اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیست و یکم، شماره ۸۱، بهار ۱۳۹۲

تحلیل سهم اعتبارات بانک کشاورزی در بخش کشاورزی ایران

هیمن نادر*، امید زمانی**، سمیرا سلطانی***، دکتر افشین امجدی****

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۰/۳ تاریخ پذیرش: ۹۱/۵/۱

چکیده

سرمایه یکی از عوامل مهم در تولید محصولات کشاورزی است و بانک کشاورزی به‌عنوان مهمترین بانک اعطاکننده اعتبار به بخش کشاورزی، نقش مؤثری در تأمین سرمایه مورد نیاز این بخش دارد. بر همین اساس در تحقیق حاضر نقش سهم اعتبارات تخصیص‌یافته بانک کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی و همچنین تقاضای بالقوه نظام کشاورزی برای اعتبارات طی سالهای ۱۳۶۳-۱۳۸۵ مطالعه شد. همچنین با ارائه منحنی تقاضای اعتبارات، به تجزیه و تحلیل سهم اعتبارات پرداخته شد. در بخش دیگری از این تحقیق، به منظور تحلیل ارزش‌افزوده مورد انتظار، روش سیستم معادلات همزمان به کار رفت. نتایج معادلات همزمان

* دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت

**** دکترای اقتصاد کشاورزی و مدیرگروه پژوهشی سیاستهای حمایتی موسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی (نویسنده مسئول) e-mail: afshinamjadi@yahoo.com

ارزش‌افزوده موردانتظار و قیمت مورد انتظار نشاندهنده با کشش بودن ارزش‌افزوده سال جاری و همچنین قیمت سال جاری محصولات است. همچنین نتایج بررسی منحنی تقاضای اعتبارات نشان داد که سهم چشمگیری از سرمایه مورد نیاز کشاورز در فرایند تولید توسط سرمایه شخصی کشاورز تأمین می‌شود. بنابراین در راستای اهداف توسعه کشور، توجه بیشتر به اعطای تسهیلات‌به منظور نیاز سرمایه‌ای کشاورزان می‌تواند کمک شایانی‌به این‌بخش‌مهم‌اقتصادی کند.

طبقه‌بندی JEL: C02، C12، C32، G21

کلیدواژه‌ها:

اعتبارات، ارزش‌افزوده، معادلات همزمان، بانک کشاورزی

مقدمه

یکی‌از موانع اصلی رشد و توسعه اقتصادی هر بخش تولیدی، به ویژه بخش کشاورزی، کمبود سرمایه و عدم به‌کارگیری درست و اصولی منابع سرمایه‌ای موجود است. در این میان، در بسیاری از مواقع، فعالیتهای بخش کشاورزی با توجه به پراکنش مزارع کشاورزی و دسترسی محدود کشاورزان به اطلاعات و امکانات در کوتاه‌مدت، فعالیتی کم‌بازده تلقی شده و همواره برای سرمایه مورد نیاز خود با مشکل مواجه است (صامتی و فرامرزپور، ۱۳۸۳). ادامه این وضعیت، توسعه مناطق روستایی و کشاورزی و تولیدات مواد غذایی را در بلندمدت به مخاطره می‌اندازد. به همین دلیل در تمامی کشورهای توسعه‌یافته و اغلب کشورهای در حال توسعه، دولتها خود را موظف به حمایت از بخش کشاورزی نموده‌اند (پورآقاجان و احمدپور، ۱۳۸۶). یکی از راه‌های تأمین سرمایه بنگاه‌های اقتصادی، اعطای اعتبار از سوی نظام بانکی هر کشور به بخشهای اقتصادی است. بر همین اساس، طی چند سال گذشته به منظور حمایت از بخشهای اقتصادی از جمله بخش کشاورزی، اعطای تسهیلات تکلیفی و غیرتکلیفی به‌عنوان ابزاری برای رشد و توسعه این بخش در دستور کار بانکهای تخصصی قرار گرفت (لطفی و احمدزاده ماشین‌چی، ۱۳۸۶).

فصلی بودن تولیدات کشاورزی همواره شکافی بین پرداختیها و دریافتیهای کشاورزی ایجاد می‌کند. بنابراین، کشاورزان برای پرداخت هزینه‌های جاری و سرمایه‌گذاری در امر کشاورزی نیازمند پس‌انداز درآمدهای گذشته و یا دریافت اعتبارات هستند؛ اما به دلیل درآمد پایین، امکان پس‌انداز کشاورزان بسیار کم است و لذا آنان به‌منظور تأمین هزینه‌های جاری و سرمایه‌ای خود نیاز به سرمایه دارند (صامتی و فرامرزپور، ۱۳۸۳).

اعتبارات بخش کشاورزی از منابع مختلفی می‌تواند تأمین گردد که در این میان بانکهای تجاری و بانک تخصصی کشاورزی به‌عنوان منابع رسمی و دلالان، سلف خران، دکانداران و واسطه‌ها به‌عنوان منابع غیررسمی می‌باشند (احمدپور برازجانی و حسینی‌پور، ۱۳۸۵). بالا بودن نرخ بهره منابع غیررسمی موجب بروز مشکلاتی برای کشاورزان در تأمین اعتبارات مورد نیاز بخش کشاورزی شده است به‌طوری که براساس نتایج حاصل از مطالعه عرب‌مازار و خدارحمی(۱۳۷۸)، کمتر از یک چهارم تسهیلات دریافت شده به‌وسیله کشاورزان از منابع غیررسمی اعتبار تأمین می‌گردد و لذا بررسی تأثیر اعتبارات بانکی بخش کشاورزی (به‌عنوان منبع اصلی سرمایه) بر این بخش حائز اهمیت است. در نظام بانکی ایران، بانک کشاورزی به‌عنوان مهمترین بانک اعطاکننده اعتبار به بخش کشاورزی، نقش مؤثری در تأمین سرمایه موردنیاز این بخش دارد. بر همین اساس دانستن میزان و شیوه تأثیر اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی بر رشد و توسعه بخش کشاورزی ضرورتی مهم است تا از این طریق برنامه‌ریزان و دولتمردان در راستای تهیه برنامه‌های توسعه بخش و تخصیص اعتبارات مورد نیاز اقدام نمایند (لطفی و احمدزاده ماشین‌چی، ۱۳۸۶).

بر همین اساس سلطانی (۱۳۸۲) به بررسی نرخ بازده سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و روند تغییرات آن در سالهای اخیر پرداخت. او با بیان اینکه بهره‌وری و کارایی سرمایه در بخش کشاورزی بالاتر از بخشهای دیگر است، اما نسبت سرمایه‌گذاری به ارزش افزوده در دوره مورد بررسی در بخش کشاورزی بسیار کمتر از بخشهای دیگر و نشاندهنده بی‌توجهی به این بخش بوده است، نتیجه گرفت که در فاصله زمانی مورد بررسی نرخ بازده سرمایه در

بخش کشاورزی دارای نوسانهای شدیدی بوده است، با این حال روند این نرخ صعودی براورد شده است.

صامتی و فرامرزپور (۱۳۸۳) موانع سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران را مورد بررسی قرار دادند و بیان کردند سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی علاوه بر اینکه موجب رشد تولید و اشتغال در این بخش می‌شود، با توجه به ارتباطات پسین و پیشین با سایر فعالیتهای اقتصادی، به رشد تولید و اشتغال در سایر بخشها نیز کمک می‌کند. بنابراین، ضرورت توجه بیشتر به این بخش مهم اقتصادی امری اجتناب‌ناپذیر است.

اشراقی و سلامی (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای به تأثیر یکسان‌سازی نرخ تسهیلات بانکی بر تخصیص اعتبارات به بخش کشاورزی پرداختند. آنان نتیجه گرفتند که تعیین نرخ یکسان ۱۶ درصد برای کلیه تسهیلات بانکی منجر به افزایش حدوداً ۹/۱ درصدی سهم بخش کشاورزی از کل تسهیلات بانک خواهد شد.

احمدپور برازجانی و حسینی‌پور (۱۳۸۵)، عوامل مؤثر بر تقاضای اعتبارات کشاورزی در سیستان را بررسی کردند. وی نتیجه گرفتند که زمین و نیروی کار در این مناطق فراوان است ولی سرمایه عامل محدودکننده فعالیتهای کشاورزی است. همچنین میزان تقاضا برای اعتبارات رابطهٔ مثبت با قیمت محصول دارد و به ازای ۱درصد افزایش قیمت محصول، تقاضای اعتبارات ۱/۸۵۹ درصد افزایش می‌یابد.

پریوش و ترکمانی(۱۳۸۶)، آثار توسعه بازارهای مالی بر رشد بخش کشاورزی را بررسی کردند. آنان نتیجه گرفتند آثار بازارهای مالی بر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی مثبت بوده است.

لطفی و احمدزاده ماشین‌چی (۱۳۸۶) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی تأثیر تسهیلات اعطایی از سوی بانکهای تخصصی به بخش کشاورزی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی» وجود همبستگی بین این دو متغیر را ثابت کردند.

پورآقاجان و احمدپور(۱۳۸۶) به بررسی آثار مالی- اقتصادی و اجتماعی تسهیلات اعطایی بانک کشاورزی به متقاضیان تسهیلات در شهرستان بابلسر پرداختند. آنها ضمن اشاره

به اهمیت نقش تسهیلات در اقتصاد، نتیجه گرفتند که اعطای تسهیلات اثری مثبت بر درآمد وام‌گیرندگان گذاشته است.

سنانایاک و هو (Senanaiak and Ho, 2002)، در مقاله‌ای به بررسی اعتبارات ارزان در ویتنام پرداختند. آنان نتیجه گرفتند که خانوارهای ثروتمند با وجودی که درصد کمی از جمعیت را شامل می‌شوند، ۳۳ درصد از اعتبارات ارزان را از آن خود می‌کنند. این در حالی است که خانوارهای با درآمد متوسط ۵۷ درصد و خانوارهای کم‌درآمد ۱۰ درصد از اعتبارات ارزان نصیبشان می‌شود.

گرانت و ویلا (Grant and Vella, 2004) در ایالات متحده، عرضه و تقاضای اعتبار در خانوارها را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد خانوارهای با مدیریت مرد و افراد متأهل بیشتر از افراد مجرد وام بیشتری برای مدیریت می‌طلبند. آنان اشاره کردند که عرضه اعتبارات همراه با افزایش سطح سواد، سن و درآمد بالا می‌رود.

چچورا (Cechura, 2006) در کشور چک به بررسی سهم اعتبارات در کشاورزی برای بهره‌برداری‌های بزرگ مقیاس پرداخت. او در قسمتی از مطالعه خود با بهره‌گیری از مدلهای اقتصادسنجی به تجزیه و تحلیل سهم اعتبارات کشاورزی پرداخت و نتیجه گرفت اعطای تسهیلات باعث بزرگ شدن مقیاس زمین مالکان شده و اثر مثبتی بر اقتصاد کشاورزی چک می‌گذارد. همچنین تسهیلات اعطایی به دلیل اینکه سهم زیادی از سرمایه مورد استفاده کشاورز را تشکیل می‌دهد، تأثیری مثبت در بهره‌وری بخش کشاورزی کشور چک گذاشته است.

با توجه به مطالب ذکر شده، در این تحقیق تلاش شده است نقش اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی در ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بررسی شود. همچنین با در نظر گرفتن نقش مهم اعتبارات اعطایی، به بررسی تقاضای بالقوه نظام کشاورزی برای اعتبارات طی سالهای ۱۳۶۳-۱۳۸۵ و تعیین سهم تسهیلات اعطایی بانک کشاورزی از سرمایه خود کشاورز پرداخته می‌شود.

مواد و روشها

هدف و ایده مدل سهمیه‌بندی اعتبارات (CR)[1] مبنی بر این فرض است که اعتبارات مالی مهمترین جانشین جریان پول نقد به‌کار گرفته شده (سرمایه شخصی تولیدکننده یا کشاورز) محسوب می‌شود. بنابراین ممکن است سهمیه‌بندی اعتبارات در بازار اعتبارات تأثیر مهمی روی سطح تولید و یا به عبارتی، فعالیتهای اقتصادی داشته باشد (Cechura, 2006):

$$VA_{t+1} = \gamma\, C_t^{a}\, L_t^{b}\, M_t^{c} \qquad (۱)$$

تابع تولید کل کاب–داگلاس در رابطه ۱ مبین عرضه کل است. در این رابطه C_t معرف سرمایه، L_t تعداد نیروی کار به‌کار گرفته شده، M_t دیگر نهاده‌های به کار گرفته شده در شرایط فناوری ثابت برای محصول (تولید نهایی) و VA_{t+1} ارزش افزوده بخش کشاورزی در دوره t+1 است. اثر به کارگیری اعتبارات با تأخیری به میزان یک دوره (t+1) در تغییرات نهاده‌های به‌کار گرفته شده نمایان می‌شود. تغییرات بلندمدت در نهاده‌ها نتیجه تغییر در به‌کارگیری سرمایه می‌باشد (Taslim Sjah, 2003). در واقع تقاضای بنگاه‌ها برای نهاده‌های بیشتر، در زمان t برای سطح تولید مورد انتظار در زمان t+1 است. بهره‌وری فناوری در میان‌مدت و کوتاه‌مدت تغییری نخواهد داشت، به همین جهت شرایط فناوری در این تابع برای میان‌مدت و کوتاه‌مدت ثابت فرض شده است؛ بنابراین، بهره‌وری اقتصادی در این تابع تنها با اثر قیمت‌مشخص‌خواهد شد. گفتنی‌است که میزان سرمایه ذکر شده، سرمایه شخصی بهره‌بردار و وام دریافتی خواهد بود.

$$VA_{t+1} = \eta VA_t + \varepsilon EP_{t+1} \qquad (۲)$$

در معادله ۲ انتظارات و فرایندهای تصمیم در مورد ارزش‌افزوده مورد انتظار بیان شده است. سطح ارزش‌افزوده مورد انتظار در زمان t+1به سطح ارزش افزوده واقعی در زمان t و سطح قیمت انتظاری (EP_{t+1}) بستگی دارد. در واقع این معادله با فرض تصمیمات عقلایی و

1. Credit Rationing

انتظارات تطبیقی بنگاه‌های تولیدی نوشته شده است. بنابراین، بنگاه‌ها براساس اطلاعات موجود در مورد توسعه آینده بنگاه خود بهترین تصمیم را می‌گیرند (Cechura, 2006).

$$C_t = \sqrt[a]{\frac{VA_{t+1}}{\gamma \times L_t^{\,b} \times M_t^{\,c}}} \qquad (۳)$$

رابطه ۱ را با اندکی تغییر می‌توان به‌صورت رابطه ۳ نوشت. در این رابطه، تابع تولید کل (در اینجا ارزش افزوده مورد انتظار) برحسب سرمایه (C_t) نوشته شده که در حقیقت منحنیهای هم‌مقدار را براساس متغیر سرمایه نشان می‌دهد (Adebayo and Adeola,2008).

$$C_t = CC_t + Cr_t \qquad (۱-۴)$$

$$\mathrm{CC_t} = \mathrm{kC_t} \qquad (۲-۴)$$

$$C_t = \frac{1}{1-k} \times Cr_t \qquad (۳-۴)$$

فرض می‌شود که میزان سرمایه، تنها دو بخش سرمایه شخصی بهره‌بردار و اعتبارات را شامل می‌شود. بنابراین می‌توان تعریف سرمایه را به شکل ۴-۱ نوشت. در این رابطه، C_t سرمایه کل، CC_t سرمایه شخصی کشاورز و Cr_t اعتبارات می‌باشد. همچنین فرض می‌شود که بنگاه‌ها سطحی از اهداف ریسکی را دنبال می‌کنند بدین گونه که با نسبت ثابتی (k) از سرمایه کل اداره می‌شوند (۴-۲). نهایتاً با نهادن این معادله در معادله اول، رابطه میان سرمایه و اعتبارات نمایان می‌شود (۴-۳).

حال با نهادن رابطه ۴-۳ در رابطه ۳، معادله ۵ به‌دست می‌آید که در آن اعتبارات به‌عنوان متغیر مستقل و تولید مورد انتظار و دیگر نهاده‌ها به‌عنوان متغیر وابسته هستند.

$$Cr_t = (1-k)\sqrt[a]{\frac{VA_{t+1}}{\gamma \times L_t^{\,b} \times M_t^{\,c}}} \qquad (۵)$$

در این مطالعه جهت برازش مدل و براساس مطالعه چچورا (۲۰۰۶)، از تابع تولید کاب- داگلاس استفاده شد. متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق عبارتند از: ارزش‌افزوده

بخش کشاورزی به‌عنوان متغیر وابسته مدل، سرمایه مورد استفاده کشاورزان با هدف تولید و سرمایه‌گذاری (که شامل سرمایه شخص کشاورز و تسهیلات دریافتی از بانک کشاورزی به‌عنوان یک بانک تخصصی است) و میانگین زمینهای بهره‌برداری شده (که تقسیم سطح زیر کشت تمامی زمینهای کشاورزی کشور بر بهره‌برداران کل کشور در طی دوره مورد مطالعه به‌دست می‌آید). توجه به میزان ارزش‌افزوده مورد انتظار در فهم ساختار متغیرها در تجزیه و تحلیل منحنی Cr^D بسیار مهم می‌باشد. به بیان ساده‌تر، تولید مورد انتظار مشخص، اساس انتظارات بهره‌برداران را تشکیل می‌دهد. انتظارات بالا ارتباط زیادی با بالا رفتن قیمت یا پیش‌بینی قیمت دارد و بدین‌ترتیب عامل کلیدی در تابع مطلوبیت می‌باشد. بنابراین، تابع تولید مورد انتظار به تولید در زمان t و قیمت انتظاری در زمان t+1 بستگی دارد (رابطه ۶):

$$VA_{t+1} = \beta VA_t + \gamma P_{t+1} + \varepsilon_{1t} \quad (۶)$$

$$P_{t+1} = \alpha + \gamma_0 P_t + \gamma_1 P_{t-1} + \gamma_2 P_{t-2} + \gamma_3 P_{t-3} + \varepsilon_{2t} \quad (۷)$$

قیمت انتظاری براساس ارتباط میان عرضه و تقاضا تعیین می‌شود. طبق رابطه ۷، تابع قیمت انتظاری در زمان t+1 از متغیر قیمت در زمان t، t-1، t-2 و t-3 تشکیل می‌شود. این رابطه براساس ارتباط متقابل میان عرضه و تقاضا، که بنیان قیمت در بازار است، بیان می‌شود؛ به عبارتی، می‌توان فرض انتظارات تطبیقی را در نظر گرفت. بنابراین پیش‌بینی قیمت در قالب رابطه ۷ به‌عنوان پیش‌بینی قیمت مؤثر با در نظر گرفتن انتظارات تطبیقی، در یک سری زمانی مورد توجه قرار می‌گیرد. گفتنی است که متغیر قیمت در این تحقیق، شاخص قیمت در طی سالهای مورد بررسی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشد. تولید مورد انتظار (که در این مطالعه ارزش افزوده معادل آن در نظر گرفته شده است) بحث شده در رابطه ۲، در روابط ۶ و ۷ بازنویسی شده است.

به منظور تخمین سیستم معادلات یاد شده، بنا به ضرورت، باید ابتدا از آزمون هاسمن جهت آزمون اریب همزمانی استفاده کرد. در صورت وجود اریب همزمانی، براوردهای OLS سازگار نخواهد بود. اگر ضریب جملات پسماند در معادلات معنی‌دار باشند، وجود همزمانی

در کل معادلات سیستم تأیید می‌شود. بنابراین باید از یکی از دو روش 2SLS یا 3SLS استفاده کرد. در مرحله بعد، از آزمون قطری بودن بروج پاگان استفاده می‌گردد. چنانچه آماره معادله ۸ که به آماره ضریب لاگرانژ موسوم است، از مقدار بحرانی آن بزرگتر باشد، قطری بودن ماتریس همبستگی جملات پسماند نیز براساس آن رد می‌شود:

$$\lambda = n\sum_{i=2}^{G}\sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \qquad (۸)$$

گفتنی است که در یک سیستم معادلات همزمان R^2 بین ۱ و ∞- تغییر می‌کند و برای بررسی خوبی برازش هر یک از معادلات مناسب نمی‌باشد، به همین جهت از آماره R^2 دیگری موسوم به cater-nager استفاده می‌شود (تاجیانی کوپاهی، ۱۳۸۴). این آماره بدین شکل تعریف می‌شود:

$$R_{CN}^2 = 1 - \left(\frac{MSE}{\delta_Y^2}\right) \qquad (۹)$$

که در آن MSE میانگین مربع خطا و δ_Y^2 واریانس متغیر وابسته است.

اطلاعات مورد نیاز تحقیق حاضر به روش کتابخانه‌ای و با استفاده از گزارشهای بانک مرکزی و سازمان برنامه و بودجه و همچنین آمار منتشر شدهٔ وزارت جهادکشاورزی و آمار فائو برای سالهای ۱۳۶۳-۱۳۸۵ جمع‌آوری شد. گفتنی است که تمامی تجزیه و تحلیل‌ها در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار Eviews انجام گرفت.

نتایج و بحث

بخش کشاورزی از جمله بخشهای اقتصادی هر کشوری است که نیاز برای نهاده در زمان t را با تولید در زمان t+1 پاسخ می‌دهد. مانایی متغیرهای مدل در جدول ۱ نشان داده شده است. براساس نتایج این جدول، تمام متغیرها ایستا از درجه یک (I(1)) می‌باشند. بر این اساس، لگاریتم متغیر وابسته یا همان ارزش افزوده موردانتظار بخش کشاورزی [$\ln VA_{t+1}$] روی لگاریتم طبیعی میزان سرمایه و لگاریتم طبیعی متغیر متوسط زمینهای بهره‌برداری شده

(سطح زیرکشت بر تعداد بهره‌برداران) رگرس شد. مانایی جمله پسماند معادله براساس روش انگل گرنجر، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

جدول ۱. نتایج ایستایی متغیرهای مطالعه

متغیر	آماره ADF برای جمله پسماند در سطح	
	آماره آزمون در سطح	آماره آزمون با یک بار تفاضل‌گیری
Ln (IVA)	-۱/۵۲۲	-۴/۲۷۷**
Ln (capital)	-۲/۸۰۳	-۱۱/۶۴۵**
Ln (land/workers)	-۱/۱۵۵	-۸/۶۷۸**

منبع: نتایج تحقیق

*: مقدار بحرانی آماره در سطح ۹۵ درصد برابر ۳/۵۴۶۷- می‌باشد.

**: مقدار بحرانی آماره در سطح ۹۵ درصد برابر ۳/۰۱۱۲- می‌باشد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، جمله پسماند در سطح (بدون روند و با روند) ایستا می‌باشد، پس می‌توان گفت که سریهای موجود در معادله، هم‌انباشته از درجه صفر هستند.

جدول ۲. بررسی ایستایی جزء اخلال

	آماره ADF برای جمله پسماند در سطح	
Resid(lVA)	با عرض از مبدا و روند*	با عرض از مبدا و بدون روند**
	-۴/۰۷۷۵۴۸	-۴/۲۷۵۵۱۷

منبع: نتایج تحقیق

*: مقدار بحرانی آماره در سطح ۹۵ درصد برابر ۳/۵۴۶۷- می‌باشد.

**: مقدار بحرانی آماره در سطح ۹۵ درصد برابر ۳/۰۱۱۲- می‌باشد.

جدول ۳ نتایج براورد تابع تولید در بخش کشاورزی را نشان می‌دهد. چنانکه ملاحظه می‌شود، میزان سرمایه و متوسط زمینهای بهره‌برداری شده با اطمینان بسیار زیاد بر ارزش افزوده بخش کشاورزی مؤثرند. همان‌گونه که اشاره شد، این رابطه نشاندهنده رابطه‌بلندمدت

بین متغیرهاست که براساس روش هم‌انباشتگی انگل گرنجر براورد گردید. ضرایب براورد شده برای این متغیرها، که کشش تولید را نسبت به این متغیرها نشان می‌دهد، حاکی از این است که افزایش ۱ درصدی تسهیلات اعطایی، حدود ۰/۵۲ درصد افزایش ارزش افزوده را در پی دارد و به همین ترتیب افزایش ۱ درصدی متوسط زمینهای بهره‌برداری شده (نسبت زمینهای کشت شده به تعداد بهره‌برداران)، افزایشی حدود ۰/۷۱ را برای ارزش افزوده به دنبال دارد. مقدار آماره R^2 و $\overline{R}^2$ به‌ترتیب ۰/۹۷ و۰/۹۶ است که نشان می‌دهند متغیرهای مستقل به خوبی توانسته‌اند تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره دوربین واتسون عدد ۱/۹ را نشان می‌دهد که حاکی از نبود خودهمبستگی بین اجزای اخلال می‌باشد. مقدار بالای آماره F (۲۰۹/۵) حاکی از معنیداری کل الگواست. مجموع کششهای تولید (۱/۲۳) بیانگر بازده صعودی نسبت به مقیاس است که نشان می‌دهد با افزایش مصرف نهاده‌ها، تابع تولید دارای بازده صعودی نسبت به مقیاس می‌باشد.

با بهره‌گیری از رابطه ۴ می‌توان تابع کاب- داگلاس را بدین‌صورت بازنویسی کرد:

$$\left[Capital_t = \sqrt[0.5236]{\frac{VA_{t+1}}{10.4553 * (land / wor\ker)_t^{0.7109}}} \right] \quad (۱۰)$$

در این حالت میزان سرمایه به‌عنوان متغیر وابسته و پارامترهای دیگر به‌عنوان متغیر مستقل شناخته شده‌اند.

$$C_t = \frac{1}{1-0.9} \times Cr_t \quad (۱۱)$$

$$\left[Credit^{D}_t = (1-0.90) \sqrt[0.5236]{\frac{VA_{t+1}}{10.4553 * (land / wor\ker)_t^{0.7109}}} \right] \quad (۱۲)$$

در تجزیه و تحلیل Cr^D، توجه به محاسبه تقاضای اعتبارات بسیار حائز اهمیت است. یادآوری این فرض که جانشینی اعتبارات محدود است به معنی در نظر گرفتن حدود منحنیهای هم‌مقدار می‌باشد. با بازنویسی رابطه (۴-۲) مقدار عددی k برابر ۰/۹ در نظر گرفته شد. این مقدار براساس نظر کارشناسان و متخصصان اقتصاد کشاورزی در سازمان جهاد کشاورزی به‌دست آمد (رابطه ۱۰). با در نظر گرفتن رابطه ۱۰ و نهادن آن در رابطه ۹، رابطه ۱۱ (که در

آن اعتبارات به‌عنوان متغیر وابسته و تولید مورد انتظار و دیگر نهاده‌ها به‌عنوان متغیرهای توضیحی هستند) به‌دست می‌آید. این رابطه ارتباط میان اعتبارات در زمان t و تولید مورد انتظار در زمان t+1 و متغیر متوسط زمینهای بهره‌برداری شده در زمان t را بیان می‌کند.

جدول ۳. نتایج برآورد تابع تولید کاب داگلاس

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
C	۱۰/۴۵	۰/۱۳	۷۸/۹۲	۰/۰۰۰۰
Ln(capital)	۰/۵۲	۰/۰۱	۱۱/۱۱	۰/۰۰۰۰
Ln(land/workers)	۰/۷۱	۰/۲۲	۳/۱۷	۰/۰۰۵
R^2 = ۰/۹۷	R^2[adj]=۰/۹۶	DW =۱/۹	F = ۲۰۹/۵	

منبع: نتایج تحقیق

نتایج آزمون تشخیص نشان داد که تعداد معادلات ذکر شده بیش از حد مشخص است. در مرحله بعد به منظور تخمین سیستم معادلات یاد شده بنا به ضرورت، ابتدا از آزمون هاسمن جهت آزمون اریب همزمانی استفاده شد. بررسی آزمون همزمانی نشان داد که ضریب جملات پسماند در هر دو معادله در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار است. این موضوع وجود همزمانی در کل معادلات سیستم را تأیید می‌کند. در نتیجه برای تخمین باید از یکی از دو روش 2SLS یا 3SLS استفاده کرد. در مرحله بعد، از آزمون قطری بودن جملات پسماند معادلات نیز استفاده گردید. بدین منظور از آزمون معرفی شده توسط بروچ پاگان استفاده گردید. نتیجه آزمون قطری بودن نشان داد که آماره به‌دست آمده (۱۱/۲) بیشتر از مقدار بحرانی آماره (۹/۴) در جدول است که به معنی تأیید وجود همبستگی همزمان است. با توجه به نتیجه این آزمون، از روش 3SLS برای تخمین دو معادله ۶ و ۷ استفاده شد که نتیجه تخمین به قرار زیر است:

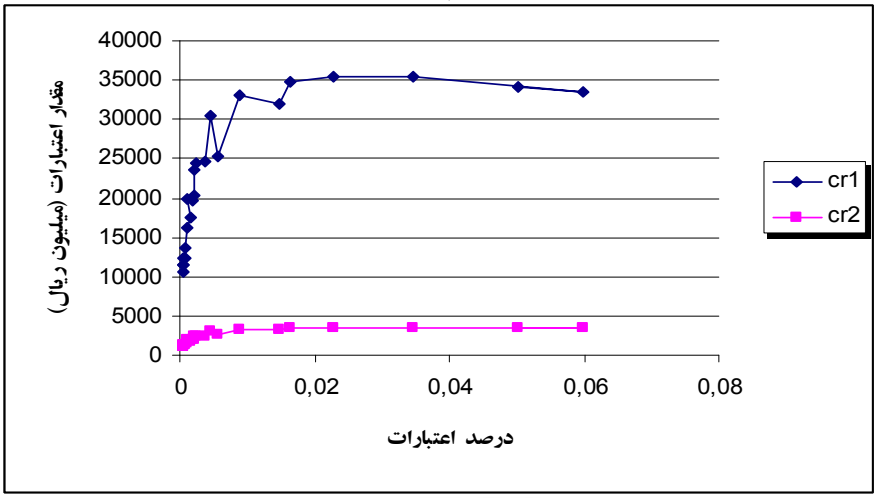
$$VA_{t+1} = 1.007 VA_t + 0.009 P_{t+1}$$
$$SE: \quad (0.004) \quad (0.01) \qquad R^2 = 0.92 \quad R^2_{CN} = 0.87 \quad DW = 2.249 \qquad (۱۲)$$

$$P_{t+1} = 0.177 + 1.255\,P_t - 0.358\,P_{t-1} + 0.369\,P_{t-2} - 0.288\,P_{t-3}$$
$$SE: (0.09) \quad (0.221) \quad (0.395) \quad (0.372) \quad (0.226) \qquad (۱۳)$$
$$R^2 = 0.94 \quad R^2_{CN} = 0.92 \quad DW = 2.1$$

مدلهای ارائه شده در دو رابطه بالا در رسم نهایی Cr^D به کار گرفته شد. با نهادن رابطه ۱۳ در رابطه ۱۲، مدل بازگشتی اصلاح شده بهدست میآید. تبدیل ساختار معادله تولید موردانتظار به شکل لگاریتمی، سپس جایگذاری در معادله ۱۱ و نهایتاً با معرفی رابطه ۱۴، شکل نهایی منحنی Cr^D، همان مقادیر مختلف به دست آمده برای متغیر وابسته اعتبارات با جایگذاری مقدار عددی متغیرهای مستقل معادله در طی سالهای مورد بررسی، بهدست میآید. در این معادله، تقاضای اعتبارات تابعی از ارزش افزوده، شاخص قیمت کشاورزی در زمانهای t، t-1، t-2، t-3 و نهایتاً متغیر متوسط زمینهای بهرهبرداری شده (مقدار زمینهای کشت شده بر تعداد بهرهبرداران) میباشد.

$$\left[Credit^D{}_t = (1-0.90)0.5236 \sqrt{\frac{0.0015 \times VA^{1.007}{}_t \times P_t^{0.112} \times P_{t-1}^{-0.0032} \times P_{t-2}^{0.0033} \times P_{t-3}^{-0.288}}{10.4553^* (land/worker)_t^{0.7109}}} \right] \qquad (۱۴)$$

در این منحنی (شکل ۱) مقدار تقاضای اعتبارات مورد نیاز کشاورز بررسی میشود. محور افقی مبین درصد اعتبارات واقعی دریافت شده توسط بهرهبردار، از مقدار اعتبارات در دو حالت مورد بررسی و محور عمودی مقدار اعتبارات را در دو حالت نشان میدهد.



شکل ۱. منحنی تقاضای اعتبارات براساس سهم آن از سرمایه کل

حالت اول (Cr^1) منحنی تقاضای اعتبارات برگرفته از رابطه ۱۵ بدون در نظر گرفتن محدودیت سهم ۱۰ درصدی آن از سرمایه کل می‌باشد. حالت دوم (Cr^2) تقاضای اعتبارات با در نظر گرفتن سهم ۱۰ درصدی اعتبارات از سرمایه کل می‌باشد. در واقع در Cr^1 فرض شده است اگر کشاورز تمام سرمایه مورد نیاز خود را از تسهیلات اعطایی تأمین کند به چه میزان باید اعتبارات دریافت کند و در مقابل میزان دریافتی واقعی اعتبارات که کشاورز در طی این سالها گرفته است، چند درصد از این اعتبارات را شامل می‌شود. برای مثال اگر کشاورز تقریباً به میزان ۳۵ میلیون ریال اعتبارات بگیرد، میزان اعتبارات واقعی تقریباً کمتر از ۰/۰۲٪ این میزان را در بر می‌گیرد. این حالت برای Cr^2 نیز به همین صورت خواهد بود، بدین معنی که با در نظر گرفتن سهم ۱۰ درصدی اعتبارات از سرمایه کل، اگر کشاورز ۵ میلیارد ریال برای تولید خود نیاز داشته باشد، اعتبارات واقعی دریافتی او تقریباً ۰/۰۲٪ را از این مقدار تشکیل داده است. فاصله بین این دو منحنی و تفاوت میانشان به دلیل درصد بسیار اندک میزان اعتبارات واقعی از سرمایه کل مورد استفاده در کشاورزی می‌باشد. شیب مثبت این دو منحنی بیانگر این نکته است که با بالا رفتن رشد بخش کشاورزی میزان تقاضای اعتبارات و متعاقباً تقاضای سرمایه برای تولید بیشتر، بالا خواهد رفت. باید گفت که نوسان این دو منحنی به دلیل تغییرات متغیر

متوسط زمینهای بهره‌برداری شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در سالهای اولیه مورد بررسی نوسان شدیدتر بوده اما به مرور زمان این نوسان کم شده است. این امر نشان می‌دهد درصد افزایش زمینهای زیرکشت بیشتر از درصد افزایش تعداد بهره‌بردارن بوده اما این اختلاف در طول زمان کمتر شده است. نتیجتاً افزایش زمینهای زیرکشت، تقاضای اعتبارات و سرمایه بیشتری را می‌طلبد.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه نقش اعتبارات با در نظر گرفتن سهم آن از سرمایه کل مورد نیاز کشاورز در ارزش‌افزوده بخش کشاورزی و همچنین تقاضای بالقوه نظام کشاورزی برای اعتبارات بررسی شد. استخراج دو منحنی سهم اعتبارات با و بدون در نظر گرفتن سهم اعتبارات از سرمایه‌مورد استفاده کشاورز، از شکل تغییر یافته تابع تولید کاب – داگلاس نشان داد که سهم چشمگیری از سرمایه مورد نیاز کشاورز در جهت‌تولید و سرمایه‌گذاری‌توسط‌سرمایه‌شخصی کشاورز تأمین‌می‌شود. این در حالی‌است‌که سهم‌اعتبارات‌بانکی‌نسبت به‌سرمایه‌گذاری‌های خصوصی کم رنگ‌تر است. اهمیت اعتبارات و نقش بی‌بدیل آن در ارزش افزوده انکار نشدنی است؛ اما تأمین نشدن آن و ضعف نظام بانکی و یا نبود سیاست درست در راستای اعطای اعتبارات به کشاورزان، می‌تواند خسارات جبران‌ناپذیری را بر بخش تولید کشاورزی وارد کند. بنابراین می‌توان گفت که نتیجه این مطالعه بر خلاف نتیجه مطالعه چچورا (۲۰۰۶) است. براساس نتایج این مطالعه پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

- اعطای تسهیلات دارای بهره کم و طول مدت بازپرداخت زیاد به کشاورزان در راستای طرح توسعه کشاورزی و همچنین چشم‌انداز توسعه کشور.

- گسترش شعب بانک کشاورزی و ایجاد شعب این بانک در مناطق روستایی به گونه‌ای که دسترسی بهره‌برداران کشاورزی به این بانک راحت‌تر گردد.

- تناسب زمان پرداخت وام به کشاورزان با فعالیتهای زراعی آنها و همچنین ایجاد شرایطی مناسب برای گرفتن تسهیلات اعطایی با کمترین هزینه و در کوتاهترین زمان از سوی مسئولان و سیاستگذاران مربوطه.

- انجام مطالعات بیشتر بر روی وضعیت کشاورزان منطقه (به‌خصوص سرمایه شخصی به کار رفته در امر تولید) و توجه بیشتر به نظام اعتبارات به منظور کمک به کشاورزان و تولید کشاورزی کشور.

- نظارت بر نظام وامگیری سنتی از سلف‌خران، دلالان و غیره و کنترل بهره وام آنها و آن به منظور کمک به کشاورزان در جهت تأمین سرمایه مورد نیاز خویش.

منابع

۱. احمدپور برازجانی، م. و حسینی‌پور، س.م. ۱۳۸۵. عوامل مؤثر برتقاضای اعتبارات کشاورزی در سیستان. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ص ۹۱ تا ۱۱۰.

۲. اشراقی، ف. و سلامی، ج. ۱۳۸۴. تأثیر یکسان‌سازی نرخ تسهیلات بانکی بر تخصیص اعتبارات به بخش کشاورزی. *علوم کشاورزی ایران*، شماره ۵: ۱۰۵۳-۱۰۶۳.

۳. پریوش، غ. و ترکمانی، ج. ۱۳۸۶. آثار توسعه بازارهای مالی بر رشد بخش کشاورزی، ششمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی. دانشگاه فردوسی مشهد.

۴. پورآقاجان، ع. و احمدپور، ا. ۱۳۸۶. بررسی آثار مالی- اقتصادی و اجتماعی تسهیلات اعطائی بانک کشاورزی به متقاضیان تسهیلات در شهرستان بابلسر. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد. دانشگاه علوم و فنون مازندران.

۵. تاجیانی، هـ. و کوپاهی، م. ۱۳۸۴. تخمین توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران. *علوم کشاورزی ایران*، شماره ۳: ۵۷۳-۵۸۰.

۶. سلطانی، غ. ۱۳۸۳. تعیین نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۱۲: ۱۹-۳۹.

۷. صامتی، م. و فرامرزپور، ب. ۱۳۸۳. بررسی موانع سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران - اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۲: ۹۱-۱۰۲.

۸. عرب مازار، ع. و خدارحمی، ر. ۱۳۷۸. ویژگی‌های عمده بازارهای مالی، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۷: ۴۳-۵۲.

۹. لطفی، ح. و احمدزاده ماشین‌چی، س. ۱۳۸۶. بررسی تأثیر تسهیلات اعطایی از سوی بانک‌های تخصصی به بخش کشاورزی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی. ششمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی. دانشگاه فردوسی مشهد.

10. Adebayo, O.O. and Adeola, R.G. 2008. Sources and uses of agricultural credit by small scale farmers in Surulere local government area of Oyo state. *Anthropologist*, 10(4): 313-324.

11. Ahn, S.C. and Low, S. 1996. A reformulation of the Hausman test for regression models with pooled cross-section time-series data. *Journal of Econometrics*, 71: 309-319.

12. Breusch, T. and Pagan, A. 1980. The LM test and its application to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47: 239-254.

13. Cechura. L. 2006. The role of credit rationing in Czech agriculture- the case of lorge agriculture enterprises. Czech University of Agriculture, Prague. *Czech Republic*, 52(10): 477-488.

14. Grant, C. and Vella, F. 2004. Credit supply and demand among US households. *Review of Economic Studies*, 78: 400-413.

15. Hausman, J. A. 1976. Specification in econometrics. *Econometrica*, 46: 1251-1271.

16. Senanaiak, S.M.P. and Ho, D.P. 2002. Who have more access to cheap credit in Vietname?. *Indian Journal of Agricultural Economics,* 57: 241-246.

17. Taslim, S. 2003. Acceptance and repayment of agricultural credit in Lomok Indonesia, Farmers' perspectives. *International Farm Management Congress*.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی