مجله علوم كشاورزي ايران
دوره ۲-۳۸، شماره ۱، ۱۳۸٦ (۶۷-۶۱)

اثرات مخارج عمراني دولت بر رشد بهره‌وري در مناطق روستايي ايران

الهام جمالی مقدم[1] و جواد ترکمانی*[2]
۱، ۲، دانشجوی سابق کارشناسی ارشد و استاد دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز
(تاريخ دريافت: ۸۳/۹/۱۴ - تاريخ تصويب: ۸۴/۱۲/۱۶)

چكيده

تحقيق حاضر، با هدف تعيين اثرات مخارج عمراني دولت بر رشد بهره‌وري در روستاهاي ايران انجام شد. در اين رابطه، ابتدا با استفاده از آمارهاي دوره زماني ۱۳۵۰ الي۱۳۸۰ سيستم معادلاتي از متغيرهاي تأثيرگذار بر رشد بهره‌وري روستايي ارائه گرديد. اين معادلات شامل توابع رشد بهره‌وري كل عوامل توليد كشاورزي، آبياري، توابع جاده و نرخ باسوادي است. به منظور تعيين روش برآورد اين توابع، پس از اطمينان از وضعيت ايستايي داده‌ها، از آزمون‌هاي اريب همزماني و قطري بودن ماتريس واريانس – كوواريانس جملات پسماند استفاده شد. با توجه به نتايج اين آزمون‌ها، معادلات سيستم همزمان مطالعه به روش حداقل مربعات سه مرحله اي برآورد گرديد. سپس، تاثيرات نهايي مخارج دولت بر رشد بهره‌وري كل عوامل توليد از طريق محاسبه كشش هاي جزيي محاسبه شد. نتايج مطالعه نشان داد كه، سرمايه‌گذاري عمراني در امر آبياري داراي بيشترين اثر بر رشد بهره‌وري كل عوامل توليد است. سرمايه‌گذاري در تحقيق و ترويج كشاورزي نيز بر رشد بهره‌وري كل تأثير مثبت نشان داد.

واژه‌هاي كليدي: مخارج عمراني، رشد بهره‌وري كل عوامل توليد، حداقل مربعات سه مرحله اي

مقدمه

طي چند دهه گذشته، كشورهاي عضو سازمان بهره‌وري آسيايي براي بهبود بهره‌وري كشاورزي در چارچوب سياست هاي توسعه ملي كوشش‌هايي را انجام داده‌اند. اين تلاش‌ها شامل سرمايه‌گذاري تحقيق و توسعه كشاورزي و سرمايه‌گذاري در امور زيربنايي روستاها، حمايت‌هاي قيمتي از محصولات كشاورزي، ارائه خدمات حمايتي از قبيل اعتبارات روستايي و پرداخت يارانه به برخي از نهاده هاي توليد مي باشد. با اين حال، تغيير در بهره‌وري كشاورزي در ايران مطلوب نبوده است (۴). در ايران، روستاها بيشتر به عنوان منبع توليد مواد مورد نياز شهري، به ويژه كالاهاي خوراكي، مورد توجه است. در حالي كه، اين روستاها از منابع ملي كمتر بهره‌مند شده‌اند. اين امر پيامدهاي نامطلوبي در بر داشته كه همراه با اثرات حوادث طبيعي نظير كم آبي و خشكسالي و همچنين جاذبه هاي شهري منجر به تخليه تدريجي روستاها و در نتيجه تشديد فقر و پديده توسعه نيافتگي شده است. افزون بر اين، پايين بودن سطح بهره‌وري و نيز مولد نبودن برخي از مشاغل از جمله عوامل مهم تشديد فقر در مناطق روستايي ايران است. بر اين اساس، ارتقاء بهره‌وري گروه‌هاي كم درآمد و افزايش ضريب بازدهي برخي از مشاغل ميتواند به عنوان يك استراتژي مهم در امر فقرزدايي محسوب گردد (٤).

به منظور تعيين ميزان موفقيت دولت در افزايش بهره‌وري كشاورزي، لازم است برنامه‌هاي مختلف توسعه كه در جهت افزايش سطح بهره‌وري در گذشته و حال به اجرا درآمده، از نظر ثمر بخشي مورد ارزيابي دقيق قرار گيرد. به عبارت ديگر، بررسي عوامل مؤثر بر بهره‌وري مي‌تواند موجب تقويت دولت در اجراي هرچه مؤثرتر برنامه هاي توسعه اقتصادي گردد (۷).

* نويسنده مسئول: جواد تركمانی تلفن: ۰۷۱۱-۲۲۸۶۰۸۲ E-mail:torkamanijavad@yahoo.com

در زمينه تعيين رشد بهره‌وري، روسگرنت و اونسون (۱۹۹۵) رشد بهره‌وري كل عوامل و همچنين منابع ايجاد رشد در بهره‌وري، شامل سرمايه‌گذاري‌هاي خصوصي و دولتي و نرخ بازده سرمايه‌گذاري‌هاي دولتي، را در كشاورزي هندوستان مورد بررسي قرار داده‌اند. در اين مطالعه، از شاخص تيل به منظور محاسبه رشد بهره‌وري كل استفاده گرديد. نتايج حاكي از آن بوده كه رشد بهره‌وري كل در بخش كشاورزي هند از طريق سرمايه‌گذاري‌ها به ويژه در تحقيقات، ترويج، بازارها و آبياري افزايش يافته است.

وانگ و سنگ (۱۹۹۷) با استفاده از داده‌هاي ۱۹۷٦ الي ۱۹۹۵ و با تخمين تابع توليد به روش ترانسلوگ، رشد بهره‌وري كل عوامل توليد در سنگاپور را بررسي كردند. در اين مطالعه عوامل توليد شامل نهاده هاي نيروي كار و سرمايه است. نتايج مطالعه آنها نشان داد كه بهره‌وري، علي رغم كاهش در اواخر دهه ۱۹۷۰ و اوايل ۱۹۸۰، به طور كلي افزايش يافته است.

كوروراتون (۲۰۰۲) بهره‌وري كل عوامل توليد براي دوره زماني ۱۹٦۷ الي ۲۰۰۰ را در كشور فيليپين محاسبه نمود. در اين مطالعه، به منظور تعيين بهره‌وري كل از روش برآورد تابع توليد كل استفاده شد. نتايج نشان دهنده آن بوده است كه در كشور فيليپين، علي رغم افزايش سهم نيروي كار ماهر در كل اشتغال، ميزان مساعدت اين نهاده به رشد بهره‌وري كل عوامل توليد در طول زمان كاهش يافته است.

گردين (۲۰۰۲) الگوهاي رشد اقتصادي و بهره‌وري در كشاورزي كنيا براي دوره زماني ۱۹٦٤ الي ۱۹۹٦ را بررسي كرده است. او، به منظور تعيين رشد بهره‌وري از برآورد تابع توليد كل عوامل كشاورزي، شامل نيروي كار، سرمايه و نهاده‌هاي واسطه‌اي، به فرم ترانسلوگ استفاده نمود. بر اساس نتايج اين مطالعه، نيروي كار تأثيرگذاري اندكي بر رشد بهره‌وري كل داشته است. همچنين، نهاده سرمايه، در مقايسه با عوامل ديگر توليد، تأثير بيشتري بر رشد توليدات كشاورزي داشته است.

در ايران، اكبري و رنجكش (۱۳۸۲)، نرخ رشد بهره‌وري كل عوامل توليد براي بخش كشاورزي اقتصاد ايران در دوره زماني ۱۳٤۵ الي ۱۳۷۵ را محاسبه كردند. بدين منظور از شيوه مطلق روش محاسبه رشد با استفاده از آمار سريهاي زماني استفاده شده است. آنها با محاسبه تابع توليد بخش كشاورزي، به روش كاب داگلاس، رشد بهره‌وري كل عوامل توليد را تعيين كردند. نتايج اين مطالعه نشان داد كه نرخ رشد بهره‌وري كل عوامل توليد در بخش كشاورزي داراي نوسان زيادي بوده و سطوح اين بهره‌وري نيز روندي صعودي داشته است.

به طور كلي، در مطالعات اندكي رابطه مخارج دولت با رشد بهره‌وري بررسي شده است. در اين رابطه، در بيشتر مطالعات روند رشد بهره‌وري و روش‌هاي مختلف برآورد آن مورد بررسي قرار گرفته است. بدين منظور در مطالعه حاضر تأثير سرمايه‌گذاري‌هاي عمراني دولت در امور زير بنايي روستاها، كه يكي از تلاش هاي دولت در جهت افزايش بهره‌وري در بخش كشاورزي محسوب ميشود، مورد بررسي قرار گرفته است.

مواد و روش‌ها

به منظور محاسبه رشد بهره‌وري كل عوامل توليد[1] (TFP) , از روش برآورد تابع توليد كل محصولات كشاورزي و تعيين سهم هر يك از عوامل توليد استفاده گرديد. در محاسبه رشد بهره‌وري، به روش برآورد تابع توليد، به محاسبه كشش‌هاي عوامل توليد نياز است. به منظور محاسبه رشد بهره‌وري كل عوامل توليد در بخش كشاورزي، از رابطه زير استفاده شد:

$$\rho_t = \frac{\partial TFP_t}{\partial t} = q_t - \alpha . l_t - \beta . k_t \qquad (۲)$$

كه q_t، l_t و k_t، به ترتيب، نرخ رشد ستانده، نيروي كار و سرمايه در بخش كشاورزي و ρ_t نيز نرخ رشد بهره‌وري كل عوامل توليد است.

به منظور بررسي رابطه بين سرمايه‌گذاري‌هاي عمراني دولت و رشد بهره‌وري روستايي در ايران، در مطالعه حاضر از يك سيستم معادلات استفاده شد (۱۰). شكل ساختاري سيستم معادلات همزمان در اين مطالعه به صورت زير است:

(۳)

$$TFP = F(RDE, RDE_{-1}, \dots RDE_{-i}, IR, LITE, ROADS, T)$$

1. Total Factor Productivity

$IR= F (IRE,IRE_{-1}…, IRE_J,PVELE, T)$ (٤

$ROADS= F (ROADE_{-1}, …, ROADE_{-K}, T)$ (٥

$LITE= F (EDE, EDE_{-1}, …, EDE_M, T)$ (٦

که متغيرهاي اين سيستم معادلات درجدول ۱ آورده شده است:

جدول ۱- متغيرهاي موجود در سيستم

مخارج دولت بر روي آموزش روستايي	EDE
درصد كل سطح زير كشت تحت سيستم آبياري (خصوصي و دولتي)	IR
نرخ باسوادي جمعيت روستايي	LITE
مخارج دولت بر روي آبياري	IRE
تراكم جاده اي در مناطق روستايي	ROADS
رشد بهره‌وري كل (در سطح ملي)	TFP
مخارج دولت بر روي R&D كشاورزي	RDE
مخارج دولت بر روي جاده هاي روستايي	ROADE
درصد روستاهايي كه برق دارند	PVELE
متغير روند	T

در معادله ۳، رابطه مربوط به رشد TFP در كشاورزي بررسي مي شود. در اين معادله، رشد TFP تابعي از مخارج جاري و با وقفه دولت در امر تحقيقات و توسعه كشاورزي، درصد سطح زير كشت تحت آبياري در كل سطح زير كشت، نرخ باسوادي جمعيت روستايي، تراكم جاده اي و متغير روند زماني در نظر گرفته شده است.

معادله ٤، رابطه بين درصد سطح زير كشت آبياري را با متغيرهاي مخارج دولت در امر آبياري، درصد برق داري روستاها و متغير روند زماني بررسي مي كند.

معادلات ٥ و ٦، به ترتيب، رابطه بين مخارج دولت (جاري و با وقفه) در امور جاده سازي، آموزش را با تراكم جاده اي و نرخ باسوادي نشان مي دهد.

براي تعيين تعداد وقفه مخارج عمراني دولت در امور مختلف از الگوي اقتصادسنجي كلان طراحي شده توسط سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷۹) استفاده شد. همچنين، به منظور اطمينان از تعداد بهينه وقفه ها، وقفه هاي توزيعي چند جمله اي[1]، تعيين گرديد (صديقي و همكاران، ۲۰۰۰). بدين ترتيب متغير مخارج دولت در امر تحقيق و ترويج كشاورزي در سال جاري و نيز با يك وقفه در مدل لحاظ شده است.

به منظور تعيين تاثيرات نهايي و كشش انواع مختلف مخارج عمراني دولت بر رشد بهره‌وري توليدات كشاورزي، از معادلات موجود در سيستم معادلات همزمان مشتق جزئي، به نحو زير، گرفته شده است. تاثير سرمايه‌گذاري دولت در امر آبياري (در مدل لگاريتمي)، در سال t بر روي افزايش رشد بهره‌وري در سال t به صورت ذيل محاسبه شد:

$dTFP/dIRE_t=(\delta TFP/\delta IR)(\delta IR/\delta IRE_t)$ (۷

تاثير سرمايه‌گذاري دولت در امر جاده سازي روستايي در سال t بر روي رشد بهره‌وري در همان سال به صورت زير محاسبه گرديد:

$dTFP/dRoadE_t=(\delta TFP/\delta RoadS)(\delta Roads/\delta RoadE_t)$ (۸

تاثير سرمايه‌گذاري دولت در امر آموزش در سال t بر روي رشد بهره‌وري كل عوامل توليد در اين سال به صورت زير برآورد شد:

$dTFP/dEDE_t=(\delta TFP/\delta LITE)(\delta LITE/\delta EDE_t)$ (۹

تأثير سرمايه‌گذاري عمراني دولت در امر تحقيق و ترويج كشاورزي نيز مستقيما از طريق محاسبه درصد تغييرات رشد بهره‌وري كل نسبت به درصد تغييرات در سرمايه‌گذاري در امر تحقيق و ترويج كشاورزي بدست آمد.

پس از محاسبه كشش هاي فوق، آزمون معني داري كششها با استفاده از روش پيشنهادي گرين (۲۰۰۰) انجام شده است. در اين روش يك تقريب خطي سري تيلور براي محدوديت هاي غير خطي (فرضيه صفر) به نحو زير برآورد گرديد:

$$H_0: c(\beta) = q$$ (۱۰

كه $c(\beta)$ داراي تقريب خطي تيلور به صورت زير ميباشد:

(۱۱

$$c(\beta^{\wedge}) \approx c(\beta) + (\partial c(\beta)/\partial \beta)'(\beta^{\wedge} - \beta)$$

1. Polynomial distributed lag

به منظور تعيين واريانس تابع غيرخطي β ، از تقريب (۱۲) استفاده مي گردد:

$$Var[\,c(\beta^{\wedge})\,] \approx (\partial c(\beta)/\partial\beta)' \, Var[\,\beta^{\wedge}\,] (\partial c(\beta)/\partial\beta) \quad (۱۲$$

در رابطه (۱۲)، مشتقات واريانس تابعي از پارامترهاي نامشخص معادلات ميباشد.

به منظور بررسي رابطه بين مخارج دولت و رشد بهره‌وري در مناطق روستايي ايران در دوره ۱۳۸۰-۱۳۵۰، از منابع آماري مختلفي استفاده گرديده است. آمارهاي مربوطه به سرمايه‌گذاري عمراني دولت در امور مختلف روستايي از طريق قوانين بودجه كشوري سالهاي مختلف مصوب مجلس شوراي اسلامي، براي دوره مذكور، جمع آوري شده است. همچنين از آمارهاي مربوط به مؤسسه مطالعات و توسعه (P.D.S) بهره گرفته شده است. پس از جمع آوري داده ها و آمار لازم، داده هاي مربوط به مخارج عمراني دولت در امور روستايي، از طريق شاخص بهاي كالاها و خدمات مصرفي درمناطق روستايي ايران، تعديل و همگي به صورت قيمت هاي ثابت بر مبناي سال پايه ۱۰۰=۱۳۷٤ تنظيم شدند.

به منظور برآورد توابع موجود در سيستم معادلات، بنابه ضرورت، از آزمونهايي مختلف از جمله آزمون ايستايي متغيرها، شكست ساختاري و آزمون قطري بودن استفاده شد. از آزمون ايستايي نه مرحله اي در قالب آزمون هاي ديكي فولر و ديكي فولر تعميم يافته براي بررسي موضوع ايستايي استفاده شد. سپس، آزمون شكست ساختاري در مورد متغيرهايي كه در سطح ايستا نبودند صورت گرفت و متغيرهاي موهومي[۱] ، در هر موردي كه آزمون شكست ساختاري تائيد گشت در مدل به كار گرفته شد. پس از بررسي اين مساله، آزمون همزماني سيستم معادلات همزمان با استفاده از آزمون هاوسمن (۱۹۷٦) در مورد توابع به كار رفته در سيستم انجام شد (۱۵).

به منظور تعيين استراتژي برآورد توابع به فرم سيستمي يا تك معادله، آزمون قطري بودن ماتريس واريانس-كوواريانس جملات پسماند معادلات سيستم صورت گرفت. بر اساس نتايج اين آزمون، قطري بودن ماتريس واريانس-كوواريانس جملات پسماند پذيرفته شد. لذا، از برآوردهاي سيستمي به منظور تخمين پارامترهاي موجود در معادلات استفاده گرديد. به منظور تعيين قابليت تشخيص معادلات موجود در سيستم، شرايط ترتيب و رتبه اي[۲] بررسي گرديد و بر اساس نتايج اين آزمون، تمامي معادلات بيش از حد مشخص بودند.

براي برآورد سيستم معادلات اين مطالعه از روش حداقل مربعات سه مرحله اي استفاده شد.

از آماره R^2 كارتر_نيگر (R^2_{CI}) به نحو زير براي آزمون اعتبار معادلات تخمين زده شده، استفاده گرديد:

$$R^2{}_{cn} = \left|1 - (\,MSE \;/\; \partial_Y{}^2\,\right|$$

$$MSE = 1/t\sum(Y^S - Y^a)^2 \qquad (۱۳$$

كه Y^s مقدار تخمين زده شده براي متغير وابسته، Y^a مقدار واقعي متغير وابسته و MSE ميانگين مربع خطا و ∂_y^2 واريانس متغير وابسته است. مقدار اين آماره براي هر يك از معادلات به صورت جداگانه محاسبه شد. اين آماره نشان مي دهد كه معادلات برآورد شده توانسته اند درصد نسبتا بالايي از تغييرات متغيرهاي وابسته را توضيح دهند. آزمون معني داري ضرايب با استفاده از آماره t انجام شد.

براي تعيين اعتبار الگوي معادلات همزمان اين مطالعه از روش تحليل حساسيت الگو نيز استفاده گرديد. در تحليل حساسيت الگو، عكس العمل مدل نسبت به زمان شروع بررسي الگو تعيين مي‌گردد. اگر با تغيير زمان شروع مقدار عددي آماره هاي كمي تفاوت اساسي نداشته باشند مي‌توان نتيجه گرفت كه مدل نسبت به زمان شروع حساس نخواهد بود (۳).

نتايج و بحث

نتايج حاصل از آزمون هاي ايستايي و شكست ساختاري در پيوست ارائه شده است. در زير نتايج حاصل از برآورد معادلات سيستم به روش 3 SLS آورده شده است.

(۱٤

2. Dummy variables

3. Order and Rank Conditions

$$TFP=3/59E\text{-}06RDE^{*}-3/21\text{-}06RDE_{-1}^{*}+7/3IR^{*}-2/9LITE+0.017ROADS^{*}-46/9T$$
$$R^2_{CN}=0.27$$

(۱۵ $$IR=-2/04E\text{-}8IRE^{*}+4/81E\text{-}8IRE_{-1}^{*}+0/49PVELE^{*}-2/16T^{*}$$
$$R^2_{CN}=0.53$$

(۱۶ $$ROADS=-1/561E\text{-}5ROADE+1/76E\text{-}5ROADE_{-1}^{*}+۱۰۲۰\,T \qquad R^2_{CN}=0.55$$

(۱۷ $$LITE=-4/41E\text{-}10EDE-1/93E\text{-}10EDE_{-1}-0.16\,T^{*}$$
$$^{*}R^2_{CN}=0.31$$

معني داري در سطوح ۵ و ۱۰ درصد

معادلات ١٤ تا ١٧، به ترتيب، نمايانگر توابع رشد بهره‌وري كل عوامل توليد، آبياري، جاده و نرخ باسوادي است. معادله ١٤ نشان مي دهد كه مخارج عمراني دولت در امر تحقيق و ترويج كشاورزي در سال جاري داراي رابطه مثبت و معني داري با متغير رشد بهره‌وري كل عوامل توليد است. اما مخارج عمراني دولت در امر تحقيق و ترويج كشاورزي با يك سال وقفه تأثير منفي بر رشد بهره‌وري كل عوامل توليد دارد. لازم به ذكر است كه، بر اساس مطالعات فن، هيزل و تورت (۲۰۰۰) و فن (۲۰۰۳) در محاسبات مربوط به تعيين كششهاي فقر نسبت به سرمايه گذاري هاي دولت، برآيند و مجموع ضرايب سرمايه گذاري هاي دولت حائز اهميت است. بر اين اساس با توجه به نتايج جدول، برآيند سرمايه گذاري هاي عمراني دولت در امر تحقيق و ترويج كشاورزي مثبت مي باشد و در مجموع بهره وري كل عوامل توليد را افزايش مي دهد. همچنين، درصد كل سطح زير كشت آبي تأثير مثبتي بر رشد بهره‌وري كل عوامل توليد دارد (معادله ١٤). به نحوي كه، يك درصد افزايش در سطح زير كشت آبي، رشد بهره‌وري كل عوامل توليد را به ميزان ۷/۳ درصد افزايش مي دهد.

طول جاده‌هاي روستايي كل كشور، تأثير مثبت بر رشد بهره‌وري كل عوامل توليد دارد. به طوري كه يك درصد افزايش در طول جاده هاي روستايي، بهره‌وري كل عوامل توليد را حدود ۰/۰۲ درصد افزايش مي دهد. همچنين آماره R^2 كارتر-نيگر در معادله، ۰/۲۷ است. اين آماره نشان ميدهد كه معادله برآورد شده توانسته است حدود ۲۷ درصد از تغييرات متغير وابسته را توضيح دهد (معادله ١٤).

بر اساس معادله ١٥، متغير سرمايه‌گذاري دولت در امر آبياري محصولات كشاورزي تأثير منفي و معني داري بر سطح زير كشت آبي دارد. از طرفي ديگر سرمايه‌گذاري‌هاي عمراني دولت در امر آبياري با يك وقفه زماني تأثيري مثبت و معني دار بر سطح زير كشت آبي دارد. در مجموع، برآيند سرمايه گذاري هاي عمراني دولت در امر آبياري مثبت مي باشد و بهره وري كل عوامل توليد را افزايش مي دهد. درصد برق داري روستاها نيز داراي تأثير مثبت و معني داري بر سطح زير كشت آبي مي باشد. آماره R^2 كارتر-نيگر در معادله آبياري، ۰/۳۰ است.

نتايج حاصل از برآورد تابع جاده (معادله ١٦) نشان مي دهد كه سرمايه گذاري دولت با یک وقفه تاثير مثبت و معني داري در سطح بالاي ۵ درصد داشته است. لذا برآيند اين سرمايه گذاري تنها شامل سرمايه گذاري با وقفه دولت مي شود كه تاثير مثبتي بر طول جاده هاي روستايي دارد. لذا، يك درصد افزايش در مخارج عمراني با وقفه دولت در امر جاده سازي روستايي، موجب افزايش طول جاده هاي روستايي حدود ۰/۰۰۰۰۱ درصد مي گردد. همچنين متغير روند در اين تابع از سطح معني داري بالايي در حدود ۱۰۰ درصد برخوردار است كه اين امر بيانگر تأثير متغيرهاي ديگري است كه در الگو وارد نشده اند. آماره R^2 كارتر-نيگر در معادله، ۰/۵۰ است.

معادله ١٧ نشان مي دهد كه سرمايه‌گذاري‌هاي دولت در امر آموزش روستايي تأثير منفي بر نرخ باسوادي روستايي داشته است. البته اين رابطه از نظر آماري در سطح معني داري قابل قبولي نمي باشد. به نظر مي رسد كه، افزايش سرمايه گذاري دولت در امر آموزش روستايي ميزان تاثيرگذاري آن را بر نرخ باسوادي افزايش دهد. لازم به ذكر است كه، در قانون بودجه كل كشور آموزش روستايي به صورت برنامه اي جداگانه آورده نشده است. لذا، سهم بودجه آموزش روستايي از كل بودجه مربوط به فصل آموزش و

پرورش در قالب برنامه هاي آموزش قبل از دبستان، برنامه آموزش ابتدايي، برنامه آموزش راهنمايي، برنامه آموزش متوسطه و برنامه آموزش بزرگسالان و بر اساس نسبت جمعيت دانش آموزان روستايي به كل جمعيت دانش آموزي كشور تعيين ميگردد.

آماره R^2 كارتر-نيگر در معادله، ۰/۳۱ بوده است. اين آماره نشان ميدهد كه معادله برآورد شده توانسته است حدود۳۱ درصد از تغييرات متغير وابسته (نرخ باسوادي) را توضيح دهد.

پس از برآورد توابع فوق‌الذكر آزمون تحليل حساسيت الگو صورت گرفت. نتايج اين امر حاكي از آن بود كه الگوي برآورد شده نسبت به زمان شروع تحليل حساس نبوده است. لذا، با وجود پايين بودن آماره R^2 كارتر-نيگر در بيشتر معادلات، نتايج آزمون تحليل حساسيت نمايانگر اعتبار الگوي همزمان برازش شده مي‌باشد.

تأثيرات مخارج دولت بر روي رشد بهره‌وري كل عوامل توليد در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲- كشش هاي برآورد شده رشد بهره‌وري كل عوامل توليد

متغير سرمايه‌گذاري	رشد بهره‌وري كل عوامل	آمارهt محاسباتي *
R&D	۰/۱٦	۱/۷۰
IRE	۰/٤۹	۱/۸٤
ROADE	-۰/۰۸	۰/۹۸
EDE	-۰/۰٤	۱/۲۱

* با استفاده از روش پيشنهادي گرين (۲۰۰۰)، اين آماره محاسبه شده است.

جدول ۲ نشان مي دهد كه، سرمايه‌گذاري عمراني در امر آبياري محصولات كشاورزي بر رشد بهره‌وري كل عوامل توليد تأثير مثبت دارد، در اين رابطه، يك درصد افزايش در اين نوع سرمايه‌گذاري، بهره‌وري كل عوامل توليد را حدود ۰/۵ درصد افزايش مي دهد. آماره t محاسباتي نشان داد كه كشش برآوردشده از نظر آماري نيز در سطح قابل قبولي مي‌باشد. سرمايه‌گذاري در امر تحقيق و ترويج كشاورزي از نظر تأثيرگذاري بر رشد بهره‌وري كل در رتبه بعدي قرار دارد، به نحوي كه يك درصد افزايش در اين نوع سرمايه‌گذاري، حدود ۰/۱٦ درصد رشد بهره‌وري را افزايش ميدهد. آماره t محاسباتي نيز نشان مي دهد كه كشش برآورد شده از نظر آماري در سطح قابل قبولي مي باشد. اما سرمايه‌گذاري در امر آموزش و جاده سازي بر رشد بهره‌وري كل عوامل توليد تأثير معني داري ندارد.

در مجموع با توجه به يافته هاي تحقيق موارد زير پيشنهاد ميگردد:

۱) مطالعه حاضر نشان داد كه سرمايه‌گذاري عمراني در امر آبياري رشد بهره‌وري كل عوامل توليد كشاورزي را بيشتر از ساير انواع سرمايه‌گذاريها افزايش مي دهد. لذا، توجه بيشتر دولت به اين نوع سرمايه‌گذاري و فراهم كردن امكانات لازم جهت توسعه سيستم هاي نوين آبياري مي‌تواند به افزايش رشد بهره‌وري كل عوامل ياري رساند.

۲) سرمايه‌گذاري در امر تحقيق ترويج كشاورزي بر رشد بهره‌وري تأثير مثبت و معني داري دارد، لذا، لازم است كه در سياست گذاريها به مسأله گسترش تحقيقات كشاورزي و ترويج توجه گردد.

نتايج آزمون ايستايي (روش نه مرحله اي ديكي و فولر)

جدول پ-۱-۱- نتايج مربوط به آزمون ايستايي متغيرها

متغير	وضعيت ايستايي
درصد برق داري	ايستا(با عرض از مبدا)
نرخ باسوادي	ايستا(با روند و عرض از مبدأ)
درصد سطح زير كشت آبي	ايستا(باعرض از مبدأ)
تراكم جاده اي	ايستا(با عرض از مبدأ)
رشد TFP	ايستا(با عرض از مبدأ)
مخارج آبياري	روند ايستا
مخارج آموزش	ايستا(با عرض از مبدأ)
مخارج جاده سازي	ايستا(بدون عرض از مبدأ و روند)
مخارج تحقيق و ترويج	روند ايستا

جدول پ- ۲-۱- نتايج شكست ساختاري

متغير	سال وقوع شكست	وضعيت ايستايي
مخارج آبياري	سال۵۳	روند ايستا
مخارج آموزش	سال٦۰	ايستا(با عرض از مبدأ)

منابع مورد استفاده

REFERENCES

۱. اكبري، ن. و م. رنجكش. ۱۳۸۲. بررسي رشد بهره‌وري كل عوامل توليد در بخش كشاورزي ايران طي دوره ۷۵-۱۳۴۵. فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه، (۴۳ و ٤٤) : ١٤٢-١١٧.

۲. حاجي رحيمي، م. و ج. تركماني. ۱۳۸۲. بررسي نقش رشد بخش كشاورزي در رشد اقتصادي ايران، كاربرد الگوي تحليل مسير. فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه، (٤١ و ٤٢).

۳. رحيمي، ح. ۱۳۸۰. بررسي تغييرات نرخ ارز بر قيمت صادرات و تراز تجاري: مورد ايران (١٣٧٦-١٣۴۵). پايان نامه كارشناسي ارشد، دانشگاه شيراز.

٤. سازمان مديريت و برنامه ريزي كشور. ۱۳۷۹. گزارش اجمالي برنامه مبارزه با فقر و افزايش درآمد خانوارهاي كم درآمد، مهرماه ۱۳۷۹.

۵. مجلس شوراي اسلامي، قوانين بودجه كشوري، سالهاي مختلف.

٦. هژبركياني، ك. و ب. رنجبري. ۱۳۸۰. بررسي رابطه درازمدت بين نهاده هاي انرژي، كار و سرمايه در بخش كشاورزي، فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه،(٦٤- ۳۵).

۷. يامادا، س. ١٩٩٤. اندازه‌گيري و تجزيه و تحليل بهره‌وري در كشاورزي ، مترجمان: غلامرضا حيدري ، جواد نيازي و فرهاد ماهر، ١٣٧٤، مركز مطالعات برنامه ريزي و اقتصاد كشاورزي، وزارت كشاورزي ، معاونت طرح و برنامه.

8. Corroraton, C. 2002. Total factor productivity in the Philippines, Retrieved from the World Wide Web: http://www.google.com.

9. Fan, S. 2003. Public investment and poverty reduction, Paper presented for the ADBI Conference, Tokyo, June 12-13, 2003.

10. Fan, S., P. Hazell, & S. Thorat. 2000. Government spending, growth and poverty in rural India, American Journal of Agricultural Economics, 82:1038-1051.

11. Gerdin, A. 2002. Productivity and economic growth in Kenyan agriculture, 1964-1996, Agricultural Economics: 27: 7-13.

12. Greene, W.H. 2000. Econometric Analysis, New York: Prentice Hall.

13. Rosegrant, M. & R. Evenson. 1995. Total factor productivity and sources of long term growth in Indian agriculture, Retrieved from the World Wide Web: http://www.ifpri.com.

14. Sargent, T. & M. Rodriguez. 2001. Labour or total factor productivity: Do we need to choose?, Economic Studies and Policy Analysis Division, Retrieved from the World Wide Web: http://www.google.com.

15. Seddighi, H.R., K. A. Lawler, & A.V. Katos. 2000. Econometrics: A practical approach, London and New York.

16. Wong, S. & B. Song. 1997. Total factor productivity growth in Singapore: Methodology and Trends, Capital Stock Conference, March 1997, Agenda item VII.