



بررسی اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت عرضه توان کمباین و میزان تلفات غلات در ایران

با استفاده از الگوهای همگرایی خود توضیح با وقفه‌های گسترده

علی محمدی^۱، شاهین رفیعی^۲، علی رجیبی پور^۲

۱ و ۲- به ترتیب دانشجوی دکتری مکانیزاسیون کشاورزی و دانشیار گروه مهندسی ماشین‌های کشاورزی، دانشکده مهندسی

و فناوری کشاورزی، دانشگاه تهران

mohammadia@ut.ac.ir

چکیده

در این مطالعه ارتباط کوتاه مدت و بلند مدت بین عرضه توان کمباین و میزان تلفات غلات در ایران برای دوره زمانی ۸۵-۱۳۷۰ مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور الگوهای همگرایی خود توضیح با وقفه‌های گسترده و الگوی تصحیح خطا، مورد استفاده قرار گرفت. داده‌های به کار رفته از مرکز توسعه مکانیزاسیون وزات جهاد کشاورزی و سازمان خواروبار جهانی تهیه شد. نتایج استخراج شده نشان داد که اثر عرضه توان کمباین روی میزان تلفات غلات برای هر دو دوره کوتاه مدت و بلند مدت منفی می باشد. ضرایب مربوط به عرضه توان دوره کوتاه مدت (۰/۲۸-) و بلند مدت (۰/۳۴-) با یک وقفه در سطح احتمال یک درصد معنی دار شد. در نهایت الگوی تصحیح خطا (ECM) برای نشان دادن اثر شوک‌های وارده به عملکرد ناشی از تغییرات مکانیزاسیون مرحله برداشت برآورد گردید. نتایج نشان می‌دهد که تعدیل شوک در این الگوها با سرعت کمی صورت می‌گیرد.

واژه‌های کلیدی: عرضه توان کمباین، رابطه کوتاه مدت، رابطه بلندمدت، غلات

مقدمه

وسعت کشور پهناور ایران، ۱۶۵ میلیون هکتار است که ۱۸ میلیون هکتار آن در چرخه تولید محصولات کشاورزی قرار دارد تا نیاز حدوداً ۷۵٪ جمعیت را تأمین نماید. غلات در این میانه به عنوان مهمترین محصول، چه از نظر ماده غذایی و چه از نظر سیاست استقلال کشاورزی، جایگاه ویژه‌ای دارند. یکی از موضوعاتی که در سال‌های اخیر در این زمینه مورد بحث و بررسی قرار گرفته، مسئله تلفات غلات از تولید تا مصرف و ارائه راهکارهایی به منظور جلوگیری از آن به ویژه در مرحله برداشت توسط ماشینهای برداشت غلات (کمباین) بوده است. تأکید بر این موضوع با تأکید بر افزایش تولید غلات همسان گردیده است. این گونه تلفات در هنگام برداشت را گاه حتی ۲۰٪ نیز گزارش نموده‌اند (بی نام، ۱۳۷۲).

ازسوی دیگر در حالیکه بعضی از کشورها به عملکرد ۹ تن درهکتار رسیده‌اند، عملکرد متوسط غلات در سال ۱۳۷۰، ۱۵۰۸۰ کیلوگرم اعلام گردیده است این آمار در سالهای ۱۳۸۰ و بعد از آن رو به افزایش بوده و در سال ۱۳۸۵ به متوسط ۲۵۶۲۲ کیلوگرم رسیده است (بی نام، ۱۳۸۵). لذا با توجه به استراتژی وزارت جهاد کشاورزی و همچنین محوریت این محصولات و یارانه فوق‌العاده بالایی که دولت بدین منظور اختصاص می‌دهد و فرهنگ حرمت غلات (بوژه گندم) در بین مردم، لزوم پی‌گیری‌های علمی و پژوهش در زمینه کاهش این گونه تلفات و ضایعات احساس می‌شود. از طرفی دیگر برداشت مکانیزه غلات، هدف دیرینه کشاورزان بوده است. هدف از عملیات برداشت جمع‌آوری به موقع دانه‌ها و جداسازی آنها از قسمت‌های دیگر محصول با کمترین میزان تلفات و حداکثر کیفیت می‌باشد. در این راستا انتخاب روش و ادوات مناسب برداشت بستگی به نوع محصول، روش کاشت و شرایط اقلیمی دارد (سیرواستا^۱ و همکاران، ۱۹۹۰). در زمینه میزان تلفات غلات و بهینه‌سازی ماشین برداشت کمباین در مرور منابع تحقیقات زیادی انجام شده است.

مطالعه‌ای به منظور ارزیابی میزان تلفات در روش‌های مختلف برداشت، در استان خوزستان انجام شد. این آزمایش در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی و به روش کرت‌های خرد شده در سه تکرار اجرا گردید. کرت‌های اصلی روش‌های برداشت شامل نوار کردن در رطوبت ۳۵٪ دانه و برداشت توسط کمباین در رطوبت ۱۰٪ دانه، برداشت مستقیم دو مرحله‌ای توسط کمباین در رطوبت‌های ۱۵٪ و ۱۰٪ دانه، برداشت مستقیم توسط کمباین در رطوبت ۱۵٪ دانه و برداشت مستقیم توسط کمباین بود. نتایج نشان داد که میزان تلفات در روش‌های برداشت و ارقام و اثرات متقابل آن معنی‌دار می‌باشد. کمترین و بیشترین میزان تلفات کمباین به ترتیب در روش برداشت محصول نوار شده (۳/۸ درصد) و برداشت در رطوبت ۱۵ درصد (۲۳/۲ درصد) بودند (افضلی و شیخ داوودی، ۱۳۸۷). مرواریدی و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه خود به بررسی ضایعات در برداشت ذرت دانه‌ای بوسیله کمباین و ارائه الگوی مناسب در شرایط اقلیمی استان خوزستان پرداختند. فواد^۲ و همکاران (۱۹۹۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان "عملکرد دو نوع مختلف کمباین در برداشت برنج در مصر"، موضوع‌هایی مانند افت دانه در قسمت‌های مختلف کمباین، ظرفیت مزرعه‌ای و هزینه‌ی برداشت و شرایط مناسب کاری هر کمباین، رقم برنج، رطوبت ساقه برنج و سرعت کمباین را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش سرعت پیشروی کمباین از ۰/۹ به ۲/۳ کیلومتر در ساعت، افزایش معنی‌داری در تلفات دیده نمی‌شود. ولی با افزایش سرعت به ۳/۲ کیلومتر در ساعت افزایش تلفات دانه معنی‌دار خواهد شد. در برداشت زودهنگام برنج، تلفات استوانه‌کوبنده حدود ۶۶ درصد کل تلفات است. شرادین و قولان^۳ (۱۹۹۱) تاثیر ساعت و تاریخ برداشت را روی تلفات دانه گندم در پاکستان مطالعه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که کمترین تلفات در ساعت ۸-۱۲ صبح است. و نیز اینکه تا ۱۰ روز بعد از زمان مناسب، تلفات کم ولی بعد از آن برداشت باعث تلفات می‌شود. مهد^۴ و همکاران (۱۹۹۷) تلفات گندم به هنگام برداشت با کمباین را در سودان بررسی و پارامترهای سرعت پیشروی، سرعت دورانی کوبنده، میزان باز بودن الک‌ها، تنظیم بودن پنکه و رطوبت دانه را اندازه‌گیری کردند. نتایج تحقیقات آنان نشان می‌دهد که ۵۵ کمباین مورد مطالعه، به‌طور یکسان تنظیم نبوده‌اند و متوسط تلفات اندازه‌گیری شده در سال اول ۱۲/۷ درصد بوده است. اندروز^۵ و همکاران (۱۹۹۳) در مطالعه‌ای تحت عنوان اثر پارامترهای کاری کمباین روی تلفات برداشت و کیفیت برنج در فیلیپین، تلفات برداشت برنج را در شرایط

¹ Sirvastava

² Fouad

³ Sheraddin & Ghulan

⁴ Mohd

⁵ Andrews

مختلف کاری آزمایش و نمونه هایی از خروجی دانه‌ی تمییز در مخزن، قسمت الک و کوبنده را به طور جداگانه یا همزمان برداشت کردند. نتایج نشان می‌دهد که حجم ورود ساقه و خوشه‌ی درو شده به کوبنده مهمترین عامل موثر در تلفات برداشت است و نسبت مجموع دانه و کاه به دانه نیز دومین عاملی است که در میزان افت موثر است.

تحلیل متغیرها به روش همگرایی یکی از جدیدترین ابزارهای اقتصادسنجی است که اولین بار توسط انگل و گرانجر⁶ (۱۹۸۷) مطرح شد، این روش تحلیل، می‌تواند ارتباط بین متغیرها را در سری‌های زمانی (کوتاه مدت و بلند مدت) بررسی کند. در سال‌های اخیر این الگو توسط پژوهشگران و اقتصاددانان بسیار مورد توجه قرار گرفته است. غدیریانفر (۱۳۸۸) در قسمتی از مطالعه خود ارتباط کوتاه مدت و بلند مدت بین عرضه توان تراکتور و عملکرد غلات در ایران برای دوره زمانی ۸۳-۱۳۷۰ مورد بررسی قرار داد. برای این منظور الگوهای همگرایی خود توضیح با وقعه‌های گسترده و الگوی تصحیح خطا، مورد استفاده قرار گرفت.

هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطه کوتاه مدت و بلندمدت میزان توان عرضه شده کمباین با میزان تلفات غلات در ایران برای یک دوره پانزده ساله ۸۵-۱۳۷۰ است.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه بررسی رابطه بین عرضه توان کمباین که بخش عمده‌ای از کشاورزی ایران را شامل می‌شود (بیش از ۷۰ درصد سطح زیر کشت)، با میزان تلفات غلات را بررسی کرده و با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM)^۷، زمانی را که طول خواهد کشید تا اثر عوامل ناگهانی موثر بر عرضه توان کمباین تعدیل گردد، تخمین زده می‌شود. به منظور بررسی روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل الگو، می‌توان از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. الگوهای تصحیح خطا، نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی درازمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند (پرمن و استرن^۸، ۲۰۰۳). در صورتی که متغیرهای الگو همجمع باشند (مفهوم همجمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبنای نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلند مدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی ناپایا باشند اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای که تفاضل بین آن‌ها پایا است)، جمله پسماند رابطه کوتاه مدت، جمعی از مرتبه صفر (ایستا) خواهد بود و در نتیجه می‌توان ضرایب الگوی تصحیح خطا را بدون هراس از به دست آوردن یک رگرسیون کاذب به روش OLS (حداقل مربعات معمولی)، برآورد کرد و از آماره‌های F و t در آزمون الگو استفاده کرد. اما در حالتی که متغیرهای الگو، جمعی از مرتبه صفر و یک باشند، دیگر نمی‌توان از الگوی تصحیح خطا در برآورد ضرایب رابطه کوتاه مدت بهره جست. با این حال، به علت وجود محدودیت‌های موجود در استفاده از روش‌های انگل-گرانجر و الگوی ECM و همچنین برای اجتناب از نواقص موجود در این مدل‌ها، از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و عدم توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری، روش‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این رابطه می‌توان به رهیافت ARDL^۹ اشاره نمود (پسران^{۱۰} و پسران، ۱۹۹۷). در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها، که در

⁶ Engle and Granger

⁷ Error Correction Model

⁸ Perman and Stern

⁹ Auto Regressive Distributed Lag

¹⁰ Pesaran

روش انگل-گرنجر ضروری است، نیازی نیست (نوفرستی، ۱۳۸۷). همچنین، این روش الگوهای بلندمدت و کوتاه مدت در مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع می‌کند. لذا، تخمین‌های روش ARDL، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درونزایی، ناریب و کارا هستند (سیدیکی^{۱۱}، ۲۰۰۰). روش ARDL شامل دو مرحله است. در مرحله اول وجود رابطه بلند مدت میان متغیرهای تحت بررسی با استفاده از آماره F برای آزمون معنی‌دار بودن متغیرهای با وقفه در مدل تصحیح خطا، بررسی می‌گردد. مرحله دوم تحلیل، شامل تخمین ضرایب رابطه بلند مدت و انجام استنباط‌های لازم در مورد این ضرایب می‌باشد.

جهت تصمیم‌گیری در مورد رد و یا عدم رد فرضیات صفر بایستی مقدار F محاسباتی را با آماره F که توسط پسران و پسران (۱۹۹۷) محاسبه شده است، مقایسه نمود. در صورتی که مقدار F محاسباتی بزرگتر از حد بالایی F باشد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت، رد می‌شود. برعکس هنگامی که مقدار F محاسباتی کمتر از حد پایینی F باشد نمی‌توان فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه را رد کرد. در صورتی که مقدار F محاسباتی در محدوده مابین این دو مقدار (حد بالایی و حد پایینی F) قرار گیرد، وجود رابطه بلند مدت، غیر قابل تعیین بوده و نمی‌توان با قطعیت اظهار نظر نمود. در ادامه به منظور بررسی روابط کوتاه مدت بین متغیرها می‌توان از الگوهای تصحیح خطا استفاده نمود.

در صورتی که تعدادی از متغیرها در سطح صفر پایا و بعضی دیگر با یک بار تفاضل‌گیری پایا شوند، می‌توان برای بررسی رابطه بین متغیرها از الگوی ARDL بهره گرفت (بالتاگی و کائو^{۱۲}، ۲۰۰۰). یک متغیر سری زمانی، وقتی پایا است که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت بماند (نوفرستی، ۱۳۷۸). الگوی یاد شده توانایی برآورد اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را دارد. الگوی ARDL تعمیم یافته به شرح زیر است:

$$\alpha(L, p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i(L, p)x_{it} + u_t \quad (1)$$

که در رابطه فوق α_0 عرض از مبداء، y_t متغیر وابسته، x_{it} متغیر توضیحی (مستقل)، t تعداد سال‌های مورد مطالعه و L عملگر وقفه^{۱۳} می‌باشد. با توجه به رابطه فوق الگوی ARDL را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$SL_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^f \lambda_k SL_{t-k} + \sum_{i=1}^n \beta_i P_{t-i} + \omega_0 P_t + \gamma_0 T + u_{1t} \quad (2)$$

در رابطه بالا f و n تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیرهای توضیحی، SL_t ، میزان تلفات کل غلات (تن)، P_t عرضه توان کمباین (اسب بخار)، k ، تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و β_i ، ω_0 و λ_k ضرایب برآورد شده می‌باشند. در بلندمدت مقادیر متغیرهای وابسته و مستقل به ازای وقفه‌های متفاوت برابر با یکدیگر است. رابطه‌ی درازمدت الگوی مورد نظر را می‌توان به صورت زیر بیان کرد (پسران و همکاران، ۱۹۹۶):

$$SL_t = \phi_0 + \phi_1 P_t + \gamma_1 T + u_{2t} \quad (3)$$

¹¹ Siddiki

¹² Baltagi and Kao

¹³ Lag Operator

معادله تصحیح خطای الگوی ARDL فوق به صورت زیر نوشته می‌شود (نارایان و نارایان^{۱۴}، ۲۰۰۵):

$$\Delta SL_t = \Delta \alpha_0 + \sum_{k=1}^f \lambda_k \Delta SL_{t-k} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta P_{t-i} + \gamma_0 \Delta T + \theta_0 ECM_{t-1} + u_{3t} \quad (4)$$

که در رابطه بالا Δ ، عملگر تفاضل^{۱۵}، λ_k و β_i ضرایب رگرسیون برآورد شده از رابطه ۲ می‌باشند. ECM که بیانگر جزء تصحیح خطا بوده را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$ECM_t = SL_t - \phi_0 - \phi_1 P_t \quad (5)$$

ضریب جزء تصحیح خطا (ϕ) سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. لازم به توضیح است که در گام اول وجود رابطه درازمدت بین متغیرهای الگو مورد مطالعه قرار می‌گیرد. در این راستا از آزمون زیر استفاده می‌شود:

$$H_0: \sum_{k=1}^f \lambda_k - 1 \geq 0 \quad (6)$$

$$H_1: \sum_{k=1}^f \lambda_k - 1 < 0$$

براساس رابطه شوارتز بیزین تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته تعیین می‌شود، لذا محاسبه این آزمون به صورت زیر خواهد بود:

$$\tau = \frac{\sum_{k=1}^f \hat{\lambda}_k - 1}{\sum_{k=1}^f \sigma_{\lambda_k}} \quad (7)$$

که در آن k بیانگر تعداد وقفه‌های متغیر وابسته است. با توجه به کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) (به نقل از نوفرستی، ۱۳۷۸)، در سطوح مختلف اطمینان می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تسهیلات وجود دارد یا خیر. در برآورد این ضرایب ابتدا باید درجه همجمعی متغیرها با کمک شاخص‌های آکایک^{۱۶} یا شوارتز بیزین^{۱۷} مشخص گردد و سپس با استفاده از OLS، ضرایب یاد شده محاسبه گردند. الگوهای انتخابی در دوره مورد مطالعه با استفاده از نرم افزارهای Shazam 9.0 و Microfit 5.0 تخمین زده شد. سطح مکانیزاسیون مرحله برداشت و توان کمباین موجود در کشاورزی ایران بر اساس داده‌های مرکز توسعه مکانیزاسیون ایران و بر اساس تعداد کمباین‌های موجود و توزیعی توسط این مرکز از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۸۵ به دست آمد. همچنین میزان تلفات غلات نیز از سایت خواروبار جهانی (FAO, 2009) و وزارت جهاد کشاورزی به دست آمد.

¹⁴ Narayan

¹⁵ Difference Operator

¹⁶ Akaike

¹⁷ Schwarz

نتایج و بحث

داده‌های به کار رفته در این بخش به صورت سری زمانی و شامل سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ می‌باشد. جهت بررسی پایایی سری‌های به کار رفته در الگوی برآوردی از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته^{۱۸} استفاده گردید. بر این اساس طول وقفه بهینه با استفاده از آماره آکایک تعیین گردید. نتایج مربوط به آزمون پایایی متغیرهای مورد استفاده در جدول ۱ آمده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، مقادیر بحرانی ارائه شده کمتر از مقادیر محاسبه شده است، بنابراین مقادیر یاد شده در مقایسه با مقادیر بحرانی بیانگر پایایی تفاضل مرتبه اول سری‌های فوق است. از این رو می‌توان الگوی ARDL را برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای الگو، به کار برد. لازم به ذکر است که از میان انواع الگوهای موجود، الگوی خطی با توجه به معیارهای انتخاب مدل، به عنوان الگوی مناسب، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد الگوی ARDL کوتاه مدت به شرح جدول ۲ است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته برای میزان تلفات غلات و عرضه توان کمباین

شرح	میزان تلفات غلات	عرضه توان کمباین
متغیر	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول
آماره آکایک	۱۶/۲۷	۴/۴۸
طول وقفه	۱	۱
مقدار محاسباتی	-۳/۱۹*	-۳/۳۱*
مقدار بحرانی	-۲/۵۷	-۲/۵۷

* معنی‌داری در سطح احتمال پنج درصد

همان‌طور که در جدول ۲ مشخص است، ضرایب مربوط به عرضه توان کمباین با یک وقفه در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار شده است. این بدان معنی است که میزان تلفات غلات علاوه بر عرضه توان در سال جاری با عرضه توان در سال گذشته نیز در ارتباط می‌باشد. ضریب عرضه توان با یک وقفه (۰/۱۵-) در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار شده است. متغیر زمان در طول دوره مورد مطالعه اثر معنی‌داری نشان نداد. علامت منفی ضریب عرضه توان بیانگر این است که با افزایش مقدار عرضه شده کمباین، میزان تلفات غلات کاهش می‌یابد. بطوریکه با افزایش عرضه توان به میزان یک اسب بخار، میزان تلفات غلات به میزان ۰/۲۸ تن کاهش خواهد یافت. همان‌گونه که مشاهده می‌شود بیش از ۸۷ درصد رفتار تلفات غلات توسط میزان عرضه توان کمباین و سایر متغیرهای در نظر گرفته شده توضیح داده می‌شود. این میزان بالای آماره ضریب \bar{R}^2 به دلیل ماهیت سری زمانی داده‌های مورد استفاده است.

¹⁸ Augmented Dicky - Fuller

جدول ۲- نتایج برآورد الگوی $ARDL(1,1)$ برای رابطه کوتاه مدت عرضه توان کمباین و تلفات غلات

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
$SL_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^f \lambda_k SL_{t-k} + \sum_{i=1}^n \beta_i P_{t-i} + \omega_0 P_t + \gamma_0 T + u_{1t}$ Model 1:			
تلفات غلات با یک وقفه - $SL(-1)$	۰/۰۹**	۰/۰۳۸	۲/۱۲
عرضه‌ی توان کمباین با یک وقفه - $P(-1)$	-۰/۱۵*	۰/۰۴۱	-۲/۳۷
عرضه‌ی توان کمباین - P	-۰/۲۸**	۰/۰۵۶	-۳/۰۶
زمان - T	۳۸۰۱/۲۰	۱۴۱۵/۲۷۲	۰/۷۴
عرض از مبدأ α_0 -	۷۲۲۱۰/۸۶**	۵۱۱۲/۴۶۰	۳/۵۱
	۲/۰۹		
	Durbin-Watson		
	۰/۸۷		
	\bar{R}^2		
	۱۴/۹۰		
	F		

** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح احتمال یک و پنج درصد

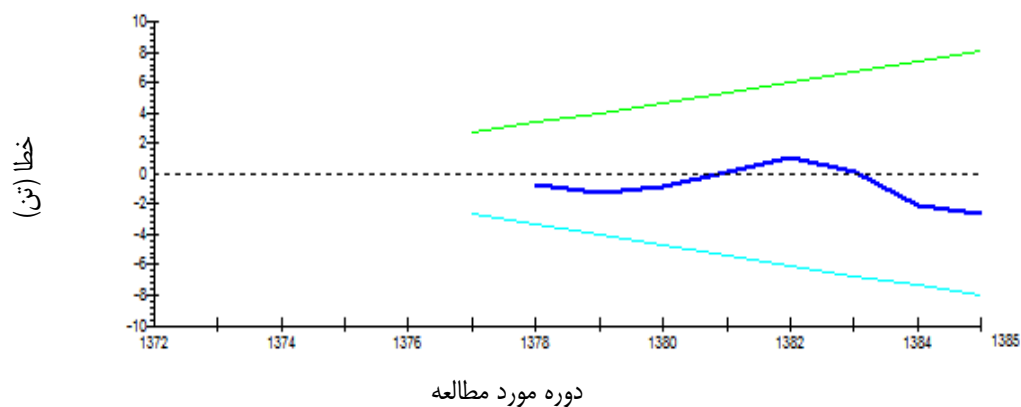
با استفاده از جدول ۲، چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. برای انجام آزمون همجمعی از رابطه ۷ استفاده شد. با توجه به آنکه براساس رابطه شوارتز بیزین تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته تنها یک وقفه است، لذا محاسبه این آزمون به صورت زیر می‌باشد:

$$\tau = \frac{\hat{\lambda}_i - 1}{\sigma_{\hat{\lambda}_i}} = \frac{0.09 - 1}{0.038} = -23.94$$

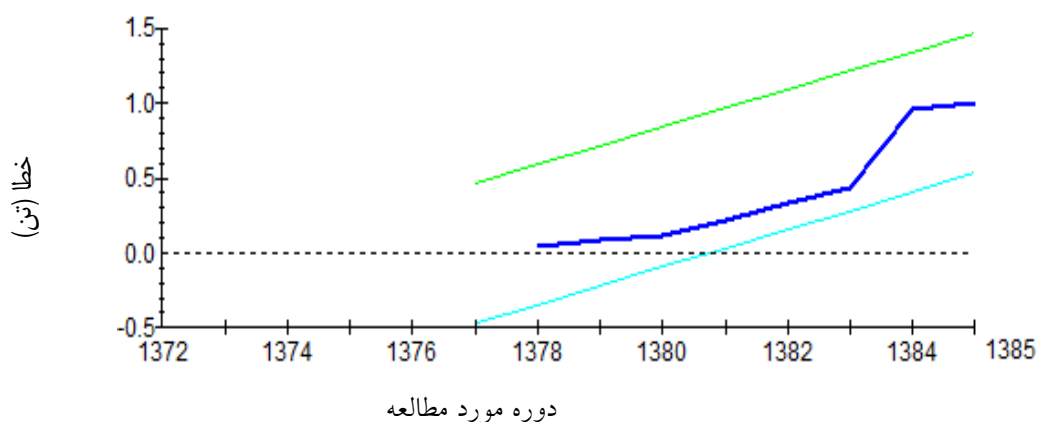
از آنجایی که کمیت بحرانی ارائه شده توسط برنجی و همکاران (۱۹۹۲) (نوفروستی، ۱۳۷۸)، در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۰ درصد به ترتیب حدود $-3/64$ و $-3/24$ می‌باشد، لذا نتیجه گرفته می‌شود که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه در سطح ۹۵ درصد وجود دارد. برای آزمون عدم همخطی و خودهمبستگی در مدل از آزمون دوربین-واتسون استفاده شد (گوجاراتی^{۱۹}، ۱۹۹۵)، که با توجه به مقدار این آزمون (۲/۰۹) در مدل، همخطی و خودهمبستگی وجود ندارد. از این رو ضرایب برآورد شده قابل اطمینان می‌باشند. تغییر ساختاری در داده‌ها توسط آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ بررسی گردید، همان طور که در شکل‌های ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، طی دوره مورد مطالعه تغییر ساختاری

¹⁹ Gujarati

وجود ندارد. در این شکل‌ها، خطوط مستقیم بیانگر مرزهای بحرانی در سطح احتمال پنج درصد است و از آنجا که خط منحنی (مقادیر خطا)، خطوط بحرانی را قطع نکرده‌اند، پس مقادیر خطا^{۲۰} پایا هستند. لذا یک رابطه تعادلی بلند مدت، بین متغیرهای الگو برقرار است.



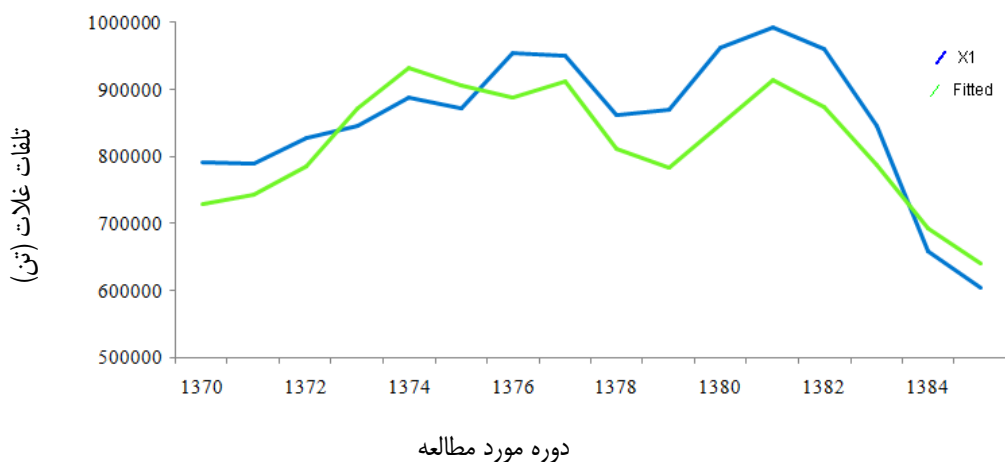
شکل ۱: آزمون CUSUM برای تغییر ساختاری در داده‌های مورد استفاده



شکل ۲: آزمون CUSUMQ برای تغییر ساختاری در داده‌های مورد استفاده

همان‌طور که در شکل ۳ ملاحظه می‌شود، الگوی مذکور متناسب با مقادیر واقعی بوده و توانسته مقادیر واقعی را به خوبی پیش‌بینی نماید. با توجه به این شکل، مشاهده می‌شود که مقادیر برآوردی (رنگ سبز) به خوبی منطبق با مقادیر واقعی عملکرد غلات (رنگ آبی) می‌باشند. همچنین با توجه به آزمون‌های انجام شده در الگو که در جدول ۳ آمده است، مدل به لحاظ خودهمبستگی، نرمال بودن اجزای اخلاص و شکل تبعی مناسب مدل، از شرایط کاملاً مناسبی برخوردار است. با اثبات شدن رابطه بلند مدت، الگوی ARDL بلندمدت برآورد گردید. نتایج در جدول ۴ مشاهده می‌شود. با توجه به نتایج استخراج شده بطور کلی رابطه بین عرضه توان کمباین و میزان تلفات غلات در ایران در بلندمدت منفی ولی معنی‌دار در سطح احتمال یک درصد می‌باشد. کشش عرضه توان کمباین در بلندمدت $-0/34$ حاصل شد نشان دهنده آنست که یک واحد افزایش در عرضه توان کمباین (اسب بخار)، $0/34$ واحد (تن) تلفات غلات در کشور کاهش می‌یابد. اثر متغیر زمان $(4163/79)$ بر روی تولید تلفات غلات مثبت و غیر معنی‌دار بدست آمد.

²⁰ Residual



شکل ۳: آزمون برازش مناسب الگوی پیش بینی شده با الگوی واقعی

جدول ۳. آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلال عملکرد غلات

آزمون	درجه آزادی	مقدار آماره χ^2	(p- value)
خود همبستگی	۱	۰/۶۶	۰/۳۲
شکل تبعی تابع	۱	۲/۱۹	۰/۸۴
نرمال بودن	۲	۱/۲۱	۰/۵۷
ناهمسانی واریانس	۱	۱/۷۴	۰/۱۸

با توجه به وجود همجمعی بین متغیرهای اقتصادی بکار رفته در این مطالعه، می‌توان از الگوهای تصحیح خطا (ECT) استفاده کرد. این الگو نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت بین آنها ارتباط می‌دهد (پسران و همکاران، ۱۹۹۶). در جدول ۵ نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا عرضه توان کمباین و میزان تلفات غلات مشاهده می‌شود.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد رابطه درازمدت عرضه توان کمباین و میزان تلفات غلات

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
عرضه توان کمباین - P	-۰/۳۴*	۰/۱۲	-۳/۸۴
زمان - T	۴۱۶۳/۷۹	۱۵۰۷/۳۶	۰/۴۱
عرض از مبدأ - ϕ_0	۷۷۲۸۴/۳۳*	۵۴۷۲/۶۹	۱۰/۵۷

* معنی‌داری در سطح احتمال یک درصد

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا عرضه توان کمباین و میزان تلفات غلات

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
	$\text{Model 3: } \Delta SL_t = \Delta \alpha_0 + \sum_{k=1}^f \lambda_k \Delta SL_{t-k} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta P_{t-i} + \gamma_0 \Delta T + \theta_0 ECM_{t-1} + u_{3t}$		
تفاضل مرتبه اول عرضه توان- $dP (-1)$	-۰/۲۸*	۰/۰۵۶	-۳/۰۶
تفاضل مرتبه اول زمان- dT	۳۸۰/۲۰	۱۴۱۵/۲۲	۰/۷۴
تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ- $d \alpha_0$	۷۲۲۱۰/۸۶*	۵۱۱۲/۴۶	۳/۵۱
جزء تصحیح خطا- $ECT (-1)$	-۳۹۲*	۰/۱۰۳۶۶	-۳/۲۷۴
	۲/۱۴		
	Durbin-Watson		
	۰/۷۲		
	\bar{R}^2		
	۵/۹۱		
	F		

* معنی‌داری در سطح احتمال یک درصد

با توجه به جدول ۵، الگوی تصحیح خطا برآورد شده (-۳۹۲) و در سطح یک درصد اختلاف معنی‌دار نشان داد و علامت آن منفی می باشد. این ضریب بیانگر آن است که در هر سال در حدود ۳۹/۲ درصد از عدم تعادل یک دوره میزان تلفات غلات ایران در دوره بعد تعدیل می پذیرد. به عبارتی دیگر چنانچه شوکی در عرضه توان کمباین وارد شود، در هر سال حدود ۳۹/۲ درصد آن تعدیل می گردد و حدود دو سال و شش ماه زمان نیاز خواهد بود تا اثر این شوک بطور کامل جبران شود. لذا، تعدیل به سمت تعادل به کندی صورت می گیرد. مقدار آزمون دوربین- واتسن و ضریب تعیین تعدیل شده \bar{R}^2 به ترتیب ۲/۱۴ و ۰/۷۲ بدست آمد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

این مطالعه رابطه همجمعی بین عرضه توان کمباین و میزان تلفات غلات در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ را بررسی نمود. الگوهای خود رگرسیونی با وقفه توزیعی و تصحیح خطا جهت مطالعه رابطه همجمعی یاد شده مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان می دهد که میزان عرضه توان کمباین در کوتاه مدت و بلندمدت ارتباط منفی با میزان تلفات غلات کشور طی سال‌های مورد بررسی داشته است. که این موضوع نشان دهنده آنست که با افزایش عرضه توان کمباین، میزان تلفات غلات، به طور معنی داری کاهش پیدا می کند. از سوی دیگر ضریب جزء تصحیح خطا در این الگو بیانگر آن است که چنانچه شوکی در عرضه توان کمباین کشور پدید آید هر سال ۳۹/۲ درصد آن تعدیل خواهد یافت. با توجه به نتایج این

مطالعه، پیشنهاد می‌شود تا نسبت به مدیریت صحیح نهاده ماشین در کشاورزی ایران توجه بیشتری گردد. تشویق بیش از اندازه دولت در سال‌های اخیر برای کاشت گندم که از مهمترین غلات ایران است و در نتیجه به زیر کشت رفتن مزارعی برای تولید گندم که مناسب کاشت این محصول نبوده‌اند از موارد تاثیرگذار بر نتایج این مطالعه است. لذا توصیه می‌شود تا سیاستگذاران نسبت به هماهنگی بین ورود توان به کشاورزی ایران و اصلاح الگوی مصرف سایر نهاده‌ها از طریق کودهای مناسب، بذور اصلاح شده، روش‌های نوین آبیاری، عدم گسترش سطح زیر کشت غلات بدون مطالعه و از همه مهمتر ترویج شایسته‌ای برای کاربرد توان و دیگر تجهیزات نوین کشاورزی اهتمام ورزند.

منابع و مآخذ

- بی نام. ۱۳۷۲. بنگاه توسعه ماشینهای کشاورزی. گزارش ضایعات برداشت غلات وزارت کشاورزی.
- بی نام. ۱۳۸۵. آمارنامه وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۸۵. <http://www.maj.ir>.
- افضلی، س.م.ج. شیخ داوودی، م.ج. ۱۳۸۷. مقایسه میزان تلفات دانه در روش‌های مختلف برداشت ارقام دانه روغنی کلزا. پنجمین کنگره ملی مهندسی ماشین‌های کشاورزی و مکانیزاسیون. ۶ و ۷ شهریور، دانشگاه فردوسی مشهد.
- غدیریانفر، م. ۱۳۸۸. بررسی اثر عرضه توان تراکتور. پایان نامه کارشناسی ارشد. گروه مهندسی ماشین‌های کشاورزی. دانشگاه تهران.
- مرواریدی، ن. آسودار، م.ا. خادم الحسینی، ن. شمسی، ح. قاسمی نژاد، م. امیرپور، پ. ۱۳۸۸. بررسی ضایعات در برداشت ذرت دانه ای بوسیله کمباین و ارائه الگوی مناسب در شرایط اقلیمی استان خوزستان. پنجمین کنگره ملی مهندسی ماشین‌های کشاورزی و مکانیزاسیون. ۶ و ۷ شهریور، دانشگاه فردوسی مشهد.
- نوفرستی، م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، موسسه و خدمات فرهنگی رسا، تهران.
- Andrews, S.B. Siebenmorgen, T.J. Vories, E.D. & Lower, D.H. 1993. Effects of combine operating parameters on harvest loss and quality in rice. *Trance of the ASAE*, 36(6), 1599-1607.
- Baltagi, B.H. & Kao, C. 2000. "Nonstationary Panels Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey". TAMU working paper.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Erbaykal, E. 2008. Disaggregate energy consumption and economic growth: Evidence from Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, 20, 1450-2887.
- Food and Agriculture Organization (FAO). 2009. <www.fao.org>.
- Fouad, H.A. Tayel, S.S. & Hadad, Z.E. 1990. Performance of two different type of combines in harvesting rice in Egypt. *AMA*, 21(3), 17-22.
- Mohd, A.A. Omar, A.R, Mutasim, E.A. & Mamou, I.D. 1997. On farm evaluation of combine harvester losses in the Gezira Scheme in the Sudan. *AMA*, 28(2), 23-25.
- Narayan, P.K. & Narayan, S. 2005. Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modeling*, 22, 423-438.
- Perman, R. & Stern, D.I. 2003. "Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests that the Environmental Kuznets Curve Does Not Exist". *Australian Journal of Agricultural & Resource Economics*, 47, 325-47.

- Pesaran, M.H. Shin, Y. & Smith, R. J. 1996. "Testing for the Existence of a Long Run Relationship". DAE Working Paper, No. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge Press.
- Pesaran, M.H. Shin, Y. & Smith, R.J. 1996. Testing for the existence of a long run relationship. DAE working paper. No. 9622. Department of applied economics. University of Cambridge press.
- Sheraddin, B. & Ghulan, J. 1991. Influence of timing and date of harvest on wheat grain losses. *AMA*, 22(2), 56-62.
- Siddiki, J.U. 2000. Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis. *Applied Economics*, 32, 1977-1984.
- Sirvastava, A. K. Mahoney, W.T. & West, N. I. 1990. The Effect of crop properties on combine performance. *Trans. of ASAE*, 33(1), 63-72.

Combine power supply and cereal seed loss relationship for short and long-run in Iran usage Auto regressive distributed lag

Abstract

This study analyzes relationship short and long-run between tractor power supply and cereal seed loss in Iran during the period 1991–2006. For this purpose, Auto regressive distributed lag and Error correction terms were used. The data of this study comes from the Center of Agricultural Mechanization Development, Ministry of Jihad-e-Agriculture of Iran and Food and Agriculture Organization. The results revealed that the impact of power supply were significant to the cereal seed loss at 1% level for short-run and long-run. The elasticity of power supply was estimated as -0.28 and -0.34 in short and long-run respectively, implying that one unit (hp) increase in total power supply would lead to a 0.28 and 0.34 unit (tone) decreases in the cereal seed loss in short and long-run. An error correction model (ECM) is used in analyzing of short and long-run relationship between combine power supply and seed loss of cereal.

Keywords: Combine power supply, Short-run, Long-run, Seed loss of cereal