بررسی ساختار تولید و هزینه محصول برنج: مطالعه موردی در استان گیلان (۱۳۷٦)

غلامعلی شرزه‌ای[۱]، محمدعلی قطمیری[۱] و مصطفی راستی‌فر[۲]

چکیده

در این مقاله ساختار هزینه و تولید محصول برنج با استفاده از یک تابع هزینه ترانسلاگ و با بهره‌گیری از آمارهای مقطعی سال ۱۳۷٦ استان گیلان، که توسط اداره کل آمار و اطلاعات وزارت کشاورزی تهیه شده، مورد مطالعه قرار گرفته است. با توجه به نقش ویژه نهاده زمین و محدودیت‌های حاکم بر آن، و ممکن نبودن تغییر آن در کوتاه مدت، تابع هزینه ترانسلاگ در دو حالت متغیر بودن کلیه نهاده‌ها (بلند مدت) و ثابت بودن نهاده زمین (کوتاه مدت)، با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر نامرتب تکراری (ISUR) برآورد گردیده است.

نتایج نشان می‌دهد که :

۱. *هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت امکان جای‌گزینی تکنیکی نهاده‌های تولید به صورت ضعیف وجود دارد.*

۲. *کشش‌های خودقیمتی نهاده‌ها و کشش‌های متقاطع قیمتی کوچک‌تر از یک، ولی علامت کشش‌های متقاطع قیمتی بین نهاده‌ها مثبت است. بر پایهٔ این نتیجه می‌توان انتظار داشت که با تغییرات قیمت نهاده‌ها امکان جانشینی بین نهاده‌ها به صورت محدود وجود دارد.*

۳. *تولید برنج در گیلان در شرایطی که بتوان کلیه نهاده‌ها از جمله زمین را تغییر داد، از ویژگی بازده صعودی نسبت به مقیاس برخوردار است. بنابراین ، با افزایش سطح تولید می‌توان انتظار کاهش هزینه و در نتیجه کاهش قیمت برنج را داشت.*

٤. *در منطقه مورد بررسی نهاده‌های به کار گرفته شده در محصول برنج همگن نیستند، ولی می‌توان گفت نهاده‌هایی که با قیمت بیشتری ارائه شده‌اند از کیفیت بیشتری برخوردار بوده و در نتیجه هزینه کل بهره برداران را کاهش داده‌اند.*

۵. *با توجه به بی‌کشش بودن ساختار تولید برنج، هم از نظر تکنیکی و هم از نظر واکنش به قیمت‌ها، می‌توان گفت که تولید این محصول نسبت به تغییرات قیمت چندان انعطاف‌پذیر نیست، و تنها با افزایش زیاد در قیمت محصول برنج می‌توان شاهد تغییر چشم‌گیر در میزان تولید آن بود.*

٦. *با توجه به این که امکان جانشینی عوامل تولید در تولید محصول برنج چندان نیست، با تغییر جزئی در قیمت نسبی نهاده‌ها نمی‌توان تغییرات اساسی در ساختار تولید این محصول به وجود آورد.*

واژه‌های کلیدی: *تابع هزینه ترانسلاگ، کشش‌های قیمتی، کشش جای‌گزینی، تقاضای نهاده‌ها، محصول برنج، استان گیلان*

---

۱. دانشیار اقتصاد، دانشکدهٔ ادبیات و علوم انسانی ، دانشگاه شیراز

۲. کارشناس ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان تهران

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

مقدمه

افزایش چشم‌گیر مصرف برنج در کشور در شرایطی که افزایش تولید آن به سبب محدودیت زمین‌های قابل کشت با مشکل روبه‌رو است، منجر به افزایش واردات این محصول گردیده است. با توجه به رشد جمعیت و محدودیت‌های ارزی، دولت با پرداخت یارانه به نهاده‌ها با هدف کاهش هزینه‌ها سعی نموده است که تولید کنندگان را به افزایش تولید و در نتیجه کاهش واردات تشویق نماید. بنابراین، پاسخ به چند پرسش زیر در زمینهٔ ساختار تولید و هزینه برنج، و نیز ویژگی‌های تقاضا برای نهاده‌های آن به منظور بررسی توانایی‌های افزایش تولید این محصول و ارزیابی سیاست‌های دولت در قبال آن ضروری است.

۱. نهاده‌های تولید برنج، به ویژه نیروی کار و زمین و نیروی کار و سرمایه تا چه اندازه می‌توانند جانشین شوند؟

با بررسی امکان جانشینی عوامل در کوتاه مدت، در شرایطی که با محدودیت زمین رو به رو می‌باشیم، می‌توان امکان افزایش تولید را ارزیابی نمود. این ارزیابی هم از نظر امکان کاهش واردات و هم از نظر افزایش اشتغال، در شرایطی که به علت رشد جمعیت اقتصاد کشور با مشکل بیکاری رو به رو است، حایز اهمیت می‌باشد.

۲. نهاده‌های محصول برنج تا چه اندازه نسبت به قیمت نهاده‌ها کشش پذیر می‌باشند؟

آگاهی از کشش‌پذیری قیمتی نهاده‌ها از نظر ارزیابی سیاست‌های دولت در قبال تولید این محصول، و هم‌چنین تأثیر تغییر قیمت نهاده‌ها بر رفتار تولید کنندگان اهمیت دارد.

۳. تغییر مصرف یک نهاده تا چه اندازه از قیمت نهاده‌های دیگر تأثیر می‌پذیرد؟

پاسخ به این پرسش‌ها نیازمند بررسی ساختار تولید و هزینه و برآورد توابع تقاضا برای عوامل تولید می‌باشد. در این پژوهش پرسش‌های فوق با استفاده از برآورد یک تابع هزینه ترانسلاگ و به کارگیری آمار مقطعی سال ۱۳۷۶ مربوط به محصول برنج در استان گیلان بررسی گردیده است.

پژوهش‌های مشابهی در زمینهٔ پرسش‌های فوق توسط بینس‌ونگر (٤) برای بخش کشاورزی ایالات متحده، کاکو (۷) برای محصول برنج در ژاپن، لوپز (۱۱) برای بخش کشاورزی کانادا، ری (۱۳) برای بخش کشاورزی ایالات متحده، کورودا (۸ و ۹) برای بخش کشاورزی در ژاپن، هیونگ (٦) برای صنایع غذایی ایالات متحده، آرچی‌بالد و برانت (۳) برای محصولات کشاورزی ژاپن، کلارک و یانگبلاد (۵) برای بخش کشاورزی کانادا، علی و پریخ (۲) برای بخش کشاورزی پاکستان، اسکویرز (١٤) برای نهاده‌های تولید برنج در اندونزی، و کورودا (۱۰) برای ساختار تولید برنج در تایوان انجام پذیرفته است.

مواد و روش‌ها

الگو

تابع تولید نشان دهنده حداکثر نقاط قابل دسترسی تولید برای هر سطحی از نهاده‌ها می‌باشد. این تابع یک رابطه فنی و تکنولوژیک میان سطح تولید (ستاده) و مقدار عوامل تولید (نهاده‌ها) را نشان می‌دهد. هر تابع تولیدی دارای یک تابع هزینه حداقل به عنوان سیستم ثانویه می‌باشد. تابع هزینه نشان دهنده حداقل هزینه برای هر سطح قابل دسترسی از تولید است. بدیهی است که تمام روابط فنی و تکنیکی میان سطح تولید و عوامل تولید، مستتر در تابع تولید، بازتابی در تابع هزینه دارد. به سخن دیگر، از تابع هزینه می‌توان به شکل کلی تابع تولید پی برد. با توجه به این نکات و مزایای استفاده از تابع هزینه به جای تابع تولید در پژوهش‌های کاربردی (۳ و ۱۰)، در این پژوهش به منظور بررسی ساختار تولید برنج و برآورد سهم هزینه عوامل تولید در محصول برنج از یک تابع هزینه برای محاسبه کشش‌های جانشینی و قیمتی تقاضا استفاده گردید.

در برآورد تابع هزینه از فرم‌های تابعی گوناگونی همچون تابع لئونتیف، تابع کاب-داگلاس، تابع CES و تابع ترانسلاگ می‌توان بهره گرفت. ولی تابع ترانسلاگ به دلیل برخورداری از توانایی‌های ویژه در پژوهش‌های تجربی، به طور گسترده‌تری

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

مورد استفاده قرار گرفته است. از جمله توانایی‌های این توابع می‌توان به نداشتن نیاز به اتخاذ یک فرض خاص در مورد ساختار تولید، شکل خطی تابع به دلیل لگاریتمی بودن تمام متغیرها، و در نظر گرفتن تمام ویژگی‌های یک تابع هزینه "خوش رفتاری" (Well behaved)، مانند همگن خطی بودن، یک نوا بودن (Monotonicity)، و مقعر بودن نسبت به قیمت نهاده‌ها با اعمال محدودیت‌های لازم اشاره نمود.

بر این پایه، تابع هزینه ترانسلاگ زیر با فرض متغیر بودن کلیه عوامل، به منظور بررسی ساختار هزینه و تولید محصول برنج در **بلند مدت** و معادلات سهم هزینه عوامل تولید در نظر گرفته شده است:

$$\ln C^* = a_o + a_q \ln Q + \sum_{i=1}^{5} a_i \ln P_i + \frac{1}{2}\gamma_{qq}(\ln Q)^2 + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{5}\gamma_{ij}\ln P_i \ln P_j + \sum_{i=1}^{5}\delta_{qi}\ln Q \ln P_i \qquad [۱]$$

$$i, j = L, M, I, T, O$$

ومعادلات سهم هزینه عوامل تولید با استفاده از لم شفرد (Shepherd Lemma) به صورت زیر خواهد بود.

$$S_i = \frac{\partial C^*}{OP_i}\frac{P_i}{C^*} = \frac{\partial \ln C^*}{\partial \ln P_i} = a_i + \sum_{j=1}^{5}\gamma_{ij}\ln P_i + \delta_{qi}\ln Q \qquad [۲]$$

$$i, j = L, M, I, T, O$$

در رابطه فوق C^* هزینه کل، Q سطح یا مقدار تولید، P_L، P_M، P_I، P_T و P_O به ترتیب قیمت نیروی کار، ماشین‌آلات، نهاده‌های واسطه، زمین و دیگر نهاده‌ها، و S_i نشان دهنده سهم هر عامل تولید در کل هزینه است.

تابع هزینه در الگوی فوق باید دارای شرایط خوش رفتاری به شرح زیر باشد:

۱. همگن خطی نسبت به قیمت نهاده‌ها
۲. یک نوا بودن نسبت به قیمت نهاده‌ها
۳. مقعر بودن نسبت به قیمت نهاده‌ها

شرط اول، که ویژگی اساسی هر تابع هزینه است، برای **بلند مدت** که کلیه نهاده‌ها متغیر می‌باشند به صورت قیود زیر، پیش از برآورد در الگو منظور می‌گردد.

$$\sum_{i=1}^{5} a_i = 1$$

$$\sum_{i=1}^{5}\gamma_{ij} = \sum_{j=1}^{5}\gamma_{ji} = \sum_{i=1}^{5}\delta_{qi} = 0 \qquad [۳]$$

شرط دوم، که به معنی همسو بودن جهت تغییرات، جهت نهاده‌ها و هزینه است مستلزم برقراری رابطه زیر می‌باشد.

$$\frac{\partial \ln C^*}{\partial \ln P_i} = a_i + \sum_{j=1}^{5}\gamma_{ij}\ln P_j + \delta_{qi}\ln Q \geq 0$$

$$i = L, M, I, T, O \qquad [٤]$$

شرط سوم، مستلزم این است که ماتریس $\frac{\partial^2 C}{\partial P_i \partial P_j}$ درمحدوده قیمت نهاده‌ها نیمه معین منفی باشد.

قیود مربوط به شرط اول، همان طور که گفته شد، پیش از برآورد الگو در نظر گرفته می‌شود، ولی شرایط دیگر پس از برآورد الگو به منظور اطمینان پیدا کردن از خوش رفتاری تابع هزینه بررسی می‌گردد.

با توجه به نقش ویژه نهاده زمین و عدم امکان تغییر آن در کوتاه مدت، افزون بر الگوی بلند مدت، یک تابع هزینه کوتاه مدت نیز که در آن زمین به عنوان نهاده ثابت در نظر گرفته شده، به صورت زیر در این پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است که شروط خوش رفتاری فوق برای تابع هزینه در **کوتاه مدت**، به ترتیب به صورت زیر خواهد بود.

شرط اول :

$$\ln C = a_o + a_q \ln Q + \sum_{i=1}^{4} a_i \ln P_i + a_t \ln T + \frac{1}{2}\gamma_{qq}(\ln Q)^2 + \frac{1}{2}\sum_{I=1}^{4}\sum_{J=1}^{4}\gamma_{Ij}\ln P_i \ln P_j + \frac{1}{2}\omega_{tt}(\ln T)^2 + \sum_{i=1}^{4}\omega_{ti}\ln T \ln P_i + \sum_{i=1}^{4}\delta_{qi}\ln P_i \ln Q + \theta_{qt}\ln Q \ln T \qquad [۵]$$

$$\sum_{i=1}^{4} a_i = 1$$

$$\sum_{i=1}^{4}\gamma_{ij} = \sum_{j=1}^{4}\gamma_{ji} = \sum_{i=1}^{4}\delta_{qi} = \sum_{i=1}^{4}\omega_{ti} = 0 \qquad [٦]$$

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

شرط دوم :

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = a_i + \sum_{i=1}^{4} \gamma_{ij} \ln P_j + \omega_{ti} \ln T + \delta_{qi} \ln Q \geq 0$$

$$i = L, M, I, O \qquad [۷]$$

و **شرط سوم** مستلزم این است که ماتریس $\frac{\partial^2 C}{\partial P_i \partial P_j}$ در محدوده قیمت نهاده‌های متغیر نیمه معین منفی باشد.

ساختار تولید برنج

با استفاده از الگوی ارائه شده می‌توان ساختار تولید برنج را بررسی نمود. این بررسی شامل فرضیه‌های ساختاری، کشش‌های جانشینی جزئی آلن، کشش قیمتی تقاضا و کشش‌های قیمتی متقاطع برای نهاده‌ها می‌باشد.

با توجه به انعطاف‌پذیری تابع ترانسلاگ، می‌توان فرضیه‌های زیر را در مورد ساختار تولید برنج در استان گیلان مورد آزمون قرار داد.

جدایی‌پذیری در سطح محصول و قیمت نهاده‌ها

اگر تابع هزینه جدایی پذیر باشد، باید بتوان آن را به صورت زیر نوشت:

$$C^*(P.Q) = F(Q).H(P) \qquad [۸]$$

برای این منظور لازم است که محدودیت زیر در تابع هزینه ترانسلاگ برقرار باشد :

$$\delta_{qi} = 0 \qquad i = L, M, I, T, O \qquad [۹]$$

این شرط برای هر دو الگوی بلند مدت و کوتاه مدت یکسان است. در این حالت در معادلات سهم هزینه، متغیر مقدار محصول (Q) به عنوان متغیر مستقل ظاهر نمی‌شود، یعنی :

$$S_i = a_i + \sum_{j=1}^{5} \gamma_{ij} \ln P_j \qquad i, j = L, M, I, T, O \qquad [۱۰]$$

پذیرفتن این فرضیه بیانگر این است که تغییر در سطح محصول، سهم هزینه نهاده‌ها را تغییر نمی‌دهد. در این حالت، گفته می‌شود ساختار تکنولوژی تولید هموتتیک است.

وجود بازدهی ثابت نسبت به مقیاس

اگر تابع تولید اولیه نشان دهنده بازده ثابت نسبت به مقیاس باشد، تابع هزینه را باید بتوان به صورت زیر نوشت :

$$C^*(Q.P) = Q.H(P) \qquad [۱۱]$$

برای این منظور باید محدودیت‌های زیر در تابع هزینه ترانسلاگ برقرار باشد :

$$a_q = 1,\ \gamma_{qq} = 0,\ \delta_{qi} = 0 \qquad i = L, M, I, T, O \qquad [۱۲]$$

محدودیت‌های فوق در تابع هزینه کوتاه مدت به صورت زیر تغییر می‌یابد:

$$a_q + a_t = 1, \qquad \theta_{qt} + \omega_{tt} = \gamma_{qq} + \theta_{qt} = 0,$$
$$\delta_{qi} + \omega_{ti} = 0 \qquad i = I, L, M, O \qquad [۱۳]$$

همگن بودن تابع هزینه نسبت به سطح تولید

اگر این فرضیه در مورد تابع هزینه درست باشد، در تابع هزینه ترانسلاگ بلندمدت باید محدودیت‌های زیر برقرار باشد :

$$\gamma_{qq} = 0, \qquad \delta_{qi} = 0 \qquad i = L, M, I, T, O \qquad [۱۴]$$

محدودیت‌های فوق در تابع هزینه ترانسلاگ کوتاه مدت به صورت زیر تغییر می‌یابد :

$$\theta_{qt} + \omega_{tt} = \gamma_{qq} + \theta_{qt} = 0$$
$$\delta_{qi} + \omega_{ti} = 0 \qquad i = I, L, M, O \qquad [۱۵]$$

در این صورت تغییر در سطح تولید باعث تغییر در هزینه با یک نسبت مشخص می‌گردد. معادلات سهم هزینه در این حالت مشابه حالت جدایی‌پذیری تابع هزینه در سطح محصول و قیمت نهاده‌ها است.

کاب–داگلاس بودن تابع تولید

اگر تابع تولید اولیه کاب–داگلاس باشد، تابع هزینه آن را می‌توان به صورت زیر نوشت :

$$C^* = Q^{a_q} \prod_i P_i^{a_i} \qquad [۱۶]$$

در صورت درستی این فرضیه، باید محدودیت‌های زیر در تابع هزینه ترانسلاگ بلند مدت برقرار باشد :

$$\gamma_{qq} = 0, \quad \gamma_{ij} = 0, \quad \delta_{qi} = 0 \quad i, j = I, L, M, O, T \qquad [۱۷]$$

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

و در تابع هزینه ترانسلاگ کوتاه مدت باید محدودیت‌های زیر برقرار باشد :

$$\theta_{qt} + \omega_{tt} = \gamma_{qq} + \theta_{qt} = 0 \qquad \delta_{qi} + \omega_{ti} = 0 \qquad [۱۸]$$

$$i = I, L, M, O$$

در این صورت در الگو، سهم هزینه هر یک از عوامل ثابت است، و سیستم معادلات تبدیل به یک تک‌معادله می‌گردد.

برای آزمون این فرضیه‌ها از نسبت درست‌نمایی استفاده می‌شود (۱۲). به این صورت که، پس از برآورد تابع هزینه ترانسلاگ با اعمال محدویت‌های مذکور، نتایج با تابع هزینه ترانسلاگ بدون محدودیت مقایسه، و با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی، پذیرش یا عدم پذیرش هر یک از فرضیه‌ها بررسی می‌گردد.

کشش‌های جانشینی جزئی آلن (σ) و کشش‌های قیمتی تقاضا (η) برای نهاده‌ها از تابع هزینه ترانسلاگ به صورت زیر قابل محاسبه است :

$$\sigma_{ii} = \frac{\gamma_{ii} + S^2_i - S_i}{S^2_i} \qquad i = L, M, I, T, O \qquad [۱۹]$$

$$\sigma_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + S_i S_j}{S_i S_j} \qquad i \neq j, i = L, M, I, T, O \qquad [۲۰]$$

$$\eta_{ij} = S_j \sigma_{ij} \qquad i, j = L, M, I, T, O \qquad [۲۱]$$

$$\eta_{ii} = \frac{\gamma_{ii} + S^2_i - S_i}{S_i} \qquad i = L, M, I, T, O \qquad [۲۲]$$

در روابط فوق S_i ها سهم هزینه نهاده i ام می‌باشند. یکی از ویژگی‌های این کشش‌ها متغیر بودن آنها است. با توجه به متغیر بودن S_i ، این کشش‌ها همراه با تغییرات سهم هزینه می‌توانند تغییر نمایند.

داده‌های آماری

داده‌های آماری مورد استفاده در این پژوهش از نتایج ٤١٨ پرسش‌نامه بهره‌برداران برنج، که توسط ادارهٔ کل آمار و اطلاعات وزارت کشاورزی در سال ۱۳۷٦ تکمیل گردیده، گرفته شده است (۱).

لازم به یادآوری است که در الگوی مورد استفاده، علاوه بر نهاده‌های واسطه، نیروی کار، ماشین‌آلات و زمین، نهاده‌های دیگر نیز در نظر گرفته شده است. هر هزینه‌ای که در امر تولید صورت گرفته باشد و در چارچوب "نهاده‌های واسطه"، "نیروی کار"، "ماشین‌آلات" و "زمین" قرار نگیرد، در مجموع "نهاده‌های دیگر" قرار خواهد گرفت. در پژوهش‌های مشابه برای جمع‌کردن این هزینه‌ها و تبدیل آنها به یک نهادهٔ واحد به نام "نهاده‌های دیگر"، و به دست آوردن قیمتی برای آن، از "شاخص دیویژیا" (Divisia Index) استفاده می‌شود. کاربرد این شاخص نیازمند وجود اطلاعات مربوط به مقدار و ارزش این نهاده‌ها می‌باشد، ولی در مجموعهٔ آماری اخذ شده از وزارت کشاورزی مقدار برخی از نهاده‌ها گزارش نشده و امکان استفاده از شاخص مذکور برای جمع کردن نهاده‌ها وجود نداشته است. بنابراین، جمع کردن به گونه‌ای صورت گرفته که هزینه "نهاده‌های دیگر" در هکتار به عنوان قیمت این نهاده در نظر گرفته شده است. توضیحات ارائه شده در مورد محاسبه قیمت نهاده‌های دیگر،در مورد به دست آوردن قیمت ماشین آلات نیز صادق است. در این جا به ذکر چگونگی محاسبه قیمت عوامل تولید برنج پرداخته می‌شود.

در تولید برنج، از مرحله آماده نمودن زمین تا مرحله برداشت محصول، و پس از آن مرحله تبدیل شلتوک به برنج، برای فعالیت‌های گوناگون از نیروی کار با دستمزدهایی که الزاماً یکسان نمی‌باشد، استفاده می‌گردد. برای مثال، دستمزد پرداختی به نیروی کار برای مرزبندی مزرعه، با دستمزد پرداختی به نیروی کار برای برداشت محصول متفاوت است. برای تعیین قیمت نهادهٔ نیروی کار، از یک میانگین حسابی از دستمزدهای مختلفی که برای فعالیت‌های گوناگون به نیروی کار پرداخت شده، استفاده گردیده است.

در فعالیت‌های مختلف تولید برنج از ماشین‌آلات نیز استفاده می‌گردد. برای به دست آوردن قیمت ماشین‌آلات، یک میانگین حسابی از هزینه‌های پرداختی برای ماشین‌آلات و حیوانات در فعالیت‌های گوناگون محاسبه گردیده است. قیمت این نهاده به صورت هزینه در هکتار بیان شده است.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

قیمت زمین نیز از طریق تقسیم کل اجاره پرداختی به کل مساحت زیر کشت محاسبه گردیده است. قیمت نهاده‌های واسطه از تقسیم مجموع کل هزینه‌های پرداختی برای انواع کود، سم و بذر بر هکتار به دست آمده است. قیمت نهاده‌ها نیز از مجموع کل هزینه پرداختی برای فعالیت‌هایی که در چهار نهاده فوق نمی‌گنجید، همچون آب، کیسه و کیسه‌گیری در هکتار محاسبه شده است.

در پژوهش‌های مشابه هزینه پرداختی برای کار حیوانات در نهاده ماشین‌آلات گنجانیده شده است. برای نمونه می‌توان به گزارش کاکو (۷) اشاره نمود.

لازم به یادآوری است که هزینه عوامل تولید برای کلیه بهره برداران در منطقه مورد بررسی لزوماً یکسان نمی‌باشد. تفاوت در قیمت نهاده‌ها می‌تواند بازتاب تفاوت در کیفیت این نهاده‌ها باشد. انتظار می‌رود که بهره‌بردار تنها در صورتی قیمت بیشتر برای نهاده مورد نظر بپردازد که آن نهاده از کیفیت بهتری برخوردار باشد.

به منظور بررسی این موضوع از چند متغیر مجازی در الگو استفاده می‌گردد. بدین صورت که، چنانچه پرداختی بهره‌بردار به نهاده مورد نظر بیش از میانگین هزینه آن نهاده در منطقه مورد بررسی باشد، برای متغیر مجازی عدد یک، و در غیر این صورت صفر منظور شده است. متغیرهای مجازی برای نهاده‌های مختلف به صورت DUM_i, i=M,L,T,O,I در الگو منظور گردیده است.

نتایج

تابع هزینه ترانسلاگ، معادلات سهم هزینه و سهم درآمد، به طور هم‌زمان، با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط تکراری برای دو مورد کوتاه مدت و بلند مدت برآورد گردیده است. در این روش با وجود این که متغیرهای وابسته در یک معادله به عنوان متغیر مستقل در معادلات دیگر ظاهر نمی‌شود، ولی با توجه به این که جمع معادلات سهم هزینه برابر با یک است، بنابراین جملات اختلال این معادلات از یکدیگر مستقل نمی‌باشند. بدین ترتیب، گرچه معادلات ظاهراً از یکدیگر مستقل هستند، ولی از طریق جملات اختلال با یکدیگر مرتبط می‌باشند. در چنین شرایطی، همان گونه که ذکر گردید، لازم است از روش رگرسیون با ظاهر نامرتبط تکراری به منظور تخمین ضرایب استفاده شود. با توجه به این که جمع معادلات سهم هزینه برابر با یک می‌باشد، لازم است که یکی از معادلات سهم هزینه از سیستم معادلات الگو حذف گردد. در این بررسی معادله سهم هزینه مربوط به "هزینه‌های دیگر" حذف گردیده، و ضرایب مربوط به آن پس از برآورد الگو، با توجه به این که جمع سهم هزینه‌ها برابر با یک است، قابل محاسبه خواهد بود.

لازم به توضیح است که در روش به کار رفته، نتایج حاصله مستقل از معادله حذف شده از سیستم معادلات الگو می‌باشد (۱۳). افزون بر این، باید توجه داشت که معادله سهم درآمد تنها در کوتاه مدت مطرح می‌گردد. در بلند مدت و در شرایط رقابت کامل، این سهم عملاً برابر با یک خواهد بود.

نتایج برآورد الگو و کشش‌های مربوط به آن در بلند مدت در جداول ۱ تا ۵ ، و نتایج برآورد الگو و کشش‌های مربوط به آن در کوتاه مدت در جداول ٦ تا ۱۰ آورده شده است.

توضیح این که محاسبه کشش‌ها پس از اطمینان از خوش رفتار بودن تابع هزینه تولید برنج و آزمون فرضیه‌های ساختاری، که در جداول ۳ و ۸ آمده، و با استفاده از روابط ۱۸ تا ۲۱ صورت پذیرفته است.

بحث

بلند مدت

با توجه به نتایج (جداول ۱ تا ۵) می‌توان گفت :

با توجه به این که هیچ کدام از فرضیه‌های ذکر شده در جدول شماره ۳ در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته نمی‌گردد، الگوی به کار گرفته شده از هیچ یک از ویژگی‌های جدایی پذیری، همگنی نسبت به سطح تولید، بازده ثابت نسبت به مقیاس و کاب داگلاس بودن تابع تولید برخوردار نمی‌باشد.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

جدول ۱. مقدار برآورد پارامترهای تابع هزینه بلند مدت

پارامتر	مقدار برآورد	آمارهٔ t	پارامتر	مقدار برآورد	آماره t
γ_{LM}	۰/۰۰۹۶	۲/۳٤	α_O	-۲/۲۷۷	-۲/۱۸۳
$*\gamma_{LO}$	-۰/۰۱۳٦*	-۱/۰۲٤*	α_Q	۰/۸۹۷	۳/۱۹٦
γ_{LT}	-۰/۰۷۷۹	-۲۰/۷۷	α_I	۰/۰۳۷۷	۲/۱۷۸
$*\gamma_{MO}$	-۰/۰۰۹۸*	-۰/۹٤۱*	α_L	۱/۰۱۳	۲٦/۲۲
γ_{MT}	-۰/۰٤	-۱۷/۸٤	α_M	۰/۱۹٦۲	۱۰/٦٤
γ_{OT}	-۰/۰۱٦۳	-۱/۹۹	$*\alpha_O$	۰/۰۱۷٤*	۰/۲۳۳*
δ_{QI}	۰/۰۰۵۸	۳/۱۲	α_T	-۰/۲٦٤۵	-۹/۸۲
δ_{QL}	-۰/۰۲۹	-۷/۲٤	$*\gamma_{QQ}$	-۰/۰۱۸۷*	-۰/٤۹٤*
δ_{QM}	۰/۰۰٦۱	۳/۱۹	γ_{II}	۰/۰٦۲۳	۲۳/٤۳
$*\delta_{QO}$	۰/۰۰۳۹*	۰/٤۹۸*	γ_{LL}	۰/۱۰۱	۱٤/٤۷
δ_{QT}	۰/۰۱۳۲	٤/٤۷	γ_{MM}	۰/۰۵۸	۱۱/۳
*DUMI	۰/۰۵۲۳*	۱/٦٤*	γ_{OO}	۰/۰۳۵۳	۵/۵۰٦
*DUML	۰/۰۵٤٤*	۱/٦۱*	γ_{TT}	۰/۱٦۳۵	٤۹/۰۵
DUMM	-۰/۱۹۷٤	-٦/۱۳	γ_{IL}	-۰/۰۱۹٤	-۵/۹۸
DUMO	-۰/۰٦۷۳	-۱/۹۵	γ_{IM}	-۰/۰۱۷۹	-٦/۸۱
DUMT	-۰/۲۰۷	-٦/۲۸	$*\gamma_{IO}$	۰/۰۰٤۳*	۰/۵۸۳*
			γ_{IT}	-۰/۰۲۹۳	-۱٤/۳۵

بجز مقادیری که با علامت * مشخص شده‌اند، بقیه متغیرها حداقل در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنی‌دار می‌باشند.

جدول ۲. آماره‌های کلی مربوط به هر معادله

تابع هزینه ترانسلاگ	R^2 = ۰/۸۱
معادله سهم نهاده‌های واسطه	R^2 = ۰/۲۲
معادله سهم نیروی کار	R^2 = ۰/۵۵
معادله سهم ماشین‌آلات	R^2 = ۰/۵۵
معادله سهم "نهاده‌های دیگر"	R^2 = ۰/۲۰
معادله سهم زمین	R^2 = ۰/۸۵

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

جدول ۳. آزمون نسبت درست‌نمایی برای فرضیه‌های ساختاری تابع هزینه بلند مدت (در سطح اطمینان ۹۵ درصد)

نام فرضیه	$Ln\left[\frac{D_R}{D_U}\right]$	N	LR	M	$\chi^2_{\text{جدول}}$
جدایی‌پذیری	۰/۱۱۹۶۳	٤۱۸	۲۵/۰۰۳	۵	۱۱/۰۷
همگنی نسبت به سطح تولید	۰/۱۲۰۹۷	٤۱۸	۲۵/۲۸۳	۷	۱٤/۰۷
بازده ثابت به مقیاس تولید	۰/۱۹۳۳۵	٤۱۸	٤۰/٤۱۱	٦	۱۲/۵۹
کاب–داگلاس بودن تابع تولید	۳۰/۳۳۹۷	٤۱۸	٦۳٤۱	۲۱	۲۲/٦۷

هیچ کدام از فرضیه‌ها در سطح ۹۵ درصد اطمینان پذیرفته نمی‌گردد.

N تعداد مشاهدات، LR نسبت درست‌نمایی و M تعداد محدودیت‌ها می‌باشد.

جدول ٤. کشش جانشینی آلن برآورد شده بین نهاده‌ها (σ_{ij} ها)

عوامل تولید	نهادهٔ واسطه I	نیروی کار L	ماشین‌آلات M	نهاده‌های دیگر O	زمین T
نهادهٔ واسطه I	-۲/۲۹٤۳ (۰/۳۲۳۳)	۰/۰۰٤٤۸* (۰/۰۸۲۷۷)	-۰/۰۰٦۹* (۰/۲۱۹۹)	۰/۰۰۳٤* (۲/۱۳۸٤)	-۰/۰۰۰٤۹* (۰/۰۷۲۲۷)
نیروی کار L		-۰/۸۹۳ (۰/۰۳۸۳۲)	۰/۲۲۱۱ (۰/۰۷۲۱٤)	۰/۰۰۰٤۱* (۰/۸۱۸٦)	۰/۰۸٦۳ (۰/۰۲۸۵۹)
ماشین‌آلات M			-۳/۳۱۵ (۰/۲۹۱۸)	-۰/۰۰۲۲۳* (۲/۰٦۲)	۰/۰۰۲۹۸* (۰/۰۵۷)
نهاده‌های دیگر O				-۱/٤۷۹٦ (٤/۳۹۰۸)	-۰/۰۰۰۲۹* (۰/۷۰۹۹)
زمین T					-۰/٦٦٦ (۰/۰۳۵۱)

اعداد داخل پرانتز معرف خطای استاندارد می‌باشد.

مقادیری که ستاره‌دار نیستند حداقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.

جدول ۵. کشش‌های خودقیمتی و کشش‌های متقاطع قیمتی میان عوامل تولید (η_{ij} ها)

عوامل تولید	نهادهٔ واسطه I	نیروی کار L	ماشین‌آلات M	نهاده‌های دیگر O	زمین T
نهادهٔ واسطه I	-۰/۱۹۹۲ (۰/۰۲۸۱)	۰/۰۰۱۹* (۰/۰۳۵۱)	-۰/۰۰۰۹۱* (۰/۰۲۹)	۰/۰۰۰۱۲۸* (۰/۰۸۱)	-۰/۰۰۰۱۵۷* (۰/۰۲۳۱)
نیروی کار L	۰/۰۰۰۳۹ (۰/۰۰۷۱۸)	-۰/۳۷۸٤ (۰/۰۱٦۲٤)	۰/۰۲۹۲ (۰/۰۰۹۵۳)	۰/۰۰۰۰۱۵۵* (۰/۰۳۰۹۷)	۰/۰۲۷۵٦ (۰/۰۰۹۱۳)
ماشین‌آلات M	-۰/۰۰۰٦* (۰/۰۱۹۱)	۰/۰۹۳۷۱ (۰/۰۳۰٦)	-۰/٤۳۸ (۰/۰۳۸۵)	-۰/۰۰۰۰۸٤* (۰/۰۷۸۰۲)	۰/۰۰۰۹۵* (۰/۰۱۸۲)
نهاده‌های دیگر O	۰/۰۰۰۲۹۳ (۰/۱۸۵۷)	۰/۰۰۰۱۷* (۰./۳٤٦۹)	-۰/۰۰۰۲۹* (۰/۲۷۲۳)	-۰/۰۵۵۹۹ (۰/۱٦٦۱)	-۰/۰۰۰۱* (۰/۲۲٦۷)
زمین T	-۰/۰۰۰٤۳* (۰/۰۰٦۲۷)	۰/۰۳٦۵٦ (۰/۰۱۲۱)	۰/۰۰۰۳۹ (۰/۰۰۷۵)	-۰/۰۰۰۰۱۱ (۰/۰۲٦۸٦)	-۰/۲۱۲۷ (۰/۰۱۱۲)

اعداد داخل پرانتز معرف خطای استاندارد می‌باشد.

مقادیری که ستاره‌دار نیستند حداقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

جدول ٦. مقدار برآورد پارامترهای تابع هزینه کوتاه مدت

پارامتر	مقدار برآورد	آمارهٔ t	پارامتر	مقدار برآورد	آماره t
γ_{LO}*	-۰/۰۲٥٤*	-۰/٤٥*	α_O	-۸	-٥/۹۹
γ_{MO}*	-۰/۰۱۸۸*	-۰/۳۳*	α_Q	۲/۱۰۳	٦/۳٥
ω_{tt}	۰/۱٥٤۸	۲/۷٦	α_I*	۰/۰٤۱۸*	۱/۱٤*
ω_{It}	۰/۰۱۸	۳/٥۸	α_L	۰/٤٤۲۷	٦/۷٦
ω_{Lt}	-۰/۰۸۲۳	-۸/۸۲	α_M	۰/٥۳٥۸	۱۲/٥۹
ω_{Mt}	۰/۰٦	۹/۸۹	α_O*	۰/۰۲۰۳*	-۰/۱٦۸*
ω_{Ot}*	۰/۰۰٤۲	۰/۲٥	α_t*	۰/٤۱۷۹*	۱/۲٦*
δ_{QI}*	-۰/۰۰٥۳*	-۱./۰۷*	γ_{QQ}*	-۰/۱۲۹٤	-۳/۱۱
δ_{QL}	۰/۰٥۰۳	٥/٦٤	γ_{II}	۰/۰۸۲٦	۲٤/٥٦
δ_{QM}	-۰/۰٤۹۷	-۸/٥٦	γ_{LL}	۰/۱۰۷۹	۱۰/٤٥
δ_{QO}*	۰/۰۰٤۷*	۰/۲۹*	γ_{MM}	۰/۰۸۲۷	۱۰/۸۲
θ_{Qt}*	-۰/۰٦۲۱	-۱/٥۷	γ_{OO}*	۰/۰٤٥۸	۰/٤۰٦
DUMI	۰/۱۱۳۹	٤/٥۸	γ_{IL}	-۰/۰٤۹۷	-۱۰/۱۱
DUML	-۰/۲۲٤۸	-۸/٥۹	γ_{IM}	-۰/۰۳۱۲	-۸/٥۸
DUMM	-۰/۱۳٥۳	-٥/۰۹	γ_{IO}*	-۰/۰۰۱۷	-۰/۱۷۹
*DUMO	-۰/۰٤۲٦*	-۱/٥٤*	γ_{LM}	-۰/۰۳۲۸	-٤/۷۱

بجز مقادیری که با علامت * مشخص شده‌اند، بقیه متغیرها حداقل در سطح ۹٥ درصد اطمینان معنی‌دار می‌باشند.

جدول ۷. آماره‌های کلی مربوط به تابع هزینه کوتاه مدت

تابع هزینه ترانسلاگ	R^2 = ۰/٦۸
معادله سهم نهاده‌های واسطه	R^2 = ۰/۳۰
معادله سهم نیروی کار	R^2 = ۰/٤٥
معادله سهم ماشین‌آلات	R^2 = ۰/۳٤
معادله سهم "نهاده‌های دیگر"	R^2 = ۰/۷۲
معادله سهم زمین	R^2 = ۰/۲۲

جدول ۸ آزمون نسبت درست‌نمایی برای فرضیه‌های ساختاری تابع هزینه کوتاه مدت (در سطح اطمینان ۹٥ درصد)

نام فرضیه	$\text{Ln}\left[\frac{D_R}{D_U}\right]$	N	LR	M	$\chi^2_{\text{جدول}}$
جدایی‌پذیری	۰/۰٦۳۲۸	٤۱۸	۱۳/۲۲٦	٤	۹/٤۹
همگنی نسبت به سطح تولید	۰/۲٤۲۰٥	٤۱۸	٥۰/٥۹	٦	۱۲/٥۹
بازده ثابت نسبت به مقیاس	۰/۲۷٦۹	٤۱۸	٥۷/۸۸	۷	۱٤/۰۷
کاب-داگلاس بودن تابع تولید	۲/٥٤٤٦	٤۱۸	٥۳۱/۸۳	۱٦	۲٦/٥

هیچ کدام از فرضیه‌ها در سطح ۹٥ درصد اطمینان پذیرفته نمی‌گردد.

N تعداد مشاهدات، LR نسبت درست‌نمایی و M تعداد محدودیت‌ها می‌باشد.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

جدول ۹. کشش جانشینی (σ_{ij}) حاصل از برآورد تابع هزینه کوتاه مدت

عوامل تولید	نهادهٔ واسطه	نیروی کار	ماشین‌آلات	نهاده‌های دیگر
	I	L	M	O
نهادهٔ واسطه	-۱/۸۲۹	۰/۳۷٤٦	-۰/۳۰٦٤*	۱/۱٤٦٤*
I	(۰/۱۹۱۷)	(۰/۰٤۲۵۷)	(۰/۲۵۵٦)	(۱/۲۳٤)
نیروی کار		-۰/۳۵٤۳	۰/۸٤۰۲	۰/۱٦٦*
L		(۰/۰۲٤۸)	(۰/۲۸۸۸)	(۱/۰٤٤)
ماشین‌آلات			-۲/۲۵۸	-۰/۸۲٦۸*
M			(۰/۱۸٤۳)	(۳/٤۸۳۲)
نهاده‌های دیگر				-۱/٦٦۱۸*
O				(۲۳/٦۲٤)

اعداد داخل پرانتز معرف خطای استاندارد می‌باشد.

مقادیری که ستاره‌دار نیستند حداقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.

جدول ۱۰. کشش‌های قیمتی و متقاطع قیمتی نهاده‌ها (η_{ij}) حاصل از برآورد تابع هزینه کوتاه مدت

عوامل تولید	نهادهٔ واسطه	نیروی کار	ماشین‌آلات	نهاده‌های دیگر
	I	L	M	O
نهادهٔ واسطه	-۰/۲۳٦۵	۰/۲۳۳	-۰/۰۵۹۳۸*	۰/۰٦۲۹۳*
I	(۰/۰۲٤۸)	(۰/۰۲٦٤۸)	(۰/۰٤۹۵)	(۰/۰٦۷۷٤)
نیروی کار	۰/۰٤۸٤۳	-۰/۲۲۰٤	۰/۱٦۲۸	۰/۰۰۹۱*
L	(۰/۰۰۵۵)	(۰/۰۱۵۵)	(۰/۰۵۵۹۷)	(۰/۰۵۷۳)
ماشین‌آلات	-۰/۰۳۹٦*	۰/۵۲۲٦	-۰/٤۳۷٦	-۰/۰٤۵٤*
M	(۰/۰۳۳)	(۰/۱۷۹٦)	(۰/۰۳۵۷)	(۰/۱۹۱)
نهاده‌های دیگر	۰/۱٤۸	۰/۱۰۳۲*	-۰/۱٦۰۲*	-۰/۰۹۱۲*
O	(۰/۱۵۹)	(۰/٦٤۹۳)	(۰/٦۷٤۹)	(۱/۲۹٦۸)

اعداد داخل پرانتز معرف خطای استاندارد می‌باشد.

مقادیری که ستاره‌دار نیستند حداقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.

۱. امکان جانشینی تکنیکی نهاده نیروی کار با ماشین‌آلات و نهاده زمین در بلند مدت وجود دارد. ولی با توجه به کوچک بودن مقدار کشش (۰/۲۲۱ و ۰/۰۸٦) این امکان چندان قابل ملاحظه نیست. این نتیجه گویای آن است که تولید برنج در استان گیلان از نظر جانشینی عوامل تولید از انعطاف‌پذیری کمی برخوردار است.

۲. نهاده‌های نیروی کار، ماشین‌آلات، زمین و نهاده‌های واسطه نسبت به قیمت بی‌کشش می‌باشند. بیشترین کشش قیمتی مربوط به نهاده ماشین‌آلات به میزان ۰/٤۳۸ است. ولی با توجه به نتایج حاصله در مورد "نهاده‌های دیگر" اظهار نظر نمی‌توان نمود.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

۳. با توجه به علایم مربوط به کشش‌های متقاطع قیمتی، می‌توان نتیجه گرفت که میان نیروی کار و ماشین‌آلات و زمین رابطه جانشینی وجود دارد. در مورد کشش‌های متقاطع قیمتی نهاده‌های دیگر اظهار نظری نمی‌توان نمود.

٤. مقدار کشش هزینه نسبت به تولید برای بهره‌برداران برنج در استان گیلان به طور میانگین در حدود ۰/۸۹۷ است. بر این پایه، می‌توان گفت که تولید برنج در این استان از ویژگی بازدهی صعودی نسبت به مقیاس تولید برخوردار است.

کوتاه مدت

همان گونه که پیش‌تر گفته شد، نهاده زمین در کوتاه مدت به عنوان یک نهاده ثابت در نظر گرفته شده است. با توجه به نتایج (جداول ٦ تا ۱۰) می‌توان گفت که:

۱. همانند بلند مدت، در کوتاه مدت نیز هیچ کدام از فرضیات ساختاری ذکر شده در جدول ۸، در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست، و در تجزیه و تحلیل‌ها الگوی ترانسلاگ اولیه می‌باشد.

۲. با توجه به علایم ضرایب متغیرهای مجازی، می‌توان گفت بهره‌بردارانی که برای نهاده‌های نیروی کار و ماشین‌آلات بیش از میانگین قیمت در استان پرداخته‌اند دارای هزینه کل کمتری بوده‌اند. این امر ممکن است به دلیل کیفیت برتر این دو نهاده باشد. ولی در مورد "نهاده واسطه" چنین نتیجه‌ای نمی‌توان گرفت، به این معنی که پرداخت قیمت بیشتر برای نهاده همراه با کیفیت برتر نبوده است.

۳. امکان جانشینی تکنیکی میان نیروی کار و نهاده‌های واسطه و ماشین‌آلات در کوتاه مدت وجود دارد، ولی این امکان ضعیف است. در مقایسه با بلند مدت، کشش جانشینی تکنیکی میان نیروی کار و ماشین‌آلات در کوتاه مدت به مراتب بیشتر است (۰/۸٤ در مقایسه با ۰/۲۲ در بلند مدت). هم‌چنین در کوتاه مدت، کشش جانشینی تکنیکی نیروی کار و نهاده‌های واسطه، برخلاف بلند مدت معنی‌دار می‌باشد. بدین معنی که در تولید برنج در کوتاه مدت می‌توان نهاده‌های واسطه را جانشین نیروی کار نمود.

٤. با توجه به علایم مربوط به کشش‌های متقاطع قیمتی می‌توان گفت که میان نیروی کار و نهاده‌های واسطه و ماشین‌آلات در کوتاه مدت امکان جانشینی وجود دارد. ولی با توجه به مقدار کشش، نمی‌توان انتظار داشت که واکنش تقاضا برای نیروی کار نسبت به تغییر قیمت نهاده‌های دیگر چندان چشم‌گیر باشد. کشش خودقیمتی تقاضا برای نهاده‌ها نیز گویای حساس نبودن تقاضا نسبت به تغییر قیمت نهاده‌های نیروی کار، واسطه و ماشین‌آلات است. با توجه به نتایج، در زمینه کشش قیمتی تقاضا برای نهاده‌های دیگر نمی‌توان اظهار نظر نمود.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش ساختار هزینه و تولید محصول برنج با استفاده از یک تابع هزینه ترانسلاگ، و با بهره‌گیری از آمارهای مقطعی سال ۱۳۷٦ استان گیلان مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به نقش خاص نهاده زمین و محدویت‌های حاکم بر آن، و عدم امکان تغییر آن در کوتاه مدت، تابع هزینه ترانسلاگ در حالت‌های متغیر بودن کلیه نهاده‌ها (بلند مدت) و ثابت بودن نهاده زمین (کوتاه مدت)، با استفاده از روش "رگرسیون به ظاهر نامرتب تکراری" (ISUR) برآورد گردیده است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که :

۱. هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت امکان جای‌گزینی تکنیکی نهاده‌های تولید به صورت ضعیف وجود دارد.

۲. کشش‌های خودقیمتی نهاده‌ها و کشش‌های متقاطع قیمتی کوچک‌تر از یک، ولی علامت کشش‌های متقاطع قیمتی میان نهاده‌ها مثبت است. بر پایهٔ این نتیجه می‌توان انتظار داشت که با تغییر قیمت نهاده‌ها امکان جانشینی میان نهاده‌ها به صورت محدود وجود داشته باشد.

۳. تولید برنج در گیلان،در شرایطی که بتوان کلیه نهاده‌ها از جمله زمین را تغییر داد، از ویژگی بازده صعودی نسبت به

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]

مقیاس برخوردار است. بنابراین، با افزایش سطح تولید می‌توان انتظار کاهش هزینه و در نتیجه کاهش قیمت برنج را داشت.

٤. در منطقه مورد بررسی نهاده‌های به کار گرفته شده در محصول برنج از ویژگی همگنی برخوردار نیستند، ولی بر پایهٔ نتایج این پژوهش می‌توان گفت که نهاده‌هایی که با قیمت بیشتری ارائه شده‌اند از کیفیت بیشتری برخوردار بوده، و در نتیجه هزینه کل بهره‌برداران را کاهش داده‌اند.

٥. با توجه به بی‌کشش بودن ساختار تولید برنج، هم از نظر تکنیکی و هم از نظر واکنش به قیمت‌ها، می‌توان گفت که تولید این محصول نسبت به تغییرات قیمت چندان انعطاف‌پذیر نیست، و تنها با افزایش زیاد در قیمت محصول برنج می‌توان شاهد تغییر چشم‌گیر در میزان تولید این محصول بود.

منابع مورد استفاده

۱. وزارت کشاورزی. ۱۳۷٦. آمار هزینه تولید محصولات کشاورزی. اداره کل آمار و اطلاعات، تهران.

2. Ali, F. and A. Parikh. 1972. Relationships among labor and tractor inputs in Pakistan agriculture. Am. J. Agric. Econ. 74 (2): 371-377.
3. Archibald, S. O. and L. Brandt. 1991. A flexible model of factor biased technological change: an application to Japanese agriculture. J. Devel. Econ. 35: 127-145.
4. Binswanger, H. P. 1974. A cost function approach to the measurement of elasticities of substitution. Am. J. Agric. Econ. 56: 377-386.
5. Clark, J. S. and C. E. Youngblood. 1992. Estimating duality models with biased technical change: A time series approach. Am. J. Agric. Econ. 74(2): 353-360.
6. Hung, K. 1991. Factor demand in the U.S. food-manufacturing industry. Am. J. Agric. Econ. 73(3): 615-620.
7. Kako, T. 1978. Decomposition analysis of derived demand for factor inputs: The case of rice production in Japan. Am. J. Agric. Econ. 60(3): 628-635.
8. Kuroda, Y. 1987. The production structure and demand for labor in postwar Japanese agriculture, 1952-82. Am. J. Agric. Econ. 69(2): 328-336.
9. Kuroda, Y. 1988. The output bias of technological change in postwar Japanese agriculture. Am. J. Agric. Econ. 70 (3): 663-673.
10. Kuroda, Y. 1998. Empirical investigation of the rice production structure in Taiwan, 1976-93. The Devel. Econ. 36(1): 80-100.
11. Lopez, R. E. 1980. The structure of production and the derived demand for inputs in Canadian agriculture. Am. J. Agric. Econ. 62(1): 38-45.
12. Oberhofer, W. and J. Kmenta. 1972. A generalized procedure of obtaining maximum likelihood estimates in generalized regression models. Econometrics 42: 579-590.
13. Ray, S. C. 1982. A translog cost function analysis of U. S. agriculture, 1939-77. Am. J. Agric. Econ. 64(2): 490-498.
14. Squires, D. 1994. Firm behavior under input rationing. J. Econometrics 61(2): 235-257.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-10-13]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1381.6.1.14.1]