

تحلیل سازه‌های فن آوری تولید و استخراج توابع تقاضا برای نهاده‌های پنبه

دکتر مهریار صدرا لاشرافی^(۱) و ابوالفضل محمودی^(۲)

چکیده

در این تحقیق با استفاده از رهیافت تابع هزینه ترانسلوگ، توابع تقاضا برای نهاده‌های تولید پنبه در شهرستان گرگان برای سال زارعی ۷۵-۱۳۷۴ استخراج شد. با تخمین همزمان توابع تقاضا، مشخصه‌های ساختاری فن آوری تولید و هزینه بدست آمد و کشش‌های خودی - قیمتی و متقاطع تقاضا و کشش‌های جانشینی آلن و موری شیما و اطلاعات درباره تغییرات سهم هزینه‌ای عوامل تولید در واکنش به تغییرات نسبی قیمتشان محاسبه شد. نتایج نمایانگر غیر هموتیک^(۳) بودن فن آوری و عدم بازده به مقیاس ثابت است که در نتیجه باعث اریب در کاربرد نسبت عوامل در اثر تغییر مقیاس تولید می شود ولیکن این خصوصیت بطور نسبی سبب استفاده بیشتر از نهاده‌های زمین، نیروی کار و ماشین آلات و در جهت ذخیره شدن نهاده‌های آب، سموم شیمیائی و بذر شده و نهایتاً اثر خنثی برای کود شیمیائی دارد. همچنین نهاده‌ها در جریان تولید، جانشین‌های ضعیفی برای یکدیگرند، لذا سیاست‌گذاری در ارتباط با قیمت نهاده‌ها یا حذف یارانه بعضی از نهاده‌های تولید مثل سم و کود شیمیائی به تنهایی اثر محسوس در شدت کاربرد عوامل ندارد.

۱- استاد گروه اقتصاد دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران

۲- دانشجوی دوره دکتری رشته اقتصاد کشاورزی

مقدمه

در دوره بهره برداری ۱۳۷۴ سطح کشت پنبه کشور به ۱۸۰۷۳۷ هکتار رسید که از این مقدار ۹۳ درصد آن به کشت پنبه اصلاح شده و ۷ درصد آن نیز تحت کشت پنبه بومی قرار گرفت. متوسط عملکرد در هر هکتار و ش پنبه کشور در همین دوره برابر با ۲۲۳۵ کیلومی باشد که از مجموع مزارع پنبه کشور ۴۰۷۱۶۲ تن و ش برداشت شد بطوریکه منطقه گرگان و گنبد با تولید ۱۵۶۰۰۰ تن مقام اول را در سطح کشور دارا می باشند. ارزش تقریبی و ش تولیدی کشور (پرداختی به پنبه کاران) با در نظر گرفتن قیمت متوسط و ش اصلاح شده ۱۴۰۰ ریال و بومی ۹۵۰ ریال برابر ۵۶۰/۵ میلیارد ریال بوده که با در نظر گرفتن ارزش فرآورده های بعدی و ش پس از تصفیه در کارخانجات پنبه پاک کنی و جینهای غیر مجاز جمعا برابر ۶۷۳/۱ میلیارد ریال است^(۱) که در مجموع ۰/۶۲ درصد از درآمد ملی را تشکیل می داده است. با توجه به مطالب فوق هدف کلی این مقاله ارائه تجزیه و تحلیلی از ساختار فن آوری تولید پنبه و استخراج توابع تقاضا برای نهاده های آن با استفاده از رهیافت تابع هزینه است.

بیسونگر (Binswanger, 1974) با استفاده از آمار مقطع عرضی برای پنج نهاده زمین، کار، ماشین، کود شیمیائی و سایر نهاده ها از ۳۹ ایالت متحده یک تابع هزینه ترانسلوگ تخمین زده و توابع تقاضای نهاده ها را استخراج و کشش های خودی و متقاطع تقاضا و کشش های جزئی جانشینی آلن^(۲) را محاسبه کرد. لویز (Lopez, 1980) به منظور بررسی ساختار فن آوری تولید در کشاورزی کانادا یک تابع هزینه لئونتیف تعمیم یافته، برازش کرده و ضمن استخراج توابع تقاضا برای نهاده های کشاورزی و محاسبه کششهای مربوطه، ویژگیهای فن آوری تولید مانند نسبت عوامل ثابت، بازده ثابت به مقیاس، تغییرات فنی و هموتتیک بودن تابع تولید را آزمون کرد.

رای (Ray, 1982) از رهیافت تابع هزینه ترانسلوگ به منظور ارزیابی ساختار تولیدات کشاورزی سود جست. ویور (Weaver, 1983) به منظور مطالعه ساختار فن آوری کشاورزی مناطق گندم خیز آمریکا و استخراج توابع تقاضای مشروط برای نهاده ها و محاسبه کششهای خودی و متقاطع و کششهای جانشینی آلن یک تابع هزینه غیر هموتتیک^(۳) تخمین زده است. آنتل (John M. Antel, 1984) با استفاده از آمار سری زمانی کشاورزی ایالات متحده، یک تابع سود ترانسلوگ برای محاسبه شاخص اریب فن آوری تخمین زده و اثرات تغییر مقیاس بر سهم هزینه عوامل تولید را بررسی کرده. یوشی می کوردا (Yoshimi Kuroda, 1987) ارتباط عوامل تولید در کشاورزی ژاپن (بعد از جنگ) را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و نتایج کار او نشان میدهد اریب تغییر فنی و اثر جانشینی مربوط به قیمت عوامل، نقش مهمی در انتقال کارگر

۱- به منبع شماره (۲) رجوع کنید.

کشاورزی به بخش غیر کشاورزی دارد. هانگ (Kuo S. Huang, 1991) تقاضا برای نیروی کار، سرمایه و انرژی در صنایع غذایی ایالات متحده با استفاده از کششهای جانشینی جزئی آئن و موری شیما (Morishima) مورد تجزیه و تحلیل قرار میدهد و نتایج حاکی از کشش پذیرتر بودن سرمایه نسبت به عوامل دیگر است، همچنین تمام عوامل تولید جانشین یکدیگرند مخصوصاً "بین دو نهاده نیروی کار و سرمایه این ارتباط بیشتر است."

در مطالعه حاضر توابع تقاضای مشروط یا دستگاه معادلات سهم از تابع هزینه ترانسلوگ استخراج و همزمان تخمین زده شده و با استفاده از نتایج، به محاسبه کششهای خودی و متقاطع تقاضا، کشش های جزئی جانشینی آئن و موری شیما و اطلاعات سهم عوامل و شاخص های آنتل درباره اریب حاصل از تغییر مقیاس، به ارزیابی ساختار فن آوری تولید پنبه در شهرستان گرگان پرداخته شده است. آمار و اطلاعات لازم با اجرای یک طرح نمونه گیری به روش طبقه بندی دو مرحله ای^(۱) (آبادی بعنوان واحد آماری مرحله اول و بهره بردار بعنوان واحد دوم) و با تکمیل پرسشنامه و مصاحبه حضوری از ۱۰۱ نفر از بهره برداران بدست آمده است.

روش تحقیق

فن آوری تولیدی $F(X)$ را برای یک بردار از n نهاده X در نظر می گیریم. مطابق نظریه دوگانگی^(۲)، تابع هزینه همزادی تعریف می شود بطوریکه حداقل هزینه لازم برای دستیابی به مقدار تولید Q بر حسب برداری از قیمت های W باشد: (۱)

$$C(W, Q) = \text{Min}_x [WX; F(X) = Q]$$

این تابع هزینه، مقعر و نسبت به تمامی قیمت های W غیر منفی و همگن از درجه اول است^(۳). مشتقات جزئی مرتبه اول و دوم تابع هزینه فوق نسبت به قیمت های عوامل تولید، به ترتیب برابر با $C_i(W, Q)$ و C_{ij} است. با استفاده از قضیه سفارد میتوان تابع تقاضای مشروط برای i امین نهاده X_i^* ، که تابعی از W و Q باشد استخراج کرد:

$$X_i^*(W, Q) = C_i(W, Q) \quad (۲)$$

تابع تقاضای مشروط^(۴) یا معادله سهم هزینه^(۵) عامل تولید، همگن از درجه صفر نسبت به قیمت هاست. همچنین کشش متقاطع قیمتی E_{ij} برای نهاده i ام نسبت به قیمت نهاده j ام برابر است با:

$$E_{ij} = W_j C_{ij}(W, Q) / C_i(W, Q) \quad (۳)$$

1- Two Stage Stratification Sampling

2- Duality Theorem

۳- به منبع شماره ۱۳ رجوع کنید.

4- Conditional Factor Demand Function

5- Cost Share Equation

کشش جانشینی در بدو امر توسط هیکس (John R. Hicks, 1932) به منظور بررسی تغییرات سهم درآمدی نیروی کار و سرمایه در رشد اقتصادی، ارائه و معرفی شد. نقطه نظر اصلی او توجه به تغییرات نسبت کار به سرمایه بر توزیع درآمد بود که می توانست کاملاً بوسیله اندازه گیری انحنای منحنی همسان تولید مشخص شود. کشش جانشینی هیکس (HES)^(۱) برای دو نهاد، بصورت نسبت عوامل در واکنش به تغییرات نسبی قیمتشان تعریف می شد. چندی بعد، آلن (۱۹۳۸) تعریف کشش جانشینی را برای محاسبه مسوارد بیشتر از دو نهاد، بسط داد ولی بعدها یسوزاواهیروفومی (Uzawa Hirofumi, 1963) اثبات کرد که اگر به جای تابع تولید، تابع هزینه تخمین زده شود تخمینهای از کشش جانشینی آلن را میتوان مستقیماً از رابطه ذیل محاسبه کرد:

$$AES_{ij} = \{ [\sum_{i=1}^n X_i^* (W,Q) F_i] / [X_i^* (W,Q) X_j^* (W,Q)] \} (F_{ij}^* / F) \quad (۴)$$

که در آن F_i تولید نهائی نهاد i ام، F دترمینان ماتریس هشین مرزی از تولیدات نهائی، F_{ij}^* دترمینان حاصل از کوفاکتور عنصر i ام از ماتریس هشین مرزی است.

برای سالهای زیادی، AES یک روش استاندارد آماری خوبی برای مطالعات تجربی بود ولی بلکروبی و راسل (Blackroby and Russell, 1989) اثبات کردند که تعریف کشش جانشینی آلن (AES) متفاوت از تعریف هیکس است و صریحاً رابطه جانشینی را توضیح نمی دهد. علاوه براین، AES انحنای منحنی همسان را اندازه نمی گیرد. هیچ اطلاعاتی درباره سهم های نسبی نهاد های تولید نمی دهد و نهایتاً از آن نمی توان به عنوان نرخ نهائی جانشینی تعبیر کرد.

مفهوم دیگری از جانشینی که در بدو امر در ژاپن توسط موری شیما (1967) فرمول بندی گردید و بعدها مستقلاً توسط بلکروبی و راسل کشف شد که امروزه آن را بنام کشش جانشینی موری شیما (MES) می شناسند بصورت مشتق لگاریتم نسبت مقداری دو نهاد به قیمت های نسبی آنها تعریف میشود:

$$MES_{ij} = \partial \text{Ln} [(X_i^* (W,Q) / X_j^* (W,Q))] / \partial \text{Ln} [W_i / W_j] \quad (۵)$$

MES درصد تغییرات نسبت دو نهاد را در واکنش به تغییرات نسبی قیمتشان اندازه گیری می کند که منطبق با تعمیم واقعی تعریف کشش جانشینی هیکس می باشد، نه تنها میتواند شاخص خوبی از تقعر منحنی همسان باشد بلکه میتواند اطلاعات مفیدی نیز درباره درصد تغییرات نسبی سهم هزینه ای عوامل در واکنش به تغییرات نسبی قیمتشان ارائه بدهد:

$$\partial \text{Ln} [W_i X_i^* (W,Q) / W_j X_j^* (W,Q)] / \partial \text{Ln} [W_i / W_j] = 1 - MES_{ij} \quad (۶)$$

اگر MES بزرگتر (کوچکتر) از یک باشد، سهم نسبی هزینه عوامل کاهش (افزایش) می یابد. در این تحقیق از یک تابع هزینه ترانسلوگ بشرح زیر استفاده شده:

$$\text{Ln}C = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{Ln} W_i + \frac{1}{\gamma} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \text{Ln}W_i \text{Ln}W_j + \sum_{j=1}^n \beta_{iq} \text{Ln} Q \text{Ln} W_i + \beta_q \text{Ln}Q + \frac{1}{\gamma} \beta_{qq} (\text{Ln}Q)^2 \quad (7)$$

که در آن C هزینه کل، Q محصول، W_i قیمت نهاده نام است. تابع هزینه بطور مستقیم تخمین زده نمی شود بلکه برای سهولت آن، یک دستگاه معادلات سهم هزینه عوامل تولید بطور همزمان تخمین زده میشود. معادله هزینه سهم یا تقاضای مشروط برای نهاده نام، S_i ، بوسیله کاربرد قضیه شفارد، از تابع هزینه استخراج میشود:

$$S_i = \beta_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \text{Ln}W_j + \beta_{iq} \text{Ln}Q \quad (8)$$

ولیکن برای حفظ خواص نئوکلاسیک تئوری تولید و جمع پذیر بودن^(۱) سهم های هزینه، می بایست محدودیتهای زیر بر توابع تقاضا یا معادلات سهم اعمال گردد.

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1, \quad \beta_{ij} = \beta_{ji}, \quad \sum_{j=1}^n \beta_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_{iq} = 0 \quad (9)$$

پس از اعمال قیود جمع پذیری، تقارنی و همگنی در تابع هزینه، توابع تقاضا برای نهاده ها چنین اند:

$$S_i = \beta_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \text{Ln} \left(\frac{W_i}{W_D} \right) + \beta_{iq} \text{Ln}Q + \text{Remainder} \quad (10)$$

W_D ، قیمت نهاده ایست که معادله تقاضای آن به جهت تخمین همزمان از سیستم معادلات حذف شده است.

با تخمین پارامترها تابع هزینه، میتوان AES & MES وکشش های خودی و متقاطع تقاضای مشروط برای نهاده های تولید را بوسیله روابط ۱۱ تا ۱۶ محاسبه کرد^(۲):

$$\text{MES}_{ij} = (\beta_{ij} + S_i S_j) S_j - (\beta_{ii} + S_i^2 - S_i) / S_i, \quad i \neq j \quad (11)$$

$$\text{AES}_{ii} = (\beta_{ii} + S_i^2 - S_i) / S_i^2 \quad (12)$$

$$\text{AES}_{ij} = (\beta_{ij} + S_i S_j) / S_i S_j, \quad i \neq j \quad (13)$$

$$E_{ii} = (\beta_{ii} + S_i^2 - S_i) / S_i \quad (14)$$

$$E_{ij} = (\beta_{ij} + S_i S_j) / S_i, \quad i \neq j \quad (15)$$

$$\text{MES}_{ij} = E_{ji} - E_{ii}, \quad i \neq j \quad (16)$$

روش تخمین و آزمون فرضیات

با استفاده از داده های آماری، مقطع عرضی مربوط به سال ۷۵-۱۳۷۴ که تمام اطلاعات لازم در

(۱) حاصل جمع سهم های هزینه می بایست برابر با واحد باشد که به آن Adding up گویند:

$$S_1 + S_2 + S_3 + \dots + S_n = \sum_{i=1}^n S_i = 1$$

(۲) به منبع شماره ۱۲ مراجعه شود.

زمینه هزینه تولید پنبه برای شهرستان گرگان را در برداشت، هفت نهاد شامل: زمین (E)، نیروی کار (L)، آب (W)، ماشین آلات (M)، سموم شیمیایی (P)، بذر (S) و کود شیمیایی (F) نهایتاً وارد مدل گردید. در مجموع ۷ معادله سهم یا تابع تقاضا استخراج شد و با توجه به اینکه حاصلجمع سهم هزینه ای عوامل تولید برابر با واحد است، بنابراین مجموع جملات پسماند معادلات بایستی برابر با صفر باشند، به عبارتی چون ماتریس واریانس کوواریانس جملات پسماند استثنائی^(۱) است، به ناچار یک معادله سهم از دستگاه حذف شد و مابقی معادلات با روش رگرسیونهای به ظاهر نامرتبط تکراری^(۲) (ISUR) بطور همزمان برآورد شدند. علت استفاده از روش ISUR حساس نبودن آن نسبت به معادله حذف شده از سیستم می باشد و به علت تکراری بودن فرآیند تخمین، برآوردهای آن بسمت برآورد گره‌های حداکثر درستنمایی^(۳) همگرا می‌شوند و دارای کارایی مجانبی هستند. در این روش در مرحله اول هر یک از معادلات به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده و در این مرحله ماتریس واریانس - کوواریانس محاسبه می‌شود. در مرحله بعد ضرایب از طریق حداقل مربعات تعمیم یافته^(۴) (GLS) برآورد میشود و سپس ماتریس کوواریانس محاسبه می‌شود. این عملیات تا زمانی که برآوردها همگرا شوند ادامه می‌یابد.

برای آزمون قیود تقارن $(\beta_{ij} = \beta_{ji})$ قبل از اینکه قیود را بر دستگاه معادلات اعمال کنیم. ابتدا هر یک از توابع تقاضا را بدون محدودیت به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده سپس دوباره آنها را با اعمال محدودیتهای تقارنی به روش ISUR برآورد کرده و به این ترتیب تقارن ناشی از متقارن بودن ماتریس هسین بوسیله آماره t استیودنت آزمون شدند.

$$T_{ij} = \frac{\hat{\beta}_{ij} - \hat{\beta}_{ji}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_{ij}) + \text{Var}(\hat{\beta}_{ji})}}$$

تمامی مقادیر بحرانی محاسبه شده کوچکتر از مقادیر بحرانی جدول با حجم نمونه ۱۰۱ می‌باشد و بنابراین قیود تقارن $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ در سیستم معادلات تقاضا برقرار است.

با توجه به اینکه تابع هزینه همگن از درجه یکم است، به این مفهوم که اگر قیمت‌ها دو برابر شوند با فرض ثابت ماندن سایر شرایط و بازار رقابتی، هزینه تولید هم دو برابر می‌شود، بنابراین معادلات تقاضا که در واقع مشتقات مرتبه اول تابع هزینه هستند می‌بایستی همگن از درجه صفر باشند، که تأکیدی بر اعمال قید همگنی $\sum_{i=1}^n \beta_{ij} = \sum_{j=1}^n \beta_{ij} = 0$ است.

آزمونی که برای آن بکار می‌رود، آزمون F نزایدی است:

$$F = \frac{[RSS_F - RSS_{UR}] / m}{RSS_{UR} / N - K}$$

که در آن m تعداد محدودیتهای تحمیل شده، RSS_F مجموع مربعات باقیمانده‌های معادله محدود شده که

1- Singular

2- Iterative Seemingly Unrelated Regression

3- Maximum Likelihood

4- Generalized ordinary Least Square

جدول ۱- تخمین پارامترهای معادلات تقاضای مشروط عوامل تولید

پارامترهای تخمینی (ISUR)	معادلات تقاضا:						کود
	زمین	کار	آب	ماشین	سموم	بذر	
β_i	.۱۹۹۶۸ (.۰۵۸۸۵)	.۱۹۵۷۴ (.۰۴۰۵۹)	.۱۷۴۵۱ (.۰۱۷۸۹)	.۱۳۸۵۶ (.۰۱۰۹۳)	.۱۹۹۳۳ (.۰۴۲۸۹)	.۰۵۸۷۹ (.۰۰۷۹۰۵)	-
β_{iQ}	.۰۱۵۵۴ (.۰۰۸۰۱)	.۰۰۰۲۷ (.۰۰۵۵۳)	-.۰۰۱۱۹ (.۰۰۲۴۳)	.۰۰۰۰۲۵ (.۰۰۱۴۸)	-.۰۱۳۹۱ (.۰۰۵۸۴)	-.۰۰۳۱۳ (.۰۰۱۰۷)	۱/۰۰۲۳۹
β_{iE}	.۱۴۹۰۰ (.۰۰۶۷۰)	-.۰۷۳۱۱ (.۰۰۴۶۲)	-.۰۳۰۷۴ (.۰۰۲۰۳)	-.۰۲۰۳۷ (.۰۰۱۲۴)	-.۰۱۳۵۸ (.۰۰۴۸۸)	-.۰۰۴۴۱ (.۰۰۰۹۰)	.۰۰۰۴۷
β_{iL}	-.۰۹۶۴۶ (.۰۰۹۶۰)	.۱۵۶۹۲ (.۰۰۶۶۲)	-.۰۲۴۹۲ (.۰۰۲۹۱)	-.۰۱۸۵۴ (.۰۰۱۷۸)	-.۰۱۱۵۴ (.۰۰۶۹۹)	-.۰۰۰۲۳ (.۰۰۱۲۸)	-.۰۰۳۳۳
β_{iW}	-.۰۲۷۱۶ (.۰۰۹۱۶)	-.۰۳۲۵۴ (.۰۰۶۳۲)	.۰۶۷۸۴ (.۰۰۲۷۸)	-.۰۱۵۵۳ (.۰۰۱۷۰)	.۰۰۷۱۲ (.۰۰۶۶۸)	-.۰۰۱۹۰ (.۰۰۱۲۳)	-.۰۰۱۱۶
β_{iM}	-.۰۰۸۶۳ (.۰۰۰۹۸۰)	-.۰۴۴۸۵ (.۰۰۶۷۶)	-.۰۰۸۶۸ (.۰۰۲۹۸)	.۰۵۵۲۰ (.۰۰۱۸۲)	.۰۰۴۳۳ (.۰۰۷۵۱)	.۰۰۱۰۰ (.۰۰۰۳۱)	-.۰۰۰۷۱
β_{iP}	-.۰۰۹۱۷ (.۰۰۰۳۰۹)	-.۰۰۲۷۸ (.۰۰۰۲۱۳)	-.۰۰۱۸۳ (.۰۰۰۰۹۴)	-.۰۰۰۰۳۵ (.۰۰۰۰۵۷)	.۰۱۳۴۰ (.۰۰۲۲۵)	.۰۰۰۰۳۱ (.۰۰۰۰۴۱)	-.۰۰۱۹۶
β_{iS}	-.۰۰۸۰۲ (.۰۰۰۴۹۱)	-.۰۰۰۰۳۹ (.۰۰۰۳۳۸)	-.۰۰۰۰۴۸ (.۰۰۰۱۴۹)	.۰۰۰۰۳۱ (.۰۰۰۰۹۱)	.۰۰۲۲۲ (.۰۰۳۵۸)	.۰۰۵۶۱ (.۰۰۰۰۶۵)	-.۰۰۰۰۰۸
R^2	.۸۵۴۹۹	.۸۹۲۰۹	.۸۷۹۳۴	.۹۲۱۱۱	.۶۶۸۶۸	.۶۳۲۰۴	-
D-W	۱/۷۱۵۱۳	۱/۷۱۹۹۴	۱/۷۱۳۷۱	۲/۱۰۴۱۰	۲/۲۰۳۸۱	۱/۸۶۷۸۸	-

(* اعداد داخل پرانتز خطاهای معیار می‌باشند. (** اکثر پارامترها در سطح یک درصد معنادار هستند.)

جدول ۲- مشخصات آماری معادلات سهم عوامل تولید

متغیر سهم	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
SE	۰/۵۰۱۴۱۳۴	۰/۱۰۲۹۱۷۵	۰/۹۹۰۲۲۴۱	۰/۱۱۰۴۶۵۳
SL	۰/۲۵۰۴۸۳۸	۰/۰۸۲۲۸۷۳	۰/۶۱۰۰۹۸۲	۰/۰۰۴۳۴۸۳
SW	۰/۰۹۷۷۰۴۱	۰/۰۳۴۳۰۷۹	۰/۱۸۹۹۱۹۶	۰/۰۰۲۲۸۵۱
SM	۰/۰۶۴۶۸۹۳	۰/۰۲۵۹۲۳۲	۰/۱۸۴۵۳۳۰	۰/۰۰۱۲۴۵۴
SF	۰/۰۱۹۸۵۶۱	۰/۰۱۷۶۹۱۸	۰/۱۳۳۹۱۷۳	$۲/۴۱۷ \times 10^{-۷}$
SP	۰/۰۴۸۳۱۳۲	۰/۰۳۵۱۲۶۲	۰/۳۲۰۷۰۴۳	$۲/۱۲۲ \times 10^{-۷}$
SS	۰/۰۱۷۵۴۰۱	۰/۰۰۷۶۹۴۹	۰/۰۵۲۰۰۷۱	$۱/۳۸۴ \times 10^{-۵}$

جدول ۳- نتایج آزمون محدودیتهای تقارنی

آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
TES	-۱/۳۷۳	TLS	۱/۲۶۵	TWS	-۱/۴۱۴	TMS	۱/۴۱۴	TFS	۰/۰۵۰	TPS	۰/۵۰۰
TEP	۰/۶۸۶	TLP	۱/۳۰۲	TWP	-۱/۱۳۱	TMP	۰/۰۰۱	TFP	۰/۶۳۲		
TEF	۱/۴۱۴	TLF	۰/۵۵۷۱	TWF	-۰/۴۸۵	TMF	۰/۰۰۱				
TEM	-۰/۰۹۹	TLM	-۱/۲۱۳	TWM	۰/۵۹۳						
TEW	-۰/۰۹۸	TLW	-۰/۹۱۹								
TEL	-۱/۵۷۸										

به روش ISUR تخمین زده می شود، RSS_{UR} مجموع مربعات باقیمانده های معادله نامحدود است که به روش OLS برآورد می شود و N-K برابر با درجه آزادی در معادله نامحدود می باشد.

جدول ۴- نتایج آزمون همگنی

معادلات تقاضا	RSS_r	RSS_{UR}	F(۱ و ۹۲)
زمین	۰/۱۵۳	۰/۱۵	۱/۸۴
کار	۰/۰۷۳	۰/۰۷۲	۱/۲۸
آب	۰/۰۱۴	۰/۰۱۳۹	۰/۶۶
ماشین آلات	۰/۰۰۵	۰/۰۰۴۹	۱/۸۷
سموم شیمیایی	۰/۰۸۲	۰/۰۸۱	۱/۱۴
بذر	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۲۶۶	۱/۳۸

آماره F جدول با درجه آزادی صورت کسری یک و منخرج ۹۲ در سطح یک درصد برابر با ۳/۸۶ است و نتایج

حاکى از پذيرفتن فرضيه همگنى از درجه صفر بوده و از ثابت اعمال قيود $\sum_{i=1}^n \beta_{ij} = \sum_{j=1}^n \beta_{ij} = 0$ مشكلى نداريم.

ساختار فن آورى توليد را مى توان به كمك تابع هزينه ترانسلوگ مورد ارزيابى قرار داد. در صورتيكه بتوان تابع هزينه را بصورت $C(W,Q) = F(Q).H(W)$ تفكيك كرد^(۱)، ميتوان گفت فن آورى توليد هموتتيك است. به عبارتى افزايش سطح توليد يا تغيير مقياس، اثرى بر شدت کاربرد عوامل ندارد و اريبى در استفاده از نسبت عوامل ايجاد نمى كند. اين فرضيه تاكيدى بر اعمال قيود $\sum_{i=1}^n \beta_{iq} = 0$ است. آماره اى كه جهت آزمون بكار ميرود، نسبت حداكثر درستنامي^(۲) تحت فرضيه صفر بر حداكثر درستنامي بدون در نظر گرفتن محدوديت مى باشد.

اين آماره (LM) بطور مجانبى داراى توزيع X^2 است كه درجات آزادى آن برابر با تعداد قيود تحميل شده است^(۳). نتيجه آزمون (LM = 110) خيلى معنادار بوده و در نتيجه فرضيه هموتتيك بودن فن آورى توليد را رد كنيم. رد كردن اين فرضيه بدين مفهوم است اثرات تغيير مقياس در استفاده از عوامل توليد اريب ايجاد مى كند، تغيير مقياس هم بصورت تغيير در سطح محصول به سبب تغيير در قيمت نسبي تمام عوامل تعريف مى شود. به عبارتى حركت از يك منحنى همسان به منحنى ديگر (تعادل جديد)، نسبت بكارگيرى عوامل از نسبت آنها در تعادل اوليه متفاوت خواهد بود. آنتل يك شاخصى از ميزان هموتتيك بودن يا ميزان اريب دارد كه چنين تعريف ميشود:

$$N_i = \frac{\beta_{qi}}{S_i}$$

در صورتيكه $N_i = 0$ باشد اريب حاصل خنثى بوده، $N_i > 0$ اريب حاصل در جهت استفاده بيشتر از نهاده نام است و $N_i < 0$ اريب در جهت ذخيره (استفاده كمتر) از نهاده نام مى باشد.

جدول ۵- نتايج شاخص هاى آنتل

شاخص	N_E	N_L	N_W	N_M	N_F	N_P	N_S
اريب	۰/۰۳	۰/۰۰۱	-۰/۰۱۲	۰/۰۰۳	۰	-۰/۲۹	-۰/۱۸

نتايج جدول (۵) نشان ميدهد كه با تغيير مقياس توليد (افزايش سطح توليد) كشاورزان از نهاده زمين، نيروى كار و ماشين آلات بيشتر و از نهاده هاى آب، سموم شيميايى و بذر كمتر استفاده مى كنند. وليكن مقدار کاربرد كود شيميايى بدون تغيير باقى مى ماند. البته بايد توجه داشت كه منظور از جاىگزى، جاىگزى

۱- $F(Q)$ يك تابع پيوسته و غير نزولى از Q است و $H(P)$ را اصطلاحاً تابع هزينه واحد مى گويند كه عبارت از يك تابع غير منفى، همگن خطى و مقعر نسبت به قيمت عوامل مى باشد.

2- $LM = -2 [\text{LnLikelihood}(H_0) - \text{LnLikelihood}(H_1)]$

۳- به منبع شماره ۱۹ رجوع كنيد.

جدول ۶- کَششهای خودی و متقاطع تقاضا و کَششهای جزئی جانشینی آلن

کود شیمیایی	بذر	سموم	ماشین	آب	کار	زمین	کَششهای تقاضا:
۰/۰۲۰۷	۰/۰۰۱۵	۰/۰۳۰۰	۰/۰۴۷۵	۰/۰۴۳۵	۰/۰۵۸۱	-۰/۲۰۱۴	زمین
(۰/۰۰۹۸)	(۰/۰۰۶۲)	(۰/۰۰۹۶)	(۰/۰۱۹۶)	(۰/۰۱۸۳)	(۰/۰۱۹۱)	(۰/۰۱۳۴)	
۰/۰۳۲۸	۰/۰۱۵۹	۰/۰۳۷۲	-۰/۱۱۴۴	-۰/۰۳۲۲	-۰/۱۲۳۰	۰/۲۰۹۵	نیروی کار
(۰/۰۱۳۵)	(۰/۰۰۸۵)	(۰/۰۰۸۵)	(۰/۰۲۷۰)	(۰/۰۲۵۲)	(۰/۰۲۶۴)	(۰/۰۱۸۵)	
۰/۰۰۷۷	۰/۰۱۲۶	۰/۰۲۹۶	-۰/۰۲۴۲	-۰/۰۲۰۷۹	-۰/۰۰۴۶	۰/۱۸۶۸	آب
(۰/۰۱۵۳)	(۰/۰۰۹۶)	(۰/۰۰۹۶)	(۰/۰۳۰۵)	(۰/۰۲۸۵)	(۰/۰۲۹۹)	(۰/۰۲۰۹)	
۰/۰۰۸۷	۰/۰۲۲۳	۰/۰۴۲۹	-۰/۰۸۲	-۰/۱۴۲۳	-۰/۰۳۶۱	۰/۱۸۶۵	ماشین آلات
(۰/۰۱۴۱)	(۰/۰۰۸۹)	(۰/۰۰۸۹)	(۰/۰۲۸۲)	(۰/۰۲۶۳)	(۰/۰۲۷۶)	(۰/۰۱۹۲)	
-۰/۰۲۵۴	۰/۰۶۹	-۰/۶۴۶۲	۰/۱۶۵۱	۰/۲۶۲۸	۰/۰۱۷	۰/۲۴۶۸	سموم
(۰/۰۷۴۱)	(۰/۰۴۶۷)	(۰/۰۴۶۷)	(۰/۱۴۸۰)	(۰/۱۳۸۰)	(۰/۱۴۴۸)	(۰/۱۰۱۰)	
۰/۰۱۴۱	-۰/۶۶۲۶	۰/۰۵	۰/۱۲۱۷	۰/۰۱۰۶	۰/۲۳۷۴	۰/۲۴۹۹	بذر
(۰/۰۳۷۶)	(۰/۰۲۴۰)	(۰/۰۷۵)	(۰/۰۷۵)	(۰/۰۷۰۲)	(۰/۰۷۳۵)	(۰/۰۵۱۳)	
-۰/۹۸۰۱	۰/۰۱۲۴	-۰/۰۴۹۹	۰/۰۲۸۴	۰/۰۳۷۸	۰/۴۱۴۲	۰/۰۵۲۳۶	کود
							کَششهای جانشینی آلن:
۱/۰۴۷۴	۰/۰۸۷۲	۰/۶۲۱۱	۰/۷۳۳۷	۰/۴۴۵۴	۰/۲۳۱۹	-۰/۴۰۱۷	زمین
(۰/۵۵۸۵)	(۰/۱۲۷۸)	(۰/۱۲۷۸)	(۰/۳۰۲۴)	(۰/۱۸۷۲)	(۰/۰۷۶۴)	(۰/۰۲۶۷)	
۰/۳۵۰۶	۰/۹۱۰۴	۰/۷۷۰۰	-۱/۷۶۸۴	-۰/۳۲۹۹	-۰/۴۹۱۲		نیروی کار
(۰/۷۷۱۱)	(۰/۴۲۹۳)	(۰/۴۱۷۶)	(۰/۴۱۷۶)	(۰/۲۵۸۴)	(۰/۱۰۵۵)		
۰/۳۹۸۲	۰/۷۱۶۶	۰/۶۱۱۲	-۰/۳۷۴۷	-۲/۱۲۸۱			آب
(۰/۸۷۱۶)	(۰/۱۹۹۴)	(۰/۴۷۱۹)	(۰/۴۷۱۹)	(۰/۲۹۲۱)			
۰/۴۵۲۵	۱/۲۸۰۱	۰/۸۸۵۳	-۱/۲۶۶۹				ماشین آلات
(۰/۸۰۴۳)	(۰/۱۸۴۰)	(۰/۴۳۵۵)	(۰/۴۳۵۵)				
-۱/۰۵۰	۳/۶۲۳۰	-۱۳/۹۵۵۰					سموم
(۴/۲۲۵)	(۴/۲۲۵)	(۰/۹۶۶۷)					
۰/۷۴۲۴	-۳۷/۷۷۲						بذر
(۰/۲۱۴۰)	(۰/۲۱۴۰)						
-۴۹/۳۶۲							کود

*: اعداد داخل پرانتز خطاهای معیار هستند. $SE(E_{ij}) = \frac{SE(\beta_{ij})}{S_j}$, $SE(\sigma_{ij}) = \frac{SE(\beta_{ij})}{S_i S_j}$

** : بسیاری از کَششهای جانشینی در سطح یک درصد معنادار می باشند.

جدول ۷- کشتیهای جزئی و جانشینی موری شیما و اثر قیمتهای نسبی بر هزینه سهم عوامل

کود شیمیایی	بذر	سموم	ماشین	آب	کار	زمین	کشتیهای تقاضا:
۰/۷۲۵	۰/۴۵۱۳	۰/۴۴۸۲	۰/۳۸۷۹	۰/۳۸۸۲	۰/۴۱۰۹	-	زمین
	(۰/۰۶۴۷)	(۰/۱۱۴۴)	(۰/۰۳۲۶)	(۰/۰۳۴۳)	(۰/۰۳۱۹)		
۰/۵۳۷۲	۰/۳۶۰۴	۰/۱۴۰۰	۰/۰۸۶۹	۰/۱۱۸۴	-	۰/۱۸۱۱	نیروی کار
	(۰/۰۹۹۹)	(۰/۱۷۱۱)	(۰/۰۵۴)	(۰/۰۵۶۳)		(۰/۰۴۵۵)	
۰/۲۴۵۷	۰/۲۱۸۵	۰/۴۷۰۷	۰/۰۶۵۶	-	۰/۱۷۵۷	۰/۲۵۱۴	آب
	(۰/۰۹۸۷)	(۰/۱۶۶۵)	(۰/۰۵۴۸)		(۰/۰۵۳۷)	(۰/۰۴۶۸)	
۰/۱۱۰۴	۰/۲۰۳۷	۰/۲۴۷۱	-	۰/۰۵۷۸	۰/۰۳۲۴	۰/۱۲۹۵	ماشین آلات
	(۰/۱۰۳۱)	(۰/۱۷۶۲)		(۰/۰۵۸۷)	(۰/۰۵۵۲)	(۰/۰۴۷۸)	
۰/۵۹۶۳	۰/۶۹۶۲	-	۰/۶۸۹۱	۰/۶۷۵۸	۰/۶۸۳۴	۰/۶۷۶۲	سموم
	(۰/۰۷۰۷)		(۰/۰۵۵۶)	(۰/۰۵۶۳)	(۰/۰۵۵۲)	(۰/۰۵۲۹)	
۰/۶۷۵	-	۰/۷۳۱۶	۰/۶۸۴۹	۰/۶۷۵۲	۰/۶۷۸۵	۰/۶۶۴۱	بذر
		(۰/۱۱۱۷)	(۰/۰۵۱۷)	(۰/۰۵۲۹)	(۰/۰۵۱۱)	(۰/۰۴۷۴)	
-	۰/۹۹۴۲	۰/۹۵۴۷	۰/۹۸۸۸	۰/۹۸۷۸	۱/۰۱۲۹	۱/۰۰۰۸	کود شیمیایی هزینه سهم:
۰/۲۷۵	۰/۵۴۸۴	۰/۵۵۱۸	۰/۶۱۲۱	۰/۶۱۱۸	۰/۵۸۹۱	-	زمین
	(۰/۰۶۴۷)	(۰/۱۱۴۴)	(۰/۰۳۲۶)	(۰/۰۳۴۳)	(۰/۰۳۹۱)		
۰/۴۶۲۸	۰/۶۳۹۶	۰/۸۶	۰/۹۱۳۱	۰/۸۸۱۶	-	۰/۸۱۸۹	نیروی کار
	(۰/۰۹۹۹)	(۰/۱۷۱۲)	(۰/۰۵۴۰)	(۰/۰۵۶۳)		(۰/۰۴۵۵)	
۰/۷۵۴۳	۰/۷۸۱۵	۰/۵۲۹۳	۰/۹۳۴۴	-	۰/۸۲۴۳	۰/۷۴۸۶	آب
	(۰/۰۹۸۷)	(۰/۱۶۶۵)	(۰/۰۵۴۸)		(۰/۰۵۳۷)	(۰/۰۴۶۸)	
۰/۸۸۹۶	۰/۷۹۶۳	۰/۷۵۲۹	-	۰/۹۴۲۲	۰/۹۶۷۶	۰/۸۷۰۵	ماشین آلات
	(۰/۱۰۳۲)	(۰/۱۷۶۲)		(۰/۰۵۸۷)	(۰/۰۵۵۲)	(۰/۰۴۷۸)	
۰/۴۰۳۷	۰/۳۰۳۸	-	۰/۳۱۰۹	۰/۳۲۴۲	۰/۳۱۶۶	۰/۳۲۳۸	سموم
	(۰/۰۷۰۷)		(۰/۰۵۵۶)	(۰/۰۵۶۳)	(۰/۰۵۵۲)	(۰/۰۵۲۹)	
۰/۳۲۵	-	۰/۲۶۸۴	۰/۳۱۵۱	۰/۳۲۴۸	۰/۳۲۱۵	۰/۳۳۵۹	بذر
		(۰/۱۱۱۷)	(۰/۰۵۱۷)	(۰/۰۵۲۹)	(۰/۰۵۱۱)	(۰/۰۴۷۴)	
-	۰/۰۰۵۸	۰/۰۴۵۳	۰/۰۱۱۲	۰/۰۱۲۲	-۰/۰۱۲۹	-۰/۰۰۰۸	کود شیمیایی

* اعداد داخل پرانتز خطاهای معیار هستند.

** بسیاری از کشتیهای جانشینی در سطح یک درصد معنادار می باشند.

نسبی است که در این شرایط قیمتهای نسبی ثابت و انتقال از یک منحنی همسان به منحنی همسان تولید دیگر مد نظر است.

با توجه به اینکه فن آوری تولید غیر هموتیک است میتوان نتیجه گرفت که ساختار تولید نمی تواند با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس باشد.

محاسبه کشتیهای AES, MES و کشتیهای خودی و متقاطع تقاضا برای نهاده های تولید براساس روابط (۱۱) تا (۱۵) محاسبه و نتایج آن در جدول (۶) و (۷) ارائه شده و همچنین اطلاعات درباره

تغییرات سهم عوامل تولید در واکنش به تغییرات قیمت نسبی شان محاسبه و در انتهای جدول (۷) آورده شده است. نتایج مهمی از جدول (۶) و (۷) بدست آمده:

الف) ساختار هزینه و فن آوری تولید پنبه در شهرستان گرگان بوسیله تخمین معادلات سهم یا تقاضای مشروط برای نهاده های زمین، نیروی کار، آب، ماشین آلات، سموم، بذر و کود شیمیائی مشخص شده است.

ب) کشش های خودی - قیمتی تقاضا دارای علامت منفی (مطابق با تئوری) و مقادیر همه آنها کوچکتر از یک است که نشانگر بی کشش بودن این عوامل برای کشاورزان است. نتایج نشان دهنده برابر بودن کشش های تقاضا برای نهاده های زمین و آب می باشد، شاید به این دلیل که زمین با آب آن ارزشمند برای زراعت می باشد. همچنین تقاضا برای نیروی کار بی کشش تر از سایر نهاده هاست و این امر احتمالاً به علت کاربرد بودن زراعت پنبه بخصوص در مرحله برداشت است. مقادیر این کششها به ترتیب نهاده های بند (الف) برابر ۰/۲۰، ۰/۱۲، ۰/۲۱، ۰/۰۸، ۰/۶۷، ۰/۶۶ و ۰/۹۸ می باشد.

ج) کشش تقاطعی تقاضای زمین با همه نهاده ها مثبت است و نشانه رابطه جانشینی بسیار کوچکی بین آنهاست، همین کشش برای نیروی کار با بعضی از نهاده ها نشان دهنده رابطه مکملی بوده، ولی در همه این موارد مقدار عددی آن بسیار کوچک است.

د) کشش تقاطعی تقاضای نیروی کار با نهاده های ماشین آلات و آب، منفی است که نشان دهنده رابطه مکملی با آنهاست، شاید بتوان اینطور نتیجه گرفت که در کاربرد ماشین آلات و عملیات آبیاری تحت فن آوری موجود وجود نیروی کار الزامی است، یا به عبارتی دیگر فن آوری زراعت پنبه کاربر است. در حالیکه با سایر نهاده ها رابطه جانشینی ضعیفی دارد.

ه) از بررسی کشش های قیمتی - متقاطع میتوان به این نتیجه رسید که در رابطه با نهاده زمین درصد تغییرات تقاضا در مقابل تغییر قیمت سایر عوامل تولید کوچک است. در حالیکه اثر تغییر قیمت زمین، حساسیت بیشتری در تقاضا برای دیگر عوامل تولید بوجود می آورد که نهایتاً به این نتیجه میتوان رسید که سایر عوامل تولید، جانشین بهتری برای زمین می باشند، به عبارتی دیگر تغییرات در قیمت عوامل تولید، کشاورزان را به تغییر قابل ملاحظه ای در تقاضا برای زمین ترغیب نمی کند.

و) کشش های جانشینی آن بین تمامی نهاده های تولید در نیمه دوم جدول (۶) ارائه شده که مقادیر منفی نشانه مکملی و مقادیر مثبت نشان جانشینی عوامل با یکدیگر است. بین زمین و تمام نهاده ها یک رابطه کوچک جانشینی وجود دارد، البته این رابطه برای نیروی کار با دو نهاده آب و ماشین آلات بطور مکمل عمل می کند.

ز) کشش های جانشینی موری شیما بر مبنای معادله (۱۱) محاسبه شده و در جدول (۷) ارائه شده است. این کشش ها منعکس کننده تعدیلات در نسبت کاربرد عوامل تولید در واکنش به تغییرات قیمت نسبی آنها هستند. با توجه به اینکه علامت تمام آنها مثبت می باشد، تأکیدی بر جانشینی تمام عوامل تولید با یکدیگر است.

لازم به ذکر است که رابطه جانشینی بین نیروی کار و ماشین آلات سازگار با کشش های جزئی جانشینی آن نیست که اصولاً به علت اختلاف در تعریف این کشش ها می باشد و علاوه بر این کشش

جانشینی موری شیما در ارتباط با تعدیل دو نهاده می باشد درحالیکه کشش جانشینی آن اجازه تعدیل جزئی به یک نهاده تولید می دهد.

هم MES و AES نشان دهنده یک ارتباط جانشینی بین نهاده زمین و سایر نهاده های تولید می باشد که البته مقادیر آنها کوچک است که به علت ماهیت جانشینی بین نهاده های کشاورزی است.

ح) براساس معادله (۶) اطلاعاتی در ارتباط درصد تغییرات سهم هزینه ای عوامل در واکنش به درصد تغییرات نسبی قیمت همان عوامل محاسبه و در نیمه دوم جدول (۷) ارائه شده است.

همانطور که قبلاً ذکر شد این نتایج نزدیک به MES هستند، سهم نسبی هزینه ای عوامل کاهش می یابد. اگر کشش جانشینی موری شیما بزرگتر از یک باشد و افزایش می یابد اگر MES کوچکتر از یک باشد. برای مثال کشش $0/1189$ بین نیروی کار و زمین نشان دهنده این است که یک درصد افزایش نهائی نرخ دستمزد نسبت به قیمت زمین، سبب افزایش $0/82$ درصد در سهم هزینه ای نیروی کار نسبت به زمین می شود. عدد $0/8705$ بین ماشین و زمین به این مفهوم است که یک درصد افزایش نهائی در قیمت ماشین آلات نسبت به قیمت زمین سبب $0/87$ درصد افزایش در سهم هزینه ای ماشین آلات نسبت به زمین می شود.

نتایج و پیشنهادات

(۱) با عنایت به علائم و مقادیر پارامترهای برآورد شده تابع هزینه به این نتیجه می توان رسید که کشاورزان ترکیبی از نهاده ها را مورد استفاده قرار میدهند که هزینه تولید حداقل گردد.

(۲) فن آوری تولید همگن خطی و دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس نیست بلکه غیر هموتتیک است و افزایش سطح محصول (تغییر مقیاس) منجر به استفاده بیشتر برای نهاده ماشین آلات، زمین و استفاده کمتر از نهاده های آب، سموم شیمیائی و بذر می باشد.

(۳) کشش های خودی - قیمتی برای تمامی نهاده ها کوچکتر از یک است که نشانه بی کشش بودن تمام عوامل تولید است و کشش های متقاطع قیمتی کوچک هستند و نشان دهنده ارتباط ضعیف جانشینی یا مکملی است.

(۴) سایر عوامل تولید جانشین بهتری برای زمین هستند و تغییرات در قیمت سایر نهاده ها نمی تواند کشاورزان را وادار به تغییرات قابل ملاحظه ای در تقاضای زمین بکند؛ عبارتی دیگر نوسان قیمت عوامل تولید سبب تغییرات قابل ملاحظه ای در تقاضای زمین نمی شود.

(۵) با توجه به کوچک بودن کشش های جانشینی میتوان گفت که حذف پارانه برای نهاده های سموم و کودشیمیائی به تنهایی نمی تواند سبب تغییرات قابل ملاحظه ای در کاربرد این عوامل داشته باشد.

(۶) با توجه به کشش های جانشینی، طرحهای دولت برای افزایش مکانیزاسیون در روستاها، می بایستی با کاهش هزینه آبیاری و توسعه روشهای آبیاری و گسترش خدمات ماشین آلات همراه باشد، چرا که کشش جزئی جانشین نیروی کار و آب، نیروی کار و ماشین بر حسب کشش های MES نمایانگر رابطه جانشینی است به عبارتی هرگونه توسعه مکانیزاسیون در سطح مزارع مستلزم کاهش قیمت خدمات ماشین آلات کشاورزی و آبیاری است، چرا که کاهش هزینه ماشین آلات باعث استفاده بیشتر از ماشین به جای نیروی کار می شود و سطح مکانیزاسیون افزایش می یابد.

منابع مورد استفاده

- ۱) اداره کل پنبه و دانه‌های روغنی ایران، اداره بررسیهای اقتصادی و بازرگانی، نشریه‌های شماره ۷۳/۳۸۶، اسفند ماه ۷۳ و ۷۴.
 - ۲) بانک مرکزی ایران، خلاصه تحولات اقتصادی کشور ۱۳۷۳ - اداره بررسیهای اقتصادی.
 - ۳) دامودارگری (ترجمه حمید ابریشمی)، مبانی اقتصاد سنجی، جلد اول و دوم، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ اول اسفند ماه ۱۳۷۱.
 - ۴) کوپاهی - مجید، اصول اقتصاد کشاورزی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ چهارم بهمن ماه ۱۳۶۹.
 - ۵) محمودی - ابوالفضل، تخمین و تحلیل کرائی مزارع پنبه در شهرستان گرگان - پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.
 - ۶) موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، پنبه، مجموع اطلاعات و ارقام گردآوری شده از مرحله تولید تا مصرف، شماره ۶، شهریور ماه ۱۳۶۴.
 - ۷) موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، بازار جهانی پنبه، شماره ۴، مرداد ماه ۱۳۶۵.
- 8) Antle, J.M. "The Structure of U.S. Agricultural Technology, 1910-78. Amer. J. Agr. Econ. 66(1984): 414-421.
 - 9) Binswanger, H.P. "A Cost Function Approach to the Measurement of Elasticities of Substitution" Amer. J. Agr. Econ. 5b(1974): 377-86.
 - 10) Binswanger, H.P. "The Measurement of Technical Biases with many Factors of production." Amer. Econ. Rev. 64(1974): 964-76.
 - 11) Berndt, E.R. and Khaled, M.S. "Parametric productivity Measurement and choice Among Flexible Functional Forms". J. Polit. Econ. (1979): 1220-45.
 - 12) Huang, S.K. "Factor Demand in the U.S. Food-Manufacturing Industry." Amer. J. Agri. Econ. (Aug 1991): 615-620.
 - 13) Heathfield, D.F. and Wilie, S. "An Introduction to cost and production Functions." Macmillan Education LTD - London-1987.
 - 14) Karo, T. "Decomposition Analysis of Derived Demand for factor Inputs: the case of Rice Production in Japan". Amer. Agr. Econ. (1978): 623-35.
 - 15) Kmenta, J. "Elements of Econometrics". New York, Mcmillan P. (1986).
 - 16) Kuroda, Y. "The production Structure and Demand for Labor in post war Japanese Agriculture, 1952-82". Amer. J. Agr. Econ. (1987): 328-336.
 - 17) Lopez, R.E. "The structure of Production and the Derived Demand for Input in Canadian Agriculture." Amer. j. Agr. Econ. 62(1980): 38-45.
 - 18) Ray, S.C. "A Translog Cost Function Analysis of U.S. Agriculture, 1939-77." Amer. J. Agr. Econ. 64(1982): 490-98.
 - 19) Theil, H. "Principles of Econometrics." New York: John Wiley & Sons, 1971.
 - 20) Varian, H.R. "Microeconomic Analysis" New York: W.W. Norton & Co., 1978.
 - 21) Weaver, R.D. "Multiple Input, Multiple output production choices and Technology in the U.S. wheat Region." Amer. J. Econ. 65(1983): 45-56.
 - 22) Woodland, A.D. "Substitution of structures, Equipment and labour in Canadian production," Int. Econ. Rev. 16(1975): 171-83.