اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و پنجم، شمارهٔ ۹۸، تابستان ۱۳۹۶

بررسی تأثیر شاخص Q توبین بر ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی در ایران

ساسان اسفندیاری[۱]، احسان سپهوند[۲]، سید عبدالمجید جلائی اسفندآبادی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۵/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۲/۴

چکیده

با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری در رشد اقتصادی و ساختار تابع سرمایه‌گذاری و Q توبین، در این مطالعه اثر شاخص Q توبین بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران با بهره-گیری از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی(ARDL) بررسی شد. نتایج نشان داد که در بلندمدت متغیرهای شاخص Q توبین و اشتغال بخش کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی اثرگذارند. ضرایب برآورد شده برای این متغیرها در بلندمدت به ترتیب ۰/۵۵۷ و ۰/۶۱۵ به‌دست آمد که نشان دهنده رابطه مستقیم بین شاخص Q توبین و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی است. لذا پیشنهاد شد که سرمایه‌گذاران بخش کشاورزی افزون بر سایر معیارها از

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان (نویسندهٔ مسئول)
e-mail: esfandiari1368@gmail.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان
e-mail: s2009.ehsan@gmail.com
۳. استاد بخش اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان e-mail: jalaee@mail.uk.ac.ir

این شاخص به عنوان یکی از معیارهای ارزیابی عملکرد، با توجه به نقش آن در سرمایه‌گذاری و سهولت محاسبه استفاده کنند.

طبقه‌بندی JEL: Q1,E22,C5

کلیدواژه‌ها:

شاخص Q توبین، ارزش افزوده بخش کشاورزی، ARDL، سرمایه‌گذاری

مقدمه

کشاورزی یکی از بزرگ‌ترین بخش‌های اقتصادی کشور است که نقش مهمی در تأمین امنیت غذایی، رشداقتصادی، ایجاد اشتغال و در نهایت تولید ناخالص ملّی دارد. این بخش سهم شایان توجهی از صادرات غیرنفتی را نیز به خود اختصاص داده است و بر این اساس می‌توان گفت که رشد این بخش تا حدود زیادی می‌تواند تعیین‌کننده رشد اقتصادی باشد. باتوجه به اهمیت بخش کشاورزی در رشد و توسعه اقتصادی و توان و قدرت سرمایه در افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی و توسعه این بخش، چگونگی سرمایه‌گذاری در آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (باقری و کریمی،۱۳۸۳).

سرمایه در فرایند توسعه اقتصادی از عامل‌های کلیدی به شمار می‌رود و به عنوان محدودترین عامل تولید درکشاورزی، از اهمیت بالایی برخوردار است. لزوم سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و افزایش موجودی سرمایه این بخش به دلیل کاربر بودن فعالیت‌های کشاورزی در ایران و توانایی بخش در ایجاد فرصت‌های شغلی وجذب بیکاران انکارناپذیر است؛ زیرا سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی افزون بر افزایش ارزش‌افزوده این بخش، ایجاد مشاغل جدید و کاهش نرخ بیکاری در کشور را در پی خواهد داشت. همچنین با توجه به ارتباطات پسین بسیار قوی بخش کشاورزی با سایر بخش‌های اقتصادی کشور، افزایش در

سرمایه‌گذاری این بخش، باعث تسریع رشد اقتصادی شده و به صورت غیرمستقیم به رشد و توسعه کشور و افزایش اشتغال کمک می‌کند (امینی و فلیحی،۱۳۷۷).

سرمایه‌گذاری یکی از مهم‌ترین اجزای تقاضای کل است که نقش بسیار تعیین‌کننده‌ای در نوسانات اقتصادی و رشد اقتصادی یک کشور ایفا می‌کند، لذا شناخت رفتار سرمایه‌گذاری بسیار مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. بر این اساس، از دیرباز نظریه‌پردازان درصدد تهیه الگویی بوده‌اند تا بتوانند رفتار سرمایه‌گذاری را تبیین و مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر آن را شناسایی کنند. همچنین یکی از مهم‌ترین بخش‌های تولید ملی، سرمایه‌گذاری می‌باشد و در بسیاری از نظریه‌های اقتصادی سرمایه‌گذاری و میزان سرمایه موجود، یک عامل تعیین‌کننده برای تعیین میزان رشد اقتصادی کشورها و سطح توسعه‌یافتگی آنها محسوب می‌شود. از آنجا که ترکیب تقاضای سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و عرضه پس‌انداز خانوارها تعیین‌کننده نسبت سرمایه‌گذاری به تولید کشور است، در نتیجه تقاضای سرمایه‌گذاری به شکل بالقوه در شکل‌گیری استانداردهای رفتاری زندگی در بلندمدت اهمیت می‌یابد. همچنین به‌علت نوسانات شدید سرمایه‌گذاری در دیدگاه‌هایی نظیر دیدگاه کینزی و تئوری چرخه‌های حقیقی تجاری، نوسانات سرمایه‌گذاری از عوامل مهم ایجادکننده سیکل‌های تجاری به‌حساب می‌آید به گونه‌ای که با اینکه حدود ۱۵ درصد از تولید کل را تشکیل می‌دهد ولی عمده نوسانات تولید از نوسانات سرمایه‌گذاری ناشی می‌شود (رومر،۲۰۰۱).تصمیم پیرامون سرمایه‌گذاری با سه مسئله مهم انتظارات، وقفه‌ها و ریسک روبه‌روست که پرداختن هم‌زمان به آنها برای اقتصاددانان به سادگی مقدور نبوده است. جیمز توبین در سال‌های ۱۹۶۸ و ۱۹۶۹ در نظریه Q این مشکلات را به کمک اطلاعات به دست آمده از بازارهای مالی به نوعی حل کرد. دیگر نظریه‌پردازان نیز برای گسترش و اصلاح این نظریه تلاش‌های فراوانی را انجام داده‌اند. در سال ۱۹۸۲ هایاشی مبانی نظری نحوه ارتباط میان Q نهایی غیر قابل مشاهده با Q متوسط قابل مشاهده را به خوبی بسط داد (فلاحی و چشمی، ۱۳۸۳).

Q توبین عبارت از نسبت ارزش بازاری دارایی‌های سرمایه‌ای به هزینه جاری جایگزینی آن دارایی‌هاست (توبین و برینارد، ۱۹۶۸) که در آن ارزش بازاری کالاهای سرمایه‌ای، مجموع ارزش حال درآمدهای انتظاری سرمایه با نرخ بازگشت سرمایه واقعی، r_k است و هزینه جایگزینی کالاهای سرمایه‌ای، مجموع ارزش حال درآمدهای انتظاری سرمایه با نرخ تنزیل کارایی نهایی سرمایه، R است. این تعریف پایه و اساس نظریه‌ای با این مضمون در مقوله سرمایه‌گذاری شده است. هنگامی که مقدار Q بزرگ‌تر از یک باشد، آنگاه سرمایه در بازار از هزینه تهیه آن با ارزش‌تر است و بنابراین سرمایه‌گذار تشویق به سرمایه‌گذاری می‌شود و هنگامی که ارزش آن کمتر از هزینه جایگزینی آن باشد، سرمایه‌گذار از سرمایه‌گذاری پرهیز می‌کند و این هنگامی است که مقدار Q کمتر از یک باشد (برینارد و توبین،۱۹۷۷). با این تعریف می‌توان نتیجه گرفت که Q تمامی اطلاعات درباره آینده را که به تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها مربوط می‌شود در خود خلاصه کرده است. Q نشان می‌دهد که چگونه یک واحد پولی سرمایه اضافی، ارزش حال سودها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بدین ترتیب که اگر Q در سطحی بالا قرار داشته باشد بنگاه تمایل به افزایش موجودی سرمایه داشته و اگر Q در سطح پایین قرار داشته باشد، تمایل به کاهش سرمایه خواهد داشت و بنگاه‌ها به اطلاعات دیگری از آینده به‌جز آنچه در Q خلاصه شده است برای تصمیم‌گیری نیاز ندارند (رومر،۲۰۰۶).

در رابطه با شاخص Qتوبین و ارزش افزوده در داخل و خارج از کشور مطالعاتی صورت گرفته که در ادامه به برخی از مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود.

حیدرپور و مستوفی(۱۳۸۸) به بررسی رابطه بین نسبت Q توبین و ارزش‌افزوده اقتصادی پالایش شده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. برای بررسی این موضوع، نمونه‌ای تصادفی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب و از ضریب همبستگی اسپیرمن برای بررسی همبستگی بین دو متغیر استفاده شد. نتایج تحقیق بیانگر آن بود که در سطح اطمینان ۹۵درصد بین نسبت Q توبین و ارزش افزوده

اقتصادی تعدیل شده رابطه معنی داری وجود دارد. صامتی و مرادیان‌تهرانی (۱۳۸۶) رابطه میان ارزش‌افزوده شرکت بر مبنای شاخص Q توبین و نرخ تورم برای شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۸۳-۱۳۷۳ را مورد بررسی قرار دادند. علی‌رغم عدم رابطه معنادار بین Q توبین و نرخ تورم بر اساس آزمون همبستگی پیرسون، این ارتباط برای هشت شرکت رد نشد. نتایج آزمون رگرسیون کل دوره نشان دهنده عدم معنی‌داری نرخ تورم بر ارزش کلیه شرکت‌ها بوده است در حالی که ارتباط بین این نرخ با ارزش تک تک شرکت‌ها نشان‌دهنده تأثیرگذاری نرخ تورم بر ارزش ۱۰ شرکت بوده است. کاووسی (۱۳۸۳) ارتباط نسبت Q توبین و ارزش‌افزوده اقتصادی در ارزیابی عملکرد شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۸۰-۱۳۷۷ را مورد بررسی قرار داد. جامعه آماری برای این تحقیق، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با انجام فعال معاملات سهام آنها تا پایان سال ۱۳۷۶ بوده است. نتایج حاکی از وجود رابطه همبستگی معنادار میان دو معیار، نسبت Q توبین و ارزش‌افزوده اقتصادی در کل دوره بوده است. زیبایی و طرازکار (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین ارزش افزوده و مصرف انواع حاملهای انرژی را در بخش کشاورزی با استفاده از آزمون هم جمعی یوهانسون-جوسیلیوس در چارچوب مدل خودتوضیح برداری برای دوره۱۳۷۹-۱۳۴۶ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد که یک رابطه علّی بلندمدت از ارزش افزوده به مصرف برق و فراورده‌های نفتی وجود دارد. همچنین در کوتاه‌مدت ارزش افزوده عامل افزایش مصرف انرژی الکتریکی می‌باشد. هر چند در مورد فرآورده‌های نفتی رابطه کوتاه مدت از ارزش افزوده به مصرف فراورده‌های نفتی وجود ندارد. فلاحی و چشمی (۱۳۸۲) با استفاده از الگوی Q توبین و با داده‌های تلفیقی سری زمانی و مقطعی برخی از عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری شرکت‌های ایرانی با توجه به نقش مالیات بر شرکت‌ها را شناسایی و معرفی کردند. فاریا و مولیک (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای ارتباط میان نرخ تورم و شاخص Q توبین در آمریکا را با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۵۳

بررسی کردند. در این تحقیق برای محاسبه شاخص Q توبین، از روش محاسباتی لایتنر و استولیارو در سال ۲۰۰۳ استفاده کردند. در این مطالعه از روش خودرگرسیون‌برداری و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده و نتایج، وجود یک رابطه قوی معکوس میان شاخص Q توبین و نرخ تورم را تأیید می‌کنند. مدل تصحیح خطای برداری یک رابطه بلندمدت میان Q توبین و نرخ تورم را نشان می‌دهد که یک نرخ تعدیل بسیار سریع به حالت تعادل پایدار را دارا است. سایبال (۲۰۰۷) به بررسی رابطه بین نسبت Q توبین در بانکداری و مالکیت مرتبط با ارزش‌گذاری شرکت پرداخت. در این پژوهش ارزش شرکت به وسیله نسبت Q توبین اندازه‌گیری شده است. هیونگ(۲۰۰۶)، با مطالعه صنایع الکترونیکی تایوان به بررسی رابطه بین نسبت Q توبین و درصد سهم تملک شده از سوی هیئت مدیره پرداخت.طبق این تحقیق بین درصد تملک شده سهام از سوی هیئت مدیره بانسبت Q توبین رابطه معنی‌داری وجود دارد. بهارادواج و همکاران (۱۹۹۹) اثرات تکنولوژی اطلاعات را بر عملکرد شرکت با استفاده از نسبت Q توبین اندازه‌گیری کردند و به این نتیجه رسیدند که بین نسبت Q توبین و تکنولوژی اطلاعات رابطه معنی‌دار مثبتی وجود دارد، بدین معنی که می‌توان با استفاده از Q توبین، اثر تکنولوژی اطلاعات را بر عملکرد شرکت اندازه‌گیری نمود. هایاشی (۱۹۸۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «Q نهایی و Q متوسط» با استفاده از یک روش عمومی نرخ بهینه سرمایه‌گذاری را به عنوان یک تابع از Q نهایی تعدیل شده برای پارامترهای مالیات ارائه کرد. همچنین در این تحقیق یک رابطه دقیق بین Q نهایی و Q متوسط ارائه می‌شود و سپس Q نهایی تعدیل شده برای پارامترهای مالیات از طریق ارقام Q متوسط با فرض نظام مالیاتی واقعی آمریکا درمورد نرخ مالیات شرکت‌ها و هزینه‌های استهلاک محاسبه می‌شود.

با توجه به ادبیات موضوع، در ارتباط با الگوی Q توبین مطالعات گسترده‌ای در خارج و داخل کشور انجام شده است. اکثر تحقیقات از شاخص Q توبین در سطح شرکت‌ها استفاده کرده‌اند و به ندرت مطالعاتی در سطح کلان در این رابطه انجام شده است. لذا این مطالعه

شاخص Q توبین را با توجه به مطالعات لایتنر و استولیارو (۲۰۰۳) برای بخش کشاورزی ایران در سطح کلان و به صورت تخصصی محاسبه می‌کند و به بررسی اثر آن بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران می‌پردازد.

روش تحقیق

با توجه به ادبیات مدل‌های رشد، تأیید ساختار اقتصادی کشورهای در حال گذر با مدل رشد سولو هم‌خوانی بیشتری دارد لذا جهت بررسی تأثیر Q توبین بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران از مدل رشد سولو استفاده شد. با در نظر گرفتن پژوهش‌های مختلفی (شعرباف و همکاران،۱۳۹۲، آذربایجانی، ۱۳۸۸ و اسفندیاری و همکاران، ۱۳۹۳) که در زمینه رشد اقتصادی از طریق مدل رشد سولو انجام شده است، الگوی پیشنهادی در این تحقیق بر اساس تابع کاب داگلاس می‌باشد.

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{\beta} \qquad (۱)$$

که Y ارزش افزوده بخش کشاورزی، A سطح بهره‌وری، K موجودی سرمایه در بخش کشاورزی، L نیروی کار در بخش کشاورزی، α و β نشاندهنده کشش‌های نهاده‌ای مربوط به عوامل تولید و t نشانگر زمان است.

بر اساس مطالعه آذربایجانی (۱۳۸۸) با لگاریتم‌گیری از طرفین رابطه ۱، فرم خطی آن به صورت رابطه ۲ به دست می‌آید:

$$\mathrm{Ln}\, Y_t = \mathrm{Ln}\, A_t + \alpha \mathrm{Ln}\, K_t + \beta \mathrm{Ln}\, L_t \qquad (۲)$$

به واسطه نقش عامل سرمایه در تابع تولید برای اینکه بتوان تأثیر این متغیر بر میزان تولید را با جزئیات بیشتر و مشخص‌تر تعیین نمود شاخص Q توبین برای بخش کشاورزی محاسبه و در تابع تولید لحاظ شده است. این نکته از آنجا دارای اهمیت است که بخش کشاورزی در ایران بیشتر کاربر بوده و از این‌رو برای مشاهده تأثیر سرمایه‌گذاری بر تولید بهتر است بر شاخص Q توبین در کنار موجودی سرمایه نیز تأکید شود.

بنابراین، رابطه ۳ جهت بررسی تأثیر شاخص Q توبین بر روی ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران برآورد شد:

$$\mathrm{Ln}\ Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \mathrm{Ln} Q_{it} + +\alpha \mathrm{Ln}\ K_{it} + \beta \mathrm{Ln}\ L_{it} \qquad (۳)$$

که در آن Q نشان‌دهنده شاخص Q توبین برای بخش کشاورزی ایران می‌باشد.

در این تحقیق از شاخص Q توبین با توجه به مطالعه لایتنر و استولیارو (۲۰۰۳) برای بخش کشاورزی ایران به ترتیب زیر محاسبه شده است.

$$Q = \frac{va}{cb} \qquad (۴)$$

که در آن va ارزش افزوده اسمی بخش کشاورزی و cb هزینه‌های بخش کشاورزی به عنوان مصارف و منابع در نظر گرفته شده است.

در این مطالعه پس از بررسی درجه ایستایی متغیرها از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شد. این روش از لحاظ آماری روشی بهتر برای تعیین روابط هم‌جمعی در نمونه‌های کوچک است. بر اساس مطالعه پسران وهمکاران (۲۰۰۱)، با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب، می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری در یک مدل به دست آورد. در این روش برای هر یک از متغیرها با استفاده از معیارهایی مانند شوارتز- بیزین (SBC)، آکائیک (AIC)، حنان کوئین (HQC) و یاضریب تعیین تعدیل شده، وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شود (پهلوانی وهمکاران، ۱۳۸۶).

روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی در حالتی که متغیرها ترکیبی از متغیرهای I(0) و I(1) باشند، کاربرد دارد. در این الگو علاوه بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا به منظور بررسی چگونگی تعدیل عدم تعادل در کوتاه‌مدت به تعادل بلند مدت قابل ارائه است. بنابر این، تخمین‌های روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون؛ خود همبستگی و درون‌زایی، نااریب و کاراست.

عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند

که در آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. برآورد این مدل شامل دو مرحله است (تشکینی، ۱۳۸۴):

مرحله اول: این مرحله شامل برآورد یک رابطه بلندمدت وحصول اطمینان از کاذب نبودن آن است.

مرحله دوم: در این مرحله، وقفه پسماند رابطه بلندمدت به عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطه (۵) برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cU_{t-1} + e_t \quad (۵)$$

ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

به منظور بررسی اثر شاخص Q توبین برارزش افزوده بخش کشاورزی ایران، از رابطه ۳ استفاده شد و برآورد الگوی تحقیق از روشARDL با بهره‌گیری از بسته‌های نرم افزاری Eviewsو Microfit صورت پذیرفت. داده‌های مربوط به موجودی سرمایه و ارزش افزوده بخش کشاورزی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و داده های مربوط به نیروی کار از مرکز آمار ایران و در نهایت داده های هزینه های بخش کشاورزی از وبگاه وزارت جهاد کشاورزی استخراج شد.

نتایج و بحث

قبل از تخمین مدل، پایایی متغیرها از طریق آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته بررسی شد. نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرها ایستا از درجه یک و صفر هستند. همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، متغیرهای ارزش افزوده و شاخص Q توبین پایا می‌باشند و متغیرهای سرمایه و نیروی کار ایستا از درجه یک بوده و با یک بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره دیکی فولر		وضعیت پایایی
	سطح	تفاضل مرتبه اول	
لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی (Y)	-۳/۴۷۵**	-	I(0)
لگاریتم شاخص Qتوبین بخش کشاورزی (Q)	-۴/۲۷۷***	-	I(0)
لگاریتم سرمایه بخش کشاورزی (K)	-۲/۵۲۷	-۷/۰۸۸***	I(1)
لگاریتم اشتغال بخش کشاورزی (L)	-۱/۱۴۸	-۲/۹۵۷**	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵ و ۱ درصد

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد مبنی بر اینکه متغیرها هم‌جمع از مرتبه صفر و یک هستند، می‌توان از روش ARDL برای برآورد الگو استفاده کرد. نتایج برآورد الگوی پویا در جدول ۲ گزارش شده است. تعداد وقفه بهینه برآورد مدل مورد نظر با استفاده از آماره شوارتز-بیزین (SCB)، ۱ وقفه تعیین شد. با توجه به نتایج به دست آمده از تخمین الگو در جدول۲، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده به ترتیب برابر با ۰/۹۸۳ و ۰/۹۸۱ و آماره F برابر با ۴۳۴/۴۷ می باشند که نشان از توضیح دهندگی بالای مدل دارد.

جدول ۲. نتایج الگوی پویا با استفاده از روش ARDL

متغیر	ضریب	خطای معیار	آمارهt	سطح معنی‌داری
لگاریتم‌ارزش افزوده بخش کشاورزی (Y_{t-1})	۰/۸۵۸	۰/۰۸۳	۱۰/۲۱۸	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخصQ توبین بخش کشاورزی (Q)	-۰/۰۶۱	۰/۰۶۶	-۰/۹۲۵	۰/۳۶۱
وقفه‌اول‌لگاریتم‌شاخص Qتوبین‌بخش کشاورزی (Q)	۰/۱۴۰	۰/۰۵۷	۲/۴۴۹	۰/۰۱۹
لگاریتم سرمایه بخش کشاورزی (K)	۰/۰۳۰	۰/۰۳۴	۰/۸۸۵	۰/۳۸۲
لگاریتم اشتغال بخش کشاورزی (L)	۰/۰۸۷	۰/۰۵۴	۱/۶۰۲	۰/۱۱۸
عرض از مبدأ (C)	۰/۰۴۰	۰/۰۴۹	۰/۸۱۴	۰/۴۲۱
Durbins h-statistic=-۰/۷۸(۰/۴۳)		R^2=۰/۹۸۳	$\overline{R}^2$=۰/۹۸۱	F=۴۳۴/۴۷

مأخذ:یافته‌های تحقیق

در ادامه نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیص الگوی پویا در جدول ۳ گزارش شده است. بر اساس آزمون‌های مذکور، فرض صفر این آزمون‌ها با توجه به دو آماره LM و F مورد پذیرش قرار گرفت. یعنی شکل تابع به درستی انتخاب شده و پسماند برآوردها به صورت نرمال توزیع شده‌اند. همچنین مشکل خود همبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی در مدل وجود ندارد.

جدول ۳. آزمون‌های تشخیص الگوی پویایی

آزمون	آماره LM	آماره F
خود همبستگی سریالی	۰/۰۰۲(۰/۹۶)	۰/۷۷(۰/۳۸)
تصریح مدل	۰/۵۰(۰/۴۷)	۰/۳۴(۰/۵۶)
نرمالیتی	۰/۲۶(۰/۸۷)	–
واریانس ناهمسانی	۰/۳۲E-۳(۰/۹۸)	۰/۳۰E-۳ (۰/۹۸)

مأخذ یافته‌های تحقیق

پس از برآورد ضرایب الگوی پویای کوتاه‌مدت، به منظوربرآورد ضرایب بلندمدت لازم است وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای موجود در مدل بررسی شود. برای این منظور از آزمون F پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده شده است. با توجه به اینکه F محاسباتی (۸) بیش از آماره F پیشنهادی (۴/۱۹) می‌باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل رد می‌شود. لذا رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت، می‌توان رابطه مذکور را تخمین زد که نتایج به دست آمده در جدول۴ آمده است. مطابق نتایج، در بلندمدت متغیرهای لگاریتم شاخص Q توبین و لگاریتم اشتغال در بخش کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیر معنادار و مثبتی دارند. ضریب برآورد شده برای شاخص Q توبین در بلندمدت ۰/۵۵ تخمین زده شده و بیانگر آن است که اگر شاخص Q توبین یک درصد افزایش یابد، ارزش افزوده در بلندمدت ۰/۵۵ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. بهبود سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی به بازدهی

تولید در این بخش کمک کرده و با افزایش تولید حقیقی در بخش کشاورزی، فعالیت‌های تولیدی در بخش رونق گرفته و انگیزه لازم برای ورود بنگاه‌های جدید و همچنین گسترش بنگاه‌های موجود در بخش ایجاد می‌شود و از این راه بسترلازم برای تولید بیشتر و در نتیجه افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی فراهم می‌شود.

بر اساس نتایج، اشتغال در بخش کشاورزی در بلندمدت بر ارزش افزوده مؤثر می‌باشد. ضریب تخمین زده شده برای این متغیر بلندمدت ۰/۶۱ می‌باشد که بیانگر آن است که با افزایش پیدا یک درصدی اشتغال در بخش کشاورزی، ارزش افزوده در بلندمدت ۰/۶۱ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. به‌کارگیری نیروی کار موجب افزایش تولید حقیقی در بخش کشاورزی و رونق فعالیت‌های تولیدی شده و در نتیجه انگیزه لازم برای ورود بنگاه‌های جدید و همچنین گسترش بنگاه‌های موجود در این بخش کشاورزی ایجاد می‌شود و از این راه بستر لازم برای افزایش ارزش افزوده در این بخش فراهم می‌شود. مطابق نتایج در بلندمدت، موجودی سرمایه از نظر آماری تأثیر معناداری بر ارزش افزوده در بخش کشاورزی نداشته است.

جدول ۴. نتایج تخمین معادله بلند مدت

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
لگاریتم شاخصQتوبین بخش کشاورزی (Q)	۰/۵۵۷	۰/۲۶۹	۲/۰۶۴	۰/۰۴۶
لگاریتم سرمایه بخش کشاورزی (K)	۰/۲۱۳	۰/۲۱۸	۰/۹۷۷	۰/۳۳۵
لگاریتم اشتغال بخش کشاورزی (L)	۰/۶۱۵	۰/۱۰۹	۵/۶۴۴	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ (C)	۰/۲۸۶	۰/۲۹۱	۰/۹۸۱	۰/۳۳۳

مأخذ:یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برای مدل ارزش‌افزوده بخش کشاورزی در جدول۵ آمده است. یک متغیر مهم در برآورد الگوی تصحیح خطا، ضریب تصحیح خطاست که چگونگی تعدیل الگوی کوتاه‌مدت را به سمت روند تعادلی بلندمدت نشان می‌دهد. در

برآورد صورت گرفته برای مدل ارزش‌افزوده این ضریب برابر ۰/۱۴- است که دارای علامت مورد انتظار منفی و بیانگر این است که در هر دوره ۱۴ درصد از عدم تعادل از بین خواهد رفت؛ به عبارت دیگر، در هر دوره ۱۴ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه مدت ارزش افزوده جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. براساس الگوی تصحیح خطا (کوتاه مدت) تأثیر متغیرهای اشتغال بخش کشاورزی و ضریب تصحیح خطا در سطح معنیداری ۱۰ درصد تأیید شد. از آنجا که شاخص Q توبین در بخش کشاورزی از بازار بورس گرفته شده است لذا اثراتش در کوتاه‌مدت قابل ملاحظه نیست. عدم معناداری تأثیر موجودی سرمایه در کوتاه‌مدت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی را می‌توان به این علت دانست که بخش کشاورزی در کشورهای در حال توسعه (ایران) به دلیل کمبود سرمایه و فراوانی نسبی نیروی کار، بخشی کاربر محسوب می‌شود.

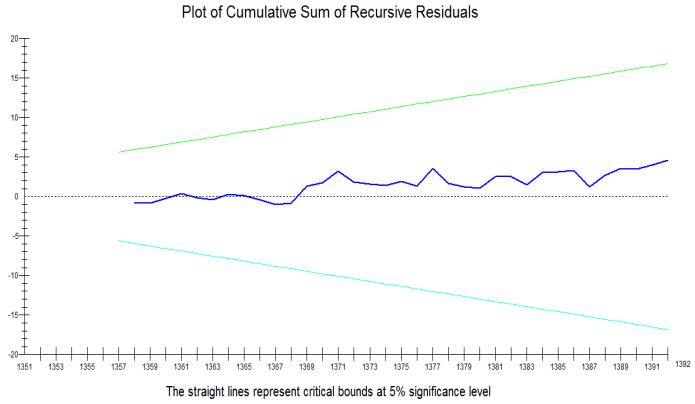
جدول ۵. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
لگاریتم شاخص Qتوبین بخش کشاورزی (Q)	-۰/۰۶۱	۰/۰۶۶	-۰/۹۲۵	۰/۳۶۰
لگاریتم سرمایه بخش کشاورزی (K)	۰/۰۳۰	۰/۰۳۴	۰/۸۸۵	۰/۳۸۲
لگاریتم اشتغال بخش کشاورزی (L)	۰/۰۸۷	۰/۰۵۴	۱/۶۲	۰/۱۱
عرض از مبدأ (C)	۰/۰۴۰	۰/۰۴۹	۰/۸۱۴	۰/۴۲۱
ضریب تصحیح خطا (ecm)	-۰/۱۴۱	۰/۰۸۳	-۱/۶۸۷	۰/۱۰۰
DW = ۲/۲	R^2=۰/۴۲	$\bar{R}^2$=۰/۳۸	F=۵۴/۳۱	

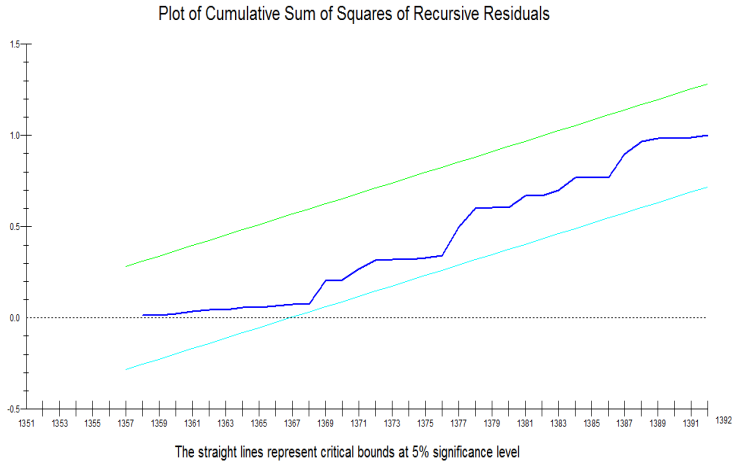
مأخذ:یافته‌های تحقیق

وجود ثبات ساختاری با آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ بررسی شد. همان‌طور که در نمودارهای ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، نمودارهای مجموع تجمعی و مجموع مجذور تجمعی در فاصله اطمینان ۹۵٪ قرار دارد. توضیح آن که اگر این نمودار بین فاصله اطمینان قرار داشته باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری پذیرفته می‌شود و اگر نمودار از فاصله

اطمینان خارج شده باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری رد می‌شود. یادآوری می‌شود که آماره مجموع تجمعی برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون است. همان‌طور که در نمودارهای زیر مشاهده می‌شود، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد، در نتیجه، در مدل برآوردی پایداری ضرایب مدل تأیید می‌شود.



نمودار ۱. آزمون مجموع تجمعی (CUSUM)



نمودار ۲. آزمون مجموع مجذورتجمعی (CUSUMQ)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این مطالعه بررسی اثر شاخص Q توبین بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۵ بود. به این منظور ابتدا شاخص Q توبین برای بخش کشاورزی ایران در دوره زمانی مورد بررسی برای بخش کشاورزی ایران محاسبه و سپس با توجه به وضعیت پایایی متغیرهای مدل، از روش ARDL جهت برآورد الگو استفاده شد. نتایج نشان داد که در بلندمدت متغیرهای شاخص Q توبین و اشتغال بخش کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی اثرگذار هستند. شاخص Q توبین معیاری است که در تحقیقات متعدد مالی از آن استفاده شده و برای محاسبه آن از اطلاعات ارزش بازار استفاده می‌شود و محاسبه آن نیز آسان می‌باشد. همچنین با توجه به نتایج، اشتغال در بخش کشاورزی متغیری است که اثر مثبتی بر ارزش افزوده در بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است. اثر مثبت اشتغال در بخش کشاورزی بر میزان ارزش افزوده در بخش کشاورزی به این علت است که بکارگیری نیروی کار موجب افزایش تولید حقیقی در بخش کشاورزی می‌گردد و سبب گسترش بنگاه‌های موجود در این بخش شده و از این راه بستر لازم برای افزایش ارزش افزوده در بخش کشاورزی فراهم می‌شود.

بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. با توجه به اثر مثبت شاخص Q توبین بر ارزش افزوده و همچنین از آنجا که این شاخص تمامی اطلاعات درباره آینده را، که به تصمیم سرمایه‌گذاری کشاورزان مربوط می‌شود، در خود خلاصه کرده است و چون هزینه‌های سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی از عوامل تأثیرگذار بر تغییرات Q توبین می‌باشد، به سرمایه گذاران در بخش کشاورزی پیشنهاد می‌گردد به منظور حداکثر ساختن سود سرمایه‌گذاری، نسبت به اندازه‌گیری دقیق هزینه هر یک از منابع تأمین مالی و نیل به ساختار بهینه سرمایه اهتمام ورزند.

۲. با توجه به تأثیر مثبت اشتغال بر ارزش افزوده در بخش کشاورزی، پیشنهاد می‌شود بستر لازم برای استفاده از نیروی کار متخصص در فرایند تولید فراهم آید. پر واضح است این

مهم نیازمند برنامه‌ریزی خاص و انجام سرمایه گذاری مکفی است. با توجه به موقعیت اقتصادی کشور، ارتقای امنیت شغلی و ایجاد فرصت‌های جدید شغلی در بخش کشاورزی می‌تواند در جهت رشد این بخش نقش قابل توجهی داشته باشد.

۳. با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق، به سرمایه‌گذاران در بخش کشاورزی پیشنهاد می‌شود که در تصمیم‌گیری‌های خود از شاخص Q توبین در بخش کشاورزی به عنوان یکی از معیارهای ارزیابی عملکرد، به دلیل نقش آن در جایگاه سرمایه‌گذاری، سهولت محاسبه و همسو بودن تغییرات آن با معیار ارزش افزوده کشاورزی، در کنار سایر معیارها استفاده کنند.

منابع

آذربایجانی، ک.، شهیدی، آ. و محمدی، ف. ۱۳۸۸. بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد در چهار چوب یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۹: ۱ -۱۷.

اسفندیاری، س.، نبی ئیان، ص. و کلانتری، م. ۱۳۹۳. بررسی تأثیر بازار مالی و سرمایه‌گذاری خارجی بر تولید ناخالص داخلی سبز ایران و کشورهای همسایه. کنفرانس بین المللی اقتصاد، مدیریت، حسابداری و علوم اجتماعی، لهستان.

امینی، ع. و فلیحی، ن. ۱۳۷۷. بررسی وضعیت سرمایه گذاری در بخش کشاورزی ایران. *مجله برنامه و بودجه*، ۳۳: ۹۵ -۱۱۹.

باقری، م. و کرمی، آ. ۱۳۸۳. بررسی رابطه بلند مدت و کوتاه‌مدت تورم و اعتبارات با سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی. مجموعه مقالات همایش کشاورزی و توسعه ملی، ۲: ۳۸۱ – ۳۹۹.

پهلوانی، م.، دهمرده، ن. و حسینی، س. م. ۱۳۸۶. تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی. *بررسی‌های اقتصادی* (اقتصاد مقداری)،۳:۱۰۱ -۱۲۰.

تشکینی، ا. ۱۳۸۴. اقتصاد سنجی کاربردی به کمک میکروفیت. تهران: موسسه فرهنگی هنری دیباگران.

حیدر پور، ف. و مستوفی، ح. ۱۳۸۸. بررسی رابطه بین نسبت Qتوبین و ارزش افزوده اقتصادی پالایش شده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه حسابداری مالی*، شماره۱: ۲۰-۳۷.

زیبایی، م. و طرازکار، م. ح. ۱۳۸۳. بررسی روابط کوتاه‌مدت و درازمدت ارزش افزوده و مصرف انرژی در بخش کشاورزی. *فصلنامه بانک و کشاورزی*، شماره۶: ۱۵۷ -۱۷۱.

شعرباف، س.، طیبی، ک. و رجبی، م. ۱۳۹۲. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب غرب آسیا. اولین همایش الکترونیکی ملی چشم انداز اقتصادی ایران.

صامتی، م. و مرادیان تهرانی، م. ۱۳۸۶. بررسی ارتباط میان ارزش شرکت با نرخ تورم با استفاده از شاخص Qتوبین در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۸۳-۱۳۷۳. *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، ۴(۶۰): ۳ -۴۵.

فلاحی، م. ع. و چشمی، ع. ۱۳۸۳. برآورد تابع سرمایه‌گذاری Q توبین با تأکید بر نقش مالیات بر شرکت‌ها در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹: ۷۹ -۹۵.

کاووسی، ع. ۱۳۸۳. ارتباط نسبت Qتوبین و ارزش افزوده اقتصادی. *مجله بورس*، ۴۴: ۲۴ -۳۰.

Bharadwaj, A.,Bharadwaj, S. and Konsynski, B. 1999.Information technology effect on firm performance as measured by Tobin'q. *Management Science*, 45(7): 1008-1024.

Brainard, W. C. and Tobin, J. 1968. Econometric models: their problems and usefulness. *American Economic Review*, Vol.58: 99-122.

Ghatak, S. and Siddiki, J. 2001. The use of ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India. *Applied Statistics*, 28: 573- 588.

Hayashi, F. 1982. Tobin's marginal q and average q: a neoclassical interpretation. *Journal of Econometrics*, 50(1): 213-224.

Hung, J. 2006. A three-phased-switching relationship between Tobin's Q and the shares owned by the directors: An empirical study on the Taiwanese electronic industry. *The Journal of American Academy of Business*, 8 (1): 260-266.

Laitner, J. and Stolyarov, D. 2003. Technological change and the stock market. *American Economic Review*, 93:159-178.

Mollick, A.V. and Faria, J. R. 2010. Capital and labor in the long-run: Evidence From Tobin's q for The U.S. *Applied Economics Letters*, Vol. 17: 11-14.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R.J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.

Romer, D. 2001. Advanced macroeconomics.University of California. Berkeley.

Romer, P. 2006. Advanced macroeconomics. (Third Ed). New York: McGraw-Hill.

Saibal, G. 2007. Bank monitoring, managerial ownership and Tobin's Q: an empirical analysis for India. *Managerial and Decision Economic*, 28 (2): 129-143.

Tobin, J. and Brainard, W. C. 1977. Asset market and the cost of capital, In R. Nelson and B. Balassa (Eds). Private Values and public Policy. Amsterdam: North-Holland (Chapter 11).