توسعه مالی و سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید

سید مهدی موسویان۱*، مهدی امیدی کیا۲، حسین حیدرزادی۳، نورالدین زرگوشی۴

*۱ -دانشجوی دوره دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز همراه:۰۹۱۸۳۴۲۰۲۴۵ (s.m.mosavian@tabrizu.ac.ir)

۲ -دانشجوی دوره دکتری علوم اقتصادی دانشگاه مازندران-بابلسر

۳ -کارشناسی ارشد اقتصاد

۴ -دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه آزاد ایلام

چکیده

در این پژوهش ارتباط بین توسعه مالی و نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به تولید، طی دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۹مورد بررسی قرار گرفته است؛ برای این منظور از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. مطابق نتایج به دست آمده بین دو متغیر ارتباط بلندمدت برقرار بوده و افزایش توسعه مالی اثر مثبت بر سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید داشته است. بنابراین دولت بایستی ضمن افزایش کنترل و نظارت در پرداخت تسهیلات به کشاورزان، کارایی بانک‌ها در پرداخت تسهیلات را افزایش داده و زمینه‌های لازم برای توزیع کارآمد این منابع را فراهم آورد.

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، ARDL

مقدمه

بخش کشاورزی در ایران، سهم قابل‌توجهی از تولید، اشتغال و صادرات غیر نفتی را داراست به گونه‌ای که سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی در طی دوره مورد بررسی در این مطالعه، حدود ۱۶ درصد می‌باشد. از طرفی با توجه به اینکه این بخش، سهم بسزایی در تأمین درآمد روستاییان به عنوان قشرهای با درآمد پایین و متوسط دارد، آگاهی از عوامل اثرگذار بر آن، برای سیاست‌گذاران همواره حائز اهمیت ویژه‌ای می‌باشد. توسعه بخش کشاورزی به عنوان منبع اصلی تأمین مواد غذایی در ایران، علاوه بر ایجاد اشتغال، می‌تواند توزیع درآمد و همچنین سلامت جامعه را نیز تحت تأثیر قرار دهد.

مطابق قانون برنامه پنجم توسعه ایران، که از سال ۱۳۹۰ آغاز شده است، به منظور حفظ ظرفیت تولید و نیل به خودکفایی در تولید محصولات اساسی کشاورزی و دامی، ارزش افزوده بخش کشاورزی بر مبنای ملاحظات توسعه پایدار سالانه به میزان هفت درصد (۷٪) نسبت به سال ۱۳۸۸ در طول برنامه پیش‌بینی‌شده است (ارزیابی وضعیت بخش کشاورزی در لایحه بودجه، ۱۳۹۱)

از طرفی بازارهای پولی و مالی اهمیت ویژه‌ای در نظام اقتصادی کشورها دارند و در ادبیات و توسعه اقتصادی پایدار از الزامات مهم دستیابی به آن محسوب می‌شوند، به گونه‌ای که بسط و توسعه بهینه و مناسب بازارهای پولی و مالی را از ابزارهای مهم توسعه می‌دانند. در واقع بازارهای مالی و پولی، منابع تأمین اعتبار برای فعالیت‌های مختلف اقتصادی هستند. البته لازم به ذکر است که کارایی نظام پولی و مالی هر کشور و نحوه مدیریت مالی واحدهای اقتصادی موجود، شرط لازم و کافی به منظور دستیابی به این آثار مثبت اقتصادی می‌باشد که در صورت نبود کارایی در این فرایند، چه در بخش اعطای اعتبارات و چه در بخش مصارف، اعتبارات ممکن است اثرات مطلوب و مورد انتظار را به همراه نداشته و شاید حتی آثار منفی به دنبال داشته باشند. (بختیاری و پاسبان، ۱۳۸۳)

اعتبارات بخش کشاورزی از منابع مختلفی می‌تواند تأمین گردد که در این میان بانک‌های تجاری و بانک‌های تخصصی کشاورزی به عنوان منابع رسمی و دلالان، سلف‌خران، و دکانداران و واسطه‌ها به عنوان منابع غیررسمی می‌باشند. بالا بودن نرخ بهره منابع غیررسمی موجب بروز مشکلاتی برای کشاورزان در تأمین اعتبارات مورد نیاز بخش کشاورزی شده است به طوری که بر اساس نتایج حاصل از مطالعه عرب مازار و خدا رحمی (۱۳۷۸)، کمتر از یک چهارم تسهیلات دریافت شده به وسیله کشاورزان از منابع غیررسمی اعتبار تأمین می‌گردد (نادر و همکاران، ۱۳۹۲) از این رو بررسی اثر توسعه مالی بر سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی حائز اهمیت می‌باشد.

تا کنون مطالعات کمی نسبت به اثرگذاری توسعه مالی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران صورت گرفته است، در این پژوهش اثرگذاری توسعه مالی بر سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی مد نظر قرار گرفته است تا با در نظر گرفتن نسبت اعتبارات پرداختی به بخش کشاورزی به عنوان شاخص توسعه مالی، میزان اثرگذاری آن بر ارزش افزوده نسبی بخش کشاورزی مورد ارزیابی قرار گیرد. تا به نوعی آن را به صورت نسبی مورد توجه قرار دهیم. در ادامه ضمن بیان مختصری از نظریات مربوط به این رابطه و برخی از مطالعات پیشین، روش‌شناسی تحقیق بیان گردیده است و پس از آن یافته‌های تجربی پژوهش بیان گشته و در پایان جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق ارائه گردیده است.

مبانی نظری

ایده کلی مرتبط بودن رشد با توسعه مالی و ساختار، را می‌توان حداقل به شومپیتر (۱۹۱۱) نسبت داد. شومپیتر بر اهمیت سیستم بانکی در رشد اقتصادی تاکید کرد و موقعیتی را برجسته کرد که در آن مؤسسات مالی می‌توانند با شناسایی و تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های مولد، نوآوری و رشد آتی را تحریک نمایند (لیو و سو[1]، ۲۰۰۶). دیدگاه شومپیتر (۱۹۱۱)، اغلب به عنوان اولین چارچوب در تحلیل فرضیه اثرگذاری توسعه مالی بر رشد در نظر گرفته می‌شود. این فرضیه ادعا می‌کند که یک سیستم مالی با عملکرد خوب، از طریق تخصیص کارای منابع از بخش‌های با بهره‌وری پایین به سمت بخش‌های بهره‌ورتر، موجب تحریک نوآوری‌های فنی (رشد) خواهد شد. این بحث مشابه فرضیه طرف عرضه پاتریک (۱۹۶۶) می‌باشد. پاتریک (۱۹۶۶) بیان می‌دارد که توسعه‌ی بخش مالی توانا، می‌تواند موجب تحریک رشد اقتصادی گردد.

پیرو کار ابتدایی شومپیتر (۱۹۱۱) و مطالعات بعدی توسط گولداسمیت (۱۹۶۹)، مک کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳)، در تحقیقات اقتصادی؛ توجه زیادی به ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی صورت گرفت (آدو و همکاران[2]، ۲۰۱۳). گولد اسمیت (۱۹۶۹) در مطالعه خود همبستگی مثبت بین توسعه مالی و کارایی اقتصادی را در نمونه ۳۵ کشوری خود استخراج کرد (لیانگ وتنگ[3]، ۲۰۰۶). مک کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) در مطالعات خود نشان دادند که توسعه مالی، پس‌انداز و انباشت سرمایه را افزایش خواهد داد و از این رو موجب رشد اقتصادی می‌شود (لیو و سو، ۲۰۰۶). مک کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) به طور اساس استدلال می‌کنند که تعیین نرخ بهره در بخش بانکی که در کشورهای در حال توسعه معمولاً تنها نهادهای مالی سازمان‌دهی شده هستند، بایستی بر مبنای بازار استخراج شوند تا به تخصیص برتر منابع به منظور سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد سریع‌تر، دست یابند. آن‌ها بر این باور بودند که آزادسازی مالی، از طریق نرخ بهره بالاتر نه تنها منجر به تخصیص بهینه‌تر

[1] Liu & Hsu.
[2] Adu & et al.
[3] Liang & Teng.

منابع می‌شود بلکه وجوه قابل وام‌ده‌ی را جذب بیشتر پس انداز خانوارها به سپرده‌گذاری در بانک، افزایش می‌دهد (کار و همکاران[4]، ۲۰۱۱).

با این حال سینت–پاول (۱۹۹۲) با مدل خود نشان داد که توسعه مالی می‌تواند به رشد صدمه بزند. به طور خاص، توسعه مالی با بهبود تخصیص منابع و در نتیجه بازده پس انداز، ممکن است نرخ پس انداز را کاهش دهد (لیو و سو، ۲۰۰۶).

از میان کسان دیگری که به فرضیه توسعه مالی منجر به رشد پرداخته‌اند. می‌توان به لوکاس (۱۹۸۸)، چندا–وارکر (۱۹۹۸) و سیق و ویس (۱۹۹۸) اشاره نمود. درحالی‌که لوکاس (۱۹۸۸) بیان می‌دارد که بر اهمیت موضوعات مالی، به گونه‌ی بدی، بیش از حد تاکید شده است، چندا–وارکر (۱۹۹۸) امور ملی را به عنوان یکی از عوامل توسعه در کشورهای پیشگام در توسعه می‌دانند. سیق و ویس (۱۹۹۸) بر ریسک ناشی از گسیختگی مالی و رکود اقتصادی متعاقب آن که ممکن است ناشی از مقررات زدایی سریع از یک سیستم مالی سرکوب شده باشد، تاکید دارند. این مباحث نظری آشکار می‌کند که در مورد نقش تأمین مالی در رشد اقتصادی و جهت علیت آن‌ها، اجماعی وجود ندارد (کار و همکاران، ۲۰۱۱). به طور کلی ادبیات اولیه بیان می‌دارد که بخش مالی از دو طریق رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد: بهبود تخصیص منابع و تسریع در توسعه تکنولویکی (حسنف و حسینف[5]، ۲۰۱۳).

پیشینه تحقیق

شاه آبادی و محمودی (۱۳۸۹) به بررسی رابطه توسعه واسطه‌های مالی و ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران در طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۵ و با استفاده از روش هم انباشتگی انگل–گرنجر پرداختند. آن‌ها همچنین رابطه علی بین توسعه واسطه‌های مالی و ارزش افزوده بخش کشاورزی را مورد آزمون قراردادند. بر اساس نتایج آن‌ها، بین متغیرهای توسعه واسطه‌های مالی و ارزش افزوده بخش کشاورزی رابطه مستقیم است اما درباره رابطه علی بین آن‌ها نمی‌توان اظهارنظر کرد.

پژویان و فرزین معتمد (۱۳۸۵) با استفاده از معادلات همزمان، میزان اثربخشی اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی را بر روی سرمایه‌گذاری و اشتغال در بخش کشاورزی را مورد بررسی قراردادند. مطابق نتایج آن‌ها هر یک درصد افزایش در اعتبارات سرمایه‌ای بانک کشاورزی تنها منجر به ۰,۰۰۰۳ درصد افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی شده بود و هر یک درصد افزایش در اعتبارات جاری این بانک، ۰,۴۹ درصد افزایش در ارزش افزوده را در پی داشت.

[4] Kar & et al.
[5] Hasanov & Huseynov.

لطفعلی پور و همکاران (۱۳۹۱) تأثیر مخارج دولت را بر روی رشد بخش کشاورزی را مورد مطالعه قراردادند. بر اساس نتایج آن‌ها، نسبت مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش کشاورزی به ارزش افزوده این بخش و نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به ارزش افزوده، تأثیر مثبتی بر رشد بخش کشاورزی دارد؛ اما نرخ اشتغال نیروی کار دارای تأثیر منفی بر رشد بخش کشاورزی دارد.

حسن و همکاران[۶] (۲۰۱۱) با استفاده از رگرسیون پانلی ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را در کشورهای با درآمد پایین و متوسط بررسی نمودند. بر اساس نتایج آن‌ها، یک رابطه مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه برقرار بود.

ژانگ و همکاران[۷] (۲۰۱۲) ارتباط بین توسعه مالی و رشد را با استفاده از داده‌های شهرهای چین بررسی نمودند. آن‌های این رابطه را با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی و چند روش اقتصادسنجی ارزیابی نمودند. بر اساس نتایج به دست آمده از تحقیق آن‌ها، بین دو متغیر رابطه مثبت برقرار بود.

فانگ[۸] (۲۰۰۹) همگرایی رشد اقتصادی و توسعه مالی را مورد بررسی قرارداد. بر اساس نتایج وی رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در مراحل اولیه توسعه قوی‌تر است و با پایداری رشد، این رابطه تضعیف می‌گردد.

داده‌ها و روش‌شناسی

با توجه به مبانی نظری مطرح‌شده و همچنین مطالعات تجربی انجام‌شده، در این پژوهش، به منظور بررسی اثر توسعه مالی بر سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید، الگوی زیر مورد استفاده قرار گرفت:

$$va = \frac{VA}{Y} = F(FD, L, D53, D59) \qquad (۱)$$

که در آن، VA ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت‌های جاری، FD شاخص توسعه مالی، Y تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری و L نسبت نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی به کل اشتغال می‌باشد که به صورت متغیر کنترل در مدل لحاظ شده است، va نیز بیانگر سهم (نسبت) ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید است. در این پژوهش، از سهم اعتبارات پرداختی به بخش کشاورزی از کل اعتبارات پرداختی به تمام بخش‌ها، به عنوان شاخص توسعه مالی در بخش کشاورزی استفاده شده است. تمام متغیرها از وب‌سایت بانک مرکزی استخراج گردیده و به صورت لگاریتمی در مدل واردشده‌اند. داده‌های D53 و D59 نیز به ترتیب متغیرهای مجازی مربوط به شوک نفتی سال ۱۳۵۳ و جنگ تحمیلی می‌باشند. مقدار متغیر D53 برای سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۵۶ برابر با صفر و بقیه سال‌ها یک در نظر گرفته شد. همچنین مقدار متغیر D59 برای سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۹ برابر صفر و برای بقیه سال‌ها یک می‌باشد.

[6] Hassan & et al.
[7] Zhang & et al.
[8] Fung.

به منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو، می‌توان از روش‌های هم جمعی مانند روش انگل-گرنجر و مدل‌های تصحیح- خطا مانند سازوکار تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. با این حال، به دلیل محدودیت‌های موجود در استفاده از روش‌های انگل-گرنجر و همچنین برای اجتناب از نواقص موجود در این مدل‌ها، از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات، روش‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این زمینه می‌توان به الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده[9] (ARDL) اشاره کرد. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم جمعی متغیرها که در روش انگل- گرنجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین این روش الگوهای بلندمدت و کوتاه مدت موجود در مدل را تخمین میزند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع می‌کند، از این رو تخمین‌های ARDL به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درو نزایی،، نا اریب و کارا هستند (مهدوی و مهدوی، ص ۱۳۷). به همین دلیل در مطالعهٔ حاضر از روش ARDL استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل از روش ARDL مبتنی بر تفسیر سه معادله پویا[10]، بلندمدت[11] و تصحیح خطا[12] می‌باشد.

الگوی ARDL(p,q) را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\varphi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'W_t + u_t \qquad (۲)$$

که در آن:

$$\varphi(L,P) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \ldots - \varphi_P L^P \qquad (۳)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \ldots + B_{iq}L^q \qquad , \quad i=1,2,\ldots,k \qquad (۴)$$

در معادلات بالا Y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای توضیحی، L عملگر وقفه، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و یا متغیرهای برونزا با وقفه ثابت است. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1,q_i)}{1-\hat{\varphi}(1,p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \cdots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\varphi}_1 - \cdots - \hat{\varphi}_p} \qquad , \quad i=1,2,\ldots,k \qquad (۵)$$

پس از برآورد رابطه بلندمدت وقفه پسماند (خطا) در رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا مورد استفاده قرار می‌گیرد و رابطه زیر به عنوان الگوی تصحیح خطا به دست می‌آید:

[9] - Autoregressive Distributed Lag Model
[10] - Dynamic
[11] - Long-run
[12] - Error-Correction

$$\Delta Y = a + b\Delta X_t + cECM + e_t \qquad (۶)$$

در معادله بالا ECM وقفه پسماند (خطا) در رابطه بلندمدت و ضریب c بیانگر سرعت تصحیح خطا می‌باشد.

برآورد الگو و ارائه نتایج

پیش از برآورد الگو، پایایی متغیرهای الگو به روش دیکی فولر تعمیم‌یافته را مورد آزمون قرار می‌دهیم .نتایج مربوط به این آزمون را در جدول (۱) ارائه شده است (D در ابتدای نام هر متغیر اشاره به تفاضل مرتبه اول آن متغیر دارد). به منظور انجام این آزمون از نرم‌افزار Eviews 6 استفاده‌شده و وقفه‌های بهینه بر اساس معیار شوارتز – بیزین تعیین‌شده‌اند.

جدول ۱– نتایج مربوط به آزمون پایایی

نام متغیر	حالت آزمون	آماره آزمون	مقدار بحرانی	نتیجه
va	بدون عرض از مبدأ و روند	-۱,۹۵	-۱,۱۹	ناپایا
FD	بدون عرض از مبدأ و روند	-۱,۹۵	۰,۰۴	ناپایا
Dva	با عرض از مبدأ و روند	-۳,۵۲	-۵,۰۹	پایا
DFD	با عرض از مبدأ و روند	-۳,۵۲	-۵,۴۵	پایا

بر اساس نتایج به دست آمده از جدول (۱) هر دو متغیر در سطح ناپایا بوده و پس از یک‌بار تفاضل گیری، پایا می‌شوند. پس از مشخص شدن درجه هم جمعی متغیرهای الگو، با به‌کارگیری روش خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) و با استفاده از اطلاعات سری زمانی مربوط به سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۴۶ ضرایب الگو برآورد شدند. در این پژوهش، به منظور تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل، از معیار شوارتز بیزین بهره استفاده شد چرا که در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه برای نمونه‌هایی با تعداد مشاهده کم مناسب می‌باشد. نتایج مربوط به برآورد ضرایب الگوی ARDL به کمک نرم‌افزار Microfit(4) در جدول (۲) گزارش شده است.

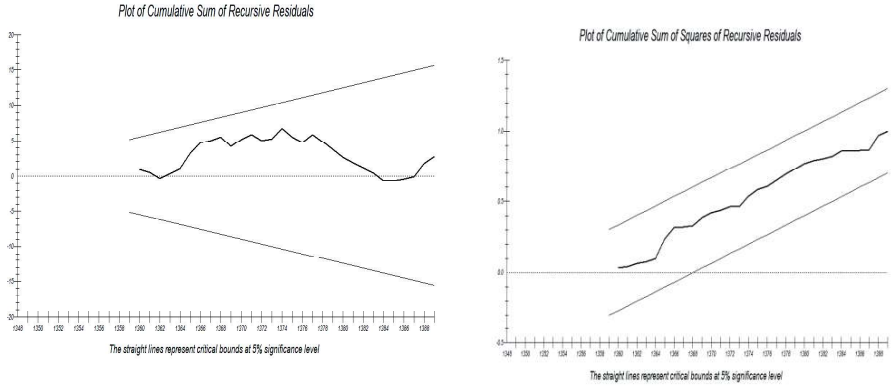
جدول ۲– نتایج مربوط به برآورد مدل ARDL

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
va(-1)	۰,۵۵۳۱۷	۰,۰۸۱۶۲۰	۰,۰۰۰
FD	۰,۱۸۵۴۷	۰,۰۹۰۲۷۰	۰,۰۴۷
L	۰,۳۷۳۸۳	۰,۱۱۲۶۶	۰,۰۰۲
C	-۰,۷۰۵۲۶	۰,۴۸۴۴۲	۰,۱۵۴
D53	۰,۳۰۲۷۲	۰,۰۶۶۱۹۳	۰,۰۰۰
D59	-۰,۱۲۴۱۰	۰,۰۳۸۱۲۸	۰,۰۰۲
R-Bar-Squared=۰,۹۰۱۳۷	**F= ۷۵,۹۴ [۰,۰۰۰]**	**D-W=۱,۷**	

بر اساس نتایج به دست آمده از جدول (۲) تمام ضرایب به دست آمده مربوط به متغیرهای الگو، در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند. همچنین مقدار به دست آمده برای آماره F حاکی از معنی‌دار بودن مجموعه ضرایب الگو می‌باشد. ضمن آن که مقدار بالای R^2 بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای مدل می‌باشد.

پیش از استخراج رابطه بلندمدت، به منظور آزمون ثبات ساختاری مدل، از آزمون‌های مجموع پسماند تجمعی (CUSUM[۱۳]) و مجذور مجموع پسماند تجمعی (CUSUMSQ[۱۴])، ارائه‌شده توسط براون[۱۵] استفاده شد. مطابق این آزمون، چنانچه نمودار این داخل فاصله اطمینان ۹۵ درصدی (بین دو خط مرزی) قرار گیرد، فرض اولیه مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری، رد نمی‌شود. هردو نمودار شکل (۱) نشان داده‌شده‌اند و چون در درون فاصله اطمینان قرارگرفته‌اند، فرض اولیه مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری، رد نمی‌شود.

شکل ۱– نتایج آزمون ثبات ساختاری



پس از برآورد معادله ARDL، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای رگرسیون مورد آزمون قرار گرفت. برای انجام این آزمون ابتدا بایستی مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته را از یک کم کرده و سپس حاصل را بر مجموع انحراف معیارشان تقسیم نمود سپس آماره t به دست آمده را با مقادیر متناظر جدول بنرجی، دولادو و مستر[۱۶] مقایسه کرد. اگر قدر مطلق آماره آزمون محاسبه‌شده از قدر مطلق مقدار بحرانی متناظر در جدول بنرجی، بزرگ‌تر باشد .می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه هم جمعی بین متغیرهای الگو رد می‌شود. از آنجا که در الگوهای برآورد شده برای نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید، متغیر وابسته تنها با یک وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، آماره t به دست آمده برای این الگو، بر اساس این آزمون به صورت زیر خواهد بود:

[13] Cumulative Sum
[14] [14] Cumulative Sum of Square
[15] Brown
[16] - Banerjee, Dolado & Mestre

$$t_{va} = \frac{0.55317 - 1}{0.08162} = -5.47 \qquad (۷)$$

قدر مطلق مقدار آماره (۷)، از قدر مطلق مقدار متناظر با جدول بنرجی، دولادو مستر (۴٫۲۹–) بزرگ‌تر می‌باشد بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹ درصد فرضیه صفر مبنی بر نبود هم جمعی بین متغیرهای الگو رد شده و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. نتایج برآورد این رابطه در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳– نتایج مربوط به رابطه بلندمدت

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
FD	۰٫۴۱۵۰۹	۰٫۱۷۵۹۵	۰٫۰۲۴
L	۰٫۸۳۶۶۳	۰٫۱۷۹۷۲	۰٫۰۰۰
C	–۱٫۵۷۸۴	۱٫۰۰۸۵	۰٫۱۲۶
D53	۰٫۶۷۷۴۸	۰٫۱۳۲۷۰	۰٫۰۰۰
D59	–۰٫۲۷۷۷۳	۰٫۰۸۸۵۷۶	۰٫۰۰۳

بر اساس نتایج به دست آمده از جدول (۳) تمام ضرایب اصلی در سطح خطای ۵ درصد معنادار هستند. مطابق این نتایج، بین متغیرهای توسعه مالی و سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید، رابطه مستقیم برقرار بوده است. همچنین هر یک درصد افزایش در سهم اعتبارات بخش کشاورزی، در بلندمدت منجر به ۰٫۴۲ درصد افزایش در سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید خواهد شد. در ادامه جهت بررسی تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه مدت در الگوی سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید به سمت تعادل بلندمدت، مدل تصحیح خطا استخراج گردید. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول ۴– نتایج مربوط به برآورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
DFD	۰٫۱۸۵۴۷	۰٫۰۹۰۲۷۰	۰٫۰۴۷
DL	۰٫۳۷۳۸۳	۰٫۱۱۲۶۶	۰٫۰۰۲
DC	–۰٫۷۰۵۲۶	۰٫۴۸۴۴۲	۰٫۱۵۴
DD53	۰٫۳۰۲۷۲	۰٫۰۶۶۱۹۳	۰٫۰۰۰
DD59	–۰٫۱۲۴۱۰	۰٫۰۳۸۱۲۸	۰٫۰۰۲
ECM	–۰٫۴۴۶۸۳	۰٫۰۸۱۶۲۰	۰٫۰۰۰

همان طور که از جدول (۴) مشخص است، ضریب تصحیح خطا در الگوی سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید برابر با ۰٫۴۵– است و نشان می‌دهد که در هر دوره ۴۵ درصد از عدم تعادل در این الگو تعدیل‌شده و به

سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. تمام ضرایب اصلی در این الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بخش کشاورزی ایران در سال ۱۳۸۹، ۱۳درصد تولید ناخالص داخلی، ۲۱ درصد ارزش صادرات غیر نفتی، حدود یک پنجم اشتغال، تأمین نزدیک به ۸۰ درصد نیازهای غذایی جامعه و تأمین ۹۰ درصد نیاز مواد اولیه صنایع تبدیلی کشاورزی را بر عهده داشته است. بر این اساس پرداختن به عوامل اثرگذار بر آن همواره مورد اهمیت قرار داشته است.

هدف از انجام این تحقیق بررسی اثرگذاری توسعه مالی بر سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید بوده است. توسعه مالی را می‌توان بر اساس شاخص‌های مختلفی بیان نمود که در این تحقیق از سهم اعتبارات پرداختی به بخش کشاورزی از کل اعتبارات پرداختی به تمام بخش‌های اقتصاد، به عنوان شاخص توسعه مالی استفاده گردید همچنین نسبت نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی به کل اشتغال نیز به عنوان متغیر کنترل در مدل لحاظ گردید. دوره مورد مطالعه از ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۹ را در بر می‌گرفت و اثرگذاری توسعه مالی بر سهم ارزش افزوده، با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) صورت پذیرفت.

هرچند تاکنون مطالعاتی پیرامون اثر توسعه مالی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی صورت پذیرفته، اما ما در این پژوهش اثر توسعه مالی را بر ارزش افزوده به صورت نسبی بررسی نموده و ضمن اینکه نسبت نیروی کار شاغل را نیز به عنوان متغیر کنترل در مدل لحاظ نمودیم. مطابق نتایج به دست آمده، بین متغیرهای توسعه مالی و سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید، رابطه بلندمدت برقرار بود و افزایش توسعه مالی سبب افزایش سهم ارزش افزود شده بود. این نتایج با نتایج مطالعات قبلی نیز سازگار بوده و این ارتباط مثبت، با تئوری‌های مطرح‌شده در این زمینه نیز همخوانی داشت. نتایج تحقیق فرض اساسی تحقیق مبنی بر وجود رابطه مثبت را نیز رد نکرد.

با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان پیشنهادات زیر را جهت افزایش ارزش افزوده مطرح نمود:

از آنجا که اعتبارات سیستم بانکی در بخش کشاورزی بر روی تولید این بخش و به تبع آن اشتغال دارد، لذا با بازنگری قوانین و سیاست‌های پولی بانکی در جهت رقابتی کردن بازارهای تأمین مالی و همچنین استفاده از خدمات نوین بانکی زمینه توسعه بخش کشاورزی را فراهم نمود.

هرچند رابطه بین سهم اعتبارات پرداختی و سهم ارزش افزوده کشاورزی از تولید، مثبت بوده است اما با افزایش کارایی بانک‌ها در تخصیص اعتبارات و همچنین تأمین به موقع این اعتبارات می‌توان اثرگذاری این تسهیلات را بهبود بخشید.

منابع

۱- ارزیابی وضعیت بخش کشاورزی در لایحه بودجه ۱۳۹۱، مرکز تحقیقات استراتژیک، معاونت پژوهش‌های اقتصادی / گروه پژوهشی امور کشاورزی، اردیبهشت ۱۳۹۱.

۲- بختیاری،صادق؛ پاسبان،فاطمه (۱۳۸۳)، «نقش اعتبارات بانکی در توسعه فرصتهای شغلی: مطالعه موردی بانک کشاورزی ایران»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۶، صص ۱۰۶-۷۳.

۳- پژویان، جمشید؛ فرزین معتمد، ارغوان (۱۳۸۵)، « بررسی میزان اثربخشی اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی بر سرمایه گذاری و اشتغال در بخش کشاورزی»، فصلنامه پیک نور، شماره ۱۴، صص ۳۳-۱۵.

۴- تشکینی، احمد، اقتصاد سنجی کاربردی به کمک مایکروفیت (microfit)، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول، تهران ۱۳۸۴.

۵- شاه آبادی، ابوالفضل؛ محمودی، حسین (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه توسعه واسطه های مالی و ارزش افزوده بخش کشاورزی اقتصاد ایران»، اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، شماره ۴، صص ۵۰۸-۴۹۶.

۶- لطفعلی پور، محمدرضا؛ آذرین فر، یداله؛ محمدزاده، رویا (۱۳۹۱)، « بررسی تاثیر مخارج دولت بر رشد بخش کشاورزی و کل اقتصاد ایران»، فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، شماره ۲، صص۹۶-۸۶.

۷- مهدوی، رحمان؛ مهدوی، روح اله (۱۳۸۷)، «تاثیرگذاری سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی ایران»، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، ش

۸- ماره ۱۴، صص ۱۴۷-۱۲۹.

۹- نادر، هیمن؛ زمانی، امید؛ سلطانی، سمیرا؛ امجدی، افشین (۱۳۹۲)، «تحلیل سهم اعتبارات بانک کشاورزی در بخش کشاورزی ایران»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه ، سال بیست و یکم، شماره ۸۱، صص ۲۴۸-۲۳۱.

۱۰- پایگاه آمار و اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (WWW.CBI.IR).

11- Adu, G., Marbuah, G., & Mensah, J. T. (2013). "Financial development and economic growth in Ghana: Does the measure of financial development matter?". *Review of Development Finance*, *3*(4), 192-203.

12- Fung, M. K. (2009). "Financial development and economic growth: convergence or divergence?". Journal of International Money and Finance, 28(1), 56-67.

13- Hasanov, F., & Huseynov, F. (2013). "Bank credits and non-oil economic growth: Evidence from Azerbaijan". International Review of Economics & Finance, 27, 597-610.

14- Hassan, M. K., Sanchez, B., & Yu, J. S. (2011). "Financial development and economic growth: New evidence from panel data". *The Quarterly Review of economics and finance*, *51*(1), 88-104.

15- Kar, M., Nazlıoğlu, Ş., & Ağır, H. (2011). "Financial development and economic growth nexus in the MENA countries: Bootstrap panel granger causality analysis". Economic Modelling, 28(1), 685-693.

16- Liang, Q., & Teng, J. Z. (2006). "Financial development and economic growth: Evidence from China". *China economic review*, *17*(4), 395-411.

17- Liu, W. C., & Hsu, C. M. (2006). "The role of financial development in economic growth: The experiences of Taiwan, Korea, and Japan". *Journal of Asian Economics*, *17*(4), 667-690.

18- Zhang, J., Wang, L., & Wang, S. (2012). "Financial development and economic growth: Recent evidence from China". *Journal of Comparative Economics*, *40*(3), 393-412.

ضمیمه۱– مشخصات آماری داده‌های مورد استفاده

متغیر / آماره	FD	va	L
میانگین	2.616928	2.704175	**3.296699**
انحراف معیار	0.289185	0.313733	**0.309235**
حداقل	1.83366	2.148029	**2.73038**
حداکثر	3.040811	3.185151	**3.844251**