تحلیل نمود (۳۴).

بر اساس مطالعه گریلینج (۲۵)، معضل دوم مسأله هم‌زمانی است که از رابطه میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها و به هنگام تعیین سطح بهینه نهاده‌ها از سوی بنگاه‌های حداکثرکننده سود 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 بدون تورشی از پارامترهای تابع تولید ارائه کند، چون قادر نیست شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی مثبت بهره‌وری را در محاسبات خود وارد کند. البته تنها در صورتی که بتوان شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی بهره‌وری بنگاه را در طول زمان تغییرناپذیر دانست، آنگاه برآوردگر اثرات ثابت^۱ معضل هم‌زمانی را برطرف می‌کند. گذشته از اینکه در صحت چنین فرضی می‌توان تردید کرد ولی هم‌چنان مسأله انتخاب باقی می‌ماند. روش‌های دیگری نیز مثل روش متغیرهای ابزاری برای کنترل تورش برآورد پارامترهای تابع تولید ارائه شده است که از آن جمله می‌توان به آرانو و باند (۱۶)، آرانو و بوور (۱۵)، بلوندل و بوند (۱۷)، گریلیچس و مارسی (۲۴)، و وولدریج (۴۰) اشاره کرد که با توجه به وجود معضل انتخاب در برآورد تابع تولید و نیز رویکرد ناپارامتریک پژوهش حاضر در مدل‌سازی شوک‌های بهره‌وری، از دامنه مدل‌سازی این پژوهش خارج است.

پس از مطالعه و دروانگ (۳۹) در پژوهش‌های متعددی، مسأله انتخاب مورد بحث و بررسی قرار گرفته است و پژوهش پیرامون مسأله هم‌زمانی نیز به مطالعه مارسچاگ و اندروز (۳۱) باز می‌گردد و از پژوهش‌های جدیدتر در این دو حوزه، می‌توان به دان و همکاران (۲۰) و دیویس و هالتیوانگر (۱۸) اشاره کرد.

وجود این دو مسأله در تصمیمات بنگاه‌ها باعث می‌شود که برآوردهای سستی مثل حداقل مربعات، نتایج تورش‌داری را در مورد اجزای پارامترهای اجزای تولید ارائه کنند. اولی و پاکس (۳۴) یک برآوردگر شبه پارامتریک برای برآورد پارامترهای تابع تولید ارائه کردند که تورش ناشی از دو مسأله انتخاب و هم‌زمانی را کنترل می‌کند. بر اساس فرض اصلی این برآوردگر، تنها یک متغیر حالت پیش‌بینی

طرح بیمه منطقه‌ای، برای محصول گندم در مهم‌ترین استان‌های تولید کننده این محصول، با روش آماری ناپارامتریک، محاسبه شده و رابطه آن با ضریب تغییرات عملکرد، به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نوسانات عملکرد، مورد بررسی قرار گرفته است.

مجرد و همکاران (۱۱) به معرفی راه کار ناپارامتریک تصادفی در تخمین کارایی فنی پرداخته و کارایی فنی واحدهای مرعداری منطقه سیستان با استفاده از این روش تصادفی تعیین نموده‌اند. در مطالعه رحیمی و صادقی (۶) عوامل مؤثر بر کارایی و اقتصاد مقیاس طرح‌های مرتعداری در ایران با استفاده از رهیافت‌های 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.

مواد و روش‌ها

در روش‌های پارامتریک شکل خاصی از تابع تولید را در نظر می‌گیرند و با استفاده از روش‌های ریاضی (مانند روش مجموع حداقل مربعات) پارامترهای تابع برآورد می‌شود. اصطلاحاً این روش به روش برازش منحنی معروف است. اما تعیین شکل تابع معمولاً مشکل بوده و به لحاظ ریاضی نمی‌توان ثابت کرد که شکل تابع انتخاب شده، ارتباط بین ورودی و خروجی واحدهای پیش‌رو را به بهترین شکل نشان می‌دهد.

فارل (۲۳) برای اولین بار روش ناپارامتریک را برای تقریب تابع تولید و محاسبه کارایی ابداع نمود. او بدون در نظر گرفتن شکل خاصی برای تابع تولید، با استفاده از مشاهدات انجام شده و پذیرفتن برخی اصول، مجموعه امکان تولید را تعریف نمود و قسمتی از مرز این فضا را که جایگاه واحدهای پیش‌رو می‌باشد، به عنوان تقریب تابع تولید در نظر گرفت و آن را «مرز کارایی فارل» نامید.

با این وجود در یک تحلیل در مقیاس داده‌های پانلی مربوط به بنگاه‌های تولیدی مختلف، برای دستیابی به برآوردهای سازگار از پارامترهای تابع تولید، لازم است که به دو مسأله توجه کافی مبذول داشته شود: معضل اول، مسأله انتخاب و مشکلاتی که از رابطه میان شوک‌های بهره‌وری غیرقابل پیش‌بینی 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

پترین (۲۷) با ارائه سه آزمون تصریح، نحوه عملکرد نهاده‌های واسطه‌ای به عنوان متغیر جانشین و حالت را مورد بررسی قرار داده‌اند. به علاوه میزان تورش نتایج روش حداقل مربعات معمولی (در مقایسه با روش نهاده‌های واسطه‌ای) را نیز مورد محاسبه قرار داده‌اند و سرانجام با مطالعه داده‌های ۵ بنگاه صنعتی در هر یک از کشورهای شیلی، کلمبیا و هند این نتیجه رسیده‌اند که بدلیل مسأله هم‌زمانی، تفاوت‌های قابل توجهی میان نتایج روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و روش لیوینسون و پترین (۲۷) وجود دارد. برای تبیین اصول اساسی مدل لیوینسون و پترین (۲۸)، تکنولوژی تابع تولید را به صورت کاب-داگلاس در نظر می‌گیریم و خواهیم داشت:

$$y_t = \beta_0 + \beta_L l_t + \beta_K k_t + \beta_m m_t + w_t + \eta_t \quad (1)$$

در این رابطه y_t لگاریتم تولید بنگاه است که معمولاً با درآمد ناخالص یا ارزش افزوده اندازه‌گیری می‌شود، l_t و m_t لگاریتم متغیرهای آزاد هستند و به ترتیب نیروی کار و نهاده‌های واسطه‌ای را نشان می‌دهند، k_t لگاریتم متغیر حالت (سرمایه) است. البته تعداد متغیرهای آزاد می‌تواند بیش از دو متغیر نیز باشد ولی در مبانی نظری تنها به ذکر همین دو متغیر آزاد اشاره می‌شود.

جزء خطای مدل نیز دو بخش دارد: ۱- جزء بهره‌وری انتقالی^۴ (w_t) ۲- جزء خطایی که با انتخاب‌های نهاده‌ای همبستگی ندارد (η_t). تفاوت کلیدی میان w_t و η_t این است که w_t متغیر حالت است و بنابراین قواعد تصمیم‌گیری بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این جزء معمولاً در محاسبات اقتصادسنجی دانان وارد نمی‌شود ولی در نحوه تصمیم‌گیری برای انتخاب میزان نهاده‌ها تأثیرگذار است که همان‌گونه که اشاره شد، این پدیده همان مسأله هم‌زمانی است که در تخمین بدون تورش تابع تولید مشکل ایجاد می‌کند، زیرا تخمین‌زنده‌هایی از قبیل حداقل مربعات همبستگی جزء خطای (w_t) با انتخاب‌های نهاده‌ای یا به عبارت بهتر، همبستگی نهاده‌ها با عوامل غیرقابل مشاهده را نادیده می‌گیرند و نتایج ناسازگاری ارائه می‌کنند. (۲۸)

تقاضا برای نهاده واسطه‌ای m_t به متغیر حالت بنگاه (k_t) و جزء بهره‌وری انتقالی (w_t) بستگی دارد:

$$m_t = m_t(k_t, w_t)$$

بر اساس پیوست (A) لیوینسون و پترین (۲۸)، این تابع تقاضا نسبت به w_t یکنواخت صعودی است. این ویژگی باعث معکوس‌پذیری تابع تقاضای کالاهای واسطه‌ای می‌شود و w_t را می‌توان را به صورت تابعی از k_t و m_t نوشت:

$$w_t = w_t(k_t, m_t)$$

نشده^۱ وجود دارد که در یک نقطه زمانی موجب تغییر در رفتار بنگاه می‌شود و مسأله هم‌زمانی با استفاده از سرمایه‌گذاری به عنوان یک متغیر جانشین^۲ برای شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی بهره‌وری که در طول زمان نیز متغیر هستند، حل خواهد شد و مسأله انتخاب نیز با استفاده از محاسبه احتمال بقا^۳ در بازار برطرف خواهد شد.

اما اخیراً لیوینسون و پترین (۲۷) روشی را برای برآورد ارائه کردند که از نهاده‌های واسطه‌ای به عنوان متغیرهای جانشین استفاده می‌کرد و چنین استدلال می‌کنند که تعدیل و عکس‌العمل نهاده‌های واسطه‌ای نسبت به شوک‌های بهره‌وری می‌تواند به صورت ملایم توسط بنگاه انجام شود.

لیوینسون و پترین (۲۷) بر مبنای شواهدی که از داده‌هایی در مقیاس بنگاه‌های تولید به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری متغیری است هزینه‌های تعدیل آن بسیار قابل توجه است. اگر این نتایج را بپذیریم، متغیر جانشین (سرمایه‌گذاری) نمی‌تواند به راحتی نسبت به شوک‌های بهره‌وری عکس‌العمل نشان دهد و این باعث می‌شود که شرط سازگاری نقض شود. اما هزینه تعدیل نهاده‌های واسطه‌ای بسیار کمتر از هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است و عکس‌العمل تغییر در نهاده‌های واسطه‌ای (مثل انرژی) بسیار سریع‌تر و کامل انجام می‌شود. با توجه به تمرکز اصلی این مقاله بر روش لیوینسون - پترین، در بخش روش برآورد مدل، به تفصیل به بحث در خصوص این مدل خواهیم پرداخت.

بر اساس روش اولی و پاکس (۳۴)، 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 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 (I_{it}) را نیز به چرخه تولید خود اضافه کند. بنابراین در این روش از سرمایه‌گذاری به عنوان متغیر جانشین برای شوک‌های غیرقابل مشاهده استفاده می‌شود.

اما لیوینسون و پترین (۲۷) اشاره می‌کنند که چنانچه تابع سرمایه‌گذاری نتواند به طور مناسب و کامل به شوک‌های بهره‌وری عکس‌العمل نشان دهد، برخی همبستگی‌ها میان متغیرهای توضیحی و جزء خطا به وجود خواهد آمد. ویژگی دیگری که نهاده‌های واسطه‌ای دارند، برقراری ارتباط میان استراتژی برآورد و تئوری اقتصادی است. این موضوع زمانی روشن‌تر خواهد شد که بدانیم، نهاده‌های واسطه‌ای جزء متغیرهای حالت قرار نمی‌گیرند. لیوینسون و

- 1- Unobserved state variable
- 2- Proxy variable
- 3- survival probabilities

4- transmitted productivity component

$$w_t = \varphi_t - \beta_k k_t \quad (6)$$

با استفاده از این مقادیر پیش‌بینی که به ازای هر مقدار ممکن β_k بدست می‌آیند و نیز با بهره‌گیری از مقادیری که با استفاده از رگرسیون زیر (رابطه ۷) برای w_t پیش‌بینی می‌شوند، یک برآورد سازگار ناپارامتریک غیرخطی از $E[w_t | w_{t-1}]$ بدست می‌آید که در پژوهش لیوینسون و پترین (۲۰۰۳a) $E[(w_t | \widehat{w}_{t-1})]$ نامیده شده‌است:

$$\widehat{w}_t = \gamma_0 + \gamma_1 w_{t-1} + \gamma_2 w_{t-1}^2 + \gamma_3 w_{t-1}^3 + \epsilon_t \quad (7)$$

با در اختیار داشتن مقادیر β_k ، β_l و $E[(w_t | \widehat{w}_{t-1})]$ پس‌ماند تابع تولید به این صورت خواهد بود:

$$\eta_t + \xi_t - v_t - \beta_l l_t - \beta_k k_t - E[(w_t | \widehat{w}_{t-1})] \quad (8)$$

برآورد مدل از β_k نیز با حل معادله زیر خواهد بود:

$$\min_{\beta_k} \sum_t (v_t - \beta_l l_t - \beta_k k_t - E[(w_t | \widehat{w}_{t-1})])^2 \quad (9)$$

با استفاده از الگوریتم‌های متعددی می‌توان این تابع را حداقل کرد و رویکرد بوت‌استرپ^۱ برای محاسبه انحراف‌معیارهای β_l و β_k مورد استفاده قرار می‌گیرد.

برآورد مدل: متغیر وابسته به صورت درآمد ناخالص اگر y_t نشان‌دهنده درآمد ناخالص بنگاه باشد، تابع تولید را می‌توان بدین صورت نوشت:

$$y_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + \beta_m m_t + w_t + \eta_t \quad (1-10)$$

$$y_t = \beta_l l_t + \varphi_t(k_t, m_t) + \eta_t \quad (2-10)$$

که در مورد $\varphi_t(k_t, m_t)$ داریم:

$$\varphi_t(k_t, m_t) = \beta_0 + \beta_k k_t + \beta_m m_t + w_t(k_t, m_t)$$

بر اساس روش لیوینسون و پترین (۲۷)، با استفاده از تقریب چندجمله‌ای مرتبه سوم k_t و m_t به جای $\varphi_t(k_t, m_t)$ می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد سازگاری پارامترهای β_l استفاده کرد.

در مرحله دوم، به ازای هر مقدار ممکن β_k و β_m ، می‌توان مقادیر w_t را با استفاده از رابطه زیر به دست آورد:

$$\widehat{w}_t = \widehat{\varphi}_t - \beta_k k_t - \beta_m m_t \quad (11)$$

با استفاده از w_t های تمام دوره‌های زمانی (t)، یک برآورد

اکنون عبارت بهره‌وری غیرقابل مشاهده به تنهایی به عنوان تابعی از دو نهاده قابل مشاهده نمایش داده شده‌است.

بر اساس روش لیوینسون و پترین (۲۸)، بهره‌وری از یک فرآیند مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$w_t = E_t[w_t | w_{t-1}] + \xi_t$$

در این رابطه ξ_t ، نوعی تغییر در بهره‌وری است که با k_t همبستگی ندارد اما لزومی ندارد که با l_t نیز همبستگی نداشته باشد. در حقیقت همین جزء ξ_t از بهره‌وری غیرقابل مشاهده است که مشکل هم‌زمانی را ایجاد می‌کند. اکنون با توجه به نوع متغیر وابسته نحوه برآورد مدل متفاوت خواهد بود که بر همین اساس، در ابتدا بر اساس ارزش افزوده و سپس بر اساس درآمد ناخالص روش برآورد ارائه خواهد شد.

برآورد مدل: متغیر وابسته به صورت ارزش افزوده

اگر ارزش افزوده بنگاه با v_t نمایش داده شود، تابع تولید را می‌توان بدین صورت نوشت:

$$v_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + w_t + \eta_t = \beta_l l_t + \varphi_t(k_t, m_t) + \eta_t \quad (2)$$

که در این رابطه $\varphi_t(k_t, m_t)$ عبارت است از:

$$\varphi_t(k_t, m_t) = \beta_0 + \beta_k k_t + w_t(k_t, m_t) \quad (3)$$

در مرحله اول روش لیوینسون و پترین (۲۷)، با جایگذاری تقریب چندجمله‌ای مرتبه سوم k_t و m_t به جای $\varphi_t(k_t, m_t)$ می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، برآوردهای سازگاری از پارامترهای معادله ارزش افزوده به دست آورد:

$$v_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^{3-i} \delta_{ij} k_t^i m_t^j + w_t + \eta_t \quad (4)$$

که در رابطه (۴)، β_0 به صورت جداگانه تعریف نشده است و صرفاً در عرض از مبدا رابطه $\varphi_t(k_t, m_t)$ ظاهر می‌شود.

مرحله دوم روش لیوینسون و پترین (۲۷) با محاسبه مقدار برآورد شده φ_t آغاز می‌شود و خواهیم داشت:

$$\widehat{\varphi}_t - \widehat{v}_t - \widehat{\beta}_l l_t + \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^{3-i} \delta_{ij} k_t^i m_t^j + w_t + \eta_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^{3-i} \widehat{\delta}_{ij} k_t^i m_t^j - \widehat{\beta}_l l_t \quad (5)$$

بر اساس رابطه زیر (رابطه ۶) و به ازای هر مقدار ممکن β_k ، می‌توان مقادیر پیش‌بینی w_t برای تمامی دوره‌های t به دست آورد:

1 bootstrap approach

$$(SEE \beta_s)(FER1 \beta_p)(FER2 \beta_f) \quad (۱۶)$$

که لگاریتم طبیعی بدون ضریب ثابت رابطه (۱۶) به این صورت خواهد بود:

$$q = \beta_m(cap) + \beta_l(lab) + \beta_w(wat) + \beta_s(see) + \beta_p(fer1) + \beta_f(fer2) \quad (۱۷)$$

متغیر q درآمد ناخالص یا ارزش افزوده محصول اصلی در یک هکتار در واحد سطح را نشان می‌دهد، متغیر wat متوسط هزینه آب مصرفی از منابع رودخانه، چشمه، قنات، چاه آرتزین، چاه سطحی، چاه نیمه عمیق، چاه عمیق، برکه (استخر) و سد (کانال) در یک هکتار، متغیر see متوسط هزینه نهادهای بذر مصرف شده در یک هکتار از مزارع گندم، متغیر fer متوسط هزینه میزان کود شیمیایی پتاسه، ازته، فسفات و سایر کودهای مصرف شده در یک هکتار، متغیر $pois$ متوسط هزینه سموم قارچ کش، حشره کش، علف کش و سایر موارد مصرف شده در یک هکتار، متغیر $manur$ متوسط هزینه میزان کود حیوانی در یک هکتار، متغیر lab متوسط هزینه نفر-روز کار عملیات‌های آبیاری، بذر پاشی، بذر کاری و نشاکاری، تهیه خزانه، کود پاشی، کرت‌بندی-مرز کشی، نهر کشی و فاروژنی، تسطیح نسبی، دیسک و شخم در یک هکتار و متغیر cap متوسط هزینه استفاده از ماشین آلات در سطح عملیات‌های آبیاری، بذر پاشی، بذر کاری و نشاکاری، تهیه خزانه، کود پاشی، کرت‌بندی-مرز کشی، نهر کشی و فاروژنی، تسطیح نسبی، خرمن کوبی، درو یا برداشت، سمپاشی سله‌شکنی، دیسک و شخم در یک هکتار از مزارع گندم به تفکیک استان را نشان می‌دهد و تمامی مقادیر نیز به صورت لگاریتم طبیعی هستند.

در این پژوهش، تابع عملکرد مزارع گندم استان‌های منتخب کشور برآورد می‌شود. از آنجایی که تفاوت‌های اقلیمی و آب و هوایی ایران باعث گسترش فعالیت‌های اقتصادی - به تفکیک بخش‌های مختلف - در سطح استان‌ها شده است، از این رو 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 مؤثر غیرقابل مشاهده در تحلیل، با توجه به مقادیر ارائه شده در نتایج اثرات ثابت و اثرات تصادفی مربوط به برآوردهای اثرات ثابت و تصادفی قابل اندازه‌گیری است و در قسمت نتایج و بحث ارائه خواهد شد.

با توجه به محدودیت‌های آماری مربوط به دوره زمانی و محصول مورد بررسی، داده‌های مطالعه موردی این پژوهش، با استفاده از اطلاعات ۱۱ استان کشور شامل خوزستان، سمنان، فارس، قزوین، هرمزگان، همدان، کردستان، کرمانشاه، تهران، اردبیل و اصفهان برای

سازگار ناپارامتریک غیرخطی از $E[w_t | w_{t-1}]$ بدست می‌آید ($E[w_t | \widehat{w}_{t-1}]$) و در ادامه پسماندهای مدل به این صورت محاسبه می‌شوند:

$$\widehat{\eta}_t + \widehat{\xi}_t = v_t - \widehat{\beta}_l l_t - \beta_k^* k_t - \beta_m^* m_t - E[w_t | \widehat{w}_{t-1}] \quad (۱۲)$$

پسماندها باید حداقل با دو مورد از متغیرهای ابزاری رابطه متقابل داشته باشند تا بتوان β_m و β_k را برآورد کرد. اگر شرط گشتاوری زیر (رابطه ۱۳) برآورده شود و انباشت سرمایه دوره t نیز توسط تصمیمات سرمایه‌گذاری دوره قبلی تعیین شود، میزان k_t نسبت به شوک‌های ناشی از بهره‌وری در دوره جاری (ξ_t) عکس‌العملی نشان نخواهد داد.

$$E[\eta_t + \xi_t | k_t] = 0 \quad (۱۳)$$

بدین ترتیب این شرط گشتاوری به صورت ضمنی در تابع هدف (رابطه ۱۰-۱) وارد می‌شود. شرط گشتاوری لازم برای برآورد β_m (به صورت جداگانه از β_k)، به صورت رابطه (۱۴) خواهد بود:

$$E[\eta_t + \xi_t | m_{t-1}] = 0 \quad (۱۴)$$

در حقیقت این شرط گشتاوری نشان‌دهنده این واقعیت است که میزان استفاده از مواد اولیه در دوره قبلی، با جزء خطای دوره جاری همبستگی ندارد. بنابراین با تعریف رابطه $Z_t \equiv (k_t, m_{t-1})$ یکی از تخمین‌زنده‌های مناسب برای بدست آوردن اجزای Z_t (که شامل h جزء می‌شود)، رابطه (۱۵) خواهد بود:

$$\min_{\beta_k^*, \beta_m^*} \sum_h \{ \sum_t (\widehat{\eta}_t + \widehat{\xi}_t) Z_{ht} \}^2 \quad (۱۵)$$

دو روش معمول برای حل مسئله حداقل‌سازی گشتاورهای تعمیم‌یافته^۱ وجود دارد. روش اول، روش نیوتنی و روش دوم، موسوم به روش جستجوی شبکه‌ای دو بعدی^۲ است و در حقیقت هر دو روش، الگوریتم‌های یافتن حداقل مطلق تابع هدف هستند ولی روش دوم به دلیل جستجوی شبکه‌ای، با سرعت کم‌تری انجام می‌شود. اما چنانچه تغییرات سرمایه و متغیرهای جانشین در داده‌های پژوهش اندک باشد، روش نیوتنی ممکن است در پیدا کردن جواب مسئله بهینه‌یابی با مشکل روبرو شود که در این صورت از روش جستجوی شبکه‌ای دو بعدی استفاده می‌شود (۲۸).

داده‌ها

به پیشنهاد لیوینسون و پترین، (۲۷)، تکنولوژی تابع تولید را به صورت کاب-داگلاس در نظر می‌گیریم و خواهیم داشت:

$$Q = A(CAP \beta_m)(LAB \beta_l)(WAT \beta_w)$$

1- the GMM minimization problem

2- two-dimensional grid search

جنس ارزش افزوده است، «مدل ارزش افزوده» نامگذاری می‌شوند. بر اساس رویکرد لیوینسون و پترین (۲۷)، در هر دو مدل درآمدی و ارزش افزوده، متغیرهای هزینه نیروی انسانی و هزینه آب مصرفی و انواع کودهای مصرفی، به صورت آزاد و متغیر ارزش موجودی سرمایه به عنوان متغیر حالت در نظر گرفته می‌شوند. به علاوه به دلیل این که تغییرات سرمایه و تغییرات متغیرجانشین در داده‌های پژوهش و هم‌چنین تعداد دوره‌های مورد بررسی اندک هستند، در صورت لزوم (در مدل درآمدی) از روش جستجوی شبکه‌ای دو بعدی در کنار روش نیوتنی، برای یافتن حداقل مطلق تابع هدف در یک تحلیل یک سطحی استفاده می‌شود.

نتایج تجربی

قبل از انجام برآورد مدل با استفاده از روش‌های سنتی، لازم است با استفاده از آماره آزمون F و کای دو، همگنی داده‌ها و در نتیجه امکان ایجاد پانل مورد آزمون قرار گیرد که نتایج آزمون F و کای دو در هر دو مدل درآمدی و مدل ارزش افزوده (که در جدول (۱) ارائه شده است)، نشان از امکان ایجاد پانل با استفاده از داده‌های ۱۱ استان ذکر شده دارد.

برای تعیین یک طرفه بودن یا دوطرفه بودن اثرات در داده‌های تابلویی از آزمون‌های بروش-پاگان استفاده می‌کنیم که وجود اثرات دوطرفه زمان و مکان تایید می‌شود یا به عبارت بهتر این آزمون عدم وجود اثرات زمانی و مکانی را رد می‌کند. مقدار آماره کای دو (با درجه آزادی یک) در آزمون بروش-پاگان مدل ارزش افزوده، ۹۰/۲۶ و ارزش احتمال آن ۰/۰۰۰۱ و این مقدار آماره در مدل درآمدی برابر با ۹۱/۲۱ و ارزش احتمال آن برابر با ۰/۰۰۰۰ است. از این رو عدم وجود اثرات یک طرفه زمان و مکان رد خواهد شد و در هر دو مدل اثرات دوطرفه خواهیم داشت.

سال‌های زراعی ۷۹-۱۳۷۸ تا ۸۷-۱۳۸۶ (۹ سال) شکل گرفته است. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از پایگاه اطلاعات هزینه محصولات زراعی وزارت کشاورزی جمع‌آوری گردیده است و 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.

اما در روش لیوینسون-پترین (۲۷)، با توجه به این که تعدیل میزان تولید به هنگام بروز شوک‌های بهره‌وری، از طریق تعدیل نهاده‌های واسطه‌ای بخش کشاورزی انجام می‌شود، از این رو می‌توان ورود این شوک‌ها به مدل را به صورت تعدیل نهاده‌های متناظر با سطح زیرکشت تلقی کرد و از متغیر بذر به عنوان متغیر جانشین در مدل‌سازی استفاده کرد که با توجه به مشخص بودن هزینه بذر مورد استفاده در کاشت گندم (در هر هکتار)، بهترین متغیر برای مشخص نمودن نحوه تعدیل تولید به شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده، استفاده از نهاده واسطه‌ای بذر است. زیرا چنانچه میزان تولید نیاز به تعدیل داشته باشد، قطعاً این تعدیل در درجه اول در متغیر میزان نهاده‌های واسطه‌ای هر هکتار از سطح زیر کشت مربوطه خود را نشان می‌دهد که با توجه به دامنه دسترسی به داده‌ها، استفاده از متغیر بذر بهترین گزینه ممکن است.

با این وجود چنانچه بخواهیم شرایط اقلیمی و آب و هوایی استان‌ها را نیز وارد مدل‌سازی بهره‌وری کنیم، می‌توانیم هزینه متغیر سم را نیز در کنار بذر، وارد مجموعه متغیرهای جانشین پژوهش کنیم. البته این مورد تنها در حالتی ممکن است که متغیر وابسته مدل از جنس ارزش افزوده باشد و هنگامی که متغیر وابسته از جنس درآمد ناخالص باشد، تنها امکان استفاده از یک متغیر جانشین وجود دارد. به علاوه در برآورد تابع عملکرد مطالعه موردی پژوهش، از هر دو مدلی که در بخش چهارم تحقیق به آن‌ها اشاره شده است، برای برآورد استفاده می‌شود و از این پس مدلی که متغیر وابسته آن از جنس درآمد ناخالص است، «مدل درآمدی» و مدلی که متغیر وابسته آن از

جدول ۱- نتایج آزمون F و کای دو برای امکان پانل‌پذیری داده‌ها

مدل	آزمون	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال
مدل ارزش افزوده	برای دوره	F(10,75)	۱۸۶/۳۹۰۳۴۴
			۲۷۳/۴۴۹۰۸۷
مدل درآمدی	برای دوره	F(8,75)	۱۶/۰۹۴۴۷۱
			۷۸/۰۵۴۳۹۳
مدل ارزش افزوده	برای مقطع و دوره	F(18,75)	۱۲۲/۸۵۱۱۹۵
			۲۷۷/۴۹۴۶۰۶
مدل درآمدی	برای مقطع	F(10,75)	۲۷۷/۶۸۱۴۲۲
			۳۶۰/۱۸۴۰۳۰
مدل ارزش افزوده	برای دوره	F(8,75)	۲۲/۷۹۰۰۴۷
			۱۲۲/۰۵۰۵۴۶
مدل درآمدی	برای مقطع و دوره	F(18,75)	۱۶۵/۲۰۹۹۶۱
			۳۶۶/۷۹۵۸۳۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج آزمون هاسمن برای ارزیابی وجود اثرات تصادفی

مدل	آزمون	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال	
برای مقطع	χ	۲/۹۹۴۵	۰/۷۰۰۸	
مدل ارزش افزوده	برای دوره	χ	۵/۷۰۱۵۰۷	۰/۳۳۶۴
	برای مقطع و دوره	χ	۸/۸۳۱۹۲۶	۰/۱۱۶۰
	برای مقطع	χ	۲/۸۹۸۶۵۷	۰/۷۱۵۶
مدل درآمدی	برای دوره	χ	۶/۳۹۵۸۱۳	۰/۲۷۸۵
	برای مقطع و دوره	χ	۹/۲۱۴۳۷۱	۰/۱۰۰۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

روش جدید لیوینسون- پترین (۲۷) را انجام داد. نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱۷) در مدل ارزش افزوده به روش‌های اثرات ثابت، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی در جدول (۳) و نتایج حاصل از برآورد مدل به روش لیوینسون- پترین (۲۷) در مدل ارزش افزوده نیز در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱۷) در مدل درآمدی به روش‌های اثرات ثابت، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی در جدول (۵) ارائه شده است.

نتایج آزمون هاسمن برای هر دو مدل ارزش افزوده و درآمدی نیز که در جدول (۲) گزارش شده است، نشان از وجود اثرات تصادفی دوطرفه در داده‌های پژوهش دارد. از سوی دیگر، از آنجایی که ماهیت داده‌های پژوهش به صورت همه شماری نبوده و تمامی افراد را شامل نمی‌شود، دلیل دیگری است بر این که اثرات موجود در داده‌های مدل از نوع تصادفی است. با این حال نتایج مدل اثرات ثابت دوطرفه نیز در ادامه ذکر می‌شود تا بتوان مقایسه لازم در مورد پارامترهای برآورد شده در روش‌های سنتی و

جدول ۳- نتایج برآورد مدل ارزش افزوده با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی

متغیرهای مستقل	برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی		برآورد مدل به روش اثرات ثابت		برآورد مدل به روش اثرات تصادفی	
	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد
سرمایه	-۰/۲۱	۰/۳۰	-۰/۱۱	۰/۰۶	-۰/۰۴	۰/۰۷
نیروی کار	-۱/۰۹**	۰/۲۱	-۰/۱۱**	۰/۰۵	۰/۰۹**	۰/۰۵
آب	-۰/۷۰**	۰/۳۰	-۰/۰۱	۰/۰۶	-۰/۰۵	۰/۰۷
کود حیوانی	-۰/۰۲**	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۳**	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱
کود شیمیایی	۱/۴۵**	۰/۵۱	۰/۵۲**	۰/۱۱	۰/۵۵**	۰/۱۳
ضریب تعیین		۰/۵۰		۰/۹۸		۰/۲۱
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۷		۰/۹۷		۰/۱۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

** معنی‌دار در سطح ۵ درصد

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد مدل ارزش افزوده در رگرسیون لیوینسون- پترین (LP)

متغیرهای مستقل	ضریب	خطای استاندارد (بوت‌استرپ=۵۰)	آماره Z	ارزش احتمال آماره Z	فاصله اطمینان (۹۵ درصد)	
					Max	Min
نیروی کار	-۱/۰۳	۰/۲۱	-۴/۷۷	۰/۰۰	-۰/۶۰	-۱/۴۵
آب	۰/۴۷	۰/۲۴	۱/۹۲	۰/۰۵	۰/۹۶	-۰/۰۱
سرمایه	۰/۵۸	۰/۲۹	۲/۰۰	۰/۰۴	۱/۱۴	۰/۰۱
کود حیوانی	-۰/۱۱	۰/۱۰	-۱/۱۳	۰/۲۵	-۰/۰۸	-۰/۳۰
کود شیمیایی	۱/۴۱	۰/۵۴	۲/۵۸	۰/۰۱	۲/۴۸	۰/۳۳

تعداد گروه‌ها=۱۱

تعداد مشاهدات=۹۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- نتایج برآورد مدل درآمدی با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی

متغیرهای مستقل	برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی		برآورد مدل به روش اثرات ثابت		برآورد مدل به روش اثرات تصادفی	
	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد
سرمایه	-۰/۳۱	۰/۲۵	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۱۸**	۰/۰۸
نیروی کار	-۰/۹۹**	۰/۱۷	-۰/۱۱**	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۷
آب	۰/۵۲	۰/۲۴	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۱۸**	۰/۰۸
کود حیوانی	۰/۰۲**	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳**	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲
کود شیمیایی	۱/۸۶**	۰/۴۳	۰/۵۲**	۰/۱۳	۰/۶۶**	۰/۱۶
ضریب تعیین		۰/۵۲		۰/۹۸		۰/۲۸
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۹		۰/۹۷		۰/۲۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش

** معنی‌دار در سطح ۵ درصد

عنوان متغیر جانشین استفاده کنیم که نتایج هر دو حالت در جدول (۶) گزارش شده است.

واضح است که نتایج حاصل شده به هنگام استفاده از متغیرهای نیروی کار و هزینه آب مصرفی به عنوان متغیر جانشین نیز نمی‌توانند به معنی‌داری متغیرهای مدل و رسیدن به نتایج سازگار با مبانی نظری تابع تولید و حقایق آشکار شده^۲ کمکی کنند.

نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج تجربی تحقیق، هیچ‌یک از نتایج مدل درآمدی (در هر دو روش نیوتنی و جستجوی شبکه‌ای دو بعدی) از تطابق لازم با مبانی نظری برخوردار نیستند و اساساً استفاده از درآمد ناخالص به عنوان متغیر در برآورد عملکرد محصول گندم در ایران، قابل توصیه نیست. بنابراین برای بررسی دلالت‌ها و نتیجه‌گیری تحقیق بر نتایج مدل ارزش افزوده متمرکز می‌شویم. با توجه به نتایج تجربی پژوهش، برتری استفاده از متغیر ارزش افزوده به جای درآمد ناخالص، برای اندازه‌گیری تولیدات کشاورزی امری واضح و انکارناشدنی است. لازم به ذکر است که با توجه به این‌که اندازه و طول دوره شوک‌های بهره‌وری هر استان با دیگری متفاوت است و در طول زمان نیز برخی شوک‌های بهره‌وری، برخی استان‌های کشور را بیش‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهند و تأثیرپذیری استان‌ها به هیچ‌وجه یکسان نیست، اساساً نمی‌توان نتایج روش اثرات ثابت و تصادفی را درست و دقیق تلقی کرد.

نتایج حاصل از برآورد مدل ارزش افزوده به سه روش حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی، نشان می‌دهد که متغیر سرمایه در هیچ‌یک از سه روش، رابطه معنی‌داری با تولید ندارد. در مورد متغیر نیروی کار نیز با وجود معنی‌داری در هر سه روش، جهت معینی برای مستقیم یا معکوس بودن این رابطه گزارش

اما در مورد برآورد مدل به روش لیوینسون- پترین (۲۷) در مدل درآمدی، در رویکرد اول از روش نیوتنی برای حل مسئله حداقل سازی گشتاورهای تعمیم یافته استفاده می‌شود. در این رویکرد، چنانچه متغیر هزینه بذر را به عنوان متغیر جانشین وارد رگرسیون کنیم، حتی شرط همگرایی برای رسیدن به برآوردهای سازگار برآورده نمی‌شود و بوت‌استرپ^۱ تنها برای پارامترهای مرحله اول روش لیوینسون- پترین (۲۷) انجام می‌شود و در مرحله دوم متوقف می‌شود. همان‌گونه که در مبانی تئوریک نیز اشاره شد، دستیابی نتایج این چنینی، ناشی از اندک بودن تغییرات سرمایه و متغیرهای جانشین در داده‌های پژوهش است. بنابراین ناچار به تغییر متغیر جانشین هستیم. با استفاده از متغیر نیروی کار به عنوان متغیر جانشین، باز هم شرط همگرایی لازم برآورده نمی‌شود و بوت‌استرپ پس از انجام برآورد پارامترهای مرحله اول متوقف می‌شود. در نهایت می‌توان از متغیر هزینه آب مصرفی به عنوان متغیر جانشین مدل لیوینسون- پترین (۲۷) استفاده کرد که در این صورت نیز شرط همگرایی برآورده نمی‌شود و پارامترهای دو مرحله به روش نیوتنی برآورد نمی‌شوند. بنابراین به قاطعیت می‌توان گفت که در مورد داده‌های مورد مطالعه این پژوهش، با روش نیوتنی نمی‌توان برای حداقل سازی گشتاورهای تعمیم یافته به جواب مناسبی دست پیدا کرد.

بنابراین به سراغ روش جستجوی شبکه‌ای دو بعدی می‌رویم و متغیر هزینه بذر را به عنوان متغیر جانشین وارد مدل می‌کنیم ولی چون در مدل درآمدی (برخلاف مدل ارزش افزوده) متغیر جانشین نیز مثل متغیرهای آزاد و متغیر حالت وارد رگرسیون می‌شود، از این رو با ورود هزینه بذر به رگرسیون، امکان مقایسه نتایج با نتایج رویکردهای سنتی و مدل ارزش افزوده فراهم خواهد بود. به علاوه نتایج این برآورد نشان می‌دهد که متغیر حالت (سرمایه) و متغیر نیروی کار که متغیرهای اصلی تابع تولید هستند، از معنی‌داری برخوردار نیستند. بنابراین باید از یکی از متغیرهای نیروی کار و هزینه آب مصرفی به

اما مقادیر مربوط به اثرات ثابت و تصادفی نشان می‌دهد که استان‌های خوزستان، فارس، کرمانشاه، همدان و اردبیل به ترتیب دارای بالاترین میزان اثرات مشاهده نشده و بهره‌وری کنترل 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، ویژگی‌های رفتاری و فرهنگی نیروی کار استان و سایر شرایط ویژه مربوط به مکان تولید دارد که استان‌های مذکور را به مکان‌هایی مساعد و بهره‌ور برای پرورش گندم تبدیل می‌کند.

نتایج حاصل از برآورد مدل ارزش افزوده در رگرسیون لیوینسون و پترین (۲۷) که با کنترل ناپارامتریک شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده در مدل‌های رگرسیونی انجام شده‌است نشان می‌دهد که، مسأله انتخاب و مشکلاتی که از رابطه میان شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده و تصمیم به به تعدیل تولید ناشی می‌شود، در کنار مسأله هم‌زمانی که از رابطه میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها و به هنگام تعیین سطح بهینه نهاده‌ها از سوی بنگاه‌ها ایجاد می‌شود، می‌تواند تأثیر بسزایی بر نتایج برآورد مدل از پارامتر متغیرهای آزاد و حالت داشته باشد.

نمی‌شود و روش‌های حداقل مربعات معمولی و اثرات ثابت این رابطه معنی‌دار با تولید را به صورت معکوس و روش اثرات تصادفی، این رابطه را مستقیم گزارش می‌کند که با توجه به این که آزمون هاسمن و ماهیت داده‌های پژوهش، وجود اثرات تصادفی را تایید می‌کنند، از این رو تناقضی آشکار میان نتایج روش حداقل مربعات معمولی و روش اثرات ثابت وجود دارد.

در مورد نهاده آب مصرفی نیز علی‌رغم معنی‌داری این متغیر در روش حداقل مربعات معمولی، در روش‌های اثرات تصادفی و ثابت فاقد معنی‌داری لازم است. کود شیمیایی در هر سه روش از معنی‌داری لازم برخوردار است و در این میان، تورش بالای برآوردگر حداقل مربعات معمولی به وضوح قابل مشاهده است. کود حیوانی نیز همچون متغیر نیروی کار، با نتایج متناقضی در این سه روش مواجه بوده‌است که علاوه بر معنی‌داری، جهت اثرگذاری سازگار و همگنی در این سه روش نداشته است. دستیابی به این نتایج متناقض و ناسازگار، به ادعای لیوینسون - پترین (۲۷) و اولی و پاکس (۳۴) ریشه در عدم کنترل شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده در مدل‌های رگرسیونی سنتی دارد.

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد مدل درآمدی در رگرسیون لیوینسون - پترین (LP)

متغیرهای مستقل	متغیر جانشین: آب مصرفی		متغیر جانشین: نیروی کار	
	ضریب	خطای استاندارد (بوت‌استرپ=۵۰)	ضریب	خطای استاندارد (بوت‌استرپ=۵۰)
نیروی کار	-۱/۰۱**	۰/۴۷	۰/۰۱	۰/۱۸
آب	۰/۰۱	۰/۳۹	۰/۴۶	۰/۳۲
سرمایه	۰/۳۵	۰/۴۲	۰/۰۱	۰/۲۶
کود حیوانی	-۰/۱۶	۰/۱۵	-۰/۱۵**	۰/۰۸
کود شیمیایی	۲/۲۲	۱/۹۸	۲/۵۹**	۰/۸۲
	تعداد گروه‌ها=۱۱		تعداد مشاهدات=۹۹	
	ماخذ: یافته‌های پژوهش		**معنی‌دار در سطح ۵ درصد	

جدول ۷- مقدار اثرات ثابت و اثرات تصادفی در استان‌های مختلف.

استان‌ها	اثرات ثابت	استان‌ها	اثرات تصادفی
فارس	۱/۶۰	خوزستان	۱/۷۳
خوزستان	۱/۵۸	فارس	۱/۴۶
کرمانشاه	۰/۳۵	کرمانشاه	۰/۴۴
همدان	۰/۲۷	همدان	۰/۱۸
اردبیل	۰/۱۸	اردبیل	۰/۱۵
اصفهان	۰/۰۴	اصفهان	۰/۰۷
قزوین	-۰/۰۵	قزوین	-۰/۱۸
تهران	-۰/۲۱	تهران	-۰/۳۶
کردستان	-۰/۶۳	کردستان	-۰/۳۸
سمنان	-۰/۹۰	سمنان	-۰/۹۸
هرمزگان	-۲/۲۴	هرمزگان	-۱/۹۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸- مقایسه نتایج روش حداقل مربعات معمولی و لیوینسون-پترین (۲۷)

متغیر	ضریب برآورده شده در مدل لیوینسون-پترین	ضریب برآورده شده در مدل حداقل مربعات	نتیجه‌گیری
آب مصرفی	۰/۴۷	۰/۷۰	تورش ضریب برآورده شده در روش حداقل مربعات معمولی به سمت بالا در نهاده‌های واسطه‌ای
کود شیمیایی	۱/۴۱	۱/۴۵	تورش ضریب برآورده شده در روش حداقل مربعات معمولی به سمت بالا در نهاده‌های واسطه‌ای
کود حیوانی	-۰/۱۱	۰/۰۲	تورش ضریب برآورده شده در روش حداقل مربعات معمولی به سمت بالا در نهاده‌های واسطه‌ای
سرمایه	۰/۵۸	-۰/۲۱	تورش ضریب برآورده شده در روش حداقل مربعات معمولی به سمت پایین در متغیر حالت

ماخذ: یافته‌های پژوهش

منطبق بر دیدگاه لوییس (۲۹ و ۳۰) در مورد بهره‌وری منفی نیروی کار در بخش سنتی (کشاورزی) است. از این رو بر اساس دلالت‌های دیدگاه لوییس (۲۹ و ۳۰) اختلاف دستمزد بخش مدرن با بخش سنتی، زمینه‌های انگیزشی لازم برای انتقال نیروی کار به بخش مدرن را فراهم می‌کند. به علاوه ایجاد زیرساخت‌های ارتباطی و آموزشی لازم برای ایجاد سرمایه انسانی مناسب با بخش مدرن، انتقال نیروی کار مازاد به بخش مدرن (صنعتی) را تسهیل می‌کند. این پدیده در مورد تولید گندم ایران نیز مشاهده می‌شود و لازم است برای بهبود سطح تولیدات کشاورزی، اصلاحات تخصیصی بین بخشی نیروی کار صورت گیرد.

بنابراین معمولاً بر اساس نتایج برآورده‌های سنتی از تابع تولید (برخلاف روش لیوینسون-پترین (۲۷))، نهاده‌های واسطه‌ای (به ویژه آب مصرفی) سهم بالاتری در تابع تولید پیدا می‌کنند. در حالی که چنانچه کنترل شوک‌های بهره‌وری را وارد محاسبات و برآورد پارامترها کنیم، تخمین‌های بدون تورشی خواهیم داشت و تصویر بهتری از واقعیت تولیدات ارائه خواهد شد که می‌تواند دلالت‌های سیاستی مناسبی در جهت نحوه قیمت‌گذاری و عرضه نهاده‌های اولیه به کشاورزان داشته باشد.

به علاوه نتایج مطالعه موردی این پژوهش، به وضوح لزوم استفاده از روش لیوینسون و پترین (۲۷) را تایید می‌کند. با توجه به نتایج جداول (۴) و (۳) که خلاصه در جدول (۸) نیز ذکر شده است، تورش‌دار بودن ضریب نهاده‌های واسطه‌ای تولید گندم (شامل آب و کود) به سمت بالا و تورش ضریب سرمایه به سمت پایین در روش‌های متعارف برآورد الگوهای پانلی (حداقل مربعات معمولی) که در مدل پژوهش به وضوح تایید می‌شود، علاوه بر این که کاملاً بر نتایج مورد تایید در پژوهش‌های لیوینسون و پترین (۲۸)، لیوینسون و پترین (۲۷) و اولی و پاکس (۳۴) مطابقت دارد^۱، گواه روشنی است بر این که لازم است برای کنترل تورش ناشی از همزمانی و انتخاب، لازم است از روش‌های ناپارامتریک برای مدل‌سازی شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده استفاده شود.

به علاوه بر اساس نتایج مدل لیوینسون-پترین (۲۷)، می‌توان در مورد تولید گندم در استان‌های ایران به این واقعیت اشاره کرد که علی‌رغم اهمیت نیروی کار در فرآیند تولید که از مهم‌ترین عوامل موثر بر تولید شمار می‌رود، اما نتایج مدل نشان ارزش‌افزوده نشان می‌دهد که به دلیل حضور فراوان نیروی کار ساده در تولید گندم استان‌ها، حجم به کارگیری این عامل از نقطه تولید نهایی صفر عبور کرده است و بهره‌وری منفی را به دنبال داشته است. این پدیده کاملاً

منابع

- ۱- ابونوری ا. و تاجدین ع. ۱۳۸۳. برآورد اثر تورم بر نابرابری در توزیع هزینه ایران با استفاده از روش ناپارامتریکی (سال ۱۳۸۰-۱۳۵۰) تحقیقات اقتصادی. تابستان ۱۴۶۵.
- ۲- ترکمانی ج. و وزیرزاده س. ۱۳۸۶. تعیین حق بیمه محصولات کشاورزی کاربرد روش ناپارامتریک. اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی) (۱) (۱).
- ۳- حسین زاد ج. و سلامی ح. ۱۳۸۳. انتخاب تابع تولید برای برآورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی: مطالعه موردی تولید گندم. مجله اقتصاد

۱ - سرمایه به عنوان یک نهاده تولید که تعدیل آن به کندی صورت می‌گیرد و به عنوان یک متغیر حالت وارد مدل لیوینسون-پترین می‌شود.

کشاورزی و توسعه. جلد ۴۸ شماره ۴ .

- ۴- دانشور کاخکی م.، ضیائی گلریز ز.، و رضوی ه. ۱۳۸۷. بررسی بهره‌وری گوجه فرنگی در استان خراسان رضوی. اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی. مشهد
- ۵- دریسای بهمن شیر ح. ۱۳۸۰. برآورد تابع تولید نیشکر و شکر در کشت و صنعت هفته تپه. پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی گرایش برنامه ریزی و تحلیل سیستم‌های اقتصادی. مؤسسه آموزشی علوم و تحقیقات اهواز.
- ۶- رحیمی سوره ص. و صادقی ح. ۱۳۸۳. عوامل موثر بر کارایی و اقتصاد مقیاس در رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری (مطالعه موردی: طرح‌های مرتعداری در ایران). تحقیقات اقتصادی. شماره ۲۱(۶۷).
- ۷- رفتی م.، آذرین‌فری ی.، زاد م.، برابری ع.، و 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. شماره ۳(۱).
- ۸- زراء نژاد م. و یوسفی حاجی آباد ر. ۱۳۸۸. ارزیابی کارایی فنی تولید گندم در ایران (با استفاده از دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک). پژوهش‌های اقتصادی. شماره ۹(۲).
- ۹- عادل ساردوئی م.، شریفیو ا.، و علیزاده ح. ۱۳۸۷. برآورد تابع تولید انعطاف پذیر گوجه‌فرنگی و بررسی مصرف اقتصادی نهاده‌ها (مطالعه موردی گوجه فرنگی کاران شهرستان جیرفت). اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی. مشهد
- ۱۰- کردبچه ح. ۱۳۹۰. تخمین شبه پارامتریک استوار در تعیین عوامل ناکارایی در نظام بانکی ایران: روش بوت استرپ. تحقیقات اقتصادی. شماره ۴۶(۹۵).
- ۱۱- مجرد ع.، کهنخا ا.، و صبوحی صابونی م. ۱۳۸۸. معرفی راه کار ناپارامتریک تصادفی در تخمین کارایی فنی: مطالعه موردی واحدهای مرغداری در منطقه سیستان. اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی). شماره ۳(۳).
- ۱۲- مرادی شهربانک ح. ۱۳۹۰. تعیین کارایی تولیدکنندگان بادام استان کرمان (مطالعه موردی شهرستان سیرجان). تحقیقات اقتصاد کشاورزی. شماره ۳(۲).
- ۱۳- مظهری م. ۱۳۸۷. اندازه‌گیری بهره‌وری عوامل تولید محصول گوجه‌فرنگی. اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه‌فرنگی. مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خراسان رضوی. مشهد
- ۱۴- یزدانی س.، شهبازی ح.، و کلاشمی م. ۱۳۸۹. بررسی تابع تولید غیرمستقیم و محدودیت بودجه در تولید پنبه استان خراسان. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران. شماره ۴(۴).
- 15- Arellano M., and Bover O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68: 29-51.
- 16- 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.
- 17- Blundell R., and Bond S. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87: 115-143.
- 18- Davis Steven J., and Haltiwanger John, C. 1992. Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 107(3): 819-63, August.
- 19- DuII Sh. 2004. Nonparametric and Semi-parametric Estimation of Efficient Frontier. Department of Agricultural Economics. Penn State University. 308 armsby University Park. PA 16802
- 20- Dunne T., and 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.
- 21- Engle C., Granger W., Rice J., and Weiss A. 1986. Semi parametric Estimates of the Relation between Weather and Electricity Sales. *Journal of the American Statistical Association*.
- 22- Ericson R., and Pakes A. 1995. Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work. *The Review of Economic Studies*, 62(1): (Jan., 1995), pp. 53-82, Published by: Oxford University Press.
- 23- Farrell, M.J. 1957. The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (general)*, 120(30): 253-290
- 24- Griliches Z., and Mareisse, J. 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.
- 25- Griliches Zvi. 1957. Specification Bias in Estimates of Production Functions. *Journal of Farm Economics*. February, 39 (1): 8-20.

- 26- John R., Baldwin P., and Gorecki k. 1989. Firm Turnover and Market Structure: Concentration Statistics as a Misleading Practice. Working Papers 762, Queen's University, Department of Economics.
- 27- Levinsohn J., and Petrin A. 2003. Estimating production function using inputs to control for unobservables. *Review of economic studies*, 70(2):317-342.
- 28- Levinsohn J., and Petrin A. 2003. On the micro-foundations of productivity growth. Mimeo: University of Chicago.
- 29- Lewis Arthur W. 1954. Economic Development with Unlimited Supplies of Labor. *The Manchester School*, 22(2):139-191.
- 30- Lewis Arthur W. 1972. Reflections on Unlimited Supplies of Labor. In L. E. diMarco (ed.), *International Economics and Development (Essays in Honor of Raul Prebisch)*, New York, Academic Press, pp. 75-96.
- 31- Marschak J., and Andrews W.H. 1944. Random simultaneous equations and the theory of production. *Econometrical*, 12: 143-205.
- 32- Martínez-Ruiz M.P., Mollá-Descals A., Gómez-Borja M.A., and Rojo-Álvarez J.L. 2006. Evaluating temporary retail price discounts using semi parametric regression. *Journal of Product & Brand Management*, 15 (1): 73 – 80
- 33- Mossa Charles B., and Schmitz Troy G. 2006. A semi parametric estimator of the Zellner production function for corn: fitting the univariate primal. *Applied Economics Letters*, 13(13):863-867.
- 34- Olley G.S., and Pakes A. 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrical*, 64: 1263-1297.
- 35- Pavcnik N. 2002. Trade liberalization, exit, and productivity improvements: Evidence from Chilean plants. *Review of Economic Studies*, 69: 245-276.
- 36- 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.
- 37- Simar L., and Wilson P. 2007. Estimation and Inference in Two-Stage, Semi-Parametric Models of Production Processes. *Journal of Econometrics*, 136: 31-64
- 38- Ucal M., Özcan K.M., Bilgin M.H., and Mungo J. 2010. Relationship between financial crisis and foreign direct investment in developing countries using semi parametric regression approach. *Journal of Business Economics and Management*, 11(1): 20-33.
- 39- Wedervang F. 1965. *Development of a Population of Industrial Firms*. Scandinavian University Books, Oslo, Norway.
- 40- Wooldridge J. 2005. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables. Mimeo: Michigan State University.
- 41- 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.