تأثیر بیمه بر بهره‌وری و تولید گندم استان مازندران

کاربرد مدل تجزیه

محمّد قربانی*

خلاصه

محدودیتهای عوامل و منابع تولید در بخش کشاورزی، استفاده صحیح نکردن از این عوامل و رشد فزاینده جمعیت، عوامل سه گانه‌ای است که اهمیت مطالعه بهره‌وری تولید را روشن می‌کند. بر این اساس با استفاده از روش نمونه گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای، با ۱۸۰ گندمکار بیمه نشده استان مازندران مصاحبه و پرسشنامه تکمیل شد. در این مطالعه از تحلیل تابع تولید و نیز مدل تجزیه (Decomposition) برای بررسی تأثیر بیمه بر تولید و بهره‌وری استفاده شد.

یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که بیمه گندم به عنوان نوعی تکنولوژی جدید بر روی تولید اثر مثبت داشته به طوری که باعث تغییر عرض از مبدأ و شیب تابع تولید می‌شود. همچنین کل اختلاف بهره‌وری در هکتار بین دو گروه ۱۶/۷ درصد برآورد شده است که ۱۶/۲ درصد آن مربوط به تغییر تکنولوژی و ۰/۵ درصد آن مربوط به نهاده‌های تولید است. این مطالعه نشان

* دانشجوی دورهٔ دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.

می‌دهد که زارعان بیمه نشده با پذیرش بیمه در همان سطح مصرف نهاده‌ها خواهند توانست بازده خود را افزایش دهند. در پایان پیشنهادهایی به عنوان راهکار عملی ارائه شده است.

مقدمه و طرح مسئله

رشد فزاینده جمعیت جهان بویژه در کشورهای جهان سوم از یک سو و محدودیت عوامل و منابع تولید در بخش کشاورزی و استفاده صحیح نکردن از این عوامل در جهت تولید از سوی دیگر، ضرورت و اهمیت توجه بیشتر به رشد بهره‌وری در فرایند توسعه را بیش از پیش روشن ساخته است. از این رو، مطالعات مربوط به بهره‌وری عوامل تولید ضرورت می‌یابد. زیرا تولید کشاورزی به بهره‌وری عوامل تولید بستگی دارد و در مناطق که سطح بیشتری را نمی‌توان زیرکشت برد، تولیدات کشاورزی وابستگی شدیدی به بهره‌وری زمین خواهد داشت.

اهمیت گندم در معاش روزانه مردم بخصوص افراد کم درآمد مشهود است؛ به طوری که اقشار فقیر جامعه شهری ۶۹/۷ درصد از پروتئین مورد نیاز خود را از طریق مصرف گندم تأمین می‌کنند. همچنین این محصول به عنوان یکی از محصولات مهم زراعی طبق آمار سال ۱۳۷۲، ۶/۸ میلیون هکتار از ۱۲/۸ میلیون هکتار اراضی زیر کشت را به خود اختصاص داده است. با توجه به اهمیت این محصول، دولت برای آنکه در تأمین گندم مورد نیاز کشور خودکفا شود با روشهای مختلفی کشاورزان را جهت تولید بیشتر گندم ترغیب کرده است. تعیین قیمت تضمینی خرید، دادن جایزه، اجرای طرح محوری گندم و سرانجام بیمه به عنوان نوعی تکنولوژی جدید، تصمیمگیریهای دولت برای افزایش تولید گندم بوده است.

به اعتقاد بسیاری از اقتصاددانان، بیمه نوعی تکنولوژی است که سبب افزایش تولید برای مزارع بیمه نشده می‌شود و نیز بهره‌وری تولید و عوامل تولید را افزایش می‌دهد. در این مقاله تلاش می‌شود تا آثار پیشگفته مورد بررسی قرار گیرد. روشن کردن بهره‌وری عوامل تولید و مساعدتی که هر یک از آنها به تولید می‌کند، می‌تواند ما را در جهت برنامه‌ریزی‌های آینده در خصوص استفاده صحیح از آنها کمک کند.

فرضیات

۱. بیمه بر روی تولید گندم اثر مثبت دارد.

۲. زارعان بیمه شده نهاده‌ها را منطقیتر از گروه بیمه نشده مصرف می‌کنند.

۳. اختلاف بهره‌وری ناشی از بیمه بالاست.

۴. اختلاف بهره‌وری ناشی از مصرف نهاده بالاست ولی از اختلاف ناشی از تکنولوژی کمتر است.

۵ـ مساعدت سموم شیمیایی، کودهای شیمیایی و بذر بر روی اختلاف بهره‌وری مثبت است.

هدفها

۱. بررسی نقش بیمه بر روی تولید گندم.

۲. بررسی ماهیت اثر بیمه بر تولید گندم از طریق اندازه‌گیری تفاوت بهره‌وری.

۳. بررسی مساعدت منابع (نهاده‌های) مختلف بر روی اختلاف بهره‌وری.

پیشینه نگاشته‌ها

در زمینه بهره‌وری مطالعات بسیار زیادی صورت پذیرفته است که دلالت بر اهمیت مسئله دارد، زیرا در بسیاری از کشورها در مورد برخی از نهاده‌ها، کمبود شدید به وجود آمده و لزوم استفاده مطلوبتر نهاده‌ها در جهت افزایش بهره‌وری در چنین شرایطی ضرورت دارد. پاره‌ای از مطالعاتی که در زمینه بهره‌وری صورت گرفته است عبارت است از:

میروتچی و تیلور (Mirotchi & Taylor, 1993)، تولید غلات را با استفاده از تابع تولید ترانس‌لاگ (Transcendental Logarithmic) در مزارع اتیوپی بین سالهای ۱۹۸۰ـ۸۵ مورد تحلیل قرار دادند. آنها دریافتند که مزارع با بازده نسبت به مقیاس ثابت (Constant Return to Scale) عمل می‌کنند و کار گریدی کمتر استفاده شده است. در حالی‌که نهاده‌های ماشینی و سایر نهاده‌های مدرن بیش از حد استفاده شده است. کششهای جانشینی بین

نیروی کار و نهاده‌هایی که بیشتر استفاده شده پایین بوده است.

بال (Ball, 1985) از طریق تابع تولید متعالی (Transcendental) تغییر شکل یافته، بهره‌وری را برای بخش کشاورزی آمریکا اندازه گرفت. شاخصهای بهره‌وری از طریق بیان انعطافپذیر چند محصول ـ چند نهاده‌ای، با ساختار تولید محدود شده‌ای که دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس است، محاسبه شده است. کل بهره‌وری عوامل به طور متوسط سالانه نرخ رشدی معادل ۱/۷۵ درصد داشته است که در مقایسه با نرخ ۱/۷ درصد در سال که توسط بخش کشاورزی برآورد شده، تفاوتهای اساسی را در بخش نهاده‌های انفرادی نشان می‌دهد.

خاکبازان و گری (Khakbazan & Gray, 1993). مطالعه‌ای در ارتباط با بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی ایران با استفاده از تابع تولید ترانس‌لاگ انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که طی ۳۰ سال گذشته بخش کشاورزی، بخش جاذب نیروی کار نبوده است. اضافه بر آن بهره‌وری نهایی نیروی کار منفی بوده است.

باتوم‌لی و تایرتل (Bottomley & Thirtle, 1992)، بهره‌وری کل عوامل را در بخش کشاورزی بریتانیا برای سالهای ۱۹۸۷ ـ ۹۰ اندازه گرفتند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که بهره‌وری دارای رشد متوسط سالانه ۱/۹ درصدی بوده است. این رشد در بهره‌وری کل عوامل تا زمان پیوستن بریتانیا به جامعه اروپا افزایش داشته است. این دو در مطالعه خود، از روش دو مرحله‌ای ترکیبی (Two - Stage Combination) استفاده کرده‌اند.

سینگ (Singh, 1975) مطالعه‌ای در زمینه استفاده از منابع، اندازه واحد زراعی و بازده نسبت به مقیاس در ارتباط با کشاورزی هندوستان در منطقه اوتارپرادش انجام داده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که نخست بازده ثابت نسبت به مقیاس وجود دارد، دوّم از تمام نهاده‌ها به غیر از زمین به طور کارا استفاده شده، ولی از نهاده زمین کمتر از حد بهینه استفاده شده است. سوّم زمین و سرمایه برای بهره‌برداریهای کوچک نسبت به بهره‌برداریهای بزرگ عامل مهمتری به حساب آمده است چون ارزش نهایی این دو نهاده برای مزارع کوچک نسبت به مزارع بزرگ بیشتر شده است.

سلطانی (Soltani, 1981) در مطالعه خود بر روی بازده نیروی کار در واحدهای

کوچک کشاورزی در ارتباط با مهاجرت روستایی در ایران با استفاده از تجزیه و تحلیل بودجه مزرعه و تابع تولید به این نتیجه رسید که بازده نهایی نیروی کار روز مزد بیشتر از دستمزد واقعی بوده، حال آنکه نیروی کار خانوادگی کمتر از آن است. با وجود این تا زمانی که متوسط بازده نیروی کار خانوادگی برابر یا بیشتر از نرخ دستمزد در خارج از مزرعه باشد، زارعان کوچک (خرده پا) به تولید خود ادامه داده و از مهاجرت به شهرها خودداری می‌کنند.

کیرشر و همکاران (Kiresur, et al, 1995) به بررسی تغییرات تکنولوژیکی در تولید سورگوم در هندوستان پرداختند. آنها در مطالعه خود از تابع تولید کاب ـ داگلاس و مدل تجزیه (Decomposition Model) استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که نخست بین تکنولوژی سنتی و مدرن اختلاف معنیداری وجود دارد، دوّم کل اختلاف بهره‌وری در هکتار بین دو تکنولوژی تولید سورگوم حدود ۴۵ درصد بر آورده شد، سوّم قسمت اصلی این شکاف بهره‌وری، تفاوت در تغییرات تکنولوژی بوده که مساعدتی حدود ۳۵ درصد داشته است در حالی که ۱۰ درصد مابقی از اختلاف نهاده‌هایی چون نیروی کار، بذر، کود حیوانی و شیمیایی و سرمایه ناشی می‌شود.

روش تحقیق

داده‌های موردنیاز برای مطالعه از طریق مصاحبه و تکمیل پرسشنامه ۱۸۰ کشاورز گندمکار در ۲۷ روستای شهرستان ساری از استان مازندران در سال ۱۳۷۴ جمع آوری شد که از این تعداد ۱۷۹ پرسشنامه (۱۰۵ کشاورز بیمه شده و ۷۴ کشاورز بیمه نشده) مورد تحلیل قرار گرفت. نمونه‌های مورد مطالعه از طریق روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای (Two Stage Cluster Sampling) انتخاب شد.

تابع تولید و مدلهای تجزیه‌ای (Decomposition Models) برای تحلیل داده‌ها به کار گرفته شد. برای آزمون وجود اختلاف معنیدار در میانگین سطوح بهره‌وری بین دو گروه بیمه شده و بیمه نشده از آزمون t استفاده شد.

تابع تولید مورد استفاده تابع تولید لگاریتمی ـ خطی (کاب ـ داگلاس) به شکل زیر است:

$$Y = \alpha_{0} M^{\alpha_1} S^{\alpha_2} F^{\alpha_3} P^{\alpha_4} L^{\alpha_5} A^{\alpha_6} EXP(U) \quad (1)$$

که در آن A, L, P, F, S, M, Y به ترتیب کل مقدار تولید (کیلوگرم)، ماشین آلات (ساعات)، بذر (کیلوگرم)، کودهای شیمیایی (کیلوگرم)، سموم شیمیایی (کیلوگرم)، نیروی کار (روز ـ نفر) و سطح زیر کشت (هکتار)؛ α_0 پارامتر مقیاس و α_i (i= ۱،۲،...،۶) پارامترهای شیب (کششهای تولید) تابع تولید و U جمله تصادفی است.

برای آزمون اینکه آیا پارامترهای توابع تولید گروه بیمه شده و بیمه نشده اختلاف معنیداری دارند یا خیر، رابطه (۱) برای دو گروه به طور جداگانه و نیز برای کل نمونه‌ها برآورد شد، سپس آزمون چو (Chow test) به کار گرفته شد. همچنین تفاوت ساختاری در روابط تولید نسبت به عرض از مبدأ یا شیبها آزمون شد. این کار با در نظر گرفتن متغیر مجازی در رابطه (۱) برای عرض از مبدأ، شیب و برای هر دو صورت گرفت. سپس آزمون معنیدار بودن سطوح متغیرهای مجازی در هر دو معادله به طور جداگانه بررسی شد.

به منظور تفکیک تفاوت بهره‌وری کل بین گروه بیمه شده و بیمه نشده به منابع تشکیل دهنده آن، مدل تجزیه بیزالیا (Bisaliah, 1977) مورد استفاده قرار گرفت. این مدل نیازمند آن است که تابع تولید به واحد سطح (هکتار) تبدیل شود. بنابراین تابع تولید کاب ـ داگلاس را به واحد سطح تبدیل و فرمهای زیر برای هر یک از گروههای دو گانه برآورد می‌شود. در معادلات برآورد شده m و t به ترتیب برای نمایش گروه بیمه شده به عنوان نوعی تکنولوژی جدید و گروه بیمه نشده به عنوان تکنولوژی سنتی به کار گرفته شده است.

$$LnY_m = Ln\alpha_{0} + \alpha_1 LnM_m + \alpha_2 LnS_m + \alpha_3 LnF_m + \alpha_4 LnP_m + \alpha_5 LnL_m + e_m \quad (2)$$

$$LnY_t = Ln\beta_{0} + \beta_1 LnM_t + \beta_2 LnS_1 + \beta_3 LnF_t + \beta_4 LnP_t + \beta_5 LnL_t + e_t \quad (3)$$

متغیرهای این معادلات همان متغیرهای رابطه (t) می‌باشد به استثنای اینکه آنها برحسب هکتارند و e متغیر تصادفی است که در آن (معادلات ۲ و ۳)، m و t به ترتیب برای گروههای بیمه

شده و بیمه نشده به کار رفته است. این معادلات با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (ols) برآورد شده است.

مدل تجزیه عبارت از تفاوت معادلات (۲) و (۳) است که می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$\begin{aligned} LnY_m - LnY_t = {} & [\, Ln\alpha_0 - Ln\beta_0] + [(\alpha_1 - \beta_1)\, LnM_t + (\alpha_2 - \beta_2)\, Lns_t \\ & + (\alpha_3 - \beta_3)\, LnF_t + (\alpha_4 - \beta_4)\, LnP_t + (\alpha_5 - \beta_5)\, LnL_t] + \\ & [\alpha_1 (LnM_m - LnM_t) + \alpha_2 (LnS_m - LnS_t) + \alpha_3 (LnF_m - LnF_t) + \\ & \alpha_4 (LnP_m - LnP_t) + \alpha_5 (LnL_m - LnL_t) + \\ & + [U_m - U_t] \qquad (۴) \end{aligned}$$

سمت چپ رابطه (۴) کل تفاوت در بهره‌وری را به صورت درصد مازاد بر تکنولوژی سنتی (عدم بیمه) بیان می‌کند. کروشه اول که لگاریتم طبیعی جمله ثابت را نشان می‌دهد، بیانگر شکاف ناشی از جزء خنثی تکنولوژی است. کروشه دوم شکاف ناشی از جزء غیر خنثی تکنولوژیکی را نشان می‌دهد که با استفاده از نهاده‌های تکنولوژی سنتی (گروه بیمه نشده) محاسبه می‌شود. کروشه سوم شکاف ناشی از مصرف نهاده‌ها را نشان می‌دهد که با ضرایب شیب بهره‌وری تابع گروه بیمه شده محاسبه می‌شود. و کروشه آخر جمله تصادفی است که غیر قابل محاسبه است.

نتایج و بحث

در این بخش تلاش می‌شود که محورهای زیر مورد بحث و بررسی قرار گیرد:

الف ـ توابع تولید گندمکاران بیمه شده و بیمه نشده

نتایج مربوط به برآوردهای توابع تولید در جدول (۱) ارائه شده است. مقدار R^2 در این دو تابع بالاست، به طوری که از ۹۴/۲۷ درصد در مورد گروه بیمه نشده تا ۹۷/۰۱ درصد در ارتباط با گروه بیمه شده تغییر می‌کند. به عبارت دیگر نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل، به نحو

جدول ۱. نتایج مربوط به برآورد توابع تولید

متغیرهای مستقل	بیمه شده	بیمه نشده	کل	کل با متغیر مجازی عرض از مبدأ
عرض از مبدأ	۶/۳۴۵***	۲/۹۷۳***	۶/۲۴۲***	۵/۵۴۴***
	(۰/۴۹۷)	(۱/۰۷۶)	(۰/۴۴۹)	(۰/۴۴۸)
عرض از مبدأ مجازی				۰/۱۵۵***
				(۰/۰۳۲)
ماشین آلات	۰/۲۷۳**	۰/۳۳**	۰/۲۹۶***	۰/۳۲***
	(۰/۱۳۲)	(۰/۱۹۳)	(۰/۱۱۳)	(۰/۱۰۷)
بذر	-۰/۰۴۱	۰/۴۳۸**	-۰/۰۳۷	-۰/۰۰۰۴
	(۰/۰۵۸)	(۰/۲۱۹)	(۰/۰۶۱)	(۰/۰۵۸)
کودهای شیمیایی	۰/۰۰۱	۰/۰۳۶	-۰/۰۹**	۰/۰۰۶
	(۰/۰۶۵)	(۰/۰۸۵)	(۰/۴۹)	(۰/۰۵)
آفتکش	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۹**	-۰/۰۰۱***
(سموم شیمیایی)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۵)
نیروی کار	۰/۱۸*	۰/۳۱۴**	۰/۳۴۲***	۰/۲۸۳***
	(۰/۱۱۱)	(۰/۱۴۷)	(۰/۰۹)	(۰/۰۸۶)
سطح زیرکشت	۰/۶۲۶***	۰/۰۰۹	۰/۵۶۱***	۰/۴۵۸***
	(۰/۱۵۲)	(۰/۲۳۵)	(۰/۱۲۹)	(۰/۱۲۴)
R^2	۰/۹۷۰۱	۰/۹۴۲۷	۰/۹۵۶۵	۰/۹۶۱۵
$\bar{R}^2$	۰/۹۶۸۲	۰/۹۳۷۵	۰/۹۵۵	۰/۹۶
مقدار F	۵۳۰/۰۹۱***	۱۸۳/۷۹***	۶۳۱/۶۴۳***	۶۱۱/۴۸۵***
اندازه نمونه	۱۰۵	۷۴	۱۷۹	۱۷۹

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار را نشان می‌دهد

* معنیدار در سطح ۱۰ درصد

** معنیدار در سطح ۵ درصد

*** معنیدار در سطح ۱ درصد

مأخذ: نتایج بررسی

مطلوبی متغیر وابسته را توجیه می‌کند. مقدار آمار F نیز در سطح یک درصد معنیدار بودن رگرسیون را مورد تأیید قرار می‌دهد.

بر اساس توابع تولید برآورد شده، در ارتباط با گروه بیمه شده، متغیرهای ماشین آلات، نیروی کار و سطح زیر کشت با علامت مثبت معنیدار شده. اما در گروه بیمه نشده متغیرهای ماشین آلات، بذر و نیروی کار با علامت مثبت معنیدار شده است. بنابراین ملاحظه می‌شود که در هر دو گروه متغیرهای ماشین آلات و نیروی کار با تأثیر مثبت از لحاظ آماری معنیدار شده است. همچنین در گروه بیمه شده پاره‌ای از متغیرها دارای علامت منفی بوده است که از لحاظ آماری اهمیتی ندارد.

در ارتباط با کل بهره‌برداران ملاحظه می‌شود که متغیرهای ماشین آلات، کودهای شیمیایی، آفتکش، نیروی کار و سطح زیر کشت از لحاظ آماری معنیدار شده است اما جهت تأثیر متغیرهای ماشین‌آلات، نیروی کار و سطح زیرکشت مثبت و جهت سایر متغیرهای با معنی منفی است. همچنین متغیر بذر دارای علامت منفی است، لیکن از لحاظ آماری معنیدار نیست.

از آنجا که ضرایب در تابع تولید کاب ـ داگلاس حکم کششهای تولید را دارد، لذا چون کششهای تولید کلیه متغیرها کمتر از یک است می‌توان گفت که بهره‌وری نهایی نزولی نسبت به هر کدام از نهاده‌ها وجود دارد.

مقایسه بین تابع تولید گروه بیمه شده و بیمه نشده نشان می‌دهد که کششهای تولید کلیهٔ متغیرها به استثنای سطح زیرکشت در گروه بیمه نشده بیش از گروه بیمه شده است.

ب ـ اثر ساختاری و ماهیت تغییر تکنولوژیکی

وجود اثر ساختاری در مسئله تحت مطالعه، از طریق آزمون چو (Chow Test) به منظور بررسی برابری معادلات (ضرایب) رگرسیون مورد بررسی قرار گرفته است. F محاسبه شده برای بررسی برابری ضرایب رگرسیون (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ) و با ۷ و ۱۶۵ درجه آزادی، ۴/۶ محاسبه شده است که در سطح یک درصد معنیدار است. این مسئله نشان می‌دهد که ابتدا دو رگرسیون یکسان نبوده و سپس در اثر بیمه تابع تولید گندم نسبت به این تغییر

تکنولوژیکی عکس‌العمل نشان داده و حرکت کرده است.

ماهیت تغییر تکنولوژیکی (در اینجا بیمه به عنوان یک تکنولوژی جدید در نظر گرفته شده است) از طریق آزمون همگنی ضرایب نهاده‌های رگرسیون با ثابت در نظر گرفتن جمله ثابت (عرض از مبدأ) در دو تابع تولید مورد تست قرار گرفت (Alshi et al, 1983). F محاسبه شده با ۶ و ۱۶۷ درجه آزادی، ۵/۴۶ محاسبه شده که در سطح یک درصد معنیدار شده است. مقدار F نشان می‌دهد که بیمه علاوه بر حرکت عرض از مبدأ که قبلاً بحث شد باعث تغییر شیب تابع نیز می‌شود.

به منظور بررسی کامل رابطه ساختاری در پارامترهای تابع تولید، برای دو گروه تکنولوژی (بیمه شده، تکنولوژی جدید و بیمه نشده تکنولوژی سنتی)، معادله برای هر دو گروه (مجموعه بهره‌برداران) با متغیرهای مجازی عرض از مبدأ و شیبهای ضرایب کلیه متغیرهای توضیحی برآورد شده تا مشخص شود که آیا متغیر مجازی شیب ضرایب کلیه متغیرهای مستقل و نیز متغیر مجازی عرض از مبدأ برای دو گروه یکسان است؟ نتایج مربوط به این برآورد در جدول (۳) خلاصه شده است.

مقدار R^2 نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل ۹۶/۳۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توجیه می‌کند. مقدار آمار F نیز نشان می‌دهد که رگرسیون در سطح یک درصد معنیدار است، همان طور که اطلاعات جدول نشان می‌دهد متغیر مجازی شیبها برای متغیرهای بذر و سطح زیرکشت معنیدار ولی برای سایر متغیرها بی‌معنی شده است. بنابراین فرضیه همگنی (یکسان بودن) ضرایب رگرسیون برای این دو متغیر بین دو تابع تولید رد می‌شود. برعکس همان فرضیه در مورد سایر نهاده‌ها پذیرفته شده است. همچنین متغیر مجازی عرض از مبدأ در سطح یک درصد معنیدار شده است که نشان می‌دهد بیمه سبب تغییر عرض از مبدأ نیز می‌شود. علامت مثبت برای متغیر مجازی سطح زیر کشت نشان می‌دهد که کشش تولید و در این‌جا بهره‌وری نهاده در مورد گندمکاران بیمه شده بیش از گندمکاران بیمه نشده است. از سوی دیگر بهره‌وری نهاده‌های ماشین آلات، بذر، کودهای شیمیایی، آفتکش و نیروی کار به طور نسبی در مزارع بیمه نشده بیشتر است. همچنین می‌توان گفت که این سهم به طور نسبی با سطوح پایینتر مصرف این

نهاده‌ها در مزارع بیمه نشده ارتباط دارد که بیانگر فرض نزولی بودن بهره‌وری نهایی توابع تولید کاب ـ داگلاس است.

ج ـ تجزیه تفاوت بهره‌وری

توابع تولید لگاریتمی ـ خطی (در هکتار)، از طریق روابط (۲) و (۳) که پیشتر توضیح داده شده است برای دو گروه بیمه شده و بیمه نشده برآورد گردیده که نتایج آن در جدول (۳) آمده است.

براساس این جدول برآوردهای توابع تولید (در هکتار)نشان می‌دهد جمله ثابت (عرض از مبدأ) در مورد گروه بیمه شده (تکنولوژی جدید) و بیمه نشده از لحاظ آماری معنیدار شده اما در گروه بیمه شده بیش از گروه بیمه نشده است که بیانگر حرکت تابع تولید نسبت به تغییر تکنولوژیکی (بیمه) به سمت بالاست. همچنین در گروه بیمه شده متغیرهای ماشین آلات و نیروی کار دارای علامت مثبت است اما تنها متغیر ماشین آلات در سطح ۵ درصد معنیدار است. سایر متغیرها دارای علامت منفی و از لحاظ آماری بی‌معنی است. برعکس در گروه بیمه نشده، متغیرهای ماشین آلات، بذر با علامت مثبت در سطح یک درصد و آفتکش با علامت مثبت در سطح ۵ درصد معنیدار شده، در حالی که متغیرهای کودهای شیمیایی و نیروی کار با علامت منفی در سطح ۵ درصد معنیدار شده است. مقایسه ضرایب دو گروه نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای ماشین‌آلات، بذر و آفتکش که کشش تولید را نیز نشان می‌دهد در گروه بیمه نشده بیشتر از گروه بیمه شده است، در حالی که برای سایر متغیرها نتیجه معکوس است. همچنین ضرایب کوچکتر از واحد با علامت مثبت در هر دو گروه نشاندهنده استفاده از نهاده‌ها در ناحیه دوم تولید و ضرایب کوچکتر از واحد با علامت منفی بیانگر ناحیه سوم تولید است. به عبارت دیگر نشان می‌دهد که استفاده از این نهاده‌ها منجر به کاهش تولید می‌شود، در حالی که ناحیه دوم استفاده اقتصادی از نهاده‌ها را نشان می‌دهد.

تابع تولید برای کل بهره‌برداران نشان می‌دهد که متغیرهای ماشین‌آلات و نیروی کار در سطح یک درصد معنیدار بوده و با دارا بودن کشش مثبت کوچکتر از واحد بر روی تولید اثر مثبت دارد. به عبارت دیگر تأثیر آنها بر بهره‌وری مثبت است. این در حالی است که برای سایر

جدول ۲. آزمون کامل روابط ساختاری بین توابع تولید بیمه شده و بیمه نشده

متغیرهای توضیحی	ضرایب رگرسیون	انحراف معیار
عرض از مبدأ	۲/۹۷۳***	۱/۰۱۶
ماشین آلات	۰/۳۳*	۰/۱۸۲
بذر	۰/۴۳۸**	۰/۲۰۶
کودهای شیمیایی	۰/۰۳۶	۰/۰۸۱
آفتکش (سموم شیمیایی)	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷
نیروی کار	۰/۳۱۴**	۰/۱۳۹
سطح زیرکشت	۰/۰۰۹	۰/۲۲۲
متغیر مجازی عرض از مبدأ	۳/۳۷۲***	۱/۱۴۱
متغیر مجازی شیبها برای ماشین آلات	-۰/۰۵۶	۰/۲۲۹
بذر	-۰/۴۷۹**	۰/۲۱۵
کودهای شیمیایی	-۰/۰۳۵	۰/۱۰۵
آفتکش (سموم شیمیایی)	-۰/۰۰۸	۰/۰۱
نیروی کار	-۰/۱۳۴	۰/۱۸۱
سطح زیر کشت	۰/۶۱۷	۰/۲۷۳
R^2	۰/۹۶۳۶	
مقدار F	۳۳۶/۶۹۹***	

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* معنیدار در سطح ۱۰ درصد

**معنیدار سطح ۵ درصد

*** معنیدار در سطح ۱ درصد

مأخذ: نتایج بررسی

نهاده‌ها، کشش منفی و کوچکتر از واحد است که نشاندهنده تأثیر منفی آن بر تولید و در نتیجه بهره‌وری و نیز استفاده بیش از حد از این نهاده‌هاست. از میان این گروه از نهاده‌ها تنها بذر از لحاظ آماری بی‌معنی شده است. آزمون چو نیز وجود اختلاف معنیداری را بین دو تابع تولید معین گندمکاران بیمه شده و بیمه نشده نشان می‌دهد، مقدار F چو، در سطح یک درصد معنیدار شده است.

د ـ منابع اختلاف بهره‌وری

نتایج مربوط به تحلیل منابع اختلاف بهره‌وری در جدول (۴) ارائه شده است. اطلاعات جدول نشان می‌دهد که بین اختلاف در بهره‌وری مشاهده شده (۱۵/۵ درصد) و برآورد شده (۱۶/۷ درصد) دو گروه تفاوت وجود دارد. این اختلاف به جمله خطای تصادفی نسبت داده می‌شود که در این ارتباط، متغیرهایی که در مدل وارد نمی‌شود بویژه مدیریت نهاده‌ها را می‌توان نام برد. چنین اختلافی در مطالعات آمش و بیزالیا (Umesk & Bisaliah, 1986) ولالوانی (Lalwani,1990) نیز وجود داشته است که آن را به خطاهای تصادفی و برخی از متغیرهایی که در مدل لحاظ نشده بویژه مدیریت منابع نسبت داده‌اند.

با توجه به میزان اختلاف موجود در این مطالعه (۱/۲ درصد) که پایینتر از نتایج مربوط به مدل تجزیه بوده این مقدار رضایتبخش است.

تفاوت تکنولوژیکی و مصرف نهاده‌ها بین دو گروه تکنولوژیکی یعنی گروه بیمه شده به عنوان نماینده تکنولوژی جدید و گروه بیمه نشده به عنوان نماینده تکنولوژی سنتی با یکدیگر، حدود ۱۶/۷ درصد اختلاف بهره‌وری کل را تشکیل می‌دهد. برعکس جزء تکنولوژیکی، تنها حدود ۱۶/۲ درصد را به خود اختصاص داده است. این موضوع بیانگر این واقعیت مهم است که با سطوح فعلی مصرف نهاده توسط گروه بیمه نشده، بهره‌وری می‌تواند حدود ۱۶ درصد افزایش یابد مشروط بر آنکه کشاورزان بیمه نشده به بیمه روی آورده و تحت پوشش بیمه قرار گیرند. به عبارت دیگر، بدون افزایش نهاده‌ها، سطح موجود محصول می‌تواند با پذیرش بیمه، افزایش قابل توجهی یابد. چنین افزایشی در بهره‌وری به طور قطع از پیشرفت تکنولوژیکی (بیمه) ناشی می‌شود. همچنین اگر کشاورزان بیمه نشده، سطح مصرف نهاده‌های خود را به مرز نهاده‌های

جدول ۳. نتایج مربوط به توابع تولید در هکتار

متغیرهای توضیحی	ضرایب رگرسیون		
	بیمه شده	بیمه نشده	کل
عرض از مبدأ	۶/۶۶۲***	۲/۹۸۷	۶/۷۸۹
	(۰/۴۱۱)	(۰/۵۰۷)	(۰/۳۴۲)
ماشین‌آلات	۰/۲۷**	۰/۳۵۳	۰/۳۰۷
	(۰/۱۳۲)	(۰/۰۹۹)	(۰/۱۰۱)
بذر	-۰/۰۴۳	۰/۸۳۵	-۰/۰۰۵
	(۰/۰۵۸)	(۰/۱۱۲)	(۰/۰۵۵)
کودهای شیمیایی	-۰/۰۰۶	-۰/۱	-۰/۱۳۹
	(۰/۰۶۴)	(۰/۰۴۵)	(۰/۰۴۳)
آفتکش(سموم شیمیایی)	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۸
	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۴)
نیروی کار	۰/۰۹۴	-۰/۱۵	۰/۱۸
	(۰/۰۸)	(۰/۰۶۶)	(۰/۵۹)
R^2	۰/۰۶۴۸	۰/۵۶۸۸	۰/۱۰۷۸
مقدار F	۴/۳۷***	۱۷/۹۴***	۴/۱۸***
اندازه نمونه	۱۰۵	۷۴	۱۷۹
مقدار F چو	۱۱/۶***		

* معنیدار در سطح ۱۰ درصد

** معنیدار سطح ۵ درصد

*** معنیدار در سطح ۱ درصد

مأخذ: نتایج بررسی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مصرفی توسط زارعان بیمه شده برسانند، در این صورت بهره‌وری کشاورزان با اندازه ۰/۵ درصد افزایش خواهد یافت به طوری که از ۱۶/۲ درصد به ۱۶/۷ درصد خواهد رسید.

مساعدت جزء تکنولوژیکی خنثی در اختلاف بهره‌وری، مثبت و بسیار بالاست (۳۶۷/۵ درصد)، برعکس مساعدت جزء تکنولوژیکی غیر خنثی به اختلاف کل منفی (۳۵۱/۳ درصد) است. مثبت و بالا بودن مساعدت جزء تکنولوژیکی خنثی گویای این مهم است که با سطوح فعلی مصرف نهاده‌ها در مزارع بیمه نشده، کشاورزان قادر خواهند بود با پذیرش بیمه که منجر به افزایش کارایی مصرف نهادهای ثابت نگه داشته شده می‌شود، سطوح بهره‌وری را بیش از ۳/۵ برابر کنند. اما کاهش در میزان کارایی خالص سطوح متغیر نهاده‌ها شکاف بهره‌وری را ۳/۵ بار (۳۵۱/۳ درصد) کاهش می‌دهد، در صورتی که مزارع بیمه نشده، بیمه شوند. این مهم با جزء تکنولوژیکی غیر خنثی منفی نشان داده شده است.

فاکتورهای اصلی تشکیل دهنده جزء تکنولوژیکی غیر خنثی که مساعدت منفی و معنیداری در اختلاف بهره‌وری کل دارد عبارت است از ماشین آلات و بذر. مساعدت منفی این دو نهاده در شکاف بهره‌وری نشان می‌دهد که شکاف بهردوری به طور مؤثری از کاهش در کارایی مصرف این دو نهاده، کاهش یافته است. بنابراین با گرایش کشاورزان به بیمه، سطوح کارایی این دو نهاده افزایش یافته یا حداقل ثابت مانده، در نتیجه بهره‌وری گروه بیمه شده به طور مؤثری جهش خواهد یافت که نتیجه آن، افزایش شکاف بهره‌وری است. در سطوح فعلی مصرف نهاده‌ها، افزایش در مصرف این دو نهاده در هر دو گروه بیمه شده و بیمه نشده، بهره‌وری را در مزارع بیمه نشده نسبت به مزارع بیمه شده با سرعت بیشتری افزایش خواهد داد. بنابراین، کارایی مصرف منابع در مزارع بیمه شده از طریق پذیرش نسخه‌های توصیه‌ای عملیات زراعی، با بهره‌برداری کامل از پتانسیل مزارع بیمه شده افزایش خواهد یافت.

از طرف دیگر، کششهای کودهای شیمیایی، سموم شیمیایی و نیروی کار مساعدت مثبتی بر روی اختلاف بهره‌وری دارد که این مساعدت حدود ۱۲۷ درصد برآورد شده است.

این سه نهاده به طور مُدام (پایداری) می‌تواند شکاف بهره‌وری بین دو گروه را افزایش دهد.

جدول ۴. تجزیه کل اختلاف بهره‌وری بین گروههای بیمه شده و بیمه نشده

منابع اختلاف بهره‌وری	درصد مساعد	
	جزء	کل
I: کل اختلاف مشاهده شده در بهره‌وری		۱۵/۵
II: اختلاف ناشی از تکنولوژی		۱۶/۲
(الف) اختلاف تکنولوژیکی خنثی	۳۶۷/۵	
(ب) اختلاف تکنولوژیکی غیر خنثی	-۳۵۱/۳	
(۱) ماشین آلات	-۲۱/۵	
(۲) بذر	-۴۵۷/۲	
(۳) کودهای شیمیایی	۵۴/۱	
(۴) سموم شیمیایی (آفتکش)	۲/۳	
(۵) نیروی کار	۷۱	
III: اختلاف ناشی از سطوح مصرف نهاده	۰/۵	
(۱) ماشین آلات	-۰/۱۷	
(۲) بذر	۰/۴۶	
(۳) کودهای شیمیایی	۰/۱۹	
(۴) سموم شیمیایی (آفتکش)	۰/۷۷	
(۵) نیروی کار	-۰/۷۵	
IV: کل اختلاف برآورد شده در بهره‌وری (ناشی از کل منابع)		۱۶/۷

مأخذ: نتایج بررسی

مساعدت کل اختلافها در سطوح مصرف نهاده‌ها به شکاف بهره‌وری ۰/۵ درصد است. این مهم نشان می‌دهد که بهره‌وری در مزارع بیمه نشده در صورتی که سطوح مصرف نهاده‌ها در هکتار در این مزارع به اندازه مصرف نهاده‌ها در مزارع بیمه شده افزایش یابد، حدود ۰/۵

درصد افزایش خواهد یافت. همان طوری که پیش از این گفته شد شکاف عمیق در سطوح مصرف نهاده‌ها در هکتار بین دو گروه بیمه شده و بیمه نشده وجود دارد. اما ذکر این نکته حایز اهمیت است که به دلیل فقر منابع، برای کشاورزان بیمه نشده به طور کامل امکانپذیر نخواهد بود تا نسخه‌های مصرف نهاده‌های گروه بیمه شده را بپذیرند. امّا این امکان وجود دارد که از طریق پذیرش شیوه‌های زراعی جدید با سطوح موجود یا در صورت امکان سطوح بالاتر مصرف نهاده‌ها، بازده‌شان را افزایش دهند.

پیشنهادها

۱. با توجه به تأثیر مثبت بیمه بر روی تولید گندم و نیز بهره‌وری تولید و نهاده‌ها، توصیه می‌شود کلیه کشاورزان بویژه کشاورزان کوچک تحت پوشش طرح بیمه گندم قرار گیرند. به عبارت دیگر بیمه گندم همگانی شود.

۲. از آن جایی که فقر مالی و به تبع آن فقر منابع از موانع عمده پذیرش نسخه‌های مصرف نهاده‌ها توسط گروه بیمه شده از سوی گروه بیمه نشده محسوب می‌شود توصیه می‌گردد اعتبارات لازم به این گروه از کشاورزان پرداخت شود تا ابتدا تحت پوشش بیمه قرار گیرند و سپس از نظر مصرف نهاده‌ها خود را به سطح گروه بیمه شده برسانند تا از این طریق بهره‌وری تولید افزایش یابد.

۳. استفاده مطلوبتر از ماشین آلات و نیز استفاده از بذر مناسب و اصلاح شده به مقدار مناسب بر اساس توصیه‌های فنی و زراعی می‌تواند به افزایش کارایی سطوح این دو نهاده کمک کرده موجب افزایش بهره‌وری شود.

۴. نظر به اینکه کشاورزان بیمه نشده حتی در سطوح فعلی مصرف نهاده‌ها (بدون افزایش نهاده‌ها) نیز می‌توانند با پذیرش بیمه سطح محصول را افزایش دهند، توصیه می‌شود از طریق ارگانهای ذیربط، مروجین کشاورزی و وسایل ارتباط جمعی آگاهیهای لازم در زمینه مزایای بیمه محصولات زراعی به زارعان داده شود.

مأخذ

1. Alshi, M.R, P. Kumar and V.C. Mathur (1983), "Techno logical Change and Factor Shares in Cotton Production, A case Study of Akola Cotton Farms", Ind. J. Agr. Econ, 1 (38) : 407 - 150

2. Ball, V.E. (1985), "Output and Productivity Measurement in U.S. Agriculture, 1948 - 79", Am. J. Agr. Econ, 67 (3): 475 - 86.

3. Bisaliah, S. (1977)," Decompositoin Analysis of Outrut Change : Under New Production Technology in Wheat Farming : Some Implicatoins to Returns on Research Investment", Ind. J. Agr. Econ, 32 (3) : 193 - 201.

4. Bottomley, G. and S. Thirtle (1992)," Total of Factor's Productivity in Agricultural Sector of Britain, 1987 - 90" , Am.J. Agr. Econ, 42 (3) : 117 - 28.

5. Chow, G.C. (1960)," Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Regressions", Econometrica, 28 (3) : 591 - 605.

6. Khakbazan, M. and R. Gray (1993)." the Role of Labor in Iranian Agriculture: Labor Productivity and Estimation of Agricultural Production Function, Second Symposium of Agricultural Policy in Iran, Shiraz, Iran.

7. Kiresur, V. et al. (1995)." Technological Change in Sorghum Production : An Econometric Study of Dharward Farms in Karnakaka", Ind.J. Agr. Econ, 50 (2) : 185 - 91.

8. Lalwani, M. (1990)." Human Labor Absorption in Dairying : Evidence from Karna/Village of Hayana". Ind. J. Ag. Econ, 45 92) : 150 - 8

9. Mirotchi, M. and D. B. Taylor (1993) ," Resource Allocation and Productivity of Cereal State Farms in Ethiopia", Agr. Econ, 8 : 187 - 97.

10. Singh, R.S. (1992)," Resource Productivity and Returns to Scale in Dairy on

Marginal and Small Farms in Intermediate Zone of Jammu and Kashmir, Ind. Agr. Econ, 47 (3) : 537

11. Soltani, G.R. (1981)," Labor Productivity on Small Farms in Relation to Rural Migration : The case of Iran, Iran. Agr. Res, (2) : 147- 61

12. Umesh, K.B. and S. Bisaliah (1986)," Productivity Differential Between Small and Large Farms : An Econometric Study". Asian Econ. Rev, 2 (3) : 17 - 33.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی