

## بررسی تاثیر توسعه مالی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در کشورهای

### عضو دی هشت

محمد هومانی فراهانی<sup>۱</sup>، کیومرث شهبازی<sup>۲\*</sup> و حمید رضا فعالجو<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۴/۱۹

### چکیده

توسعه مالی با کمک به تسریع سرمایه‌گذاری منجر به رشد و توسعه اقتصادی شده و از سوی دیگر، بخش کشاورزی بویژه در کشورهای در حال توسعه، یکی دیگر از عوامل مهم در رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی است. لذا، توسعه و گسترش بازارهای مالی در بخش کشاورزی این کشورها از اهمیتی ویژه برخوردار است. از این رو، این مطالعه با هدف بررسی رفتار غیرخطی ارزش افزوده بخش کشاورزی در دامنه‌های گوناگون از اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به عنوان شاخص توسعه مالی، برای کشورهای عضو دی هشت طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۵ در چارچوب یک مدل غیرخطی پنلی انجام گرفته است. نتایج حاکی از آن است که توسعه مالی با سرعت ملایم ۳/۱۶، با گذشتن از حد آستانه که معادل ۱۶/۱۰ درصد ارزش تولید ناخالص داخلی است، از رژیم یک به رژیم دو گذر خواهد کرد و عامل رابطه غیرخطی در مدل است. تاثیر این متغیر در رژیم نخست مثبت و با قرار گرفتن در رژیم دوم منفی برآورد شده است. تورم در رژیم نخست تاثیر مثبت و بی‌معنی، و در رژیم دوم تاثیری منفی و معنی‌دار بر ارزش افزوده کشاورزی دارد. سرمایه و نیروی کار نیز در هر دو رژیم تاثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده کشاورزی دارند، اما این تاثیر در رژیم دوم برای هر دو متغیر کاهش یافته است که با توجه به افزایش تورم ناشی از افزایش توسعه مالی بیش تر از حد آستانه، این کاهش برای این دو متغیر منطقی می‌باشد. بنابراین، با توجه به نتایج که حاکی از عملکرد ضعیف بازارهای مالی در تخصیص و جهت‌دهی به اعتبارات است، باید با اقدام‌هایی مانند ایجاد فضای رقابتی در سیستم بانکی این کشورها، انتخاب درست متقاضیان وام، تخصیص مطلوب منابع مالی بین بخش‌های گوناگون کشاورزی و سایر بخش‌ها، زمینه رشد بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم در رسیدن به رشد اقتصادی کشورها، فراهم شود.

<sup>۱</sup> - دانشجوی دکتری علوم اقتصادی گروه اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

<sup>۲</sup> - دانشیار گروه اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

<sup>۳</sup> - استادیار گروه اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

\* - نویسنده مسئول مقاله: k.shahbazi@urmia.ac.ir

طبقه‌بندی JEL: G1, Q10, Q14.

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، مدل پانلی رگرسیون انتقال ملایم.

### پیشگفتار

دستیابی به رشد پایدار کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم اقتصاد، از جمله مسایل اساسی کشورهای در حال توسعه برای دستیابی به رشد اقتصادی می باشد. ایجاد چنین رشدی به تمایل دولت‌ها در زمینه فقرزدایی، ضرورت سامان‌دهی عرضه غذای کافی و توجه به نقش کلیدی که بخش کشاورزی می‌تواند در توسعه فراگیر اقتصادی کشورها ایفا نماید، بستگی دارد. کمبود عرضه غذا، فقدان فناوری‌های نوین، کاهش سرانه اراضی کشاورزی، فراهم نبودن بستر مناسب برای سرمایه‌گذاری در کشورهای در حال توسعه و پدیده جهانی شدن، شرایط خاصی را برای بخش کشاورزی این کشورها بوجود آورده است که بیانگر نقش بسیار حیاتی کشاورزی در حال و آینده بوده و بر توجه بیش‌تر به مقوله توسعه و سرمایه‌گذاری در این بخش تأکید دارد (شاه آبادی و محمودی ۱۳۸۹).

با توجه به این‌که سرمایه یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید بشمار می‌آید، لذا این نهاده نقشی بسزا در افزایش سطح تولید فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه افزایش بهره‌وری دیگر عوامل تولید دارد. از این رو، یکی از عوامل مهم برای رشد بخش کشاورزی، عامل سرمایه و سرمایه‌گذاری به عنوان یک عنصر کلیدی رشد و توسعه می‌باشد. بازارهای مالی یکی از مهم‌ترین واسطه‌ها میان پس انداز و سرمایه‌گذاری برای تامین سرمایه مورد نیاز بخش‌های گوناگون اقتصادی از جمله بخش کشاورزی بشمار می‌روند (شهبازی و سعیدپور، ۱۳۹۲).

با وجود تمام مناقشاتی که میان اقتصاددانان بر سر چگونگی تعامل توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و کشورهای در حال توسعه در بخش‌های گوناگون وجود دارد و با توجه به این‌که بیش‌تر مطالعات از جمله مطالعه شهباز و همکاران ۲۰۱۳، عساری و همکاران ۱۳۸۷ و همچنین، مطالعه آهنگری و کامران‌پور ۱۳۹۵، به نتایج یکسانی مبنی بر مثبت بودن اثر توسعه مالی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی دلالت دارد، در این مطالعه ادعای دیگری مبنی بر غیرخطی بودن این رابطه آزمون خواهد شد.

با توجه به این‌که بخش کشاورزی یکی از بخش‌های مهم اقتصاد، بویژه در کشورهای در حال توسعه است که صنعت آن‌ها هنوز به آن مقدار از پیشرفت برای دست یافتن به رشد اقتصادی مطلوب و پایدار نرسیده و همچنین، بخش شایان توجهی از تولید و اشتغال این کشورها را پوشش می‌دهد، از این رو، این مطالعه با هدف بررسی تاثیر غیرخطی توسعه مالی بر رشد بخش کشاورزی

با یک رویکرد غیرخطی (آستانه‌ای) برای کشورهای در حال توسعه عضو دی هشت انجام خواهد شد. هم اکنون، هشت کشور اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه در این گروه عضویت دارند. یکی از موارد همکاری این کشورها بخش کشاورزی است که نقشی تعیین کننده در اقتصاد کشورهای در حال توسعه ایفا می‌کند. از سوی دیگر، توسعه و پویایی بخش کشاورزی نیازمند وجود بازار مالی توسعه یافته است؛ از این رو، این کشورها بایستی با گسترش بازارهای مالی و استفاده از گروههای تخصصی، متشکل از کارشناسان و مسئولان امور کشاورزی، زمینه‌های افزایش هر چه بیشتر عملکرد این بخش را بوجود آورند.

بخش مالی مکمل بخش حقیقی اقتصاد است و عملکرد بهینه نظام اقتصادی در جامعه منوط به وجود دو بخش حقیقی و مالی کارا، مکمل، قدرتمند و تحت نظارت است. نبود بازار مالی کارآمد و ناتوانی آن در تأمین منابع مالی مورد نیاز سرمایه‌گذاری، روند توسعه و رشد اقتصاد را کند خواهد کرد. از این رو، مشخص است که یکی از ارکان اساسی برای رسیدن به رشد و توسعه پایدار و مطلوب، گسترش بازارهای مالی است.

اهمیت نظام بانکی و بخش مالی برای رشد اقتصادی برای اولین بار به وسیله بگهات در سال ۱۸۷۳ مطرح شد، ولی ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی به گونه جدی، به وسیله شومپتر<sup>۱</sup> (۱۹۱۱)، وارد ادبیات اقتصادی شد. وی بر مبنای مدل‌های رشد درون‌زا، مدل‌هایی را برای نشان دادن رابطه درونی بین نوآوری و پدیده‌های مالی، در راستای رسیدن به رشد اقتصادی ارائه داد. دیدگاههای غالب در ارتباط با توسعه مالی و رشد اقتصادی به دو دسته تقسیم می‌شود. دسته نخست همچون می‌یر و سیرز<sup>۲</sup> و نیز استرن<sup>۳</sup> بر این باورند که توسعه مالی تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد (ختائی و سیفی‌پور، ۱۳۷۹).

دسته دوم به وجود رابطه علیت بین توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی باور دارند. در حقیقت پاتریک<sup>۴</sup> (۱۹۶۶) سه الگو در ارتباط با رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی مطرح کرد. الگوی نخست که با عنوان فرضیه تعقیب تقاضا<sup>۵</sup> یاد می‌شود، بر این اساس استوار است که رشد بخش مالی به رشد بخش حقیقی اقتصاد وابسته است، و ایرلند<sup>۶</sup> در مطالعه خود به نتایجی مبنی بر این دیدگاه دست یافت. بر اساس این الگو با افزایش درآمد ملی واقعی، تقاضای سرمایه‌گذاران برای

<sup>۱</sup> - Schumpeter

<sup>۲</sup> - Meier and Seers

<sup>۳</sup> - Stern

<sup>۴</sup> - Patrick

<sup>۵</sup> - Demand-Following

<sup>۶</sup> - Irland

نقدینگی افزایش می‌یابد و در نتیجه سبب تشکیل و گسترش واسطه‌های مالی می‌شود. الگوی دوم که بیان کننده یک رابطه علی از سمت بخش مالی به سمت بخش حقیقی اقتصاد است، فرضیه هدایت عرضه<sup>۱</sup> نامیده شده است و افرادی همچون گلدسمیت<sup>۲</sup> و مک‌کینون<sup>۳</sup> در مطالعاتی که انجام داده‌اند به این نتایج دست یافته‌اند که گسترش بخش مالی سبب افزایش رشد خواهد شد (سلمانی و امیری، ۱۳۸۸).

پاتریک بر این باور است که با انتقال منابع از بخش‌های سنتی و کم‌رشد به بخش‌های مدرن و پیشرو در فرآیند رشد و هم‌چنین، با تحریک و ارتقاء انگیزه‌های کارآفرینی در بخش‌های مدرن که بیانگر این مطلب است که خلق نهادهای مالی و افزایش کمیت و کیفیت خدمات آن‌ها، پیش از وجود تقاضا برای آن‌ها روی می‌دهد. به بیان دیگر، دسترسی به خدمات مالی، موجب ایجاد تقاضا برای این خدمات در بخش‌های مدرن و پیشرو در فرآیند رشد می‌شود (طیبی و همکاران، ۱۳۸۸). در نهایت، گروه دیگر از طرفداران این دیدگاه بر این باورند که یک رابطه علی دو سویه بین رشد و توسعه مالی وجود دارد. در واقع، این دسته از افراد هم به دیدگاه دنباله‌روی عرضه و هم تقاضا باور دارند که در واقع، بیان می‌کنند که در ابتدا بخش حقیقی اقتصاد برای رشد نیاز به بسط بازارهای مالی دارد و در سطوح بعدی رشد بخش حقیقی سبب رشد بخش مالی اقتصاد خواهد شد (کالدورن و لیو، ۲۰۰۳).

با توجه به اهمیت ویژه توسعه مالی در کمک به تسریع سرمایه‌گذاری و در نهایت، کمک به رشد و توسعه اقتصادی و از یوی دیگر، اهمیت قابل توجه بخش کشاورزی در راستای توسعه و رشد اقتصادی کشورها، بویژه در کشورهای در حال توسعه، لذا توسعه و گسترش بازارهای مالی در بخش کشاورزی این کشورها از اهمیتی ویژه برخوردار است، اما از سوی دیگر، توسعه بازارهای مالی در بخش کشاورزی در مقایسه با دیگر بخش‌ها به دلیل ویژگی‌ها و جنبه‌های اطلاعاتی خاص که در این بخش حاکم است، متفاوت می‌باشد و این ویژگی‌ها عرضه و تقاضای خدمات مالی را در این بخش محدود ساخته و حتی نقایص بازارهای مالی را دامن می‌زند (عبدالهی، ۱۳۸۵). توسعه بازارهای مالی می‌تواند با کمک به تامین سرمایه مورد نیاز و افزایش بهره‌وری عوامل تولید، سبب بهبود رشد بخش‌های گوناگون اقتصادی که در آن توسعه مالی صورت گرفته، شود، اما از سوی دیگر، با افزایش سرعت گردش پول سبب افزایش تورم و کاهش رشد اقتصاد خواهد شد. در حقیقت این پژوهش با توجه به آثار مثبت و منفی که توسعه مالی برای اقتصاد و متغیرهای کلان اقتصادی

<sup>۱</sup> -Supply-Leading

<sup>۲</sup> -Goldsmith

<sup>۳</sup> -McKinnon

در پی خواهد داشت، با یک رویکرد غیرخطی و با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی، برای یافتن پاسخ به این سوال که آیا توسعه مالی در دامنه‌های گوناگون تاثیر یکسانی بر رشد بخش کشاورزی کشورهای دی هشت دارد یا خیر؟، به بررسی برآیند آثار توسعه مالی بر رشد ارزش افزوده کشاورزی در این کشورها می‌پردازد. مطالعات گوناگونی وجود دارد که چگونگی تأثیر بخش مالی بر رشد اقتصادی و ارزش افزوده کشاورزی را تبیین می‌کنند که در ادامه مهم‌ترین مطالعات انجام گرفته در این زمینه بیان خواهد شد.

### ادبیات تجربی پژوهش

کالدرون و لیو<sup>۱</sup> (۲۰۰۳)، به بررسی رابطه علی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی ۱۰۹ کشور در دوره زمانی ۱۹۹۴-۱۹۶۰، پرداخته‌اند؛ نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از یک رابطه علیت گرنجری دو سویه میان رشد اقتصادی و توسعه مالی است. نتایج مطالعه لیو و هو<sup>۲</sup> (۲۰۰۶)، که به بررسی نقش توسعه مالی بر رشد اقتصادی در سه کشور تایوان، کره و ژاپن پرداخته‌اند، نشان می‌دهند که: (۱) سرمایه‌گذاری بالا سبب تسریع رشد اقتصادی در ژاپن می‌شود و اگر سرمایه‌گذاری به صورت کارا تخصیص نیابد، الزاماً موجب عملکرد بهتر رشد نمی‌شود، مانند کشورهای کره و تایوان. (۲) عمق مالی<sup>۳</sup> تأثیر مثبت در اقتصاد تایوان دارد، اما بر اقتصاد کره و ژاپن اثر منفی دارد. (۳) توسعه بازار سهام تأثیر مثبت بر اقتصاد تایوان دارد. (۴) بحران‌های آسیایی بر اقتصاد تایوان تأثیر منفی کم‌تری نسبت به کره و ژاپن می‌گذارند. (۵) خارج شدن سرمایه از این کشورها، تأثیر منفی بر اقتصادشان دارد، در حالی که وارد شدن سرمایه نیز اثر دارد، ولی از نظر آماری بی‌معنی است. سلیمان و آمر<sup>۴</sup> (۲۰۰۸) ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را در کشور مصر، در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۶۰، با استفاده از روش VAR مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج بدست آمده از این مطالعه حاکی از ارتباط متقابل توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشور مصر است. هم‌چنین، آن‌ها اثبات کردند که توسعه مالی از راه افزایش منابع برای سرمایه‌گذاری و افزایش کارایی سرمایه‌گذاری سبب رشد اقتصادی در این کشور می‌شود و در همین راستا تحریک سرمایه‌گذاری و پس‌انداز از راه تسریع در اصلاح ساختارهای مالی را، به عنوان سیاستی برای رسیدن به رشد اقتصادی پیشنهاد کردند. در مطالعه‌ای که افنجیده (۲۰۰۹) انجام داد، به بررسی اثر توسعه مالی بر رشد بخش کشاورزی نیجریه برای

<sup>۱</sup>- Caldrón & Liu

<sup>۲</sup>-Liu & Hsu

<sup>۳</sup>-Financial deepening

<sup>۴</sup>-Suleiman & Amer

دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ پرداخت. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که توسعه مالی و پرداخت اعتبارات بانکی به بخش کشاورزی تاثیر مثبت بر رشد بخش کشاورزی دارد. شهباز و همکاران (۲۰۱۳) تاثیر توسعه بازارهای مالی را بر رشد بخش کشاورزی طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۷۱ و با استفاده از مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده در پاکستان بررسی کردند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان‌دهنده اثر مثبت توسعه بازارهای مالی بر رشد بخش کشاورزی است. بوژانیک<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) تأثیر توسعه مالی و باز بودن تجاری<sup>۲</sup> بر رشد اقتصادی کشور بولیوی را مورد مطالعه قرار داد. نتایج این پژوهش که با استفاده از روش ECM انجام گرفته است، نشان می‌دهد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص‌های توسعه مالی و باز بودن تجاری با رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین، نتایج علیت گرنجر نیز حاکی از وجود رابطه یک‌طرفه از توسعه مالی و باز بودن تجاری به رشد اقتصادی است. نتایج مطالعه چن<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۳) که به بررسی رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ۲۸ استان چین با استفاده از مدل آستانه‌ای هانسن<sup>۴</sup> پرداختند، حاکی از آن است که در استان‌های با توسعه‌یافتگی بالا، توسعه مالی تأثیر مثبت قوی بر رشد اقتصادی دارد. این در حالی است که همین رابطه در استان‌های با توسعه‌یافتگی پایین به صورت یک رابطه منفی قوی است. همچنین، شهباز و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی رابطه نامتقارن بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با تاکید بر توسعه مالی در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۰ برای هند پرداختند. نتایج نشان می‌دهند که شوک‌های منفی توسعه مالی از راه کاهش مصرف انرژی، رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

عصاری و همکاران (۱۳۸۷) در یک مقایسه بین کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرنفتی در حال توسعه، ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی را طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۰ مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج بدست آمده از این پژوهش که با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته انجام پذیرفته است، دال بر تأثیر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای نفتی عضو اوپک است. در حالی که این رابطه در کشورهای در حال توسعه غیرنفتی، مثبت است.

راسخی و رنجبر (۱۳۸۸) اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی را در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC) مورد بررسی قرار داده‌اند. برای این منظور با بکارگیری روش کم‌ترین مربعات دو مرحله‌ای و گشتاورهای تعمیم‌یافته، معادله همگرایی- رشد طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۰ برآورد شده است. نتایج نشان‌دهنده اثر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در

<sup>۱</sup>- Bojanic

<sup>۲</sup>- Trade openness

<sup>۳</sup>-Chen

<sup>۴</sup>-Hansen's Threshold Regression Model

کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی می‌باشد. روی هم رفته، می‌توان مدعی شد که کشورهای دارای توسعه مالی بالاتر، تجارت بازتر، نرخ سرمایه‌گذاری فیزیکی و انسانی بالاتر و نرخ رشد نیروی کار و اندازه دولت کوچک‌تر، توانسته‌اند رشد سریع‌تری را طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی تجربه کنند.

شاه آبادی و محمودی (۱۳۸۹) ارتباط بین توسعه واسطه‌های مالی و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۲ با استفاده از روش هم‌انباشتگی انگل-گرنجر مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که بین متغیرهای توسعه مالی و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی رابطه‌ای مستقیم وجود دارد، اما نمی‌توان درباره وجود رابطه علی بین آن‌ها اظهار نظر کرد.

عزیزی و خورسندی (۱۳۹۲) ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران را بر پایه رگرسیون انتقال ملایم برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۴۶ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهند که در حدود سال ۱۳۶۸ (زمان پایان جنگ تحمیلی) یک تغییر رژیم رخ داده و ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دچار تحول شده است. این تغییر رژیم یکی از علل تفاوت نتایج مطالعات انجام شده در ایران می‌باشد.

شهبازی و سعیدپور (۱۳۹۲) با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی<sup>۱</sup> (PSTR)، تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای دی هشت را طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از یک مدل دو رژیمی است که در رژیم نخست، توسعه مالی تأثیر منفی بر رشد اقتصاد دارد که پس از عبور از حد آستانه‌ای، در رژیم دوم مقدار تأثیرگذاری آن مثبت، اما بسیار اندک است.

کهنسال و هاتف (۱۳۹۳) به بررسی آثار متقابل توسعه مالی، سرمایه‌گذاری خارجی و رشد اقتصادی در بخش کشاورزی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۷ و با بکارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهند که توسعه مالی از طریق سرمایه‌گذاری داخلی تأثیری مثبت و معنی‌دار بر رشد کشاورزی دارد، اما توسعه مالی به گونه مستقیم اثری معنی‌دار بر رشد کشاورزی ندارد.

انصاری و یکانی (۱۳۹۳) به بررسی اثر توسعه بازار مالی بر رشد بخش کشاورزی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۴۶ و با استفاده از مدل بک و لوین (۲۰۰۳) و الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهند که بازار سرمایه اثر منفی بر رشد بخش کشاورزی دارد، اما بازار پول دارای اثر مثبت بر رشد این بخش است.

<sup>۱</sup> - Panel Smooth Transition Regression

آهنگری و کامران پور (۱۳۹۵) تاثیر توسعه مالی و ارزش افزوده بر مصرف انرژی را در بخش‌های صنعت و کشاورزی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۵ با استفاده از روش آزمون همگرایی باند مورد آزمون قرار دادند. نتایج مطالعه نشان می‌دهند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت در هر دو بخش، رشد توسعه مالی و ارزش افزوده سبب افزایش مصرف انرژی خواهد شد. در واقع، نتایج بیانگر ارتباط مثبت بین توسعه مالی و رشد در دو بخش صنعت و کشاورزی است.

با توجه به ادبیات پژوهش، عدم اتفاق نظر عمومی درباره چگونگی ارتباط توسعه مالی و رشد بخش‌های گوناگون، بر اساس دیدگاه‌های عنوان شده و هم‌چنین، نتایج مطالعات تجربی صورت گرفته مشهود می‌باشد، اما دیدگاه‌های مطرح شده با توجه به شرایط گوناگون تحلیل و شرایط اقتصادی موجود می‌تواند درست باشند. لذا، این مطالعه جهت پوشش دادن نتایج و یافتن پاسخ برای مغایرت‌های بدست آمده از مطالعات گذشته، با یک رویکرد غیرخطی و لحاظ کردن شرایط جغرافیایی، ساختار اقتصادی و دیگر مواردی که می‌تواند دلیلی بر چگونگی تاثیر و ارتباط بین توسعه مالی و رشد بخش کشاورزی در کشورهای مورد مطالعه در این پژوهش باشد، به بررسی رابطه توسعه مالی و ارزش افزوده کشاورزی در کشورهای عضو دی هشت خواهد پرداخت.

## مواد و روش‌ها

در این مطالعه برای بررسی تاثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی هشت کشور مسلمان در حال توسعه شامل اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۰، از مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی استفاده خواهد شد که تصریح مدل آن با الهام از مطالعه شهباز و همکاران (۲۰۱۳)، به صورت زیر است.

$$VAG = \alpha_0 + \beta_1 CD + \beta_2 X + \varepsilon_t \quad (1)$$

در تصریح این مدل در کنار متغیر توسعه مالی که به عنوان متغیر انتقال در این پژوهش لحاظ شده از متغیرهای کنترلی در بردار  $X$  نظیر نرخ تورم، سرمایه فیزیکی، نیروی کار استخدام شده در بخش کشاورزی که به صورت درصدی از کل نیروی کار استخدام شده است و هم‌چنین، از خود متغیر توسعه مالی به عنوان یکی از متغیرهای کنترلی استفاده خواهد شد. شاخص توسعه مالی (CD) در این پژوهش، اعتبارات مالی مهیا شده برای بخش خصوصی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی است. دارای اهمیت بودن این شاخص به این دلیل است که بخش دولتی را لحاظ نمی‌کند و صرفاً نقش واسطه‌های مالی در تامین اعتبارات سرمایه گذاران بخش خصوصی را نشان می‌دهد. برای متغیر سرمایه فیزیکی در این مطالعه از مجموع داده‌های مربوط به زمین‌های



کشاورزی، ماشین آلات و تجهیزات کشاورزی استفاده شده است. با لحاظ متغیرهای کنترلی مورد نظر در پژوهش، مدل به صورت رابطه ۲ تصریح می‌شود:

$$VAG_{it} = \alpha_0 + \beta_1 CD_{it} + \beta_2 CD_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 L_{it} + \beta_5 K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

VAG بیانگر ارزش افزوده بخش کشاورزی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی، CD بیانگر اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و شاخص توسعه مالی استفاده شده در پژوهش است، INF بیانگر نرخ تورم، K سرمایه فیزیکی و L نیروی کار است. تمامی متغیرها به پایه سال ۲۰۱۰ بوده و از بانک جهانی استخراج شده‌اند. تجزیه و تحلیل داده‌ها گردآوری شده بر پایه روش‌ها و آزمون‌های آماری و مدل اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پنبلی (PSTR)، و با بهره‌گیری از نرم‌افزارهای مناسب نظیر Stata, MATLAB و EViews 8 می‌باشد.

### مدل رگرسیون انتقال ملایم پنبلی

در مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر داده‌های تابلویی، اثرات زمانی و مقطعی ناهمگن در داده‌ها به وسیله مدل تأثیرات ثابت و یا تصادفی تعیین می‌شوند. این مدل (PSTR)، به وسیله فوک و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) و کولیتاز و هارولین<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) ارایه و توسعه داده شده که در حقیقت شکل گسترش یافته مدل PTR با لحاظ کردن تابع انتقال است. به پیروی از گونزال و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت رابطه ۳ تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (3)$$

نیز جزء  $u_{it}$  اثرات ثابت مقاطع و  $\mu_i$  برداری از متغیرهای برونزا،  $x_{it}$  متغیر وابسته،  $y_{it}$  که در آن نیز یک تابع پیوسته  $g(q_{it}; \gamma, c)$  فرض شده است. تابع انتقال  $i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  خطا است که و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود و به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) بصورت لاجستیکی رابطه لاجستیکی شماره ۴ تصریح می‌گردد:

$$g(q_{it}; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j))]^{-1} \quad \gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (4)$$

در این تابع  $\gamma$  پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است و  $q_{it}$  متغیر انتقال یا آستانه‌ای می‌باشد که بر اساس مطالعه کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریک

<sup>1</sup> - Fok et al

<sup>2</sup> - Colletaz and Hurlin

در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب شود. همچنین، هم‌چنین،  $\epsilon = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_m)'$  یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است. گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) پیشنهاد می‌کنند که در عمل لحاظ کردن یک یا دو مقدار آستانه‌ای،  $m=1$  یا  $m=2$  برای مواجهه با تغییرپذیری پارامترها کفایت می‌کند. برای  $m=1$ ، مدل PSTR بر دو رژیم حدى مرتبط با مقادیر کمتر و بیش‌تر از متغیر انتقال  $(q_{it})$  در مقایسه با حد آستانه‌ای  $(\epsilon_1)$  و با یک تابع انتقال یکنواخت از ضرایب  $\beta_0$  تا  $\beta_0 + \beta_1$  دلالت می‌کند. برای  $m=2$ ، تابع انتقال در نقطه  $(\epsilon_1 + \epsilon_2)/2$  به کمینه می‌رسد و مقدار عددی یک را برای مقادیر کم‌تر و بیش‌تر متغیر انتقال  $(q_{it})$  لحاظ می‌کند.

یکی دیگر از ویژگی‌های برجسته مدل PSTR برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی به صورت متفاوت برای مقاطع گوناگون و متغیر در طول زمان است که این ویژگی مشکل ناهمگنی متعارف در داده‌های تلفیقی را به گونه کامل مرتفع می‌کند. برای این منظور کولیتاز و هورولین (۲۰۰۶) برای محاسبه کشش‌های مختص هر مقطع و متغیر در طول زمان دو حالت را معرفی کرده است. حالت نخست: متغیر انتقال به عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ شده باشد:

$$\epsilon_{it} = \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta'_0 + \beta'_1 g(q_{it}; \gamma, c) + [\beta'_1 \ln x_{it}] \frac{g'(q_{it}; \gamma, c)}{\partial \ln x_{it}} \quad (5)$$

حالت دوم: متغیر انتقال شامل متغیرهای توضیحی نباشد:

$$\epsilon_{it} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta'_0 + \beta'_1 g(q_{it}; \gamma, c) \quad (6)$$

در نهایت، شکل تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} \sum_{j=1}^J [\beta'_j x_{it}] g_j(q_{it}; \gamma_j, c_j) + u_{it} \quad (7)$$

که در آن  $\Gamma$  بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و دیگر موارد پیش‌تر تعریف شده‌اند. مراحل یک مدل PSTR بدین ترتیب است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل (PSTR) با استفاده از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LMw)، ضریب لاگرانژ فیشر (LMF) و نسبت درست‌نمایی (LR) به پیروی از کولیتاز و هورولین (۲۰۰۶) انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیر خطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود.

### نتایج و بحث

پیش از تخمین مدل لازم است مانایی داده‌ها بررسی شود که در این مطالعه از آزمون‌های لوین لین چو<sup>۱</sup> و هم‌چنین، ایم، پسران و شین<sup>۲</sup> استفاده شده است، نتایج این آزمون‌ها در جدول ۱ گزارش شده است:

(اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال است و آماره‌های گزارش شده برای آزمون پسران و شین آماره t-bar است).

نتایج مانایی داده‌ها به صورت خلاصه حاکی از آن است که متغیرهای ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، نیروی کار و اعتبارات اعطایی (شاخص توسعه مالی) با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، ولی متغیر نرخ تورم و سرمایه فیزیکی در سطح مانا هستند. با توجه به نتایج این آزمون‌ها برای اطمینان از نبود رگرسیون کاذب و مشخص شدن رابطه بلندمدت بین متغیرها، پس از تخمین مدل باید آزمون هم‌انباشتگی را برای باقی‌مانده‌های مدل انجام داد.

در برآورد مدل پانل دیتا دو حالت کلی وجود دارد. حالت نخست این است که عرض از مبدأ برای تمامی مقاطع یکسان است که در این صورت مدل پول دیتا<sup>۳</sup> خواهد بود، حالت دوم عرض از مبدأ برای تمام مقاطع متفاوت است که به این حالت پانل دیتا<sup>۴</sup> گفته می‌شود. بمنظور انتخاب بین مدل داده‌های تلفیقی و مدل اثر ثابت آزمون چاو را که فرضیه صفر آن مبنی بر پول بودن یا وجود داده‌های تلفیقی است، انجام خواهد شد. نتایج این آزمون با ارزش احتمال ۰/۰۰۰ حاکی از رد فرضیه صفر و قبول وجود اثرات ثابت در مدل است. پس از آن آزمون به روش پاگان برای انتخاب بین مدل با وجود داده‌های تلفیقی یا اثرات تصادفی که فرضیه صفر آن مبنی بر وجود داده‌های تلفیقی است، انجام خواهد شد. نتایج این آزمون هم با ارزش احتمال ۰/۰۰۰ وجود داده‌های تلفیقی را در مدل رد خواهد کرد. زمانی که آزمون چاو وجود مدل اثر ثابت و آزمون بروش پاگان نیز وجود مدل اثر تصادفی را تأیید کند، برای انتخاب بین مدل با اثرات ثابت یا تصادفی از آزمون هاسمن استفاده خواهد شد. نتایج آزمون هاسمن در جدول ۲، با ارزش احتمال ۰/۰۰۰ وجود اثرات ثابت در مدل را تایید می‌کند.

<sup>1</sup> Levin, Lin and Chu

<sup>2</sup> Im, Pesaran & Shin

<sup>3</sup> -Pool data

<sup>4</sup> -Panel data

در ابتدای تخمین بایستی رابطه غیرخطی، تعداد رژیم و تعداد حد آستانه مدل تعیین شود؛ بدین منظور نتایج آزمون‌های مورد نظر بین متغیرهای پژوهش به ترتیب در جداول ۳، ۴ و ۵ گزارش شده است:

نتایج آماره‌های ضریب لاگرانژ فیشر، ضریب لاگرانژ والد و نسبت درست نمایی، برای یک و دو حد آستانه‌ای نشان دهنده یک الگوی غیر خطی میان متغیرهای مورد مطالعه است که در حقیقت بیانگر وجود حداقل یک تابع انتقال، در مدل است. در ادامه وجود رابطه غیر خطی باقی مانده، بمنظور تعیین تعداد توابع انتقال<sup>۱</sup> در مدل بررسی خواهد شد.

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی متغیرها کافی است. در نتیجه، مدل نهایی به صورت یک مدل PSTR دو رژیمی با یک تابع انتقال تخمین زده خواهد شد، فرم نهایی الگوی آن به صورت زیر است و نتایج آن در جدول ۶ گزارش شده است:

$$VAG_{it} = \mu_i + \alpha_0 CD_{it} + \beta_0 CD_{it} + \delta_0 INF_{it} + \theta_0 K_{it} + \rho_0 L_{it} + [\alpha_1 CD_{it} + \beta_1 CD_{it} + \delta_1 INF_{it} + \theta_1 K_{it} + \rho_1 L_{it}]g(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it}$$

با توجه به جدول بالا، ضرایب همه متغیرها، به جز تورم در بخش خطی، معنادار هستند. بر اساس نتایج می‌توان اظهار داشت ضرایب متغیرهای تعیین‌کننده ارزش افزوده کشاورزی در کشورهای مورد مطالعه مقدار ثابتی نبوده و تابع توسعه مالی هستند. در واقع ضرایب مدل PSTR، بین  $\pi$  و  $\theta + \pi$ ، یا همان مقادیر بدست آمده از بخش خطی و مجموع ضریب خطی و غیرخطی در نوسان است. از آنجایی که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال (شاخص توسعه مالی) و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و در طول زمان یکسان نیستند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب اریه شده در جدول ۶ را به گونه مستقیم تفسیر کرد و صرفاً به تجزیه و تحلیل علامت‌ها پرداخته خواهد شد.

نتایج گزارش شده در جدول ۶ نشان می‌دهد که توسعه مالی دارای اثر غیرخطی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است و با گذار از رژیم یک به رژیم دو با سرعت تعدیل (شیب) کاملاً ملایم معادل ۳/۱۶، عامل انتقال و ایجاد رابطه غیر خطی در مدل است. در واقع نتایج بیانگر آن است که دامنه‌های گوناگون از توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه دی هشت تاثیر متفاوت بر رشد بخش کشاورزی می‌گذارد. این تاثیر در رژیم نخست و پیش از رسیدن به حد آستانه که مطابق نتایج ۱۶/۱۰ درصد ارزش تولید ناخالص داخلی گزارش شده، مثبت و با گذشتن حد آستانه و رسیدن به رژیم دوم، منفی است. در واقع، افزایش اعتبارات در بخش کشاورزی سبب افزایش سرمایه و منابع مالی در این بخش می‌شود، با افزایش سرمایه‌گذاری نیز تامین مالی فرآیند تولید

<sup>۱</sup> توجه: m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و  $\Gamma$  بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشد.

آسان خواهد شد و زمینه برای استفاده از فناوری‌ها و روش‌های نوین تولیدی ایجاد می‌شود و این مسئله رشد بخش کشاورزی را فراهم می‌کند که این مسئله منطبق با نتایج در رژیم نخست و پیش از رسیدن به حد آستانه است. افزایش توسعه مالی افزون بر تامین منابع مالی مورد نیاز برای تولید، از راه افزایش سرعت گردش پول سبب دامن زدن به تورم خواهد شد و به همین دلیل با گذشت از حد آستانه آثار منفی ناشی از افزایش تورم بر بخش یاد شده بیش‌تر از آثار مثبت ناشی از تامین سرمایه مورد نیاز خواهد بود و منجر به کاهش تولید در این بخش می‌شود، که منطبق بر نتایج رژیم دوم یعنی پس از حد آستانه (۱۶/۱۰ درصد) است. نتایج تورم نشان می‌دهد که در رژیم نخست دارای تاثیر مثبت، اما بی معنی و بعد از حد آستانه یعنی در رژیم دوم دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر تولید بخش کشاورزی است، منفی بودن تاثیر تورم مطابق انتظار است.

هم‌چنین، متغیرهای سرمایه فیزیکی و نیروی کار بخش کشاورزی در هر دو رژیم تاثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی دارند، اما این تاثیر در رژیم دوم، در پی افزایش بیش‌تر توسعه مالی و گذشتن از حد آستانه، برای هر دو متغیر کاهش پیدا کرده است. این مسئله نیز می‌تواند ناشی از افزایش تورم باشد که می‌تواند به کاهش بهره‌وری عوامل سرمایه و نیروی کار منجر شود در نتیجه سبب کاهش تولید خواهد شد که تاییدکننده کاهش ضرایب سرمایه و نیروی کار در رژیم دوم است. هم‌چنین، با توجه به این‌که یکی از مهم‌ترین عوامل تولید در بخش کشاورزی، زمین‌های کشاورزی به عنوان سرمایه این بخش است و با توجه به محدود بودن این قسم از سرمایه در هر کشور و این‌که مقدار آن در طول زمان نمی‌تواند رشد کند، در نتیجه افزایش سرمایه‌گذاری و بکارگیری عوامل تولید بیش‌تر می‌تواند سبب ازدحام عوامل تولید و کاهش بهره‌وری و در نهایت، کاهش تولید در این بخش شود. بر اساس نتایج بدست آمده و با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب و هم‌چنین، با تکیه بر ادبیات پژوهش می‌توان اظهار داشت که نتایج بدست آمده مطابق با انتظار و منطبق بر نظریه‌های اقتصادی است.

در داده‌های تابلویی نیز مانند داده‌های سری‌زمانی می‌توان بحث‌های مربوط به ناهمسانی واریانس بین جملات اختلال و هم‌چنین، خودهمبستگی را مطرح کرد. در صورتی که دوره زمانی مورد مطالعه در داده‌های پانل نسبت به تعداد واحدهای انفرادی بیش‌تر باشد، انتظار می‌رود بحث خودهمبستگی بین اجزای اختلال موضوعیت داشته باشد و در صورتی که تعداد واحدهای انفرادی بیش‌تر از دوره زمانی مورد مطالعه باشد، می‌توان انتظار داشت که اجزای اختلال دارای ناهمسانی واریانس باشند، لذا، لازم است هر یک از این موارد مورد آزمون قرار گیرد.

برای آزمون ناهمسانی واریانس، ارزش احتمال آماره‌های  $F$  و  $\chi^2$  به ترتیب  $0/83$  و  $0/83$  برآورد شده است. بر اساس ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نبود ناهمسانی واریانس در سطح معنی‌داری قابل قبولی پذیرفته می‌شود.

آماره  $\chi^2$  برآورد شده برای آزمون والد جهت بررسی خود همبستگی سریالی در اجزای اخلاص مدل، با مقداری معادل  $0/56$  نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در مدل برآورد شده تایید می‌شود. بر اساس آزمون‌های تشخیصی مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در باقی‌مانده‌های مدل وجود ندارد.

با توجه به نتایج آزمون مانایی برای باقی‌مانده‌های مدل گزارش شده در جدول ۷، مشکل رگرسیون کاذب در مدل وجود ندارد که در واقع بیان‌کننده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است. به طور خلاصه بر اساس آزمون‌های انجام گرفته، مدل غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

### نتیجه‌گیری

این مطالعه با استفاده از داده‌های سالانه در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۰ به بررسی رابطه توسعه مالی و ارزش افزوده بخش کشاورزی در کشورهای در حال توسعه عضو دی هشت می‌پردازد. برای دست یافتن به این هدف، رفتار نامتقارن ارزش افزوده در بخش کشاورزی در دامنه‌های گوناگون از توسعه مالی در چهارچوب یک مدل غیرخطی، با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم (PSTR) مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج تاییدکننده رفتار غیرخطی بین ارزش افزوده کشاورزی و توسعه مالی است؛ در واقع، توسعه مالی با گذشتن از حد آستانه که بر اساس نتایج تخمین  $16/10$  درصد ارزش تولید ناخالص داخلی برآورد شده است، با سرعت انتقالی معادل  $3/16$ ، از رژیم یک به رژیم دو گذر خواهد کرد و عامل انتقال و ایجاد رابطه غیرخطی در مدل است. بر اساس نتایج تاثیر توسعه مالی در رژیم خطی بر ارزش افزوده کشاورزی مثبت و با عبور از حد آستانه منفی است. هم‌چنین، نتایج دیگر متغیرها نشان می‌دهند که تورم در رژیم نخست تاثیر مثبت و بی‌معنی و در رژیم دوم تاثیر منفی و معنی‌دار بر ارزش افزوده کشاورزی دارد. متغیرهای سرمایه و نیروی کار بخش کشاورزی نیز در هر دو رژیم تاثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده کشاورزی دارند، اما این تاثیر در رژیم دوم برای هر دو متغیر کاهش یافته است که با توجه به افزایش تورم ناشی از افزایش توسعه مالی بیش‌تر از حد آستانه، این کاهش برای این دو متغیر منطقی می‌باشد؛ چرا که افزایش تورم به علت افزایش نااطمینانی و هزینه‌های تامین مالی بنگاه‌ها، سبب کاهش تولید و بهره‌وری می‌شود.

با افزایش اعطای اعتبارات به بخش خصوصی، از راه تأمین مالی آسان‌تر و کاهش هزینه‌های مبادله و تولید، زمینه برای استفاده از فناوری‌ها و روش‌های نوین تولیدی ایجاد می‌شود و این مسئله رشد بخش کشاورزی را فراهم می‌کند، اما از سوی دیگر، افزایش اعتبارات به بخش خصوصی سبب افزایش سرعت گردش پول شده که یکی از عوامل افزایش تورم است، در نتیجه با افزایش هزینه‌های تولید و همچنین، با کاهش بهره‌وری عوامل، سبب کاهش تولید در بخش یادشده خواهد شد.

همچنین، زمانی که جهت دهی به اعتبارات به صورت درست و در بخش‌های مولد اقتصادی انجام نگیرد و یا این‌که اعتبارات اعطا شده در بخش مورد نظر که به آن تعلق گرفته صرف نشود، اثرات سوء آن بر رشد بخش‌های گوناگون می‌تواند بیش‌تر از آثار مثبت آن باشد و همان‌گونه که از نتایج برمی‌آید در کشورهای مورد مطالعه که همگی جزو کشورهای در حال توسعه هستند زمانی که توسعه مالی فراتر از حد آستانه (۱۶/۱۰ درصد) باشد، نه تنها به رشد بخش کشاورزی کمک نکرده که تاثیر منفی بر رشد آن خواهد داشت و این می‌تواند به دلیل ضعف بازارهای مالی در این کشورها و نیز عدم جهت‌دهی مناسب و یا عدم صرف اعتبارات اعطایی در بخش مورد اختصاص یافته باشد. داده‌های مربوط به توسعه مالی نشان می‌دهد که در بیش‌تر سال‌ها برای تمامی کشورها اعتبارات فراتر از حد آستانه بوده از سوی دیگر، بیش‌تر کشورهای در حال توسعه دی هشت از نظر شرایط پرداختن به کشاورزی و تولیدات در این زمینه دارای بستر مناسب نبوده لذا، افزایش اعتبارات در این بخش و سرمایه‌گذاری نامتناسب با فرصت‌های تولیدی و زمین‌های کشاورزی به عنوان مهم‌ترین عامل تولید در بخش کشاورزی، سبب افزایش ازدحام عوامل تولید در این بخش شده در نتیجه بهره‌وری عوامل تولید را کاهش خواهد داد که در نتیجه به کاهش تولید در این بخش منجر خواهد شد. افرادی همچون گلدسمیت و مک‌کینون براساس فرضیه هدایت عرضه در مطالعاتی که انجام داده‌اند، به این نتایج دست یافته‌اند که گسترش بخش مالی سبب افزایش رشد اقتصادی خواهد شد؛ نتایج بدست آمده در این مطالعه نیز تاییدکننده نتایج آن‌ها و تاثیرپذیری بخش حقیقی اقتصاد از بخش مالی است با این تفاوت که این مطالعه با بکارگیری یک مدل آستانه‌ای نشان داد که توسعه مالی افزون بر این‌که می‌تواند منجر به رشد بخش حقیقی اقتصاد شود، می‌تواند برای آن زیان‌بار باشد و رشد آن را کاهش دهد. در واقع، نتایج بدست آمده در بخش خطی و پیش از رسیدن به حد آستانه برآورد شده (رژیم نخست)، نشان دهنده تاثیر مثبت توسعه مالی بر رشد بخش کشاورزی است و تاییدکننده نتایج مطالعه افرادی همچون لیو و هو در سال ۲۰۰۶ برای کشور ژاپن، افنجیده در سال ۲۰۰۹ برای کشور نیجریه و شهپاز و همکاران برای پاکستان در سال ۲۰۱۳، است و همچنین، نتایج در بخش غیرخطی و پس از عبور از حد آستانه (رژیم دوم)

تاییدکننده نتایج مطالعه افرادی همچون چن و همکاران در سال ۲۰۱۳ برای استان‌های با توسعه-یافتگی پایین در کشور چین، لیو و هو در سال ۲۰۰۶ برای کشورهای کره و تایوان، عساری و همکاران در سال ۱۳۸۷ برای کشورهای نفتی عضو اوپک است. در حقیقت این مطالعه با بررسی غیرخطی تاثیر توسعه مالی بر بخش حقیقی اقتصاد تناقض بدست آمده از نتایج مطالعات گذشته را پوشش می‌دهد.

با توجه به نتایج که حاکی از عملکرد ضعیف بازارهای مالی در تخصیص و جهت‌دهی به اعتبارات است، باید با اقدام‌هایی مانند ایجاد فضای رقابتی در سیستم بانکی این کشورها، انتخاب درست متقاضیان وام، تخصیص مطلوب منابع مالی بین بخش‌های گوناگون کشاورزی و سایر بخش‌ها، زمینه رشد بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم در رسیدن به رشد اقتصادی کشورها، فراهم شود.

### منابع

- انصاری، ی. حسینی یکانی، ع. (۱۳۹۳) اثر توسعه بازارهای مالی بر توسعه بخش کشاورزی در استان کهگیلویه و بویراحمد. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران. ۴۵(۳)، ۵۲۹-۵۳۵.
- آهنگری، ع. کامران پور، س. (۲۰۱۶). تأثیر توسعه مالی و ارزش‌افزوده بر مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی ایران. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. دوره ۵، ش ۱۹، صص ۲۶۹-۲۸۶.
- ختایی، م. سیفی پور، ر. (۱۳۷۹) نقش منابع مالی بلندمدت در رشد اقتصادی ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران. دوره ۳ ش ۴-۵، صص ۱۳۴-۱۰۷.
- راسخی، س و رنجبر، ا. (۱۳۸۸) اثر توسعه مالی و رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی. مجله دانش و توسعه. ۱۶(۲۷)، ۲۲-۱.
- سلمانی، ب و امیری، ب (۱۳۸۸) توسعه مالی و رشد اقتصادی: مورد کشورهای در حال توسعه. فصلنامه اقتصاد مقداری. ۴(۶)، ۱۴۵-۱۲۵.
- شهبازی، ک و سعیدپور، ل. (۱۳۹۲) تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای دی هشت. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی. ۳(۱۲)، ۳۸-۲۱.
- طیبی، ک. سامتی، م و ترکی، ل. (۱۳۸۸) اثر آزادسازی مالی بر نوسان های رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه. اقتصاد و تجارت نوین. دوره ۵ ش ۱۹، صص ۱۶-۱.
- عبدالهی، م. (۱۳۸۵) سرمایه‌گذاری در چالش‌های بازار مالی در بخش کشاورزی. پایگاه اطلاعات جهاد کشاورزی. روند. دوره ۱۶، ش ۴۹.



- عزیزی، ز و خورسندی، م (۱۳۹۱) ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران بر پایه رگرسیون غیرخطی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۱۷(۵۳)، ۸۵-۱۰۰.
- عساری، ع. ناصری، ع و آقایی خوندابی، م (۱۳۸۷) توسعه مالی و رشد اقتصادی: مقایسه کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرنفتی در حال توسعه؛ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM). مجله تحقیقات اقتصادی. (۸۲)، ۱۶۱-۱۴۱.

### **References**

- Bojanic, A.N. (2012). "The Impact of Financial Development and Trade on the Economic Growth of Bolivia", *Journal of Applied Economics*, 15(1), 51-70.
- Caldrón, C. & Liu, L. (2003) "The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth", *Journal of Economic Development*, 72(1), 321-334.
- Chen, K.C. Wu, L. & Wen, J. (2013). "The Relationship between Finance and Growth in China", *Global Finance Journal*, 24(1), 1-12.
- 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.
- Masten, A. Coricelli, F. & Masten, I. (2008). "Non-linear Growth Effects of Financial Development: Does Financial Integration Matter?", *Journal of International Money and Finance*, 27(2), 295-313.
- Shahbaz, M., Shahbaz Shabbir, M., & Sabihuddin Butt, M. (2013). Effect of financial development on agricultural growth in Pakistan: New extensions from bounds test to level relationships and Granger causality tests. *International Journal of Social Economics*, 40(8), 707-728.
- Shahbaz, M., Van Hoang, T. H., Mahalik, M. K., & Roubaud, D. (2017). Energy consumption, financial development and economic growth in India: New evidence from a nonlinear and asymmetric analysis. *Energy Economics*, 63, 199-212.
- Suleiman A.B. & Amer S. A.Q., (2008). "Financial Development and Economic Growth: The Egyptian Experience", *Journal of Policy Modeling*, 30(5), 887-898.

**پیوست‌ها**

**جدول ۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد.**

آزمون لوین لین چو		آزمون ایم، پسران و شین			
عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و روند	با عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و روند	متغیر	
(۰/۰۰۰) -۳/۲۵	(۰/۱۲) -۱/۱۳	(۰/۱۹) -۱/۷۹	(۰/۶۰) -۲/۰۹	در سطح	
در سطح ماناست	(۰/۰۰۰) -۸/۷۲	(۰/۰۰۰) -۴/۷۸	(۰/۰۰۰) -۴/۹۰	با یکبار	VAG
(۰/۰۰۲) -۲/۷۶	(۰/۰۰۰) -۳/۲۵	(۰/۰۰۰) -۲/۷۶	(۰/۰۰۰) -۳/۲۰	تفاضل‌گیری	INF
(۰/۹۹) ۰/۱۸	(۱/۳۸) ۰/۹۱	(۰/۹۹) -۰/۴۹	(۰/۹۸) -۱/۴۸	در سطح	CD
(۰/۰۰۰) -۷/۳۳	-۷/۲۵ (۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰) -۳/۶۵	(۰/۰۰۰) -۳/۹۹	با یکبار	
(۰/۰۰۰) -۳/۲۵	(۰/۰۰۶) -۲/۴۶	(۰/۰۰۰) -۳/۵۸	(۰/۰۱۰) -۲/۲۹	تفاضل‌گیری	K
(۰/۲۶) -۰/۶۳	(۰/۳۴) -۰/۳۹	(۰/۷۲) -۱/۳۲	(۰/۲۷) -۲/۳۴	در سطح	
-۱۳/۴۲	-۱۱/۷۹	(۰/۰۰۰) -۵/۸۶	(۰/۰۰۰) -۵/۹۴	با یکبار	L
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)			تفاضل‌گیری	

مأخذ: نتایج پژوهش \*؛ \*\*؛ \*\*\* : به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است. (خروجی نرم‌افزار Eviews)

**جدول ۲- بررسی وجود اثرات ثابت در مدل.**

(ارزش احتمال) آماره f	(ارزش احتمال) آماره chi2	(ارزش احتمال) آماره chi2
آزمون چاو	آزمون بروش پاگان	آزمون هاسمن
۶۰/۱۶ (۰/۰۰۰)	۷۵/۳۷ (۰/۰۰۰)	۵۹/۷ (۰/۰۰۰)

مأخذ: نتایج پژوهش (خروجی نرم‌افزار Stata)

## جدول ۳- آزمون خطی بودن.

M=1			M=2		
LM w	LM <sub>f</sub>	LR	LM w	LM <sub>f</sub>	LR
۳۵/۷۵	۱۰/۶۴	۴۰/۴۷	۲۹/۸۷	۸/۴۹	۳۳/۰۶
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
H0:r=0			H1:r=1		

مأخذ: نتایج پژوهش (خروجی نرم افزار Matlab)

## جدول ۴- آزمون نبود رابطه غیر خطی در باقی مانده‌ها.

M=1			M=2		
LM w	LM <sub>f</sub>	LR	LM w	LM <sub>f</sub>	LR
۴/۹۱	(۰/۳۵) ۱/۱۰	۴/۹۸	۵/۶۳	۱/۲۷	(۰/۲۲) ۵/۷۳
(۰/۲۹)		(۰/۲۸)	(۰/۲۲)	(۰/۲۸)	
H0: r=1			H1: r=2		

مأخذ: یافته‌های پژوهش خروجی نرم افزار matlab. (اعدا داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال است).

## جدول ۵- تعیین تعداد مکان آستانه‌ای.

معیار آکائیک	معیار شوارتز	
-۲/۵۶	-۲/۳۷	M=1
-۲/۵۱	-۲/۳۲	M=2

مأخذ: نتایج پژوهش (خروجی نرم افزار Matlab).

جدول ۶- نتایج تخمین مدل با متغیر انتقال توسعه مالی.

متغیر	ضریب (آماره t)	متغیر	ضریب (آماره t)
قسمت خطی		قسمت غیر خطی	
Cd	۰/۵۳ (۴/۰۶)	Cd	-۰/۶۸ (-۶/۰۲)
Inf	۰/۰۰۰۱ (۰/۹۲)	Inf	-۰/۳۶ (-۱۰/۶۸)
L	۰/۴۳ (۷/۰۲)	L	-۰/۲۴ (-۲/۳۱)
K	۰/۵۷ (۶/۰۳)	K	-۰/۱۷ (-۲/۰۱)
(پارامتر شیب) $\Gamma = ۳/۱۶$		(مکان وقوع تغییر رژیم) $C = ۱۶/۱۰$	

رژیم حدی اول:  $G(q_{it}; \gamma, c) = 0$

$$Vag_{it} = \mu_1 + 0/68 Cd_{it} + 0/0001 Inf_{it} + 0/43 L_{it} + 0/57 K_{it}$$

رژیم حدی دوم:  $G(q_{it}; \gamma, c) = 1$

$$Vag_{it} = \mu_1 - 0/15 Cd_{it} - 0/359 Inf_{it} + 0/19 L_{it} + 0/4 K_{it}$$

مأخذ: نتایج پژوهش (خروجی نرم افزار Matlab)

جدول ۷- آزمون ریشه واحدی پسماندها.

بخش خطی	بخش غیر خطی
(ارزش احتمال) آماره t	(ارزش احتمال) آماره t
آزمون لوین لین و چو	-۴/۴۸ (۰/۰۰۰)
آزمون ایم، پسران و شین	-۴/۴۶ (۰/۰۰۰)
	-۲/۶۶ (۰/۰۰۳)
	-۴/۱۶ (۰/۰۰۰)

مأخذ: نتایج پژوهش (خروجی نرم افزار Eviews)