

تأثیر مدیریت مکانیزه کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی (مطالعه موردی ایران)

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۷/۱۲

ناصر الهی^۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۹/۳۰

مریم همتیار^۲

چکیده

مکانیزاسیون کشاورزی به عنوان تحولی اجتناب ناپذیر در کشاورزی، همواره متأثر و اثرگذار بر اقتصاد کشاورزی بوده است. به نحوی که در بسیاری از موارد کم توجهی به این امر موجب اتلاف سرمایه در این بخش می گردد. بر همین اساس در این مطالعه ضمن در نظر گرفتن اثربخشی نهاده های تولید غیر ماشینی مانند نیروی کار، کود، بذر، سم، آب و زمین، به بررسی نقش ماشین های کشاورزی در ارزش افزوده بخش زراعت ایران پرداخته شد. این بررسی با استفاده از تابع هزینه ترانس لاگ و معادلات سهم هزینه نهاده ها، با در نظر گرفتن شاخص توسعه انسانی و ضریب مکانیزاسیون کشاورزی، در ۲۸ استان کشور طی یک دوره زمانی ۲۰ ساله (۱۳۶۸-۱۳۸۷)، برای محصولات زراعی به غیر از نباتات علوفه ای انجام شد. برآورد مدل توسط روش سیستمی و رگرسیون های به ظاهر نامرتب تکراری، با ضریب تعدیل ۹۷٪ صورت گرفت. نتایج حاصل از برازش مدل نشان دادند که با وجود صرف هزینه های معنی دار در بخش مکانیزاسیون کشاورزی و اثرگذاری مثبت استفاده از ماشین های کشاورزی بر ارزش افزوده تولیدات زراعی، ضریب مکانیزاسیون کشاورزی در کشور پایین بوده و رابطه معنی داری با هزینه های صرف شده در تهیه، نگهداری و استفاده از ماشین های کشاورزی در بخش تولید محصولات زراعی (به غیر از نباتات علوفه ای) نداشته است. همچنین با انجام آزمون های فرضیه های همگنی تابع تولید، تغییرات تکنیکی خنثی هیکس، هموتتیک بودن و بازدهی ثابت به مقیاس رد شدند. محاسبه میزان تورش مقیاس برای کلیه نهاده ها، وجود تورش اضافی در استفاده از نیروی - کار و تورش نقصانی در به کارگیری ماشین های کشاورزی در فعالیت های زراعی را نشان داد. **واژگان کلیدی:** ارزش افزوده، ضریب مکانیزاسیون کشاورزی، تابع هزینه ترانس لاگ، رگرسیون های به ظاهر غیر مرتب تکراری، بازده نسبت به مقیاس

طبقه بندی موضوعی: Q_{۱۲}، Q_{۱۶}، D_{۲۴}

۱. عضو هیأت علمی دانشگاه مفید ، elahi@mofidu.ac.ir
۲. کارشناس ارشد اقتصاد ، hematyar1307@yahoo.com

مقدمه

مکانیزه کردن کشاورزی مقوله‌ای از پیشرفت تکنولوژی‌های فنی در بخش کشاورزی است. تکنولوژی ماشینی قادر است بر میزان تولید در بخش کشاورزی اثرگذار باشد. اما در کنار پژوهش‌های مربوط به چگونگی توسعه‌ی کشاورزی ماشینی، بررسی جنبه‌های اقتصادی این تکنولوژی سرمایه‌بر لازم و ضروری است. در حال حاضر بیشتر تحقیقات انجام شده در رابطه با این موضوع، در جهت بررسی معایب و مزایای استفاده از ماشین‌های کشاورزی بوده است و کمتر به ابعاد اقتصادی مسئله پرداخته می‌شود. در مواقعی هم که موضوع با رویکرد اقتصادی مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد بعضاً مطالعات به صورت منطقه‌ای، مقطعی و تک محصولی است. در نتیجه با توجه به گونه‌های مختلف منطقه‌ای، آب و هوایی، اقتصادی، فرهنگی و ... در کشور و تنوع در میزان استفاده از ماشین‌های کشاورزی در محصولات مختلف کشاورزی، نتایج حاصل قابل تعمیم به کل کشور نیست. به همین دلیل در این تحقیق با در نظر گرفتن کلیه محصولات زراعی به‌غیر از نباتات علوفه‌ای به تفکیک در ۲۸ استان کشور طی یک دوره ۲۰ ساله به بررسی موضوع پرداخته‌ایم. زیرا اهمیت و نقش نهاده سرمایه در اقتصاد کشور ایجاب می‌کند که با مطالعه همه جانبه و صحیح، جریان سرمایه را در بخش‌های اصلی و زیر بخش‌های هر بخش به نحوی برقرار نمود، که نه تنها موجب اتلاف آن نگردد، بلکه سبب رشد تولید، درآمد ملیو سرمایه جهت سرمایه‌گذاری مجدد در اقتصاد کشور شود.

۱- فرضیه و روش تحقیق

گذار از کشاورزی معیشتی^۱ به کشاورزی صنعتی^۲ از طریق به‌کارگیری سرمایه ماشینی^۳ در فعالیت‌های کشاورزی، در صورتی قابل قبول و توجیه است که معادل با اقتصادی و صنعتی کردن کشاورزی باشد. بدین معنی که با توجه به قابلیت‌ها و ظرفیت‌های موجود در بخش کشاورزی آیا برآیند آثار مکانیزاسیون کشاورزی در کشور توجیه اقتصادی دارد؟ بدین ترتیب توجه به نقش‌ماشین‌های کشاورزی به‌عنوان کالایی بادوام در ارتقای جنبه‌های کمی و کیفی تولیدات بخش کشاورزی و اقتصاد کشور در سطح خرد و کلان، فرضیه تحقیق به این- صورت تعریف می‌شود: بررسی نقش ماشین‌های کشاورزی تنها با در نظر گرفتن نقش سایر نهاده‌ها و عوامل تولید در شرایط موجود در کشور می‌تواند نتایج مناسبی در میزان استخدام سرمایه

ماشینی جهت افزایش بهره‌وری عوامل تولید و بهبود کمی و کیفی محصولات کشاورزی داشته باشد که این امر افزایش درآمد کشاورزان و در نهایت افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی را به همراه خواهد داشت. بر این اساس برای حصول نتایج قابل تعمیم در کشور کلیه هزینه‌های ماشینی و غیرماشینی مراحل آماده‌سازی زمین، کاشت، داشت و برداشت محصولات زراعی به غیر از نباتات علوفه‌ای ضمن در نظر گرفتن بردار عوامل نهادی با دو مؤلفه شاخص توسعه انسانی و شاخص ضریب مکانیزاسیون کشاورزی، در قالب تابع هزینه ترانس لاگدر یک دوره ۲۰ ساله (۱۳۸۷-۱۳۶۸) برای ۲۸ استان کشور با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط مورد برآورد قرار گرفته و سپس آزمون‌های لازم انجام می‌شود.

۲- مروری بر پیشینه مطالعات تجربی

افشین امجدی و همکارانش (۱۳۸۶) به منظور شناسایی ساختار تکنولوژی تولید و تعیین رابطه بین نهاده‌های مختلف در تولید گندم آبی مطالعه‌ای را انجام دادند. نهاده‌های مورد بررسی در این تحقیق شامل؛ خدمات ماشینی، نیروی کار، بذر، زمین، کود و سایر نهاده‌ها بود. آنها داده‌های مربوط به هزینه‌های تولید گندم آبی در یک دوره زمانی ده ساله (۱۳۷۹-۱۳۷۰) را به تفکیک ۲۸ استان کشور در نظر گرفتند. در این تحقیق با استفاده از رهیافت دوگان و روش اقتصادسنجی رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط، مدل هزینه ترانس لاگ برآورد شد. پس از برآورد مدل آزمون‌های؛ ادغام پذیری داده‌ها جهت استفاده از داده‌های پانل، هموتیک بودن، بازده ثابت به مقیاس، شکل کاب-داگلاس بودن تابع و همچنین محاسبه کشش‌های جانشینی آلن انجام شدند. نتایج بدست آمده از این آزمون‌ها همگی منجر به عدم پذیرش فروض مذکور، در سطح اطمینان ۵٪ شدند. محاسبه اریب‌های هموتیکی نیز نشان دادند که تغییر مقیاس تولید گندم آبی در خصوص نهاده ماشینی و نیروی کار دارای اریب اضافی و در مورد زمین و کود دارای اریب نقصانی است. یعنی تابع تولید گندم ماشینی بر و کاربر است. در این تحقیق نتایج بدست آمده نشان داد که در تشویق افزایش مقیاس تولید باید به تأمین ماشین‌های کشاورزی توجه بیشتری شود.

جهانی و اصغری (۱۳۸۴) در پژوهشی برای برآورد توابع تقاضای نهاده‌ها، روش سیستمی و رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط را به کار گرفتند. ایشان در این تحقیق به بررسی رابطه ماشینی با سایر نهاده و عوامل تولید (کود، بذر و نیروی کار) پرداختند. و برای برآورد

شاخص‌هایی مانند کشش تولید، ضریب تابع و بازده نسبت به مقیاس از تابع هزینه ترانس‌لاگ استفاده کردند. این تحقیق مربوط به ۱۰۰ بهره‌بردار گندم دیم در منطقه ارسباران در سال زراعی ۱۳۸۱-۱۳۸۲ بوده است. ضریب تعیین مدل تقریباً ۹۰ درصد بوده و این نکویی برازش مدل را نشان می‌دهد. نتایج نشان داد که کود شیمیایی مکمل بذر و ماشین مکمل نیروی کار محسوب می‌شود. مقادیر کشش جانشینی موری شیمما نشان داد که کشش نسبت عوامل نیروی-کار، کود شیمیایی، بذر مصرفی و خدمات ماشینی بزرگ‌تر از یک بوده و جانشینی قوی بین آنها برقرار است.

ترکمانی و کلائی (۱۳۸۰) جهت تحلیل چگونگی تأثیر نهاده‌ها در تولید گندم و جو ضمن معرفی انواع توابع هزینه چند محصولی با استفاده از تابع هزینه ترانس‌لاگ، توابع تقاضای نهاده‌های کود شیمیایی، بذر، نیروی کار و ماشین را در چارچوب معادلات سیستمی با بهره‌گیری از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری به صورت مقید برآورد نمودند. این مطالعه با داده‌های مربوط به ۱۰۰ بهره‌بردار گندم و جو در سطح استان فارس در سال زراعی ۱۳۷۷-۱۳۷۸ انجام شد. نتایج مطالعه نشان داد که مدل هزینه ترانس‌لاگ، برازش خوبی نسبت به داده‌های مورد تحقیق داشته است و کود شیمیایی مکمل بذر مصرفی به‌شمار می‌رود و نیروی کار، ماشین و کود شیمیایی نیز روابط جانشینی دارند. در این مطالعه کشش قیمتی تقاضا برای کلیه نهاده‌ها کمتر از یک تعیین شد و این مطلب نشان دهنده بی‌کشش بودن تقاضا برای نهاده‌ها است.

ذوالنور (۱۳۷۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان «ساختار هزینه تولید و عرضه گندم در ایران» با داده‌های سال زراعی ۱۳۷۴-۱۳۷۳ در کشور و استان‌های برگزیده خوزستان، فارس، اصفهان، لرستان، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی و سیستان و بلوچستان، با استفاده از روابط دوگان توابع تولید و هزینه و با استفاده از روابط خطی و غیرخطی برای تابع هزینه از روش‌های سیستمی در مقابل روش‌های برآورد تک معادله‌ای استفاده کرده و امکان جایگزینی بین عوامل تولید به‌جای یکدیگر را بررسی کرده است. وی در بررسی‌هایش عمدتاً از چهار عامل تولیدی؛ سطح زیرکشت، نیروی کار، میزان استفاده از خدمات ماشینی و میزان بذر استفاده کرده است. برای به‌دست آوردن ضرایب کشش‌های جانشینی و کشش‌های قیمتی تقاضای نهاده‌ها از ضرایب تعیین شده در تابع هزینه ترانس‌لاگ استفاده شده است. وی همگن بودن خطی تابع هزینه ترانس‌لاگ و همچنین ثابت بودن بازده به مقیاس را از طریق به‌کار بردن آزمون نسبت درست‌نمایی رد کرده است. نتایج به‌دست آمده از مطالعه ذوالنور نشان داد که ازدیاد تعداد عوامل تولید موجب ایجاد، و در بعضی موارد تشدید پدیده همخطی و در نتیجه کاهش دقت

برآورد، می‌گردد و آزمون‌های آماری را نامی‌سر می‌سازد. بر اساس این مطالعه مکمل یا جایگزین بودن عوامل تولید در سطح کشور متفاوت بوده و از استانی به استان دیگر تغییر می‌کند.

هژبر کیانی و نعمتی (۱۳۷۶) با استفاده از داده‌های آماری مربوط به سال زراعی ۱۳۷۳-۱۳۷۲ مربوط به محصول گندم در کشور تابع هزینه ترانس‌لاگ و توابع تقاضای نهاده‌های گندم آبی کشور را بدست آوردند. روش اقتصادسنجی مورد استفاده در برآورد این توابع، رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبب تکراری بود. ایشان از آمار کلیه هزینه‌های تولید گندم آبی در سطح شهرستان‌های کشور برای نهاده‌های ماشین‌های کشاورزی، نیروی کار، زمین، کود، بذر و آب، استفاده کردند. نتایج بدست آمده از این تحقیق نشان داد که همه نهاده‌های به کار رفته در تولید گندم آبی دارای تقاضای بی‌کشش هستند، همچنین از نظر آنها مکانیزه کردن کشت گندم از طریق کاهش قیمت ماشین‌های کشاورزی و ایجاد تسهیلات جنبی باعث آزاد شدن و عرضه مازاد نیروی کار در بخش کشاورزی خواهد شد. بدین ترتیب دولت باید قبل از اتخاذ تصمیم در زمینه فراهم آوردن تسهیلات بیشتر برای مکانیزاسیون، امکانات لازم را جهت جذب نیروی کار آزاد شده از بخش کشاورزی فراهم آورد. که این عمل با ایجاد صنایع جانبی و کوچک در روستاها امکان پذیر خواهد بود.

چن^۴ و همکاران (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای پس از جمع‌آوری داده‌های آماری مربوط به عوامل و نهاده‌های تولید محصولات کشاورزی با محاسبه شاخص بهره‌وری تورنکوئیست برای کلیه عوامل تولید طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۰ در کشور چین نشان دادند که از عوامل رشد بهره‌وری در کشاورزی چین به‌کارگیری ماشین‌های کشاورزی بوده است. بدین ترتیب ایشان استفاده از ماشین‌های کشاورزی را عاملی مهم و ضروری در رشد کمی و کیفی تولیدات بخش کشاورزی برشمردند.

نایمک^۵ و تونی^۶ (۲۰۰۴) در کشور کامرون با جمع‌آوری اطلاعات از ۴۵۰ کشاورز در ۱۵ روستا بین سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۲ و با تخمین توابع تولید کاب داگلاس برای دو محصول ذرت و بادام‌زمینی، دریافتند که یکی از شرایط لازم در افزایش بهره‌وری ماشین‌های کشاورزی، افزایش اندازه زمین است که در تعقیب آن درجه و سطح مکانیزاسیون به طرز چشمگیری افزایش می‌یابد و بدین ترتیب عملکرد فنی و اقتصادی محصولات (ذرت و بادام‌زمینی) نیز افزایش می‌یابد. آنها با تقسیم‌بندی اندازه مزارع برای کشت دو محصول نامبرده، به این نتیجه رسیدند که در شرایط یکسان کشت، به‌کارگیری ماشین‌های کشاورزی در مزارعی که دارای مساحت بیشتری هستند به نحو مؤثرتری عمل می‌نمایند.

دیتر و هانسون^۷ (۲۰۰۳) در کشور سوئد، به بررسی شش سیستم به‌کارگیری ماشین‌های کشاورزی در زمین‌های قابل کشت پرداختند. آنها در تقسیم‌بندی این شش سیستم روش‌های

کشت غیرمکانیزه تا نیمه مکانیزه و نحوه استفاده از ماشین‌ها و ادوات کشاورزی را به صورت اختصاصی و یا در قالب تعاونی‌های ارائه دهنده خدمات مکانیزاسیون کشاورزی، در نظر گرفتند. ایشان با بدست آوردن یک مدل شبیه‌سازی شده در طول ۲۰ سال (۲۰۰۲-۱۹۸۲) به صورت استفاده خصوصی و مشترک به این نتیجه رسیدند که با سهم بودن در استفاده از ماشین‌های کشاورزی، هزینه‌های کارگری^۹، به‌موقع‌انجام شدن عملیات^{۱۰} و هزینه ویژه^{۱۱} ماشین‌ها به صورت چشمگیری کاهش می‌یابد. ایشان یکی از علل این کاهش هزینه‌ها را پایین بودن توان مالی و اقتصادی پایین کشاورزان جهت تأمین ماشین‌های کشاورزی به صورت اختصاصی برشمردند. دیترو و هانسون میزان کاهش هزینه‌های کل را ۱۵٪ و میزان کاهش سرمایه‌گذاری را ۵٪ عنوان کردند.

براساس کتاب «یک‌صد سال کشاورزی در ژاپن» که در سال ۱۹۹۲ توسط انتشارات دانشگاه توکیو به چاپ رسید ماسایوشی هونما و یوجیرو هایامی مقاله‌ای با عنوان «مکانیزاسیون زراعی، صرفه‌جویی مقیاس و تحول ساختاری در ژاپن» نوشتند. این مقاله در سال ۱۳۷۳ هجری شمسی توسط درویشی جزی ترجمه شد. در این مقاله ذکر شده است که قبل از به‌کارگیری تراکتورهای کوچک دستی در مزارع ژاپن، اثر صرفه اقتصادی ناشی از مقیاس در بخش کشاورزی بسیار اندک بود. اما با ورود تراکتور و ماشین‌های کشاورزی در ژاپن اثر صرفه‌های اقتصادی ناشی از مقیاس افزایش یافت. ایشان کاهش نرخ دستمزدها در دهه ۱۹۶۰ و مقررات بازدارنده در ایجاد زمین‌های کشاورزی را عاملی مؤثر در ایجاد فاصله میان نرخ بازدهی نیروی کار بین بخش کشاورزی و غیر کشاورزی برشمردند. به طوری که این امر موجب جذب نیروی کار از بخش کشاورزی به بخش‌های غیر کشاورزی شد و انگیزه لازم را در کشاورزان برای توسعه مزارعشان پدید آورد. بدین ترتیب با حذف مقررات بازار زمین این نیرو افزایش یافت و اثرات صرفه اقتصادی ناشی از مقیاس و بازار نیروی کار بین بخشی، مکمل یکدیگر شدند. در حقیقت ایشان مداخلات دولتی را عاملی مهم در تخصیص نامناسب و ناکارآمد منابع در تولید کشاورزی می‌دانند که باید با جهت دادن این سیاست‌ها برای بهبود و ارتقای نوآوری-های تکنولوژیکی و نهادی، مانع رشد نوآوری‌ها نشد. در این مطالعه کشش هزینه، درآمد فرصتی و ضریب تمرکز زمین در کشاورزی ژاپن برای سال‌های ۱۹۸۴-۱۹۵۱ محاسبه شد. همچنین هزینه تولید برنج در ژاپن بر حسب اندازه مزارع و میزان استفاده از ماشین‌های کشاورزی طی سال‌های ۱۹۵۵-۱۹۸۸ تعیین شد و معادلات رگرسیونی در رابطه با کشش هزینه همراه با شاخص‌های مکانیزاسیون زراعی، نرخ تمرکز زمین همراه با کشش هزینه درآمد فرصتی، برآورد شدند. نتایج نشان دادند که استفاده بیشتر از مکانیزاسیون کشاورزی در کنار

وسعت زمین‌های زراعی موجب کاهش هزینه‌های تولید، استفاده بهینه از سایر نهاده‌ها و عوامل تولید، افزایش درآمد و در نهایت صرفه‌جویی مقیاس می‌گردد.

گلاس^{۱۲} و مک‌کیلوپ^{۱۳} (۱۹۸۹) با استفاده از تابع هزینه ترانس‌لاگ، ساختار کشاورزی ایرلند شمالی را بررسی کردند. این مدل دربر گیرنده دو محصول دام و فرآورده‌های آن و گیاهان زراعی و چهار نهاده سرمایه (ماشینی و غیرماشینی)، نیروی کار، کودهای شیمیایی و شاخص مربوط به مجموع غذای دام، بذر و دام‌های وارد شده به منطقه بود. آنها مطالعه خود را در دوره زمانی ۱۹۸۵-۱۹۹۵ با برآوردی از کشت‌های جانشینی میان نهاده‌ها، کشت‌های خودی و متقاطع تقاضای نهاده‌ها، پارامتر صرفه‌های برگرفته از مقیاس و نرخ تغییر فن‌آوری همکس، برای هر سال، انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که ساختار کشاورزی ایرلند شمالی هموتیک نیست و نهاده سرمایه کشت‌پذیر، نیروی کار کشت‌ناپذیر و نهاده در برگیرنده مجموع غذای دام، بذر و واردات دام نیز کشت‌ناپذیر است.

کلارک^{۱۴} و یانگیلاد^{۱۵} (۱۹۹۲) برای تعیین نقش تغییرات تکنولوژی در میزان استفاده از نهاده‌ها و عوامل تولید بخش کشاورزی، چهار نهاده ماشین، نیروی کار، زمین و انواع کودها و آفت‌کش‌ها را در منطقه مرکزی کانادا مورد مطالعه قرار دادند. ایشان برای تعیین این نقش یک سری زمانی پنجاه ساله (۱۹۳۵-۱۹۸۵) را با رهیافت دوگان در قالب مدل هزینه در نظر گرفتند. برآورد مدل با روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب^{۱۶} با حذف عامل نیروی کار و برقراری کلیه قیود همگنی و قرینگی انجام شد. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه نشان داد که تغییرات تکنولوژی موجب کاهش استفاده از نهاده نیروی کار و استفاده بهینه از سایر عوامل و نهاده‌های تولید می‌شود.

کاپابویو^{۱۷} و دنی^{۱۸} (۱۹۸۶) بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید از جمله ماشین-های کشاورزی را در آمریکا و کانادا با استفاده از شاخص عددی ترنکوویت-تیل برای دوره ۱۹۶۲-۱۹۷۸ محاسبه نمودند. تحقیقات نشان داد که استفاده از تکنولوژی‌های نوین کشاورزی موجب افزایش بهره‌وری عوامل تولید می‌شود. همچنین در مقام مقایسه این افزایش در کانادا رشد سریع‌تری نسبت به آمریکا داشته است.

ری^{۱۹} (۱۹۸۲) وضعیت تولید محصولات کشاورزی در ایالات متحده آمریکا را با استفاده تابع هزینه ترانس‌لاگ چند محصولی بررسی کرده است. مدل وی در بردارنده دو ستاده دام و گیاهان زراعی و نیز نهاده سرمایه (شامل سرمایه‌های ثابت و ماشینی)، نیروی کار، کودهای شیمیایی و غذای دام و بذر است. در این پژوهش نتایج استاندارد فرضیه دوگانگی نئوکلاسیک برای محاسبه کشت‌های جانشینی میان نهاده‌ها، کشت قیمتی تقاضای نهاده‌ها و نرخ تغییر فن-آوری همکس، در طی سال‌های ۱۹۷۷-۱۹۳۹ به‌کار رفته است. نتایج بدست آمده از برآورد

توأم پارامترهای تابع هزینه و معادلات سهم نهاد، به روش حداقل مربعات تعمیم یافته، روند نزولی درجه قابلیت جانشینی را میان دو نهاد سرمایه و نیروی کار نشان می‌دهد. کشش قیمتی تقاضا برای تمام نهادها طی دوره مورد بررسی افزایش یافته است و در نهایت برای هر سال، نرخ تغییر فن‌آوری برابر ۱/۸ درصد محاسبه شد.

بنیسوانگر^{۲۰} (۱۹۷۴) در مطالعه خود، برای بررسی چگونگی تقاضا برای نهاده‌های تولید در کشاورزی ایالات امریکا، نخست مبانی نظری تابع هزینه ترانس‌لاگ و چگونگی استخراج کشش‌های جانشینی جزئی را به صورت مشتقات متقاطع تابع هزینه، مورد بحث قرار داد. سپس نتایج بدست آمده را در چارچوب تابع ترانس‌لاگ به کار گرفت و روش‌های دوری جستن از خطای اریب برآوردگرها را بحث و بررسی کرد. این مدل چهار نهاد زمین، نیروی کار، ماشین و کود شیمیایی را در بر می‌گیرد. این بررسی با بهره‌گیری از داده‌های مقطع عرضی در سال‌های ۱۹۴۹ و ۱۹۵۴ و ۱۹۵۹ و ۱۹۶۴ انجام شد. وی چنین نتیجه‌گیری می‌کند که تقاضا برای زمین و کود شیمیایی، بدون کشش و برای نیروی کار و ماشین کشش‌پذیر است و افزایش قیمت ماشین‌های کشاورزی نسبت به دستمزد، فرضیه ماشین‌بری را حمایت نمی‌کند ولی تغییر فنی، ماشین‌بر^{۲۱} است و نه ماشین‌اندوز^{۲۲}. به نظر ایشان تغییر فنی می‌تواند براساس انتقال به سمت بالای منحنی همسان تولید در طول زمان باشد و یا این‌که حرکت روی انحنای منحنی همسان تولید باشد. اگر تغییر روی انحنای منحنی همسان صورت گیرد، تغییر فنی نمایانگر تمایل تغییر فنی می‌باشد.

۳- روش‌شناسی^{۲۳} و معرفی مدل

اعتبار دستاوردهای هر پژوهشی تحت تأثیر اعتبار روشی است که برای تحقیق برگزیده می‌شود. بدین ترتیب جهت دستیابی به اهداف تحقیق، باید روش‌شناسی صحیح انجام شود. هر قدر مدل‌سازی و روش‌شناسی در پژوهش‌های علمی به صورت صحیح انجام پذیرد، ضریب اطمینان به نتایج پژوهش جهت برنامه‌ریزی‌های آتی بالاتر می‌رود. در بررسی اثرگذاری نهاد-های تولید در ارزش افزوده بخش کشاورزی، تنها میزان نهاده‌های مصرفی در فرآیند تولید مؤثر نیست بلکه در نظر گرفتن کلیه عوامل نهادی و زیر ساختی در این زمینه لازم و ضروری است. در بررسی نقش هر یک از نهاده‌های تولیدی نام برده شده، نمی‌توان تنها به بررسی موردی آن عامل و اثرگذاری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی اکتفا نمود. بلکه می‌بایست با در نظر گرفتن کلیه عوامل و نهاده‌های تولید به بررسی و نتیجه‌گیری پرداخت. هر یک از نهاده‌های مؤثر در میزان تولید به صورت ضربدری و متقابل بر یکدیگر نیز اثرگذار خواهند

بود. بدین ترتیب استفاده از مدلی که بتواند آثار مستقیم و ضمنی نهاده‌ها را بر تولید و ارزش افزوده، اندازه‌گیری کند برای هدف این تحقیق مناسب است. در این میان مدل‌های ترانس‌لاگ، ضمن در نظر گرفتن آثار مستقل هر نهاده بر میزان تولید، آثار متقابل و ضمنی آنها را نیز بر یکدیگر، تعیین می‌نمایند. تابع تولید این مدل نسبت به سایر توابع تولید از انعطاف‌پذیری زیادی، مانند شامل شدن هر سه ناحیه تولید، متغیر بودن کشش جانشینی و درجه دو بودن منحنی‌های همسان برخوردار است. در این تحقیق نیز با توجه به ویژگی‌های توابع تولید و هزینه محصولات کشاورزی، مدل تابع هزینه ترانس‌لاگ با روش‌گرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب تکراری مورد برآورد قرار می‌گیرد.

۱-۳- معرفی مدل

تابع هزینه ترانس‌لاگ با استفاده از روش سهم هزینه در تخمین کشش‌های جانشینی نهاده‌ها در بخش‌های مختلف کشاورزی کاربرد فراوان دارد و می‌توان آن را با استفاده از بسط تیلور یک تابع دلخواه حول نقطه صفر بدست آورد. در این صورت برای دو نهاده می‌توان داشت:

$$\ln C = \ln \sigma + \gamma_1 \ln Q + \alpha_1 \ln p_1 + \beta_1 \ln p_2 + \gamma_2 (\ln Q)^2 + \alpha_2 (\ln p_1)^2 + \beta_2 (\ln p_2)^2 + \sigma_1 \ln Q \ln p_1 + \sigma_2 \ln Q \ln p_2 + \sigma_3 \ln p_1 \ln p_2 \quad (1)$$

که در آن p_1 و p_2 قیمت نهاده‌ها، C هزینه کل، Q مقدار تولید است. این تابع باید به‌گونه‌ای محدود شود که نسبت به قیمت‌ها همگن از درجه یک باشد. به این منظور اعمال چنین محدودیتی از رابطه (۲)، با فرض سطح تولید ثابت ($dQ=0$) به صورت زیر دیفرانسیل گرفته می‌شود:

$$\frac{dc}{c} = \alpha_1 \frac{dp_1}{p_1} + \beta_1 \frac{dp_2}{p_2} + 2\alpha_2 \frac{\ln p_1}{p_1} dp_1 + 2\beta_2 \frac{\ln p_2}{p_2} dp_2 + \sigma_1 \frac{\ln Q}{p_1} dp_1 + \sigma_2 \frac{\ln Q}{p_2} dp_2 + \sigma_3 \frac{\ln p_1}{p_1} dp_1 + \sigma_3 \frac{\ln p_2}{p_2} dp_2 \quad (2)$$

برای این‌که در رابطه اخیر نسبت تغییر در هزینه و تغییر در قیمت با توجه به این‌که تغییر نسبی در p_1 و p_2 مساوی هستند، تعیین شوند آن‌ها را به صورت $\frac{dp}{p}$ نمایش می‌دهند و رابطه (۳) ارائه می‌گردد:

$$\frac{dc/c}{dp/p} = (\alpha_1 + \beta_1) + \ln Q (\sigma_1 + \sigma_2) + \ln p_1 (2\alpha_2 + \sigma_3) + \ln p_2 (2\beta_2 + \sigma_3) \quad (3)$$

بدین ترتیب برای این که تابع هزینه ترانس لاگ، همگن از درجه یک باشد، باید داشته باشیم:

$$\text{Ln}C = \text{Ln}\sigma + \gamma_1 \text{Ln}Q + \text{Ln}p_r + \alpha_1 \text{Ln} \frac{p_i}{p_r} + \gamma_2 (\text{Ln}Q)^2 + \frac{\alpha_2}{\gamma_2} (\text{Ln} \frac{p_i}{p_r})^2 + \sigma_1 \text{Ln}Q \text{Ln} \frac{p_i}{p_r} \quad (4)$$

از این رابطه مشخص می‌گردد که چند برابر کردن قیمت‌ها هیچ اثری بر هزینه کل ندارد، مگر با تأثیر روی عبارت $\text{Ln}p_r$ که سبب دو برابر شدن هزینه می‌گردد. تابع هزینه ترانس لاگ را می‌توان براساس نیاز به طرق مختلف مقید کرد و این امر از طریق اعمال محدودیت بر پارامترهای این معادله می‌باشد. (آل دبرتین، ۱۳۷۶، ۲۷۱/۲۷۳)

بدین ترتیب با فرض هموتتیک و شبه مقعر بودن تابع تولید و با توجه به قضیه دوگان تولید، و بسط سری تیلور، تابع هزینه همزاد برای تابع تولید با نهاده‌ها و شاخص‌های مورد بررسی در تحقیق حاضر راکه شامل ماشین (m)، بذر (b)، انواع کودها (k)، انواع سموم (s)، نیروی کار (l)، زمین (z)، آب (w)، ارزش افزوده تولید محصولات زراعی به غیر از نباتات علوفه‌ای (y)، شاخص ضریب مکانیزاسیون (MEC) و شاخص توسعه انسانی (HDI)، می‌باشند را به دست آورد:

$$\text{Lnc} = a + a_y \text{Lny} + \frac{1}{2} a_{yy} (\text{Lny})^2 + \sum_i a_i \text{Lnp}_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \text{Lnp}_i \text{Lnp}_j + \sum_i \gamma_{iy} \text{Lny} \text{Lnp}_i + \theta_t t + \frac{1}{2} \theta_{tt} t^2 + \sum_i \theta_{it} t \text{Lnp}_i + \theta_{ty} t \text{Lny} \quad \text{for } i, j = m, b, k, s, l, z, w \quad (5)$$

در معادله اخیر t معرف بردار عوامل نهادی است که در این مطالعه شامل شاخص توسعه انسانی و ضریب مکانیزاسیون است. علت استفاده از این بردار این است که، تنها صرف هزینه در جهت مکانیزه کردن کشاورزی نمی‌تواند، موفقیت یا عدم موفقیت مکانیزاسیون کشاورزی را در کشور نشان دهد بلکه عوامل نهادی نیز در این امر نقش مهمی را ایفا می‌نمایند. معادله (۳) با فرض $\gamma_{ji} \gamma_{ij} = 1$ (برابری مشتقات متقاطع) که همان اعمال فرض تقارن است، به صورت زیر به دست می‌آید. این فرض با استفاده از نظریه یانگ که بیانگر برابری مشتقات جزئی مرتبه دوم در توابع پیوسته می‌باشد، اعمال می‌شود.

$$y = f(x_1, \dots, x_n) \rightarrow \frac{\partial^2 y}{\partial x_i \partial y_j} = \frac{\partial^2 y}{\partial x_j \partial x_i} \quad (6)$$

$$\gamma_{ij} = \frac{\partial^2 \text{Lnc}}{\partial \text{Ln}P_i \partial \text{Ln}P_j} = \frac{\partial^2 \text{Lnc}}{\partial \text{Ln}P_j \partial \text{Ln}P_i} = \gamma_{ji} \quad (7)$$

با توجه به محدودیت‌های همگن بودن از درجه یک نسبت به قیمت‌ها باید قیود زیر نیز اعمال شود:

$$\sum_{i=1}^n a_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{iy} = 0 \quad (8)$$

با به دست آوردن تابع هزینه ترانس لاگ می‌توان براساس لم شفارد با مشتق‌گیری جزئی از تابع هزینه تابع تقاضای i ام را وقتی که قیمت نهاده‌های تولید داده شده است به صورت زیر به دست آورد:

$$\frac{\partial LC}{\partial \ln P_i} = \frac{\partial C}{\partial P_i} \cdot \frac{P_i}{C} = a_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln P_j + \theta_{it} t + \gamma_{ij} \ln y \quad (9)$$

طبق لم شفارد و تابع تقاضا مشروط برای نهاده i ام که هزینه تولید را حداقل می‌کند به صورت زیر است:

$$x_i = \frac{\partial C}{\partial P_i} \xrightarrow{\text{پس نوشتی توان}} \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = x_i \frac{P_i}{C} = \frac{x_i P_i}{C} = S_i \quad (10)$$

که در آن S_i سهم هزینه عامل i ام را نشان می‌دهد. توابع تقاضای نهاده‌ها برحسب هر نهاده از کل هزینه نیز به صورت زیر است:

$$S_i = a_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln P_j + \theta_{it} t + \gamma_{iy} \ln y \quad (11)$$

حاصل جمع هزینه عوامل تولید برابر یک خواهد شد، اگر معادله هزینه کل به صورت رابطه (۱۲) باشد:

$$C = \sum_{i=1}^n P_i X_i = P_1 X_1 + P_2 X_2 + \dots + P_n X_n \quad (12)$$

اگر طرفین رابطه‌ها را به C تقسیم کنیم:

$$1 = \frac{P_1 X_1}{C} + \frac{P_2 X_2}{C} + \dots + \frac{P_n X_n}{C} \Rightarrow 1 = S_1 + S_2 + \dots + S_n = \sum S_i \quad (13)$$

چون حاصل جمع سهم هزینه عوامل تولید برابر یک می‌شود پس می‌توان سهم یکی از نهاده‌ها را برحسب سهم هزینه نهاده‌های دیگر به دست آورد. بنابراین سهم هزینه نهاده‌ها از یکدیگر مستقل نیستند و برآورد ضرایب هریک از معادلات سهم هزینه از برآورد ضرایب سایر معادلات قابل محاسبه خواهند بود. با توجه به اعمال شرط تقارن بین ضریب‌های متناظر قیمت نهاده‌ها در معادلات سهم هزینه و نیز به دست آمدن معادلات سهم هزینه نهاده‌ها با مشتق‌گیری از تابع هزینه کل نسبت به قیمت نهاده‌ها، حاصل جمع قیمت نهاده‌ها در هر معادله سهم هزینه و نیز حاصل جمع ضریب قیمت هر نهاده در تمام معادلات سهم هزینه همواره صفر خواهند بود. به این ترتیب، برآورد تمام ضرایب الگوی مورد نظر به صورت مستقیم و همزمان امکان‌پذیر نیست. به همین دلیل یکی از معادلات سهم هزینه به دلخواه حذف و دستگاه معادلات برآورد می‌شود. حذف هر کدام از معادلات سهم هزینه اشکالی ایجاد نمی‌کند و برآورد ضرایب معادلات مدل به‌طور مستقیم امکان‌پذیر می‌باشد. از آنجایی که در این روش، متغیرهای حذف نشده نسبت به نهاده حذف شده در مدل تعریف می‌گردند، نهاده حذف شده به‌طور غیرمستقیم در مدل وجود دارد و برآورد ضرایب معادله آن با توجه به روابط میان معادلات امکان‌پذیر است. اگر سهم هزینه نهاده X_n حذف شود، با توجه به حذف انجام شده تابع تقاضای سهم نهاده حذف شده مدل اولیه مورد برآورد به صورت رابطه (۱۵) در می‌آید:

$$LnC = a + a_y Lny + \frac{1}{\gamma} a_{yy} (Lny)^\gamma + \sum_i a_i Ln \left(\frac{P_i}{P_{x_h}} \right) + \frac{1}{\gamma} \sum_{ij} \gamma_{ij} \left(\frac{LnP_i}{LnP_{x_h}} \right) \left(\frac{LnP_j}{LnP_{x_h}} \right) + \sum_{ij} \gamma_{ij} Lny \left(\frac{LnP_i}{LnP_{x_h}} \right) + \theta_{it} + \frac{1}{\gamma} \theta_{it}^\gamma + \sum \theta_{it} \left(\frac{LnP_i}{LnP_{x_h}} \right) + \theta_{iy} Lny \quad i =$$

کلیه نهاده‌ها به‌جز نهاده حذف شده (۱۵)

و معادله سهم هزینه نهاده‌ها به صورت رابطه (۱۵) می‌باشد:

$$S_i = a_i + \sum_j \gamma_{ij} \left(\frac{LnP_j}{P_{x_h}} \right) + \sum \gamma_{ij} Lny + \sum \theta_{it} t \quad i = \text{کلیه نهاده‌ها به‌جز نهاده حذف شده}$$

(۱۶)

که فرض می‌شود جملات اختلال در آن به صورت نرمال و مستقل از یکدیگر توزیع شده باشند.

۲-۳- روش برآورد مدل

با توجه به این‌که جمع سهم‌های هزینه برابر با واحد است، جمع جملات اختلال برابر صفر می‌شود و ماتریس واریانس-کواریانس جملات اختلال منفرد می‌گردد. این حالت به معنی ارتباط خطی بین جملات اختلال معادلات است. از طرفی به‌علت این‌که متغیرهای مستقل معادلات یکسان هستند، متغیرهایی که وارد مدل نشده‌اند در تمام جملات اختلال معادلات به‌طور یکسان ظاهر خواهند شد و بین این جملات همبستگی ایجاد می‌شود. بدین ترتیب برآورد ضرایب معادلات هزینه و سهم هزینه‌ها روش حداقل مربعات معمولی^{۲۴} (OLS) مناسب نیست و باید روش‌های دیگری مانند روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط را به‌کار برد تا برآوردها سازگار و به صورت جانبی کارا باشند. بنابراین معادلات سهم هزینه نهاده به همراه معادله هزینه کل به صورت همزمان برآورد می‌شوند، زیرا هر معادله سهم هزینه نهاده مشابه تابع تقاضا برای آن نهاده است و به‌طور معمول تقاضای هر بهره‌بردار برای یک نهاده تولید در مقطع زمانی خاص، به تقاضای همان بهره‌بردار برای دیگر نهاده‌های تولید بستگی دارد. به بیان دیگر علاوه بر عواملی که به صورت متغیرهای مستقل (قیمت نهاده‌ها و مقدار تولید) در هر معادله سهم هزینه تعریف می‌شوند عوامل مؤثر دیگر نیز به سهم هزینه نهاده اثر می‌گذارند که به دلایل گوناگونی از جمله غیرقابل شناسایی یا غیر قابل اندازه‌گیری بودن نادیده گرفته شده‌اند که در نتیجه در جمله اختلال معادله ظاهر می‌شود. به این ترتیب کواریانس جملات اختلال معادلات سهم هزینه نهاده‌ها صفر نخواهد بود. یعنی معادله سهم هزینه نهاده‌ها از یکدیگر

مستقل نیستند. این امر موجب می‌شود که چنانچه معادلات به صورت جداگانه برآورد گردند به عدم کارایی برآورد کننده‌ها منجر شود. بنابراین معادلات به‌طور همزمان برآورد می‌گردند. در روش رگرسیون‌های به‌ظاهر غیرمرتبط فرض بر این است که بین جملات اختلال یک معادله خود همبستگی وجود ندارد. اما همزمان جملات اختلال یک معادله دارای واریانس همسان می‌باشند و جملات اختلال در معادلات متفاوت دارای واریانس ناهمسان می‌باشند.

۴- داده‌های آماری و برآورد مدل

۴-۱- شاخص‌ها و داده‌های آماری

افزایش تولید محصولات کشاورزی از طریق افزایش سطح زیرکشت به دلیل محدودیت امکانات بالقوه زمین بسیار مشکل به‌نظر می‌رسد. از این رو بهترین روش برای بالا بردن میزان تولید ازدیاد بازده تولید در هکتار است. این امر از طریق به‌کارگیری نهاده‌های تولید از قبیل بذر اصلاح شده، کودهای شیمیایی، سموم دفع آفات، نیروی کار و استفاده از ماشین‌های کشاورزی، قابل تحقق است. جهت بررسی میزان اثر گذاری این نهاده‌های تولید اطلاعات و داده‌های آماری مورد نیاز برای تخمین تابع هزینه ترانس‌لاگ شامل؛ بذر اصلاح شده (b)، انواع کودهای شیمیایی و حیوانی (k)، انواع سموم دفع آفات (s)، نیروی کار (l)، ماشین‌های کشاورزی (m)، آب (w)، زمین (z) - به تفکیک هزینه‌های مراحل آماده‌سازی زمین کاشت، داشت و برداشت - و بردار عوامل نهادی با دو مؤلفه شاخص توسعه انسانی (HDI) و ضریب مکانیزاسیون (MEC) مورد استفاده قرار گرفته شد. داده‌های مربوط به نهاده‌های تولید به‌صورت سالانه در یک دوره زمانی ۲۰ ساله (۱۳۸۷-۱۳۶۸) به تفکیک استان‌های کشور (۲۸ استان) تهیه شد یعنی مشاهدات مقطعی استان‌ها طی یک دوره زمانی ادغام گردید. زیرا اگر از داده‌های مقطعی بدون تفکیک استان‌ها استفاده می‌شد، سطح قیمت‌های نهاده‌ها، (متغیرهای مستقل) در توابع هزینه و توابع تقاضای نهاده‌ها نوسان چندانی پیدا نکرده و برآوردهای دقیقی صورت نمی‌گرفت.

۴-۱-۱- آزمون مانایی داده‌ها:

ثابت بودن گشتاورهای مرتبه اول تا چهارم یک متغیر در طول زمان، مانایی گشتاورهای یک سری زمانی را نشان می‌دهد. در این صورت می‌توان از این داده‌ها جهت بررسی و تحلیل استفاده نمود. اگر داده‌های آماری پس از تفاضل‌گیری در یک مرتبه یکسان، مانا شوند، با برقراری شرایط خاصی می‌توان اطمینان حاصل نمود که ترکیب خطی داده‌ها مانا است. در

همین رابطه رویکرد «انگل و گرنجر» بیان می‌کند که اگر چند سری زمانی نامانا از یک مرتبه خاص و یکسان باشند، احتمال این که ترکیب خطی‌اشان مانا باشد وجود دارد. این در صورتی است که پسماندهای^{۲۵} این ترکیب خطی مانا از مرتبه صفر باشد. اگر داده‌ها با تفاضل‌گیری از مرتبه یکسان، مانا شوند و پسماندها با رعایت شرایط ذکر شده در سطح صفر مانا باشند، همگرایی با شدت زیادی انجام می‌شود و سوپرسازگاری^{۲۶} وجود دارد. شدت همگرایی در این حالت بیشتر از وقتی است که متغیرها در سطح صفر مانا می‌شوند. بدین ترتیب انجام تست مانایی پسماندها بعد از اثبات مانایی داده‌ها در سطح غیرصفر با مرتبه مساوی از تفاضل‌گیری، جهت تعیین مانایی یا نامانایی ترکیب خطی داده‌ها لازم و ضروری است. در این تحقیق نیز، آزمون ماناییداده‌ها توسط تست ریشه واحد^{۲۷} انجام شد و نتایج بدست آمده نشان داد که کلیه داده‌های آماری به‌کار رفته شده در برآورد و تخمین مدل مورد نظر، در مرتبه اول تفاضل‌گیری، بدون عرض از مبدأ و روند، مانا هستند. همچنین پسماندهای این مدل، مانا از درجه صفر می‌باشند. بنابراین می‌توان گفت ترکیب عوامل و نهاده‌ها در مدل مانا می‌باشند و اشکالی در استفاده از آنها، جهت برآورد مدل وجود ندارد. همچنین با توجه به این که داده‌های موجود، در مرتبه اول تفاضل‌گیری مانا شدند و پسماندها نیز بدون عرض از مبدأ و روند در سطح صفر مانا هستند، همگرایی با شدت زیادی صورت می‌گیرد و سوپر سازگاری داریم.

۴-۲- برآورد مدل

جهت برآورد مدل با توجه به دلایل ارائه شده و محدودیت‌های اعمال شده در مدل و روش اقتصادسنجی، نسبت به حذف معادله سهم‌نیروی انسانی (S_i) اقدام شد. ضرایب برآورد شده از تابع هزینه ترانس‌لاگ و توابع سهم نسبی نهاده‌ها از کل هزینه به روش معادلات همزمان و سیستمی ISUR (رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب تکراری)، و با اعمال محدودیت‌های مربوط به متقارن بودن ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$)، با ذکر مقادیر انحراف معیار و آماره t در جدول (۱) آمده است. در این جدول علامت * معنی‌دار بودن در سطح ۰.۵٪ و ** معنی‌دار بودن در سطح ۰.۱٪ را نشان می‌دهند. با توجه به این که نهاده نیروی‌کار از مدل حذف شده بود با برآورد مدل، ۴۲ ضریب از ۴۷ پارامتر موجود در تابع هزینه و معادلات سهم هزینه تعیین شدند. ضرایب مربوط به نهاده نیروی‌کار نیز با توجه همگن از درجه یک بودن تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل از روابط زیر تعیین شدند:

$$a_m + a_l + a_b + a_k + a_s + a_w + a_z = 1 \rightarrow a_l = 1 - a_m - a_b - a_k - a_s - a_w - a_z$$

$$\gamma_{mm} + \gamma_{ml} + \gamma_{mb} + \gamma_{mk} + \gamma_{ms} + \gamma_{mw} + \gamma_{mz} = 0 \rightarrow \gamma_{ml} = -(\gamma_{mm} + \gamma_{mb} + \dots)$$

$$\gamma_{bm} + \gamma_{bl} + \gamma_{bb} + \gamma_{bk} + \gamma_{bs} + \gamma_{bw} + \gamma_{bz} = 0 \rightarrow \gamma_{bl} = -(\gamma_{bm} + \gamma_{bb} + \dots)$$

(۱۷)

جدول (۱): نتایج تخمین تابع هزینه ترانس لاگوسهم هزینه‌های مربوط

| پارامتر | مقدار | آماره t | پارامتر | مقدار | آماره t |
|---------|-------------|------------|---------|-------------|-----------|
| | -۰.۰۹۲۰۲۵ | -۲.۳۹۲۹۶** | | ۰.۲۲۸۰۷۳ | ۳.۲۱۳۱۱۷ |
| | ۰.۰۱۰۲۵۵۴ | ۰.۰۱۰۴۴۴ | | -۰.۰۶۰۵۸۷ | -۰.۲۳۴۴۲۹ |
| | -۰.۳۶۱۹۴۳** | -۱.۲۵۷۸۵۶ | | -۰.۳۶۶۶۶۷ | -۰.۰۵۱۹۶۴ |
| | ۰.۳۸۹۱۷۰ | ۰.۰۲۶۰۱۲ | | -۰.۰۰۹۵۴۰ | -۰.۰۰۰۵۲۸ |
| | -۳.۴۵۳۶۷۶** | -۰.۳۲۶۴۸۶ | | -۰.۶۰۱۸۰۵ | -۰.۰۷۱۱۷۵ |
| | ۲.۸۴۳۰۲۸** | ۱.۷۰۴۴۳۷ | | -۰.۸۹۲۶۰۱ | -۰.۱۱۳۹۰۰ |
| | ۲.۹۶۷۶۶۵** | ۰.۲۸۶۵۹۲ | | ۰.۹۶۱۷۸۹ | ۰.۶۵۴۰۸۰ |
| | ۰.۳۹۷۰۸۵ | ۰.۰۳۱۲۷۲ | | -۰.۸۶۷۳۵۴ | -۰.۳۰۸۸۶۴ |
| | ۰.۷۵۹۹۹۲ | ۰.۲۹۷۶۶۹ | | ۰.۱۷۵۴۴۱ | ۰.۰۰۹۰۳۶ |
| | ۱.۷۰۴۷۲۰* | ۰.۰۴۳۴۰۸ | | -۱.۸۵۸۳۸۰* | -۰.۳۷۱۷۴۴ |
| | -۰.۹۰۶۵۳۸** | -۰.۱۳۵۵۴۷ | | ۱.۷۴۵۵۱۰* | ۰.۶۴۹۲۲۴ |
| | ۲.۱۵۵۴۵۸* | ۰.۳۰۰۸۷۲ | | ۲.۲۵۵۸۲۳* | ۰.۹۵۶۳۳۵ |
| | -۰.۱۸۲۴۱۴ | -۲.۸۴۵۵۹۷ | | -۰.۵۸۵۳۶۰ | -۱.۴۹۷۶۱۸ |
| | ۱.۳۸۳۴۱۲ | ۰.۵۳۷۰۵۹ | | ۰.۵۶۵۷۲۸ | ۰.۶۴۰۸۸۸ |
| | ۰.۱۹۴۲۰۶ | ۰.۸۴۶۹۰۴ | | ۰.۳۰۲۴۲۶ | ۰.۰۵۸۴۲۴ |
| | ۱.۷۲۱۷۴۶* | ۰.۷۶۱۹۹۷ | | -۱۲.۵۳۴۴۴** | -۰.۰۹۵۰۱۶ |
| | -۰.۱۵۳۳۴۰ | -۰.۰۰۲۱۰۶ | | ۴.۳۰۹۴۷۹** | ۰.۰۴۷۰۶۶ |
| | -۱.۸۴۲۸۶۴* | -۰.۱۰۲۶۷۳ | | -۱.۰۰۷۷۶۷ | -۰.۰۳۵۸۹۸ |
| | ۰.۱۷۸۶۲۲ | ۰.۰۰۷۲۷۴ | | ۴.۱۱۵۶۴۱** | ۰.۰۲۰۹۵۹ |
| | ۱.۸۶۸۸۹۱* | ۰.۰۶۳۱۰۳ | | -۲.۶۹۸۳۲۳** | -۰.۰۰۸۰۵۳ |
| | -۰.۹۳۲۹۷۳ | -۰.۱۸۳۲۳۴ | | -۱.۶۵۵۳۲۰* | -۰.۰۰۳۵۵۸ |
| | -۱.۸۸۰۶۶۳* | -۰.۱۶۳۲۹۵ | | -۳.۷۲۸۳۰۰** | -۰.۴۰۷۱۳۹ |
| | ۱.۷۹۲۳۷۰* | ۰.۰۱۷۴۵۴ | | -۰.۰۴۸۶۲۳ | -۰.۰۰۷۱۶۲ |
| | | | | ۵.۱۸۵۳۵۰** | ۰.۱۶۴۸۹۲ |

مأخذ: یافته‌ها و محاسبات تحقیق

۵- اعتبار سنجی پارامترها

۵-۱- اعتبار سنجی آماری پارامترها

ضریب تعیین مدل (R^2)، که نحوه برازش مدل را نشان می‌دهد، بیش از ۹۷ درصد است. این عدد نشان می‌دهد که ۹۷ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل

توضیح داده می‌شود. از نظر اقتصادسنجی، مدل به‌علت بالا بودن ضریب تعیین‌کننده ارزش خوبی برخوردار است. تعدادی از ضرایب برآورد شده در مدل از نظر آماری بی‌معنی بودند. بنابراین حذف به روش پسر^{۲۸} صورت گرفت و تغییر بسیار ناچیز و قابل اغماضی در نتایج، حاصل شد و بر این اساس تنها ضریب آثار تقاطعی دو مؤلفه بردار عوامل نهادی یعنی θ_{tt} در تابع هزینه حذف و مدل برآورد شد. آماره دوربین واتسون نیز با عدد دو کمی فاصله داشت، بنابراین با استفاده از دستور $AR(1)$ نسبت به رفع خود همبستگی اقدام گردید.

۲-۵- اعتبارسنجی اقتصادی پارامترها

با توجه به نتایج برآورد می‌توان پذیرفت که پارامترهای برآورد شده از نظر معناداری ضرایب قابل قبول می‌باشند. ضریب اثر تقاطعی شاخص توسعه انسانی با ضریب مکانیزاسیون کشاورزی $\theta_{mec,HDI}$ در بخش تولید محصولات زراعی، معنی‌دار نبود و می‌توان آن را صفر در نظر گرفت. به این معنی که شاخص توسعه انسانی در کشور اثر معنی‌داری بر پذیرش و استفاده از ماشین‌های کشاورزی در بخش زراعت نداشته است. البته این نتیجه‌گیری نمی‌تواند صددرصد قابل استناد به این مطلب باشد که؛ اثر تقاطعی عوامل فرهنگی، اجتماعی و... با ضریب مکانیزاسیون کشاورزی قابل اغماض است. زیرا شاخص توسعه انسانی در سطح کشور محاسبه می‌گردد و تنها به جامعه کشاورزی بستگی ندارد. همچنین در این برآورد ضرایب اثر متقابل ضریب مکانیزاسیون و ارزش افزوده $(\theta_{mec,y})$ در بخش تولید محصولات زراعی به‌غیر از نباتات علوفه‌ای و نیز شاخص ضریب مکانیزاسیون (θ_{mec}) در سطح ده درصد معنی‌دار هستند. بدین معنی که نمی‌توان از تأثیر به‌کارگیری ماشین‌های کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش اغماض کرد. از طرفی بی‌معنی بودن ضریب اثر متقابل شاخص ضریب مکانیزاسیون و هزینه‌های صرف شده در این زمینه $(\theta_{mec,m})$ ، تأییدی است بر این مطلب که همیشه بالا بودن هزینه‌های ماشینی دلیل بر عملکرد مثبت مکانیزاسیون کشاورزی نیست. به همین دلیل در نظر گرفتن ابعاد اقتصادی مکانیزاسیون کشاورزی تأثیر بسزایی در بهبود اقتصاد کشاورزی کشور دارد. معنی‌دار بودن ضریب هزینه ماشینی در مدل برآورد شده (a_m) و معنی‌دار نبودن ضریب اثرگذاری این هزینه بر ارزش افزوده بخش تولیدات زراعی (γ_{my}) نیز بیانگر این موضوع است که هزینه و سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در بخش ماشین‌های کشاورزی قابل قبول بوده است اما بازده اقتصادی آن در شرایط مطلوبی قرار نداشته است.

۶- تجزیه و تحلیل نتایج

ضرایب برآورد شده در مدل به تنهایی و به خودی خود نمی‌توانند کلیه سؤالات و اهداف تحقیق را برآورد کنند، و صرفاً در قالب آزمون‌های مربوطه و مورد نیاز قابل تفسیر می‌باشند.

۶-۱- معیار آزمون

برآوردکننده‌های روش ISUR به سمت برآوردهای منحصر به فرد روش حداکثر درست‌نمایی همگرا می‌شوند. روش حداکثر درست‌نمایی نیز نسبت به حذف هرکدام از معادلات سهم هزینه حساس نمی‌باشد. در نتیجه روش ISUR نیز نسبت به حذف هرکدام از معادلات بی‌تغییر می‌ماند. به عبارت دیگر برآوردهای آن در هر صورت یکسان و ثابت‌اند. بر این اساس می‌توان از آزمون نسبت درست‌نمایی^{۲۹} برای بررسی صحت فروض مورد آزمون استفاده نمود. این نسبت به صورت زیر است:

$$\lambda = \left(\frac{|\Omega R|}{|\Omega u|} \right)^{-\frac{n}{2}} \quad (18)$$

در این رابطه $|\Omega R|$ دترمینان ماتریس واریانس و کواریانس جملات پسماند مدل مقید، $|\Omega u|$ دترمینان ماتریس واریانس و کواریانس جملات پسماند مدل نامقید، n تعداد مشاهدات و λ نسبت درست‌نمایی است. در صورتی که اندازه نمونه بزرگ باشد و تعداد قیود برابر R باشد، $-2 \ln \lambda$ (نسبت درست‌نمایی) دارای توزیع چی دو (χ^2) با درجه آزادی R خواهد بود.

۶-۲- آزمون بازدهی ثابت نسبت به مقیاس

بازدهی نسبت به مقیاس عبارت است از میزان تغییر در مقدار تولید به سبب تغییر متناسب تمام نهاده‌ها. به عبارت دیگر، چنانچه در یک فرآیند تولیدی میزان مصرف نهاده‌های تولیدی به یکباره و به‌طور متناسب افزایش یابد، میزان افزایش مقدار تولید بیانگر میزان بازدهی نسبت به مقیاس آن فرآیند است، که می‌تواند ثابت، کاهنده و یا فزاینده باشد. آزموناین فرضیه ایجاب می‌کند که تابع مورد نظر همگن از درجه اول باشد و افزایش متناسب، به افزایش مشابه‌ای در مقدار تولید منجر شود و هزینه متوسط نیز ثابت بماند. پس سهم هزینه هر یک از نهاده‌ها از تغییر مقیاس تولید نباید تأثیر بپذیرد، یعنی ($\gamma_{yi} = 0$) باشد. از طرفی چون هزینه متوسط علی‌رغم تغییر سطح تولید ثابت است، پس عامل فزاینده‌گی یا کاهنده‌گی هزینه متوسط یعنی (Lny) باید مساوی صفر باشد و

($a_y=1$) باشد. به این ترتیب فرضیه صفر یعنی فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس بر حسب مقدار ضریب‌های تابع هزینه کل و فرضیه مقابل آن به صورت زیر خواهد بود:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: a_y = 1, \quad a_{yy} = \gamma_{ys} = \gamma_{ym} = \gamma_{yk} = \gamma_{yb} = \gamma_{yw} = \gamma_{yz} = 0 \\ H_1: \quad \text{فرضیه صفر صادق نیست} \end{array} \right.$$

نتایج بدست آمده از این آزمون در جدول (۲) آورده شده است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر بازدهی ثابت به مقیاس رد می‌شود بنابراین مدل برآورد شده نمی‌تواند تابع کاب-داگلاس نیز باشد.

جدول ۲: نتایج آزمون بازدهی ثابت نسبت به مقیاس

| Test Statistic | value | Df | Probability |
|-----------------------------|-----------|-----------|-------------|
| Chi- square | ۵۴.۶۴۰۶۵ | ۸ | ۰.۰۰۰۰ |
| Null Hypothesis Summary: | | | |
| Normalized Restriction (=۰) | value | Std. Err. | |
| -1 + C(۲) | -۰.۵۰۰۵۱۹ | ۱.۱۵۸۲۱۳ | |
| C(۳) | -۰.۰۶۴۱۸۴ | ۰.۰۷۲۰۳۲ | |
| C(۴) | -۰.۰۵۶۱۳۸ | ۰.۰۴۶۷۱۶ | |
| C(۵) | -۰.۱۶۳۶۸۴ | ۰.۰۹۹۴۳۵ | |
| C(۶) | -۰.۰۸۹۸۹۶ | ۰.۱۲۴۳۵۸ | |
| C(۷) | ۰.۱۵۴۱۱۰ | ۰.۳۰۸۸۵۴ | |
| C(۸) | ۰.۷۱۱۸۹۵ | ۰.۱۳۶۰۶۷ | |
| C(۹) | -۰.۰۱۶۲۲۳ | ۰.۰۴۸۲۶۱ | |

مأخذ: یافته‌ها و محاسبات تحقیق

۶-۳- آزمون هموتتیک بودن تکنولوژی

اگر تابع تولید از ویژگی هموتتیک بودن برخوردار باشد تغییر در میزان تولید تأثیری بر معادلات سهم هزینه نخواهد داشت و تابع هزینه متناظر با تابع تولید نسبت به مقدار تولید و قیمت نهاده‌ها جداپذیر است. در نتیجه هزینه کل هر بنگاه تولیدی را می‌توان حاصل ضرب دو تابع تعریف کرد که یکی فقط تابعی از مقدار تولیدات و دیگری فقط به قیمت نهاده‌ها بستگی دارد. در این صورت در تابع هزینه کل، $\gamma_{yi}=0$ است و در معادلات سهم هزینه متغیر مقدار تولید برای آزمون فرضیه هموتتیک وجود نخواهد داشت. به این ترتیب آزمون فرضیه هموتتیک با فرضیه صفر هموتتیک بودن تکنولوژی بر حسب مقدار ضریب‌های تابع هزینه کل و فرضیه مقابل آن به صورت زیر خواهد بود:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \gamma_{ys} = \gamma_{ym} = \gamma_{yk} = \gamma_{yb} = \gamma_{yw} = \gamma_{yz} = 0 \\ H_1: \quad \text{حداقل یکی از ضرایب صفر مساوی نیست} \end{array} \right.$$

با انجام این آزمون مطابق نتایج بدست آمده در جدول شماره ۳، و مراجعه به جدول توزیع X^2 با درجه آزادی ۶ و سطح معنی دار ۵٪، فرضیه صفر رد می‌شود. یعنی فرضیه هموتتیک بودن تابع تولید مذکور قابل قبول نیست. بنابراین سهم هزینه هریک از نهاده‌های تولید نه تنها به قیمت نهاده‌ها بستگی خواهد داشت، بلکه از میزان یا سطح تولید نیز تأثیر می‌پذیرد. یعنی با تغییر سطح تولید، سهم هزینه بعضی از نهاده‌ها افزایش می‌یابد در حالی که سهم هزینه بعضی دیگر کاهش می‌یابد.

جدول ۳): نتایج آزمون هموتتیک بودن تکنولوژی

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|-----------------------------|-----------|-----------|-------------|
| Chi- square | ۳۷.۴۲۸۹۲ | ۶ | ۰.۰۰۰۰ |
| Null Hypothesis Summary: | | | |
| Normalized Restriction (=۰) | value | Std. Err. | |
| C(۴) | -۰.۰۵۶۱۳۸ | ۰.۰۴۶۷۱۶ | |
| C(۵) | -۰.۱۶۳۶۸۴ | ۰.۰۹۹۴۳۵ | |
| C(۶) | -۰.۰۸۹۸۹۶ | ۰.۱۲۴۳۵۸ | |
| C(۷) | ۰.۱۵۴۱۱۰ | ۰.۳۰۸۸۵۴ | |
| C(۸) | ۰.۷۱۱۸۹۵ | ۰.۱۳۶۰۶۷ | |
| C(۹) | -۰.۰۱۶۲۳۳ | ۰.۰۴۸۲۶۱ | |

مأخذ: یافته‌ها و محاسبات تحقیق

۶-۳-۱- میزان تورش مقیاس

هموتتیک نبودن تابع تولید نشان داد که اگر مقیاس تولید تغییر کند نسبت به کارگیری عوامل نیز تغییر می‌کند. بنابراین تأثیر تغییر مقیاس بر سهم نهاده‌ها را می‌توان به منظور سنجش غیرهموتتیکی تکنولوژی تولید به کار برد. از این ویژگی با عنوان تغییر مقیاس^{۳۰} تولید (نسبت به استفاده از نهاده) یاد می‌شود. در صورتی که تغییر مقیاس تولید به افزایش سهم هزینه یک نهاده و در نتیجه افزایش استفاده از آن عامل تولیدی منجر شود، گفته می‌شود که تغییر مقیاس تولید نسبت به این نهاده دارای تورش صعودی^{۳۱} است، و از آن نهاده زیاد استفاده شده است. به عبارت دیگر تغییر مقیاس تولید نسبت به این عامل تولیدی نهاده بر^{۳۲} شده است ولی اگر تغییر مقیاس تولید به کاهش سهم هزینه یک نهاده و در نتیجه کاهش میزان استفاده از آن عامل منجر شود، گفته می‌شود تغییر مقیاس تولید نسبت به این نهاده دارای تورش نقصانی است یا نسبت به این عامل تولید نهاده اندوز^{۳۳} شده است. با توجه به غیر هموتتیک بودن تابع مورد نظر می‌توان تورش تغییر مقیاس را نسبت به هریک از نهاده‌ها محاسبه کرد. یکی از راه‌های

اندازه‌گیری تورش، تغییر مقیاس است، که مبتنی بر تعریف هیکس، توسط آنتیل^{۳۴} و در چارچوب تابع هزینه ترانس لاگ به صورت زیر است:

$$N_i = \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln y} \quad (۱۹)$$

در این رابطه، N_i میزان تورش تغییر مقیاس نسبت به نهاد i ام، S_i سهم هزینه نهاد i ام و y میزان تولید است. اگر $\gamma_{yi} = 0$ باشد $N_i = 0$ است و تغییر مقیاس خنثی است. یعنی تغییر در مقدار تولید، نسبت به کارگیری نهاد i را تغییر نمی‌دهد. اگر $N_i > 0$ باشد، بیانگر مثبت بودن γ_{yi} است و تغییر مقیاس نسبت به نهاد i دارای تورش صعودی است. چنانچه $N_i < 0$ بیانگر منفی بودن γ_{yi} است و تغییر نسبت به نهاد i دارای تورش نقصانی است یعنی در مصرف نهاد i صرفه‌جویی می‌گردد و یا کمتر از آن استفاده می‌شود. میزان تورش تغییر مقیاس نسبت به نهادها با توجه به تعریف فوق به صورت جدول (۴) است.

جدول (۴): میزان تورش مقیاس طبق معیار آنتیل

| عوامل تولید | بذر | سم | کود | نیروی کار | زمین | آب | ماشین |
|-------------------------------|---------|---------|---------|-----------|--------|---------|---------|
| معیار آنتیل (N _i) | -۲/۱۰۸۶ | ۱۵/۳۳۹۵ | -۱۱/۳۷۸ | ۱۷/۱۳۹۱ | ۱/۲۹۷۶ | -۴/۵۰۵۷ | -۰/۰۸۲۷ |

مأخذ: یافته‌ها و محاسبات تحقیق

نتایج نشان می‌دهند که تغییر مقیاس نسبت به نهاده‌های نیروی کار، زمین و سم دارای تورش صعودی و نسبت به نهاده‌های بذر، ماشین، کود و آب، دارای تورش نقصانی است. بنابراین میزان استفاده از ماشین‌های کشاورزی پایین بوده و در مصرف آنها صرفه‌جویی شده در عوض از نیروی کار زیادی استفاده شده است. این نتیجه با پایین بودن ضریب مکانیزاسیون کشاورزی در کشور مطابقت می‌کند. در این میان عواملی مانند؛ نظام خرده مالکی حاکم بر جامعه کشاورزی کشور، وجود مسایل و مشکلات اقتصادی و خدماتی در تهیه، نگهداری و استفاده از ماشین‌های کشاورزی، کم بودن تعداد تشکل‌های مکانیزاسیون موفق در کشور، ضعف نهادهای مسئول و متولی ترویج، اجرا و نظارت بر کشاورزی ماشینی در کشور و ... در ایجاد صرفه‌جویی‌های ناشی از تغییر مقیاس تولید، در استفاده از ماشین‌های کشاورزی مؤثر بوده‌اند.

۶-۴- آزمون فرضیه تغییرات تکنیکی خنثی هیکس:

با وجود فرض تغییرات خنثی هیکس، تغییرات تکنولوژی تولید در اثر تغییر ضریب مکانیزاسیون کشاورزی در تولید محصولات زراعی، تأثیری بر به کارگیری عوامل تولید نخواهد داشت. به این معنی که استفاده بیشتر از تکنولوژی ماشینی در کشاورزی تأثیری بر بهره‌وری عوامل تولید ندارد. جهت اثبات این فرضیه از طریق آزمون محدودیت‌های $\gamma_{it}=0$ استفاده می‌شود. بررسی صحت و سقم این فرضیه از طریق آزمون نسبت درست‌نمایی انجام می‌شود. پس فرضیه صفر و مقابل تغییرات تکنیکی خنثی هیکس را به صورت زیر تشکیل می‌دهیم:

$$\begin{cases} H_0: & \gamma_{it} = 0 \\ H_1: & \text{تغییرات تکنیکی خنثی نیست} \end{cases}$$

جدول ۵): نتایج آزمون تغییرات تکنیکی خنثی هیکس

| Test Statistic | value | Df | Probability |
|-----------------------------|------------|-----------|-------------|
| Chi- square | ۳۸.۰۶۰۸۰ | ۶ | ۰.۰۰۰۰ |
| Null Hypothesis Summary: | | | |
| Normalized Restriction (=0) | Value | Std. Err. | |
| $C(38) - C(47)$ | ۰.۶۱۱۱۶۰ | ۰.۳۶۷۸۳۱ | |
| $C(41) - C(47)$ | - ۰.۰۲۶۰۸۷ | ۰.۰۱۵۲۰۴ | |
| $C(43) - C(47)$ | - ۰.۰۱۰۷۳۹ | ۰.۰۳۱۳۹۹ | |
| $C(44) - C(47)$ | ۰.۰۴۱۶۳۰ | ۰.۰۵۲۵۲۹ | |
| $C(45) - C(47)$ | - ۰.۲۴۲۷۳۳ | ۰.۱۲۷۸۹۹ | |
| $C(46) - C(47)$ | ۰.۵۱۰۳۱۶ | ۰.۰۹۵۰۲۲ | |

مأخذ: یافته‌ها و محاسبات تحقیق

در سطح اطمینان ۰.۵٪، آماره آزمون در ناحیه عدم پذیرش فرضیه صفر قرار می‌گیرد و فرضیه صفر مبنی بر خنثی بودن تغییرات تکنیکی را نمی‌توان پذیرفت. بنابراین با توجه به این که در این تحقیق تغییرات تکنیکی با مکانیزه شدن کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته شد و شاخص ضریب مکانیزاسیون کشاورزی به عنوان یکی از عوامل نهادی اثرگذار بر چگونگی ایفای نقش ماشین‌های کشاورزی، استفاده شد، بنابراین استفاده از ماشین در روند تولید محصولات زراعی اثرگذار بوده است.

۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

(۱) شاخص ضریب مکانیزاسیون کشاورزی به عنوان یکی از عناصر بردار عوامل نهادی رابطه مثبتی را بین استفاده از ماشین‌های کشاورزی و ارزش‌افزوده تولیدات زراعی تأیید کرد.

- اثرات متقابل این شاخص و هزینه‌های مصرفی در عملیات ماشینی نیز نشان داد، که تنها صرف هزینه و افزایش سرمایه‌گذاری در مکانیزه کردن کشاورزی کشور نتوانسته است نتیجه مثبتی را بر کمیت و کیفیت تولیدات این بخش داشته باشد، به همین دلیل صرف هزینه در کنار برنامه‌ریزی و سیاستگذاری‌های صحیح در این زمینه است که می‌تواند تأثیر واقعی و مثبت مکانیزاسیون کشاورزی را بر ارزش افزوده تولیدات کشاورزی نشان دهد.
- (۲) هموتیک نبودن تابع تولید مدل تخمین زده شده نشان داد که سهم هزینه هریک از نهاده‌های تولید، به قیمت نهاده‌ها و میزان یا سطح تولید بستگی دارد. یعنی تغییر سطح تولید، سهم هزینه نهاده‌ها و نسبت به‌کارگیری عوامل را تغییر می‌دهد. بنابراین با تغییر تولید، سهم بعضی از نهاده‌ها افزایش و سهم برخی کاهش می‌یابد. میزان تورش مقیاس طبق معیار آنتیل، وجود تورش نقصانی در تغییر مقیاس تولید نسبت به استفاده از ماشین‌های کشاورزی را نشان داد. وجود این تورش نقصانی بیانگر آن بود که در دوره زمانی مورد بررسی در بخش تولید محصولات زراعی به غیر از نباتات علوفه‌ای، برای استفاده از ماشین صرفه‌جویی صورت گرفته است. این نتیجه تأییدی است بر پایین بودن ضریب مکانیزاسیون کشاورزی در کشور بود که تنها در سال ۱۳۸۷ به عدد ۱.۳۱ اسب بخار بر هکتار رسید و در سال‌های قبل از آن به عدد یک نیز نرسید.
- (۳) آزمون فرضیه تغییرات تکنیکی خنثی هیکس نشان داد که تغییرات تکنولوژی ماشینی، که با شاخص ضریب مکانیزاسیون کشاورزی در مدل بیان شد، در بخش کشاورزی خنثی نبوده و بر میزان به‌کارگیری عوامل تولید اثرگذار است.
- (۴) استفاده بیشتر از ماشین‌های کشاورزی در بخش تولید محصولات زراعی به معنای سرمایه‌بر شدن تولید است. زیرا برای تهیه و استفاده از نهاده ماشینی، نیاز به سرمایه، افزایش و نیاز به نیروی کار، کاهش می‌یابد. این درحالی است که در دوره مورد بررسی در کشور با وجود استفاده از هزینه و سرمایه بیشتر در بخش کشاورزی ماشینی، میزان استفاده از نیروی کار افزایش داشته و در میزان استفاده از ماشین‌های کشاورزی صرفه‌جویی وجود داشته است.
- (۵) تعامل بیشتر بخش صنعت و کشاورزی می‌تواند با امکان‌سنجی و نیازسنجی صحیح، موجب برآوردن نیازهای کشاورزان در مسیر کشاورزی مکانیزه، شود. هر قدر تولید ماشین‌ها و ادوات کشاورزی با نیازهای موجود در کشور، مطابقت بیشتری داشته باشد و

در عین حال با قیمتی مناسب در اختیار مصرف کنندگانش قرار گیرد، ضریب مکانیزاسیون کشاورزی با ضریب فزاینده‌تری رشد خواهد داشت. این امر در صورتی امکان‌پذیر خواهد شد که سرمایه‌گذاران و مجریان این بخش از امنیت اقتصادی خوبی برخوردار باشند. در واقع نهادها موظف هستند از طریق یک ساختار با ثبات برای کنش‌های متقابل افراد، عدم اطمینان را کاهش دهند.

۶) با توجه به نتایج بدست آمده از تحقیق مبنی بر، اثرگذاری و نقش تغییر ضریب مکانیزاسیون کشاورزی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، ضمن بررسی میزان اثر بخشی برخی از عوامل نهادی و غیرنهادی مؤثر، در شرایط موجود در کشور، توجه مسئولین امر به توسعه مکانیزاسیون کشاورزی و آینده کشاورزی کشور با رویکرد توسعه پایدار، لازم و ضروری است.

۷) نتایج به دست آمده و آمار و ارقام موجود در کشور نشان می‌دهند که میزان سرمایه‌گذاری و صرف هزینه در بخش ماشین‌های کشاورزی در کشور مناسب بوده است، اما به دلیل کم-کاری کارشناسان در انجام تحقیقات مورد نیاز، ضعف‌های سیستمی، برنامه‌ریزی‌های نادرست و فقر علم اقتصاد در سازمان‌های متولی مکانیزاسیون، عملکرد خوبی حاصل نشده است. به نحوی که برخی از سازمان‌های متولی این امر به گورستانی از ماشین‌ها و ادوات کشاورزی بدون استفاده‌ای تبدیل شده‌اند، که بعضاً بدون تحقیق و نیازسنجی وارد کشور شده و ارزش زیادی را از کشور خارج کرده‌اند. به این ترتیب به جای صرف هزینه و بالا بردن اعداد و ارقام ماشین‌های کشاورزی وارداتی و تولیدشده در کشور بهتر است دامنه تحقیقات اقتصادی در زمینه مکانیزاسیون کشاورزی افزایش یابد تا از بودجه موجود بهترین استفاده صورت گیرد.

۸) اثبات اهمیت ایجاد مکانیزاسیون کشاورزی به صورت صحیح، نتایج بسیاری از تحقیقات و پژوهش‌های انجام شده در این زمینه است. از این رو برنامه‌ریزی و سیاستگذاری صحیح در مکانیزه کردن کشاورزی کشور ایجاب می‌کند؛ که یکپارچگی اراضی کشاورزی، از طریق ایجاد تعاونی‌ها و تشکل‌های مکانیزاسیون، حفظ گردد، تولید و واردات ماشین‌ها و ادوات کشاورزی متناسب با شرایط و نیاز کشور انجام پذیرد و به ایجاد خدمات سرویس و نگهداری کافی در کشور متناسب با شرایط و نیازهای مناطق مختلف، اهتمام گردد.

۹) وجود و اثبات صرفه‌های اقتصادی استفاده صحیح از ماشین‌های کشاورزی و بالا رفتن قیمت انرژی ایجاب می‌کند، کارشناسان مکانیزاسیون و مکانیک کشاورزی در تجزیه،

تحلیل، برنامه‌ریزی و سیاستگذاری‌های خود در راستای بالا بردن ضریب مکانیزاسیون کشاورزی، به جنبه‌های اقتصادی امر نیز توجه نمایند.

۱۰) تعیین توابع تقاضای انواع ماشین‌های کشاورزی می‌تواند کمک زیادی به برنامه‌ریزی‌های آتی کشور جهت خریداری و یا تولید انواع ماشین‌ها کشاورزی مورد نیاز در بخش کشاورزی کشور نماید. بدین ترتیب دستگاه‌های ذیربط با نیازسنجی و امکان‌سنجی به‌موقع قادر خواهند بود بهترین روش را با توجه به پتانسیل‌های موجود در کشور، برای تأمین نیازهای ماشینی بخش کشاورزی انتخاب و اجرا نمایند. همچنین با توجه به این‌که به‌موقع انجام نشدن عملیات کشاورزی خسارات اقتصادی زیادی را به‌همراه دارد، تعیین عمر اقتصادی ماشین‌های کشاورزی و استفاده از آن، تأثیر بسیار زیادی بر جنبه‌های کیفی توسعه مکانیزاسیون کشاورزی دارد. در این‌صورت قابلیت اطمینان ماشین‌های کشاورزی در اجرای به‌موقع عملیات زراعی و باغی بالا می‌رود.

منابع

۱. آل دبرتین، دیوید، «اقتصاد تولید کشاورزی»، ترجمه محمدقلی موسی‌نژاد، و رضا نجارزاده، انتشارات دانشگاه تربیت مدرس، ۱۳۷۶.
۲. امجدی، افشین و امیرحسین چیدری و صادق خلیلیان، «بررسی ساختار تکنولوژی تولید گندم با استفاده از داده‌های پانل»، هشتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ۸ و ۹ آبان، ۱۳۸۶.
۳. بخشوده، محمد و احمد اکبری، «اصول اقتصاد تولید محصولات کشاورزی»، انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان، ۱۳۷۵.
۴. پاربخ، اشوک و دیوید بیلی، «روش‌های تحلیل اقتصادی و کاربرد آنها»، ترجمه مجید کویاهی، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.
۵. ترکمانی، جواد و علی کلائی، «استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی در تخمین همزمان توابع هزینه و تقاضای نهاده‌ها در کشاورزی (مطالعه موردی فارس)»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳۸۰، شماره ۳۴.
۶. جهانی، مقصود و علیرضا اصغری، «تحلیل هزینه گندم منطقه ارسباران با استفاده از تابع هزینه ترانس لاگ تک‌محصولی (مطالعه موردی منطقه ارسباران)»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۷۰.

۷. ذوالنور، سید حسین، «ساختار هزینه تولید و عرضه گندم در ایران (یک تحلیل اقتصادسنجی)»، وزارت کشاورزی معاونت برنامه‌ریزی و بودجه، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۷۷.

۸. ذوالنور، سید حسین، «مقدمه‌ای بر روش‌های اقتصادسنجی»، انتشارات دانشگاه شیراز، ۱۳۷۴.

۹. قشلاقیچایی، ل، «برآورد همزمان تابع هزینه و معادلات سهم هزینه»، پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، ۱۳۷۷.

۱۰. کمتا، یان، «مبانی اقتصادسنجی»، ترجمه کامبیز هژبر کیانی، ۱۳۷۲.

۱۱. نبی‌ئیان، صون، علوی نائینی، «بررسی تأثیر مکانیزاسیون بر رشد کشاورزی ایران»، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران-مشهد، ۱۳۸۶.

۱۲. هال، واریان، «تحلیل اقتصاد خرد»، ترجمه رضا حسینی، نشر نی، ۱۳۷۸.

۱۳. هژبرکیانی، کامبیز و مسعود صفاری‌پور اصفهانی، «بررسی و تعیین مقدار بهینه اقتصادی از نهاده‌ها در کشت گندم آبی»، اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳۷۸، شماره ۲۶.

۱۴. هژبرکیانی، کامبیز و میترا نعمتی، «برآورد همزمان تابع هزینه و توابع تقاضای نهاده‌های گندم آبی با استفاده از رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبب تکراری»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳۷۶، شماره ۱۸.

۱۵. هونما، ماسایوشی و یوجیروها یامی، «مکانیزاسیون زراعی، صرفه‌جویی مقیاس و تحول ساختاری در ژاپن»، ترجمه عبدالکریم درویشی جزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه، تابستان ۱۳۷۳، شماره ۶.

۱۶. Anandajayasekeram, Powniah, Masters, William. And James, Oehmke. "Impact assessment of Africa Agricultural Technology Development and Transfer". Department of Agricultural Economics. Michigan State University, No. ۲۸, ۱۹۹۷, pp. ۱-۴.

۱۷. Binswanger, Hans "A Microeconomic Approach to Induced Innovation". The Economic Journal, Vol. ۸۴, No. ۳۳۶, ۱۹۷۴, pp. ۹۴۰-۹۵۸.

۱۸. Binswanger, H. "The Measurement of Technical Change Bases with Many Factors of Production". American Journal of Agricultural Economics. Vol. ۶۴, No. ۶, ۱۹۷۴, pp. ۹۶۴-۹۷۶.

۱۹. Bottomley, P. and Colin Thirtle. "Total Factor Productivity in UK Agricultural, ۱۹۶۷-۱۹۹۰", American Journal Agricultural Economics, Vol. ۴۳, No. ۳, ۱۹۹۲, PP. ۳۸۱-۴۰۰.

۲۰. Capaibo, S., Mari Michaela, and S. Deny. "Testing Long-run Productivity Models for the Canadian and US Agricultural sectors". *American Journal of Agricultural Economic*, Vol. ۸, No. ۳, ۱۹۸۶, pp. ۶۱۵-۶۲۵.
۲۱. Chen, P, C. and Ming, Min, Yuand Ching, Chongand Shih, HSU. "Total Factor Productivity Growin China". *Agricultural Sector. China Economic Review*, Vol. ۱۹, ۲۰۰۹, pp. ۵۸۰-۵۹۳.
۲۲. Chief, L. and J, Clark. "Agricultural Mechanization Strategy Formulation". *FAO, Rome, Italy*, ۱۹۹۷.
۲۳. Clark, J.S. and Youngblood, C.E. "Estimating Duality Models with Biased Technical Change: A Time Series Approach". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. ۷۴, ۱۹۹۲, pp. ۳۵۳-۳۶۰.
۲۴. Datoro, Alfredo; Por Anders, Hansson. "Machinery Cooperative. A case Study in Sweden". *Biosystems Engineering*. Vol. ۸۷, ۲۰۰۳, pp ۱۳-۲۵.
۲۵. Glass, J, C. and D, G. Mckillop . "A Multi- Product Multi- Input Cost Function Analysis of Northern Ireland Agriculture, ۱۹۵۵-۱۹۸۵". *Journal of Agricultural Economic*, NO. ۴۰, ۱۹۸۹, pp. ۵۷-۷۰.
۲۶. Glass, J, Colin. and Donal, G. Mckillop . "AMulti- Product Multi – Input Cost Function Analysis of Northern Ireland Agriculture, ۱۹۵۵-۱۹۸۵". *Journal of Agricultural Economic*, Vol. ۴۰, ۱۹۸۹, pp. ۵۷-۷۰.
۲۷. Heathfield, D, F. And S. Wilie. "An Introduction to Cost and Production Functions". *Mcmillan Education LTD, London*, ۱۹۸۷.
۲۸. Johnston, Jack. "Econometric Methods". *New York, McGraw, Hill*, ۱۹۶۳.
۲۹. Kementa, J. "Elements of Econometrics". *New York Mcmillan Publishing*, ۱۹۸۶.
۳۰. Kuroda, Y. "The Production Structure and Demand for Labor in Postwar Japanese Agriculture; ۱۹۵۲-۸۲". *American Journal Agricultural Economics*, Vol. ۶۹, No. ۲, ۱۹۸۷, pp. ۳۲۸-۳۳۷.
۳۱. Nyemek, B. and Tonye, J. "Factors affecting the technical efficiency among smallholder in farmer in the slash and burn agriculture zone of Cameroon". *Food Policy*, Vol. ۲۹, No. ۵, ۲۰۰۴, pp. ۵۳۱-۵۴۵.
۳۲. Nyemek, Binam. and Jean Tonye, "Factors affecting the technical efficiency among smallholder in farmer in the slash and burn agriculture zone of Cameroon". *Food Policy*, Vol. ۲۹, ۲۰۰۴, pp. ۵۳۱-۵۴۵.
۳۳. Pawlak, J. and Pellizzi, G. and Fiala, M. "On the Development of Agricultural Mechanization to Ensure a Long-term World Food Supply". *Agricultural Engineering International, The CIGR Journal of Scientific Research and Development, Invited over view paper*, Vol. ۹, ۲۰۰۲. pp. ۱-۲۲.

۳۴. Ray, Subhash, C. "A Translog Cost Function Analysis of USAgriculture ۱۹۳۹ – ۷۷". American Journal of Agricultural Economics, Vol.۶۴, No. ۳, ۱۹۸۲, pp. ۴۹۰–۴۹۸.
۳۵. Sidhu, Surjit and Carlos, A, Baanante. "Estimating Farm Level Input Demand and Wheat Supply in the Indian PunjabUsing a Translog Profit Function". American Journal of Agricultural Economics, Vol.۶۳, No.۲, ۱۹۸۱, pp. ۲۳۷–۲۴۶.

یادداشت

۱. Subsistence farming
۲. Industrial agriculture
۳. Manufactured capital
۴. Chen
۵. Nyemek
۶. Tonye
۷. Detoro
۸. Hansson
۹. Labor Cost
۱۰. Time Lines
۱۱. Specific Cost
۱۲. Glass
۱۳. McKillop
۱۴. Clark
۱۵. Youngblood
۱۶. Seemingly Unrelated Regressions (SUR)
۱۷. Capaibo
۱۸. Deny
۱۹. Ray
۲۰. Binswanger
۲۱. Machinery – Using
۲۲. Machinery – Saving
۲۳. Methodology
۲۴. Ordinary Least Squares
۲۵. Residuals
۲۶. Super Coefficient
۲۷. Unit Root Test
۲۸. Backward Elimination
۲۹. Likelihood Ratio Test
۳۰. scale changebias
۳۱. upward bias
۳۲. input using
۳۳. input saving
۳۴. Antel