

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

عمران طاهری ریکنده<sup>۱</sup>، حامد رفیعی<sup>۲</sup>، فرشاد محمدیان<sup>۳</sup>، حسین نوروزی<sup>۴</sup>

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 به کارگیری الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، عوامل

etaheri@ut.ac.ir

۱. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و توسعه دانشگاه تهران

hamedrafee@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  $15/67$  درصد افزایش می‌یابد. ضریب جمله تصحیح خطای این الگو  $-0/61$  به دست آمد که نشان می‌دهد در هر دوره  $61$  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 بپردازد. سپس با اعمال سیاست‌های مختلفی مانند توصیه‌های ترویجی، ایجاد امکانات کشت محصولات دارای پتانسیل و حمایت‌های همه‌جانبه حرکت به سمت یک کشاورزی متتنوع 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 همه جانبه اشار 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 کار گیری نهاده بیشتر در چارچوب فناوری موجود تأمین خواهد شد، در حالی که در روش دوم سهم اصلی و عمده در افزایش تولید با به کار گیری 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 اجتناب ناپذیر 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 گستردۀ‌ای در داخل کشور صورت گرفته است که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود.

شهریاری 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 معنی داری 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 بهره وری کل عوامل و رشد اقتصادی می باشد.

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

امینی و حجازی آزاد (۶) در مطالعه ای به بررسی عوامل مؤثر بر بهره وری کل عوامل 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 ظرفیت ها بررسی شد. نتایج نشان داد در بلندمدت سرمایه تحقیق و توسعه دولتی، نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی و نرخ بهره برداری از ظرفیت اثرات مثبت و معنی داری بر بهره وری داشته اند.

علاوه بر مطالعات مطرح شده می توان به پژوهش های اثنا عشری و همکاران (۷)، حقیقت و جاودان (۸)، زارع مهرجردی و همکاران (۹) و چراغی (۲) نیز اشاره کرد. بررسی پژوهش های متعدد صورت گرفته در داخل کشور نشان می دهد که عوامل گونا گونی از قبیل متنوع سازی صادرات، بهبود سرمایه انسانی، اباحت تحقیق و توسعه داخلی و خارجی، ادوار تجاری، ناظمینانی نرخ ارز، افزایش اعتبارات، حمایت های دولتی، وجود رقابت با بازار های خارجی و آزادسازی تجاری، توسعه مکانیزاسیون و بهبود زیرساخت ها می توانند به عنوان مهم ترین متغیرهای تأثیر گذار بر بهره وری 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 فعالیت‌های کشاورزی، بهره‌وری عوامل تولید را متأثر می‌سازد. در ادامه به برخی از مطالعات انجام گرفته در خارج کشور اشاره خواهد شد.

دی فالکو و چاووس (۱۰) به بررسی اثر نوسانات بارش و تنوع زیستی فعالیت‌های زراعی بر بهره‌وری اکو سیستم‌های زراعی پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که تنوع زیستی فعالیت‌های زراعی اثر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری داشته است.

کیم و همکاران (۱۱) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی در مزارع برنج و به کارگیری مفهوم بازده تنوع، به بررسی ارتباط تنوع فعالیت‌های تولیدی و بهره‌وری پرداختند که نتایج مطالعه حاکی از ارتباط مثبت ولی کوچک بین بهره‌وری و تنوع تولیدات کشاورزی در سطح مزرعه بود.

لینگرد و همکاران (۱۲) در مطالعه‌ای به ارزیابی عملکرد اقتصادی و زیست محیطی تنوع کشاورزی پرداختند و نشان دادند میان تنوع فعالیت‌های کشاورزی با بهره‌وری نیروی کار و درآمد مزرعه ارتباط مثبت وجود دارد.

تیلمون و همکاران (۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط میان تنوع فعالیت‌ها و بهره‌وری پرداختند و نشان دادند که کاهش تنوع فعالیت‌های زراعی باعث کاهش بهره‌وری عوامل تولید می‌شود. همچنین کار دینال و همکاران (۱۴)، تیلمون و همکاران (۱۵) و تیلمون و داونینگ (۱۶) در تحقیقات جداگانه‌ای، اثر مثبت تنوع فعالیت‌ها و تنوع زراعی را بر بهره‌وری عوامل تولید تأیید کردند.

طبق نظریه‌های اقتصادی که در ادامه مطرح می‌شوند، یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید، متنوع سازی فعالیت‌های کشاورزی بوده که به علت وجود صرفه‌های ناشی از تنوع و مساعدت‌های آن، به نظر می‌رسد منجر به بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید شود. اما مرور مطالعات انجام گرفته در داخل کشور بیانگر عدم توجه به نقش و اهمیت تنوع فعالیت‌های تولیدی در رشد بهره‌وری عوامل تولید می‌باشد. از این‌رو 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 دیوبیژیا 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،  $\alpha$  و  $\beta$  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

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

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 می‌کند. از این‌رو نسبت حجم تجارت خارجی بخش کشاورزی به حجم کل تجارت خارجی به عنوان شاخصی از رقابت‌پذیری این بخش در مقابل سایر بخشهای در الگوها مورد استفاده قرار گرفت (۱۷). افزایش رقابت در تجارت بین‌الملل موجب تغییب تولید کنندگان در جهت حرکت به سوی تولید با هزینه کمتر می‌شود که یکی از راه‌های کاهش هزینه، استفاده بهینه از نهادهای و بالا بردن بهره‌وری عوامل تولید می‌باشد. با توجه به ماهیت ریسکی تولیدات بخش کشاورزی، فساد‌پذیری و محدودیت قدرت ذخیره سازی 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 می‌توانند تولید بیشتر را از طریق افزایش بهره‌وری سبب شود. شولتز پدر نظریه

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

سرمایه انسانی معتقد است که سرمایه انسانی، که از طریق سرمایه‌گذاری حاصل می‌شود، دارای نقشی فراموش شده است. بهبود کیفیت نیروی کار که در بهداشت و تغذیه، مهارت‌ها و آموزش منعکس می‌شود، موجب رشد بهره‌وری 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 می‌تواند بهره‌وری کل عوامل تولید را مؤثر سازد (۲۰). لذا در پژوهش حاضر متغیر سهم اراضی کشاورزی آبی از کل زمین‌های قابل کشت در برآورد الگوها مد نظر قرار می‌گیرد.

علاوه‌بر موارد اشاره شده تنوع فعالیت‌های کشاورزی با صرفهای ناشی از آن موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید خواهد شد. این موضوع سبب رواج گستردگی مفهوم بازده تنوع<sup>۵</sup> یا صرفهای ناشی از تنوع در اقتصاد تولید شده است. دلایل ایجاد بازده تنوع در سامانه تولید کشاورزی شامل مساعدت نهاده، مساعدت ستاده، مساعدت توابع تولید و انعطاف پذیری تولید است (۲۱). مساعدت نهاده، در صورت به کارگیری نهاده تولید در سامانه تولیدی بیش از یک کالا به وجود می‌آید. این امر به مفهوم به کارگیری کامل از نهاده‌های تولید و مدیریت طی دوره‌های تولید است. مساعدت ستاده زمانی رخ می‌دهد که بیش از یک ستاده از مجموعه نهاده‌های مصرفی برای تولید تخصصی یک کالا عاید شود. مساعدت توابع تولید به مفهوم به کارگیری ستاده حاصل از یک رشته فعالیت به عنوان نهاده رشته فعالیت دیگر است. در نهایت انعطاف پذیری تولید به مفهوم تطبیق بهتر سامانه تولید کشاورزی با شرایط روز و مدیریت مطلوب‌تر ریسک در بخش کشاورزی می‌باشد. سامانه کشاورزی متنوع‌تر، 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 می‌شود. همچنین متنوع‌سازی سامانه تولیدی می‌تواند به عنوان یکی از راهکارهای اساسی برای مواجهه با

### بررسی ارتباط بین .....

ریسک موجود در بخش کشاورزی مدنظر 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 هرفیندل<sup>۶</sup>، 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 هرفیندل 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 هرفیندل 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 هرفیندل معیاری از تمرکز فعالیت‌هاست، برای جلوگیری از سردرگمی، با کم کردن از یک، شاخص سیمپسون<sup>۷</sup> 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)

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

لازم به ذکر است که با توجه به وجود فعالیت‌های مختلف تولیدی در بخش کشاورزی کشور از جمله تولید محصولات باگی، 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 این‌رو با بررسی میزان بارندگی کشور در طول دوره زمانی مورد مطالعه مشخص شده است که کشور در سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۷۹، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ با خشکسالی شدیدی مواجه بوده به‌طوری 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 ۱۳۸۱ 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)<sup>۸</sup>

به منظور برآورد روابط کوتاهمدت و بلندمدت بین متغیرها، روش‌های اقتصاد سنجی گوناگونی در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در مطالعه حاضر برای تخمین مدل و بررسی روابط کوتاهمدت و بلندمدت بین متغیرها از الگوی خودتوزیعی با وقفه گسترده (ARDL) استفاده می‌شود. این الگو توسط پسران و شین (۲۳) به منظور بررسی رابطه هم جمعی و بلندمدت بین متغیرها ارائه شده که دارای مزیت‌های زیادی نسبت به سایر روش‌ها می‌باشد، لذا به طور گسترده در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است. استفاده از الگوهای خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده در شرایطی که متغیر مورد نظر متأثر از مقادیر گذشته خود و مقادیر جاری و گذشته سایر متغیرهاست، کاربرد دارد. مهم‌ترین 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 کوتاهمدت وجود دارد ضمن آنکه سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاهمدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل محاسبه است. همچنین این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر داشته و علاوه بر این مشکل درون‌زاوی بـه دلیل همبسته نبودن جملات اخلاقـل در رویکرد ARDL بروز نمی‌کند (۲۳).

یک الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده به طور کلی به صورت ARDL( $p, q_1, q_2, \dots, q_k$ ) نشان داده می‌شود. 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 کوتاهمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد که در آن:

---

8. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

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

$$\begin{aligned}\alpha(L, p) &= 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \\ \beta(L, q) &= \beta_0 + \beta_1 L + \dots + \beta_q L^q\end{aligned}\quad (V)$$

$\alpha_0$  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، نظری روندهای زمانی یا متغیرهای بروزنا با وقفه‌های ثابت می‌باشد. تعداد وقفه‌های بهینه به منظور برآورد الگوی ARDL به کمک معیارهای آکاییک<sup>۹</sup>، شوارتز بیزین<sup>۱۰</sup> و حنان کوین<sup>۱۱</sup> مشخص می‌شود (۲۳). به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه از آزمون کرانه‌ها<sup>۱۲</sup> استفاده شد.

آزمون کرانه‌های ARDL براساس برآورد حداقل مربعات معمولی<sup>۱۳</sup> یک الگوی تصحیح خطای نامقید<sup>۱۴</sup> به منظور تحلیل هم انباشتگی بنا نهاده شده است. برای این منظور در مطالعه حاضر، رابطه UECM براساس متغیرهای معروفی شده در رابطه<sup>۱۵</sup> به شکل زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned}DLTFP_t = & a_1 + b_{1t} \sum_{i=1}^p DLTFP_{t-i} + b_{2t} \sum_{i=0}^{q1} DLSI_{t-i} + b_{3t} \sum_{i=0}^{q2} DLEX_{t-i} + b_{4t} \sum_{i=0}^{q3} DLTL_{t-i} + b_{5t} \sum_{i=0}^{q4} DPSE_{t-i} + b_{6t} \sum_{i=1}^{q5} LIT_{t-i} \\ & + b_{7t} \sum_{i=1}^{q6} LSIL_{t-i} + d_1 LTFP_{t-1} + d_2 LSIL_{t-1} + d_3 LEX_{t-1} + d_4 LTIL_{t-1} + d_5 PSE_{t-1} + d_6 LIT_{t-1} + d_7 LSIL_{t-1} + r DROUGHT\end{aligned}\quad (A)$$

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 هم جمعی 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). بنا براین 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  $0 = d_1 = d_2 = d_3 = d_4 = d_5 = d_6 = d_7$  در معادله ۸ از آزمون والد و آماره F استفاده شد. گام دوم، تخمین کشش‌های روابط بلندمدت و تعیین مقادیر آنهاست. البته این گام تنها در صورتی اجرا می‌شود که در گام اول، وجود رابطه بلندمدت تأیید شده باشد. سرانجام در گام سوم، کشش‌های کوتاه‌مدت از ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای ARDL به دست می‌آیند. ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای UECM نشان‌دهنده کشش‌های کوتاه‌مدت هستند (۲۴).

دوره زمانی مورد مطالعه شامل سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۶۰ می‌باشد. در این پژوهش بهره‌وری کل عوامل تولید با به کارگیری ضرایب کشش برآورده شده توسط مهرآرا و احمدزاده (۲۵) و با استفاده از شاخص دیویژیا محاسبه گردید. همچنین مقدار حمایت‌های دولت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی از پایان‌نامه مهرپرور حسینی (۲۶) استخراج شد. سایر داده‌ها از آمارهای سری زمانی منتشر شده بانک مرکزی، معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری، بانک جهانی و سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد گردآوری شد. در پژوهش حاضر به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد الگو از نرم‌افزارهای Excel 2013 و Eviews 9 استفاده شده است.

### نتایج و بحث

به منظور استفاده از آزمون کرانه‌ها 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 می‌باشد. 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.

**جدول ۱. نتایج آزمون مانابی متغیرهای مورد مطالعه**

| متغیر   | با عرض از مبدأ و روند |                  |                  |              |
|---------|-----------------------|------------------|------------------|--------------|
|         | آماره محاسبه شده      | با عرض از مبدأ   |                  |              |
|         |                       | آماره بحرانی     | آماره محاسبه شده |              |
| ایستایی | سطح                   | آماره محاسبه شده | آماره بحرانی     | متغیر        |
| I(1)    | -۳/۵۶۳                | -۲/۶۰۵           | -۲/۹۶۰           | -۲/۷۶۴ LTFP  |
|         | -۳/۵۶۸                | -۶/۸۵۹           | -۲/۹۶۴           | -۶/۴۵۸ DLTFP |
| I(1)    | -۳/۵۶۳                | -۱/۶۷۶           | -۲/۹۶۰           | -۱/۷۰۶ LSI   |
|         | -۳/۵۶۸                | -۷/۲۴۲           | -۲/۹۶۴           | -۷/۱۹۰ DLSI  |
| I(1)    | -۳/۵۶۸                | -۴/۰۱۵           | -۲/۹۶۰           | -۲/۹۹۷ LEX   |
|         | -۳/۵۸۱                | -۵/۶۴۶           | -۲/۹۶۴           | -۵/۷۸۸ DLEX  |
| I(0)    | -۳/۵۸۷                | -۴/۰۶۰           | -۲/۹۶۰           | -۵/۰۳۱ LTL   |
| I(1)    | -۳/۵۶۳                | -۳/۱۷۸           | -۲/۹۶۰           | -۰/۸۹۲ PSE   |
|         | -۳/۵۶۸                | -۶/۲۱۲           | -۲/۹۶۴           | -۶/۱۸۱ DPSE  |
| I(1)    | -۳/۵۶۳                | -۲/۵۵۸           | -۲/۹۶۰           | -۲/۳۲۷ LTT   |
|         | -۳/۵۶۸                | -۷/۲۶۱           | -۲/۹۶۴           | -۷/۳۹۶ DLTT  |
| I(0)    | -۳/۵۶۳                | -۴/۱۱۴           | -۲/۹۶۰           | -۲/۰۲۰ LSIL  |
|         |                       |                  | -۲/۹۶۴           | -۸/۱۷۴ DLSIL |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون مانابی متغیرهای مورد مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید، تنوع فعالیت‌ها، سرمایه انسانی و شاخص آزادسازی تجاری ابلاشته 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 مانابی استفاده از

### بررسی ارتباط بین ..... .....

رویکرد ARDL بلامانع 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 بوای مدل با عرض از مبدأ غیرمحدود 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 | ۲/۱۵ | ۴/۴۳ |

مأخذ: (۲۷)

روش آزمون کرانه‌ها با برآورد رابطه آغاز می‌شود. برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی، در برآورد این رابطه حداکثر وقهه برابر با دو در نظر گرفته شد و در انتخاب وقهه بهینه از معیار شوارتز بیزین استفاده گردید. پس از برآورد، آزمون‌های مرتبط با فرض کلاسیک صورت پذیرفت که نتایج، برقراری تمامی فروض کلاسیک (عدم خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن اجزای اخلاق 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

| متغیر                | LSI     | PSE | LEX | LSIL | C | DROUGHT | ضرایب آماره t سطح معنی‌داری | خطای معیار آماره t | سطح معنی‌داری         |
|----------------------|---------|-----|-----|------|---|---------|-----------------------------|--------------------|-----------------------|
| شاخص تنوع فعالیتها   |         |     |     |      |   |         | ۰/۰۰۰                       | ۶/۰۲               | ۲/۶۰                  |
| شاخص مکانیزاسیون     | LTL     |     |     |      |   |         | ۰/۰۰۰                       | ۹/۷۵               | ۰/۰۴                  |
| حدایت از تولید کننده | PSE     |     |     |      |   |         | ۰/۷                         | ۰/۳۹               | ۰/۳۲×۱۰ <sup>-۹</sup> |
| شاخص آزادسازی تجاری  | LTT     |     |     |      |   |         | ۰/۰۰۱                       | ۴/۰۴               | ۰/۰۳                  |
| شاخص سرمایه انسانی   | LEX     |     |     |      |   |         | ۰/۸۷۵                       | ۰/۱۶               | ۰/۱                   |
| زیرساخت‌های کشاورزی  | LSIL    |     |     |      |   |         | ۰/۰۰۳                       | ۳/۳۶               | ۰/۳۱                  |
| عرض از مبدأ          | C       |     |     |      |   |         | ۰/۰۰۰                       | -۴/۱۵              | ۱/۱                   |
| خشکسالی              | DROUGHT |     |     |      |   |         | ۰/۰۰۰                       | -۵/۶               | ۰/۰۵                  |

$$F = ۱۷۰/۵۲$$

$$R^2 = ۰/۹۸$$

| فرض                       | نام آزمون   | مقدار | سطح   | محاسباتی معنی‌داری |
|---------------------------|---|-------|-------|--------------------|
| عدم وجود خودهمبستگی       | آزمون بروش - گادفری <sup>۱۵</sup>                       | ۰/۰۸۸ | ۰/۷۶۷ | -                  |
| نرمال بودن اجزای اخلاق    | آزمون جارک - بر <sup>۱۶</sup>                           | ۰/۴۹  | ۰/۴۸۲ |                    |
| عدم وجود واریانس ناهمسانی | آزمون بروش - پاگان <sup>۱۷</sup> - گادفری <sup>۱۸</sup> | ۰/۳۳  | ۰/۵۶۶ |                    |
| عدم وجود تورش تصريح       | آزمون رمزی <sup>۱۸</sup>                                | ۰/۳۳  | ۰/۵۶۶ |                    |

مأخذ: یافته‌های تحقیق (\*\* معنی‌داری 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 اخلاق 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  $15/67$  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  $0/43$  درصد افزایش می‌یابد. ضریب برآورده 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  $0/14$  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  $1/04$  درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر مجازی خشکسالی نیز نشان داد که بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیر منفی و معنی‌داری از وقوع خشکسالی در سال‌های  $1378$ ،  $1379$ ،  $1380$  و  $1387$  پذیرفته است. علاوه بر این، در الگوی برآورده شده، ضرایب شاخص حمایت از تولید کننده بخش کشاورزی و تشکیل سرمایه انسانی، که یانگر 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 خطای استفاده شد. ضریب تصحیح خطای 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 خطای 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  $-0/61$  به دست آمد و این یعنی در هر دوره ۶۱ درصد از عدم تعادل در بهره‌وری کل عوامل تولید تعديل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود که نشان‌دهنده سرعت نسبتاً بالای فرایند تعديل 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 خطای**

| متغیر    | ضرایب                  | خطای معیار           | آماره t | سطح معنی‌داری |
|----------|------------------------|----------------------|---------|---------------|
| DLSI     | $9/59^{***}$           | $1/87$               | $5/12$  | $0/000$       |
| DLTL     | $0/27^{***}$           | $0/06$               | $4/5$   | $0/000$       |
| DPSE     | $0/77 \times 10^{-10}$ | $0/2 \times 10^{-9}$ | $0/39$  | $0/701$       |
| DLTT     | $0/09^{***}$           | $0/02$               | $3/72$  | $0/001$       |
| DLEX     | $0/01$                 | $0/07$               | $0/16$  | $0/876$       |
| DLSIL    | $0/2$                  | $0/13$               | $1/56$  | $0/134$       |
| DC       | $-2/8^{***}$           | $0/67$               | $-4/17$ | $0/000$       |
| DDROUGHT | $-0/17^{***}$          | $0/02$               | $-7/47$ | $0/000$       |
| ECM(-1)  | $-0/61^{***}$          | $0/09$               | $-6/4$  | $0/000$       |

$R^2$

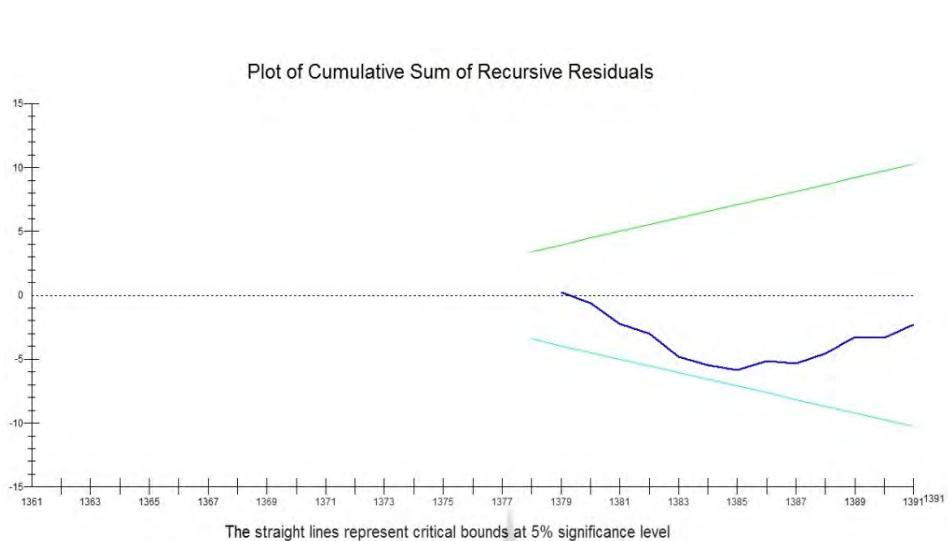
آماره F

آماره DW

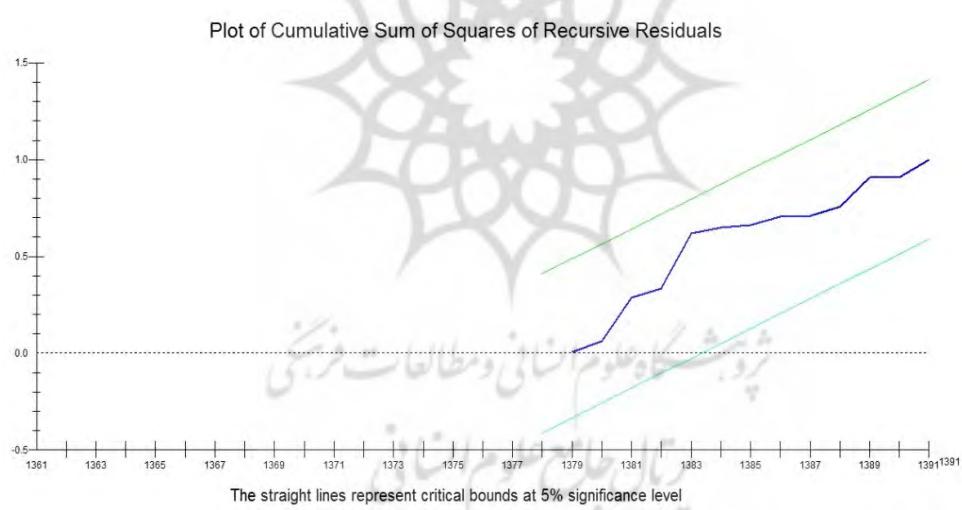
مأخذ: یافته‌های تحقیق (\*\* معنی‌داری در سطح ۰/۱)

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 باقیماندها (CUSUM)



نمودار ۲. نتایج آزمون مجموع تجمعی مرباعات باقیماندها (CUSUMQ)

همان‌طور که از نمودارها بر می‌آید، ضرایب برآورده 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 برآورد 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 این‌رو 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 آبیش به صورت آبی به افزایش سطح بهره‌وری کل عوامل تولید مبادرت ورزید. از این‌رو پیشنهاد می‌گردد که دولت با اعمال سیاست‌های همه‌جانبه یارانه‌ای در زمینه تجهیزات نوین انتقال و آبیاری از هدر رفت آب جلوگیری کرده و منابع آبی ناشی از این اقدام را در تبدیل اراضی کشاورزی آبیش به فاریاب به کار بگیرد. همچنین عدم معنی‌داری اثر شاخص حمایت از تولید کننده 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 معنی دار متغیر زیرساختی نسبت زمین های کشاورزی آبی از کل اراضی مشابه با نتیجه مطالعه پوچی و همکاران (۲۰) می باشد. در مورد متغیر تنوع فعالیت های کشاورزی و اثرگذاری مثبت و معنی دار 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 Abdollahnezjad, 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. Azarbaejani, 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).

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

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., Sheikhpoor, 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., Verhangen, 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.

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

21. Hardaker, J.B., Huirne, R.M.B., Anderson, J.R. and Lien, G. (2005). Cropping with risk in agriculture, 2<sup>nd</sup> 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.