

بررسی تاثیر سرمایه گذاری در تجهیزات و تحقیقات کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی

مریم شکوهی و جواد ترکمانی

کد مقاله¹ PD114

چکیده

هدف مطالعه حاضر بررسی چگونگی تأثیر سرمایه گذاری تحقیقاتی، تجهیزاتی و غیر تجهیزاتی و همچنین اشتغال کشاورزی بر ارزش افزوده در این بخش می باشد. دوره مورد مطالعه شامل سالهای ۱۳۸۴ - ۱۳۵۰ می باشد. برای دستیابی به هدف فوق از الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) استفاده شد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که با یک درصد افزایش در اشتغال کشاورزی، ارزش افزوده این بخش ۰/۲۰ درصد کاهش می یابد، در حالیکه با همین میزان افزایش در مقدار سرمایه گذاری تحقیقاتی، تجهیزاتی و غیر تجهیزاتی در بخش کشاورزی به ترتیب به میزان ۰/۰۵، ۰/۱۰ و ۰/۱۸ درصد بر ارزش افزوده این بخش اضافه می شود. یافته های الگوی تصحیح خطا نیز بیانگر سرعت کم تعدیل در بخش کشاورزی است.

کلید واژه ها:

سرمایه گذاری تحقیقاتی، تجهیزاتی و غیر تجهیزاتی، اشتغال، ارزش افزوده، کشاورزی

با افزایش جمعیت و محدود شدن منابع تولید، استفاده بهینه از منابع الزامی می‌شود. افزایش تولید کشاورزی نیز علاوه بر اینکه با کاهش هزینه‌ها باعث افزایش درآمدهای واقعی تولیدکنندگان شده و با کاهش قیمت مواد غذایی موجب افزایش در آمد واقعی مصرف کنندگان می‌شود، می‌تواند به حضور بیشتر بخش کشاورزی در بازارهای رقابتی جهان نیز کمک کند.

آمار نشان می‌دهد طی سالهای گذشته در اکثر کشورهای در حال توسعه به رغم رشد سریع جمعیت، تولید کشاورزی در هکتار و به ازای هر کارگر افزایش یافته است که این نشانه افزایش بهره‌وری و نتیجه فناوریهای نوینی است که با تحقیقات کشاورزی و سرمایه گذاری در این بخش ایجاد شده است. زیرا تحقیقات کشاورزی فناوریهای جدید و بهبود یافته‌ای برای نهاده‌ها و روشهای تولید فراهم می‌کند. با تحقیقات کشاورزی، بهره‌وری منابع افزایش می‌یابد و نهاده‌های جدید با بهره‌وری بالاتر تولید می‌شود. همچنین روشهای نوین برای تولید محصولات غذایی، پتانسیلهایی جهت افزایش تولید کشاورزی و کاهش فشار روی منابع طبیعی ایجاد می‌شود. از طرفی تحقیقات کشاورزی باعث وضع سیاستهای جدید و تغییرات نهادی می‌شود. سرمایه گذاری در بخش کشاورزی نیز به دلیل افزایش پیوسته تقاضا برای مواد غذایی و دیگر محصولات کشاورزی، می‌تواند موجب رشد تولید و اشتغال در این بخش شود. در واقع افزایش تقاضا موجب بالا رفتن سطح قیمتها شده و افزایش سطح قیمتها موجب افزایش انگیزه برای سرمایه گذاری می‌گردد. بنابراین، سرمایه گذاری بیشتر، رشد تولید و اشتغال بیشتر را به دنبال خواهد داشت (کرباسی و دانشور ۱۳۷۹).

اما علی‌رغم اهمیت موضوع در عمل نتایج نشان می‌دهد که سرمایه گذاری در این بخش بسیار محدود بوده، به طوری که سهم سرمایه گذاری برای جبران استهلاک و سرمایه گذاری خالص در این بخش طی سالهای اخیر بسیار ناچیز بوده است. در برنامه اول توسعه اقتصادی به طور متوسط سالانه ۶/۲ درصد از سرمایه گذاری های کشور به این بخش اختصاص یافته است. این در حالی است که در همین دوره سهم ارزش افزوده این بخش از تولید ناخالص داخلی به طور متوسط سالانه بالغ بر ۲۳/۱ درصد بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که علی‌رغم سهم بالای ارزش افزوده بخش کشاورزی سهم سرمایه گذاری آن به مراتب پایین تر است. این در صورتی است که سهم سرمایه گذاری بخش صنعت و معدن در همین دوره تقریباً برابر با سهم ارزش افزوده آن در اقتصاد بوده به طوری که سهم سرمایه گذاری بخش صنعت و معدن ۱۳/۴ درصد و سهم ارزش افزوده آن از تولید ناخالص داخلی ۱۳/۲ درصد می‌باشد (کیانی راد و کویاهی ۱۳۷۹).

در برنامه دوم توسعه اقتصادی نیز سهم سرمایه گذاری بخش کشاورزی به طور متوسط سالانه ۵/۷ درصد از کل سرمایه گذاری کشور را شامل گردید و سهم ارزش افزوده آن به طور متوسط ۳/۳ درصد بوده است. با شروع برنامه سوم توسعه برخی تحولات در جهت اصلاح ساختار بخش کشاورزی صورت گرفت، که نتیجه این

اصلاحات تغییر سهم سرمایه گذاری بخش کشاورزی از کل سرمایه گذاری کشور در دو سال اول برنامه و بر خورداری از یک رشد ۶/۱ درصدی بوده است (کیانی راد و کویاهی ۱۳۷۹). بنابراین با توجه به اهمیت موضوع در این مطالعه به بررسی تاثیر سرمایه گذاری در تجهیزات و تحقیقات کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی پرداخته می شود.

مواد و روشها

داده‌های مورد نیاز

به منظور دستیابی به اهداف مطالعه برای دوره ۸۴-۱۳۵۰ داده‌های سالانه هزینه تحقیقات بخش کشاورزی از قوانین بودجه کشور، سرمایه گذاری تجهیزاتی و سرمایه گذاری غیر تجهیزاتی با مراجعه به مقادیر برآورد شده به روش PIM و اشتغال نیز از نشریات بانک مرکزی و پایگاههای اینترنتی جمع آوری گردید. همچنین موجودی سرمایه ماشین آلات بخش کشاورزی به عنوان جانشینی برای سرمایه گذاری تجهیزاتی و تفاوت موجود سرمایه بخش کشاورزی از موجودی سرمایه ماشین آلات به عنوان جانشینی برای سرمایه گذاری غیر تجهیزاتی در نظر گرفته شده است.

معرفی الگو

در این تحقیق برای بررسی تأثیر انواع سرمایه گذاری‌ها و اشتغال در بخش کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش از تابع تولید استفاده شد. تابع تولید این امکان را فراهم می آورد که نقش و اهمیت هر یک از نهاده های تولید به تفکیک معین شود. ویژگی این مطالعه در مقایسه با مطالعات انجام شده که به تخمین تابع تولید با در نظر گرفتن سرمایه کل و اشتغال کل در بخش کشاورزی پرداخته اند، این است که به انواع سرمایه گذاری‌ها در این بخش توجه دارد. لذا برای تفکیک اثرات سرمایه گذاری های مختلف در بخش کشاورزی (سرمایه گذاری تحقیقات، تجهیزاتی و غیر تجهیزاتی کشاورزی) بر ارزش افزوده این بخش از تابع تولیدی که دیلانگ و سامرز (۱۹۹۹) در مطالعه خود بکار برده اند، استفاده شد. این تابع را می توان به صورت رابطه (۱) نمایش داد:

$$\ln Y = \ln \alpha + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln K_e + \beta_3 \ln K_{ne} + \beta_4 \ln K_t \quad (1)$$

که در آن، $\ln Y$: لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی، $\ln K_e$: لگاریتم سرمایه گذاری تجهیزاتی در بخش کشاورزی، $\ln K_{ne}$: لگاریتم سرمایه گذاری غیر تجهیزاتی در بخش کشاورزی، $\ln K_f$: لگاریتم سرمایه گذاری تحقیقات در بخش کشاورزی، $\ln L$: لگاریتم اشتغال در این بخش می‌باشد. در گذشته روش معمول برای برآورد این گونه معادلات در اقتصاد سنجی، روش حداقل مربعات معمولی (OLS) بود. استفاده از روش OLS بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده پایا می‌باشند (نوفرستی ۱۳۷۸)، اما بسیاری از محققان بر این باورند که بیشتر متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ناپایا هستند. ناپایا بودن یک متغیر، بدان معنی است که میانگین، واریانس و کوواریانس آن طی زمان ثابت نبوده و در جهت خاصی تغییر می‌کنند. در صورتی که متغیرهای الگو ناپایا باشند، گرچه ممکن است پارامترهای برآورد شده از روش OLS دارای آماره t معنیداری باشند و از آماره F و ضریب تعیین بالایی برخوردار باشند، اما به دلیل آنکه برآورد حداقل مربعات از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند، استنباط آماری بر اساس آماره‌های معمول نادرست خواهد بود. فیلپس و لورتان (۱۹۹۱) در مطالعه خود نشان دادند که در صورت ناپایا بودن متغیرهای الگو، برآورد کننده‌های حداقل مربعات ناسازگار خواهد بود و ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب بینجامد. روش سنتی برای اجتناب از ایجاد رگرسیون کاذب، استفاده از متغیر روند زمانی (T) در بین متغیرهای مستقل الگو است. توجه به این نکته ضروری است که این روش، زمانی می‌تواند صحیح باشد که روند زمانی متغیرها از نوع روند قطعی باشد و نه روند تصادفی.

مفهوم اقتصادی همجمعی آن است که وقتی دو یا چند سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده شوند تا یک رابطه تعادلی درازمدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند، به گونه‌ای که تفاضل بین آنها باثبات است. برای بدست آوردن رابطه درازمدت یا همجمعی می‌توان به روش انگل-گرنجر اشاره کرد که البته در رگرسیونهای بیش از دو متغیره به دلیل نقاط ضعفی که دارد توصیه نمی‌شود (نوفرستی ۱۳۷۸).

روش دیگر روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن-جوسلیوس است که به شرط همجمع بودن از درجه مشابه یا یکسان که در اکثر موارد کاربردی به همجمع بودن از درجه یک، یعنی $I(1)$ بودن منجر می‌شود، متکی است. با توجه به آنکه توان آزمونهای ریشه واحد برای تعیین درجه همجمعی و پایایی پایین بوده و در بسیاری از موارد قادر به تشخیص پایایی و ناپایایی متغیرها نیست و از طرف دیگر در این روش مسئله انتخاب یک بردار از بین بردارهای همجمع مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی و پیشداوری محقق است (نوفرستی ۱۳۷۸)، لذا در مطالعه حاضر از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده ($ARDL^1$) استفاده شد. در روش ARDL توجه به درجه همجمعی

متغیرها اهمیتی ندارد و تنها با تعیین تعداد وقفه های مناسب برای متغیرها می توان بردار منحصر به فردی را که رابطه بلند مدت را ایجاد می کند، بدست آورد. فرم کلی رابطه ARDL به صورت زیر است:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} z_{t-i} + \dots + U_t \quad (2)$$

که در آن $\sum_{i=1}^r \alpha_i Y_{t-1}$ مجموعه ای از متغیرهای وابسته با وقفه، $\sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} x_{t-i}$ و $\sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} z_{t-i}$ مجموعه ای از متغیرهای مستقل با وقفه و α_0 ، α_i ، β_{1i} و β_{2i} ضرایب جملات معادله رگرسیون (پارامترهای مورد برآورد مدل) هستند. برای برآورد الگوی ARDL، ابتدا باید رابطه را با روش OLS برای همه ترکیبهای ممکن براساس وقفه های متفاوت متغیرها برآورد کرد. حداکثر تعداد وقفه های متغیر توسط پژوهشگر با توجه به تعداد مشاهدات و ماهیت الگو تعیین می شود. سپس بر اساس یکی از چهار ضابطه آکائیک، شوارتز-بیزین، حنان کوئین و R^2 ، یکی از رگرسیونهای برآورد شده انتخاب می شود. در مرحله بعد، با استفاده از ضرایب این جدول فرضیه صفر وجود ریشه واحد (عدم همجمعی) بین متغیرهای تابع مورد آزمون قرار می گیرد: کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق از رابطه زیر محاسبه می گردد (نوفرستی ۱۳۷۸):

$$H_0 : \sum_{i=1}^n \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^n \alpha_i - 1 \leq 0$$

$$t = \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i - 1}{\sqrt{\delta_{\alpha_i}^2}} \quad (3)$$

برتری روش ARDL آن است که علاوه بر روابط بلند مدت می توان الگوی تصحیح خطا کوتاه مدت را نیز ارائه کرد.

نتایج و بحث

بر اساس الگوی پویای ARDL برای مدل مورد مطالعه، تعداد وقفه های بهینه در برآورد ضرایب کوتاه مدت از طریق ضابطه شوارتز-بیزین که در تعیین تعداد وقفه ها صرفه جویی می کند، ۱ در نظر گرفته شده است که نتایج آن در جدول (۱) آمده است:

جدول (۱): نتایج حاصل از برآورد مدل پویا (۰ و ۰ و ۰ و ۱) ARDL

نام متغیر	ضرایب	انحراف معیار
$lY(-1)$: لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی با یک وقفه	۰/۲۶۹***	۰/۱۴۷
lK_e : لگاریتم سرمایه گذاری تجهیزاتی در بخش کشاورزی	۰/۰۶۱	۰/۰۲۵
$lK_e(-1)$: لگاریتم سرمایه گذاری تجهیزاتی در بخش کشاورزی با یک وقفه	۰/۰۵۰*	۰/۰۲۸
lK_{ne} : لگاریتم سرمایه گذاری غیر تجهیزاتی در بخش کشاورزی	۰/۰۲۱	۰/۰۲۴
lK_t : لگاریتم سرمایه گذاری تحقیقات در بخش کشاورزی	۰/۰۴۴	۰/۰۰۷
$lK_t(-1)$: لگاریتم سرمایه گذاری تحقیقات در بخش کشاورزی با یک وقفه	۰/۰۱۵**	۰/۰۰۷
lN : لگاریتم اشتغال در بخش کشاورزی	-۲/۸۲۶*	۰/۰۴۶
C : عرض از مبدأ	۱/۱۸۳*	۰/۰۵۳

***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

بر اساس نتایج حاصله در کوتاه مدت تنها اشتغال ارزش افزوده این بخش را تحت تأثیر قرار می دهد که البته اثر آن هم منفی است. از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر با $-۳/۸۲$ و آماره t محاسباتی برابر $-۴/۹۷$ می باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی متغیرها رد شده و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو برقرار است. نتایج حاصل از رابطه بلند مدت در جدول (۲) آمده است:

جدول (۲): نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت (۰ و ۰ و ۰ و ۱) ARDL

نام متغیر	ضرایب	خطای معیار
lK_e : لگاریتم سرمایه گذاری تجهیزاتی در بخش کشاورزی	۰/۱۰۸*	۰/۰۳۴
lK_{ne} : لگاریتم سرمایه گذاری غیر تجهیزاتی در بخش کشاورزی	۰/۱۸۶**	۰/۰۳۳
lK_t : لگاریتم سرمایه گذاری تحقیقات در بخش کشاورزی	۰/۰۵۰*	۰/۰۱۱
lN : لگاریتم اشتغال در بخش کشاورزی	-۰/۲۰۴*	۰/۰۲۷
C : عرض از مبدأ	۶/۰۴۸**	۱/۳۰۵

***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

بر اساس نتایج جدول (۲)، ضرایب بلند مدت بدست آمده کشتشهای تولیدی نهاده های نیروی کار، سرمایه گذاری در تحقیقات و سرمایه گذاری تجهیز و غیر تجهیز کشاورزی در برآورد معادله مورد نظر به ترتیب برابر با ۰/۲۰، ۰/۰۵، ۰/۱۰ و ۰/۱۸ است. با توجه به اینکه در تابع کاب-داگلاس ضرایب کشتش نهاده ها در طول تابع تولید و در سالهای مختلف ثابت هستند، می توان ضریب نهاده نیروی کار را اینگونه تفسیر کرد که با یک درصد افزایش در اشتغال کشاورزی، ارزش افزوده این بخش ۰/۲۰ درصد کاهش می یابد، درحالیکه همین میزان افزایش در مقدار سرمایه گذاری تحقیقات، تجهیز و غیر تجهیز در بخش کشاورزی به ترتیب به میزان ۰/۰۵، ۰/۱۰ و ۰/۱۸ درصد بر ارزش افزوده این بخش اضافه می شود که این نتایج نشان می دهد که بخش کشاورزی در ناحیه سوم تولید مربوط به نیروی کار قرار دارد، یعنی اینکه از این عامل بیش از حد مورد نیاز استفاده می شود. همچنین می توان پی برد که اثر سرمایه گذاری تحقیقاتی بر ارزش افزوده کشاورزی کمتر از اثر دیگر سرمایه گذاری ها است. زیرا بعد از مدتی به علت بکارگیری فناوریها و نوآوریهای جدید اثرگذاری تحقیقات کاهش می یابد. در ادامه نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا کوتاه مدت در جدول زیر بیان شده است.

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

خطای معیار	ضرایب	نام متغیر
۰/۰۲۵	۰/۰۶۱	dlK_e : لگاریتم سرمایه گذاری تجهیز در بخش کشاورزی
۰/۰۲۴	۰/۰۲۱	dlK_{ne} : لگاریتم سرمایه گذاری غیر تجهیز در بخش کشاورزی
۰/۰۰۷	۰/۰۴۴	dlK_l : لگاریتم سرمایه گذاری تحقیقات در بخش کشاورزی
۰/۰۴۶	*-۲/۸۲۶	dlN : لگاریتم اشتغال در بخش کشاورزی
۰/۰۵۳	*۱۸۳/۱	dC : عرض از مبدأ
۰/۰۴۷	**۰/۰۷۳	$ECM(-1)$

*، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

مشاهده ضریب $ECM(-1)$ در الگوی تصحیح خطا حاکی از آن است که در صورت وارد آوردن هر گونه شوک بر این الگو، ۷ درصد از نوسانهای موجود دوره قبل (خطای عدم تعادل) در این بخش در هر سال تعدیل خواهد شد. بدین ترتیب هر عاملی که موجب ایجاد عدم تعادل در الگوی فوق شود رابطه تعادلی بلند مدت را بر هم می زند و تعدیل کامل اثر شوک تا حدود ۱۵ دوره به طول خواهد انجامید که این جریان نشان دهنده سرعت کم تعدیل در بخش کشاورزی است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

همانطور که مشاهده می‌شود سرمایه‌گذاری در زمینه تحقیقات و امکانات تجهیزاتی و غیرتجهیزاتی تنها در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری از خود نشان می‌دهد. این اثر البته مبنی بر انتظار است. اما به هر حال اثرگذاری بلندمدت در عین حال تداعی‌کننده این موضوع است که فعالیتهای سرمایه‌گذاری کشاورزی دیربازده است و این به معنی عدم تقویت انگیزه بخش خصوصی جهت سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی می‌باشد. به عبارت دیگر لازم است این شق از سرمایه‌گذاری‌ها از سوی دولت هدایت شود.

اثر منفی نیروی کار بر تولید بخش کشاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت نیز حاکی از استفاده بیش از حد از این عامل تولیدی و یا به بیان اقتصاد تولید استفاده از نیروی کار در ناحیه سوم تولید است و لازم است جهت استفاده کارآمدتر از این عامل تولیدی اقدام گردد. بر اساس یافته‌ها می‌توان پیشنهادات زیر را ارائه کرد:

۱- تدوین برنامه‌های بلندمدت برای سرمایه‌گذاری‌ها از سوی دولت

۲- ایجاد مشاغل جانبی در مناطق روستایی برای استفاده از نیروی کار مازاد

- ۱- ترکمانی، ج و م، باقری (۱۳۸۱)، بررسی ارتباط سرمایه گذاری خصوصی و دولتی با رشد ارزش افزوده در کشاورزی، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴، ۲۴-۱.
- ۲- جوهری، اس (۱۳۸۲)، عوامل تعیین کننده رشد و توسعه بخش کشاورزی: تجربه هندوستان، مجموعه مقالات کشاورزی و اقتصاد ملی، جلد اول، ۱۵-۲.
- ۳- حاجی رحیمی، م و ج ترکمانی (۱۳۸۲)، بررسی نقش رشد بخش کشاورزی در رشد اقتصادی ایران و کاربرد الگوی تحلیل مسیر، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۱، ۹۰-۷۱.
- ۴- کرباسی، ع و م دانشور (۱۳۷۹)، بررسی وضعیت اشتغال در بخش کشاورزی استان خراسان در برنامه سوم، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳، ۲۶۴-۲۴۷.
- ۵- کیانی راد، ح و م کوپاهی (۱۳۷۹)، تجزیه و تحلیل سرمایه گذاری دولتی با رشد ارزش افزوده در کشاورزی، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۳۲، ۱۱۶-۱۰۳.
- ۶- کیمیاگر، م و م باژن (۱۳۸۳)، جایگاه بخش کشاورزی در فرآیند توسعه اقتصادی کشور، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۸، ۱۸۳-۱۶۷.
- ۷- مملر، و (۱۳۸۲)، نقش کشاورزی در توسعه اقتصادی، یافته های جدید از کشورهای در حال رشد سریع در بخش کشاورزی، مجموعه مقالات کشاورزی و اقتصاد ملی، جلد اول، ۵۲-۳۸.
- ۸- نوفرستی، م (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
9. Delong, B, and L. Summers. (1999). Equipment investment and economic growth, Quarterly Journal of Economics, 69, 445-463.
10. Gerdin, A. (2002). Productivity and economic growth in Kenyan agriculture, 1964-1996, Agricultural Economics, 27,7-13.
11. Granger, C. W. J. (1986). Development in the study of cointegrated economic variables, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48,213-228.
12. Mamatzakis, E. C. (2003). Public infrastructure and productivity growth in Greek agriculture, Agricultural Economics, 29, 169-180.
13. Philips, P, and M. Loretan. (1991). Estimating long-run economic equilibria, Review of Economics Studies, 5, 407-436.

Studing Impacts of Investment in Agricultural Equipments and Research on Agriculture Sector Value Added

Shokouhi, M. and Torkamani, J.

Abstract

The objective of this study is to determine how the research equipment and non equipment investments, and agricultural employment affects agriculture value added. Dataset covers period of (1971-2005). To get the objective Autoregressive Distributed Lag model was applied. The results of the study showed increment in agricultural employment by 1 percent decreases agricultural production % 0.20, while the same increase in research, equipment and non equipment investment of agricultural sector raise its value added by 0.05, 0.10 and 0.18 percent, respectively. Findings of Error Correction Model also revealed a low rate of adjustment in agricultural sector.

Key words: Research, Equipmental and Non equipmental Investment, Employment, Value Added, Agriculture