

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۹، شماره ۱۱۶، زمستان ۱۴۰۰

DOI: 10.30490/AEAD.2022.354141.1331

مقاله پژوهشی

تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش کشاورزی ایران

مهدی حسین پور نادری^۱، فاطمه علیجانی^۲، افسانه نیکوکار^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۸/۲۵

چکیده

کشاورزی از بخش‌های اقتصادی مهم ایران است و رشد آن برای امنیت غذایی اهمیت دارد. بنابراین، شناسایی عوامل تعیین‌کننده بخش کشاورزی ضروری است. یکی از این عوامل، تسهیلات بانکی است که فرصت سرمایه‌گذاری را برای کارآفرینان فراهم می‌کند. برخی از اقتصاددانان بر این باورند که نوع مالکیت بانک (دولتی یا خصوصی) در رابطه بین متغیرهای تسهیلات بانکی و رشد اقتصادی تأثیر دارد. گروهی از آنها طرفدار دخالت بیشتر دولت و گروه دیگر مخالف دخالت دولت در پرداخت تسهیلات بانکی هستند. با این حال، در مطالعات داخلی پیشین، به ندرت به نقش مالکیت بانک‌ها توجه شده است. از این‌رو، هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر تسهیلات بانکی بر رشد بخش

۱- نویسنده مسئول و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه پیام نور، واحد کرج، کرج، ایران. (hpn2008@gmail.com)

۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

کشاورزی با تأکید بر نقش مالکیت بانک ها بود. بدین منظور، از روش ARDL و Fuzzy-ARDL و همچنین، از داده‌های فصلی زمستان ۱۳۸۸ تا بهار ۱۳۹۷ استفاده شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که در ایران، سرمایه‌گذاری موجب ارتقای رشد بخش کشاورزی می‌شود، اما افزایش نیروی کار تأثیر منفی بر آن دارد. افزون بر این، نتایج نشان داد که تسهیلات اعطایی بانک‌های دولتی بیش از تسهیلات بانک‌های خصوصی بر رشد بخش کشاورزی تأثیرگذار است؛ این یافته با دیدگاه طرفداران دخالت دولت در اعطای تسهیلات بانکی همخوانی دارد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که سهم بانک‌های دولتی در اعطای تسهیلات بانکی به بخش کشاورزی نسبت به بانک‌های خصوصی بیشتر باشد.

کلیدواژه‌ها: اعتبارات بانکی، توسعه مالی، رشد بخش کشاورزی، مالکیت بانک‌ها، Fuzzy-ARDL
طبقه‌بندی JEL: E51, Q11, Q14, Q18

مقدمه

بخش کشاورزی نه تنها به لحاظ تأمین امنیت غذایی کشور اهمیت ویژه دارد، بلکه با تأمین مواد اولیه مورد نیاز صنایع وابسته، در رشد این زیربخش‌ها نیز مؤثر است. اهمیت بخش کشاورزی موجب شده است که رشد این بخش همواره به عنوان هدف سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌های کلان باشد. بی‌تردید، دستیابی بدین مهم بدون شناسایی محرک‌های رشد بخش کشاورزی امکان پذیر نخواهد بود (Ansari and Salami, 2016). از این رو، باید عوامل تأثیرگذار بر این متغیر را تقویت کرد. یکی از این متغیرها می‌تواند تسهیلات یا اعتبارات بانکی باشد. البته برخی از اقتصاددانان، با پیش کشیدن خنثی بودن اثر پول بر تولید، اعتقادی به تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی ندارند؛ اما در مقابل، برخی دیگر از اقتصاددانان استدلال می‌کنند که هر بنگاه اقتصادی برای شروع تولید، به پول یا اعتبار برای تهیه نهادهای تولید نیاز دارد. این نوع پول در متون اقتصادی «بلیط طلب» نامیده می‌شود و با نوع دیگر آن به نام «کوپن دریافت»^۱ فرق دارد. بلیط طلب به کارآفرین تا قبل از تولید و فروش محصول نهایی توان مالی می‌دهد و از این رو، نه تنها بر بخش تولید بی‌اثر نیست، بلکه وجود آن حیاتی است. این کوپن دریافت است که از نظر تولیدی خنثی است و موجب تورم می‌شود، زیرا سرگردان است و صرف تولید نمی‌شود. از

1. claim ticket
2. recipe voucher

این نظر، اهمیت دسترسی به پول در حدی است که هاجون چانگ، اقتصاددان معروف، مشکل کشورهای فقیرتر را فقدان کارآفرینی نمی داند، بلکه مشکل را در فراهم نشدن اعتبار لازم از سوی بانک‌ها برای آغاز تولید می بیند. بعد از شروع تولید، در مرحله توسعه تولید نیز به پول جدید نیاز است تا از نهاده‌های بیکار و ظرفیت‌های تولیدی هرچه بیشتر استفاده شود. در آرای یک اقتصاددان بزرگ دیگر به نام شومپتر نیز بر این مهم تأکید شده است. بنابراین، در شرایط عادی و تعادلی، حجم تولید اقتصاد بدون بسط پیشینی در حجم پول تخصیص یافته به کارآفرینان رشد نخواهد کرد (Chang, 2012).

اهمیت تسهیلات بانکی در بخش کشاورزی چه بسا بیشتر هم باشد، زیرا با توجه به مخاطره بالای فعالیت‌های کشاورزی و نیاز کشاورزان به سرمایه در گردش برای فعالیت‌های تولیدی و همچنین، فصلی بودن درآمد کشاورزان، اعتبارات کشاورزی می تواند کمک بزرگی به کشاورزان باشد.

بنا به استدلال برخی از پژوهشگران، محدودیت بودجه در بخش کشاورزی کشورهای در حال توسعه امکان بهره‌گیری از صرفه‌های اقتصادی مقیاس و دستیابی به سطح تولید بهینه را با مشکل روبه‌رو می کند، به گونه‌ای که در صورت محدودیت نقدینگی بنگاه، مقدار و ترکیب نهاده‌های مورد استفاده با سطوح بهینه نظری آنها متفاوت خواهد بود. بنابراین، دسترسی به اعتبارات می تواند با نزدیک کردن سطوح کاربرد نهاده‌ها به سطوح بهینه، به افزایش تولید و بهبود بهره‌وری منابع تولید در بنگاه‌های دریافت کننده این اعتبارات بینجامد (Shahnoushi and Shabanzadeh, 2013).

با وجود اجماع نسبی اقتصاددانان روی تأثیر مثبت تسهیلات بر رشد و اشتغال، برخی از آنها به تفاوت تأثیر اعتبارات اعطایی بانک‌های دولتی و خصوصی بر رشد اقتصادی و اشتغال اعتقاد دارند؛ به دیگر سخن، نوع مالکیت بانک می تواند در اثرگذاری اعتبارات اعطایی بر رشد اقتصادی ایفای نقش کند، چراکه رفتار وام‌دهی بانک‌ها خود از ساختار مالکیت آنها تأثیر می پذیرد. اعطای اعتبارات بانک‌ها معمولاً بر اساس اهدافی خاص صورت می گیرد؛ این اهداف ممکن است کسب سود بیشتر و یا ملاحظات اجتماعی باشند. برای نمونه، در برخی موارد،

ممکن است مقامات بالادستی بانک‌ها را مکلف به اعطای تسهیلات خاصی کند که می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیرات متفاوت داشته باشد. از آنجا که بانک‌های دولتی بیش از بانک‌های خصوصی مجبور به پرداخت تسهیلات تکلیفی هستند، نقش این بانک‌ها می‌تواند با نقش بانک‌های خصوصی در رشد اقتصادی متفاوت باشد. با این همه، شواهدی وجود دارد که بانک‌های دولتی به‌طور ذاتی کارآیی کمتری نسبت به بانک‌های خصوصی دارند. طرفداران بانکداری خصوصی بر این باورند که ساختار مالی نامناسب، حجم بالای مطالبات معوق، تخصیص غیربهبینه اعتبارات و عدم پویایی در بانک‌ها ناشی از اعمال مدیریت دولتی بر بانک‌هاست، در حالی که بانک‌های خصوصی، به‌دلیل عملکرد کارآتر خود، از توان بالاتر برای ایفای نقش در رشد اقتصادی برخوردارند. در کل، طرفداران مالکیت دولتی بانک‌ها، در تبیین دیدگاه خود، تأکید می‌کنند که مالکیت دولت‌ها موجب می‌شود بانک‌ها اهداف اقتصادی و اجتماعی مانند توزیع درآمد و رفع نیازهای اساسی جامعه را بیشتر دنبال کنند. افزون بر این، دولتی بودن بانک‌ها از مشکل اطلاعات نامتقارن، مخاطرات اخلاقی (مثل کژگزینی) و انحصار طبیعی می‌کاهد و اطمینان بیشتری برای مشتریان ایجاد می‌کند. در مقابل، طرفداران مالکیت بخش خصوصی بر بانک‌ها استدلال می‌کنند که مالکیت دولت بر بانک‌ها موجب کاهش بهره‌وری، ساختار مالی ناکارآمد، رشد معوقات بانکی، بی‌انضباطی مالی دولت و تخصیص غیربهبینه اعتبارات می‌شود، اما خصوصی‌سازی بانک‌ها به مسئولیت‌پذیری و ارتقای شفافیت در بخش بانکی کمک می‌کند (Zolghadr et al., 2019).

با توجه به تردیدهای پیش‌گفته در خصوص تأثیر تسهیلات بانکی بر رشد بخش کشاورزی و به‌ویژه نقش مالکیت بانک‌ها در این زمینه، مطالعاتی در خارج و داخل کشور به آزمون تجربی این موضوع پرداختند که در پی، پاره‌ای از این پژوهش‌ها یادآوری می‌شود.

آندریانووا و همکاران (Andrianova et al., 2012)، با استفاده از روش داده‌های پانل و بررسی داده‌های کشورهای منتخب دنیا طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۵، نشان دادند که مالکیت دولت بر بانک‌ها با رشد اقتصادی رابطه قوی دارد. از سوی دیگر، اوندرو و اوزیلدوروم

(Önder and Özyıldırım, 2010)، با تحلیل داده‌های تابلویی استان‌های ترکیه طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۱، نتیجه گرفتند که بانک‌های دولتی در رشد اقتصادی استان‌های توسعه‌نیافته مؤثر نیستند. برکوویتس و همکاران (Berkowitz et al., 2014)، با تکیه بر داده‌های سری زمانی و پانل معمولی روسیه در دوره ۱۹۹۱-۱۹۸۸، ادعا کردند که خصوصی‌سازی بانک‌ها رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، تحلیل دونگ و همکاران (Dong et al., 2016) روی داده‌های ۷۰۲۳۰۰ بنگاه چینی طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷ حاکی از آن است که مالکیت دولت لزوماً منجر به دسترسی بهتر به وام بانکی نمی‌شود. پژوهش داویدوف (Davydov, 2018) نیز شواهدی ضعیف از تأثیر دخالت دولت روی افزایش ریسک وام‌دهی بانک‌ها ارائه می‌کند. اما مطالعه آرورا و وندمو (Arora and Wondemu, 2018) روی ۲۵ استان هند در دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۶ نشان‌دهنده آن است که اعتبارات بانک‌های دولتی تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی دارند. سرانجام، تحقیق امنوگا (Emenuga, 2019)، برای کشور نیجریه طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۸۱، از تأثیر مثبت اعتبارات بانک‌های تجاری روی رشد بخش کشاورزی حکایت می‌کند.

افزون بر این، بر اساس نتایج مطالعه طیبی و همکاران (Tayyebi et al., 2010)، طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۵، با اختصاص تسهیلات بانکی، بخش کشاورزی بالاترین میانگین سالانه شغل را در بین بخش‌های مختلف اقتصادی ایجاد کرده است. شریفی رنانی و همکاران (Sharifi Renani et al., 2013) نیز با به‌کارگیری روش هم‌انپاشی یوهانسون، نشان دادند که اعتبارات تکلیفی و غیرتکلیفی بانک کشاورزی اثر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی داشته است. همچنین، عزیری و مهربانی بشرآبادی (Azizi and Mehrabi, 2014) با بهره‌گیری از الگوی داده‌های پانل، نتیجه گرفتند که طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۸، تسهیلات پرداختی بر ارزش افزوده همه زیربخش‌های کشاورزی اثر مثبت داشته است. عرب‌مازار و همکاران (Arabmazar et al., 2018) نیز با برآورد یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، آشکار کردند که اثر اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی بر

اشتغال و ارزش افزوده بخش کشاورزی طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ مثبت بوده است. ذوالقدر و همکاران (Zolghadr et al., 2019)، با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۱ استان در دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۵ و با بهره‌گیری از پانل پویا، نتیجه‌گیری کردند که نوع مالکیت بانکی در میزان اثرگذاری اعتبارات بر رشد اقتصادی نقش دارد.

بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد که تاکنون، به تأثیر تسهیلات بانکی بر رشد بخش کشاورزی با لحاظ نقش مالکیت بانک‌ها و همچنین، به بررسی رشد بخش کشاورزی با داده‌های فصلی به‌ندرت پرداخته شده است. بنابراین، مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های فصلی، به دنبال پاسخ‌گویی بدین پرسش است که «آیا خصوصی یا دولتی بودن بانک‌ها در اثرگذاری اعتبار بانکی بر رشد بخش کشاورزی نقش دارد یا خیر؟». همچنین، استفاده از روش Fuzzy-ARDL در کنار روش ARDL از دیگر نوآوری‌های مطالعه حاضر به‌شمار می‌رود.

مواد و روش‌ها

در مطالعه حاضر، بر اساس مبانی نظری مدل‌های رشد، مطالعات تجربی پیشین از جمله اوندرو و اوزیلدوروم (Önder and Özyıldırım, 2013) و همچنین، دسترسی به داده‌های فصلی مورد نیاز، برای بررسی تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش کشاورزی، از رگرسیون در قالب رابطه زیر استفاده شده است:

$$LY_t = a + b_1LL_t + b_2LI_t + b_3LC_t + b_4LP_t + e_t \quad (1)$$

که در آن، LY ، LL ، LI ، LC و LP ، به ترتیب، لگاریتم متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، نیروی کار، سرمایه‌گذاری (جایگزین متغیر موجودی سرمایه)، تسهیلات بانکی و سهم تسهیلات اعطایی بانک‌های خصوصی به کل تسهیلات اعطایی در بخش کشاورزی و LL و LI نیز متغیرهای سنتی مدل‌های رشد را نشان می‌دهند. لازم به توضیح است که با توجه به عدم وجود داده‌های دقیق و برآوردی بودن متغیر موجودی سرمایه، استفاده از متغیر

«سرمایه گذاری» به عنوان متغیر جایگزین (جانشین^۱) متغیر «موجودی سرمایه» در مدل رشد در پژوهش‌هایی همچون خان و رینهارت (Khan and Reinhart, 1990)، بارو (Barro, 1999)، نظمی و رامیرز (Nazmi and Ramirez, 1997) و کارتیکاساری (Kartikasari, 2017) نیز صورت گرفته است. همچنین، متغیر LC بارها در مطالعات پیشین به کار رفته، اما متغیر LP برای اولین بار در مطالعه حاضر وارد مدل رشد بخش کشاورزی شده است. متغیر «سهم بانک‌های خصوصی در کل تسهیلات بانکی» در مطالعه دایی کریم‌زاده و گرجی‌زاده (Daiei Karimzadeh and Gorjizadeh, 2016) نیز برای بررسی نقش بانک‌های خصوصی در افزایش مطالبات معوق نظام بانکی استفاده شده است. نمادهای a و c، به ترتیب، نشان‌دهنده عرض از مبدأ و جزء اخلاص بوده و نماد b ضریب شیب است که در اینجا، با توجه به کاب-داگلاس بودن تابع مورد استفاده، مستقیماً کشش را نشان می‌دهد. برای هر کدام از متغیرهای تحقیق از داده‌های فصلی شامل فصل چهارم سال ۱۳۸۸ تا فصل اول سال ۱۳۹۷ استفاده شده است. مزیت استفاده از داده‌های فصلی در فراهم ساختن امکان بررسی ارتباط بین متغیرها با لحاظ تغییرات فصلی است، که با توجه به خصوصیات فصلی بخش کشاورزی اهمیت ویژه دارد. شایان یادآوری است که همه متغیرها (به جز نیروی کار) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ تبدیل شده‌اند. منبع همه داده‌ها بانک مرکزی و مراکز آمار ایران است.

روش ARDL

رویکرد مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) توسط پسران و پسران (Pesaran and Pesaran, 1997) ارائه شده است. مزیت به کارگیری روش ARDL بر سایر روش‌ها این است که صرف نظر از ماهیت مانایی متغیرهای موجود (I(0) یا I(1) بودن آنها)، می‌توان رابطه بلندمدت بین متغیرها را بررسی کرد و به دست آورد. همچنین، در نمونه‌های کوچک، این روش دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالاتر از سایر روش‌هاست. از این رو، برآورد

1. proxy

روش ARDL به دلیل پرهیز از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، نارایب و کارآست. همچنین، این روش به برآورد هم‌زمان روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌پردازد (Siddiki, 2000). ساده‌ترین شکل الگویی پویا که می‌توان برای رابطه مانایی بلندمدت تنظیم کرد تا با کمک آن، به برآوردهای نسبتاً بدون تورش ضرایب بلندمدت الگو دست یافت، الگوی پویا در قالب رابطه زیر است:

$$Q(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta w_t + u_t \quad (2)$$

که یک الگوی خودتوزیع (خودتوضیح) با وقفه‌های گسترده $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ نام دارد و در آن، روابط زیر برقرار است:

$$Q(L,P) = (1 \quad Q_1L \quad Q_2L^2 \quad \dots \quad Q_pL^p) \quad (3)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_i + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \dots + \beta_{iq_i}L^{q_i} \quad i = 1, 2, \dots, K \quad (4)$$

در روابط یادشده، L عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول، X_{t-1} ، LX_t ، y_t متغیر وابسته، بردار متغیرهای توضیحی، K تعداد متغیرهای توضیحی، n_1, n_2, \dots, n_t تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هریک از متغیرهای توضیحی، S تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیر وابسته، W_t بردار متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح دهنده از رابطه زیر به دست می‌آیند:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\hat{\beta}_i(1,q_i)}{1 - \hat{\alpha}_i(1,P)} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq_i}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_p}, \quad i = 1, 2, \dots, K \quad (5)$$

تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش.....

چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد

$(\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1)$ ، الگوی پویا به سمت الگوی بلندمدت گرایش خواهد داشت. بنابراین، برای آزمون رابطه بلندمدت، لازم است آزمون فرضیه در قالب رابطه زیر صورت گیرد:

$$\begin{aligned} H_0 & \sum_{i=1}^p \alpha_i = 1 \\ H_1 & \sum_{i=1}^p \alpha_i < 1 \end{aligned} \quad (6)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، زیرا شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و نتیجه بر مجموع انحراف معیار ضرایب یادشده تقسیم شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i}{S_{\hat{\alpha}_i}} \quad (7)$$

طبق رابطه بالا، اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی^۱، دولادو^۲ و مستر^۳ بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) رویکرد آزمون کرانه‌ها^۴ را برای انجام روش ARDL معرفی کردند. در این روش، وقفه بهینه متغیرهای توضیحی و وابسته به الگوی پویا اضافه می‌شود؛ سپس، معنی‌داری هم‌زمان ضرایب اضافه شده محاسبه و با مقادیر بحرانی

1. Banerjee
2. Dolado
3. Mestre
4. bounds testing approach

مقایسه می‌شود. برای محاسبه این مقادیر، ابتدا فرض شده که همه متغیرها مانا از درجه صفر $I(0)$ و سپس، فرض شده است که همه آنها مانا از درجه یک $I(1)$ هستند. مقادیر محاسبه شده نوع اول کران پایین و مقادیر نوع دوم کران بالا در نظر گرفته می‌شوند. اگر آماره F بزرگ‌تر از کران بالا باشد، می‌توان نتیجه گرفت که رابطه بلندمدت بین دو متغیر وجود دارد؛ اگر F کمتر از کران پایین باشد، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ‌گونه رابطه بلندمدت بین دو متغیر وجود ندارد؛ و اگر F بین دو کران بالا و پایین باشد، نمی‌توان به نتیجه‌ای خاص مبنی بر وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت رسید.

رگرسیون فازی

به مدل‌های رگرسیون با ضرایب فازی^۱ مدل‌های رگرسیون امکانی هم گفته می‌شود، زیرا در این مدل‌ها، خطای مدل در قالب توزیع‌های امکانی ضرایب مدل منظور می‌شود. در رگرسیون با ضرایب فازی، فرض بر این است که مشاهدات و متغیرها دقیق بوده و ابهام در مدل و ضرایب رگرسیون است. در ادامه، مدل رگرسیون امکانی تشریح می‌شود.

با فرض آنکه Y متغیر وابسته و X_1, X_2, \dots, X_p متغیرهای مستقل و n تعداد مشاهدات باشد، صورت کلی مدل رگرسیون فازی به شکل رابطه (۸) خواهد بود:

$$\tilde{Y} = f(X, A) = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 X_1 + \tilde{A}_2 X_2 + \dots + \tilde{A}_p X_p \quad (8)$$

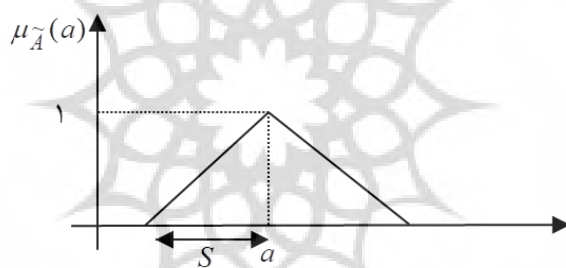
هدف برآورد پارامترهای مدل (یعنی، $\tilde{A}_0, \tilde{A}_1, \tilde{A}_2, \dots, \tilde{A}_p$) است، به گونه‌ای که مدل بهترین برازش را برای داده‌ها به دست آورد. برای یافتن این پارامترها، از تابع عضویت مثلثی متقارن رابطه (۹) استفاده شده است. البته می‌توان از توابع عضویت دیگر از قبیل تابع نرمال نیز

۱- لطفی‌زاده، در سال ۱۹۶۵، نظریه سیستم‌های فازی را معرفی کرد. منطق کلاسیک هر چیزی را بر اساس یک نظام دوتایی نشان می‌دهد (درست یا غلط، صفر یا یک، سیاه یا سفید)، ولی منطق فازی درستی هر چیزی را با یک عدد که بین صفر و یک است، نشان می‌دهد. به باور لطفی‌زاده، باید به دنبال ساختن مدل‌هایی بود که ابهام را به منزله بخشی از نظام بپذیرد، برخلاف دیگران که معتقدند باید تقریب‌ها را دقیق‌تر کرد تا بهره‌وری افزایش یابد.

استفاده کرد؛ اما در پژوهش حاضر، تنها تابع عضویت مثلثی متقارن مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. تابع عضویت مثلثی متقارن به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود (Salmani et al., 2017):

$$\tilde{A}(X) = \begin{cases} 1 - \frac{a-x}{s}, & a-s \leq X \leq a \\ 1 - \frac{a-x}{s}, & a < X \leq a+s \end{cases} \quad (9)$$

هر عدد مثلثی را می‌توان به صورت $\tilde{A} = (a, s)$ نشان داد. یک عدد مثلثی فازی به صورت شکل ۱ قابل نمایش است:



شکل ۱- عدد مثلثی فازی \tilde{A}

در شکل ۱، a مقدار میانه و s پهنای \tilde{A} را مشخص می‌کند؛ پارامتر s گستره عددی فازی است که میزان فازی بودن عدد را نشان می‌دهد و به دیگر سخن، هر مقدار که s بیشتر باشد، میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر است. بنابراین، خروجی رگرسیون رابطه (۹) را می‌توان به صورت رابطه (۱۰) نشان داد:

$$\tilde{Y} = (a_0, s_0) (a_1, s_1)X_1 (a_2, s_2)X_2 \dots (a_p, s_p)X_p \quad (10)$$

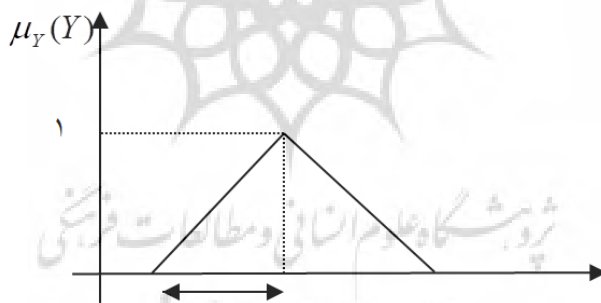
در نتیجه، تابع عضویت متغیر خروجی رگرسیون رابطه (۹) به صورت رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\mu_Y(Y) = \begin{cases} \max(\min \tilde{A}_X) & \text{if } X/Y \in f(X, a) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (11)$$

با جایگزینی رابطه (۱۱) در رابطه (۹)، رابطه (۱۲) به دست می آید:

$$\mu_Y(Y) = \begin{cases} \frac{\left| \sum_{i=1}^n a_i X_i - y \right|}{\sum_{i=1}^n S_i |X_i|} & \text{if } X_i \in [0, Y] \\ 1 & \text{if } X_i \in [0, Y] \\ 0 & \text{if } X_i \notin [0, Y] \end{cases} \quad (12)$$

$\mu_Y(Y)$ به صورت شکل ۲ قابل نمایش است:



شکل ۲- تابع عضویت

حالت داده‌های غیرفازی در رگرسیون می‌تواند تبدیل به یک مدل برنامه‌ریزی خطی شود. در این حالت، هدف مدل رگرسیون تعیین بهینه مقادیر پارامترهای \tilde{A} است، به گونه‌ای که مجموعه فازی خروجی مدل رگرسیون شامل Y_i دارای درجه عضویت بزرگ‌تر یا مساوی h باشد؛ یعنی:

$$\mu_Y(Y_i) \quad h \quad (13)$$

متغیر h عددی بین صفر و یک است. با افزایش مقدار h ، میزان فازی بودن خروجی‌ها نیز افزایش می‌یابد. در پژوهش حاضر h برابر با $0/5$ در نظر گرفته شده است. بنابراین، با توجه به آنچه گفته شد، می‌توان تابع هدف و قیدهای تابع برنامه‌ریزی خطی فازی را به صورت زیر نشان داد (Salmani et al., 2017):

$$0 \quad \min \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^n S_i X_{ij} \quad (14)$$

$$Y_i \quad \sum_{i=1}^p a_i X_{ij} \quad (1-h) p \sum_{i=1}^p S_i X_{ij} \quad (15)$$

$$Y_i \quad \sum_{i=1}^p a_i X_{ij} \quad (1-h) p \sum_{i=1}^p S_i X_{ij} \quad (16)$$

به گونه‌ای که رابطه (14) تابع هدف است و رابطه‌های (15) و (16) قیدهای مدل برنامه‌ریزی فازی محسوب می‌شوند. کاربرد مفاهیم رگرسیون فازی برای تخمین مدل ARDL نیز امکان‌پذیر است و می‌توان رگرسیون‌ها را با روش Fuzzy-ARDL برآورد کرد.

نتایج و بحث

مقادیر میانگین، انحراف معیار، کمینه و بیشینه برای هر کدام از متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۱ آمده است؛ برای نمونه، این مقادیر برای متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی، به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ در طول دوره مورد بررسی (از فصل چهارم سال ۱۳۸۸ تا فصل اول سال ۱۳۹۷)، به ترتیب، ۹۶۲۸۰، ۶۶۹۵۵، ۹۲۹۶ و ۲۲۶۰۰۴ میلیارد ریال بوده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
Y ارزش افزوده کشاورزی (میلیارد ریال)	۳۴	۹۶۲۸۰	۶۶۹۵۵	۹۲۹۶	۲۲۶۰۰۴
P سهم بانک‌های خصوصی از کل تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی	۳۴	۰/۱۳	۰/۰۴	۰/۱۰	۰/۲۷
C تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش کشاورزی (هزار میلیارد ریال)	۳۴	۴۲۷	۱۳۸	۲۴۴	۶۷۹
I تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۳۴	۱۴۷۰۱	۱۱۲۲۹	۱۱۱۷	۴۲۵۰۷
I تعداد نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی (نفر)	۳۴	۴۱۶۶۴۰۲	۴۵۳۴۷۲/۱	۳۳۴۵۴۰۰	۴۷۹۸۸۹۰

مقادیر ریالی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین، روند تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش کشاورزی از فصل چهارم سال ۱۳۸۸ تا فصل اول سال ۱۳۹۷ در شکل ۱ گزارش شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، تسهیلات اعطایی بانک‌ها در طول این دوره روند صعودی داشته است.

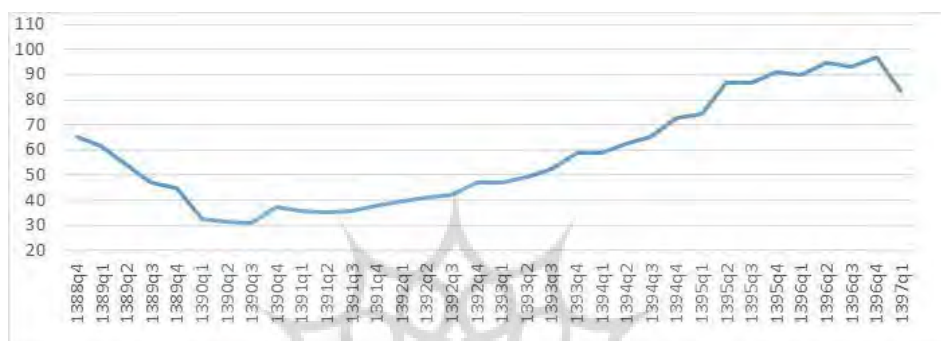


مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱- روند تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش کشاورزی به قیمت جاری (هزار میلیارد ریال)

تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش.....

در شکل ۲ نیز روند تسهیلات اعطایی بانک‌های خصوصی به بخش کشاورزی رسم شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، مقدار این متغیر در سال ۱۳۹۰ نزولی بوده و اما بعد از آن، روند صعودی به خود گرفته است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۲- روند تسهیلات اعطایی بانک‌های خصوصی به بخش کشاورزی به قیمت جاری

(هزار میلیارد ریال)

پیش از برآورد مدل، لازم است آزمون مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها صورت گیرد، زیرا استفاده از داده‌های نامانای می‌تواند منجر به رگرسیون کاذب شود. بدین منظور، در مطالعه حاضر، با بهره‌گیری از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) و هگی (HEGY)، مانایی متغیرها در سطح و تفاضل اول بررسی شده، که نتایج آن در جداول ۲ و ۳ آمده است. همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، آماره آزمون ADF تنها برای متغیر LP (سهم اعتبارات بانکی‌های خصوصی از کل اعتبارات) معنی‌دار است و این متغیر در سطح ماناست (I(0))؛ اما آماره ADF برای سایر متغیرها در حالت تفاضل اول معنی‌دار می‌شود و از این رو، این متغیرها مانا از درجه یک (I(1)) هستند.

جدول ۲- نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	سطح	تفاضل اول
LY	-۱/۴۶	-۱۹/۴۰***
LP	-۴/۱۱***	-۲/۷۰*
LL	-۱/۷۸	-۶/۲۰***
LI	-۲/۳۳	-۲/۱۵
LC	-۰/۸۲	-۵/۶۸***

***، ** و *، به ترتیب، معنی دار در سطوح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- نتایج آزمون هگی (HEGY)

متغیر	تناوب نیم سالانه		تناوب سالانه	
	سطح	تفاضل اول	سطح	تفاضل اول
LY	-۱/۸۳	۶/۰۲*	۲/۷۰	۵/۵۷*
LP	۶/۳۶*	۱۱/۰۰***	۵/۰۲	۱۳/۸۹***
LL	۲۳/۶۲***	۲۲/۹۳***	۲۳/۱۷***	۲۲/۴۰***
LI	۹/۶۶***	۶/۲۷***	۲۲/۰۳***	۷/۰۰***
LC	۱۱/۲۲***	۷/۰۱**	۲۲/۸۴***	۷/۱۳**

***، ** و *، به ترتیب، معنی دار در سطوح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان گونه که در جدول ۲ گزارش شده است، آماره آزمون هگی (HEGY) برای متغیرهای LL (نیروی کار)، LI (سرمایه گذاری) و LC (سهم تسهیلات خصوصی از کل تسهیلات)، در هر دو تناوب نیم سالانه و سالانه، در سطح خطای یک درصد معنی دار است و این متغیرها مانا هستند. متغیر LY بعد از یک بار تفاضل گیری مانا می شود؛ اما در مورد متغیر LP، نتیجه آزمون بسته به نوع تناوب انتخابی متفاوت است. آزمون‌های ریشه واحد، از یک سو، نتایجی یکدست و واحد به دست نمی دهد و از سوی دیگر، نشان دهنده تردید جدی در فرض

تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش.....

وجود $I(1)$ بودن همه متغیرهاست. بنابراین، استفاده از روشی همانند ARDL توجیه بیشتری دارد، زیرا متکی بر فرض یادشده نیست و حتی در صورت وجود ترکیبی از متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ در مدل، می‌توان از آن استفاده کرد.

آزمون رابطه بلندمدت ARDL

تخمین مدل با روش ARDL زمانی معتبر است که رابطه بلندمدت میان متغیرها تأیید شود. برای بررسی این موضوع، دو آماره F و W (والد) برای آزمون رابطه بلندمدت محاسبه شده، که نتایج آن در جدول ۴ آمده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، مقدار محاسباتی هر دو آماره از کران بالای مربوط بیشتر است و از این رو، رابطه بلندمدت میان متغیرها تأیید می‌شود و می‌توان مدل را با روش ARDL تخمین زد.

جدول ۴- آزمون رابطه بلندمدت ARDL

آماره	مقدار محاسباتی	کران پایین (سطح ۵ درصد)	کران بالا (سطح ۵ درصد)	نتیجه
F	۴/۷۳	۳/۲۶	۴/۶۷	تأیید رابطه بلندمدت
W	۲۴/۰۲	۱۶/۳۱	۲۳/۳۴	تأیید رابطه بلندمدت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تخمین الگوی پویای ARDL

نتایج تخمین الگوی پویای ARDL در جدول ۵ آمده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، اکثر ضرایب معنی‌دار هستند. ضریب تعیین مدل (R^2) تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیر وابسته ۹۹ درصد تغییرات متغیرهای توضیحی را تبیین می‌کند. معنی‌داری آماره F نیز نشان‌دهنده معنی‌داری کلی رگرسیون است.

جدول ۵- نتایج تخمین الگوی پویای ARDL(1,2,1,1,2)

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
LY(-1)	۰/۷۶***	۰/۱۱	۶/۷۳
LL	۰/۹۲*	۰/۴۹	۱/۸۷
LL(-1)	-۰/۱۸	۰/۴۸	-۰/۳۷
LL(-2)	-۰/۸۷***	۰/۲۹	-۳/۰۰
LI	-۰/۸۶***	۰/۰۴	-۲۰/۹۳
LI(-1)	۰/۶۲***	۰/۰۹	۶/۵۲
LC	-۰/۰۱***	۰/۰۲	-۵/۸۰
LC(-1)	۰/۰۹***	۰/۰۲	۴/۶۴
LP	-۱/۲۸***	۰/۴۷	-۲/۷۰
LP(-1)	۲/۰۹***	۰/۶۸	۳/۰۸
عرض از مبدأ	۰/۷۴	۵/۱۳	۰/۱۴
R ^۲ تعدیل شده	۰/۹۹	F	۲۶۶/۱۵***

وقفه بهینه بر اساس آماره شوارتز انتخاب شده است

***، ** و * به ترتیب، معنی دار در سطوح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی اعتبار نتایج تخمین الگوی ARDL، آزمون‌های تشخیص انجام شده، که نتایج آن در جدول ۶ آمده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در هیچ موردی آماره‌های آزمون معنی دار نیستند و فرضیه صفر مربوط رد نمی‌شود. بنابراین، مدل فاقد مشکلات مربوط به همبستگی سریالی، خطای تصریح، عدم نرمال بودن جزء اخلاص و ناهمسانی واریانس است. از این‌رو، همگی نتایج معتبر هستند.

تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش.....

جدول ۶- آزمون‌های تشخیص

نتیجه	احتمال	آماره LM	آزمون
عدم وجود همبستگی سریالی	۰/۷۴	۱/۱۱	همبستگی سریالی
عدم خطای تصریح	۰/۱۹	۱/۷۱	آزمون فرم تابعی
نرمال بودن جزء اخلاص	۰/۲۰	۱/۷۷	آزمون نرمال بودن
عدم ناهمسانی واریانس	۰/۷۱	۰/۱۴	آزمون ناهمسانی واریانس

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضرایب بلندمدت الگوی ARDL

نتایج تخمین ضرایب بلندمدت الگوی ARDL در جدول ۷ گزارش شده است. چنان‌که ملاحظه می‌شود، عرض از مبدأ مثبت است، اما معنی‌دار نیست؛ بر این اساس، بهره‌وری تأثیر معنی‌دار بر رشد بخش کشاورزی ندارد، که با توجه به بهره‌وری پایین این بخش، دور از انتظار نیست. ضریب متغیر سرمایه‌گذاری (LI) در سطح خطای یک درصد مثبت و معنی‌دار بوده، که نشان‌دهنده تأثیر مثبت این متغیر بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در بلندمدت است. به لحاظ نظری، سرمایه‌گذاری، با ایجاد زیرساخت‌ها، بهبود فناوری و افزایش بهره‌وری، موجب افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شود. مطابق نتایج، هر یک درصد افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، ۱/۰۴ درصد ارزش افزوده این بخش را در بلندمدت افزایش می‌دهد. متغیر نیروی کار (LL) بر ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیر معنی‌دار ندارد، که شاید علت آن بهره‌وری پایین نیروی کار و همچنین، نرخ بیکاری بالا (به‌ویژه در میان جوانان و نیروهای تازه‌وارد) در ایران باشد. ضریب متغیر تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی (LC) در سطح خطای پنج درصد مثبت و معنی‌دار بوده، که نشان‌دهنده تأثیر مثبت این متغیر بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در بلندمدت است. به لحاظ نظری، تسهیلات بانکی، با فراهم‌سازی امکانات مالی برای کشاورزان، شرایط به‌کارگیری نهاده‌های تولید و استفاده از فناوری بهتر با ریسک کمتر را فراهم می‌کند و بنابراین، تأثیر مثبت بر تولید و بهره‌وری دارد. مطابق نتایج، هر یک درصد افزایش تسهیلات بانکی در بخش کشاورزی، ۰/۰۵ درصد ارزش افزوده این بخش را

افزایش می‌دهد. ضریب متغیر سهم تسهیلات بانک‌های خصوصی از کل تسهیلات منفی و در سطح ده درصد معنی‌دار است؛ از این‌رو، با اعطای هرچه بیشتر تسهیلات بانک‌های دولتی، تأثیر آن در بلندمدت بر رشد بخش کشاورزی بیشتر است. از دیدگاه طرفداران دخالت دولت در اعطای تسهیلات، هدایت دولت موجب می‌شود که بانک‌ها با احساس تکلیف و مسئولیت بیشتری اقدام به پرداخت تسهیلات کنند و از این‌رو، تأثیرگذاری اعطای تسهیلات بیشتر می‌شود. مطابق نتایج، هر یک درصد افزایش سهم بانک‌های دولتی در پرداخت تسهیلات بانکی به بخش کشاورزی، ۰/۰۲ درصد ارزش افزوده این بخش را افزایش می‌دهد.

درباره علت منفی بودن ضریب LP، می‌توان گفت که با توجه به محدودیت اعتبارات بانکی به‌ویژه برای بخش کشاورزی و نیز سهمیه‌بندی پرداخت تسهیلات تکلیفی بین بانک‌ها، یک رابطه جانشینی بین تسهیلات بانک‌های دولتی و تسهیلات بانک‌های خصوصی وجود دارد؛ به دیگر سخن، پرداخت تسهیلات بیشتر توسط بانک‌های خصوصی به معنی پرداخت تسهیلات کمتر توسط بانک‌های دولتی است. از سوی دیگر، برخی کارشناسان استدلال می‌کنند که بانک‌های خصوصی در پرداخت تسهیلات به بخش کشاورزی سهل‌انگاری بیشتری نشان می‌دهند و به دیگر سخن، یا با خودداری از پرداخت تسهیلات به بخش تولید، آن را صرف فعالیت‌های غیرمولد می‌کنند و یا اعتبارسنجی و اولویت‌بندی درستی به‌خرج نمی‌دهند. در مقابل، استدلال می‌شود که پرداخت تسهیلات توسط بانک‌های دولتی کمک بیشتری به تولید می‌کند. بنابراین، پرداخت تسهیلات بیشتر توسط بانک‌های خصوصی به معنی از دست رفتن پرداخت تسهیلات بیشتر توسط بانک‌های دولتی و از دست رفتن بازدهی تسهیلات دولتی است. به دیگر سخن، هزینه فرصت پرداخت تسهیلات توسط بانک‌های خصوصی از دست رفتن بازدهی تسهیلات بانک‌های دولتی است.

تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش.....

جدول ۷- نتایج تخمین ضرایب بلندمدت الگو برای ایران

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
LL	-۰/۵۳	۳/۴۶	-۰/۱۵
LI	۱/۰۴***	۰/۲۸	۳/۶۶
LC	۰/۰۵**	۰/۰۹	۲/۰۰
LP	-۰/۰۲**	۰/۰۱	-۲/۱۱
عرض از مبدأ	۸۰/۱۲	۸۱/۸۰	۰/۹۷

***، ** و * به ترتیب، معنی دار در سطوح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM) در جدول ۸ گزارش شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، تأثیر متغیرهای سرمایه‌گذاری، نیروی کار و تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت مثبت و معنی‌دار است. اما متغیر سهم تسهیلات بانک‌های خصوصی از کل تسهیلات معنی‌دار نیست و بنابراین، تأثیر این متغیر بر رشد بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت قابل اثبات نیست. ضریب متغیر تصحیح خطا (ECM) منفی و معنی‌دار و قدر مطلق آن زیر یک بوده، که نشان‌دهنده اعتبار مدل و برقراری رابطه بلندمدت است. مقدار این ضریب $-۰/۲۴ - ۰/۲۴$ است و نشان می‌دهد که در هر دوره، ۲۴ درصد از انحرافات رشد اقتصادی از تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۸- نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا (ECM)

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
dLL	۰/۹۲*	۰/۴۹	۱/۸۷
dLL1	۰/۸۷***	۰/۲۹	۲/۹۹
dLI	۰/۸۶***	۰/۰۴	۲۰/۹۳
dLC	۰/۰۳***	۰/۰۱	-۳/۰۲
dLP	۰/۵۲	۰۴۷	۱/۱۰
dLP1	۰/۴۴	۰/۳۶	۱/۲۲
ECM(-1)	-۰/۲۴**	۰/۱۱	-۲/۰۹

dLY = LY-LY(-1); dLL = LL-LL(-1); dLL1 = LL(-1)-LL(-2); dLI = LI-LI(-1); dLC = LC-LC(-1); dLP = LP-LP(-1); dLP1 = LP(-1)-LP(-2)

علامت d نشان‌دهنده تفاضل (دیفرانسیل) متغیرهاست.

***، ** و * به ترتیب، معنی‌دار در سطوح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، با استفاده از رهیافت Fuzzy-ARDL، ضرایب فازی (a_i و s_i) متغیرهای مؤثر بر رشد بخش کشاورزی برآورد می‌شود. a_1 مقدار میانه و S پهنای A را مشخص می‌کند. همچنین، پارامتر s گستره عددی فازی است که میزان فازی بودن عدد را نشان می‌دهد؛ به دیگر سخن، هرچه مقدار این پارامتر بیشتر باشد، میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر خواهد بود. نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل در جدول ۹ ارائه شده است. پارامتر h میزان فازی بودن مدل است که بازه بین صفر (کلاسیک کامل یا دقیق و بدون ابهام) و یک (فازی کامل یعنی، در حالت عدم قطعیت و عدم اطمینان کامل، یا بی نهایت ابهام) را پوشش می‌دهد. در این رهیافت، برای هر ضریب، یک بازه به‌دست می‌آید، برخلاف مدل رگرسیون ARDL که یک عدد به‌دست می‌آید.

تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش.....

جدول ۹- نتایج برآورد پارامترها برای $h=0/5$

متغیر	حد میانه	ضرایب	گستره فازی	ضرایب
عرض از مبدأ	a.	۴۶/۲۹	S.	۶/۳۱
LL	a _۱	-۱/۰۱	S _۱	۰/۰۲
LI	a _۲	۱/۵۹	S _۲	۰/۰۴
LC	a _۳	۰/۱۰	S _۳	۰/۰۰
LP	a _۴	-۰/۰۶	S _۴	۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول ۹، لگاریتم اشتغال بخش کشاورزی با ضریب فازی «۰/۱۶۴»، تأثیر منفی بر رشد بخش کشاورزی دارد. این ضریب فازی نشان می‌دهد که حداکثر تأثیر اشتغال کشاورزی بر رشد برابر با ۰/۹۹۱۷- بوده و حداقل تأثیر آن بر رشد بخش کشاورزی نیز برابر با ۱/۰۲۴۵- و متوسط تأثیر آن برابر با ۱/۰۰۸۱- است. به دیگر سخن، میزان تأثیر اشتغال بر بخش کشاورزی بیشتر از ۱/۰۲۴۵- و کمتر از ۱/۰۰۸۱- نخواهد شد، بلکه در بازه بین این دو حد بالا و پایین قرار می‌گیرد. این نتایج با نتایج الگوی ARDL نیز همسوست. علت این تأثیر منفی اشتغال ممکن است بهره‌وری پایین نیروی کار و نیز نرخ بیکاری بالا (به‌ویژه در میان جوانان و نیروهای تازه‌وارد) در ایران باشد. همچنین، در سال‌های اخیر، استفاده از مکانیزاسیون و ماشین‌آلات کشاورزی توسعه قابل توجهی داشته و نقش نیروی کار تا حدودی کاهش یافته است. در مقابل، ارزش افزوده این بخش به‌لحاظ تغییر فناوری رشد خوبی داشته، که موجب تأثیر منفی نیروی کار در الگوهای برآوردی شده است.

لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی با ضریب فازی «۰/۰۴۰۳، ۱/۵۹۴۶» تأثیر مثبت و قابل توجهی بر رشد بخش کشاورزی دارد. این ضریب فازی نشان می‌دهد که حداکثر تأثیر سرمایه‌گذاری کشاورزی بر رشد برابر با ۱/۶۳۴۹ بوده و حداقل تأثیر آن بر رشد بخش کشاورزی نیز برابر با ۱/۵۵۴۳ و متوسط تأثیر آن برابر با ۱/۵۹۴۶ است. به دیگر سخن، میزان

تأثیر سرمایه‌گذاری بر بخش کشاورزی بیشتر از $۱/۶۳۴۹$ و کمتر از $۱/۵۹۴۶$ نخواهد شد، بلکه در بازه بین این دو حد بالا و پایین قرار می‌گیرد. تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مطابق با نظریه‌های رشد اقتصادی و الگوهای نظری است. در واقع، افزایش سرمایه‌گذاری موجبات افزایش بهره‌وری عوامل تولید، بهبود زیرساخت‌ها و فناوری‌ها را فراهم کرده، رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت. لگاریتم تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی با ضریب فازی « $۰/۰۳۸$ »، $۰/۱۰۲۱$ تأثیر مثبت بر رشد بخش کشاورزی دارد. این ضریب فازی نشان می‌دهد که حداکثر تأثیر تسهیلات بخش کشاورزی بر رشد برابر با $۰/۱۰۵۸$ بوده و حداقل تأثیر آن بر رشد بخش کشاورزی نیز برابر با $۰/۰۹۸۲$ و متوسط تأثیر آن برابر با $۰/۱۰۲۱$ است. به دیگر سخن، میزان تأثیر تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی بر رشد این بخش بیشتر از $۰/۱۰۵۸$ و کمتر از $۰/۰۹۸۲$ نخواهد شد، بلکه در بازه بین این دو حد بالا و پایین قرار می‌گیرد. اعطای تسهیلات به بخش کشاورزی زمینه‌ساز افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش، تأمین مالی واحدهای تولیدی و رفع محدودیت بودجه کشاورزان است، که باعث افزایش رشد ارزش افزوده این بخش می‌شود. سرانجام، ضریب نسبت اعتبارات بانک‌های خصوصی با ضریب فازی « $۰/۰۵۱$ »، $۰/۰۶۱۱۹$ مطابق الگوی ARDL، تأثیر منفی این نسبت بر رشد بخش کشاورزی را نشان می‌دهد. از این رو، مطابق نظریه طرفداران دخالت دولت در اعطای تسهیلات، هدایت دولت موجب می‌شود که بانک‌ها با احساس تکلیف و مسئولیت بیشتری اقدام به پرداخت تسهیلات کنند و از این رو، تأثیرگذاری آن بیشتر می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر تسهیلات بانکی بر رشد بخش کشاورزی با در نظر گرفتن نقش مالکیت بانک‌ها بود؛ و بدین منظور، از داده‌های فصل چهارم سال ۱۳۸۸ تا فصل اول سال ۱۳۹۷ و همچنین، روش‌های ARDL و Fuzzy-ARDL استفاده شد.

تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش.....

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که سرمایه‌گذاری موجب رشد بخش کشاورزی می‌شود. این نتیجه همسو با یافته‌های کرباسی و پیروی (Karbassi and Peirovi, 2008)، پیری و همکاران (Piri et al., 2011)، کهنسال و مقدم (Kohansal and Moghaddam, 2015)، خلیلی ملک‌شاه و قهرمان‌زاده (Khalili Malekshah and Ghahremanzadeh, 2017) و شاکری بستان‌آباد و صالحی کمرودی (Shakeri Bostanabad and Salehi Komroudi, 2020) است. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود که برای تولید محصولات کشاورزی و افزایش اشتغال در بخش کشاورزی، هرچه بیشتر تلاش شود تا با فراهم‌سازی عوامل مشوق سرمایه‌گذاری مانند نرخ سود بانکی پایین و بهبود فضای کسب و کار، سرمایه بیشتری به بخش کشاورزی سرازیر شود. همچنین، توسعه بازارهای مالی به افزایش پس‌انداز و نیز افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری و وام‌گیری از بانک برای تولید می‌انجامد، که افزایش تولید در بخش کشاورزی را در پی دارد. در این میان، توجه ویژه به بهبود امنیت و بازده سرمایه‌گذاری و اعطای مشوق‌های سرمایه‌گذاری نظیر بیمه‌های درآمدی می‌تواند جریان ورود سرمایه بدین بخش را ارتقا دهد.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، متغیر نیروی کار تأثیر منفی بر رشد بخش کشاورزی ایران دارد. این یافته در تضاد با نتایج مطالعات زیبایی و مظاهری (Zibaei and Mazaheri, 2009)، زیبایی و همکاران (Ziaee et al., 2018)، فیلیپس و لورتان (Phillips and Loretan, 1991) و هومانی فراهانی و همکاران (Hoomani Farahani et al., 2018) است؛ اما، لطفعلی‌پور و همکاران (Lotfalipour et al., 2012) و شاکری بستان‌آباد و صالحی کمرودی (Shakeri Bostanabad and Salehi Komroudi, 2020) به نتایج مشابه دست یافته‌اند. بنابراین، ارتقای بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی به‌ویژه از طریق افزایش دانش و مهارت نیروی کار، افزایش هزینه‌های تحقیق و توسعه و جذب فناوری جدید پیشنهاد می‌شود.

تسهیلات اعطایی بانک‌ها موجب رشد بخش کشاورزی می‌شود. این نتیجه از سوی عزیری و مهربانی بشرآبادی (Azizi and Mehrabi Boshrahadi, 2014) و عرب‌مازار و همکاران (Arabmazar et al., 2018) نیز تأیید شده است، که اهمیت بسیار بالای منابع مالی و

تأمین مالی برای بخش کشاورزی ایران را به خوبی نشان می‌دهد بنابراین، شایسته است که تأمین تسهیلات مورد نیاز کشاورزان در اولویت سیاست‌گذاران بخش کشاورزی قرار گیرد تا کشاورزان بتوانند با این منابع، به افزایش سرمایه‌گذاری و تهیه نهاده‌های مورد نیاز خود پردازند و از این رهگذر، موجبات ارتقا و رشد بخش کشاورزی فراهم شود.

همچنین، طبق یافته‌های پژوهش حاضر، هرچه اعتبارات بانکی توسط بانک‌های دولتی اعطا شود، تأثیر آن بر رشد بخش کشاورزی بیشتر خواهد بود؛ به دیگر سخن، مالکیت بانک‌ها (دولتی یا خصوصی بودن بانک) بر نحوه اثرگذاری اعتبارات بر رشد بخش کشاورزی تأثیر دارد. از آنجا که پیش از این، مطالعاتی مانند مطالعه شریفی رنانی و همکاران (Sharifi Renani et al., 2013) نیز تأثیر مثبت تسهیلات بانکی کشاورزی بر رشد بخش کشاورزی را نشان داده‌اند، این نتیجه دور از انتظار نیست. همچنین، این نتیجه همسو با دیدگاه طرفداران تسهیلات بانک‌های دولتی و نیز یافته‌های ذوالقدر و همکاران (Zolghadr et al., 2019)، آندریانووا و همکاران (Andrianova et al., 2012) و گل‌من و فلر (Coleman and Feler, 2015) است؛ با این همه، با یافته‌های اوندرو و اوزیلدوروم (Önder and Özyıldırım, 2010, 2013) و برکوویس و همکاران (Berkowitz et al., 2014) سازگار نیست. با توجه بدین یافته پژوهش، لازم است در خصوص پرداخت تسهیلات اعطایی بانکی‌های خصوصی، آسیب‌شناسی صورت گیرد. برخی از کارشناسان همچون شاکری (Shakeri, 2016) بر این باورند که بانک‌های خصوصی تسهیلات تولیدی را به جای بخش‌های مولد اقتصاد، بیشتر به بخش‌های غیرمولد هدایت می‌کنند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود تا رفع آسیب‌های احتمالی بانک‌های خصوصی در ارائه تسهیلات، بهتر است تسهیلات تکلیفی بیشتر از طریق بانک‌های دولتی و با نظارت بیشتر دستگاه‌های دولتی اعطا شود.

شایان یادآوری است که در شرایط بد اقتصادی، بانک‌های دولتی با دسترسی بهتر به منابع مالی بیشتر، می‌توانند به جبران کاهش اعطای تسهیلات از سوی بانک‌های خصوصی پردازند و با رفتار ضدسیکلی، برای حفظ تعادل در بازار اعتبارات در افزایش رشد و اشتغال

اقتصادی، مؤثرتر از بانک‌های خصوصی عمل کنند. در مجموع، با حمایت از بانک‌های دولتی به دلیل حرکت آنها در راستای تحقق اهداف توسعه بخش کشاورزی و حمایت از حضور این بانک‌ها در مناطق کمتر توسعه یافته و همچنین، با نظارت بیشتر بر رفتار وام‌دهی بانک‌های خصوصی در مناطق کم‌درآمد برای مشارکت بیشتر آنها در رشد و اشتغال بخش کشاورزی از طریق اعطای اعتبارات هدفمند، می‌توان زمینه‌های اصلاح بازار تخصیص اعتبارات و تأمین مالی در بخش کشاورزی ایران را فراهم ساخت.

منابع

1. Andrianova, S., Demetriades, P. and Shortland, A. (2012). Government ownership of banks, institutions and economic growth. *Economica*, 79(315): 449-469.
2. Ansari, V. and Salami, H. (2016). Decomposition of the effect of technological change on output growth in Iranian agricultural sector: a structural decomposition analysis. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 46-2(4): 765-782. (Persian)
3. Arabmazar, E., Ranjbar, S. and Nezhad Aghaeeyan, P. (2018). The effect of agricultural bank's credit on value added and employment of agriculture sector. *Journal of Economics and Modeling*, 9(3): 131-183. (Persian)
4. Arora, R.U. and Wondemu, K. (2018). Do public sector banks promote regional growth? Evidence from an emerging economy. *Review of Urban and Regional Development Studies*, 30(1): 66-87.
5. Azizi, A. and Mehrabi Boshrahadi, H. (2014). The effect of Agricultural Bank's credit on agricultural growth. *Journal of Rural Development Strategies*, 1(4): 1-11. (Persian)
6. Barro, R. J. (1999). Inequality, growth, and investment. NBER Working Papers 7038, National Bureau of Economic Research, Inc.
7. Berkowitz, D., Hoekstra, M. and Schoors, K. (2014). Bank privatization, finance, and growth. *Journal of Development Economics*, 110: 93-106.

8. Chang, H.-J. (2012). 23 things they don't tell you about capitalism. USA: Bloomsbury Publishing.
9. Coleman, N. and Feler, L. (2015). Bank ownership, lending, and local economic performance during the 2008-2009 financial crisis. *Journal of Monetary Economics*, 71: 50-66.
10. Daiei Karimzadeh, S. and Gorjizadeh, A. (2016). Impact of the expansion of private banks share in banking system on non-performing loans in Iran. *Journal of Monetary and Banking Research*, 8(26): 571-593. (Persian)
11. Davydov, D. (2018). Does state ownership of banks matter? Russian evidence from the financial crisis. *Journal of Emerging Market Finance*, 17(2): 250-285.
12. Dong, Y., Liu, Z., Shen, Z. and Sun, Q. (2016). Does state ownership really matter in determining access to bank loans? Evidence from China's partial privatization. *Pacific-Basin Finance Journal*, 40: 73-85.
13. Emenuga, P.E. (2019). effect of commercial banks' credit on agricultural productivity in Nigeria. *Acta Universitatis Danubius. Oeconomica*, 15(3): 417-428.
14. Hoomani Farahani, M., Shahbazi, K. and Faalju, H. (2018). The effects of financial development on value added of agriculture in D8 countries. *Journal of Agricultural Economics Researches*, 10(38): 135-154. (Persian)
15. Karbassi, A. and Peirovi, M. (2008). The impact of trade liberalization on Iranian agriculture. *Agricultural Economics*, 2(2): 19-34. (Persian)
16. Kartikasari, D. (2017). The effect of export, import and investment to economic growth of Riau Island Indonesia. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4): 663-667.
17. Khalili Malekshah, S. and Ghahremanzadeh, M. (2017). Investigating the relationship between exports and growth in Iran's agricultural sector: application of Structural Vector Autoregressive (SVAR) model and Directed Non-Rotating Graphs (DAG). *Journal of Agricultural Economics*, 10(4): 81-99. (Persian)

18. Khan, M.S. and Reinhart, C.M. (1990). Private investment and economic growth in developing countries. *World development*, 18(1): 19-27.
19. Kohansal, M. and Moghaddam, A. (2015). The determinants of economic growth with emphasis on export and investment agriculture and development economies. *Agriculture and Development Economies*, 23(91): 21-25. (Persian)
20. Lotfali pour, M., Azarinfar, Y. and Mohammadzadeh, R. (2012). The impact of government expenditure on agricultural sector and the overall economy of Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 26(2): 86-96. (Persian)
21. Nazmi, N. and Ramirez, M.D. (1997). Public and private investment and economic growth in Mexico. *Contemporary Economic Policy*, 15(1): 65-75.
22. Önder, Z. and Özyıldırım, S. (2010). Banks, regional development disparity and growth: evidence from Turkey. *Cambridge Journal of Economics*, 34(6): 975-1000.
23. Önder, Z. and Özyıldırım, S. (2013). Role of bank credit on local growth: Do politics and crisis matter? *Journal of Financial Stability*, 9(1): 13-25.
24. Pesaran, M.H. and Pesaran, B. (1997). Working with Microfit 4: Microfit 4 user manual. Oxford: Oxford University Press.
25. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
26. Phillips, P.C. and Loretan, M. (1991). Estimating long-run economic equilibria. *The Review of Economic Studies*, 58(3): 407-436.
27. Piri, M., Javdan, E. and Faraji Dizaji, S. (2011). The Effect of oil export fluctuations on agricultural sector growth in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 25(3): 275-283. (Persian)
28. Salmani, B., Zolghadr, H. and Shokri, H. (2017). Investigating economic factors affecting internet infiltration in Iran using fuzzy regression. *Applied Theories of Economics*, 3(3): 91-116. (Persian)

29. Shahnoushi, N. and Shabanzadeh, M. (2013). The effect of credits of early return firms on total factor productivity in agricultural sector, case study: Babol County. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research (IJAEDR)*, 43(3): 511-521. (Persian)
30. Shakeri, A. (2016). Introduction to Iranian economy. Tehran: Raafe.
31. Shakeri Bostanabad, R. and Salehi Komroudi, M. (2020). Factors affecting the growth of Iran's agricultural sector: applying the Bayesian model averaging approach. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research (IJAEDR)*, 51(3): 451-467. (Persian)
32. Sharifi Renani, H., Tavakoli, A. and Honarvar, N. (2013). The effect of the agricultural bank's credits on agricultural value added in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 21(84): 201-277. (Persian)
33. Siddiki, J.U. (2000). Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis. *Applied Economics*, 32(15): 1977-1984.
34. Tayyebi, S.K., Sateei, M. and Samimi, P. (2010). The impact of banking credit on the employment of economic sectors in Iran. *Journal of Money and Economics*, 2(4): 1-33. (Persian)
35. Ziaee, S., Amirzadeh Moradabadi, S., Samareh Hashemi, K. and Narouei, H. (2018). The effect of knowledge-based economy on value added of agricultural sector in Iran. *Agricultural Economics and Development*, 26(102): 75-92. (Persian)
36. Zibaei, M. and Mazaheri, Z. (2009). Government size and economic growth in Iran with emphasis on agricultural sector growth: a Threshold Regression model. *Jouenal of Agricultural Economics and Development*, 23(1): 11-20. (Persian)
37. Zolghadr, H., Asgharpur, H., Purebadolahan, M., Salmani, B. and Farzinvash, A. (2019). Studying the role of bank ownership in the effect of bank credit on economic growth according to the level of provinces income. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 9(34): 15-34. DOI: 10.30473/egdr.2019.4694. (Persian)