

بررسی تاثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی: مطالعه موردی اقتصاد ایران (۸۶-۱۳۴۲)

علی حسین صمدی^۱

جواد ترکمانی^۲

ساناز منصوری^۳

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۱۴

تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲۶

چکیده

با توجه به سهم بالای بخش کشاورزی در اقتصاد ایران، در مطالعه حاضر سعی شده است تا با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۸۶-۱۳۴۲ و روش‌های همجمعی گریگوری - هانسن و حداقل مربعات معمولی پویای استوک-واتسون، تاثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی ایران در درازمدت مورد مطالعه قرار گیرد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که سرکوب مالی تاثیر معناداری در درازمدت بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی ایران نداشته است، اما انباشت سرمایه و پس اندازهای غیر مالی تاثیر مثبت و معناداری بر آن داشته‌اند. این نتایج حکایت از کنترل شدید نظام بانکداری توسط دولت داشته و مانع انجام درست وظایف توسط بخش مالی شده است. بنابراین پیشنهاد خاص مطالعه حاضر رهاسازی تدریجی سیاست سرکوب مالی است.

واژگان کلیدی: سرکوب مالی، بهره‌وری سرمایه، بخش کشاورزی، آزمون‌های همجمعی، شکست ساختاری، ایران.

Keywords: Financial Repression, Capital Productivity, Agricultural Sector, Cointegration Tests, Structural Breaks, Iran.

JEL Classification: E22, G18, G21, G28.

asamadi@rose.shirazu.ac.ir

^۱. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز - نویسنده مسئول

^۲. استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت

sanaz@farassan.org

^۳. کارشناس ارشد مهندسی کشاورزی - اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز

۱- مقدمه

واژه سرکوب مالی^۱ اولین بار در دهه ۱۹۷۰ استفاده شد. مک‌کنیون و شاو (۱۹۷۳)، سرکوب مالی را مجموعه قوانین دولتی معرفی کردند که از فعالیت کامل و بهینه واسطه‌های مالی در اقتصاد جلوگیری می‌کنند (عراقی و تقوی، ۱۳۸۴). فرای (۱۹۸۰)، سرکوب مالی را فن نگهداری نرخ بهره سپرده‌ها زیر حد تعادلی بازار تعریف کرد. بای و همکاران (۲۰۰۱)، سرکوب مالی را سیاست‌های دولت از قبیل، کنترل نرخ بهره، اعتبارات هدایت‌شده و نرخ ذخیره احتیاطی بالا دانستند. گوپتا (۲۰۰۵) نیز سرکوب مالی را تحمیل نرخ ذخیره احتیاجی و نقدینگی بالا بر نظام بانکی، عدم تشویق بازار نقدینگی و سهام خصوصی، کنترل نرخ بهره در نظام بانکی و پایین نگه‌داشتن آن برای جلوگیری از رقابت بخش خصوصی و دولتی و تشویق سرمایه‌گذاری‌های کم‌هزینه تعریف کرد.

بعد از دهه ۱۹۷۰، بسیاری از کشورهای در حال توسعه از نرخ راکد رشد اقتصادی و نرخ بالای تورم، تحت نظام سرکوب مالی رنج می‌بردند. برای فارغ شدن از این مشکلات، تعدادی از محققین مانند مک‌کنیون و شاو (۱۹۷۳)، کاپور (۱۹۷۶)، و متیسون (۱۹۸۰) آزاد سازی مالی را مطرح کردند که بطور کل در برگیرنده سیاست نرخ بهره بالا برای شتاب بخشیدن به فرایند تجمیع سرمایه و در نتیجه رشد اقتصادی بیشتر با نرخ تورم کمتر است. با این که مدت زمان زیادی است که به کشورهای در حال توسعه پیشنهاد می‌شود تا سیاست‌های آزاد سازی مالی را اجرا کنند، اما در دنیای واقعی، مشاهده می‌شود که دولت‌های این کشورها نظام مالی خود را بیشتر سرکوب می‌کنند. بنابراین همواره این سوال مطرح بوده و هست که اتخاذ سیاست‌های سرکوب مالی چه تاثیری بر بهره‌وری سرمایه و رشد و سایر متغیرهای کلان اقتصادی خواهد داشت؟ هر چند برای پاسخ به این سوال نظریه‌های مختلفی ارائه شده، اما پاسخ آن به یک مساله تجربی تبدیل شده است.

ایران از جمله کشورهای در حال توسعه‌ای است که نظام مالی خود را سرکوب می‌کند. هر چند در زمینه بررسی تاثیر سیاست‌های سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه، بر خلاف کشورهای خارجی مطالعات محدودی صورت گرفته است اما بر اساس اطلاعات نویسندگان مطالعه‌ای وجود ندارد

^۱. Financial Repression

که در آن تاثیر این سیاست‌ها بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی بررسی شده باشد. لذا با توجه به سهم بالای بخش کشاورزی در اقتصاد ایران، در مطالعه حاضر سعی شده است تا این شکاف تحقیقاتی پر شود.

این مقاله در پنج قسمت تنظیم شده است. در بخش دوم، نتیجه تجربی برخی مطالعات مهم آورده شده است. در قسمت سوم، درباره مبانی نظری موضوع و الگوی اقتصادسنجی قابل برآورد و روش برآورد آن توضیح داده شده است. نتایج تجربی در بخش چهارم و جمع‌بندی و پیشنهادها در بخش پنجم ارائه شده است.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده

مطالعات بسیار زیادی درباره تاثیر سرکوب مالی بر برخی متغیرهای کلان اقتصادی (مانند بهره‌وری سرمایه، رشد اقتصادی، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری) وجود دارد، در ادامه به چند مطالعه مهم مرتبط اشاره می‌شود. هانسن و دیملو (۱۹۸۵) اصلاحات مالی و برنامه تثبیت اقتصادی کشور اروگوئه را در طول سال‌های ۸۲-۱۹۷۹ مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه می‌رسند که این اصلاحات باعث بهبود عملکرد اقتصادی می‌شود، چرا که آزادسازی مالی باعث افزایش پس‌انداز داخلی، افزایش نگهداری دارایی مالی واقعی و جریان ورودی سرمایه و بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. فرای (۱۹۹۵) نیز با استفاده از داده‌های پانلی مربوط به کشورهای هند، کره، مالزی، نپال، پاکستان، تایوان و تایلند نشان داد که بین نرخ بهره و معیار بهره‌وری سرمایه^۱ رابطه مثبتی وجود دارد.

دیمتریادیس و همکاران (۱۹۹۸)، تاثیر سیاست‌های سرکوب مالی (نرخ بهره واقعی، اعتبارات هدایت شده و ذخیره قانونی) بر بهره‌وری سرمایه در پنج کشور آسیای جنوبی (سریلانکا، هند، کره جنوبی، فیلیپین و تایلند) را با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۰ مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه می‌رسند که تنها در کشور کره این تاثیر مثبت بوده است. از دیدگاه این محققین، موفقیت دولت در شناسایی دلایل شکست بازار و اجرای صحیح سیاست‌های سرکوب مالی می‌تواند عاملی برای توجیه این مساله باشد.

^۱. Incremental Capital Output Ratio (ICOR)

به طور کلی، افرادی مانند تیلور (۱۹۸۳)، منکیو (۱۹۸۶)، کالومیریس و هیمبل برگ (۱۹۹۴)، استیگلیتز (۱۹۹۴)، آریستیس و دیمتریادیس (۱۹۹۷)، فانگ و همکاران (۲۰۰۰)، و دیمتریادیس و لوائنتل (۲۰۰۱)، به تاثیر مثبت سرکوب مالی بر عملکرد اقتصادی در کشورهای مختلف اشاره کرده، در حالی که مک کینون و شاو (۱۹۷۳)، کاپور (۱۹۷۶)، گالیس (۱۹۹۷)، متیسون (۱۹۸۰)، هانسن و دیملو (۱۹۸۵)، جلب (۱۹۸۹)، فرای (۱۹۹۵)، گرین وود و جوانویچ (۱۹۹۱)، بنسیونجا و اسمیت (۱۹۹۱)، و بوید و همکاران (۲۰۰۱) به تاثیر منفی آن اشاره می‌کنند.

در مطالعات داخلی، صمدی (۱۳۷۸) به ارزیابی الگوهای مک کینون-شاو و مکمل بودن پول و سرمایه فیزیکی در طول دوره ۱۳۴۱ تا ۱۳۷۴ پرداخته و به این نتیجه می‌رسد که آزادسازی مالی و نسخ سرکوب مالی یا رها کردن سقف نرخ بهره واقعی منجر به افزایش پس انداز، سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی می‌شود.

کشاوریان و عظیمی (۱۳۸۴)، به بررسی اثر آزادسازی نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ایران در طول سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۱ پرداخته و به این نتیجه می‌رسند که نرخ بهره واقعی با سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ایران رابطه مثبت دارد. ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۴)، نیز بیان می‌کنند که اگرچه تغییرات نرخ سود تسهیلات باید در سطح سرمایه‌گذاری‌ها موثر باشد، اما در اقتصاد ایران از آنجایی که نرخ بهره بصورت دستوری تعیین شده و تمایلات بازارهای مالی در آن انعکاسی ندارد، کاهش نرخ سود تسهیلات، موجب افزایش سرمایه‌گذاری‌ها نخواهد شد.

خلیلی عراقی و تقوی (۱۳۸۴)، نیز به بررسی عوامل موثر بر سرکوب مالی در اقتصاد ایران پرداخته و به این نتیجه می‌رسند که از بین عواملی مانند توسعه نیافتگی بازار پول و سرمایه، عملکرد نامطلوب خصوصی‌سازی، ناکارایی نهادی، رانت جویی، اقتصاد وابسته به نفت، فشار اقتصادی و عدم انضباط مالی، موثرترین عامل برای تشویق دولت برای اجرای سیاست‌های سرکوب مالی، وابستگی اقتصاد ایران به نفت می‌باشد.

بررسی این مطالعات نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران مطالعه‌ای وجود ندارد که به بررسی تاثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی پرداخته باشد. همچنین جهت اثرگذاری در مطالعات خارجی روشن نیست و باید به صورت تجربی تعیین شود.

۳- مبانی نظری و الگوی مورد استفاده

۳-۱- مبانی نظری

مداخله‌ی دولت در بازار مالی به شکل کنترل نرخ بهره، اعتبارات و ذخیره‌ی احتیاطی منجر به ایجاد پدیده‌ی سرکوب مالی می‌گردد. با توجه به این که هدف اصلی این مقاله بررسی تاثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی ایران است، در این قسمت تاثیر این سیاست‌ها بر بهره‌وری سرمایه توضیح داده می‌شود.

سیاست نرخ بهره مورد بحث مکاتب اقتصادی مختلف از جمله مکتب سرکوب‌گرایان (کلاسیک)^۱، مکتب ساختارگرایان^۲ و مکتب پساکینزی^۳ بوده است.^۴

سرکوب‌گرایان از جمله مک کینون و شاو (۱۹۷۳) معتقدند که پایین و منفی بودن نرخ بهره واقعی (به دلیل سرکوب مصنوعی نرخ بهره اسمی و بالا رفتن نرخ تورم)، مانع تشکیل پس‌انداز شده و بر جریان رشد اقتصادی، انباشت سرمایه و درآمد، اثر منفی خواهد داشت، زیرا سرکوب مالی مانع تجمیع پس‌انداز بخش خصوصی شده و تامین مالی را با مشکل روبرو می‌کند. در چنین وضعیتی آزادسازی مالی (یا نسخ سرکوب مالی)، کشورهای در حال توسعه را قادر می‌سازد تا پس‌انداز داخلی و رشد اقتصادی را افزایش داده و وابستگی زیاد به جریان سرمایه خارجی را کاهش دهند (نادری، ۱۳۸۴). فرای (۱۹۹۵)، بیان می‌کند که کنترل نرخ بهره و ایجاد محدودیت در این زمینه، منجر به ایجاد مازاد تقاضا برای اعتبارات شده و باعث کاهش بهره‌وری سرمایه می‌شود.

ساختارگرایان، علت پایین بودن نرخ بهره را نارسایی یا نبود بازارهای مالی مطرح کرده و به تاثیر مثبت شبکه گسترش یافته نهادهای مالی بر فرایند پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و از این طریق بر رشد اقتصادی، اشاره می‌کنند (خلیلی عراقی و تقوی، ۱۳۸۴). اما ساختارگرایان جدید، الگوی مک کینون و شاو را با توجه به این که نقش بازارهای غیر رسمی در آن در نظر گرفته نشده است، مورد انتقاد قرار دادند. طرفداران این مکتب معتقدند که مقررات‌زدایی بازارهای مالی رسمی موجب افزایش نرخ بهره سپرده‌ها در این بازارها شده و بنابراین، موجب انتقال سپرده‌ها از بازارهای

^۱. Classics

^۲. Structuralism

^۳. Post- Keynesian

^۴. برای مطالعه بیشتر این نظریه‌ها به خلیلی عراقی و تقوی (۱۳۸۴) مراجعه کنید.

غیر رسمی به بازارهای رسمی می‌شوند. در این حالت گسترش مالی^۱ صورت می‌گیرد، اما نرخ انباشت دارایی‌های ثابت لزوماً افزایش نمی‌یابد. بنابراین، انتقال پول از بازارهای غیر رسمی به بازارهای رسمی، سرمایه در دسترس را کاهش و نرخ بهره در بازار غیر رسمی را افزایش می‌دهد^۲ (Agarwalla, 1983).

پساکینزی‌ها نیز الگوی آزادسازی مالی را مورد انتقاد قرار داده و بدیل پساکینزی آن را مطرح می‌کنند. در الگوی آزادسازی مالی، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به طور مستقل تعیین می‌شوند، اما نرخ بهره آنها را متعادل می‌سازد. براساس نظریه پساکینزی‌ها افزایش نرخ بهره موجب کاهش سرمایه‌گذاری شده، تقاضای موثر را کاهش داده و خطر شکنندگی مالی را افزایش می‌دهد و این در حالی است که الگوی آزادسازی مالی عکس نظر پساکینزی‌ها است (خلیلی عراقی و تقوی، ۱۳۸۴).

تیلور (۱۹۸۳) نیز اعتقاد دارد که اجرای سیاست‌های آزادسازی مالی، نرخ بهره داخلی را افزایش داده و باعث اشتباه بیشتر در تخصیص سرمایه در بازار اعتبارات خواهد شد. بنابراین کنترل نرخ بهره می‌تواند اثرات مفیدی بر پایداری نظام بانکی داشته، از بروز بحران جلوگیری کرده و در عین حال کارایی سرمایه را افزایش دهد.

همچنین استیگلیتز (۱۹۹۴) این فرضیه را که سرکوب مالی به تخصیص ناکارای منابع منجر می‌شود، مورد تردید قرار داده و بیان می‌کند که اعمال محدودیت و کنترل بر نرخ بهره (شایع‌ترین نوع سیاست سرکوب مالی) حتی ممکن است اثر مثبتی بر بازده سرمایه‌گذاری داشته باشد و گاهی حذف کنترل نرخ بهره منجر به ناپایداری اقتصادی، کاهش بهره‌وری سرمایه و رشد اقتصادی می‌شود. به اعتقاد وی، نوع تاثیر سیاست‌های سرکوب مالی به میزان موفقیت دولت در شناسایی شکست بازارها بستگی دارد. بررسی‌های دقیق‌تر وی نشان داد که سرکوب مالی می‌تواند کارایی تخصیص سرمایه را افزایش دهد. از دیدگاه وی، روند تاثیر مثبت نرخ بهره پایین بر بهره‌وری سرمایه این گونه قابل تفسیر است که نرخ بهره پایین، انگیزه و ترکیب متقاضیان وام را به گونه‌ای تغییر می‌دهد که کیفیت انتظاری آنها را افزایش می‌دهد.

^۱ Financial Deepening

^۲ برای مطالعه بیشتر تاثیر گسترده‌گی بازارهای غیر رسمی بر بهره‌وری سرمایه به گاتاک (۱۳۷۷) مراجعه کنید.

کنترل اعتبارات و برنامه‌های هدایت اعتبارات به بخش‌ها و مشتریان خاص نیز شیوه‌ی دیگر دخالت دولت در بازار مالی بوده و امکان وقوع پدیده‌ی سرکوب مالی را فراهم می‌کند. هرگاه جیره‌بندی اعتبار توسط دولت به دلایل سیاسی یا هر دلیلی به سمت مصارف با بهره‌وری پایین باشد، در این صورت این سیاست تاثیر منفی بر بهره‌وری سرمایه خواهد داشت. اما تاثیر منفی نیز امکان‌پذیر است. کالومیریس و هیملبرگ (۱۹۹۴)، اعتقاد دارد که برنامه‌های هدایت اعتبارات به سمت بخش کشاورزی منجر به این می‌شود که کشاورزان ثروتی را انباشت کرده و آن را به سمت خرید زمین سوق دهند. در این صورت تخصیص بهینه‌ی منابع اتفاق خواهد افتاد و چنین سیاست کنترل اعتباری منجر به افزایش بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی خواهد شد. به اعتقاد این محققین، میزان موفقیت این سیاست، به نوع مکانیسم انتخابی جهت اجرای آنها بستگی دارد. همچنین منکیو (۱۹۸۶) اعتقاد دارد که دخالت دولت به شکل اعطای اعتبارات به متقاضیان خاص می‌تواند باعث افزایش بهره‌وری سرمایه شود.

سیاست کنترل ذخیره‌ی احتیاطی نیز منجر به ایجاد پدیده‌ی سرکوب مالی شده و بر بهره‌وری سرمایه اثر می‌گذارد. هرگاه سرمایه‌ی موجود در اقتصاد به سمت سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌ها هدایت شود، افزایش ذخیره‌ی احتیاطی باعث افزایش بهره‌وری سرمایه می‌گردد. بنابراین کنترل این ذخیره به شیوه‌ای که منجر به سرکوب مالی گردد، می‌تواند تاثیر منفی بر بهره‌وری سرمایه داشته باشد.

مرور مبنای نظری تحقیق نشان می‌دهد که تاثیر (مثبت یا منفی) سیاست‌های سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه (کل و در بخش کشاورزی) به میزان موفقیت دولت در شناسایی شکست بازارها و بنابراین انتخاب ابزار مناسب سرکوب مالی بستگی دارد.

۳-۲- الگوی مورد استفاده

در ادبیات تجربی، جهت بررسی تاثیر سیاست‌های سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه (کل و بخشی) با الهام از مبنای نظری اشاره شده در بخش قبل از الگوهایی استفاده شده است. در این مقاله به تبعیت از دیمتریادیس و همکاران (۱۹۹۸)، فانگ و همکاران (۲۰۰۰)، دیمتریادیس و لوائنتل (۲۰۰۱)، و هیونگ (۲۰۰۵)، از معادله‌ی رگرسیونی زیر استفاده شده است. ذکر این نکته ضروری است که الگوی مورد استفاده در مطالعه‌ی آنها به شکل مستقیم قابل استفاده نبوده و

بنابراین برای سازگاری با اقتصاد ایران اندکی تعدیل در متغیرهای مورد استفاده صورت گرفته است. همچنین روش مورد استفاده در این مطالعات برای تخمین الگو، روش‌های ساده‌ی اقتصادسنجی بوده است، اما با توجه به هدف مطالعه‌ی حاضر و همچنین وجود شکست ساختاری در داده‌ها و الگوها در اقتصاد ایران، در این مقاله از روش‌های نوین اقتصادسنجی سری‌های زمانی استفاده شده است. بنابراین الگوی مورد استفاده در مقاله‌ی حاضر به صورت زیر می‌باشد:

$$PROD = f(FS, NFS, K, FIN?)$$

که در آن $PROD_t$ بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی، FS پس‌انداز مالی، NFS پس‌انداز غیر مالی، K موجودی سرمایه در بخش کشاورزی و $FIN?$ معیارهای سرکوب مالی می‌باشند. درباره‌ی تاثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش قبلی به طور مبسوط بحث شد. همچنان‌که اشاره شد، سرکوب مالی می‌تواند تاثیر مثبت یا منفی بر بهره‌وری سرمایه داشته باشد. طبق یافته‌های دیمتریادیس و همکاران (۱۹۹۸)، این تاثیر برای کشورهای هند (۹۰-۱۹۶۳)، فیلیپین (۹۱-۱۹۶۳)، و سری لانکا (۸۹-۱۹۶۴)، منفی و معنادار و برای کره جنوبی (۹۱-۱۹۶۹) مثبت و معنادار بوده است.

چنانچه فناوری، بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس داشته باشد، در این صورت انباشت سرمایه تاثیر منفی بر بهره‌وری سرمایه خواهد داشت. در صورتی که با بازدهی ثابت روبرو باشیم، هیچ ارتباطی بین این دو متغیر وجود نخواهد داشت، اما در صورتی که بازدهی فزاینده باشد، در این صورت انباشت سرمایه تاثیر مثبتی بر بهره‌وری سرمایه خواهد گذاشت.

از وظایف مهم و عمده‌ی نظام مالی کشور و واسطه‌های مالی، فراهم کردن نقدینگی، غربال‌گری^۱، تحریک^۲ و تجمیع ریسک^۳ می‌باشد. هرگاه بخش مالی کشور این وظایف را به درستی انجام دهد، در این صورت انتظار می‌رود که پس‌اندازهای مالی تاثیر مثبتی بر بهره‌وری سرمایه داشته باشد. پس‌اندازهای غیر مالی به همراه پس‌اندازهای مالی به این خاطر وارد الگو شده است که روشن شود که آیا تاثیر یکسانی بر بهره‌وری سرمایه دارد یا تاثیر متفاوت. تاثیر این متغیر نیز می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

^۱. Screening

^۲. Monitoring

^۳. Pooling of Risk

با توجه به اینکه هدف این مقاله بررسی روابط درازمدت بین این متغیرها است، از روش‌های متعددی می‌توان استفاده کرد. در این مقاله از روش‌های همجمعی گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) و استوک - واتسون (۱۹۹۳)، استفاده می‌شود. علت استفاده را می‌توان در نظر گرفتن بحث شکست ساختاری در روابط موجود ذکر کرد. روش همجمعی گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) تنها بود و نبود رابطه را مشخص می‌کند، اما با استفاده از روش حداقل مربعات پویای استوک - واتسون (۱۹۹۳)، می‌توان روابط درازمدت را تعیین کرد. با استفاده از روش همجمعی گریگوری - هانسن الگوی بالا را می‌توان به صورت روابط زیر نوشت:

$$\begin{aligned} (C): \quad PROD_t &= a_0 + a_1 D_{tb} + \beta Z_t + e_t & t = 1, 2, \dots, T \\ (C/T): \quad PROD_t &= a_0 + a_1 D_{tb} + \beta Z_t + \gamma t + e_t & t = 1, 2, \dots, T \\ (C/S): \quad PROD_t &= a_0 + a_1 D_{tb} + \beta_1 Z_t + \beta_2 Z_t D_{tb} + e_t & t = 1, 2, \dots, T \end{aligned}$$

که در آن Z_t بردار متغیرهای مستقل اشاره شده در بالا، t روند زمانی و D_{tb} متغیر نماینده برای شکست ساختاری است که به صورت درون‌زا توسط آماره‌های پیشنهادی تخمین زده می‌شود.^۱ در روابط بالا، معادله (C) به الگوی تغییر در سطح^۲، معادله (C/T) به الگوی تغییر در سطح به همراه روند^۳ و معادله (C/S) به الگوی تغییر رژیم (شکست ساختاری)^۴ معروف است.

^۱. آزمون همجمعی گریگوری-هانسن یک آزمون همجمعی معتبر با وجود شکست ساختاری است و به بود و نبود رابطه اشاره کرده و تاریخ شکست ساختاری را به صورت درون‌زا مشخص می‌کند. اما برای تعیین ضرایب و ارتباط بین متغیرها، روش‌های متعددی وجود دارد که روش حداقل مربعات پویای استوک-واتسون (۱۹۹۳) (DOLS) یکی از آنها است. این روش در مقایسه با سایر روش‌ها، در نمونه‌های کوچک کارتر می‌باشد. اساس این روش بر پایه رگرسیون متغیرهای $I(1)$ بر هر متغیر $I(0)$ و $I(1)$ و تقدم و تاخر تفاضل مرتبه اول متغیرهای $I(1)$ می‌باشد. برای مطالعه بیشتر این روش‌ها به همراه کاربردهای اقتصادی آنها به صمدی و پهلوانی (۱۳۸۸) مراجعه کنید.

^۲. Level Shift Model

^۳. Level Shift with Trend Model

^۴. Regime shift Model

۴- نتایج تجربی

۴-۱- داده‌های مورد استفاده و خاصیت آماری آنها

۴-۱-۱- داده‌های مورد استفاده

متغیر وابسته در مطالعه حاضر، بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی است. متغیرهای مستقل نیز شامل پس‌انداز مالی (FS)، پس‌انداز غیر مالی (NFS)، موجودی سرمایه در بخش کشاورزی (K) و متغیرهای نماینده سرکوب مالی (FIN?) می‌باشند.

برای اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه معیارهای متفاوتی وجود دارد. یکی از رایج‌ترین آنها نسبت افزایش سرمایه به افزایش تولید (ICOR) است. هر چند استفاده از این معیار در داده‌های مقطع عرضی مشکلی ایجاد نمی‌کند، اما مطمئناً معیار مناسبی برای بهره‌وری سرمایه در داده‌های سری زمانی نیست (سلطانی، ۱۳۸۳). دمتریادیس و همکاران (۱۹۹۸)، جمله پسماند سولو را (که به نوعی سهم موجودی سرمایه از رشد تولید را نشان می‌دهد) به عنوان یکی از روش‌های محاسبه بهره‌وری سرمایه معرفی کردند. از آنجا که این معیار می‌تواند تحت تاثیر تغییرات سرمایه انسانی و اشتغال در تابع تولید باشد، لذا استفاده از آن، خالی از اشکال نیست. این پژوهشگران، برای رفع این مشکل، از نسبت جریان کنونی تولید به موجودی سرمایه ابتدای دوره (Y_t/K_{t-1}) استفاده کردند. در این مقاله نیز به پیروی از آنها از این معیار استفاده شده است. داده‌های مربوط به موجودی سرمایه در بخش کشاورزی نیز از آمینی و نشاط (۱۳۸۴) برای سال‌های ۱۳۴۲ تا ۱۳۸۱ اخذ شده و برای بقیه سال‌ها با استفاده از روش پیشنهادی آنها برآورد شده است.

پس‌انداز کل، جمع پس‌انداز مالی و غیر مالی است. پس‌انداز مالی از نسبت تغییرات موجودی پول واقعی ($\Delta M2$)، پس از کسر اسکناس و مسکوک در دست اشخاص، به تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP) بدست می‌آید. به عبارت دیگر، این متغیر حاصل نسبت جریان سپرده‌های بانکی به GDP واقعی است. پس‌انداز غیر مالی نیز پس‌اندازی است که وارد نظام بانکی نمی‌شود و می‌توان آن را از کسر پس‌انداز مالی از کل پس‌انداز به دست آورد. این پس‌اندازها شامل تنوعی از دارایی‌ها مانند زمین، طلا و ... است که ممکن است غیر مولد باشد. اما برای سرکوب مالی معیارهای متعددی وجود دارد که در ادامه توضیح داده می‌شود.

معیارهای سرکوب مالی

برای اندازه‌گیری میزان سرکوب مالی (FIN?)، معیارهای متعددی وجود دارد. برای نشان دادن شدت سرکوب مالی در مطالعات مختلف از معیارهای متفاوتی استفاده شده است. برای مثال روینی و ساللا-آی-مارتین (۱۹۹۲) از نرخ بهره واقعی، فرای (۱۹۷۸) از تفاوت بین نرخ بهره داخل کشور و نرخ بهره جهانی و دمتریادیس و همکاران (۱۹۹۸) از داده‌های مربوط به اعمال سیاست‌های کنترل نرخ بهره^۱، ذخیره احتیاطی^۲ و اعتبارات هدایت شده^۳ استفاده کرده‌اند. این محققین برای هر یک از سیاست‌های فوق یک متغیر مجازی^۴ تعریف کرده‌اند. این متغیر در صورت اعمال هر یک از سیاست‌های فوق، عدد یک و در غیر این صورت صفر را انتخاب خواهد کرد. در این مقاله، به پیروی از دمتریادیس و همکاران (۱۹۹۸) از چهار معیار قابل محاسبه با داده‌ها و اطلاعات موجود از اقتصاد ایران استفاده شده است که در ادامه به طور مختصر شرح داده می‌شوند.

۱- معیار اول سرکوب مالی: سیاست کنترل نرخ بهره

این معیار، یک متغیر مجازی است که برای سیاست کنترل نرخ بهره تعریف می‌شود. ارزش این متغیر در صورتی که نرخ بهره واقعی^۵ (نرخ بهره اسمی منهای تورم) مثبت باشد، عدد صفر و در صورتی که منفی و بین صفر تا ۱۰ باشد، عدد یک و اگر منفی و کوچکتر از ۱۰ باشد عدد دو خواهد بود.

^۱. Interest Rate

^۲. Reserve Requirement

^۳. Directed Credits

^۴. Dummy Variable

^۵. برای محاسبه نرخ بهره واقعی، در مطالعات مختلف از داده‌های مختلفی مانند نرخ بهره سپرده‌های بلندمدت، کوتاه‌مدت و ... استفاده شده است. حال این سوال مطرح می‌شود که کدام نوع نرخ بهره می‌تواند مناسب باشد. مک‌کینون (۱۹۷۳) معتقد است نرخ بهره واقعی مناسب، نرخ سود واقعی سپرده‌های مدت‌دار است. نرخ بهره واقعی همان نرخ سود تولیدات صنعتی است. همچنین می‌توان از کسر نرخ تورم انتظاری از نرخ بهره اسمی بدست آورد. در این مطالعه از تعریف دوم استفاده شده و از نرخ سود سپرده‌های بلندمدت ۵ ساله به جای نرخ بهره اسمی استفاده شده است.

۲- معیار دوم سرکوب مالی: شدت کنترل ذخیره احتیاطی

معیار دوم، شدت کنترل ذخیره احتیاطی است. برای محاسبه ذخیره احتیاطی بنا به پیشنهاد روبینی و ساللا-آی-مارتین (۱۹۹۲)، از نسبت کل سپرده‌های بانک‌های تجاری به حاصل جمع پول (M_1) و شبه پول (M_2) استفاده شده است. در صورتی که مقدار ذخیره احتیاطی ۱۰٪ تا ۲۰٪ سپرده‌ها باشد، این معیار عدد یک و در صورتی که ۲۰٪ تا ۳۰٪ باشد، عدد ۲ و در صورتی که بین ۳۰٪ تا ۵۰٪ باشد، عدد ۳ را اختیار خواهد کرد.

۳- معیار سوم سرکوب مالی: سهم اعتبارات هدایت شده به بخش کشاورزی

در معیار سوم، سهم اعتبارات هدایت شده به بخش کشاورزی از کل اعتبارات اعطایی کشور در نظر گرفته شده است. در صورتی که سهم اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی از کل اعتبارات ۱۰٪ و یا کمتر باشد، معیار سرکوب مالی عدد ۱ و در صورتی که بین ۱۰٪ تا ۲۰٪ باشد، عدد ۲ و در صورتی که بین ۲۰٪ تا ۳۰٪ باشد، عدد ۳ را اختیار خواهد کرد.

۴- معیار چهارم سرکوب مالی: میانگین ساده ریاضی سه معیار فوق

جهت بررسی میزان تاثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه، هر کدام از سه معیار فوق را می‌توان به تنهایی وارد معادله کرد. اما در این شرایط تاثیر هر سیاست با فرض ثابت بودن سایر شرایط بررسی می‌شود. معیار چهارم به ما کمک می‌کند تا بتوانیم تاثیر هم‌زمان هر سه سیاست بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی را مورد بررسی قرار دهیم. برای این منظور از میانگین ساده ریاضی سه معیار استاندارد شده فوق استفاده شده است.^۱

۴-۱-۲- خاصیت آماری داده‌ها

قبل از تخمین روابط درازمدت بین متغیرها، باید از نامانای بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. آزمون زیوت-آندریوز (۱۹۹۲) یکی از روش‌هایی است که با وجود شکست ساختاری آزمون معتبری

^۱. روش دیگر، استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (Principal Component Analysis) می‌باشد که در این مقاله از آن استفاده نشده است و توصیه می‌شود در سایر مطالعات استفاده شود.

می‌باشد. در این مقاله، از این روش استفاده شده است. همچنین برای حصول اطمینان از نتایج به دست آمده، از آزمون‌های ADF و PP نیز استفاده شده است. نتایج به طور کلی حکایت از این دارد که کلیه متغیرها در سطح نامانا هستند^۱.

۴-۲- نتایج آزمون همجمعی

۴-۲-۱- نتایج آزمون همجمعی گریگوری - هانسن (۱۹۹۶)

جدول شماره ۱ نتایج حاصل از آزمون همجمعی گریگوری - هانسن به ترتیب برای چهار معیار سرکوب مالی را ارائه می‌دهد. در این جدول، مقادیر آماره‌های Z_t و Z_α آماره‌های پیشنهادی فیلیپس (۱۹۷۸) و ADF آماره دیکی فولر تعمیم یافته می‌باشند. نتایج ارائه شده در جدول شماره ۱ نشان می‌دهد که:

الف) با استفاده از معیار اول سرکوب مالی و بر اساس آماره‌های ADF و Z_t رابطه همجمعی بین متغیرهای مورد نظر تنها برای دو الگوی C/T و C/S تایید می‌شود. سال شکست ساختاری برای الگوی C/T سال ۱۳۶۵ و برای الگوی C/S سال ۱۳۶۴ برآورد شده است.

ب) با استفاده از معیار دوم سرکوب مالی، رابطه همجمعی بین متغیرهای مورد بررسی با آماره‌های ADF و Z_t تنها در چارچوب الگوی C تایید می‌شود. سال شکست ساختاری این الگو، نیز سال ۱۳۵۴ تعیین شده است.

ج) با استفاده از معیار سوم سرکوب مالی رابطه همجمعی بین متغیرهای مورد بررسی بر اساس معیارهای ADF و Z_t در چارچوب هر سه الگو تایید می‌شود. سال شکست ساختاری برای الگوهای C، C/T و C/S به ترتیب ۱۳۵۵، ۱۳۷۰ و ۱۳۶۹ می‌باشد.

د) با استفاده از معیار چهارم سرکوب مالی نیز مشابه حالت قبل، آماره‌های ADF و Z_t رابطه همجمعی بین متغیرهای مورد بررسی را در چارچوب هر سه الگوی C، C/T و C/T تایید می‌کنند. سال شکست ساختاری در هر سه الگو به ترتیب برابر ۱۳۵۱، ۱۳۷۰ و ۱۳۶۷ می‌باشد.

جدول شماره ۲، نیز خلاصه الگوهای منتخب و سال شکست مورد استفاده جهت بررسی روابط درازمدت در الگوی بهره‌وری سرمایه و سرکوب مالی را بر اساس نتایج ارائه شده در جدول شماره ۱ ارائه می‌دهد و استنباط نهائی روابط بر اساس آن صورت گرفته است.

^۱ برای ملاحظه جزئیات این آزمون‌ها به پیوست مقاله مراجعه کنید.

جدول شماره ۱: نتایج آزمون همجمعی گریگوری - هانسن (۱۹۹۶)

آماره محاسباتی	الگوی C	الگوی C/T	الگوی C/S
معیار اول سرکوب مالی (سیاست کنترل نرخ بهره)			
ADF	-۴/۸۲ (۱۳۵۰)	-۵/۹۵ (۱۳۶۵)	-۶/۰۳ (۱۳۶۴)
Z _t	-۴/۸۴ (۱۳۵۰)	-۵/۷۸ (۱۳۶۵)	-۶/۵۴ (۱۳۶۴)
Z _α	-۲۹/۱۲ (۱۳۵۰)	-۳۸/۱۴ (۱۳۶۵)	-۴۰/۶۴ (۱۳۶۴)
معیار دوم سرکوب مالی (شدت کنترل ذخیره احتیاطی)			
ADF	-۵/۹۲ ^{***} (۱۳۵۴)	-۴/۹۶ (۱۳۵۲)	-
Z _t	-۵/۷۲ ^{**} (۱۳۵۴)	-۴/۹۸ (۱۳۵۲)	-
Z _α	-۳۷/۹۸ (۱۳۵۴)	-۳۲/۸۷ (۱۳۵۲)	-
معیار سوم سرکوب مالی (اعتبارات هدایت شده به بخش کشاورزی)			
ADF	-۶/۵۴ ^{****} (۱۳۵۵)	-۶/۱۴ ^{***} (۱۳۷۰)	-۷/۶۵ ^{****} (۱۳۶۹)
Z _t	-۶/۵۴ ^{****} (۱۳۵۵)	-۶/۱۳ ^{***} (۱۳۷۰)	-۷/۵۴ ^{****} (۱۳۶۹)
Z _α	-۳۹/۶۷ (۱۳۵۵)	-۳۹/۲ (۱۳۷۰)	-۴۰/۳۵ (۱۳۶۹)
معیار چهارم سرکوب مالی (میانگین ساده استاندارد شده سه معیار قبل)			
ADF	-۶/۴۲ ^{**} (۱۳۵۱)	-۶/۲۳ ^{***} (۱۳۷۰)	-۶/۶۸ ^{***} (۱۳۶۷)
Z _t	-۶/۱۲ ^{**} (۱۳۵۱)	-۶/۳۴ ^{***} (۱۳۷۰)	-۶/۹۲ ^{***} (۱۳۶۷)
Z _α	-۴۰/۴۵ (۱۳۵۱)	-۳۹/۲۳ (۱۳۷۰)	-۴۱/۱۳ (۱۳۶۷)

ماخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم افزار GAUSS6.0

یادداشت‌ها:

- ۱- **، *، *** و **** به ترتیب نشانگر رد فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه همجمعی در سطوح اطمینان ۱۰، ۵، ۲/۵ و ۱ درصد می‌باشد.
- ۲- الگوی سوم به علت منفی شدن ماتریس مربوطه قابل برآورد نبوده است.
- ۳- اعداد داخل پرانتز سال شکست ساختاری را نشان می‌دهد.

جدول شماره ۲: جمع‌بندی نتایج آزمون همجمعی گریگوری-هانسن (۱۹۹۶): بهره‌وری سرمایه و معیارهای

سرکوب مالی

سال شکست	الگوی انتخابی	معیار سرکوب مالی
۱۳۶۴	***C/S	معیار اول سرکوب مالی
۱۳۶۹	***C	معیار دوم سرکوب مالی
۱۳۵۴	***C/S	معیار سوم سرکوب مالی
۱۳۷۶	***C/S	معیار چهارم سرکوب مالی

ماخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم افزار GAUSS6.0

یادداشت: *** نشانگر رد فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه همجمعی در سطوح اطمینان ۱ درصد می‌باشد.

۲-۲-۴- بررسی روابط درازمدت بین متغیرها با استفاده از روش حداقل مربعات

معمولی پویای استوک- واتسون (۱۹۹۳)

با توجه به اینکه ارتباط درازمدت بین متغیرها بر اساس آزمون همجمعی گری گوری-هانسن (۱۹۹۶) تایید شد، می‌توان بدون نگرانی از مسئله رگرسیون کاذب به تخمین ضرایب معادلات پرداخت. هر چند برای رسیدن به این هدف از روش‌های متعددی می‌توان استفاده کرد، اما روش حداقل مربعات پویای (DOLS) استوک- واتسون به طور مجانبی معادل با برآوردگر حداکثر راستنمایی یوهانسن در حالتی است که متغیرها $I(1)$ بوده و تنها یک بردار همجمعی داشته باشیم. همچنین این روش در نمونه‌های کوچک در مقایسه با سایر برآوردگرها کارا تر است. بنابراین به دلیل کم بودن حجم نمونه، در مقاله‌ی حاضر از این روش استفاده شده است. خلاصه نتیجه تخمین الگوی بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی با معیارهای مختلف سرکوب مالی با استفاده از روش DOLS در جدول شماره (۳) ارائه شده است.^۱ نتایج به طور کلی نشان می‌دهد که:

۱- ضرایب متغیرهای پس‌انداز غیر مالی و موجودی سرمایه با هر چهار معیار سرکوب مالی مثبت و از نظر آماری معنادار است. تنها استثناء در این زمینه به ضریب پس‌انداز غیر مالی و با معیار دوم

^۱. DOLS: Dynamic Ordinary Least Square Method

^۲. جزئیات تخمین معادلات با چهار معیار مختلف سرکوب مالی به خاطر جلوگیری از طولانی‌تر شدن مقاله در اینجا گزارش نشده و نزد نویسندگان موجود است.

مربوط می‌شود. تاثیر مثبت و معنادار ضریب موجودی سرمایه در بخش کشاورزی بر بهره‌وری سرمایه در این بخش حکایت از بازده فزاینده نسبت به مقیاس برای این نهاده دارد. همچنین تاثیر مثبت و معنادار پس‌انداز غیر مالی حکایت از کنترل‌های شدید نظام بانکداری کشور توسط دولت داشته و تاثیر عمده‌ی بازار مالی غیر رسمی در تامین مالی بخش کشاورزی و بنابراین افزایش بهره‌وری سرمایه در آن بخش را نشان می‌دهد.

۲- ضریب معیارهای اول و چهارم سرکوب مالی منفی و ضریب معیارهای دوم و سوم مثبت بوده است. اما هیچکدام از ضرایب از نظر آماری معنادار نبوده است. علت این امر را می‌توان به دیدگاه استیگلیتز (۱۹۹۴)، کالومیریس و هیملبرگ (۱۹۹۴)، و دیمتریادیس و همکاران (۱۹۹۸)، نسبت داد.

۳- ضریب متغیر پس‌انداز مالی هرچند مثبت برآورد شده است، اما از لحاظ آماری معنادار نیست. این نتیجه حکایت از این دارد که نظام مالی کشور و واسطه‌های مالی، وظایف نقدینگی، غربال‌گری، تحریک و تجمیع ریسک به واسطه‌ی وجود سرکوب مالی را به درستی انجام نمی‌دهند.

جدول شماره ۳: خلاصه نتایج حاصل از آزمون استوک-واتسون (متغیر وابسته: بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی)

متغیرهای توضیحی	معیار اول	معیار دوم	معیار سوم	معیار چهارم
پس‌انداز مالی	مثبت و بی‌معنی	مثبت و بی‌معنی	مثبت و بی‌معنی	مثبت و بی‌معنی
پس‌انداز غیر مالی	مثبت و معنادار	مثبت و بی‌معنی	مثبت و معنادار	مثبت و معنادار
موجودی سرمایه در بخش کشاورزی	مثبت و معنادار	مثبت و معنادار	مثبت و معنادار	مثبت و معنادار
معیارهای سرکوب مالی	منفی و بی‌معنی	مثبت و بی‌معنی	مثبت و بی‌معنی	منفی و بی‌معنی
آزمون‌های تشخیصی				
R ²	۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۹۶	۰/۹۸
D.W.	۱/۹۹	۲/۱۰	۲/۰۵	۱/۹۹
F	۲۰۲/۴۴	۲۱۰/۱۵	۱۴۲/۱۰	۱۴۵/۳

ماخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6.0

۵- جمع‌بندی و پیشنهادها

مدت زمان زیادی است که به کشورهای در حال توسعه پیشنهاد می‌شود تا سیاست‌های آزاد سازی مالی را اجرا کنند، اما در دنیای واقعی، مشاهده می‌شود که دولت‌های این کشورها نظام مالی خود را بیشتر سرکوب می‌کنند. بنابراین همواره این سوال مطرح بوده و هست که اتخاذ سیاست‌های سرکوب مالی چه تاثیری بر بهره‌وری سرمایه و رشد و سایر متغیرهای کلان اقتصادی خواهد داشت. هر چند تاثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه به طور کلی به شرایط سیاسی، اقتصادی و نهادی هر کشور و نحوه اجرای آن سیاست‌ها بستگی دارد، اما پاسخ این سوال، به یک مساله تجربی تبدیل شده است. برخی از مطالعات مانند شرکا و چراغی (۱۳۷۹)، و نظیفی (۱۳۸۳) به این نتیجه رسیده‌اند که سرکوب مالی بر رشد و بهره‌وری سرمایه اثر مثبت دارد، حال آنکه در مطالعاتی مانند صمدی (۱۳۷۸)، ختایی و سیفی پور (۱۳۷۸)، و کشاورزبان و عظیمی (۱۳۸۴)، به اثر منفی این سیاست‌ها بر رشد اقتصادی و بهره‌وری سرمایه اشاره شده است. در این مطالعات، اثر سرکوب مالی بر رشد اقتصادی و بهره‌وری سرمایه در کل اقتصاد بررسی شده و به سطح بخشی توجهی نشده است. با توجه به سهم بالای بخش کشاورزی در اقتصاد ایران، در مطالعه حاضر سعی شده است این شکاف مطالعاتی پر شود.

نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که یک ارتباط درازمدت بین بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی و متغیرهای پس‌انداز مالی، پس‌انداز غیر مالی، موجودی سرمایه در بخش کشاورزی و معیارهای مختلف سرکوب مالی وجود دارد. اما سرکوب مالی در درازمدت تاثیر معناداری بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی ندارد. علت این امر را می‌توان به دیدگاه استیگلیتز (۱۹۹۴)، کالومیریس و هیملبرگ (۱۹۹۴)، و دیمیتریادیس و همکاران (۱۹۹۸) نسبت داد. استیگلیتز (۱۹۹۴) معتقد است که نوع تاثیر سیاست‌های سرکوب مالی به میزان موفقیت دولت در شناسایی شکست بازارها بستگی دارد. دیمیتریادیس و همکاران (۱۹۹۸) نیز تاثیر مثبت اجرای سیاست‌های سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در کشور کره را به موفقیت دولت در شناسایی دلایل شکست بازار و اجرای صحیح سیاست‌های سرکوب مالی نسبت داده‌اند.

بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان پیشنهادهای زیر را ارائه کرد:

۱- با توجه به مثبت بودن ضریب موجودی سرمایه در بخش کشاورزی و تایید وجود بازده فزاینده نسبت به مقیاس برای نهاد مذکور، پیشنهاد می‌شود دولت با شناسایی صحیح زمینه‌های مناسب

- سرمایه‌گذاری، برنامه‌هایی در جهت هدایت سرمایه به پروژه‌های کارا تر را در دستور کار خود قرار داده تا بتواند میزان بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی را افزایش دهد.
- ۲- در درازمدت، تاثیر پس‌انداز مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی مثبت اما بی‌معنا و تاثیر پس‌انداز غیر مالی مثبت و معنی‌دار می‌باشد. این امر می‌تواند یادآور لزوم برنامه‌ریزی صحیح دولت برای نظام بانکی در جهت جذب پس‌انداز در دست مردم و تخصیص کارا تر آنها به پروژه‌های سرمایه‌گذاری با بازده بالاتر باشد.
- ۳- با توجه به این که در این مقاله تنها از نرخ بهره سپرده‌های درازمدت استفاده شده است، نتایج حاصل از مقاله حاضر را با دید احتیاط باید نگریست. لذا پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی از نرخ‌های بهره دیگر از جمله نرخ بهره کوتاه‌مدت، نرخ بهره بازارهای غیر رسمی و یا نرخ بهره اعتبارات بخش کشاورزی نیز استفاده شود تا امکان مقایسه نتایج فراهم شده و به نتیجه دقیق‌تری برسیم. همچنین پیشنهاد می‌شود با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی، شاخص دیگری برای سرکوب مالی فراهم کرده و از روش‌های متعدد هم‌جمع استفاده شود.
- ۴- در این مطالعه تنها روابط درازمدت بررسی شده است. بنابراین پیشنهاد دیگر مطالعه حاضر با لحاظ کردن موارد بالا، بررسی روابط کوتاه‌مدت بین این متغیرها است.

منابع و مأخذ

الف: منابع و مأخذ فارسی

۱. امینی، ع. و نشاط، م. (۱۳۸۴). "برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸". مجله برنامه بودجه (۹۰): ۵۳.
۲. ختایی، م. و سیفی پور، ر. (۱۳۸۴). "اثر نرخ سود تسهیلات نظام بانکی بر اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران (۱۸): ۲۱۷.
۳. خلیلی عراقی، م. و تقوی، م. (۱۳۸۴). "عوامل موثر بر سرکوب مالی و سلسله مراتب تاثیر آنها در اقتصاد ایران: به بکارگیری الگوهای تصمیم‌گیری گروهی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران (۱۵۰): ۱۲۲.
۴. سلطانی، غ. (۱۳۸۳). "تعیین نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی". فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه (۴۵): ۱۹.
۵. صمدی، ع. (۱۳۷۵). "گسترش مالی و رشد اقتصادی: آزمون ریشه واحد و همجمعی در حضور تغییر جهت‌های ساختاری". مجله برنامه بودجه (۵۸ و ۵۹): ۱۰۳.
۶. صمدی، ع. (۱۳۷۸). "سرکوب مالی و رشد اقتصادی در ایران: ارزیابی الگوی مک کینون-شاو". مجله برنامه و بودجه (۴۳ و ۴۴): ۱۰۳.
۷. صمدی، ع. (۱۳۸۸). روابط کاذب در اقتصادسنجی، وزارت علوم-تحقیقات و فناوری، انتشارات دانشکده علوم اقتصادی.
۸. صمدی، ع. و پهلوانی، م. (۱۳۸۸). همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد، انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان.
۹. کشاورزبان، الف. و عظیمی، ع. (۱۳۸۴). "برآورد تاثیر آزاد سازی نرخ سود بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ایران". مجله برنامه و بودجه (۹۵): ۳.
۱۰. گاتاک، س. (۱۳۷۷). اقتصاد پول در کشورهای در حال توسعه. علی حسین صمدی؛ تهران، انتشارات پژوهشکده مقالات پولی و بانکی بانک مرکزی.
۱۱. نادری، م. (۱۳۸۴). "توسعه مالی، بحرانهای مالی و رشد اقتصادی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران (۱۵): ۳۷.
۱۲. نظیفی، ف. (۱۳۸۳). "توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران". پژوهشنامه اقتصادی (۱۴): ۹۷.

ب: منابع و مأخذ لاتین

1. Agarwala, R. (1983). *Price Distortions and Growth in Developing Countries*, Washington DC: World Bank
2. Arestis, P. and Demetriades, P.O. (1999). "Financial Liberalization: the Experience of Developing Countries". Eastern Economic Journal **25**: 441-458.
3. Bencivenga, V.R. and Smith, B.D. (1991). "Financial Intermediation and Endogenous Growth". Review of Economic Studies **58**: 195-209.
4. Boyd, J., Levine, R. and Smith, B. (2001). "Inflation and Financial Market Performance". Journal of Monetary Economics **47**: 221-248.
5. Calomiris, C.W. and Himmelberg, C.P. (1994). "Directed Credit Programs for Agriculture and Industry: Arguments from Theory and Fact". Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics: 113-154.
6. Demetriades, P.O., Devereux, M. and Luintel, K.B. (1998). "Productivity and Financial Sector Policies: Evidence from South East". Journal of Economic Behavior and Organization **35**: 61-82.
7. Demetriades, P.O., and Luintel, K.B. (2001). "Financial Restraints in the South Korean Miracle". Journal of Development Economic **64**: 459-479.
8. Fry, M.J. (1978). "Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development?". Journal of Money, Credit and Banking **1**: 464-475.
9. Fry, M.J. (1980). "Saving, Investment, Growth and the Cost of Financial Repression". World Development **8**: 317-327.
10. Fry, M.J. (1995). *Money, Interest and Banking in Economic Development*, London, John Hopkins University Press.
11. Fung, M., Ming Ho, W. and Zhu L. (2000). "The Impact of Credit and Interest Rate Regulation on the Transforming China Economy: an Analysis of Long-Run Effect". Journal of Comparative Economics **28**: 293-320.
12. Galbis, V. (1977). "Financial Intermediation and Economic Growth in Less-Developed Countries: A Theoretical Approach". Journal of Development Studies **13**: 58-72.
13. Gelb, A.H. (1989). "Financial Policies, Growth and Efficiency, Policy, Planning and Research". World Bank, Working Paper 202.

14. Greenwood, J. and Jovanovic, B. (1990). "Financial Development, Growth and the Distribution of Income". Journal of Political Economy **98**: 1076-1107.
15. Gregory, A.W. and Hansen, B.E. (1996). "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts". Journal of Econometrics **70**: 321-341.
16. Hanson, J. and DeMelo J. (1985). "External Shocks, Financial Reforms, and Stabilization Attempts in Uruguay During 1974-83". World Development **10**: 917-939.
17. Hung, F. S. (2005). "Credit Rationing and Capital Accumulation with Investment and Consumption Loans: Revised". Journal of Development Economics **78**: 322-347.
18. Kapur, B.K. (1976). "Alternative Stabilization Policies for Less Developed Countries". Journal of Political Economy **84**: 777-795.
19. Mankiw, N.G. (1986). "The Allocation of Credit and Financial Collapse". Quarterly Journal of Economics **101**: 455-470.
20. Mathieson, D.J. (1980). "Financial Reform and Stabilization Policy in a Developing Economy". Journal of Development Economics **7**: 359-395.
21. McKinnon, R.I. and Shaw, S.E. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC: Brookings Institution,
22. Roubini, N. and Sala-i-Martin, X. (1995). "A Growth Model of Inflation, Tax Evasion and Financial Repression". Journal of Monetary Economics **35**: 275-301.
23. Roubini, N. and Sala-i-Martin, X. (1992). "Financial Repression and Economic Growth". Journal of Development Economics **39**: 5-30.
24. Stieglitz, J.E. (1994). "The Role of the State in Financial Markets". Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1993: 19-52.
25. Stock, J. H. and Watson, M.W. (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". Econometrica **61**: 783-820.
26. Taylor, L. (1983). *Structuralism Macroeconomics: Applicable Models for the Third World*, New York, Basic Books.
27. Zivot, E. and Andrews, W.K. (1992). "Further Evidence on Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis". Journal of Business and Economic Statistics **10**: 251-270.

پيوست:

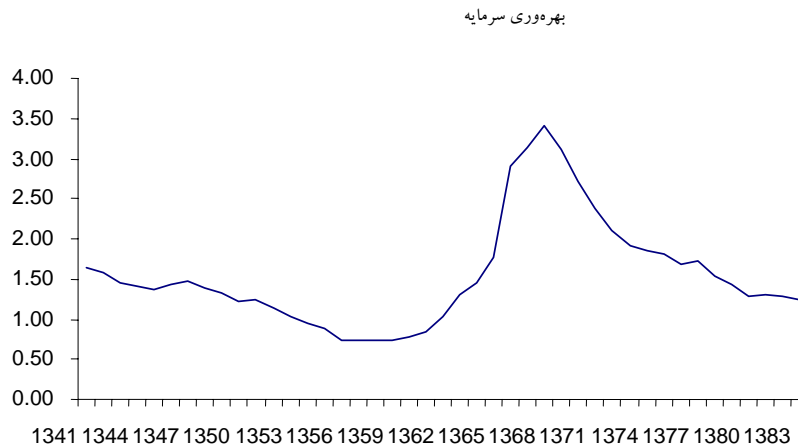
نتایج حاصل از انجام آزمون‌های ریشه واحد با استفاده از آزمون‌های ADF، فیلیپس-پرون (PP)، و زیوت- اندریوز (ZA) با استفاده از نرم افزارهای Eviews6.0، Microfit4.1 و Gauss6.0 در جدول شماره (۱ پ) نشان می‌دهند که کلیه متغیرها (به جز متغیر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی تنها با استفاده از آزمون زیوت- اندریوز) در سطح نامانا می‌باشند. برای حصول اطمینان از نتایج، نمودار بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی در شکل شماره (۱ پ) نشان داده شده است. بر اساس شکل شماره (۱ پ) می‌توان اطمینان حاصل کرد که کلیه متغیرها در سطوح خود نامانا هستند و بنابراین می‌توان از آزمون‌های همجمعی استفاده کرد. با توجه به اینکه آزمون زیوت- اندریوز آزمون معتبر با وجود شکست ساختاری است، جزئیات نتایج این آزمون در جدول شماره (۲ پ) آورده شده است.

جدول شماره (۱ پ): مقایسه نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد استفاده

نام متغیر	توضیح متغیر	ADF Microfit4	ADF Eviews6	Z. and A. Gauss6.0	Perron Eviews6
PROD	بهره‌وری سرمایه	I(۱)***	I(۲)**	I(۰)***	I(۱)**
FS	پس‌انداز مالی	I(۱)***	I(۲)***	I(۱)**	I(۱)**
NFS	پس‌انداز غیر مالی	I(۱)***	I(۱)**	I(۱)***	I(۱)**
Kt	موجودی سرمایه	I(۱)**	I(۲)**	I(۱)***	I(۱)**

ماخذ: یافته‌های تحقیق

یادداشت: *، **، *** به ترتیب نمایانگر معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ می‌باشد.



شکل شماره (۱ پ): شکل بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی ایران (۸۳-۱۳۴۱)

بر اساس شکل شماره (۱ پ)، دو سال ۱۳۶۴ و ۱۳۶۸ سال‌هایی هستند که شکست ساختاری در روند متغیر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی رخ داده است. اما بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز ارائه شده در جدول شماره (۲ پ)، سال شکست ساختاری، سال ۱۳۶۳ برآورد شده است^۱.

جدول شماره (۲ پ): نتایج آزمون ریشه واحد با وجود تغییر جهت ساختاری بر اساس آزمون زیوت-اندریوز (۱۹۹۲)

نام متغیر	تعریف	T	$T\hat{\lambda}$	K	کمترین آماره	الگوی انتخابی	مرتب جمع بستگی
PROD	بهره‌وری سرمایه	۴۵	۱۳۶۳	۲	-۸/۶	C/S	I(۰)***
FS	پس‌انداز مالی	۴۵	۱۳۷۷	۷	۳/۸	C/S	I(۱)**
NFS	پس‌انداز غیر مالی	۴۵	۱۳۵۲	۶	-۳/۹	C/S	I(۱)***
K _t	موجودی سرمایه	۴۵	۱۳۷۰	۷	-۴/۳	C/S	I(۱)***

ماخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم افزار GAUSS6.0

یادداشت‌ها: *، **، *** به ترتیب نمایانگر معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ می‌باشد.

۲-T تعداد مشاهدات هر متغیر، $T\hat{\lambda}$ سال شکست ساختاری و K تعداد وقفه بکار رفته در الگو می‌باشد.

۳- از بین سه آماره بالا برای هر متغیر کمترین مقدار انتخاب شده و با میزان بحرانی تعیین شده توسط زیوت و اندریوز مقایسه شده است. بر این اساس علامت * و ** و *** نشانگر رد فرضیه صفر (وجود ریشه واحد) به ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

^۱ آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز تنها قادر است یک نقطه شکست را برآورد کند و معمولاً نقطه شکست را یک دوره قبل از سال واقعی شکست واقعی تخمین می‌زند (صمدی، ۱۳۸۸: ۲۰۲). برای مطالعه آزمون‌هایی که دو نقطه شکست را تخمین می‌زنند به صمدی و پهلوانی (۱۳۸۸) مراجعه کنید.