

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و پنجم، شماره ۹۹، پاییز ۱۳۹۶

بررسی ارتباط بین تنوع فعالیت‌های تولیدی و بهره‌وری کل عوامل در بخش کشاورزی

عمران طاهری ریکنده^۱، حامد رفیعی^۲، فرشاد محمدیان^۳، حسین نوروزی^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۵/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۵/۱۴

چکیده

استفاده بهینه و کارا از منابع در راستای افزایش تولید و بهبود بهره‌وری نه یک هدف، بلکه یک ضرورت اجتناب‌ناپذیر است. با توجه به اینکه متنوع‌سازی فعالیت‌های کشاورزی می‌تواند از طریق صرفه‌های ناشی از تنوع و مساعدت‌های آن موجب بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید شود، از این‌رو هدف مطالعه حاضر بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی با تأکید ویژه بر میزان و جهت اثرگذاری تنوع فعالیت‌های تولیدی است. به این منظور با به‌کارگیری الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، عوامل

etaheri@ut.ac.ir

۱. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران

hamedrafiee@ut.ac.ir

۲. استادیار دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)

far1637@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران

h_noroozi1387@yahoo.com

۴. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۹۹

مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید بررسی شد. نتایج به دست آمده از برآورد الگوی بلندمدت نشان داد که رابطه مثبت و معنی‌داری بین سطح تنوع فعالیت‌های کشاورزی و بهره‌وری کل عوامل تولید وجود دارد به طوری که با افزایش یک درصدی شاخص تنوع فعالیت‌های کشاورزی، بهره‌وری کل عوامل تولید ۱۵/۶۷ درصد افزایش می‌یابد. ضریب جمله تصحیح خطا در این الگو ۰/۶۱- به دست آمد که نشان می‌دهد در هر دوره ۶۱ درصد از عدم تعادل در بهره‌وری کل عوامل تولید تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. بنابراین دولت می‌تواند با یک برنامه جامع به شناسایی پتانسیل‌های مناطق مختلف کشور پردازد. سپس با اعمال سیاست‌های مختلفی مانند توصیه‌های ترویجی، ایجاد امکانات کشت محصولات دارای پتانسیل و حمایت‌های همه‌جانبه حرکت به سمت یک کشاورزی متنوع را تشویق نماید.

طبقه‌بندی JEL: Q57, Q18, Q17

کلیدواژه‌ها:

ایران، کشاورزی، بهره‌وری کل عوامل تولید، تنوع، الگوی ARDL، آزمون کرانه‌ها،

شاخص سیمپسون

مقدمه

جهان امروز شاهد پدیده‌های مختلفی است که نیاز به فراورده‌های کشاورزی را افزایش می‌دهند. رشد روز افزون جمعیت، توسعه شهرنشینی و افزایش درآمد، موجب تمرکز و توجه به تولید هر چه بیشتر محصولات کشاورزی شده است. بر اساس آمارهای بانک مرکزی جمعیت ایران از حدود ۲۹/۵ میلیون نفر در سال ۱۳۵۰ به بیش از ۷۶/۹ میلیون نفر در سال ۱۳۹۲ و نرخ شهرنشینی در کشور از ۴۲/۳ درصد به ۷۲ درصد رسیده است. علاوه بر آن در همین دوره زمانی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت بیش از ۲/۵ برابر شد. این عوامل به

بررسی ارتباط بین

همراه تأکید همه‌جانبه اقشار مختلف بر بهبود استانداردهای زندگی و همچنین تغییر در الگوی مصرف مواد غذایی، مسئله افزایش تولید محصولات کشاورزی را به یکی از دغدغه‌های اساسی سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان کشور تبدیل کرده است.

طبق نظریه‌های اقتصاد تولید، افزایش محصول در بخش‌های مختلف از دو طریق حاصل می‌شود. در روش اول افزایش تولید با به کارگیری نهاده بیشتر در چارچوب فناوری موجود تأمین خواهد شد، در حالی که در روش دوم سهم اصلی و عمده در افزایش تولید با به کارگیری روش‌های پیشرفته‌تر و کارآمدتر تولید و استفاده از عوامل تولیدی مؤثرتر به دست می‌آید (۱). اما کمیابی منابع، در بلندمدت افزایش تولید به روش اول را محدود می‌سازد. لذا توجه به روش دوم یعنی بالا بردن بهره‌وری عوامل تولید، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر برای افزایش عرضه محصولات کشاورزی است. از این‌رو امروزه برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و کلان کشورهای مختلف طوری سازمان‌دهی می‌شود تا با استفاده از کمترین امکانات و عوامل تولید موجود، بیشترین نتیجه را به دست آورند. اقتصاددانان این تمایل بشر را در قالب نظریه‌های بهره‌وری تجزیه و تحلیل می‌کنند. آنها معتقدند که در تقابل منابع محدود و نیازهای نامحدود بشری، بهبود بهره‌وری نه یک انتخاب بلکه یک ضرورت می‌باشد (۲). از این‌رو با توجه به اهمیت ارتقای بهره‌وری، بررسی و تحلیل عوامل اثرگذار بر آن در بخش‌های مختلف تولیدی و تدوین برنامه‌های مناسب بسیار حائز اهمیت است. در زمینه بهره‌وری، مطالعات گسترده‌ای در داخل کشور صورت گرفته است که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود.

شهبازی و همکاران (۳) تأثیر اعتبارات دولتی در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این بود که در بلندمدت، اعتبارات دولتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، ولی تأثیر کوتاه‌مدت اعتبارات دولتی در بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور قابل تأیید نیست.

آذربایجانی و همکاران (۴) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی (رویکرد داده‌های تابلویی در کشورهای گروه

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۹۹

دی هشت) پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از تأثیر مثبت و معنی دار متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل و رشد اقتصادی می‌باشد.

کمیجانی و همکاران (۵) به بررسی عوامل مؤثر بر ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۰ پرداختند. برآورد الگوی بهره‌وری کل عوامل تولید نشان می‌دهد که عواملی مانند کیفیت نهادی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی و خارجی، سرمایه انسانی، باز بودن اقتصاد، انباشت سرمایه فیزیکی، سرمایه گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات، نرخ ارز و تورم توانسته‌اند روند رشد بهره‌وری در طول سال‌های مورد مطالعه را توضیح دهند.

امینی و حجازی آزاد (۶) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل (TFP) در اقتصاد ایران پرداختند. در این مطالعه با تأکید بر نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به عنوان جانشین سرمایه انسانی از نوع آموزش، اثر سرمایه تحقیق و توسعه دولتی، نسبت تولید بالفعل به بالقوه به عنوان شاخص میزان استفاده از ظرفیت‌ها بررسی شد. نتایج نشان داد در بلندمدت سرمایه تحقیق و توسعه دولتی، نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی و نرخ بهره‌برداری از ظرفیت اثرات مثبت و معنی داری بر بهره‌وری داشته‌اند.

علاوه بر مطالعات مطرح شده می‌توان به پژوهش‌های اثنی عشری و همکاران (۷)، حقیقت و جاودان (۸)، زارع مهرجردی و همکاران (۹) و چراغی (۲) نیز اشاره کرد. بررسی پژوهش‌های متعدد صورت گرفته در داخل کشور نشان می‌دهد که عوامل گوناگونی از قبیل متنوع سازی صادرات، بهبود سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی و خارجی، ادوار تجاری، نااطمینانی نرخ ارز، افزایش اعتبارات، حمایت‌های دولتی، وجود رقابت با بازارهای خارجی و آزادسازی تجاری، توسعه مکانیزاسیون و بهبود زیرساخت‌ها می‌توانند به عنوان مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر بهره‌وری عوامل تولید مطرح باشند.

بررسی ارتباط بین

اما با مرور مطالعات گسترده انجام گرفته در خارج از کشور مشخص گردید که علاوه بر این متغیرها، متنوع سازی تولید فعالیت های کشاورزی، بهره وری عوامل تولید را متأثر می سازد. در ادامه به برخی از مطالعات انجام گرفته در خارج کشور اشاره خواهد شد.

دی فالکو و چاوس (۱۰) به بررسی اثر نوسانات بارش و تنوع زیستی فعالیت های زراعی بر بهره وری اکوسیستم های زراعی پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می دهد که تنوع زیستی فعالیت های زراعی اثر مثبت و معنی داری بر بهره وری داشته است.

کیم و همکاران (۱۱) در مطالعه ای با استفاده از داده های تابلویی در مزارع برنج و به کارگیری مفهوم بازده تنوع، به بررسی ارتباط تنوع فعالیت های تولیدی و بهره وری پرداختند که نتایج مطالعه حاکی از ارتباط مثبت ولی کوچک بین بهره وری و تنوع تولیدات کشاورزی در سطح مزرعه بود.

لینگرد و همکاران (۱۲) در مطالعه ای به ارزیابی عملکرد اقتصادی و زیست محیطی تنوع کشاورزی پرداختند و نشان دادند میان تنوع فعالیت های کشاورزی با بهره وری نیروی کار و درآمد مزرعه ارتباط مثبت وجود دارد.

تیلمن و همکاران (۱۳) در مطالعه ای به بررسی ارتباط میان تنوع فعالیت ها و بهره وری پرداختند و نشان دادند که کاهش تنوع فعالیت های زراعی باعث کاهش بهره وری عوامل تولید می شود. همچنین کاردینال و همکاران (۱۴)، تیلمن و همکاران (۱۵) و تیلمن و داویننگ (۱۶) در تحقیقات جداگانه ای، اثر مثبت تنوع فعالیت ها و تنوع زراعی را بر بهره وری عوامل تولید تأیید کردند.

طبق نظریه های اقتصادی که در ادامه مطرح می شوند، یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر بهره وری کل عوامل تولید، متنوع سازی فعالیت های کشاورزی بوده که به علت وجود صرفه های ناشی از تنوع و مساعدت های آن، به نظر می رسد منجر به بهبود بهره وری کل عوامل تولید شود. اما مرور مطالعات انجام گرفته در داخل کشور بیانگر عدم توجه به نقش و اهمیت تنوع فعالیت های تولیدی در رشد بهره وری عوامل تولید می باشد. از این رو مطالعه حاضر تلاش

دارد تا علاوه بر شناسایی عوامل مؤثر دیگر، به بررسی نقش، اهمیت و تأثیر تنوع فعالیت‌های کشاورزی بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته و راهکارهای سیاستی مناسب را پیشنهاد نماید.

مبانی نظری و روش تحقیق

در مطالعه حاضر برای اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید از شاخص دیویریا استفاده می‌شود که با دادن وزن‌های متفاوت به عوامل تولید، نقش هر کدام از این عوامل در فرایند تولید مشخص خواهد شد. این شاخص اجازه می‌دهد که عوامل غیرهمگنی نظیر نیروی کار و سرمایه به طور هم‌زمان در نظر گرفته شده که به صورت زیر تعریف می‌شود (۶):

$$TFP_t = \frac{V_t}{K_t^\alpha L_t^\beta} \quad (1)$$

که در آن V بیانگر تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی، K و L به ترتیب نهاده‌های سرمایه و نیروی کار، α و β به ترتیب سهم نهاده‌های سرمایه و نیروی کار از تولید می‌باشند. در شرایط رقابت کامل سهم نهاده‌ها در تولید بیانگر کشش تولیدی نهاده‌ها بوده و در صورتی که اطلاعات آماری در خصوص سهم عوامل از تولید وجود نداشته باشد، می‌توان از کشش‌های تولیدی عوامل در برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی استفاده کرد.

پس از محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید در طول دوره زمانی مورد مطالعه، جهت بررسی عوامل مؤثر بر آن، الگوی کلی زیر مد نظر قرار می‌گیرد (۲):

$$TFP_t = \alpha + Y_{it} + u_t \quad (2)$$

که در آن TFP بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی، Y بردار متغیرهای مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید با توجه به تئوری‌های اقتصادی و u جزء خطای مدل می‌باشد.

با مرور پژوهش‌های گذشته، مشخص شد که عوامل گوناگونی می‌توانند بهره‌وری کل عوامل تولید را در بخش کشاورزی تحت تأثیر قرار دهند که مهم‌ترین آنها عبارت‌اند از:

بررسی ارتباط بین

حمایت‌های دولتی، آزادسازی تجاری، بهبود شاخص‌های مکانیزاسیون در بخش کشاورزی، توسعه کشاورزی آبی، بهبود سرمایه انسانی و متنوع‌سازی فعالیت‌های کشاورزی. در ادامه به نحوه اثرگذاری هر یک از این عوامل بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی پرداخته شده است.

با توجه به این که در اکثر فعالیت‌های بخش کشاورزی، بهره‌گیری از توان ماشینی الزامی بوده و در عین حال یکی از اهداف مکانیزاسیون در این بخش افزایش بهره‌وری می‌باشد، انتظار می‌رود که حرکت به سمت کشاورزی مکانیزه موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل گردد (۷، ۲ و ۸). در پژوهش حاضر از نسبت تراکتور به نیروی کار بخش کشاورزی به عنوان معیاری از مکانیزاسیون استفاده شد. همچنین تجارت بین‌الملل به طور عام و صادرات به طور خاص در افزایش رشد اقتصاد و بهبود بهره‌وری نقش مؤثری بازی می‌کنند. از این رو نسبت حجم تجارت خارجی بخش کشاورزی به حجم کل تجارت خارجی به عنوان شاخصی از رقابت‌پذیری این بخش در مقابل سایر بخش‌ها در الگوها مورد استفاده قرار گرفت (۱۷). افزایش رقابت در تجارت بین‌الملل موجب ترغیب تولیدکنندگان در جهت حرکت به سوی تولید با هزینه کمتر می‌شود که یکی از راه‌های کاهش هزینه، استفاده بهینه از نهاده‌ها و بالا بردن بهره‌وری عوامل تولید می‌باشد. با توجه به ماهیت ریسکی تولیدات بخش کشاورزی، فسادپذیری و محدودیت قدرت ذخیره‌سازی و اهمیت سبک زندگی کشاورزی، در بیشتر کشورهای جهان برای جلوگیری از کاهش درآمد کشاورزان و جلوگیری از مهاجرت و جذب سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به این بخش و سایر اهداف، حمایت از بخش کشاورزی همیشه مورد توجه دولت‌ها بوده است (۱۸). لذا بررسی اثر این حمایت‌ها بر بهره‌وری بخش کشاورزی بسیار حائز اهمیت است. علاوه بر موارد ذکر شده، سرمایه انسانی و اعتلای کیفیت نیروی کار همواره به عنوان یک عامل تأثیرگذار در افزایش بهره‌وری مطرح بوده است. اقتصاددانان معتقدند که خصوصیات کیفی انسان نوعی سرمایه است؛ زیرا این خصوصیات می‌تواند تولید بیشتر را از طریق افزایش بهره‌وری سبب شود. شولتز پدر نظریه

سرمایه انسانی معتقد است که سرمایه انسانی، که از طریق سرمایه گذاری حاصل می شود، دارای نقشی فراموش شده است. بهبود کیفیت نیروی کار که در بهداشت و تغذیه، مهارت ها و آموزش منعکس می شود، موجب رشد بهره وری و تولید خواهد شد (۱۹). در این مطالعه شاخص نسبت بودجه آموزشی به مجموع بودجه خدمات به عنوان معیاری از شاخص سرمایه انسانی در تجزیه و تحلیل وارد شده است. سطح زیر کشت آبی به عنوان یکی از عوامل ساختاری اقتصاد کشاورزی هر کشور می تواند بهره وری کل عوامل تولید را متأثر سازد (۲۰). لذا در پژوهش حاضر متغیر سهم اراضی کشاورزی آبی از کل زمین های قابل کشت در برآورد الگوها مد نظر قرار می گیرد.

علاوه بر موارد اشاره شده تنوع فعالیت های کشاورزی با صرفه های ناشی از آن موجب افزایش بهره وری کل عوامل تولید خواهد شد. این موضوع سبب رواج گسترده مفهوم بازده تنوع^۵ یا صرفه های ناشی از تنوع در اقتصاد تولید شده است. دلایل ایجاد بازده تنوع در سامانه تولید کشاورزی شامل مساعدت نهاد، مساعدت ستاده، مساعدت توابع تولید و انعطاف پذیری تولید است (۲۱). مساعدت نهاد، در صورت به کارگیری نهاد تولید در سامانه تولیدی بیش از یک کالا به وجود می آید. این امر به مفهوم به کارگیری کامل از نهاده های تولید و مدیریت طی دوره های تولید است. مساعدت ستاده زمانی رخ می دهد که بیش از یک ستاده از مجموعه نهاده های مصرفی برای تولید تخصصی یک کالا عاید شود. مساعدت توابع تولید به مفهوم به کارگیری ستاده حاصل از یک رشته فعالیت به عنوان نهاد رشته فعالیت دیگر است. در نهایت انعطاف پذیری تولید به مفهوم تطبیق بهتر سامانه تولید کشاورزی با شرایط روز و مدیریت مطلوب تر ریسک در بخش کشاورزی می باشد. سامانه کشاورزی متنوع تر، انعطاف پذیری بیشتری در واکنش نسبت به تغییرات ناگهانی شرایط محیطی با صرف هزینه کمتر نسبت به وضعیت تولید تخصصی دارد، در نتیجه سبب ایجاد بازده تنوع می شود. همچنین متنوع سازی سامانه تولیدی می تواند به عنوان یکی از راهکارهای اساسی برای مواجهه با

بررسی ارتباط بین

ریسک موجود در بخش کشاورزی مد نظر قرار گیرد. لذا انتظار می‌رود که متنوع‌سازی فعالیت‌های بخش کشاورزی موجب بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید شود (۲۱).

به منظور ارزیابی سطح تنوع و تمرکز فعالیت‌ها، به معیاری برای اندازه‌گیری آن نیاز است. شاخص هرfindahl^۶، که از مجموع مربعات سهم هر فعالیت (اهمیت نسبی هر فعالیت) از کل فعالیت‌های تولیدی محاسبه شده، به صورت رابطه زیر بیان می‌شود (۲۲):

$$HI = \sum_{i=1}^N p_i^2 \quad (3)$$

در رابطه (۳)، N تعداد فعالیت‌های تولیدی و p_i سهم هر فعالیت از کل فعالیت‌های تولیدی است. با افزایش در تنوع فعالیت‌های تولیدی، شاخص هرfindahl کاهش و با کاهش تنوع فعالیت‌های تولیدی، افزایش می‌یابد. این شاخص وقتی که تمرکز (تخصص) فعالیت وجود دارد، به یک و زمانی که تنوع فعالیت‌ها کامل است، به صفر میل می‌کند. بنابراین محدوده شاخص هرfindahl بین صفر و یک بوده و معیاری از تمرکز و معکوس تنوع فعالیت‌هاست و در تفسیر آن بایستی دقت شود (۲۲). از آنجا که شاخص هرfindahl معیاری از تمرکز فعالیت‌هاست، برای جلوگیری از سردرگمی، با کم کردن از یک، شاخص سیمپسون^۷ به دست می‌آید که شاخصی از تنوع فعالیت بوده و به صورت رابطه زیر نشان داده می‌شود:

$$SI = 1 - HI \Rightarrow SI = 1 - \sum_{i=1}^N p_i^2 \quad (4)$$

شاخص سیمپسون با افزایش تنوع فعالیت‌های تولیدی افزایش یافته و به سمت یک میل می‌کند و با تمرکز کامل فعالیت‌ها (وقتی که فقط یک فعالیت تولیدی وجود داشته باشد) مقدار صفر اختیار می‌کند. در مطالعه حاضر از شاخص سیمپسون برای ارزیابی سطح تنوع فعالیت‌های کشاورزی استفاده می‌شود.

6. Herfindahl Index (HI)

7. Simpson Index (SI)

لازم به ذکر است که با توجه به وجود فعالیت‌های مختلف تولیدی در بخش کشاورزی کشور از جمله تولید محصولات باغی، دامی و شیلات در کنار محصولات زراعی، از معیار سهم درآمد ناخالص هر فعالیت تولیدی برای محاسبه شاخص تنوع استفاده می‌شود (۲۲).

علاوه بر موارد اشاره شده، یکی از متغیرهای بسیار مهم اثرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی وقوع خشکسالی می‌باشد. از این رو با بررسی میزان بارندگی کشور در طول دوره زمانی مورد مطالعه مشخص شده است که کشور در سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۷۹، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۷ با خشکسالی شدیدی مواجه بوده به طوری که میزان بارندگی کشور در این سال‌ها از میزان انحراف معیار بارش از مقدار متوسط بلندمدت بارندگی کمتر بوده است. لذا با تعریف متغیر مجازی خشکسالی برای سال‌های اشاره شده، از آن به عنوان متغیری مؤثر بر تولید و بهره‌وری کل عوامل در الگو استفاده شد.

با توجه به مطالب بیان شده و پیشینه مطالعات، عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی به صورت زیر مورد بررسی قرار گرفت:

$$TFP_t = f(SI, TL, PSE, EX, TT, SIL, DROUGHT) \quad (5)$$

که در آن SI شاخص تنوع فعالیت‌ها (شاخص سیمپسون)، TL شاخص مکانیزاسیون (نسبت تراکتور به نیروی کار کشاورزی)، PSE مقدار حمایت دولت از تولیدکننده، EX شاخص سرمایه انسانی (نسبت هزینه‌های آموزش و پرورش به تولید ناخالص داخلی)، TT شاخص آزادسازی تجاری (نسبت حجم تجارت خارجی بخش کشاورزی به حجم کل تجارت خارجی)، SIL شاخصی از زیرساخت‌های کشاورزی (نسبت زمین‌های کشاورزی آبی از کل اراضی کشاورزی) و $DROUGHT$ متغیر مجازی خشکسالی (این متغیر برای سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۷۹، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۷ مقداری برابر با یک و برای سال‌های دیگر مقدار صفر را خواهد داشت) می‌باشند. در این مطالعه به غیر از متغیر شاخص حمایت از تولیدکننده (با توجه به اینکه در برخی از سال‌ها مقادیر منفی را اختیار کرده است)، مابقی متغیرها به صورت لگاریتمی در برآورد الگو مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

بررسی ارتباط بین

الگوی خودتوزیع با وقفه های گسترده (ARDL) ^۸

به منظور برآورد روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها، روش های اقتصادسنجی گوناگونی در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته اند. در مطالعه حاضر برای تخمین مدل و بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها از الگوی خودتوضیحی با وقفه گسترده (ARDL) استفاده می شود. این الگو توسط پسران و شین (۲۳) به منظور بررسی رابطه هم جمعی و بلندمدت بین متغیرها ارائه شده که دارای مزیت های زیادی نسبت به سایر روش ها می باشد، لذا به طور گسترده در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است. استفاده از الگوهای خود رگرسیونی با وقفه های گسترده در شرایطی که متغیر مورد نظر متأثر از مقادیر گذشته خود و مقادیر جاری و گذشته سایر متغیرهاست، کاربرد دارد. مهم ترین مزیت این روش، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف نظر از مانا یا نامانا بودن از درجه یک آنهاست. همچنین در این روش، علاوه بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه مدت وجود دارد ضمن آنکه سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل محاسبه است. همچنین این روش در نمونه های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش های دیگر داشته و علاوه بر این مشکل درون زایی به دلیل همبسته نبودن جملات اخلال در رویکرد ARDL بروز نمی کند (۲۳).

یک الگوی خود رگرسیونی با وقفه های گسترده به طور کلی به صورت $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ نشان داده می شود. به طور مشخص اگر Y متغیر وابسته و X متغیر توضیحی باشد، مدل ARDL به صورت ذیل خواهد بود:

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q)X_{it} + \delta'w_t + U_t \quad (6)$$

رابطه ۶ الگوی پویای کوتاه مدت بین متغیرها را نشان می دهد که در آن:

8. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۹۹

$$\alpha(L, p) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (7)$$

$$\beta(L, q) = \beta_0 + \beta_1 L + \dots + \beta_q L^q$$

α_0 مقدار ثابت، L عملگر وقفه، P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته Y و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل X و w_t برداری از متغیرهای قطعی، نظیر روندهای زمانی یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت می‌باشد. تعداد وقفه‌های بهینه به منظور برآورد الگوی ARDL به کمک معیارهای آکایک^۹، شوارتز بیزین^{۱۰} و حنان کوین^{۱۱} مشخص می‌شود (۲۳). به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه از آزمون کرانه‌ها^{۱۲} استفاده شد.

آزمون کرانه‌های ARDL براساس برآورد حداقل مربعات معمولی^{۱۳} یک الگوی تصحیح خطای نامقید^{۱۴} به منظور تحلیل هم‌انباشتگی بنا نهاده شده است. برای این منظور در مطالعه حاضر، رابطه UECM براساس متغیرهای معرفی شده در رابطه ۵ به شکل زیر می‌باشد:

$$DLTFP_t = a_1 + b_{1i} \sum_{i=1}^p DLTFP_{t-i} + b_{2i} \sum_{i=0}^{q_1} DLSI_{t-i} + b_{3i} \sum_{i=0}^{q_2} DLEX_{t-i} + b_{4i} \sum_{i=0}^{q_3} DLTL_{t-i} + b_{5i} \sum_{i=0}^{q_4} DPSE_{t-i} + b_{6i} \sum_{i=1}^{q_5} LIT_{t-i} + b_{7i} \sum_{i=1}^{q_6} LSIL_{t-i} + d_1 LTFP_{t-1} + d_2 LSI_{t-1} + d_3 LEX_{t-1} + d_4 LTL_{t-1} + d_5 PSE_{t-1} + d_6 LIT_{t-1} + d_7 LSIL_{t-1} + r_1 DROUGHT \quad (8)$$

پس از انجام آزمون کرانه‌ها رابطه بلندمدت برآورد می‌شود. آخرین مرحله فرایند ARDL، بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است.

برای اجرای رویکرد آزمون کرانه‌ها، سه گام ضروری است. در گام نخست، وجود رابطه هم‌جمعی بلندمدت در بین متغیرهای مورد مطالعه بررسی می‌شود. بدین منظور از آزمون والد و آماره F استفاده می‌گردد به طوری که صفر بودن ضرایب تمام متغیرها در سطح با یک وقفه، در مقابل فرض مخالف صفر بودن این ضرایب آزمون می‌شود (۲۴). بنابراین در مطالعه

-
9. Akaike (AIC)
 10. Schwarz-Bayesian (SBC)
 11. Hannan-Quinn (HQC)
 12. Bounds Test
 13. Ordinary Least Square (OLS)
 14. Unrestricted Error Correction Model (UECM)

بررسی ارتباط بین

حاضر نیز برای بررسی فرض صفر $d_1 = d_2 = d_3 = d_4 = d_5 = d_6 = d_7 = 0$ در معادله ۸ از آزمون والد و آماره F استفاده شد. گام دوم، تخمین کشش های روابط بلندمدت و تعیین مقادیر آنهاست. البته این گام تنها در صورتی اجرا می شود که در گام اول، وجود رابطه بلندمدت تأیید شده باشد. سرانجام در گام سوم، کشش های کوتاه مدت از ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگوی ARDL به دست می آیند. ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگوی UECM نشان دهنده کشش های کوتاه مدت هستند (۲۴).

دوره زمانی مورد مطالعه شامل سال های ۱۳۹۱-۱۳۶۰ می باشد. در این پژوهش بهره وری کل عوامل تولید با به کارگیری ضرایب کشش برآورد شده توسط مهر آرا و احمدزاده (۲۵) و با استفاده از شاخص دیویژیا محاسبه گردید. همچنین مقدار حمایت های دولت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی از پایان نامه مهرپرور حسینی (۲۶) استخراج شد. سایر داده ها از آمارهای سری زمانی منتشر شده بانک مرکزی، معاونت برنامه ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری، بانک جهانی و سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد گردآوری شد. در پژوهش حاضر به منظور تجزیه و تحلیل داده ها و برآورد الگو از نرم افزارهای Excel 2013 و Eviews 9 استفاده شده است.

نتایج و بحث

به منظور استفاده از آزمون کرانه ها جهت بررسی همگرایی متغیرها، ابتدا باید درجه مانایی آنها بررسی شود زیرا که انجام این آزمون در حالتی که متغیرهای $I(2)$ وجود داشته باشد، نامعتبر می باشد. به عبارت دیگر متغیرهای مورد نظر باید مانا از درجه صفر یا یک باشند. در مطالعه حاضر، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شد. آزمون مورد نظر در دو حالت با عرض از مبدأ، و با عرض از مبدأ و روند بررسی و نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۹۹

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی ۵٪	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی ۵٪
LTFP	-۲/۷۶۴	-۲/۹۶۰	-۲/۶۰۵	-۳/۵۶۳
DLTFP	-۶/۴۵۸	-۲/۹۶۴	-۶/۸۵۹	-۳/۵۶۸
LSI	-۱/۷۰۶	-۲/۹۶۰	-۱/۶۷۶	-۳/۵۶۳
DLSI	-۷/۱۹۰	-۲/۹۶۴	-۷/۲۴۲	-۳/۵۶۸
LEX	-۲/۹۹۷	-۲/۹۶۰	-۴/۰۱۵	-۳/۵۶۸
DLEX	-۵/۷۸۸	-۲/۹۶۴	-۵/۶۴۶	-۳/۵۸۱
LTL	-۵/۰۳۱	-۲/۹۶۰	-۴/۰۶۰	-۳/۵۸۷
PSE	-۰/۸۹۲	-۲/۹۶۰	-۳/۱۷۸	-۳/۵۶۳
DPSE	-۶/۱۸۱	-۲/۹۶۴	-۶/۲۱۲	-۳/۵۶۸
LTT	-۲/۳۲۷	-۲/۹۶۰	-۲/۵۵۸	-۳/۵۶۳
DLTT	-۷/۳۹۶	-۲/۹۶۴	-۷/۲۶۱	-۳/۵۶۸
LSIL	-۲/۰۲۰	-۲/۹۶۰	-۴/۱۱۴	-۳/۵۶۳
DLSIL	-۸/۱۷۴	-۲/۹۶۴		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون مانایی متغیرهای مورد مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید، تنوع فعالیت‌ها، سرمایه انسانی و شاخص آزادسازی تجاری انباشته از مرتبه یک بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. همچنین شاخص مکانیزاسیون کشاورزی در هر دو حالت انجام آزمون در سطح مانا می‌باشد. در مورد متغیر LSIL نتایج آزمون در دو حالت با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند متفاوت است که با توجه به معنادار شدن متغیر روند در برآورد آزمون، نتیجه حالت با عرض از مبدأ و روند معتبر می‌باشد. لذا این متغیر در سطح مانا می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون مانایی استفاده از

بررسی ارتباط بین

رویکرد ARDL بلا مانع است. در ادامه و به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده می‌شود. در جدول ۲ مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده است.

جدول ۲. مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها برای مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند

K=6	۰/۱		۰/۰۵		۰/۰۱	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
	۲/۱۲	۳/۲۳	۲/۴۵	۳/۶۱	۳/۱۵	۴/۴۳

مأخذ: (۲۷)

روش آزمون کرانه‌ها با برآورد رابطه ۸ آغاز می‌شود. برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی، در برآورد این رابطه حداکثر وقفه برابر با دو در نظر گرفته شد و در انتخاب وقفه بهینه از معیار شوارتز بیزین استفاده گردید. پس از برآورد، آزمون‌های مرتبط با فروض کلاسیک صورت پذیرفت که نتایج، برقراری تمامی فروض کلاسیک (عدم خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن اجزای اختلال و وجود واریانس همسان) را برای الگوی مورد نظر تأیید می‌کند. سپس آماره F محاسباتی از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول ۲ مقایسه شد. مقدار آماره محاسباتی F برابر با ۴/۵ به دست آمد که در سطح معنی‌داری یک درصد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی جدول پسران و همکاران (۲۷) می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را نمی‌توان رد نمود. پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت، نتایج برآورد این رابطه در جدول ۳ گزارش شده است.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۹۹

جدول ۳. نتیجه برآورد الگوی بلندمدت

سطح معنی داری	آماره t	خطای معیار	ضرایب	متغیر	
۰/۰۰۰	۶/۰۲	۲/۶۰	۱۵/۶۷***	LSI	شاخص تنوع فعالیتها
۰/۰۰۰	۹/۷۵	۰/۰۴	۰/۴۳***	LTL	شاخص مکانیزاسیون
۰/۷	۰/۳۹	$۰/۳۲ \times ۱۰^{-۹}$	$۰/۱۳ \times ۱۰^{-۹}$	PSE	حمایت از تولید کننده
۰/۰۰۱	۴/۰۴	۰/۰۳	۰/۱۴***	LTT	شاخص آزادسازی تجاری
۰/۸۷۵	۰/۱۶	۰/۱	۰/۰۲	LEX	شاخص سرمایه انسانی
۰/۰۰۳	۳/۳۶	۰/۳۱	۱/۰۴***	LSIL	زیرساخت های کشاورزی
۰/۰۰۰	-۴/۱۵	۱/۱	-۴/۵۸***	C	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰	-۵/۶	۰/۰۵	-۰/۲۸***	DROUGHT	خشکسالی

$$F = ۱۷۰/۵۲ \quad R^2 = ۰/۹۸$$

سطح معنی داری	مقدار محاسباتی	نام آزمون	فرض
۰/۷۶۷	۰/۰۸۸	آزمون بروش - گادفری ^{۱۵}	عدم وجود خودهمبستگی
۰/۴۸۲	۰/۴۹	آزمون جارک - برا ^{۱۶}	نرمال بودن اجزای اخلاص
۰/۵۶۶	۰/۳۳	آزمون بروش - پاگان - گادفری ^{۱۷}	عدم وجود واریانس ناهمسانی
۰/۵۶۶	۰/۳۳	آزمون رمزی ^{۱۸}	عدم وجود تورش تصریح

مأخذ: یافته های تحقیق (***) معنی داری در سطح (۰/۱)

15. Breusch-Godfrey
16. Jarque-Bera
17. Breusch-Pagan-Godfrey
18. Ramsey RESET

بررسی ارتباط بین

همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، نتایج آزمون‌های مرتبط با فروض کلاسیک برقراری تمامی فروض (عدم خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن اجزای اخلاص و وجود واریانس همسان) را برای الگوی مورد نظر تأیید می‌کند.

نتایج نشان داد که رابطه مثبت و معنی‌داری بین میزان تنوع فعالیت‌های کشاورزی و بهره‌وری کل عوامل تولید وجود دارد به طوری که با افزایش یک درصدی شاخص تنوع فعالیت‌های کشاورزی، بهره‌وری کل عوامل تولید ۱۵/۶۷ درصد افزایش می‌یابد. به همین صورت می‌توان اشاره کرد که حرکت به سمت کشاورزی مکانیزه موجب رشد بهره‌وری کل عوامل تولید می‌شود به طوری که به ازای یک درصد تغییر در نسبت تراکتور به نیروی کار، بهره‌وری کل عوامل تولید ۰/۴۳ درصد افزایش می‌یابد. ضریب برآوردی شاخص آزادسازی تجاری حاکی از تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار آن بر بهره‌وری کل عوامل تولید بوده و افزایش یک درصدی نسبت حجم تجارت خارجی بخش کشاورزی به حجم کل تجارت خارجی موجب افزایش ۰/۱۴ درصدی متغیر وابسته الگو خواهد شد. همچنین با بهبود زیرساخت‌های کشاورزی و افزایش یک درصدی نسبت زمین‌های کشاورزی آبی از کل اراضی، بهره‌وری کل عوامل تولید به میزان ۱/۰۴ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر مجازی خشکسالی نیز نشان داد که بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیر منفی و معنی‌داری از وقوع خشکسالی در سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۷۹، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۷ پذیرفته است. علاوه بر این، در الگوی برآورد شده، ضرایب شاخص حمایت از تولیدکننده بخش کشاورزی و تشکیل سرمایه انسانی، که بیانگر تأثیرگذاری مثبت این متغیرها بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند، معنی‌دار نیستند.

در ادامه و به منظور بررسی وضعیت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت، از مدل تصحیح خطا استفاده شد. ضریب تصحیح خطا نشان داد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت در جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول ۴ ملاحظه می‌گردد. براساس نتایج، که ضریب تصحیح خطای مدل کوچک‌تر از یک و از نظر آماری معنادار است. ضریب جمله تصحیح

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۹۹

خطا در این مدل ۰/۶۱- به دست آمد و این یعنی در هر دوره ۶۱ درصد از عدم تعادل در بهره‌وری کل عوامل تولید تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود که نشان‌دهنده سرعت نسبتاً بالای فرایند تعدیل شوک‌های وارد شده در کوتاه‌مدت می‌باشد. مقایسه نتایج برآورد الگوی کوتاه مدت با بلند مدت نشان‌دهنده یکسان بودن نتایج است. تنها تفاوت این دو برآورد این است که در کوتاه مدت، ضریب متغیر زیرساخت‌های کشاورزی فاقد ارزش آماری است.

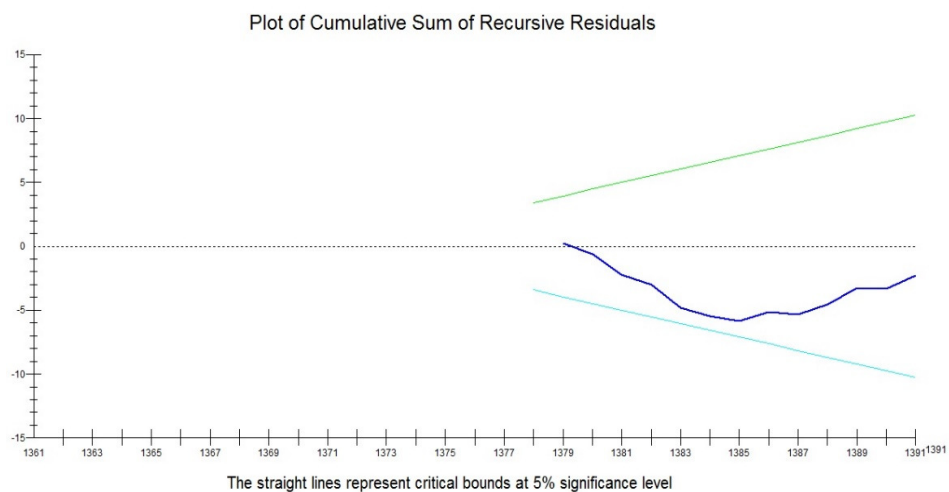
جدول ۴. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
DLSI	۹/۵۹***	۱/۸۷	۵/۱۲	۰/۰۰۰
DLTL	۰/۲۷***	۰/۰۶	۴/۵	۰/۰۰۰
DPSE	۰/۷۷×۱۰ ^{-۱۰}	۰/۲×۱۰ ^{-۹}	۰/۳۹	۰/۷۰۱
DLTT	۰/۰۹***	۰/۰۲	۳/۷۲	۰/۰۰۱
DLEX	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۱۶	۰/۸۷۶
DLSIL	۰/۲	۰/۱۳	۱/۵۶	۰/۱۳۴
DC	-۲/۸***	۰/۶۷	-۴/۱۷	۰/۰۰۰
DDROUGHT	-۰/۱۷***	۰/۰۲	-۷/۴۷	۰/۰۰۰
ECM(-1)	-۰/۶۱***	۰/۰۹	-۶/۴	۰/۰۰۰
R ²		۰/۸۸		
آماره F		۲۰/۲۷ (۰/۰۰۰)		
آماره DW		۱/۸۸		

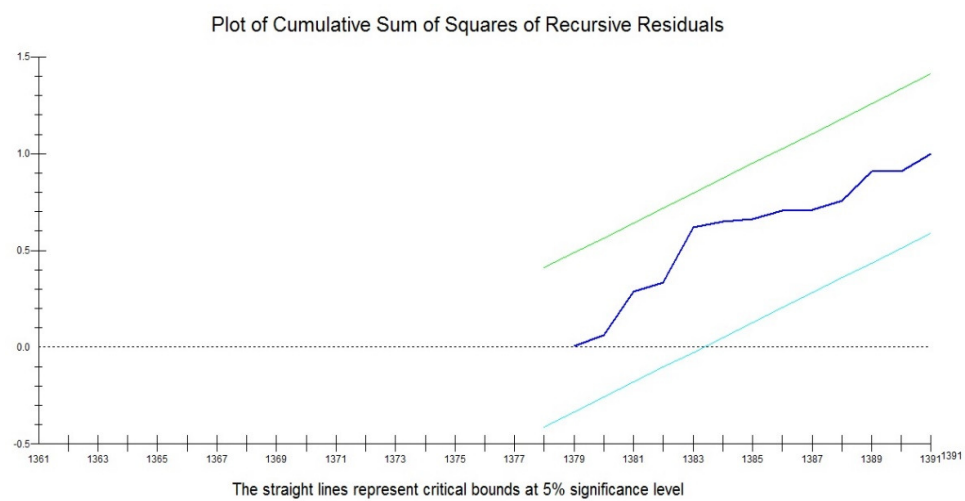
مأخذ: یافته‌های تحقیق (***) معنی‌داری در سطح ۱٪

به منظور اطمینان از ثبات و پایداری روابط به دست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره تحت بررسی و همچنین اطمینان از ثبات پارامترهای مدل، از آزمون مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM) و آزمون مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها (CUSUMSQ) استفاده شد.

بررسی ارتباط بین



نمودار ۱. نتایج آزمون مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM)



نمودار ۲. نتایج آزمون مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها (CUSUMQ)

همان‌طور که از نمودارها برمی‌آید، ضرایب برآورد شده در سطح معنی‌داری ۵ درصد از ثبات برخوردارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه حاضر با هدف بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید و تأکید بر نقش متنوع‌سازی فعالیت‌ها در بهبود آن در بخش کشاورزی ایران انجام شد. نتایج مطالعه حاکی از وجود یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین متنوع‌سازی سامانه تولید و بهره‌وری کل عوامل بخش کشاورزی می‌باشد. این نتیجه که نشان از تأیید فرضیه وجود صرفه‌های ناشی از تنوع و تأثیرگذاری مثبت آن بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد، می‌تواند به عنوان یک راهبرد اساسی در برنامه‌های توسعه بخش کشاورزی و ارتقای سطح تولید مطرح باشد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد که دولت با یک برنامه جامع به شناسایی پتانسیل‌های مناطق مختلف کشور پردازد و با اعمال سیاست‌های مختلفی مانند توصیه‌های ترویجی، ایجاد امکانات کشت محصولات دارای پتانسیل و حمایت‌های همه‌جانبه، حرکت به سمت یک کشاورزی متنوع را تشویق نماید. علاوه بر این، نتایج بر آورد الگوها نشان داد که رشد به کارگیری تجهیزات مکانیزه و بهبود سطح آزادی تجاری منجر به رشد بهره‌وری کل عوامل در بخش کشاورزی می‌شود. از این رو پیشنهاد می‌گردد تا دولت با حمایت از ایده‌های نوین در بخش صنعت ماشین‌آلات کشاورزی و رشد سطح تولید این صنعت، برقراری قوانین تعرفه‌ای هدفمند و واردات فناوری‌های پیشرفته، علاوه بر حمایت از صنایع داخلی به ارتقای سطح بهره‌وری کل عوامل در بخش کشاورزی پردازد. همچنین تأثیرگذاری مثبت سهم سطح زیرکشت آبی از کل اراضی کشاورزی این مهم را متذکر می‌شود که می‌توان با ارتقای راندمان آبیاری، صرفه‌جویی در مصرف منابع آبی و به زیرکشت بردن اراضی آیش به صورت آبی به افزایش سطح بهره‌وری کل عوامل تولید مبادرت ورزید. از این رو پیشنهاد می‌گردد که دولت با اعمال سیاست‌های همه‌جانبه یارانه‌ای درزمینه تجهیزات نوین انتقال و آبیاری از هدر رفت آب جلوگیری کرده و منابع آبی ناشی از این اقدام را در تبدیل اراضی کشاورزی آیش به فاریاب به کار بگیرد. همچنین عدم معنی‌داری اثر شاخص حمایت از تولیدکننده بخش کشاورزی بر بهره‌وری کل عوامل تولید را می‌توان در نبود یکپارچگی در سیاست‌های حمایتی اجرا شده جستجو کرد.

بررسی ارتباط بین

اثرگذاری مثبت شاخص مکانیزاسیون و آزادسازی تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید در مطالعه شهبازی و همکاران (۲) و حقیقت و جاودان (۸) نیز مورد تأکید قرار گرفت. همچنین نتیجه مثبت و معنی‌دار متغیر زیرساختی نسبت زمین‌های کشاورزی آبی از کل اراضی مشابه با نتیجه مطالعه پوچی و همکاران (۲۰) می‌باشد. در مورد متغیر تنوع فعالیت‌های کشاورزی و اثرگذاری مثبت و معنی‌دار آن بر بهره‌وری کل عوامل تولید هم نتایج با مطالعات اشاره شده در بخش مقدمه همخوانی دارد.

منابع

1. Salami, H. (1997). Concepts and measurements of agricultural productivity. *Agricultural Economics and Development*, 18: 7-32. (Persian).
2. Cheraghi, D. (2015). Survey of the effect of macroeconomics variables fluctuation on productivity growth of Iran agriculture sector. *Agricultural Economics and Development*, 23(89): 203-221. (Persian).
3. Shahbazi, K., Sanginabadi, B. and Abdollahnejjad, G. (2013). Impacts of governmental credits on total factor productivity of agriculture sector in Iran. *Agricultural Economics and Development*, 21(84): 139-160. (Persian).
4. Azarbaiejani, K., Raki, M. and Ranjbar, H. (2012). The impact of export diversification on total factor productivity and economic growth (panel data method in D-8 countries). *Iranian Journal of Economic Growth and Development Research*, 1(3): 165-201. (Persian).
5. Komijani, A., Padash, H., Sadeghin, A. and Ahmadi Hadid, B. (2010). Effective factors on the efficiency of total factor productivity promotion in Iran. *Journal of Monetary and Banking Researches*, 2(5): 1-38. (Persian).

6. Amini, A. and Hejazi azad, z. (2008). The effects of human capital and R&D in TFP growth: The case of Iran. *Iranian Journal of Economic research*, 11(35): 1-30. (Persian).
7. Esnaashari, H., Karbasi, A. and Mosannen mozafari, M. (2010). Foreign trade and input efficiency relationship in the agricultural sector of Iran. *Agricultural Economics Research*, 2(5): 105-114. (Persian).
8. Haqiqat, J. and javdan, E. (2015). The impact of real exchange rate uncertainty on total factor productivity in Iran's agricultural sector. *The Economic Research*, 14(4): 97-112. (Persian).
9. Zare Mehrjerdi, M., Sheikhpour, M. and Naghavi, S. (2015). The estimation of impact of business cycles on total factor productivity of different economic sectors in Iran. *Agricultural Economics*, 8(4): 25-41. (Persian).
10. Di Falco, S. and Chavas, J. P. (2008). Rainfall shocks, resilience, and the effects of crop biodiversity on agroecosystem productivity. *Land Economics*, 84(1): 83-96.
11. Kim, K., Chavas, J. P., Barham, B. and Foltz, J. (2012). Specialization, diversification, and productivity: a panel data analysis of rice farms in Korea. *Agricultural Economics*, 43(6): 687-700.
12. Lingered, H., Rufino, M., Hengsdijk, H., Ruben, R., Dixon, J., Verhagen, J. and Giller, K. (2008). Evaluation of economic and environmental performance of two farm household strategies: diversification and integration, conceptual model and case studies. *Quantitative Approaches in Systems Analysis*, 29: 1-124.

بررسی ارتباط بین

13. Tilman, D., Polasky, S. and Lehman, C. (2005). Diversity, productivity and temporal stability in the economies of humans and nature. *Journal of Environmental Economics and Management*, 49(3): 405-426.
14. Cardinale, B. J., Ives, A. R. and Inchausti, P. (2004). Effects of species diversity on the primary productivity of ecosystems: extending our spatial and temporal scales of inference. *Oikos*, 104(3): 437-450.
15. Tilman, D., Wedin, D. and Knops, J. (1996). Productivity and sustainability influenced by biodiversity in grassland ecosystems. *Nature*, 379(6567): 718-720.
16. Tilman, D. and Downing, J. A. (1994). Biodiversity and stability in grasslands. *Nature*, 367(6461): 363-365.
17. Beckerman, W. (1962). Projecting Europe's growth. *The Economic Journal*, 72(288): 912-925.
18. Rezaei, S. (2009). Evaluation of government support policies for Iranian agriculture (Case Study: Gardening and Public Utilities). Master Thesis of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Economic and Development, University of Tehran, Iran. (Persian).
19. Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1): 1-17.
20. Po-Chi, C. H. E. N., Ming-Miin, Y. U., Chang, C. C. and Shih-Hsun, H. S. U. (2008). Total factor productivity growth in China's agricultural sector. *China Economic Review*, 19(4): 580-593.

21. Hardaker, J.B., Huirne, R.M.B., Anderson, J.R. and Lien, G. (2005). *Cropping with risk in agriculture*, 2nd edition. Wallingford: CABI Publishing.
22. Pal, S. and Kar, S. (2012). Implications of the methods of agricultural diversification in reference with Malda District: drawback and rationale. *International Journal of Food, Agriculture and Veterinary Sciences*, 2(2): 97-105.
23. Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31: 371-413.
24. Tang, T. C. (2003). Japanese aggregate import demand function: Reassessment from 'Bound' testing approach. *Japan and the World Economy*, 4(15): 419-436.
25. Mehrara, M. and Ahmadzade, E. (2009). The impacts of total factor productivity (tfp) on the growth of the Iran's main economy sectors. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 2(44): 208-232. (Persian).
26. Mehrparvar Hosseini, E. (2012). Review of the factors affecting on response of the trade balance of Iran's agriculture. Master Thesis of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Economic and Development, University of Tehran, Iran. (Persian).
27. 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.