اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و یکم، شماره ۸۴، زمستان ۱۳۹۲

تأثیر اعتبارات دولتی در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران

کیومرث شهبازی[۱]، بهرام سنگین‌آبادی[۲]، چیا عبدالله‌نژاد[۳]

تاریخ دریافت: ۹۱/۱/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۲/۹

چکیده

با توجه به نقش مؤثر بهره‌وری در رشد تولید، شناسایی عوامل اثرگذار بر رشد بهره‌وری می‌تواند به تسریع رشد بخش کشاورزی کمک کند. این مقاله، با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها و روش ARDL، به بررسی تأثیر اعتبارات دولتی در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور، با بهره‌گیری از داده‌های سالانه ایران طی دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۹، پرداخته است. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطهٔ هم‌جمعی میان متغیرها را در سطح معناداری ۱٪ تأیید می‌کند. نتایج همچنین حاکی از این است که در بلندمدت، اعتبارات دولتی در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، ولی تأثیر کوتاه‌مدت اعتبارات دولتی در بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی قابل تأیید نیست. ضریب جملهٔ تصحیح خطا ۰/۹۲- به دست آمد که کاملاً معنادار و مطابق انتظار است و نشان

۱. استادیار دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه(نویسنده مسئول) e-mail: k.shahbazi@urmia.ac.ir
۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه e-mail: b.sanginabadi@yahoo.com
۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه e-mail: chia_math@yahoo.com

می‌دهد در هر دوره، ۹۲ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت بهره‌وری بخش کشاورزی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. بر اساس نتایج تحقیق، افزایش اعتبارات بخش کشاورزی، برنامه‌ریزی برای استفاده از زمین‌های مستعد و آشنایی کشاورزان با تجهیزات پیشرفته و مکانیزه کشاورزی می‌تواند در ارتقای بهره‌وری و افزایش ارزش‌افزوده بخش کشاورزی مؤثر واقع شود.

طبقه‌بندی JEL: G21 ,G19 ,O16

کلیدواژه‌ها:

اعتبارات دولتی، بهره‌وری، بخش کشاورزی، ARDL

مقدمه

امروزه بهره‌وری بهترین و مؤثرترین روش دستیابی به رشد اقتصادی، با توجه به کمیابی منابع تولید، است. افزایش بهره‌وری از طریق بهبود کارایی مصرف نهاده‌ها و در نتیجه، کاهش هزینه‌های تولید باعث افزایش قدرت رقابتی محصولات یک بخش در بازارهای جهانی می‌گردد. از طریق محاسبه و تحلیل شاخص‌های بهره‌وری عوامل تولید، می‌توان میزان کارایی عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی را در استفاده از منابع تولید مورد بررسی قرار داد. به منظور افزایش بهره‌وری در اقتصاد ایران باید به بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم و عمده فعالیت‌های اقتصادی در کشور توجه خاص داشت، زیرا این بخش در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی از نظر تولید، اشتغال، ارز آوری، تأمین غذای مورد نیاز کشور و وابستگی کمتر به ارز خارجی از اهمیت خاصی برخوردار است (اکبری و همکاران، ۱۳۸۲). کشاورزی در ایران یکی از بزرگ‌ترین بخش‌های اقتصادی است که حدود ۱۲ درصد تولید ناخالص ملی و سهم عمده‌ای از صادرات غیرنفتی را در سال ۱۳۸۹ به خود اختصاص داده

است[1]. کشاورزی همچنین منشأ اشتغال ۱۹/۲ درصد از جمعیت کشور در سال ۱۳۸۹ می‌باشد[2]. افزون بر این، ارتباط پسین و پیشین کشاورزی با دیگر بخش‌ها به رشد و اشتغال در آنها نیز کمک می‌کند. بدین‌ترتیب، رشد این بخش تا حدود زیادی تعیین‌کنندهٔ رشد اقتصادی کشور است. سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها یکی از عواملی است که می‌تواند از طریق افزایش بهره‌وری نیروی کار، سرمایه و سایر نهاده‌های تولید باعث افزایش بهره‌وری تولید در بخش کشاورزی گردد (کهنسال و همکاران، ۱۳۸۸). دستیابی آسان و ارزان به اعتبارات منجر به سرمایه‌گذاری‌های جدید می‌شود و کارآفرینان بخش خصوصی را تشویق به استفاده از فنون کارامد تولید می‌نماید که این امر منجر به افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید می‌گردد. بنابراین، رشد اعتبارات به‌وسیلهٔ افزایش کارایی شرکت‌های بخش خصوصی منجر به رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد می‌گردد (Khan, 2006).

در زمینهٔ تأثیر اعتبارات در متغیرهای کلان بخش کشاورزی مطالعات متعددی صورت گرفته است که در ادامه به برخی از آنها پرداخته می‌شود.

نصابیان و خلج (۱۳۸۳) اثر اعتبارات بانک کشاورزی بر دو متغیر کلان بخش کشاورزی، شامل ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری، را با استفاده از روش یوهانسون مورد بررسی قرار دادند. طبق نتایج مطالعه مذکور، اعتبارات بانک کشاورزی ارتباط بلندمدتی با دو متغیر ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی ندارد.

رکن‌الدین افتخاری و همکاران (۱۳۸۵) به بررسی آثار استفاده از اعتبارات خرد بانک کشاورزی در قالب پرداخت گروهی در طرح‌های تأمین آب برای توسعه فعالیت‌های کشاورزی در فاصله سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۴ در مناطق روستایی شهرستان خدابنده استان زنجان پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که اعتبارات خرد بانک کشاورزی توانسته است در توسعه کشاورزی در منطقهٔ مورد مطالعه در سطح معناداری ۰/۰۵ نقش مهمی ایفا کند.

---

۱. داده‌های درآمد و تولید ناخالص ملی بر حسب فعالیتهای اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

۲. براساس طرح آمارگیری نیروی کار (۱۳۹۱- ۱۳۸۴)، مرکز آمار ایران

قربانی (۱۳۸۶) به براورد اثر اعتبارات بانکی و بودجه دولتی بر تولیدات بخش کشاورزی پرداخت. در این مطالعه میزان ضریب متغیر مانده تسهیلات بانکی به بخش کشاورزی برابر ۱/۵۷، اعتبارات بخش آب معادل ۲/۵۷، اشتغال برابر ۱۸/۰۱ و بارندگی معادل ۲۳/۶۶ به دست آمد.

کهنسال و همکاران (۱۳۸۸) تأثیر سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها بر رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی ایران را طی دوره ۱۳۵۰-۸۲ با استفاده از روش دوگان و براورد تابع هزینه ترانسلوگ بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها بر روی هزینه تولید در بخش کشاورزی می‌باشد.

مطیعی و همکاران (۱۳۸۹) مطالعه‌ای با هدف تحلیل عوامل مؤثر بر توسعه زیربخش زراعت در استان زنجان (با تأکید بر اعتبارات عمرانی دولت) انجام دادند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اعتبارت عمرانی دولت در زمینهٔ مهار و انتقال آب در مناطق روستایی در استان زنجان، با دو دوره وقفه زمانی، دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر سطح توسعهٔ زراعی در این استان بوده است.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی رابطهٔ علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت میان تسهیلات بانک کشاورزی و رشد ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی با به‌کارگیری آزمون علیت گرنجر طی دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۶ در ایران پرداختند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها مؤید نظریهٔ طرف عرضه، یعنی رابطهٔ علیت بلندمدت از تسهیلات اعطایی بانک کشاورزی به رشد بخش کشاورزی ایران، می‌باشد.

کارتر (Carter, 1989) اثر اعتبارات را بر مزارع کوچک تولید مواد غذایی در نیکاراگوئه مورد بررسی قرار داد. نتایج حاکی از این است که اعتبارت تأثیر مثبتی در تولید دارد و فرصت‌های جدید فراهم شده به وسیلهٔ اعتبارات به یک رشد ناهمسان و نابرابر در بخش دهقانی منجر شده است.

محی الدین و رایت (Moheildin &Wrightm, 2000) به بررسی بازار اعتبارات رسمی و غیررسمی در مصر پرداختند. این محققان از یک نمونهٔ ۲۰۰ خانواری از ۴ روستا در مصر استفاده کردند و تأثیر عوامل اجتماعی- اقتصادی و فردی زارع مانند شغل اصلی، وجود شغل فرعی، دارایی‌های مالی، مذهب، اندازهٔ خانوار، سواد و غیره را بر دستیابی به اعتبار و تمایل به دریافت وام از منابع رسمی و غیررسمی بررسی کردند.

اکرم و همکاران (Akram et al., 2008) تأثیر اعتبارات بخش کشاورزی را بر فقر و رشد اقتصادی در پاکستان بررسی نمودند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که کشش کوتاه‌مدت اعتبارات کشاورزی نسبت به تولید ناخالص داخلی ۰/۰۳۱ و کشش بلندمدت ۰/۱۶۲ بوده است. همچنین کشش کوتاه‌مدت و بلندمدت اعتبارات کشاورزی نسبت به فقر به ترتیب ۰/۳۵- درصد و ۰/۲۷- درصد است.

احمد و چین تن هنگ (Ahmad and Chin Theng Heng, 2012)، با استفاده از یک مدل ARDL، به بررسی عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری کشاورزی پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از این است که کود شیمیایی، سرمایه انسانی و اعتبارات هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر رشد بهره‌وری بخش کشاورزی مؤثر بوده‌اند و سهم عوامل مذکور در بلندمدت به ترتیب برابر با ۰/۱۶، ۰/۱۴ و ۰/۱۰ می‌باشد. سطح زیرکشت محصولات کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیری در بهره‌وری بخش کشاورزی نداشته است.

اکثر مطالعات صورت گرفته در خصوص تأثیر اعتبارات بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی به تخمین مدل خودبازگشتی با وقفه‌های گسترده[1] و مدل تصحیح خطا[2] اکتفا نموده‌اند و بعضی از مطالعات به آزمون‌های هم جمعی نیز پرداخته‌اند. آزمون‌های انگل گرنجر و یوهانسن آزمون‌های هم جمعی استفاده شده در این مطالعات می‌باشند. مسئله‌ای که در مورد روش‌های مذکور وجود دارد لزوم جمعی[3] بودن تمام متغیرها از درجه یک می‌باشد.

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
2. Error Correction Model (ECM)
3. Integrated

مروری بر مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که اغلب مطالعات انجام شده در داخل کشور رابطهٔ بین اعتبارات بانکی و متغیرهای بخش کشاورزی (نظیر ارزش افزوده، سرمایه‌گذاری، اشتغال و عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی) را بررسی نموده‌اند، لیکن در هیچ کدام از آنها به نقش و اهمیت اعتبارات دولتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی اشاره‌ای نشده است. مزیت مطالعه حاضر نسبت به مطالعات قبلی این است که به دلیل اهمیت اعتبارات دولتی در توسعه زیرساخت های اقتصادی بخش کشاورزی، خدمات زیربنایی (آب و خاک)، آموزش و تحقیقات و در نتیجه تأثیر آن در رشد بهره‌وری عوامل تولید، این متغیر در تصریح الگوی بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی در نظر گرفته شده است.

با توجه به مطالب فوق، هدف اصلی این مطالعه ارزیابی میزان تأثیرگذاری اعتبارات دولتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی در ایران طی دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۹ می‌باشد.

روش تحقیق

مدل مورد استفاده در این تحقیق بر مبنای عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل تولید بوده و به شکل زیر می‌باشد (Ahmad and Chin Theng Heng, 2012):

$$TFP_t = \alpha + Y_{it} + \mu_t \qquad (۱)$$

که در آن TFP_t بهره‌وری کل عوامل تولید، Y_{it} بردار متغیرهای تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل تولید و μ_t نیز جزء خطا می‌باشد.

عوامل متعددی در بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیر می‌گذارند که عبارت‌اند از: اعتبارات و توسعه بخش مالی، سطح زیرکشت محصولات کشاورزی، ضریب مکانیزاسیون بخش کشاورزی، شدت سرمایه، سطح عمومی قیمت ها، سرمایه انسانی، درجهٔ باز بودن اقتصاد، نرخ ارز، ذخایر بین‌المللی، ثبات اقتصادی، کسری بودجه، مصرف دولت، جمعیت و شاخص های کار و سرمایه‌گذاری. در ادامه به بیان مختصر کانال های اثرگذاری برخی از این عوامل بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته می‌شود.

تعمیق بخش مالی و اعتبارات: افزایش دسترسی به اعتبارات بانکی توسط سرمایه-گذاران بخش خصوصی، که با محدودیت‌های مالی روبه رو هستند، منجر به شتاب نرخ سرمایه‌گذاری و افزایش ظرفیت بهره‌وری شده و نهایتاً منجر به شتاب رشد بهره‌وری می‌گردد؛ به عبارت دیگر، به دلیل کاراتر بودن بخش خصوصی نسبت به بخش دولتی، دسترسی آسان و ارزان به اعتبارات بانکی برای سرمایه‌گذاران بخش خصوصی کلید رشد بهره‌وری می‌باشد (Khan, 2006). از طرف دیگر، اعتبارات بخش کشاورزی باعث ایجاد و توسعه زیرساخت های اقتصادی بخش کشاورزی شده و با کمک به توسعه، تکمیل، تجهیز و تأمین ماشین‌آلات و کالاهای سرمایه‌ای مورد نیاز کشاورزان به عنوان مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی عمل نموده و بهره‌وری عوامل تولید را بهبود می‌بخشد (قربانی، ۱۳۸۶).

سطح زیرکشت محصولات کشاورزی: زمین نهادهٔ اصلی و انکارناپذیر تولیدات کشاورزی است. سطح زیرکشت بزرگ تر به استفادهٔ کارای سایر نهاده‌ها کمک می‌کند. اگر سطح زیرکشت نسبتاً کوچک باشد، نهاده‌های مختلف (نظیر ماشین‌آلات کشاورزی و چاه ها) و تراکتور و نیروی کار، پایین‌تر از حد انتظار مورد استفاده قرار می‌گیرند. لذا اگر سطح زیرکشت به طور مناسب در دسترس‌باشد، استفادهٔ بهینه‌از نهاده‌های‌اصلی را تضمین‌خواهد کرد و بهره‌وری کل عوامل تولید را افزایش خواهد داد (Ahmad and Chin Theng Heng, 2012).

ضریب مکانیزاسیون بخش کشاورزی: با افزایش ضریب مکانیزاسیون، تولیدات در بخش کشاورزی زیاد شده و افزایش سطح مکانیزاسیون باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار و در نتیجه افزایش سطح تولید و افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید می‌گردد (اثنی‌عشری و همکاران، ۱۳۸۹).

شدت سرمایه: اگر موجودی سرمایه فیزیکی در اقتصاد دارای رشد بیشتری نسبت به نیروی کار باشد، این امر موجب افزایش نسبت موجودی سرمایه فیزیکی به نیروی کار (شدت سرمایه) و سبب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید می‌شود (شاه‌آبادی، ۱۳۸۶).

تورم: ثبات اقتصاد کلان را می توان از طریق نرخ پایین و ثابت تورم ارزیابی کرد. بی‌ثباتی اقتصاد کلان، به ویژه نرخ تورم بالاتر، اثر منفی بر عملکرد اقتصاد کلان خواهد داشت و رشد اقتصادی را از طریق تأثیر آن در بهره‌وری کل عوامل تولید کاهش خواهد داد (شاه‌آبادی، ۱۳۸۶).

مخارج آموزشی: شاخص مخارج آموزشی تا حدودی مقیاس گسترده‌تری از سرمایه انسانی است. دخالت دولت در بازار برای آموزش و تحصیلات بالاتر، تخصیص منابع را بهبود بخشیده و از این‌طریق رشد بهره‌وری را در بلندمدت افزایش می‌دهد. شارپ (Sharpe, 1998) استدلال می‌کند که در یک محیط باثبات اقتصادی، حمایت دولت از آموزش و پرورش و آموزش عالی و تحقیق و توسعه بهره وری کل اقتصاد را بهبود می بخشد.

درجهٔ باز بودن اقتصاد: درجهٔ باز بودن اقتصاد از طریق نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP یا میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سنجیده می‌شود. اقتصادهای بازتر می‌توانند از طریق دسترسی بیشتر به کالاهای واسطه‌ای وارداتی ارزان‌تر، بازارهای بزرگ تر و فناوری پیشرفته‌تر و مؤثر در TFP به سرعت رشد کنند (Khan, 2006).

از این رو، بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی تابعی از متغیرهای فوق در نظر گرفته می‌شود:

$$TFP_t = f(CD_t, AUC, TR_t, \text{CPI}, \text{KL}, \text{EDU}, \text{OPEN}) \qquad (۲)$$

که در آن CD_t اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی، TR_t ضریب مکانیزاسیون بخش کشاورزی، AUC سطح زیرکشت محصولات کشاورزی[1]، سطح عمومی قیمت ها (CPI)، شدت استفاده از سرمایه (KL)، مخارج آموزشی (EDU) و درجهٔ باز بودن اقتصاد ($OPEN$) می‌باشد. در این مطالعه از تبدیل لگاریتمی متغیرها در براورد مدل استفاده گردید. برای انتخاب فرم لگاریتمی از آزمون d کمک گرفته شد. بدین منظور هر دو مدل خطی و لگاریتمی براورد و از رابطه زیر آماره d محاسبه شد (محمودگردی و همکاران، ۱۳۹۱؛ رائو و میلر، ۱۳۷۰):

1. Area Under Crops

$$d = \frac{N}{2}\left|Log(\frac{c^2\sum e_{1t}^2}{\sum e_{2t}^2})\right|$$

که در آن N تعداد نمونه‌ها، c معکوس میانگین هندسی متغیر وابسته در مدل خطی، e_{1t} پسماند مدل خطی و e_{2t} پسماند مدل لگاریتمی است.

در این تحقیق روابط بلندمدت و آثار متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل مورد نظر با استفاده از روش هم‌جمعی آزمون‌کرانه‌ها[1]، که توسط‌پسران و همکاران(Pesaran et al., 2001) ارائه گردید، بررسی شد. این امر تخمین رابطهٔ هم جمعی به وسیلهٔ روش حداقل، مربعات معمولی را زمانی ممکن می‌سازد که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد. این روش به سه دلیل مورد استفاده قرار گرفت: اول اینکه نسبت به سایر روش‌های آزمون هم جمعی مانند روش یوهانسن ساده می‌باشد، دوم اینکه روش آزمون کرانه‌ها بر خلاف سایر روش‌ها مانند یوهانسن نیازمند آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد استفاده در مدل نمی‌باشد و صرف‌نظر از اینکه همهٔ متغیرها I(0)یا I(1) یا جمعی از درجات متفاوت I(0) و I(1) باشند، قابل استفاده می‌باشد و سوم اینکه آزمون مذکور در نمونه‌های محدود و کوچک کارایی نسبتاً بالایی دارد (Pesaran & Smith, 1998).

آزمون کرانه‌ها

به تبعیت از پسران و همکاران (۲۰۰۱)، روش آزمون کرانه‌ها با مدلسازی رابطهٔ بلندمدت به عنوان یک مدل خودبازگشتی برداری (VAR) از رتبه ρ در z_t به کار برده می‌شود:

$$z_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p}\phi_i z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad t = 1,2,3,...,T \qquad (۳)$$

که در آن c_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها، و β یک بردار (k+1) از ضرایب روند[2] می‌باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۱) VECM[1] را برای رابطهٔ فوق به صورت زیر به دست آوردند:

1. Bounds test
2. Trend

$$\Delta z_t = c_0 + \beta_t + \pi z_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad t = 1,2,3,...,T \qquad (۴)$$

در رابطهٔ فوق $\pi = I_{k+1} \sum_{i=1}^{p} \psi_i$ و $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} \psi_i, i = 1,2,..., p-1$ به ترتیب حاوی اطلاعات بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشند. z_t برداری از متغیرهای y_t و x_t است. y_t بردار متغیرهای وابسته I(1) می‌باشد که با $LTFP_t$ تعریف شده است. در این مدل $x_t = [LCD_t, LAUC, LTR_t, LX]$ یک ماتریس برداری از رگرسورهای I(0) و I(1) است، $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر، (i,i,d)[2] و واریانس همسان فرض شده است.

برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها توسط نارایان (Narayan, 2005) در آزمون در نظر گرفته شده است: کرانهٔ پایین برای رگرسورهای I(0) و کرانهٔ بالا برای رگرسورهای I(1). اگر آمارهٔ F بزرگ تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجهٔ هم جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس، اگر آمارهٔ آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانهٔ پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آمارهٔ آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، نتیجهٔ آزمون نامشخص می‌باشد. در گام دوم، بعد از اینکه آزمون هم جمعی انجام شد، مدل $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4)$ شرطی زیر برای تعیین ضرایب بلندمدت تخمین زده می‌شود:

$$LTFP_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_1 LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 LCD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 LAUC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 LTR_{t-i} + + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 LX_{t-i} + \psi D_t + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

البته پیش از تخمین ضرایب بلندمدت باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4)$ انتخاب گردد. با توجه به حجم کم داده‌های مورد استفاده، از معیار SBC با حداکثر دو وقفه برای انتخاب مدل بهینه استفاده شد (Pesaran & Smith,1998). درگام بعد، روابط کوتاه‌مدت به وسیلهٔ تخمین ECM زیر به دست می‌آید:

$$\Delta LTFP_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta LTFP_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \eta_i \Delta LCD_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \theta_i \Delta LAUC_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \lambda_i \Delta LTR_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} \mu_i \Delta LX_{t-i} + \upsilon ECM_{t-1} + \varepsilon \qquad (۶)$$

1. Vector Error Correction Model
2. Identically and Independently Distributed

در رابطهٔ فوق $\mu,\phi,\eta,\theta,\lambda$ ضرایب کوتاه‌مدت پویای هم جمعی مدل‌ها به سمت تعادل و υ سرعت تعدیل می‌باشد.

دورهٔ زمانی مورد مطالعه شامل سالهای ۱۳۵۲-۱۳۸۹ می‌باشد. داده‌های بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی با به کارگیری تابع تولید کاب‌داگلاس و مقادیر به دست آمده برای بهره‌وری نیروی کار و سرمایه توسط مهرآرا و احمدزاده (۱۳۸۸) محاسبه شد. داده‌های ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی، موجودی سرمایه بخش کشاورزی و شاخص قیمت مصرف کننده از بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی بانک مرکزی گرفته شد. داده‌های جمعیت شاغلان بخش کشاورزی از دفتر نظارت برنامه، معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری، و ضریب مکانیزاسیون بخش کشاورزی از داده‌های بانک جهانی گردآوری شده‌اند. داده‌های اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی و مخارج آموزشی از قانون بودجه سال‌های مختلف جمع‌آوری شد. در نهایت، داده‌های مربوط به سطح زیرکشت محصولات کشاورزی از سالنامه‌های آماری سال های مختلف و بانک اطلاعات سری های زمانی اقتصادی بانک مرکزی به دست آمد. برای براورد مدل ها و انجام آزمون‌های مورد نیاز نیز از نرم‌افزارهای Eviews و Microfit استفاده گردید.

نتایج و بحث

نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) در جدول ۱ ارائه شده است. مشاهده می‌شود که کلیه متغیرها، به استثنای لگاریتم ضریب مکانیزاسیون، مطابق هر دو آزمون در سطح غیر ایستا بوده و بعد از یک بار تفاضل‌گیری در سطح معناداری ۱٪ ایستا می‌شوند. لگاریتم ضریب مکانیزاسیون در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند در سطح معناداری ۱٪ ایستا می‌باشد و در سایر حالت‌ها جمعی از درجه یک است.

با توجه به اینکه هیچ کدام از متغیرها جمعی از درجه دو نمی‌باشند، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرها استفاده شد. در صورت وجود هم‌جمعی، مدل $ARDL$ شرطی بیان شده در رابطهٔ ۵ براورد و درگام بعد پارامترهای کوتاه‌مدت و بلندمدت به دست آمد.

برای انتخاب فرم تابعی مناسب، آمارهٔ d به صورت زیر محاسبه شد:

$$d = \frac{۳۸}{۲}\left|Log(\frac{(۰/۸۴)^{۲}(۰/۰۴)}{۰/۰۰۷})\right| = ۱۰/۹۰$$

با توجه به اینکه مقدار آمارهٔ d (۱۰/۹۰) محاسباتی (دارای توزیع $\chi^{۲}$ با یک درجه آزادی) از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۹ درصد (۶/۶۳۵) بیشتر است، فرضیهٔ صفر پذیرفته نمی‌شود. لذا مجموع مجذور پسماندها به طور معناداری در مدل لگاریتمی کمتر بوده و بنابراین، مدل لگاریتمی به عنوان مدل بهتر انتخاب گردید.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون

ΔLTR_t	LTR_t	$\Delta LAUC_t$	$LAUC_t$	ΔLCD_t	LCD_t	$\Delta LTFP_t$	$LTFP_t$	
-۵/۱۷***	-۳/۶۱***	-۷/۳۰***	-۲/۱۱	-۶/۲۰***	-۰/۶۵	-۷/۹۱***	-۱/۳۵	$\tau_\mu(ADF)$
-۵/۸۷***	-۲/۳۶	-۷/۱۹***	-۲/۷۷	-۶/۱۷***	-۲/۰۶	-۷/۹۸***	-۱/۶۳	$\tau_T(ADF)$
-۲/۱۱**	۴/۸۷	-۷/۳۶***	۰/۳۱	-۵/۶۱***	۲/۴۰	-۷/۱۹***	۱/۳۵	$\tau(ADF)$
-۵/۲۴***	-۳/۷۵***	-۷/۸۷***	-۲/۱۱	-۶/۲۲***	-۰/۶۳	-۷/۹۵***	-۱/۱۱	$\tau_\mu(PP)$
-۵/۸۸***	-۲/۳۷	-۷/۷۲***	-۲/۷۵	-۶/۲۲***	-۲/۱۷	-۸/۱۸***	-۱/۴۴	$\tau_T(PP)$
-۳/۵۵***	۳/۴۷	-۷/۷۰***	۰/۵۰	-۵/۶۲***	۲/۷۱	-۷/۱۴***	۱/۶۴	$\tau(PP)$
I(۰)	I(۰)	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	نتیجه آزمون
$\Delta LOPEN_t$	$LOPEN_t$	$\Delta LEDU_t$	$LEDU_t$	$\Delta LCPI_t$	$LCPI_t$	ΔLKL_t	LKL_t	
-۵/۳۶***	-۲/۴۶	-۵/۴۰***	-۰/۷۵	-۳/۷۶***	-۰/۳۶	-۳/۳۷***	-۰/۹۲	$\tau_\mu(ADF)$
-۵/۳۷***	-۲/۲۹	-۲/۲۰	-۳/۷۴**	-۳/۷۰**	-۲/۱۵	-۳/۶**	-۱/۵۱	$\tau_T(ADF)$
-۵/۳۵**	۰/۳۸	-۱/۱۷	۸/۰۸	-۱/۲۸	۱/۳۵	-۳/۰۶***	-۱/۳۷	$\tau(ADF)$
-۵/۳۷***	-۲/۴۶	-۵/۴۴***	-۰/۶۶	-۳/۵۸***	-۰/۱۳	-۳/۷۵***	-۱/۰۷	$\tau_\mu(PP)$
-۵/۳۷***	-۲/۲۹	-۵/۳۳***	-۲/۰۶	-۳/۵۰**	-۱/۷۶	-۴/۱۴***	-۲/۱۹	$\tau_T(PP)$
-۵/۳۶***	۰/۳۲	-۲/۵۸***	۵/۴۶	-۱/۰۵	۴/۱۹	-۳/۲۹***	-۳/۰۰***	$\tau(PP)$
I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	نتیجه آزمون

مأخذ: یافته های تحقیق ***، ** و * به ترتیب: معنیدار در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪

توضیحات: τ_μ آمارهٔ آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند، τ_T آمارهٔ آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند و τ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است. Δ تفاضل مرتبه اول است.

در ادامه، به بررسی هم جمعی بین متغیرهای مدل پرداخته شده است. به تبعیت از قاتیرچی‌اغلو (Katircioglu, 2009) و با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آمارهٔ F از مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۵) استفاده شد. آمارهٔ F به دست آمده از این آزمون برای مدل با عرض از مبدأ و عرض از مبدأ و روند به ترتیب برابر با ۸/۵۸ و ۷/۳۹ می‌باشد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگ تر از مقدار بحرانی کرانهٔ بالا (۶/۳۶ و ۷/۱۷) می‌باشند. بنابراین، بدون توجه به درجه هم جمعی متغیرها، فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود.

آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL(0,2,2,1,1,0,2,1) در جدول ۲ آورده شده است. با توجه به احتمال مربوط به ضریب F و احتمال مربوط به ضریب لاگرانژ، که به ترتیب برابر ۰/۶۴ و ۰/۵۳ می‌باشد، فرض همسانی واریانس در بین اجزای اخلال را نمی‌توان رد نمود، بنابراین، ناهمسانی واریانس در بین اجزای اخلال وجود ندارد.

جدول ۲. نتیجه آزمون ناهمسانی واریانس

	آماره	احتمال
F-statistic	۰/۸۳	(۰/۶۴)
Obs*R-squared	۱۵/۸۶	(۰/۵۳)

مأخذ: یافته های تحقیق

براورد ضرایب بلندمدت مدل

نتایج تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL در جدول ۳ آورده شده است. مشاهده می‌شود که احتمال مربوط به ضریب درجهٔ باز بودن اقتصاد در سطح ۱۰٪ و ضریب سایر متغیرها در سطح ۱٪ معنی‌دار و بیانگر این است که اعتبارات بخش کشاورزی یکی از عوامل افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی بوده است. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول مذکور می‌توان گفت که با افزایش اعتبارات بخش کشاورزی به اندازهٔ

۱٪، بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور به طور متوسط در بلندمدت حدود ۰/۰۷ درصد افزایش می‌یابد. این نتایج حاکی از این است که اعتبارات بخش کشاورزی با کمک به توسعه و نیز تکمیل، تجهیز و تأمین ماشین‌آلات و کالاهای سرمایه‌ای مورد نیاز کشاورزان و اجرای برنامه‌های ساماندهی اراضی کشاورزی و برنامه‌های راهبری افزایش محصولات کشاورزی تأثیر معنی‌داری در افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی داشته است.

نتایج بلندمدت الگو گویای تأثیر مثبت سطح زیرکشت محصولات کشاورزی بر بهره‌وری کل عوامل تولید این بخش است. همان‌طور که در جدول ۲ مشخص است، ضریب سطح زیرکشت محصولات کشاورزی در بلندمدت ۰/۴۶ بوده است؛ به عبارت دیگر، افزایش یک درصدی در سطح زیرکشت محصولات کشاورزی بهره‌وری کل عوامل تولید این بخش را ۰/۴۶ درصد افزایش می‌دهد. بر اساس این نتیجه، افزایش سطح زیرکشت محصولات کشاورزی، با افزایش تولیدات این بخش، بهره‌وری کل عوامل تولید را افزایش می‌دهد. لذا برنامه‌ریزی برای استفاده از زمین های مستعد و افزایش سطح زیرکشت محصولات کشاورزی افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید این بخش را به دنبال خواهد داشت.

با افزایش ضریب مکانیزاسیون در بخش کشاورزی به اندازه ۱٪ بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی به طور متوسط ۰/۱۹ درصد در بلندمدت افزایش می‌یابد. این نتایج مطابق با انتظار تئوریک نیز می‌باشد. این نتیجه حاکی از این است که استفاده از شیوه‌های نوین بهره‌برداری کشاورزی و توسعهٔ مهارت‌های حرفه‌ای بهره‌برداران و تولیدکنندگان، با اعمال روش‌های نوین مدیریت مزرعه، به افزایش بهره وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی منجر خواهد شد؛ به عبارت دیگر، حرکت به سمت کشاورزی پیشرفته و مکانیزه به منزلهٔ استفاده بهینه از منابع آب و خاک و افزایش عملکرد محصول است و آشنایی هرچه بیشتر کشاورزان با تجهیزات پیشرفته و مکانیزه کشاورزی نقش مؤثری در افزایش بهره وری عوامل تولید این بخش دارد.

ضریب متغیر شدت استفاده از سرمایه (LKL_t) نیز به عنوان یکی از متغیرهای کنترل در سطح ۱٪ دارای تأثیر معنادار بر بهره‌وری بخش کشاورزی است و علامت مربوط به ضریب آن نیز منفی است. این نتیجه گویای این است که در ایران تخصیص کار و سرمایه در بخش کشاورزی مناسب نبوده و از نهاده سرمایه به صورت غیر اقتصادی و بیش از حد نیاز استفاده شده و علی رغم افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش، رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی بسیار محدود بوده و در مجموع، بهره‌وری کل عوامل تولید این بخش کاهش یافته است. همچنین این نتایج با توجه به یافته‌های مطالعه مهرآرا و احمدزاده (۱۳۸۸) قابل توضیح است. در طول دورهٔ مورد بررسی، خصوصاً طی برنامه‌های اول و دوم و سوم توسعه، علی رغم افزایش شدت سرمایه، رشد بهره‌وری نیروی کار و سرمایه در این بخش منفی بوده است و در نتیجه، با کاهش رشد بهره‌وری کار و سرمایه در بخش کشاورزی، وضعیت بهره‌وری کل عوامل تولید در این بخش نیز بدتر شده است.

سطح عمومی قیمت ها ($LCPI_t$) در سطح ۱٪ دارای تأثیر معنی‌دار در بهره‌وری بخش کشاورزی است و علامت مربوط به ضریب آن نیز منفی می باشد. ضریب منفی سطح عمومی قیمت ها بیانگر این است که نرخ تورم، با افزایش بی‌ثباتی اقتصادی، بر عملکرد بخش کشاورزی اثر منفی خواهد داشت و بهره‌وری کل عوامل تولید را کاهش خواهد داد.

مخارج آموزشی ($LEDU$) نیز به عنوان یکی دیگر از متغیرهای کنترل در سطح ۱٪ دارای تأثیر معنی‌دار در بهره‌وری بخش کشاورزی و علامت مربوط به ضریب آن نیز مثبت است. شاخص مخارج آموزشی تا حدودی مقیاس گسترده‌تری از سرمایه انسانی است. دخالت دولت در بازار برای آموزش و تحصیلات بالاتر تخصیص منابع را بهبود بخشیده و از این طریق رشد بهره وری را در بلندمدت افزایش داده است. سرمایه گذاری در آموزش نهادهٔ کار ماهر و متخصص بیشتری را ایجاد می‌کند. با توجه به اینکه کارگران ماهر بهتر قادرند با اقتصاد دانش‌محور و پویا خود را وفق دهند، این امر منجر به بهبود بهره‌وری می‌گردد.

ضریب بلندمدت مربوط به درجهٔ باز بودن اقتصادی مثبت بوده و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشد و حاکی از این است که با افزایش درجهٔ باز بودن اقتصاد به اندازه ۱٪ بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور به طور متوسط در بلندمدت حدود ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد. علامت مثبت ضریب مذکور مطابق انتظار می‌باشد، زیرا اقتصادهای بازتر به کالاهای واسطه‌ای وارداتی و فناوری پیشرفته‌تر دسترسی سریعی دارند که در رشد بهره‌وری عوامل تولید تأثیر بالایی دارند (Khan, 2006).

جدول ۳. نتایج تخمین ضرایب بلندمدت الگو

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی (LCD_t)	۰/۰۷***	۰/۰۲	۲/۸۴
سطح زیرکشت محصولات کشاورزی ($LAUC_t$)	۰/۴۶***	۰/۰۹	۵/۴۳
ضریب مکانیزاسیون (LTR_t)	۰/۱۹***	۰/۰۵	۳/۶۶
شدت سرمایه (LKL_t)	-۰/۶۸***	۰/۰۷	-۹/۵۲
سطح عمومی قیمت ها (LCPI)	-۰/۳۶***	۰/۰۸	-۴/۵۲
مخارج آموزشی ($LEDU$)	۰/۲۶***	۰/۰۵	۴/۷۴
درجه باز بودن اقتصاد ($LOPEN$)	۰/۰۸*	۰/۰۵	۱/۷۴
جزء ثابت (C)	-۱۱/۱۳***	۱/۰۶	-۱۰/۴۷

مأخذ: یافته های تحقیق

*** و *: معنی‌داری به ترتیب در سطح ۱٪ و ۱۰٪.

براورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل

در جدول ۴ نتایج تخمین مدل تصحیح خطا با استفاده از روش ARDL ارائه شده است. همان گونه که مشاهده می‌شود، تأثیر کوتاه‌مدت سطح زیرکشت محصولات کشاورزی، شدت سرمایه، وقفه اول تفاضل سطح عمومی قیمت ها و مخارج آموزشی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی در سطح بحرانی ۱ درصد معنادار می‌باشند. ضریب درجهٔ باز

بودن اقتصاد در سطح بحرانی ۵ درصد معنادار می‌باشد و تأثیر کوتاه‌مدت اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی، ضریب مکانیزاسیون و سطح عمومی قیمت ها در بهره‌وری بخش کشاورزی معنادار نمی‌باشند. ضریب جملهٔ تصحیح خطا ۰/۹۲- به دست آمد که کاملاً معنادار و مطابق انتظار می‌باشد و نشان می‌دهد که ۹۲ درصد از انحرافات بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی از مقدار تعادلی بلندمدت در هر دوره تعدیل می‌شود.

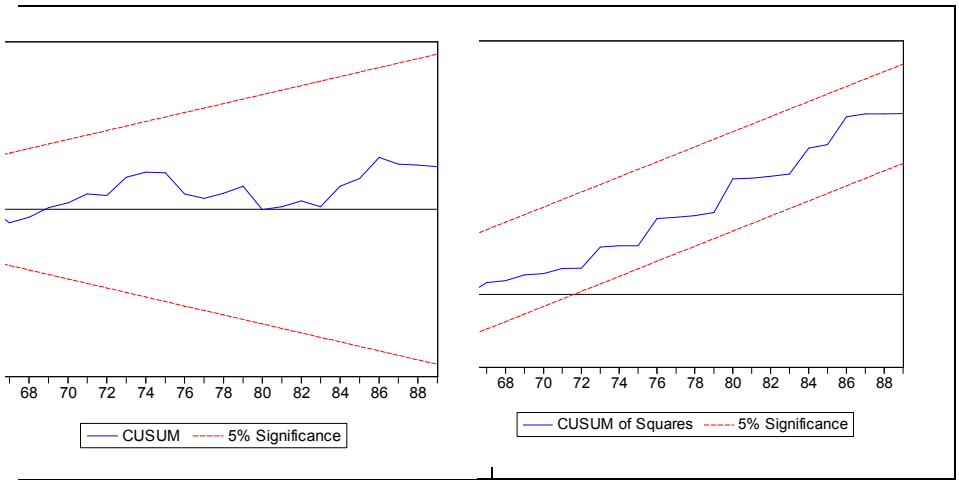
جدول ۴. نتایج براورد ضرایب کوتاه مدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
تفاضل اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی ($dLCD_t$)	۰/۰۰۳-	۰/۰۱۴	۰/۱۸-
تفاضل سطح زیرکشت محصولات کشاورزی ($dLAUC_t$)	۰/۳۷***	۰/۰۵۲	۷/۰۵
تفاضل ضریب مکانیزاسیون ($dLTR_t$)	۰/۰۲۴-	۰/۰۵۳	۰/۴۵-
تفاضل شدت سرمایه ($dLKL_t$)	۰/۴۷***	۰/۰۸	۵/۹۳-
تفاضل سطح عمومی قیمت ها (dLCPI)	۰/۰۰۳-	۰/۰۷	۰/۰۴-
وقفه اول تفاضل سطح عمومی قیمت ها ((dLCPI(-1))	۰/۲۱۲***	۰/۰۷	۳/۲۲-
تفاضل مخارج آموزشی ($dLEDU$)	۰/۱۲***	۰/۰۴	۳/۱۳
تفاضل درجه باز بودن اقتصاد ($dLOPEN$)	۰/۰۸**	۰/۰۳۵	۲/۳۳-
تفاضل ضریب ثابت (dC)	۰/۰۰۶	۰/۰۲	۰/۳۴
جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1})	۰/۹۲***	۰/۱۲	۷/۴۹-

مأخذ: یافته های تحقیق

*** و ** به ترتیب: معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪.

در نمودار ۱ نتیجه آزمون CUSUM و CUSUMQ جهت بررسی ثبات ضرایب در مدل ARDL(0,2,2,1,1,0,2,1) آورده شده است. با توجه به اینکه منحنی ترسیم شده در هیچ نقطه‌ای خارج از خطوط مربوط به مقادیر بحرانی نیست، بنابراین، در سطح ۵٪ می‌توان در دورهٔ مورد بررسی پایداری ضرایب مدل ARDL را در بلندمدت پذیرفت.



نمودار ۱. نتیجه آزمون CUSUM و CUSUMQ جهت بررسی ثبات ضرایب مدل

جمع‌بندی و پیشنهاد

این مقاله با استفاده از روش ARDL به بررسی تأثیر اعتبارات دولتی در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی، با به کارگیری داده‌های سالانه ایران طی دوره ۱۳۵۲–۱۳۸۹پرداخت. مطابق تخمین ضرایب بلندمدت، تأثیر بلندمدت تمام متغیرها در سطح معناداری ۱٪ بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی تأیید شد و با افزایش اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی به اندازه ۱٪، بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور به طور متوسط در بلندمدت حدود ۰/۰۷ درصد افزایش می‌یابد. در مدل تصحیح خطا احتمال مربوط به ضریب اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی معنادار نمی‌باشد و از این رو، تأثیر کوتاه‌مدت این متغیر بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید قابل تأیید نمی‌باشد. بر اساس نتایج، سطح زیرکشت محصولات کشاورزی، مخارج آموزشی و ضریب مکانیزاسیون به ترتیب بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی دارند و درجهٔ باز بودن اقتصاد و اعتبارات دولتی از لحاظ تأثیرگذاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی بعد از متغیرهای مذکور قرار دارند.

احمد و چین تن هنگ (۲۰۱۲) تأثیر مثبت و معنی‌دار اعتبارات در رشد بهره‌وری بخش کشاورزی را به دست آوردند. نصابیان و خلج (۱۳۸۲) عنوان نموده‌اند که اعتبارات بانک کشاورزی ارتباط بلندمدتی با ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی ندارد. با توجه به اینکه نتایج تحقیق حاضر حاکی از تأثیر معنادار اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی بر بهره‌وری بخش کشاورزی می‌باشد، می‌توان گفت که نتایج این تحقیق با نتایج احمد و چین تن هنگ (۲۰۱۲) و اغلب مطالعات تجربی انجام شده در ایران نظیر تحقیق زارع (۱۳۷۶) همسو بوده و با تحقیق نصابیان و خلج (۱۳۸۲) ناهمسو می‌باشد. علت این عدم همسویی این است که اعتبارات اعطایی دولت به بخش کشاورزی باعث ایجاد و توسعه زیرساخت های اقتصادی بخش کشاورزی شده و با کمک به توسعه و نیز تکمیل، تجهیز و تأمین ماشین‌آلات و کالاهای سرمایه‌ای مورد نیاز کشاورزان به عنوان مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی عمل نموده است، ولی همان گونه که نصابیان و خلج (۱۳۸۲) نیز اشاره کرده‌اند، اعتبارات بانک کشاورزی بیشتر به صورت جاری و به دلیل افزایش قیمت نهاده‌های کشاورزی پرداخت شده و به شکل سرمایه‌ای نبوده است.

با توجه به یافته‌های تحقیق حاضر پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

۱. به دلیل تأثیر مثبت اعتبارات دولتی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی، افزایش اعتبارات بخش کشاورزی می‌تواند در ارتقای بهره‌وری و تولیدات بخش کشاورزی مؤثر واقع شود.

۲. نظر به تأثیر مثبت سطح زیرکشت محصولات کشاورزی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی، برنامه‌ریزی برای استفاده از زمین های مستعد و افزایش سطح زیرکشت محصولات کشاورزی مورد توجه قرار گیرد.

۳. با توجه به تأثیر مثبت مخارج آموزشی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و ضریب بالای آن، تخصیص اعتبارات لازم برای آموزش کشاورزان و توسعه مهارت‌های حرفه‌ای بهره‌برداران بیش از پیش مورد توجه قرار گیرد.

۴. به دلیل تأثیر مثبت ضریب مکانیزاسیون بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزیو با توجه به روند رشد سریع‌فناوری، استفاده از شیوه‌های‌نوین و روزآمد فناوری‌های کشاورزی نظیر تراکتورها، کمباین‌ها و سم‌پاش‌های خودکار مجهز به GPS و حرکت به سمت کشاورزی مدرن و مکانیزه و استفادهٔ بهینه از منابع آب و خاک موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید و ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی خواهد شد.

منابع

۱. اکبری، ن.، سامتی، م. و هادیان، و. ۱۳۸۲. بررسی تأثیر هزینه‌های دولت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۱ (۴۱ و ۴۲): ۱۳۷-۱۶۶.

۲. بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی. قابل دسترس در: http://tsd.cbi.ir.

۳. پایگاه نشریات مرکز آمار ایران. قابل دسترس در: http://amar.sci.org.ir.

۴. رائو، پ. و راجرلروی، م. ۱۳۷۰. اقتصادسنجی کاربردی. ترجمهٔ دکتر حمید ابریشمی. تهران: انتشارات مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی وابسته به بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. چاپ اول.

۵. رکن‌الدین افتخاری، ع.، عینالی، ج. و سجاسی قیداری، ح. ۱۳۸۵. ارزیابی آثار عملکرد اعتبارات خرد بانکی در توسعه‌ی کشاورزی: مطالعه موردی تعاونی‌های خودجوش روستایی شهرستان خدابنده. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۴ (۵۶): ۴۵- ۷۶.

۶. زارع، ا. ۱۳۷۶. بررسی و ارزیابی آثار تولیدی اعتبارات تخصیص یافته به بخش کشاورزی توسط هر یک از بانک‌های ملی و کشاورزی. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد. دانشکدهٔ کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.

۷. شهبازی، ک.، عبداله‌نژاد، چ. و سنگین‌آبادی، ب. ۱۳۹۰. بررسی رابطه علیت گرنجری تسهیلات بانک کشاورزی و رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران. دومین همایش ملی اقتصاد ایران. بابلسر.

۸. قربانی، ا. ۱۳۸۶. براورد اثر اعتبارات بانکی و بودجهٔ دولتی بر تولیدات بخش کشاورزی. ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی.

۹. محمودگُردی ر.، خلیلیان، ص. و مرتضوی، س. ا. ۱۳۹۱. بررسی تأثیر سیاستهای پولی و مالی در سرمایه گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۲۰ (۷۷): ۸۱- ۱۰۹.

۱۰. مطیعی، ن.، ایروانی، ه. و بختیاری، ص. ۱۳۸۹. تحلیل عوامل مؤثر بر توسعه‌ی زیربخش زراعت در استان زنجان (با تأکید بر اعتبارات عمرانی دولت). *تحقیقات اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی ایران*، ۴۱ (۳): ۸۵- ۱۰۴.

۱۱. مهرآرا، م. و احمدزاده، ا. ۱۳۸۸. بررسی نقش بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد تولیدات بخش‌های عمده اقتصادی ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۴ (۲): ۱- ۲۴.

۱۲. نصابیان، ش. و خلج، ا. ۱۳۸۳. آثار اعتبارات بانک کشاورزی بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱ (۱۲): ۳۷- ۵۶.

13. Akram, W., Hussein, Z., Sabir, H.M. and Hussein, I. 2008. Impact of agriculture credit on growth and poverty in Pakistan (time series analysis through error correction model). *European Journal of Scientific Research*, 23 (2): 243-251.

14. Ahmad K., Chin Theng Heng, A. 2012. Determinants of agriculture productivity growth in Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 95: 163-172.

15. Carter, M. R. 1989. The impact of credit on peasant productivity and differentiation in Nicaragua. *Journal of Development Economics*, 31(1):13-36.

16. Katircioglu, S.T. 2009. Higher education and economic growth. *International Journal of Economics Perspectives*, 1-17.

17. Khan, S.U. 2006. Macro determinants of total factor productivity in Pakistan. *SBP Research Bulletin*, 2 (2): 383-401.

18. Mohieldin, M.S. and Wright, P.W. 2000. Formal credit market in economic development and cultural change. *Development and Cultural Change*, 48 (3): 57- 67.

19. Narayan, P. K. 2005. The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration Tests. *Applied Economics*, 37 (17): 1979–1990.

20. Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289 – 326.

21. Pesaran, M. H. & Smith, AR. J. 1998. Structural analysis of cointegration VARS. *Journal of Economic Surveys,* 12(5): 471-505.