اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شمارهٔ ۱۰۹، بهار ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/AEAD.2020.262406.1006

تأثیر شاخص‌های آزادسازی تجاری درون‌بخشی کشاورزی بر تخریب محیط زیست در ایران

زهرا خاوند[۱]، جلیل خداپرست شیرازی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۳/۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۸

چکیده

در بخش‌های مختلف اقتصادی، تأثیر آزادسازی تجاری بر وضعیت آلودگی محیط زیست در ایران به یکی از چالش‌های پیش روی سیاست‌گذاران تبدیل شده است. در مطالعه حاضر، با استفاده از سه شاخص «سطح تجارت بین الملل در بخش کشاورزی»، «ادغام تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی» و «درجه باز بودن تجارت در بخش کشاورزی» و در قالب الگوی هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس تصحیح خطای برداری (VECM)، به بررسی تأثیر

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.
(Zahra.khavand@yahoo.com)

۲- نویسندهٔ مسئول، استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. (jkshirazi@iaushiraz.ac.ir)

شاخص‌های آزادسازی تجاری درون‌بخشی کشاورزی بر تخریب محیط زیست در ایران پرداخته شد. نتایج نشان داد که هر سه شاخص آزادسازی تجاری درون‌بخشی کشاورزی بر تخریب محیط زیست اثر منفی و معنی‌دار دارند؛ همچنین، شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی و ارزش افزوده در این بخش باعث افزایش تخریب محیط زیست می‌شوند. پیشنهاد می‌شود که دولت با حمایت از تولید محصولات کشاورزی با مزیت نسبی بالا در راستای کاهش تخریب محیط زیست، به کشت فراملی توجه بیشتری داشته باشد.

کلیدواژه‌ها: *شاخص سطح تجارت بین‌الملل، شاخص ادغام تجارت بین‌الملل، شاخص درجه باز بودن تجارت، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، محیط زیست.*

طبقه‌بندی JEL : D22,F15,Q17

مقدمه

یکی از نگرانی‌های بزرگ آینده انسان شرایط زیست بر روی کره زمین است. تخریب محیط زیست به‌دست انسان‌ها علاوه بر کاهش گسترده منابع طبیعی باعث تغییرات آب‌وهوایی نیز شده است. شناخت عوامل و مشکلات زیست‌محیطی نخستین گام در راه حفظ شرایط مطلوب زیستی به‌شمار می‌رود (Mirzaee et al., 2016). تخریب محیط زیست به‌دلیل انتشار گازهای گلخانه‌ای مانند گاز دی‌اکسید کربن است که باعث گرم شدن کره زمین می‌شود. انتشار گاز دی‌اکسید کربن دلایل بسیاری دارد که افزایش تجارت جهانی را می‌توان یکی از آن دلایل برشمرد (Barghi-Oskouee et al., 2016). آزادسازی تجاری و افزایش نگرانی‌های عمومی درباره پیامدهای زیست‌محیطی فعالیت‌های اقتصادی، دو موضوع بسیار مهم در عرصه روابط بین‌الملل است که از دهه ۱۹۸۰، در کانون توجه پژوهشگران قرار گرفته است (Jafaree Samimi and Gholami, 2015). اقتصاددانان بر این باورند که گسترش تجارت از بازارهای داخلی به بازارهای بین‌المللی نه‌تنها سهم بازار را برای داخل کشور افزایش می‌دهد،

بلکه ممکن است به افزایش رقابت بین ملت‌ها منجر شود که در نتیجه، به بهبود کارآیی استفاده از منابع کمیاب می‌انجامد، زیرا در این وضعیت، هر کشور به تولید کالاها و خدماتی خواهد پرداخت که مزیت نسبی دارد. اما از سوی دیگر، اقتصاددانان محیط زیست مخالف گسترش حجم تجارت جهانی بوده و معتقدند که هزینه‌های افزایش حجم تجارت به بازارهای بین‌المللی، می‌تواند منجر به تخلیه منابع طبیعی و افزایش آلودگی شود که پیامد آن تخریب کیفیت محیط زیست است. افزایش تجارت باعث افزایش رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه می‌شود و اگر این رشد اقتصادی متضمن اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی صحیح باشد، باعث جلوگیری از آلودگی محیط زیست می‌شود؛ اما در صورتی که افزایش رشد اقتصادی و درآمد سرانه باعث بهره‌برداری از منابع طبیعی برای تولید بیشتر شود، آنچه بر جای می‌گذارد، آلودگی زیست‌محیطی است (Barghi-Oskouee et al., 2016).

به باور طرفداران آزادسازی تجاری، در اثر آزادسازی تجاری، حجم فعالیت‌های اقتصادی از جمله فعالیت‌های آلاینده گسترش می‌یابد و میزان استفاده از منابع و انرژی به‌گونه‌ای نامناسب زیاد می‌شود. همچنین، طرفداران محیط زیست و مخالفان آزادسازی تجارت بر این باورند که گسترش تجارت آزاد و افزایش فشارهای رقابتی بین بنگاه‌های داخلی و رقبای خارجی به ملایم شدن سیاست‌های زیست‌محیطی مناسب می‌انجامد و حتی تصویب و اجرای قوانین زیست‌محیطی ملی در مواجهه با فرآیند آزادسازی تجاری با تأخیر همراه می‌شود. اما برخی از طرفداران تجارت آزاد نه‌تنها با این دیدگاه که آزادسازی تجاری موجب تخریب محیط زیست می‌شود، مخالف‌اند، بلکه آزادسازی تجاری را در بهبود وضعیت محیط زیست مؤثر می‌دانند. طبق استدلال آنها، با توجه به واکنش کشورها به فشارهای رقابتی ناشی از گسترش تجارت آزاد و دسترسی به مزیت نسبی، استفاده از منابع کارآ می‌شود و بدین ترتیب، اتلاف منابع و انرژی و آلایندگی مربوط به آثار آزادسازی آنها کاهش می یابد (Nazari et al., 2015). با وجود این، گروسمن و کروگر (Grossman and Krueger, 1991) اثرات تجارت بر محیط زیست را به سه دسته اثرات مقیاس، ترکیب و فناوری تفکیک کردند. اثر مقیاس بیانگر تغییر در

اندازه فعالیت‌های اقتصادی، اثر ترکیب بیانگر تغییر در ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و اثر فناوری بیانگر تغییر در فناوری تولید به‌ویژه تغییر به سمت فناوری پاک است. بنابراین، به‌دنبال آزادسازی تجاری، اثر مقیاس به افزایش تخریب محیط زیست و اثر فناوری به کاهش تخریب محیط زیست می‌گراید؛ اثر ترکیب نیز به نوع مزیت نسبی بستگی دارد، به‌گونه‌ای که با توجه به مزیت نسبی در یک کشور، اگر کشوری در کالاهای آلاینده مزیت داشته باشد و در تولید آن کالاها تخصص پیدا کند، آنگاه به‌خاطر تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای آلاینده، اثر ترکیب بر محیط زیست منفی خواهد بود و اگر در کشوری به‌دلیل وجود مزیت نسبی کالاهای پاک، ترکیب کالاهای تولیدی به سمت کالاهای پاک تغییر کند، آنگاه اثر ترکیب بر محیط زیست مثبت خواهد بود. به‌طور کلی، به‌دنبال آزادسازی تجاری، اگر اثر فناوری بر اثرات مقیاس و ترکیب در کشوری با مزیت نسبی در صنایع آلاینده غالب شود، یا اگر اثر فناوری همراه با اثر ترکیب در کشوری با مزیت نسبی در صنایع پاک بر اثر مقیاس غالب شود، آنگاه آزادسازی تجاری موجب دستیابی به نتایج زیست‌محیطی مثبت خواهد شد (Hosseininasab and Paykari, 2012).

کشاورزی، به‌لحاظ ارزش افزوده تولیدی، پس از بخش‌های صنعت و خدمات، مهم‌ترین بخش اقتصادی کشور به‌شمار می‌رود (Jalaee et al., 2016). همچنین، از دیرباز، تجارت به‌مفهوم عام آن به‌عنوان موتور رشد و توسعهٔ اقتصادی مطرح بوده و تجارت محصولات کشاورزی، بنا به دلایلی خاص همچون راهبردی بودن این محصولات، متناسب با رشد تجارت جهانی اهمیت روزافزون یافته است (Da-Rocha and Restuccia, 2006). در مفاد مذاکرات آزادسازی بازار جهانی برای غذا و به‌طور کلی، در بحث‌های مربوط به بازسازی بخش کشاورزی، نقش چندکارکردی کشاورزی در قالب تولید کالاهای اجتماعی، علاوه بر تولید غذا، مورد تأکید قرار گرفته است (Grossman and Krueger, 1991). آزادسازی، نشان‌دهندهٔ فراملی شدن عمومی کشاورزی است، چه از جنبهٔ شرایط نهادی، از طریق کنار گذاشتن ساختارهای تنظیمی دولت که از بخش کشاورزی حمایت می‌کند و چه از جنبهٔ شرایط

انتقال سرمایهٔ کشاورزی که از طریق فرصت‌های بهتر به‌کارگیری منابع جهان و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تبیین می‌شود (Ufkes, 1993).

آزادسازی در بخش کشاورزی، پس از دور اروگوئه سازمان تجارت جهانی[1]، شدت گرفت و در دهه ۱۹۹۰ و اوایل دهه ۲۰۰۰، اغلب کشورهای جهان بر اساس مقررات این سازمان نسبت به کاهش تعرفه‌ها و افزایش دسترسی به بازارهای جهانی اقداماتی مؤثر را انجام دادند. با آزادسازی کشاورزی، معمولاً قیمت برخی از کالاهای کشاورزی افزایش می‌یابد، زیرا برخی از کشورهای توسعه‌یافته مبالغ قابل توجهی را صرف اعطای یارانه‌های صادراتی می‌کنند و در نتیجه، با حذف این یارانه‌ها، قیمت این نوع کالاها افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی، در برخی از کشورهای در حال توسعه که زمینه بالقوه برای تولید کشاورزی وجود دارد، به‌دلیل افزایش قیمت و ایجاد انگیزه برای تولیدکنندگان کشاورزی، تولید افزایش می‌یابد (Salem and Yousefpour, 2012). بخش کشاورزی برای نخستین بار در سند موافقت‌نامهٔ مربوط به دور اروگوئه، در چارچوب قوانین تجاری سازمان تجارت جهانی گنجانیده شد، که به تصویب موافقت‌نامهٔ کشاورزی انجامید. برای بیش از پنجاه سال، سازمان گات[2] و اکنون نیز سازمان تجارت جهانی با موفقیت به تشویق آزادسازی تجاری چندجانبه پرداخته‌اند. این آزادسازی از طریق مجموعه‌ای از مذاکرات بین کشورهای عضو انجام گرفته و یکی از نقش‌های مهم گات و تدارک میدان مذاکرات پیوسته بدین منظور همین آزادسازی تجاری بوده است (Bagwell and Staiger, 2005).

کشور ایران نیز در نوزدهم جولای ۱۹۹۶ درخواست خود را برای عضویت به سازمان تجارت جهانی ارسال کرد. در ۲۶ می ۲۰۰۵، کارگروهی در این سازمان به‌منظور بررسی درخواست ایران تشکیل شد. اکنون دوازده سال از تشکیل این کار گروه می‌گذرد و ایران، به‌دلیل اعمال تحریم‌ها و عدم برخورداری از شرایط لازم برای الحاق به سازمان تجارت جهانی، همچنان به‌عنوان عضو ناظر این سازمان تلقی می‌شود. بر اساس گزارش سازمان تجارت جهانی،

1. World Trade Organization (WTO)
2. General Agreement on Tariff and Trade (GATT)

نـرخ تعرفـه واردات حـدود هفتـاد درصـد محصـولات کشـاورزی و بـیش از شصـت درصـد محصولات صنعتی به ایران بالای پنج درصد است. مادامی که چنـین ارقـام بـالایی بـرای تعرفـه کشور وضع می‌شود، امکان الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی وجود نخواهد داشت. بر پایـهٔ گزارش سازمان تجارت جهانی در سال ۲۰۱۶، واردات کالا به ایـران ۴۹ میلیـارد دلار بـود، کـه بیش از سی درصد آن به محصولات کشاورزی مربوط می‌شد (Jalaee et al., 2016).

دربارهٔ موضوع پـژوهش حاضـر، مطالعـات گونـاگون در داخـل کشـور و همچنـین، در خارج از کشور انجام شده است که در پی، پاره‌ای از این پژوهش‌ها یادآوری می‌شود.

لی و همکاران (Li et al., 2016)، با استفاده از مدل پانل پویـا (GMM) و ARDL و بـا بهره‌گیری از داده‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۶ در ۲۸ استان چین، به بررسی رابطه رشد اقتصادی، مصـرف انرژی، درجه بـاز بـودن اقتصـاد و رشـد شهرنشـینی بـر انتشـار گـاز دی‌اکسـید کـربن (CO_2) و جامدات و مایعات زائد صنعتی پرداختند. نتایج نشان داد کـه رشـد اقتصـادی، مصـرف انـرژی، آزادسازی تجاری و رشد شهرنشینی باعث افـزایش آلـودگی مـی‌شـوند. بـر پایـهٔ نتـایج مطالعـهٔ کاسمان و دومان (Kasman and Duman, 2015)، با استفاده از مدل پانـل و داده‌هـای۱۹۹۲ تـا ۲۰۱۰ در ایالات متحده آمریکا، رشد اقتصادی، مصرف انرژی، درجه باز بـودن اقتصـاد و رشـد شهرنشینی با انتشار دی‌اکسید کربن باعث افزایش آلودگی مـی‌شـوند. آزتـورک و آکاراوسـی (Ozturk and Acaravci, 2013) رابطهٔ علی و بلندمدت انرژی، رشد، باز بودن اقتصاد و توسعهٔ مالی با انتشار کربن در کشور ترکیه را طی دورهٔ ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۷ بررسی کردند. نتـایج نشـان داد که نسبت افزایش تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی باعـث افـزایش انتشـار سـرانهٔ کـربن شده است. احمد و لانگ (Ahmed and Long, 2012)، با بهره‌گیری از داده‌های سـالانه ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۸، به بررسی رابطهٔ انتشار دی‌اکسید کـربن بـا رشـد اقتصـادی، مصـرف انـرژی، آزادسـازی تجارت و تراکم جمعیت در پاکستان پرداختند. نتایج نشان داد کـه آزادسـازی تجـارت و مصـرف انرژی باعث افزایش آلودگی می‌شود، به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در آزادسازی تجـارت و مصرف انرژی، به‌ترتیب، به افزایش ۰/۳۲ و ۰/۵۴ درصدی آلودگی می‌انجامد؛ همچنـین، افـزایش

جمعیت باعث افزایش آلودگی می‌شود. گومیلانگ و همکاران (Gumilang et al., 2011)، در بررسی اثرات اقتصادی و زیست‌محیطی آزادسازی تجاری در اندونزی با استفاده از مدل CGE، بدین نتیجه رسیدند که تخریب زیست‌محیطی این کشور تا سال ۲۰۲۰، به‌سرعت رشد خواهد کرد و اثر آزادسازی تجارت بر محیط زیست حاشیه‌ای است. ماناگی و همکاران (Managi et al., 2009)، با استفاده از روش متغیرهای ابزاری، اثر کلی باز بودن تجارت بر کیفیت محیط زیست را برآورد کردند و بدین نتیجه رسیدند که بسته به نوع آلاینده و کشور، اثرات باز بودن تجارت بر محیط زیست متفاوت است؛ همچنین، با اینکه تجارت برای محیط زیست کشورهای عضو OECD مفید است، اما انتشار گازهای CO_2 و SO_2 با اثرات مخرب بر محیط زیست کشورهای غیرعضو همراه است. الامین و همکاران (Al-Amin et al., 2008)، با استفاده از روش جدول داده- ستانده لئونتیف، به بررسی ارتباط آزادسازی تجاری با انتشار آلاینده‌های هوا در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ پرداختند و نتایج ارزیابی کمّی نشان می‌داد که میزان آلاینده‌های انتخاب‌شده در سال ۲۰۱۵ کاملاً بالاتر از سال ۲۰۰۰ بوده است. همچنین، به باور گروسمن و کروگر (Grossman and Krueger, 1991)، در تحلیل نظام‌مند تعامل تجارت با محیط زیست و بررسی تأثیرات مختلف متغیرهای مؤثر بر آلودگی، منظور از اثر مقیاس افزایش آلودگی حاصل از رشد اقتصادی به‌دلیل افزایش دسترسی به بازار است؛ اثر فناوری تغییر فناوری تولید در اثر همراهی آزادسازی تجاری است، به‌گونه‌ای که درآمد حاصل از رشد اقتصادی امکان افزایش تقاضا برای اعمال محدودیت‌های زیست‌محیطی بیشتر و نیز فناوری‌های سودمند برای محیط زیست را فراهم می‌آورد؛ و سرانجام، اثر ترکیب به تغییرات سطح تولید و تجارت در اقتصاد بازمی‌گردد که ممکن است در اثر آزادسازی تجاری رخ دهد؛ همچنین، اثر ترکیب به افزایش فعالیت‌های کشورهای دارای مزیت نسبی در فعالیت‌های تخصصی می‌انجامد. به‌دلیل تسلط اثر ترکیب بر فرآیند اقتصادی، تغییرات در شدت آلودگی در یک اقتصاد ممکن است در ثهلهٔ نخست ناشی از تغییر در الگوی تجارت باشد. بنابراین، اثر ترکیب در قالب تأثیر آزادسازی تجاری بر آلودگی نمایان می‌شود.

ترابی و همکاران (Torabi et al., 2015)، با استفاده از روش ARDL، به بررسی تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج نشان داد که مصرف سرانه انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معنی‌دار بر انتشار دی‌اکسید کربن دارند. همچنین، بر پایهٔ نتایج تحقیق آنها، عدم تعادل در سطح انتشار دی‌اکسید کربن، پس از گذشت حدود دو سال، بر اثر تغییر سطح مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و باز بودن درجه اقتصاد تعدیل می‌شود. لطفعلی‌پور و همکاران (Lotfalipour et al., 2014) تأثیر رشد اقتصادی، تجارت و توسعهٔ مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران را طی دورهٔ ۱۳۹۰-۱۳۴۹ و با استفاده از روش آزمون حدی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بررسی کردند. نتایج نشان داد که توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی سبب افزایش تخریب محیط زیست می‌شود و همچنین، افزایش درجهٔ باز بودن تجاری در ایران به کاهش تخریب محیط زیست می‌انجامد. محمدی و تیرگری سراجی (Mohammadi and Tirgari Seraji, 2015)، با استفاده از مدل پانل، به بررسی تأثیر گسترش تجارت و رشد اقتصادی بر کیفیت زیست‌محیطی برای یازده کشور منطقه خاورمیانه طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج نشان داد که آزادسازی تجاری تأثیر منفی غیرمعنی‌دار بر آلودگی زیست‌محیطی دارد.

از آنجا که شاخص سطح تجارت بین‌الملل[1] (LIT) شاخص وسعت ارتباط جهان را برای یک بخش خاص و نیز شاخص ادغام تجارت بین‌الملل[2] (IIT) ادغام جهانی یک بخش را اندازه‌گیری می‌کند و همچنین، با توجه به تقاضای ایران برای پیوستن به سازمان تجارت جهانی و از سویی، اثرگذاری آزادسازی تجاری بخش‌های اقتصادی از جمله بخش کشاورزی بر کیفیت محیط زیست و اینکه در همه مطالعات، نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص آزادسازی تجاری در نظر گرفته شده و مطالعه‌ای به بررسی تأثیر دیگر شاخص‌های

1. Level of International Trade
2. Integration of International Trade

آزادسازی تجاری بر محیط زیست آن‌هم در بخش کشاورزی نپرداخته است، مطالعه حاضر اثر آزادسازی تجاری بر تخریب محیط زیست در ایران را با استفاده از سه شاخص «سطح تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی»، «ادغام تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی» و «درجه باز بودن تجارت در بخش کشاورزی» برای مقایسه شدت و نوع تأثیرگذاری این شاخص‌ها بررسی کرده، که البته همین ویژگی وجه تمایز پژوهش حاضر از دیگر پژوهش‌های مشابه است.

مواد و روش

در مطالعه حاضر، برای بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر تخریب محیط زیست در ایران، در کنار شاخص باز بودن تجاری، از دو شاخص ادغام تجارت بین‌الملل (IIT) و سطح تجارت بین‌الملل (LIT) استفاده شده که در پی، نحوه محاسبه این شاخص‌ها آمده است.

شاخص درجه باز بودن تجارت در بخش کشاورزی (AgriOpen)

درجه باز بودن تجاری در بخش کشاورزی از طریق رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود (Zoraki et al., 2017):

$$AgriOpen = \frac{AgriEX+AgriIM}{AgriVAd} \times 100 \quad (۱)$$

که در آن، $AgriEX$ صادرات بخش کشاورزی، $AgriIM$ واردات بخش کشاورزی و $AgriVAd$ ارزش افزوده بخش کشاورزی است. این شاخص عددی بین صفر و صد اختیار می‌کند، به‌گونه‌ای که هر چه به صد نزدیک‌تر باشد، نشان از آزادسازی بیشتر در بخش کشاورزی دارد و هرچه به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهندهٔ آزادسازی کمتر در بخش کشاورزی است.

شاخص سطح تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی (AgriLIT)

شاخص سطح تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی از طریق رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود(Zoraki et al., 2017):

$$AgriLIT = \frac{(AgriIm - AgriEX)}{(AgriVAd + AgriIm - AgriEX)} \times 100 \quad (۲)$$

این شاخص نیز عددی بین صفر و صد اختیار می‌کند، به‌گونه‌ای که هرچه به صد نزدیک‌تر باشد، نشان از افزایش سطح تجارت در بخش کشاورزی دارد و هرچه به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهندهٔ کاهش سطح تجارت بدر خش کشاورزی است.

شاخص ادغام تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی (AgriIIT)

شاخص ادغام تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی از طریق رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود(Zoraki et al., 2017):

$$AgriIIT = \frac{1 - |AgriIm - AgriEX|}{(AgriIm + AgriEX)} \times 100 \quad (۳)$$

این شاخص نیز عددی بین صفر و صد اختیار می‌کند.

در مطالعهٔ حاضر، از روش VAR برای بررسی رابطه بین متغیرها استفاده شده است. به‌کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضریب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو ساکن هستند. در یک متغیر سری زمانی، اگر میانگین و واریانس ثابت و کوواریانس آن مستقل از عامل زمان باشد (تنها به وقفه بستگی داشته باشد)، آن متغیر ساکن است. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو غیرساکن باشند، با آنکه ممکن است هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، امکان دارد ضریب تعیین رگرسیون R^2 بسیار بالا باشد، که موجب

نادرست شدن استنباط پژوهشگر در مورد میزان ارتباط بین متغیرها می‌شود. افزون بر آن، وجود متغیرهای غیرساکن در الگو سبب می‌شود که آزمون‌های t و F معمول نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنین شرایطی، کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده از طریق توزیع‌های t و F کمیت‌های بحرانی صحیح برای انجام آزمون نیستند. کمیت‌های بحرانی منتج از توزیع‌های t و F به‌گونه‌ای است که با افزایش حجم نمونه، امکان رد هرچه بیشتر فرضیه H_0 فراهم می‌شود. با رد فرضیه H_0 ، به غلط نتیجه‌گیری می‌شود که رابطه‌ای مستحکم و معنی‌دار بین متغیرهای الگو وجود دارد، در حالی که رگرسیون به‌دست آمده یک رگرسیون کاذب بیش نیست. از مشخصه‌های معمول یک رگرسیون کاذب وجود ضریب تعیین بالا (نزدیک به یک) و آماره دوربین- واتسن پایین (نزدیک به صفر) است (Nofersti, 1999). گام اول در تحلیل هم‌انباشتگی و رابطه تعادلی بین متغیرهای الگو، تعیین مرتبه انباشتگی متغیرهاست. بدین منظور، ساکن‌پذیری متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) در دو حالت با «عرض از مبدأ» و با «عرض از مبدأ و روند» انجام گرفته است. بسیاری از سری‌های زمانی، غیرساکن هستند، اما در طول زمان، با هم حرکت می‌کنند، بیانگر اینکه آنها در بلندمدت به یک رابطه محدود شده‌اند. بنابراین، رابطه هم‌انباشتگی می‌تواند بیانگر رابطه بلندمدت یا یک پدیده تعادلی بلندمدت بین سری‌های زمانی باشد که در کوتاه‌مدت ممکن است از این رابطه تعادلی منحرف شوند، ولی دوباره بدان برمی‌گردند. زمانی که در یک مدل رگرسیون، بیش از دو متغیر وجود داشته باشد، روش هم‌انباشتگی انگل- گرنجر کارآیی ندارد، چون فقط یک بردار هم‌انباشتگی را نتیجه می‌دهد، در حالی که ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتگی در سیستم موجود باشد. در این حالت، می‌توان از سایر روش‌ها از جمله روش جوهانسن استفاده کرد. در این روش، تعیین و برآورد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) صورت می‌گیرد. گفتنی است که در مطالعهٔ حاضر، در مورد بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد مطالعه، از روش هم‌انباشتگی جوهانسن استفاده شده است. تحلیل‌های هم‌انباشتگی جوهانسن– جوسیلیوس مستلزم تعیین وقفه بهینه در

الگوی VAR است. برای تعیین طول وقفه بهینه، معیارهای گوناگون وجود دارد. در مطالعهٔ حاضر، از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SC) و حنان کوئین (HQ) استفاده شده است. در هر کدام از این معیارها، درجه‌ای که در آن، آماره کمترین ارزش را نسبت به سایر درجه‌ها داشته باشد، وقفه بهینه است، زیرا در چنین وقفه‌ای، تصریح مدل مناسب است و درجه آزادی کمتری نیز از دست داده می‌شود. برای آزمون این مسئله که آیا رابطه‌ای بلندمدت بین متغیرهای مطالعه وجود دارد یا خیر، طبق روش جوهانسن- جوسیلیوس از آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده شده است (Souri, 2012).

بر اساس مبانی نظری موضوع و پژوهش‌هایی همچون مطالعات تجربی پیش‌گفته، مدل زیر برای تخمین مقایسه تأثیر شاخص‌های آزادسازی تجاری درون‌بخشی کشاورزی بر تخریب محیط زیست در ایران با استفاده از مدل VAR در نظر گرفته شده است:

(۴)

$$CO_2 = \beta_0 + \beta_1 EIA_t + \beta_2 GDP_t + \beta_3 GDP_t^2 + \beta_4 AgriOpen_t + \beta_5 AgriVAd_t + \beta_6 AgriLIT_t + \beta_7 AgriIIT_t + \varepsilon_t$$

در مدل بالا، CO_2 انتشار دی‌اکسید کربن (بر حسب تن)، EIA_t شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی (شدت انرژی از تقسیم مصرف نهایی انرژی در بخش کشاورزی بر تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی محاسبه می‌شود)، $AgriOpen_t$ شاخص درجه باز بودن تجاری در بخش کشاورزی، GDP_t تولید ناخالص داخلی، GDP_t^2 مجذور تولید ناخالص داخلی (برای آزمون فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس استفاده می‌شود و بیان می‌کند که ارتباط میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست‌محیطی به‌صورت غیرخطی است)، AGV_t ارزش افزوده بخش کشاورزی، $AgriLIT_t$ شاخص سطح تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی، $AgriIIT_t$ شاخص ادغام تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی و ε_t جزء اخلال است.

همچنین، در مطالعهٔ حاضر، آمار و اطلاعات مربوط به میزان شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی از ترازنامه انرژی وزارت نیرو، ارزش افزوده بخش کشاورزی، صادرات و

واردات بخش کشاورزی و تولید ناخالص داخلی کل از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۴ و به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ جمع‌آوری شده و برای برآورد الگوهای مورد نظر و آزمون فرضیات طرح‌شده نیز از نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews7 استفاده شده است.

نتایج و بحث

نتایج آزمون ایستایی در جدول ۱ آمده است. بر اساس نتایج این جدول، برای همه متغیرها با توجه به آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در دو حالت با «عرض از مبدأ» و با «عرض از مبدأ و روند» نتایج مشابه حاصل شد. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح معنی‌داری پنج درصد انباشته از مرتبه یک هستند.

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی

	متغیر	مقدار آماره محاسباتی با عرض از مبدأ	مقدار آماره محاسباتی با عرض از مبدأ و روند
	در سطح		
CO_t	انتشار دی اکسید کربن	-۰/۷۴	-۱/۰۲
EIA_t	شدت مصرف انرژی	-۰/۳۹	-۰/۷۸
GDR_t	تولیدناخالص داخلی	-۰/۲۵	-۰/۱۷
GDR_t^2	مجذور تولیدناخالص داخلی	-۰/۸۹	-۰/۹۴
$AgrtOpen_t$	درجه باز بودن تجاری	-۰/۲۷	-۱/۰۱
$AgrtLIT_t$	شاخص سطح تجارت بین‌الملل	-۰/۶۱	-۱/۲۳
$AgrtIIT_t$	شاخص ادغام تجارت بین‌الملل	-۰/۵۱	-۱/۰۹
$AgrtVAd_t$	ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۱/۰۶	-۲/۷۷
	مقدار آماره بحرانی در سطحپنج درصد= -۲/۹۶		
	با یک بار تفاضل‌گیری		
CO_t	انتشار دی اکسید کربن	-۴/۱۵	-۴/۲۵
EIA_t	شدت مصرف انرژی	-۴/۷۰	-۵/۶۵
GDR_t	تولیدناخالص داخلی	-۶/۱۵	-۵/۶۵
GDR_t^2	مجذور تولیدناخالص داخلی	-۶/۸۷	-۴/۹۶
$AgrtOpen_t$	درجه باز بودن تجاری	-۵/۷۴	-۶/۱۳
$AgrtLIT_t$	شاخص سطح تجارت بین‌الملل	-۵/۱۹	-۴/۳۹
$AgrtIIT_t$	شاخص ادغام تجارت بین‌الملل	-۵/۶۵	-۶/۰۶
$AgrtVAd_t$	ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۷/۶۵	-۷/۳۳
	مقدار آماره بحرانی در سطح پنج درصد=-۳/۶۰		

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مربوط به مقادیر سه معیار آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SC) و حنان کوئین (HQ) برای وقفه‌های مختلف در جدول ۲ آمده است. همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود، هر سه معیار برای الگوی VAR وقفهٔ یک را پیشنهاد می‌کنند.

جدول ۲- نتایج تعیین وقفه بهینه الگوی VAR

وقفه	آکائیک (AIC)	شوارتز بیزین (SC)	حنان کوئین (HQ)
۰	-۱۰/۲۱	-۹/۸۲	-۱۰/۱۱
۱*	-۱۴/۲۹*	-۱۳/۱۱*	-۱۳/۹۸*
۲	-۱۴/۲۴	-۱۲/۲۸	-۱۳/۷۲
۳	-۱۴/۱۹	-۱۱/۴۴	-۱۳/۴۶

*وقفهٔ پیشنهادی در هر سه معیار

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه در جدول ۳ ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، طبق آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه، وجود یک رابطه بلندمدت در سطح ۹۵ درصد اطمینان بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود، که لازم است این رابطه تحت الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شود.

جدول ۳- نتایج آزمون تعیین بردارهای هم‌انباشته در الگو

آمارهٔ حداکثر مقدار ویژه				آمارهٔ اثر مقدار ویژه			
فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی سطح ۹۵ ٪	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره محاسباتی	مقدار بحرانی سطح ۹۵ ٪
$r = ۰$	$r = ۱$	۳۹/۴۳	۲۸/۴۲	$r = ۰$	$r \geq ۱$	۶۹/۱۳	۵۶/۴۹
$r \leq ۱$	$r = ۲$	۱۷/۱۲	۲۳/۳۵	$r \leq ۱$	$r \geq ۲$	۲۹/۴۳	۳۱/۵۴
$r \leq ۲$	$r = ۳$	۶/۹۴	۱۴/۸۸	$r \leq ۲$	$r \geq ۳$	۱۱/۰۸	۱۷/۸۶
$r \leq ۳$	$r = ۴$	۰/۱۳	۸/۰۷	$r \leq ۳$	$r \geq ۴$	۲/۱۳	۸/۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به‌دست آمده از برآورد رابطه بلندمدت در جدول ۴ آمده است. بر اساس نتایج برآوردی، شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی بر میزان انتشار آلودگی اثر مثبت و مستقیم دارد. از لحاظ آماری نیز اثر شدت مصرف انرژی بر میزان آلودگی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است. بر این اساس و با توجه به نتایج، می‌توان گفت که در بلندمدت، یک واحد افزایش در شدت مصرف انرژی میزان انتشار دی‌اکسید کربن را ۱/۷۳ واحد افزایش

می‌دهد؛ به دیگر سخن، با توجه به بالا بودن سهم بخش کشاورزی از مصرف انرژی، با افزایش مصرف انرژی، میزان انتشار دی‌اکسید کربن افزایش یافته است. همچنین، ارزش افزوده بخش کشاورزی بر تخریب محیط زیست اثر مثبت و معنی‌دار دارد. با توجه به نتایج، می‌توان گفت که در بلندمدت، یک واحد افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی میزان انتشار دی‌اکسید کربن را ۱/۰۳ واحد افزایش می‌دهد. متغیر تولید ناخالص داخلی کل نیز بر انتشار دی‌اکسید کربن اثر مثبت و مستقیم دارد و از لحاظ آماری، در سطح یک درصد معنی‌دار است. بر این اساس، می‌توان گفت که با یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی کل، ۰/۸۱ درصد انتشار دی‌اکسید کربن افزایش می‌یابد. همچنین، افزایش‌های مضاعف تولید ناخالص داخلی کل (مجذور تولید ناخالص داخلی کل) باعث کاهش آلودگی زیست‌محیطی می‌شود، زیرا انتظار می‌رود که با افزایش تولید ناخالص داخلی کل در شرایط بهبود شاخص‌های توسعه‌یافتگی، در اثر افزایش تقاضا برای محیط زیست سالم و اعمال محدودیت‌ها، آلودگی‌های ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن کاهش یابد و از این‌رو، شکل منحنی آلودگی- درآمد برای ایران به‌صورت منحنی U وارونه کوزنتس متصور شود. همچنین، نتایج نشان داد که هر سه شاخص آزادسازی درون‌بخشی کشاورزی شامل درجهٔ باز بودن تجارت، سطح تجارت بین‌الملل و ادغام تجارت بین‌الملل در بخش کشاورزی بر تخریب محیط زیست اثر منفی و معنی‌دار دارند، که ضرایب آن، به‌ترتیب، ۰/۶۴-، ۰/۳۱- و ۰/۱۶- است. این تأثیر را می‌توان این‌گونه توجیه کرد که محصولاتی با آلایندگی زیاد در فرآیند تولید در بخش کشاورزی از دیگر کشورها وارد می‌شوند و این جریان به افزایش آلودگی در کشورهای صادرکننده و کاهش آلودگی در کشورهای واردکنندهٔ این محصولات می‌انجامد. در ایران، در سال ۲۰۱۶، واردات محصولات کشاورزی به بیش از سی درصد واردات کل کشور رسید؛ و به دیگر سخن، واردات محصولات کشاورزی طی سال‌های اخیر افزایش یافته است. همچنین، خشکسالی‌های اخیر در کشور به کاهش تولید و عملکرد در بخش کشاورزی و در پی آن، واردات بیشتر محصولات کشاورزی انجامیده، که دور از انتظار نبوده است.

جدول ۴- نتایج برآورد رابطه بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t
EIA(-1)	۱/۷۳*	۳/۱۳
GDP(-1)	۰/۸۱**	۲/۹۷
GDP2(-1)	-۰/۰۰۶**	-۲/۰۲
AgriVAd (-1)	۱/۰۳*	۳/۹۹
AgriOpen(-1)	-۰/۶۴*	-۴/۲۵
AgriLIT (-1)	-۰/۳۱*	-۳/۳۹
AgriIIT (-1)	-۰/۱۶*	-۷/۲۵
C	۰/۴۲*	۴/۲۵
ضریب تعیین(R^2): ۰/۷۳		
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۷۰		
ضریب جارک بارا: ۲/۰۷		

* و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح یک درصد و پنج درصد می باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق

بر این اساس، در کوتاه مدت ضریب شدت مصرف انرژی اثر مثبت و معنی‌دار بر انتشار دی‌اکسید کربن دارد (جدول ۵). از لحاظ آماری نیز اثر شدت مصرف انرژی بر میزان آلودگی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است. بر این اساس و با توجه به نتایج، می‌توان گفت که در کوتاه مدت، یک واحد افزایش در شدت مصرف انرژی میزان انتشار دی‌اکسید کربن را ۰/۶۱واحد افزایش می‌دهد، که می‌تواند به‌دلیل استفاده ناکارآ از انرژی و فناوری‌های آلاینده باشد. همچنین، تأثیر تولید ناخالص داخلی کل بر انتشار دی‌اکسید کربن مثبت و مستقیم بوده و از لحاظ آماری نیز در سطح یک درصد معنی‌دار است. بر این اساس، می‌توان گفت که با یک واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی کل، ۲/۰۵ واحد انتشار دی‌اکسید کربن افزایش می‌یابد. همچنین، مجذور تولید ناخالص داخلی کل باعث کاهش آلودگی زیست‌محیطی می‌شود، زیرا انتظار می‌رود که با افزایش تولید ناخالص داخلی کل در شرایط بهبود شاخص‌های توسعه‌یافتگی، در اثر افزایش تقاضا برای محیط زیست سالم و اعمال محدودیت‌ها،

آلودگی‌های ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن کاهش یابد و از این‌رو، شکل منحنی آلودگی- درآمد برای ایران به‌صورت منحنی U وارونه کوزنتس متصور شود.

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول ۵ گزارش شده است. شاخص‌های آزادسازی تجاری در بخش کشاورزی نیز در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار بر تخریب محیط زیست دارند. ضریب ECM که چگونگی تعدیل تکانه‌های وارده در کوتاه‌مدت به‌سوی روند تعادلی بلندمدت را نشان می‌دهد، برابر با ۰/۴۰- برآورد شده که به‌لحاظ آماری، معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره، چهل درصد تکانه‌های وارده در کوتاه‌مدت به‌سوی مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود؛ و همچنین، در هر سال، چهل درصد تعدیل انجام می‌گیرد. پس، ۲/۵ دوره طول می‌کشد تا نوسان پدیدآمده در الگو به مقادیر تعادلی بلندمدت نزدیک شود.

جدول ۵- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره t
EIA_t	۰/۶۱**	۲/۳۵
GDP_t	۲/۰۵**	۲/۱۷
GDP_t^2	-۰/۰۰۳*	-۳/۰۱
$AgriVAd_t$	۱/۰۵*	۴/۲۳
$AgriOpen_t$	-۰/۳۱*	-۵/۲۹
$AgriLIT_t$	-۰/۲۳*	-۷/۳۴
$AgriIIT_t$	-۰/۱۱*	-۶/۱۹
C	۱۸۷۱**	۱/۹۶
ECM	-۰/۴۰۱۱*	-۳/۷۹

* و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح یک درصد و پنج درصد می باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه گیری و پیشنهادها

در مطالعهٔ حاضر، اثر آزادسازی تجاری در بخش کشاورزی بر تخریب محیط زیست در ایران با استفاده از شاخص سطح تجارت بین الملل در بخش کشاورزی، شاخص ادغام تجارت بین الملل در بخش کشاورزی و شاخص درجه باز بودن تجارت در بخش کشاورزی، در طول دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۴، مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور، با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس، رابطه بلندمدت میان متغیرها برآورد شد. نتایج نشان داد که هر سه شاخص آزادسازی تجاری درون‌بخشی کشاورزی بر انتشار آلودگی اثر منفی و معکوس دارند. یافته‌های مشابه در مطالعات لطفعلی‌پور و همکاران (Lotfalipour et al., 2014)و محمدی و تیرگری سراجی(Mohammadi and Tirgari Seraji, 2015) مشاهده می‌شود. همچنین، نتایج نشان داد که اثر شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی بر تخریب محیط زیست مثبت و معنی‌دار است، که می‌تواند به‌دلیل استفاده ناکارآ از انرژی و فناوری‌های آلاینده باشد. این نتیجه با یافته‌های کاسمان و دومان (Kasman and Duman, 2015) در ایالات متحده آمریکا و آزتورک و آکاراوسی (Ozturk and Acaravci, 2013) در ترکیه همخوانی دارد. همچنین، ارزش افزوده در بخش کشاورزی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر انتشار دی‌اکسید کربن است. این نتیجه با نتایج مطالعات کاسمان و دومان (Kasman and Duman, 2015)، آزتورک و آکاراوسی (Ozturk and Acaravci, 2013)، احمد و لانگ (Ahmed and Long, 2012)، آتیسی (Atici, 2012)، برقی اسکویی و همکاران (Barghi-Oskouee et al., 2016)، ترابی و همکاران (Torabi et al., 2015)، لطفعلی‌پور و همکاران (Lotfalipour et al., 2014)، و محمدی و تیرگری سراجی (Mohammadi and Tirgari Seraji, 2015) همسو است.

در راستای نتایج مطالعه و در قالب پیشنهاد پژوهش حاضر، باید گفت که با اتخاذ سیاست‌های مناسب سمت عرضه و تقاضای انرژی، به کارگیری ترکیب مناسب منابع انرژی، و از دور خارج کردن ماشین ها، موتورها و تجهیزات قدیمی و جایگزین کردن آنها با ماشین‌های جدید به‌ویژه در بخش کشاورزی، می‌توان ضمن افزایش بهره‌وری انرژی، شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی را کاهش داد، گرچه هم‌اینک نیز سهم مصرف انرژی در بخش

کشاورزی در کل انرژی مصرفی کشور کمتر از سایر بخش‌هاست. همچنین، باید تولیدکنندگان بخش کشاورزی را به سمت استفاده از فناوری‌های حامی محیط زیست هدایت کرد و حمایت‌های دولتی از تولیدکنندگان ناقض استانداردهای زیست‌محیطی در فرایند تولید را کاهش داد. از آنجا که افزایش رشد اقتصادی کشور همواره از اهداف مهم اقتصادی در هر مقطعی در نظر گرفته می‌شود، لازم است تمهیداتی از سوی سیاست‌گذاران اندیشیده شود تا با کمترین آسیب به محیط زیست، رشد اقتصادی و اهداف توسعه پایدار محقق شود. همچنین، با توجه به اهمیت حفظ محیط زیست و تداوم روند توسعه پایدار، توجه به تمامی عوامل توسعه در کنار تولید ناخالص داخلی بسیار حائز اهمیت است. با توجه به اثر منفی و معنی‌دار درجه باز بودن تجارت بر آلودگی، پیشنهاد می‌شود که دولت ضمن توجه و حمایت از محصولات کشاورزی با مزیت نسبی بالا و حداقل اثرگذاری مخرب بر محیط زیست، به کشت فراملی توجه بیشتری داشته باشد. همچنین، در راستای بهره‌مندی از دستاوردهای فرآیند جهانی شدن، با ایجاد نهادها و ظرفیت‌های لازم، شرایط برای گسترش فناوری‌های پاک، ایجاد مزیت نسبی در صنایع پاک و محدودسازی صنایع با شدت آلودگی بالا مهیا شود تا از این رهگذر، پیامدهای منفی رقابت جهانی در زمینهٔ پایداری محیط زیست به حداقل برسد. دولت، ضمن حمایت از تولید داخل، می‌تواند با انواع ابزارهای سیاست‌گذاری «در اختیار خود» از جمله سیاست‌های تعرفه‌ای مناسب، با تشویق واردات کالاهای واسطه‌ای پیشرفته و با فناوری بالا در بخش کشاورزی، زمینهٔ کاهش مصرف انرژی در راستای کاهش تخریب محیط زیست را بیش از پیش فراهم سازد.

منابع

1. Ahmed, K. and Long, W. (2012). Environmental Kuznets curve and Pakistan: an empirical analysis. *Procedia Economics and Finance*, 1: 4-13.
2. Al-Amin, C.S., Hamid, A. and Huda, N. (2008). Globalization and environmental degradation: Bangladeshi thinking as a developing nation by 2015. *IRBRP Journal*, 3(1).

3. Atici, C. (2012). Carbon emissions, trade liberalization, and the Japan–ASEAN interaction: a group-wise examination. *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(1): 167-178.
4. Bagwell, K. and Staiger, R.W. (2005). Erratum to multilateral trade negotiations, bilateral opportunism and the rules of GATT/WTO. *Journal of International Economics*, 67(2): 268-294.
5. Barghi-Oskouee, M.M., Rasouli-Oskouee, M. and Taher-Oskouee, S. (2016). Impact of globalization on the environment. The Fourth National Conference on Management. *Economics and Accounting*, 1-9. (Persian)
6. Da-Rocha, J.M. and Restuccia, D. (2006). The role of agriculture in aggregate business cycles. *Review of Economic Dynamics*, 9(3): 455-482.
7. Grossman, G.M. and Krueger, A.B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. Available at https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/3914.html.
8. Gumilang, H., Mukhopadhyay, K. and Thomassin, P.J. (2011). Economic and environmental impacts of trade liberalization: the case of Indonesia. *Economic Modelling*, 28(3): 1030-1041.
9. Hosseininasab, A. and Paykari, S. (2012). Investigating the impact of economic growth and trade liberalization on environmental pollution. *Economic Magazine (Two-Monthly Review of Economic Issues and Policies)*, 12(9-10): 61-82. (Persian)
10. Jafaree Samimi, A. and Gholami, Z. (2015). Effect of the globalization of the economy on environmental sustainability, comparison of developing and developed countries. *Quarterly Journal of Commerce Research*, 75: 1-18. (Persian)
11. Jalaee, A., Nejati, M. and Javadinia, M. (2016). Impact of global economy on production of Iranian agricultural sector. *Agricultural Economics Research*, 29: 103-135. (Persian)
12. Kasman, A. and Duman, Y.S. (2015). CO_2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. *Economic Modelling*, 44: 97-103.
13. Li, T., Wang, Y. and Zhao, D. (2016). Environmental Kuznets curve in China: new evidence from dynamic panel analysis. *Energy Policy*, 91: 138-147.
14. Lotfalipour, M.R., Falahi, M. and Esmaeilpour Moghaddam, H. (2014). The impacts of economic growth, trade and financial development on the environmental quality in Iran (on the basis of complex index). *J. Econ. Growth. Dev. Res*, 4(15): 61-76. (Persian)

15. Managi, S., Hibiki, A. and Tsurumi, T. (2009). Does trade openness improve environmental quality? *Journal of Environmental Economics and Management*, 58(3): 346-363.
16. Mirzaee, A., Esfandiari Konari, R., Mahmoudi, R. and Shabanzadeh, M. (2016). Shadow economy and its role in control of environmental damages of MENA countries. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 6(24): 103-114. (Persian)
17. Mohammadi, H. and Tirgari Seraji, M. (2015). Investigation of the relationship between economic growth, trade openness and environmental pollution: a review of selected countries in the Middle East. *Iranian Energy Economics*, 2(6): 183-207. (Persian)
18. Nazari, R., Mahdavi Adeli, M.H. and Dadgari, Y. (2015). Investigation of factors influencing environmental pollution in Iran during 1975-2014. *Qurterly Journal of Economic Growth*, 21: 47-60. (Persian)
19. Nofersti, M. (1999). Unit root and co-integration in econometrics. Rasa Institute of Cultural Services. Fourth Edition, Tehran. (Persian)
20. Ozturk, I. and Acaravci, A. (2013). The long-run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey. *Energy Economics*, 36: 262-267.
21. Salem, A. and Yousefpour, M. (2012). The study of the effect of trade liberalization in developing countries. *Journal of Economic Issues and Policies*, 1: 93-104. (Persian)
22. Souri, Q. (2012). Econometric associated with application of Eviews. Tehran: Cultural Studies and Science Publications of Noor, Fourth Edition.
23. Torabi, T., Khajoueepour, A., Tarighi, S. and Pakravan, M.R. (2015). - Impacts of energy consumption, economic growth and foreign trade on greenhouse gas emissions in Iran. *Journal of Economic Modeling*, 9(1): 63-84. (Persian)
24. Ufkes, F.M. (1993). Trade liberalization, agro-food politics and the globalization of agriculture. *Political Geography*, 12(3): 215-231.
25. Zoraki, S.H., Motameni.M and Fereydoni, M (2017).Trade Liberalization and agricultrul performance application of intra-sectoral and general indicators of international trade. *Journal of* Agricultural Economics Research, 8(1): 129-159. (Persian)

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شمارهٔ ۱۰۹، بهار ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/AEAD.2020.258008.1002

ارزش‌گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از دیدگاه مصرف‌کنندگان در شیراز

صمد عرفانی‌فر[۱]، محمد بخشوده[۲]، منصور زیبایی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۲/۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۲۷

چکیده

هدف پژوهش حاضر برآورد تمایل به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان گوشت مرغ سلامت‌محور و بررسی عوامل مؤثر بر آن در شهر شیراز بود. در مطالعهٔ حاضر، ابتدا گوشت مرغ سلامت‌محور بر اساس سه ویژگی عدم مصرف آنتی‌بیوتیک در دوره پرورش، تخلیه کامل اندرونه‌ها در زمان کشتار و وزن متوسط لاشه (مرغ سایز) در محل عرضه، به شهروندان شیرازی

۱- نویسندهٔ مسئول و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
(erfanifar@shirazu.ac.ir)

۲- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۳- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

معرفی شد. به‌منظور استخراج تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان، از روش ارزش‌گذاری مشروط دوگانه با سؤال‌های یک‌طرفه و دوطرفه و تکمیل ۶۰۱ پرسشنامه به‌صورت حضوری در پاییز سال ۱۳۹۶ استفاده شد. با انجام پیش‌آزمون، پارامترهای توزیع تمایل به پرداخت جامعه هدف تعیین و بر اساس روش کوپر، انتخاب بهینهٔ بردار پیشنهاد قیمت صورت گرفت. نتایج تخمین مدل‌های اقتصادسنجی، برتری کارآیی روش دوطرفه نسبت به یک‌طرفه را نشان داد. بر اساس یافته‌ها، تحصیلات (به‌ویژه در بین زنان) و درآمد خانوار به‌طور مثبت و سن و بعد خانوار به‌صورت منفی بر تمایل به پرداخت اضافه اثرگذار بودند. متوسط تمایل به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور در مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه، به‌ترتیب، ۲۶۴۲۰ و ۲۴۲۴۰ ریال برآورد شد، که معادل ۳۵ و ۳۲ درصد بیش از قیمت بازاری گوشت مرغ معمولی است. تمایل به پرداخت اضافه از سوی مصرف‌کنندگان نشان داد که تقاضای بالقوه‌ای برای گوشت مرغ سلامت‌محور وجود دارد و از این‌رو، تولیدکنندگان می‌توانند با بهره‌گیری از این فرصت، از طریق تولید و عرضه این محصول منتفع شوند.

کلیدواژه‌ها: *گوشت مرغ سلامت‌محور، ارزش‌گذاری مشروط، بردار پیشنهاد قیمت، تمایل به پرداخت، شیراز (شهر).*

طبقه‌بندی JEL : Q13, D04, D12

مقدمه

مصرف مداوم آنتی‌بیوتیک‌ها در فرآیند تولید مرغ گوشتی، به‌دلیل ایجاد باکتری‌های مقاوم به آنتی‌بیوتیک‌ها، خطر بزرگی برای سلامتی انسان به‌شمار می‌رود (Castanon, 2007; Dianat and Taali, 2013). در راستای حمایت از تولید محصولات سالم و ارتقای ایمنی غذا، اتحادیه اروپا در سال ۲۰۰۶ مصرف آنتی‌بیوتیک‌ها در فرآیند تولید گوشت مرغ را غیرقانونی اعلام کرد (Cox Jr and Ricci, 2008). در ایران، گرچه در سال‌های

اخیر، گوشت مرغ به یکی از مهم‌ترین منابع تأمین پروتئین خانوار تبدیل شده است، اما هیچ‌گونه مقرراتی در ارتباط با نحوه استفاده و نظارت بر مصرف آنتی‌بیوتیک‌ها در فرآیند پرورش طیور و همچنین، حداکثر مقدار باقی‌مانده مجاز آنها در مواد غذایی با منشأ دام و طیور وجود ندارد (Dabdagh Moghaddam et al., 2017)؛ و این در حالی است که توجه به کیفیت و سلامت گوشت مرغ در فرآیند تولید برای ارتقای سلامت و بهداشت جامعه ضروری به‌نظر می‌رسد. از طرف دیگر، به‌دلیل افزایش هزینه تولید محصولات سالم نسبت به محصولات مرسوم موجود در بازار، تصمیم‌گیری برای توسعه سرمایه‌گذاری و تولید محصولات سالم ازجمله گوشت مرغ سالم و ارگانیک مستلزم آگاهی از رفتار مصرف‌کنندگان و میزان تمایل به پرداخت آنهاست (Nikoukar and Bazzi, 2016).

در سال‌های اخیر، پژوهش‌هایی در زمینهٔ نگرش مصرف‌کنندگان و تمایل آنها به پرداخت برای محصولات غذایی سالم در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای نوظهور صورت گرفته است (Cicia et al., 2016; Gunduz and Bayramoglu, 2011; Zhang et al., 2018). مطالعات انجام‌شده در ایران نیز نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان برای خرید محصولات سالم در مقایسه با انواع معمولی آن حاضر به پرداخت مبلغی اضافه هستند. در مطالعه بریم‌نژاد و هوشمندان (Barimnejad and Hooshmandan, 2013)، تمایل به پرداخت شهروندان تهرانی برای خرید سبزی‌های سالم به‌طور متوسط سی درصد بیش از قیمت بازاری نوع معمولی آن گزارش شده است. در زمینه بررسی تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای گوشت مرغ بدون آنتی‌بیوتیک و مرغ سبز ارگانیک نیز مطالعاتی در ایران انجام شده است. کاووسی کلاشمی و همکاران (Kavoosi Kalasham et al., 2014) به بررسی میزان تمایل به پرداخت ساکنان شهر رشت برای محصول ارگانیک مرغ سبز پرداختند و نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که ۸۵/۵ درصد از اعضای نمونه جامعهٔ آماری تحقیق حاضرند مبلغی اضافه برای این محصول بپردازند و متوسط تمایل به پرداخت افراد برای خرید هر کیلوگرم گوشت مرغ سبز ۲۱/۴۲

درصد بیش از مرغ معمولی است. بر اساس یافته‌های پژوهش نیکوکار و بزی (Nikoukar and Bazzi, 2016)، تمایل به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان گوشت مرغ بدون آنتی‌بیوتیک نسبت به گوشت مرغ معمولی در شهر مشهد برای ۵۵ درصد افراد بین ۱۵ تا سی درصد برآورد شد و حدود بیست درصد مصرف‌کنندگان نیز حاضر به پرداخت بیش از ۳۵ درصد اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ بدون آنتی‌بیوتیک بودند. آمیان و همکاران (Amiyan et al., 2017) نیز عوامل مؤثر بر پذیرش و مصرف گوشت مرغ ارگانیک را در شهر ارومیه بررسی کردند و بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، مقدار تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ ارگانیک در مقایسه با مرغ معمولی معادل ۳۳/۹۲ درصد بود.

بررسی مطالعات نشان می‌دهد که تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان فقط برای ویژگی بدون آنتی‌بیوتیک گوشت مرغ استخراج‌شده است، درحالی که ویژگی اندازه و تخلیه کامل اندرونه‌های مرغ نیز بر کیفیت و سلامت گوشت مرغ اثرگذار است. از این‌رو، در مطالعهٔ حاضر، با معرفی گوشت مرغ سلامت‌محور با سه ویژگی بدون آنتی‌بیوتیک، اندازه متوسط (مرغ سایز) و تخلیه کامل اندرونه‌های مرغ ، تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان و عوامل مؤثر بر انتخاب گوشت مرغ سلامت‌محور در شهر شیراز بررسی شد. در ادامه، توضیحات مربوط به سه ویژگی یادشده و دلیل انتخاب آنها آمده است.

با توجه به مضرات مصرف آنتی‌بیوتیک برای سلامت انسان، عدم مصرف هرگونه آنتی‌بیوتیک در فرآیند تولید گوشت مرغ به عنوان ویژگی اول گوشت مرغ سلامت‌محور در نظر گرفته شد. در اغلب کشورهای تولیدکننده گوشت مرغ، مرغ گوشتی با وزن متوسط و دوره پرورش ۳۵ تا ۴۲ روزه با عنوان جوجهٔ کبابی[1] تولید می‌شود (Dianat and Taali, 2013). کاهش چربی و ضایعات لاشه، ارتقای کیفیت و ایمنی گوشت، کاهش هزینه‌های تولید، بهبود نسبت تبدیل

1. Grilled chicken

غذایی[1] و امکان افزایش تعداد دفعات جوجه‌ریزی از مهم‌ترین مزایای تولید مرغ گوشتی با اندازه متوسط است. متأسفانه در ایران، به‌دلایل مختلف از جمله بالا بودن قیمت جوجه یک‌روزه، سود واسطه‌ها و فرهنگ مصرف مرغ درشت، وزن مرغ قابل عرضه در بازار به بیش از دو کیلوگرم افزایش یافته است (Production and Distribution Plan for Chicken within 42 Days, 2015)؛ از این‌رو، با هدف ارتقای کیفیت و ایجاد فرهنگ مصرف گوشت مرغ مطابق با استانداردهای جهانی، ویژگی دوم با عنوان مرغ با اندازه متوسط (مرغ سایز) انتخاب شد. در این راستا، بر اساس نظرات کارشناسان، مرغ با وزن لاشهٔ ۱۵۰۰ تا ۱۸۰۰ گرم در محل عرضه به مصرف‌کننده به‌عنوان «مرغ سایز» در نظر گرفته شد. بخش اعظم تولید مرغ گوشتی در کشور با تخلیه کامل اندرونه‌ها صورت نمی‌گیرد. با تخلیه کامل اندرونه‌های مرغ می‌توان بستر لازم برای ارتقای کیفیت و افزایش ماندگاری گوشت مرغ را فراهم ساخت و بخش بزرگی از معضل برگشت مرغ تازه از مراکز عرضه را حل کرد (Dianat and Taali, 2013). در این راستا، تخلیه کامل اندرونه‌های مرغ در زمان کشتار (مرغ تخلیه کامل) به‌عنوان ویژگی سوم مرغ سلامت‌محور معرفی شد.

مبانی نظری و روش تحقیق

ارزش‌گذاری مشروط

از آنجا که گوشت مرغ سلامت‌محور یک کالای فرضی است که بازاری برای آن وجود ندارد، برای استخراج تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان این کالا، از روش ارزش‌گذاری مشروط[2] استفاده شد. ارزش‌گذاری مشروط یکی از مهم‌ترین روش‌های ارزش‌گذاری بر پایه ترجیحات بیان‌شده است که در آن، با ایجاد بازار فرضی، میزان تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای کالای جدید برآورد می‌شود. در ارزش‌گذاری مشروط، میزان تمایل به پرداخت به روش‌های

1. Feed conversion ratio (FCR)
2. Contingent valuation

مختلف قابل استخراج است. چهار روش اصلی که در کارهای تحقیقاتی و عملی مورد استفاده قرار گرفته‌اند، عبارت‌اند از: بازی پیشنهاد[۱]، کارت پرداخت[۲]، انتها- باز[۳] و انتخاب دوگانه[۴]. انتخاب دوگانه به دو زیرروش «انتخاب دوگانه یک‌بعدی»[۵] و «انتخاب دوگانه دوبعدی»[۶] تقسیم می‌شود (Boyle et al., 1996; Shi et al., 2014). در بین روش‌های یادشده، انتخاب دوگانه به‌دلیل حداقل بودن اریب‌های مربوط به روش‌های ارزش‌گذاری مشروط از جمله اریب راهبردی، سازگاری با رفتار افراد و سهولت در جمع‌آوری داده‌ها نسبت به سایر روش‌ها برتری دارد (Cameron and Quiggin, 1994; Duffield and Patterson, 1991; Venkatachalam, 2004).

در ارزش‌گذاری مشروط با انتخاب دوگانه، پس از انجام مصاحبه، فقط دامنه‌ای به‌دست می‌آید که در آن، تمایل به پرداخت فرد قرار دارد. در مدل یک‌طرفه، دامنه به‌دست‌آمده برای تمایل به پرداخت هر فرد به قیمت پیشنهادی و کرانه‌های تابع توزیع تمایل به پرداخت محدود می‌شود. در مدل دوطرفه، چنانچه پاسخ به یکی از دو سؤال «بلی» و دیگری «خیر» باشد، دامنه تمایل به پرداخت محدود به دو قیمت پیشنهادی می‌شود و در غیر این صورت، دامنه به قیمت پیشنهادی دوم و یکی از دو کرانه تابع توزیع تمایل به پرداخت محدود خواهد شد (Knapp et al., 2018). در روش یک‌طرفه، نسبت به دوطرفه، به اطلاعات کمتری نیاز است؛ جمع‌آوری داده‌ها و تخمین مدل نیز راحت‌تر است و مشکلات ناشی از اریب پیشنهاد قیمت دوم مثل اثر تکیه‌گاهی[۷] وجود ندارد. از سوی دیگر، به‌لحاظ نظری، روش دوطرفه نسبت به یک‌طرفه از کارآیی بیشتری برخوردار است؛ هرچند، تفاوت در کارآیی با افزایش حجم نمونه کاهش می‌یابد. در صورت عدم وجود سایر منابع اریب سیستمی و با داشتن نمونهٔ به‌اندازهٔ کافی بزرگ، تفاوت در تخمین پارامترهای مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه در برخی از کارهای عملی

1. Bidding game
2. Payment card
3. Open-ended
4. Dichotomous choice
5. Single-bounded dichotomous choice
6. Double-bounded dichotomous choice
7. Anchoring effect

به‌احتمال زیاد به‌دلیل عدم تصریح صحیح مدل یا ضعف در طراحی بردار پیشنهاد قیمت است. چنانچه بردار پیشنهاد قیمت بر مبنای پیش‌آزمون به‌طور صحیح انتخاب شود، نتایج روش یک‌طرفه نیز قابل اطمینان خواهد بود؛ ولی در صورتی که نمونه کوچک باشد و پیش‌آزمون قابل اعتماد نباشد، استفاده از مدل دوطرفه توصیه می‌شود (Calia and Strazzera, 2000).

مدل‌سازی تمایل به پرداخت در ارزش‌گذاری مشروط دوگانه یک‌طرفه

در ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه یک‌طرفه برای برآورد تابع تمایل به پرداخت و بررسی عوامل مؤثر بر آن، کامرون (Cameron, 1991) مدل رگرسیون نرمال سانسور شده[1] را پیشنهاد کرد. در این مدل، برخلاف مدل تفاوت مطلوبیت[2] هانمان (Hanemann, 1984)، برآوردی جداگانه برای پارامترهای مدل و انحراف استاندارد تمایل به پرداخت صورت می‌گیرد، که انجام محاسبه فاصله اطمینان انحراف استاندارد تمایل به پرداخت را ممکن می‌سازد.

در این روش، به فرد i ام قیمت t_i پیشنهاد می‌شود و او بر اساس مقدار تمایل به پرداخت واقعی خود که بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از قیمت پیشنهادی است، پاسخ بلی یا خیر می‌دهد. مدل اقتصادسنجی تمایل به پرداخت بر اساس رگرسیون نرمال سانسورشده کامرون (Cameron, 1991) به‌صورت رابطه (۱) بیان می‌شود.

$$wtp_i(x_i, u_i) = x_i'\beta + u_i \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، wtp_i تمایل به پرداخت واقعی فرد iام، یک متغیر غیرقابل مشاهده و پیوسته فرض می‌شود که به خصوصیات اقتصادی- اجتماعی آن فرد بستگی دارد، که با بردار x_i نشان داده می‌شود. u_i دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 فرض می‌شود. متغیر وابسته قابل مشاهده یک متغیر دوگانه با پاسخ‌های بلی و خیر است که با استفاده از متغیر موهومی I_i، به‌صورت رابطه (۲) کمی می‌شود.

1. Censored normal regression
2. Utility differential model

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{if } wtp_i > t_i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (۲)$$

احتمال مشاهده پاسخ مثبت، مشروط به بردار متغیرهای مستقل، به‌صورت رابطه (۳) تعریف می‌شود.

$$\begin{aligned} &\Pr(I_i = 1 \mid x_i) = \Pr(wtp_i > t_i) = \Pr(u_i > t_i - x_i'\beta) \\ &= \Pr(u_i/\sigma > (t_i - x_i'\beta)/\sigma) = 1 - \Phi((t_i - x_i'\beta)/\sigma) = \Phi((x_i'\beta - t_i)/\sigma) \end{aligned} \quad (۳)$$

در رابطه (۳)، $\Phi(.)$ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد است. بر این اساس، تابع لگاریتم درست‌نمایی به‌صورت رابطه (۴) خواهد شد.

$$\log L = \sum_{i=n}^{n} \{I_i \log[1 - \Phi((t_i - x_i'\beta)/\sigma)] + (1 - I_i)\log[\Phi((t_i - x_i'\beta)/\sigma)]\} \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، وجود متغیر پیشنهاد قیمت (t_i) باعث برآورد مستقل انحراف استاندارد تمایل به پرداخت (σ) و بردار ضرایب β می‌شود، به‌گونه‌ای که تابع ارزش‌گذاری (۱) قابل تشخیص خواهد شد. اگر متغیر قیمت پیشنهادی صفر باشد ($t_i = 0$)، رابطه (۴) به تابع لگاریتم درست‌نمایی مدل پروبیت معمولی تبدیل می‌شود و امکان محاسبه مستقل σ و β وجود ندارد (Cameron, 1991).

مدل‌سازی تمایل به پرداخت در ارزش‌گذاری مشروط دوگانه دوطرفه

در مدل دوطرفه، دو متغیر دوگانه، یکی در پاسخ به پیشنهاد قیمت اول (t_i^1)، با متغیر موهومی I_i^1 و دیگری در پاسخ به پیشنهاد قیمت دوم (t_i^2)، با متغیر موهومی I_i^2، تعریف می‌شود؛ بنابراین، چهار پیامد متفاوت بر حسب ترکیب‌های مختلف این دو متغیر دوگانه خواهیم داشت. با فرض اینکه مدل اقتصادسنجی تمایل به پرداخت فرد iام به‌صورت رابطه (۱) تعریف شده و جمله پسماند مدل یعنی، u_i دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد σ در نظر گرفته شود، می‌توان احتمال وقوع هر کدام از پیامدهای چهارگانه را به‌صورت روابط زیر تعریف کرد (Chien et al., 2005):

$$\Pr(I_i^1 = 1, I_i^2 = 1) = \Pr(wtp_i > t_i^2) = \Pr(u_i > t_i^2 - x_i'\beta) = 1 - \Phi((t_i^2 - x_i'\beta)/\sigma) \quad (۵)$$

$$\Pr(I_i^1 = 1, I_i^2 = 0) = \Pr(t_i^1 \le wtp < t_i^2) = \Pr((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma \le u_i/\sigma \le (t_i^2 - x_i\beta)/\sigma) = \Phi((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma) - \Phi((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma) \quad (۶)$$

$$\Pr(I_i^1 = 0, I_i^2 = 1) = \Pr(t_i^2 \le wtp < t_i^1) = \Pr((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma \le u_i/\sigma \le (t_i^1 - x_i\beta)/\sigma) = \Phi((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma) - \Phi((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma) \quad (۷)$$

$$\Pr(I_i^1 = 0, I_i^2 = 0) = \Pr(wtp_i < t_i^2) = \Pr(u_i < t_i^2 - x_i'\beta) = \Phi((t_i^2 - x_i'\beta)/\sigma) \quad (۸)$$

بر اساس روابط (۵) تا (۸)، تابع لگاریتم درست‌نمایی تمایل به پرداخت، چنانچه تعداد نمونه n باشد، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\log L = \sum_{i^1=1,i^2=1} \log[1 - \Phi((t_i^2 - x_i'\beta)/\sigma)] + \sum_{i^1=1,i^2=0} \log[\Phi((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma) - \Phi((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma)] + \sum_{i^1=0,i^2=1} \log[\Phi((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma) - \Phi((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma)] + \sum_{i^1=0,i^2=0} \log[\Phi((t_i^2 - x_i'\beta)/\sigma)] \quad (۹)$$

برای برآورد پارامترهای مدل تمایل به پرداخت، بر اساس تابع درست‌نمایی رابطه (۹)، تخمین مستقیم پارامترهای مدل شامل بردار β و پارامتر σ با روش حداکثر درست‌نمایی انجام می‌شود. پس از برآورد پارامترهای مدل، میانگین تمایل به پرداخت بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شود (Calia and Strazzera, 2000):

$$E(wtp) = \bar{x}\hat{\beta} \quad (۱۰)$$

که در آن، $\bar{x}$ بردار میانگین متغیرهای مستقل در نمونه موردبررسی است.

با توجه به خطی بودن تابع تمایل به پرداخت که به‌صورت رابطه (۱) تعریف شده است، احتمال اینکه مقادیر پیش‌بینی‌شدهٔ این متغیر برای برخی از افراد نمونه کمتر از صفر به‌دست آید، دور از انتظار نیست. برای رفع این مشکل، از مدل اقتصادسنجی تمایل به پرداخت نمایی به شکل رابطه (۱۱) استفاده می‌شود (Haab and McConnell, 1998).

$$wtp_i = \exp(x_i\beta + u_i) \quad (۱۱)$$

کاربرد تابع نمایی منجر به برآورد مقادیر مثبت برای تمایل به پرداخت می‌شود. برای تخمین تمایل به پرداخت با استفاده از تابع نمایی، کافی است به‌جای استفاده از مقادیر پیشنهاد

قیمت اول و دوم در مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه، از لگاریتم طبیعی آنها استفاده و سپس، مدل‌های یادشده را برآورد کرد (Lusk, 2003).

انتخاب بهینه بردار پیشنهاد قیمت در ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه

یکی از موضوعات مهم و کلیدی در ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه انتخاب صحیح بردار پیشنهاد قیمت است که در برآورد مقدار متوسط تمایل به پرداخت بسیار مؤثر است (Liu, 2008). در همین راستا، به موضوع طراحی پرسشنامه در ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه در تحقیقات بسیاری پرداخته شده است که از آن میان، می‌توان مطالعات دافیلد و پترسون (Duffield and Patterson, 1991)، بویل و همکاران (Boyle et al., 1988) و بیشاپ و هبرلین (Bishop and Heberlein, 1979) را یادآور شد. هر کدام از تحقیقات یادشده تنها به یک بعد از ابعاد طراحی پرسشنامه پرداخته‌اند. یافتن اندازه نمونه (N)، انتخاب بردار پیشنهاد قیمت ($[b_1,b_2,...,b_m]$) و تخصیص حجم نمونه بین مقادیر مختلف بردار پیشنهاد قیمت به‌صورت بردار $[n_1, n_2, ... n_m]$ از جمله موضوعات مورد بررسی در این مطالعات بوده است. در دو بردار اخیر، m تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت است.

در مطالعهٔ حاضر، از آنجا که مقدار واقعی تمایل به پرداخت فرد مورد مصاحبه نامشخص بوده است، در پرسشنامه ارزش‌گذاری مشروط، تمایل به پرداخت یک متغیر تصادفی محسوب می‌شود. با توجه به اینکه مقدار تمایل به پرداخت یک متغیر نامنفی است، میانگین آن مثل هر متغیر تصادفی دیگر از رابطه زیر قابل محاسبه است (Hanemann, 1989):

$$E(wtp) = \int_0^{+\infty} [1 - F(b)]db \qquad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲)، $F(b)$ تابع توزیع تجمعی متغیر تصادفی تمایل به پرداخت (wtp) است، که احتمال پاسخ منفی به مقدار پیشنهادی تمایل به پرداخت را نشان می‌دهد. اگر حد بالای

توزیع تمایل به پرداخت در مقدار حداکثر پیشنهاد قیمت قطع شود[1]، منجر به ایجاد اریب در محاسبه تمایل به پرداخت خواهد شد. چنانچه $F(b_{max})$ به مقدار یک میل پیدا کند، اریب کاهش می‌یابد. کوپر (Cooper, 1993)، برای طراحی پرسشنامه ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه، مدلی را ارائه کرده است که در آن، انتخاب بردار پیشنهاد قیمت و تخصیص حجم نمونه بین مقادیر مختلف این بردار به‌طور بهینه انجام می‌شود. در این مدل، از یک فرآیند تکراری و با هدف حداقل‌سازی میانگین مربع خطای[2] تمایل به پرداخت نمونه استفاده می‌شود.

در روش کوپر (Cooper, 1993)، ابتدا با انجام یک پیش‌آزمون در سطح جامعه هدف، تابع چگالی احتمال تمایل به پرداخت جامعه برآورد و از میانگین آن به‌عنوان میانگین تمایل به پرداخت جامعه استفاده می‌شود. در این روش، بهینه‌سازی بردار پیشنهاد قیمت یک روش دومرحله‌ای تکراری است. در مرحله اول، با معلوم در نظر گرفتن حجم نمونه (N)و تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت (m)، سطح زیر منحنی تابع چگالی احتمال به تعداد $m+1$ ناحیه با مساحت‌های یکسان تقسیم می‌شود. مقادیر مرزی بین این نواحی، m عضو بردار پیشنهاد قیمت را تعیین می‌کنند. برای نمونه، اگر تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت سه در نظر گرفته شود $(m=3)$، مساحت یادشده به چهار قسمت مساوی تقسیم می‌شود و سه مرز مشترک بین نواحی عناصر بردار پیشنهاد قیمت را معلوم می‌سازند. با داشتن تابع توزیع چگالی احتمال، مقادیر هر پیشنهاد قیمت (b_i)به‌صورت $b_i = F^{-1}(P_i)$ تعیین می‌شود، که P_iاز رابطه (۱۳) قابل محاسبه است.

$$P_i = [1/(m+1)] \times i \qquad i=1,2,\ldots,m \qquad (۱۳)$$

اگر $m=3$ باشد، آنگاه نتیجه می‌شود:

$$P_1 = 1/4 \text{ ،} P_2 = 1/2 \text{ و } P_3 = 3/4 \text{ و } b_1 = F^{-1}(1/4) \text{ ،} b_2 = F^{-1}(1/2) \text{ و } b_3 = F^{-1}(3/4)$$

1. Truncated
2. Mean Square Error (MSE)

در این روش، حد بالای قطع‌شده در رابطه (۱۲) از قبل تعیین نمی‌شود. با افزایش m، فرآیند تعیین بردار پیشنهاد قیمت به‌گونه‌ای است که از مرکز به دو سمت توزیع تمایل به پرداخت جامعه حرکت می‌کند. در این فرآیند انتخاب، فاصله بین پیشنهادهای متوالی قیمت با افزایش فاصله از میانه افزایش می‌یابد؛ یعنی، در ناحیه‌ای از توزیع که چگالی احتمال بیشتر است،تعداد پیشنهادهای قیمت هم بیشتر می‌شود و برعکس.

در مرحله دوم مدل، با توجه به بردار پیشنهاد قیمت انتخاب‌شده در مرحله اول، تخصیص حجم نمونه به هر کدام از مقادیر این بردار بر اساس معیار حداقل‌سازی میانگین مربع خطا و اعمال محدودیت حجم نمونه با استفاده از رابطه (۱۴) انجام می‌شود.

$$\min(MSE) = \min[bias^2(wtp) + \text{var}(wtp)] = \min[(wtp - \widehat{wtp})^2 + \text{var}(wtp)] \qquad (۱۴)$$

$$s.t.\ \sum_{i=1}^{m} n_i = N \quad \text{where } n_i \geq 0 \ \text{ for i=1,...,n}$$

در رابطه (۱۴)، $\widehat{wtp}$ تمایل به پرداخت برآوردشده بر اساس مدل و wtp میانگین تمایل به پرداخت جامعه است.

در مدل کوپر (Cooper, 1993)، معادله هدف در قالب رابطه (۱۴) برای مقادیر مختلف m (تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت) از $m=1$ تا N تکرار می‌شود تا با کمینه کردن میانگین مربع خطا، مقادیر بهینه بردارهای b و n به‌دست آیند.

در تحقیق حاضر، به‌منظور استخراج بردار بهینه پیشنهاد قیمت برای استفاده در ارزش‌گذاری مشروط دوگانه، برنامه‌ای در نرم‌افزار متلب بر اساس روش پیشنهادی کوپر (Cooper, 1993) برای توزیع‌های احتمال متفاوت از جمله توزیع نرمال و لوگ‌نرمال نوشته شد. با انتخاب حجم نمونه و تعیین نوع توزیع تمایل به پرداخت جامعه و پارامترهای آن که از طریق انجام پیش‌آزمون به‌دست آمد، با استفاده از این برنامه، بردار پیشنهاد قیمت به‌همراه تخصیص حجم نمونه بین مقادیر مختلف آن تعیین شد[۱].

۱- در صورت نیاز، برای آشنایی بیشتر با این برنامه با نویسنده مسئول مقاله تماس بگیرید.

مدل اقتصادسنجی و تعریف متغیرهای مدل

بر اساس داده‌های حاصل از پیش‌آزمون، تمایل به پرداخت اضافه جامعه آماری برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به گوشت مرغ معمولی دارای توزیع لوگ‌نرمال بود؛ بنابراین، برای مدل‌سازی تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان گوشت مرغ سلامت‌محور، از رابطه (۱۱) و برای تخمین پارامترهای مدل، از توابع درست‌نمایی در قالب روابط (۴) و (۹)، به‌ترتیب، برای روش‌های یک‌طرفه و دوطرفه استفاده شد.

بردار متغیرهای مستقل x مورد استفاده در مدل‌های اقتصادسنجی بدین شرح است: متغیر موهومی جنسیت با ارزش یک برای مردان و صفر برای زنان در نظر گرفته شد. سن به‌عنوان یک متغیر پیوسته بر حسب سال تعریف شد. تعداد افراد خانوار فرد مصاحبه‌شونده نیز یک متغیر پیوسته بر حسب نفر لحاظ شد. تعداد افراد مورد مصاحبه که از نظر تحصیلات، به دو گروه با تحصیلات دانشگاهی و فاقد تحصیلات دانشگاهی تقسیم‌بندی شدند، با یک متغیر موهومی با ارزش صفر و یک در مدل وارد شد (یک برای افراد دارای تحصیلات دانشگاهی و صفر برای افراد فاقد تحصیلات دانشگاهی در نظر گرفته شد). از آنجا که افراد به سؤال‌های مخارج خانوار نسبت به درآمد راحت‌تر پاسخ می‌دهند، در مطالعهٔ حاضر، به‌منظور سنجش درآمد خانوار، از کل مخارج خانواده در طول یک ماه سؤال شد؛ بر این اساس، تعداد دوازده دامنه متفاوت برای مخارج ماهانه خانوار در پرسشنامه در نظر گرفته شد و هر فرد مصاحبه‌شونده یکی از دامنه‌های پیشنهادی را بر اساس مخارج ماهانه خانواده خود انتخاب می‌کرد؛ اختلاف بین میانگین دو دامنه مخارج متوالی مبلغ پنج میلیون ریال بود (برای نمونه، دامنه دوم مخارج در محدوده پنج میلیون ریال تا ده میلیون ریال و دامنه سوم از ده میلیون ریال تا پانزده میلیون ریال در نظر گرفته شد) و از مقادیر میانگین هر دامنه به‌عنوان مبلغ مخارج متوسط ماهانه خانوار استفاده شد. میزان مصرف گوشت مرغ در هر خانوار بر اساس کیلوگرم در ماه مورد سؤال قرار گرفت.

روش جمع‌آوری داده‌ها

برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز ارزش‌گذاری مشروط، در مطالعات متعدد، از روش نمونه‌گیری فروشگاهی استفاده شده است (Hu et al., 2011; Romano et al., 2016; Thompson and Kidwell, 1998; Zaikin and McCluskey, 2013). در این روش، در محل فروشگاه‌های بزرگ محصولات غذایی، به‌صورت تصادفی، از مشتریان درخواست می‌شود که در تکمیل پرسشنامه شرکت کنند. سرعت در تکمیل پرسشنامه و نرخ بالای پاسخ از مزایای این روش است. در نمونه‌گیری فروشگاهی، احتمال دو نوع اریب، یکی اریب مربوط به تکمیل‌کننده و دیگری اریب ناشی از انتخاب نمونه، وجود دارد. برای کاهش اریب تکمیل‌کننده، از افراد متخصص و آموزش‌دیده استفاده می‌شود که این کار باعث ایجاد روند یکسان در ارائه توضیحات مورد نیاز به مصاحبه‌شونده و نحوه تکمیل پرسشنامه می‌شود؛ برای کاهش اریب مربوط به انتخاب نمونه نیز نمونه‌گیری در نقاط مختلف منطقه مورد پژوهش و در زمان‌های متفاوت انجام می‌شود. انتخاب مکان و زمان متفاوت امکان شرکت افراد مختلف در نمونه را فراهم می‌سازد و به‌تبع آن، اریب انتخاب نمونه را کاهش می‌دهد (Hu et al., 2011).

در مطالعهٔ حاضر، برای تکمیل پرسشنامه‌ها از روش نمونه‌گیری فروشگاهی استفاده شد. برای کاهش اریب‌های موجود در نمونه‌گیری نیز از افراد باتجربه در تکمیل پرسشنامه‌ها استفاده شد. همچنین، نمونه‌گیری در محل فروشگاه‌های بزرگ مواد غذایی که به‌طور تصادفی از مناطق یازده‌گانه شهری شیراز انتخاب شدند، در روزهای مختلف هفته و در نوبت‌های صبح و عصر انجام گرفت. با محاسبه پارامترهای توزیع تمایل به پرداخت جامعه که از پیش‌آزمون به‌دست آمد و پذیرفتن ۱/۵ درصد خطای نمونه‌گیری و با در نظر گرفتن جمعیت شهر شیراز بر اساس سرشماری سال ۱۳۹۵ معادل ۱۵۶۵۵۷۲ نفر، با استفاده از رابطهٔ شیفر و همکاران (Scheaffer et al., 2011)، حجم نمونه معادل ۶۰۱ نفر به‌دست آمد. داده‌های مورد نیاز با تکمیل پرسشنامه از شهروندان شهر شیراز در ماه‌های مهر و آبان سال ۱۳۹۶ جمع‌آوری شد. پرسشنامه شامل سه بخش اصلی بود. در بخش اول، با ایجاد بازار فرضی برای مصاحبه‌شونده، ویژگی‌های گوشت مرغ سلامت‌محور توضیح داده شد. در بخش دوم، میزان تمایل به پرداخت

اضافه به ازای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور با استفاده از سؤال‌های دوگانه مورد سؤال قرار گرفت. در قسمت سوم، پرسشنامه خصوصیات فردی و جمعیت‌شناختی خانوار و فرد مصاحبه‌شونده سؤال شد.

نتایج و بحث

در این بخش، پس از مرور خصوصیات آماری نمونه، مطالبی در مورد مقادیر بردار پیشنهاد قیمت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور ارائه و در ادامه، نتایج تخمین مدل‌های اقتصادسنجی به‌همراه تحلیل نتایج بیان می‌شود.

خصوصیات آماری نمونه

برخی از ویژگی‌های آماری نمونه در جدول ۱ آمده است. از آنجا که واحد نمونه‌گیری در پژوهش حاضر خانوار بود، مصاحبه‌شوندگان محدود به سرپرستان خانوارها شدند که در محدودهٔ سنی بیست تا ۷۵ سال با میانگین سن ۴۴ سال بودند.

جدول ۱- برخی خصوصیات آماری نمونه

متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
سن (سال)	۴۳/۷	۲۰	۷۵	۱۱/۸
تعداد افراد خانوار (نفر)	۳/۶	۱	۱۰	۱/۲
مخارج خانوار (هزار ریال)	۲۴۸۰۰	۲۵۰۰	۶۰۰۰۰	۱۳۰۰۰
مصرف گوشت مرغ خانوار (کیلوگرم در ماه)	۶/۳	۱/۸	۲۵/۹	۴/۰
جنسیت (۰= زن؛ ۱= مرد)	۵۹ درصد افراد نمونه مرد بودند.			
تحصیلات (۱= دانشگاهی؛ ۰= غیردانشگاهی)	۳۹/۵ درصد افراد نمونه تحصیلات دانشگاهی داشتند.			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تعداد افراد خانوار در دامنه حداقل یک نفر تا حداکثر ده نفر قرار داشت و میانگین بعد خانوار ۳/۶ نفر به‌دست آمد. حدود ۵۹ درصد مصاحبه‌شوندگان مرد بودند. حدود چهل درصد آنها تحصیلات دانشگاهی (حداقل فوق‌دیپلم) و سایر افراد نمونه مدرک تحصیلی دیپلم یا کمتر

داشتند. میزان مصرف گوشت مرغ خانوارها، حداقل ۱/۸ کیلوگرم و حداکثر ۲۵/۹ کیلوگرم در ماه بود و متوسط مصرف ماهانه خانوارهای نمونه ۶/۳ کیلوگرم در ماه به‌دست آمد.

بردار پیشنهاد قیمت

مقادیر بردار پیشنهاد قیمت اضافه به‌همراه تخصیص حجم نمونه بین این مقادیر که بر اساس روش کوپر (Cooper, 1993)، استخراج شد، به‌ترتیب، در ستون اول و آخر جدول ۲ آمده است. شایان یادآوری است که قیمت هر کیلوگرم گوشت مرغ معمولی در بازار خرده‌فروشی در مدت‌زمان جمع‌آوری داده‌ها معادل ۷۵۰۰۰ ریال بود.

از آنجا که در پژوهش حاضر، از روش ارزش‌گذاری مشروط دوگانه دوطرفه نیز استفاده شده است، پس از پاسخ مصاحبه‌شونده به پیشنهاد قیمت اول، چنانچه پاسخ مثبت بود، پیشنهاد بعدی با ۴۵ درصد افزایش نسبت به پیشنهاد اول مطرح شد و در صورت دریافت پاسخ منفی، پیشنهاد دوم به مقدار سی درصد کمتر از پیشنهاد اول ارائه شد، به‌گونه‌ای که به‌ترتیب، بر مقادیر بالایی یا پایینی پیشنهاد قیمت اول منطبق شود. بدین ترتیب، در جدول ۲، علاوه بر مقادیر پیشنهاد قیمت اول، مقادیر پیشنهاد قیمت دوم نیز آمده است.

بر اساس توزیع پاسخ به سؤال‌های دوگانه در روش یک‌طرفه (جدول ۲)، با افزایش مبلغ پیشنهادی، مطابق انتظار، درصد پاسخ مثبت کاهش‌یافته است. بر این اساس، بالاترین درصد پاسخ مثبت مربوط به پیشنهاد قیمت ۹۰۰۰ ریال معادل ۸۴ درصد و کمترین آن مربوط به بالاترین قیمت پیشنهادی یعنی، ۴۰۰۰۰ ریال معادل ۲۱/۴ درصد بوده است.

جدول ۲- توزیع پاسخ در ارزش‌گذاری دوگانه یک‌طرفه و دوطرفه

پیشنهاد اول (ریال)	پیشنهاد دوم (ریال)		روش یک‌طرفه		روش دوطرفه								تعداد
			بلی		بلی - بلی		بلی - خیر		خیر - بلی		خیر - خیر		
	بالاتر	پایین‌تر	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	
۹۰۰۰	۱۳۰۰۰	۶۰۰۰	۲۱	۸۴/۰	۱۳	۵۲/۰	۹	۳۶/۰	۲	۸/۰	۱	۴/۰	۲۵
۱۳۰۰۰	۱۹۰۰۰	۹۰۰۰	۸۸	۷۸/۶	۶۰	۵۳/۶	۲۸	۲۵/۰	۱۴	۱۲/۵	۱۰	۸/۹	۱۱۲
۱۹۰۰۰	۲۸۰۰۰	۱۳۰۰۰	۱۴۱	۶۹/۵	۷۱	۳۵/۰	۷۰	۳۴/۵	۲۲	۱۰/۸	۴۰	۱۹/۷	۲۰۳
۲۸۰۰۰	۴۰۰۰۰	۱۹۰۰۰	۹۴	۴۵/۹	۴۲	۲۰/۵	۵۲	۲۵/۴	۵۷	۲۷/۸	۵۴	۲۶/۳	۲۰۵
۴۰۰۰۰	۵۸۰۰۰	۲۸۰۰۰	۱۲	۲۱/۴	۵	۸/۹	۷	۱۲/۵	۱۴	۲۵/۰	۳۰	۵۳/۶	۵۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

توزیع پاسخ در ارزش‌گذاری دوگانه دوطرفه نشان می‌دهد که در پیشنهاد قیمت حداقل (۹۰۰۰ ریال)، بیشترین درصد پاسخ «بلی – بلی» معادل ۵۲ درصد است. در این پیشنهاد قیمت، پاسخ «خیر – خیر» به تعداد یک نفر با ۴ درصد کمترین مقدار را به خود اختصاص داده است. در پیشنهاد قیمت حداکثر (۴۰۰۰۰ ریال)، بیشترین درصد پاسخ معادل ۵۳/۶ درصد در گروه «خیر – خیر» قرار دارد (تعداد سی نفر از ۵۶ نفر). در این پیشنهاد قیمت، درصد پاسخ «بلی – بلی» معادل ۸/۹ درصد بود؛ به دیگر سخن، از بین ۵۶ نفر مصاحبه‌شونده که با پیشنهاد قیمت اولیهٔ ۴۰۰۰۰ ریال مواجه شدند، تنها پنج نفر حاضر بودند مبلغی بالاتر از ۵۸۰۰۰ ریال برای هر کیلوگرم مرغ سلامت‌محور اضافه پرداخت داشته باشند. در پیشنهاد قیمت میانی (۱۹۰۰۰ ریال)، بیشترین نرخ پاسخ معادل ۳۵ درصد مربوط به گروه «بلی – بلی» بود، گویای آنکه ۷۱ نفر از مجموع ۲۰۳ مصاحبه‌شونده دارای تمایل به پرداخت حداقل مبلغ اضافه معادل ۲۸۰۰۰ ریال برای هر کیلوگرم مرغ سلامت‌محور بودند.

عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان گوشت مرغ سلامت‌محور

نتایج برآورد مدل تمایل به پرداخت برای گوشت مرغ سلامت‌محور بر مبنای ارزش‌گذاری مشروط دوگانه با سؤال‌های یک‌طرفه و دوطرفه در جدول ۳ آمده است. آماره

نسبت درست‌نمایی ((LR chi2(6) که در هر دو مدل در سطح یک درصد معنی‌دار شده، نشان‌دهندهٔ معنی‌داری کلی ضرایب برآوردشده در هر دو مدل است.

نتایج تخمین مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه نشان می‌دهد که ضریب متغیر سن در هر دو مدل در سطح ده درصد با علامت منفی معنی‌دار شده است. بدین ترتیب، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، می‌توان گفت که با افزایش سن سرپرست خانوار میزان تمایل به پرداخت اضافه برای مصرف گوشت مرغ سلامت‌محور کاهش یافته است. به ازای هر ده سال افزایش سن سرپرست خانوار مبلغ تمایل به پرداخت اضافه در مدل یک‌طرفه و دوطرفه، به‌ترتیب، معادل ۵/۹ درصد و ۴ درصد کاهش نشان می‌دهد. نتیجه مطالعات دتمان و دیمیتری (Dettmann and Dimitri, 2009) و بریم‌نژاد و هوشمندان (Barimnejad and Hooshmandan, 2013) نیز رابطه منفی بین سن و میزان تمایل به پرداخت اضافه برای محصولات سالم و ارگانیک را تأیید کردند.

اثر متغیر تحصیلات سرپرست خانوار بر تمایل به پرداخت اضافه برای گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به گوشت مرغ معمولی در هر دو مدل معنی‌دار و مثبت برآورد شده، با این تفاوت که در مدل یک‌طرفه، در سطح ده درصد و در مدل دوطرفه، در سطح یک درصد معنی‌دار است. ضرایب برآوردشده برای این متغیر در دو مدل به یکدیگر نزدیک بوده، به‌گونه‌ای که مقدار آن برای مدل یک‌طرفه ۰/۱۴ و برای مدل دوطرفه ۰/۱۶ برآورد شده است؛ بنابراین، می‌توان گفت که در خانوارهایی با سرپرست دارای تحصیلات دانشگاهی میزان متوسط تمایل به پرداخت اضافه برای گوشت مرغ سلامت‌محور حدود پانزده درصد بیشتر است. در برخی پژوهش‌های انجام‌شده نیز رابطه بین تحصیلات و میزان تمایل به پرداخت برای محصولات سالم و ارگانیک مثبت گزارش‌شده است (Dettmann and Dimitri, 2009; Gunduz and Bayramoglu, 2011; Nikoukar and Bazzi, 2016).

متغیر بعد خانوار در هر دو مدل در سطح یک درصد با تأثیر منفی، معنی‌دار شده است؛ بنابراین، می‌توان انتظار داشت که با افزایش تعداد اعضای خانوار، میزان تمایل به پرداخت اضافه برای خرید هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور کاهش یابد. ضریب برآوردشده نشان می‌دهد که به ازای افزایش یک نفر به جمعیت خانوار، میزان تمایل به پرداخت اضافه در مدل یک‌طرفه، حدود ۱۲ درصد و برای مدل دوطرفه، حدود ۱۱ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه دتمان و دیمیتری (Dettmann and Dimitri, 2009) هم‌راستاست.

جدول ۳- نتایج تخمین مدل ارزش‌گذاری مشروط دوگانه

متغیر	مدل یک‌طرفه			مدل دوطرفه		
	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z
سن	-۰/۰۰۵۹*	۰/۰۰۳۲	-۱/۸۱	-۰/۰۰۴۰*	۰/۰۰۲۳	-۱/۷۴
جنس	-۰/۱۲۴۰	۰/۰۷۸۳	-۱/۵۸	-۰/۱۱۳۰**	۰/۰۵۵۰	-۲/۰۶
تحصیلات	۰/۱۴۴۰*	۰/۰۸۱۷	۱/۷۶	۰/۱۵۹۴***	۰/۰۵۷۵	۲/۷۷
بعد خانوار	-۰/۱۲۴۳***	۰/۰۳۷۴	-۳/۳۲	-۰/۱۰۵۵***	۰/۰۲۶۳	-۴/۰۱
مصرف گوشت مرغ	۰/۰۱۵۶	۰/۰۱۱۴	۱/۳۷	۰/۰۱۱۳	۰/۰۰۸۰	۱/۴۱
مخارج کل خانوار	۰/۰۳۳۵***	۰/۰۰۸۴	۳/۹۸	۰/۰۲۶۷***	۰/۰۰۵۵	۴/۸۷
ثابت	۸/۱۳۵۸***	۰/۱۹۴۲	۴۱/۸۹	۷/۹۸۳۰***	۰/۱۳۶۴	۵۸/۵۵
تعدد مشاهدات	سانسور شده از چپ: ۲۴۵	سانسور شده از راست:۳۵۶	سانسور فاصله‌ای: ۰	سانسور شده از چپ: ۱۳۶	سانسور شده از راست:۱۹۰	سانسور فاصله‌ای: ۲۷۵
معنی‌داری مدل	Prob>chi2= ۰/۰۰۰	LR chi2(6)= ۴۱/۸۹		Prob>chi2= ۰/۰۰۰	LR chi2(6)= ۶۱/۵۱	

* معنی‌داری در سطح ده درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد، *** معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یکی از مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر میزان تمایل به پرداخت افراد برای محصولات سالم و ارگانیک درآمد خانوار است، که نتایج اکثر مطالعات وجود رابطه مثبت بین این دو متغیر را تأیید می‌کند (Dettmann and Dimitri, 2009; Donaghy et al., 2003; Gunduz and Bayramoglu, 2011; Zhang et al., 2018). از آنجا که در پژوهش حاضر، از مخارج کل خانوار به‌عنوان جانشین درآمد استفاده شد، نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که این متغیر بر تمایل

به پرداخت اضافه برای گوشت مرغ سلامت‌محور در هر دو مدل در سطح یک درصد با تأثیر مثبت، معنی‌دار شده است. از این‌رو، می‌توان گفت که خانوارهایی با هزینه ماهانه بالاتر تمایل به پرداخت بیشتری برای خرید این محصول سالم دارند. نتایج تخمین مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه نشان می‌دهد که به ازای هر ۵۰۰۰ هزار ریال افزایش مخارج ماهانه خانوار، تمایل به پرداخت اضافه برای خرید گوشت مرغ سلامت‌محور به‌ترتیب معادل ۳/۴ و ۲/۷ درصد افزایش می‌یابد. نتایج مطالعات نیکوکار و بزی (Nikoukar and Bazzi, 2016) و صندوقی و همکاران (Sandoghi et al., 2015) نیز رابطه مثبت و معنی‌دار بین درآمد و تمایل به پرداخت اضافه برای محصولات سالم و ارگانیک را تأیید می‌کند.

بررسی متغیر جنسیت نشان می‌دهد که این متغیر در مدل یک‌طرفه معنی‌دار نشده ولی در مدل دوطرفه در سطح پنج درصد معنی‌دار شده است. بر اساس برآورد ضریب این متغیر در مدل دوطرفه، می‌توان گفت که تمایل به پرداخت زنان سرپرست خانوار برای خرید گوشت مرغ سلامت‌محور بیش از مردان است و آنها حاضرند نسبت به مردان حدود ۱۱ درصد بیشتر اضافه پرداخت داشته باشند. در برخی تحقیقات انجام‌شده، میزان تمایل به پرداخت زنان برای محصولات ارگانیک بیش از مردان گزارش شده است (Barimnejad and Hooshmandan, 2013; Sakagami and Haas, 2012)؛ اما در مقابل، دوناقی و همکاران (Donaghy et al., 2003) گزارش کردند که مردان حاضرند مبلغ بیشتری برای محصولات ارگانیک بپردازند. نتایج مطالعه نیکوکار و بزی (Nikoukar and Bazzi, 2016) نشان داد که جنسیت اثر معنی‌داری بر میزان تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان شهر مشهد برای گوشت مرغ بدون آنتی‌بیوتیک ندارد. همچنین، نتایج مطالعه صندوقی و همکاران (Sandoghi et al., 2015) در شهر اصفهان نیز نشان داد که اثر جنسیت بر انتخاب مصرف‌کنندگان برای خیار سالم و ارگانیک معنی‌دار نیست.

تنها متغیری که در هیچ‌کدام از مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه اثر معنی‌دار بر تمایل به پرداخت برای گوشت مرغ سلامت‌محور نداشت، میزان مصرف گوشت مرغ معمولی در خانوار

بود. بر این اساس، می‌توان گفت که میزان تمایل به پرداخت خانوارها برای گوشت مرغ سلامت‌محور مستقل از مقدار مصرف گوشت مرغ معمولی در خانوار است و تفاوت در مصرف گوشت مرغ معمولی اثری معنی‌دار بر میزان تمایل به پرداخت اضافه خانوارها برای گوشت مرغ سلامت‌محور ندارد.

بررسی کلی نتایج تخمین مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه نشان می‌دهد که خطای استاندارد ضرایب برآوردشدهٔ مدل دوطرفه نسبت به مدل یک‌طرفه برای تمام متغیرها کمتر است. این نتیجه کارآیی بالاتر مدل دوطرفه را تأیید می‌کند که با نتایج تحقیقات کالیا و استرازرا (Calia and Strazzera, 2000) هم‌راستاست.

تمایل به پرداخت برآوردشده

برآورد تمایل به پرداخت در مقادیر میانگین متغیرهای وابسته با وجود متغیرهای موهومی در مدل صحیح نیست، زیرا محاسبه مقدار میانگین برای متغیرهای موهومی مانند جنسیت و تحصیلات بی‌معنی است. از این‌رو، در جدول ۴، مقادیر تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور، در میانگین متغیرهای پیوسته و گروه‌های مختلف نمونه، بر اساس تقسیم‌بندی متغیرهای موهومی جنسیت و تحصیلات برای هر دو مدل یک‌طرفه و دوطرفه محاسبه و ارائه شده است. اعداد جدول ۴ میانگین تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به مرغ معمولی موجود در بازار را نشان می‌دهند؛ همچنین، اعدادی که در براکت در زیر میانگین آمده‌اند، دامنه اطمینان ۹۵ درصدی تمایل به پرداخت اضافه برآوردشده را نشان می‌دهند. با توجه به بالاتر بودن کارآیی مدل دوطرفه به‌دلیل کمتر بودن خطای استاندارد تمامی ضرایب برآوردشده، دامنه اطمینان محاسبه‌شده برای مقادیر تمایل به پرداخت اضافه در مدل دوطرفه برای گروه‌های یکسان نسبت به مدل یک‌طرفه محدودتر است. از سوی دیگر، از آنجا که ضرایب برآوردشدهٔ تمام متغیرها در مدل دوطرفه به‌استثنای متغیر تحصیلات کمتر از ضرایب مشابه در مدل یک‌طرفه است، در نتیجه، میانگین

تمایل به پرداخت برآوردشده در مدل دوطرفه، در گروه‌های یکسان، کمتر از مدل یک‌طرفه است.

جدول ۴- میانگین تمایل به پرداخت اضافه برآوردشده در مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه (ریال)

تحصیلات / جنسیت	مدل دوطرفه			مدل یک‌طرفه		
	غیردانشگاهی	دانشگاهی	میانگین	غیردانشگاهی	دانشگاهی	میانگین
مرد	۲۱۰۴۰ [۱۹۳۴۰ - ۲۲۹۰۰]	۲۴۶۸۰ [۲۲۵۴۰ - ۲۷۰۳۰]	۲۲۸۶۰	۲۲۹۸۰ [۲۰۴۰۰ - ۲۵۹۰۰]	۲۶۵۶۰ [۲۳۲۲۰ - ۳۰۳۸۰]	۲۴۷۷۰
زن	۲۳۵۶۰ [۲۱۵۶۰ - ۲۵۷۵۰]	۲۷۶۵۰ [۲۴۶۷۰ - ۳۱۰۰۰]	۲۵۶۱۰	۲۶۰۳۰ [۲۲۸۳۰ - ۲۹۶۷۰]	۳۰۱۱۰ [۲۵۳۸۰ - ۳۵۷۲۰]	۲۸۰۷۰
میانگین	۲۲۳۰۰	۲۶۱۷۰	۲۴۲۴۰	۲۴۵۱۰	۲۸۳۴۰	۲۶۴۲۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول ۴، متوسط تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به گوشت مرغ معمولی برای مدل دوطرفه و یک‌طرفه، به‌ترتیب، معادل ۲۴۲۴۰ و ۲۶۴۲۰ ریال برآورد شد؛ بنابراین، درصد تمایل به پرداخت اضافه در مدل دوطرفه معادل ۳۲ درصد و برای مدل یک‌طرفه ۳۵ درصد به‌دست آمد. بیشترین مبلغ تمایل به پرداخت اضافه مربوط به زنان دارای تحصیلات دانشگاهی با مقادیر ۲۷۶۵۰ و ۳۰۱۱۰ ریال، به‌ترتیب، برای مدل‌های دوطرفه و یک‌طرفه برآورد شد. بدین ترتیب، بیشترین درصد اضافه پرداخت به ازای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور برای زنان واجد تحصیلات دانشگاهی در مدل یک‌طرفه معادل ۴۰ درصد برآورد شد. از سوی دیگر، مردان فاقد تحصیلات دانشگاهی کمترین میزان تمایل به پرداخت اضافه را به خود اختصاص دادند. تمایل به پرداخت اضافه برای این گروه از افراد نمونه در مدل دوطرفه و یک‌طرفه، به‌ترتیب، معادل ۲۱۰۴۰ و ۲۲۹۸۰ ریال محاسبه شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در تحقیق حاضر، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط دوگانه با سؤال‌های یک‌طرفه و دوطرفه، تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای گوشت مرغ سلامت‌محور برآورد شد. سه ویژگی این نوع گوشت مرغ شامل عدم مصرف آنتی‌بیوتیک در فرآیند پرورش، تخلیه کامل اندرونه‌ها و مرغ سایز در نظر گرفته شد. بر اساس نتایج مطالعه، متغیرهای سن و بعد خانوار در دو مدل، به‌ترتیب در سطح ده و یک درصد، با تأثیر منفی، معنی‌دار شدند. متغیرهای درآمد خانوار و تحصیلات نیز در هر دو مدل با اثر مثبت، معنی‌دار شدند. تنها متغیری که در دو مدل به‌طور متفاوت ظاهر شد، متغیر جنسیت بود. این متغیر در مدل یک‌طرفه معنی‌دار نشد، ولی اثر آن در مدل دوطرفه در سطح پنج درصد معنی‌دار شد. میانگین تمایل به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به نوع معمولی آن در مدل یک‌طرفه و دوطرفه، به‌ترتیب، معادل ۳۵ و ۳۲ درصد برآورد شد. نتایج یادشده مؤید این مطلب است که هرچند، برای استخراج تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان گوشت مرغ سلامت‌محور، از سؤال‌های دوگانه یک‌طرفه و دوطرفه استفاده شد، ولی نتایج مدل‌های اقتصادسنجی نشان داد که تفاوت زیادی در مقادیر تخمین پارامترها و تمایل به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای گوشت مرغ سلامت‌محور وجود ندارد، که این نتیجه را می‌توان به طراحی صحیح بردار پیشنهاد قیمت مرتبط دانست. بر پایهٔ نتایج تحقیقات کالیا و استرازرا (Calia and Strazzera, 2000) نیز چنانچه بردار پیشنهاد قیمت بر مبنای پیش‌آزمون به‌طور صحیح انتخاب شود، تفاوت در تخمین پارامترهای مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه کاهش می‌یابد. این نکته می‌تواند بر اعتبار نتایج تحقیق حاضر بیفزاید تا با اعتماد کافی، بتوان نتایج آن را در سیاست‌گذاری‌های عملی مدیریت بخش طیور و تولید گوشت مرغ سلامت‌محور در راستای ارتقای سلامت غذایی جامعه به‌کار بست. همچنین، نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بازاری بالقوه برای تولید و عرضه گوشت مرغ سلامت‌محور وجود دارد و مصرف‌کنندگان حاضرند افزایش هزینه‌های احتمالی تولید را بپردازند؛ بنابراین، لازم است سیاست‌گذاران با ایجاد زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی مورد

نیاز، زمینه لازم برای تولید و عرضه این محصول سالم را فراهم سازند تا تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان از منافع آن بهره‌مند شوند.

منابع

1. Amiyan, S., Kavoosi Kalashami, M., Amir, Z. and Gheibi, S. (2017). Assessment of factors influencing consumers' willingness to pay for organic chicken in Urmia. *Agricultural Economics Research*, 9(35): 75-96. (Persian)
2. Barimnejad, V. and Hooshmandan, A. (2013). Determining consumers' willingness to pay in purchasing safe vegetables in Tehran. *Journal of Agricultural Economics Research*, 5(2): 131-150. (Persian)
3. Bishop, R.C. and Heberlein, T.A. (1979). Measuring values of extramarket goods: are indirect measures biased? *American Journal of Agricultural Economics*, 61(5): 926-930.
4. Boyle, K.J., Johnson, F.R., McCollum, D.W., Desvousges, W.H., Dunford, R.W. and Hudson, S.P. (1996). Valuing public goods: discrete versus continuous contingent-valuation responses. *Land Economics*, 72(3): 381-396.
5. Boyle, K.J., Welsh, M.P. and Bishop, R.C. (1988). Validation of empirical measures of welfare change: comment. *Land Economics*, 64(1): 94-98.
6. Calia, P. and Strazzera, E. (2000). Bias and efficiency of single versus double bound models for contingent valuation studies: a Monte Carlo analysis. *Applied Economics*, 32(10): 1329-1336.
7. Cameron, T.A. (1991). Interval estimates of non-market resource values from referendum contingent valuation surveys. *Land Economics*, 67(4): 413-421.
8. Cameron, T.A. and Quiggin, J. (1994). Estimation using contingent valuation data from a "dichotomous choice with follow-up" questionnaire. *Journal of Environmental Economics and Management*, 27(3): 218-234.
9. Castanon, J.I.R. (2007). History of the use of antibiotic as growth promoters in European poultry feeds. *Poultry Science*, 86(11): 2466-2471.
10. Chien, Y.-L., Huang, C.J. and Shaw, D. (2005). A general model of starting point bias in double-bounded dichotomous contingent valuation surveys. *Journal of Environmental Economics Management*, 50(2): 362-377.

11. Cicia, G., Caracciolo, F., Cembalo, L., Del Giudice, T., Grunert, K.G., Krystallis, A., . . . Zhou, Y. (2016). Food safety concerns in urban China: consumer preferences for pig process attributes. *Food Control*, 60, 166-173.
12. Cooper, J.C. (1993). Optimal bid selection for dichotomous choice contingent valuation surveys. *Journal of Environmental Economics and Management*, 24(1): 25-40.
13. Cox Jr, L.A. and Ricci, P.F. (2008). Causal regulations vs. political will: why human zoonotic infections increase despite precautionary bans on animal antibiotics. *Environment International*, 34(4): 459-475.
14. Dabbagh Moghaddam, A., Bashashati, M., Hosseini-Shokouh, S.J. and Hashemi, S.R. (2017). Antibiotic residues in chicken meat and table eggs consumed in Islamic Republic of Iran Army. *Food Hygiene*, 7(1): 69-81. (Persian)
15. Dettmann, R.L. and Dimitri, C. (2009). Who's buying organic vegetables? Demographic characteristics of US consumers. *Journal of Food Products Marketing*,16(1): 79-91.
16. Dianat, R. and Taali, A. (2013). Broiler chicken's production without antibiotic during production process. Available at: http://www.makidam.ir/fa/news/421. Retrieved at 2 Jan. 2018. (Persian)
17. Donaghy, P., Rolfe, J. and Bennett, J. (2003). *Consumer demands for organic and genetically modified foods*. Paper Presented at the 47th Annual Conference of the Australian Agricultural and Resource Economics Society.
18. Duffield, J.W. and Patterson, D.A. (1991). Inference and optimal design for a welfare measure in dichotomous choice contingent valuation. *Land Economics*, 67(2): 225-239.
19. Gunduz, O. and Bayramoglu, Z. (2011). Consumer's willingness to pay for organic chicken meat in Samsun province of Turkey. *Journal of Animal and Veterinary Advances*, 10(3): 334-340.
20. Haab, T.C. and McConnell, K.E. (1998). Referendum models and economic values: theoretical, intuitive and practical bounds on willingness to pay. *Land Economics*, 74(2): 216-229.
21. Hanemann, W.M. (1984). Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses. *American Journal of Agricultural Economics*, 66(3): 332-341.
22. Hanemann, W.M. (1989). Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete response data: reply. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(4): 1057-1061.

23. Hu, W., Woods, T., Bastin, S., Cox, L. and You, W. (2011). Assessing consumer willingness to pay for value-added blueberry products using a payment card survey. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 43(2): 243-258.
24. Kavoosi Kalasham, M., Tahamipour Zarandi, M. and Heydari Shalmani, M. (2014). Estimating consumers' willingness to pay for organic broiler by Heckman two-stage approach. *Journal of Economics and Modeling*, 4(16): 115-130. (Persian)
25. Knapp, T., Kovacs, K., Huang, Q., Henry, C., Nayga, R., Popp, J. and Dixon, B. (2018). Willingness to pay for irrigation water when groundwater is scarce. *Agricultural Water Management*, 195, 133-141.
26. Liu, C.C. (2008). *Three essays on contingent valuation method.* Doctoral Dissertation, Iowa State University.
27. Lusk, J.L. (2003). Effects of cheap talk on consumer willingness-to-pay for golden rice. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(4): 840-856.
28. Nikoukar, A. and Bazzi, R. (2016). Analyzing consumer willingness to pay for chicken without antibiotics in Mashhad. *Agricultural Economics*, 10(3): 65-87. (Persian)
29. Production and Distribution Plan for Chicken within 42 Days (2015). Management and planning workgroup of production and regulation of chicken meat in Isfahan province. Available at www.agri-golpayegan.ir/portals/14/omooredam.doc-size.pdf. Retrieved at 5 Jan 2018. (Persian)
30. Romano, K.R., Dias Bartolomeu Abadio Finco, F., Rosenthal, A., Vinicius Alves Finco, M. and Deliza, R. (2016). Willingness to pay more for value-added pomegranate juice (Punica granatum L.): an open-ended contingent valuation. *Food Research International*, 89: 359-364.
31. Sakagami, M. and Haas, R. (2012). Consumer preferences for organic products in Austria using stated preference methods. *Current Nutrition and Food Science*, 8(2): 122-125.
32. Sandoghi, A., Amini, A.M. and Yousefi, A. (2015). Determination of consumers' preferences for conventional, healthy and organic cucumbers in Isfahan city using choice experiment method. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 29(2): 139-149. (Persian)
33. Scheaffer, R.L., Mendenhall, W., Ott, R.L. and Gerow, K.G. (2011). Elementary survey sampling: Cengage Learning.

34. Shi. L., Gao, Z. and Chen, X. (2014). The cross-price effect on willingness-to-pay estimates in open-ended contingent valuation. *Food Policy*, 46: 13-21.
35. Thompson, G.D. and Kidwell, J. (1998). Explaining the choice of organic produce: cosmetic defects, prices and consumer preferences. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(2): 277-287.
36. Venkatachalam, L. (2004). The contingent valuation method: a review. *Environmental Impact Assessment Review*, 24(1): 89-124.
37. Zaikin, A.A. and McCluskey, J.J. (2013). Consumer preferences for new technology: apples enriched with antioxidant coatings in Uzbekistan. *Agricultural Economics*, 44(4-5): 513-521.
38. Zhang, B., Fu, Z., Huang, J., Wang, J., Xu, S. and Zhang, L. (2018). Consumers' perceptions, purchase intention and willingness to pay a premium price for safe vegetables: a case study of Beijing, China. *Journal of Cleaner Production*, 197: 1498-1507.

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شمارهٔ ۱۰۹، بهار ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/AEAD.2020.283680.1060

آسیب‌پذیری اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی کشاورزان نسبت به خشکسالی: دشت بکان اقلید

مهرزاد ابراهیمی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۸/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۰

چکیده

کشاورزان به‌شدت از خشکسالی‌های سریع تأثیر می‌پذیرند. با پاسخ‌های سازگاری مناسب می‌توان از پیامدهای منفی این پدیده کاست و همچنین، ارزیابی آسیب‌پذیری زیست‌بوم‌های اجتماعی و اقتصادی محلی به ایجاد این فرآیند کمک می‌کند. هدف مطالعهٔ حاضر ارزیابی آسیب‌پذیری اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی در سطح خانوار و در چهار خوشهٔ روستایی دشت بکان اقلید بود. اطلاعات مربوط به «در معرض واقع شدن»، «حساسیت» و «ظرفیت سازگاری» خوشه‌های روستایی از طریق مصاحبه‌های رو در رو با ۱۲۲ خانوار کشاورز در تابستان ۱۳۹۷ جمع‌آوری شد. به‌منظور محاسبهٔ شاخص آسیب‌پذیری، اجزای اصلی

۱- استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
(mhrzad@yahoo.com)

متغیرهای یادشده اندازه‌گیری و یکپارچه‌سازی شدند. نتایج نشان‌دهندهٔ سطوح قابل توجه «در معرض خطر خشکسالی واقع شدن» و «حساسیت نسبت به این پدیدهٔ ناگوار» و اما «ظرفیت محدود برای سازگاری» در میان خوشه‌های فضایی و در نتیجه، آسیب‌پذیری زیاد اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی بوده و با این حال، سطوح آسیب‌پذیری در میان خانوارها به‌دلیل عوامل مختلف اجتماعی و اقتصادی مانند دارایی‌های معیشتی متغیر است. با توجه به محدود بودن ظرفیت سازگاری خانوارهای مورد مطالعه، به‌منظور رسیدگی به نیازهای خانوارهای بسیار آسیب‌پذیر، سیاست‌گذاری سازش از طریق رهیافت «ابتدا افراد ضعیف» لازم است.

کلیدواژه‌ها: *در معرض واقع شدن، حساسیت، ظرفیت سازگاری، خوشه‌های روستایی.*
طبقه‌بندی JEL : Q57 ،Q54 ،D01

مقدمه

خشکسالی از مهم‌ترین پدیده‌های طبیعی به‌شمار می‌رود و خسارت‌های زیادی را بر بخش کشاورزی و جوامع روستایی وارد کرده است (Iraji et al., 2015; Pirmoradian et al., 2009). استان فارس نیز همواره در معرض خشکسالی قرار داشته، به‌گونه‌ای که در ده سال اخیر، با شدت بیشتری با این پدیده مواجه شده است. اثرات نامطلوب خشکسالی بر بخش کشاورزی استان فارس، به‌ویژه شهرستان اقلید، باعث نگرانی‌های اساسی شده است (Rahmani and Nozari, 2014).

محاسبهٔ آسیب‌پذیری خانوارهای کشاورز و شناخت الگوهای آسیب‌پذیری از نیازهای اساسی در مدیریت کشاورزی است. آسیب‌پذیری وضعیتی است که خانوار قدرت مقابله با شرایط نامطلوب را از دست می‌دهد و با ناامنی‌های اجتماعی (کم‌توانی و انزوا)، اقتصادی (از دست دادن فعالیت معیشتی) و زیست‌محیطی (تخریب منابع طبیعی) روبه‌رو می‌شود (Christiaensen and Subbarao, 2005). از این‌رو، برای رویارویی با این چالش، مسئولان به مجموعه‌ای جدید از اطلاعات برای آمادگی در برابر خشکسالی نیاز دارند تا از این رهگذر،

بتوانند منابع را به‌طور مناسب و مؤثر اولویت‌بندی کنند و تأثیرات ناشی از خشکسالی و پیامدهای آن را کاهش دهند (Ethlet and Yates, 2005). برای گریز از ناکارآمدی سیاست مدیریتی کشور، باید برنامه‌ریزی مدیریت خشکسالی سمت و سوی مناسب داشته باشد. اما نکته حائز اهمیت این است که مناسب بودن سیوهٔ مدیریت در گرو شناسایی و طبقه‌بندی مناطق بر اساس درجهٔ آسیب‌پذیری است. بنابراین، سنجش آسیب‌پذیری پیش‌نیاز برنامه‌ریزی مدیریتی است. از آنجا که معیشت اصلی خانوارها در دشت بکان اقلید مبتنی بر فعالیت کشاورزی بوده و در دههٔ اخیر، به‌شدت از اثرات نامطلوب خشکسالی زیان دیده است، سامان‌دهی مدیریت خشکسالی در این دشت و طبقه‌بندی روستاها با در نظر گرفتن درجهٔ آسیب‌پذیری ضرورت دارد. در این راستا، هدف مطالعه حاضر تعیین میزان آسیب‌پذیری اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی کشاورزان دشت بکان اقلید است.

با توجه به اهمیت خشکسالی و اثرات مستقیم و غیرمستقیم این پدیدهٔ طبیعی بر زمینه‌های مختلف معیشت خانوارهای روستایی، پژوهشگران زیادی به بررسی اجزای مختلف آسیب‌پذیری نسبت به خشکسالی و راهکارهای مقابله با آن پرداخته‌اند. در این مطالعات، بر اهمیت سنجش آسیب‌پذیری تأکید شده و با توجه به هدف پژوهش، مدل‌های متعدد به‌کار رفته است (Brant, 2017; Ethlet and Yates, 2005; Patnaik and Narayanan, 2015; Wilhelmi and Wilhite, 2002; Zimmerman and Carter, 2003). برخی از این مدل‌ها که در ارزیابی آسیب‌پذیری مورد استفاده قرار گرفته‌اند، به‌صورت رهیافت مبتنی بر شاخص (Adger, 1999; Pandey and Bardsley, 2015; Patnaik and Narayanan, 2015; Zakieldeen, 2009)، تحلیل خوشه‌ای (Haan et al., 2001; Sharma and Patwardhan, 2007)، تحلیل‌های آماری (Alcamo et al., 2005; Shewmake, 2008)، تحلیل‌های نقشه‌برداری (Wilhelmi and Wilhite, 2002) و سیستم استنتاج فازی (Alcamo et al., 2005) است. در بین روش‌های مختلف، این رهیافت مبتنی بر شاخص است که به‌دلیل در نظر گرفتن اجزای مختلف در محاسبهٔ آسیب‌پذیری، مناسب و جامع به‌شمار می‌رود. در این راستا، ایرجی و همکاران (Iraji et al., 2015) به بررسی آسیب‌پذیری فنی، اجتماعی و اقتصادی گندم‌کاران

شمال استان فارس نسبت به خشکسالی پرداختند؛ نتایج ارزیابی شاخص آسیب‌پذیری نشان داد که کشاورزان دشت آسپاس اقلید در مقایسه با کشاورزان دشت نمدان این شهرستان نسبت به خشکسالی آسیب‌پذیرترند. در مطالعه دیگری، آشتاب و شریف‌زاده (Ashtab and Sharifzadeh, 2017) آسیب‌پذیری معیشتی گندم‌کاران شهرستان هیرمند در استان سیستان و بلوچستان را با استفاده از شاخص آسیب‌پذیری اندازه‌گیری کردند؛ یافته‌های این مطالعه بیانگر میزان متفاوت آسیب‌پذیری خانوارهای مورد مطالعه در ابعاد اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی بوده است. نصرنیا و زیبایی (Nasrnia and Zibaei, 2018)، با استفاده از شاخص تلفیقی، آسیب‌پذیری کشاورزان حوضه آبریز بختگان در استان فارس را محاسبه کردند و بدین منظور، اطلاعات لازم از مناطق مورد مطالعه و ۲۷۶ کشاورز نمونه گردآوری شد؛ نتایج نشان داد که بر اساس اجزای آسیب‌پذیری محاسبه‌شده (یعنی، در معرض خطر قرار داشتن، درجه حساسیت، و سازگاری)، آسیب‌پذیری نسبت به خشکسالی از منطقه‌ای به منطقهٔ دیگر و از کشاورزی به کشاورز دیگر بسیار متفاوت است. برای نمونه، نتایج این تحقیق نشان داد که کشاورزان منطقه کربال مرودشت از کشاورزان رامجرد آسیب‌پذیرترند. شرفی و زرافشانی (Sharafi and Zarafshani, 2011)، با استفاده از روش پیمایشی، به سنجش آسیب‌پذیری فنی و روان‌شناختی کشاورزان گندم‌کار در شهرستان‌های کرمانشاه، صحنه و روانسر پرداختند و بدین نتیجه رسیدند که کشاورزان شهرستان روانسر از بالاترین و کشاورزان شهرستان کرمانشاه از پایین‌ترین ضریب آسیب‌پذیری نسبت به خشکسالی برخوردارند. کوسونوز (Kusunose, 2010)، با ارزیابی آسیب‌پذیری خانوارهای گندم‌کار نسبت به خشکسالی در مراکش، میزان آسیب‌پذیری هر خانوار را محاسبه کرد. در پژوهشی دیگر، گرلیتز و همکاران (Gerlitz et al., 2017)، برای شانزده ناحیهٔ نمونه در سه حوضه آبریز منطقه هندوکش هیمالیا[1]، از شاخص آسیب‌پذیری به‌منظور ارزیابی آسیب‌پذیری ساکنان استفاده کردند. با توجه به یافته‌های این مطالعه، شدت و ترکیب اجزای آسیب‌پذیری در نواحی مورد مطالعه متفاوت

1. Hindu Kush Himalayas

بوده، به‌گونه‌ای که این شانزده ناحیهٔ نمونه باید اقدامات مختلفی را برای کاهش آسیب‌پذیری خود به‌کار گیرند. همچنین، آدو و همکاران (Adu et al., 2017)، با به‌کارگیری شاخص آسیب‌پذیری، به بررسی آسیب‌پذیری ذرت‌کاران دو بخش ونچی و تچیمان[1] در منطقهٔ برونگ آهافو[2] کشور غنا پرداختند. در این راستا، داده‌های لازم از ۱۵۰ خانوار ذرت‌کار گردآوری شد. بر اساس نتایج این مطالعه، ذرت‌کاران بخش ونچی در مقایسه با خانوارهای تچیمان از آسیب‌پذیری بالاتر در بعد درجه حساسیت (شامل وضعیت تغذیه، منابع آب و بهداشت) و بعد سازگاری (شامل وضعیت اجتماعی و جمعیتی، وابستگی اجتماعی و تنوع معیشتی) برخوردار بودند.

در مطالعه حاضر نیز همانند سایر مطالعات مشابه، از رهیافت مبتنی بر شاخص به‌منظور سنجش آسیب‌پذیری نسبت به خشکسالی استفاده شد، اما نوآوری آن در لحاظ کردن دیدگاه و سطح آگاهی خانوارها نسبت به وقوع خشکسالی نمایان می‌شود.

روش تحقیق

ارتباطات پیچیده بین عوامل گوناگون اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی در یک زیست‌بوم مواجه با خشکسالی منجر به چالش برای ارزیابی آسیب‌پذیری شده است. لوئرس و همکاران (Luers et al., 2003) آسیب‌پذیری را یک پدیدهٔ غیرقابل مشاهده دانسته‌اند که به‌صورت تجزیه و تحلیل اصولی یک نظام پیچیده تعریف شده است. بسیاری از پژوهشگران به ارائهٔ رویکرد مبتنی بر شاخص برای ارزیابی آسیب‌پذیری پرداخته‌اند (Adger, 2006; Hahn et al., 2009; Mohan and Sinha, 2010; Pandey and Bardsley, 2015; Sullivan, 2011). بر این اساس، شاخص آسیب‌پذیری با استفاده از سه جزء اصلی شامل «در معرض واقع شدن»، «حساسیت» و «ظرفیت سازگاری» اندازه‌گیری شده و مجموعه متغیرهایی برای محاسبه این اجزای اصلی تعریف شده است. برکس و فولک (Berkes and Folke, 1998) و ترنر و

1. Wenchi and Techiman
2. Brong-Ahafo

همکاران (Turner et al., 2003)، برای درک وضعیت یک نظام پیچیده، استفاده از یک واحد کوچک را توصیه می‌کنند، که مطالعهٔ حاضر نیز از خانوار به‌عنوان واحد کوچک بهره گرفته است. همچنین، در مطالعهٔ حاضر، برای سنجش آسیب‌پذیری اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی، از رویکرد جامع آسیب‌پذیری استفاده شده و رویکرد جامع نیز تعاملات میان متغیرهای اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی را به‌منظور ارزیابی آسیب‌پذیری نسبت به خشکسالی در نظر گرفته است.

متغیرها برای محاسبه اجزای اصلی در معرض واقع شدن، حساسیت و ظرفیت سازگاری گروه‌بندی شده‌اند، به‌گونه‌ای که این سه جزء اصلی، به‌ترتیب، شامل چهار، هشت و نه متغیرند (جدول ۱). در مطالعه حاضر، خوشه‌های روستایی فاقد ایستگاه‌های هواشناسی بودند، اما استدلال‌های مطالعه بر اساس داده‌های مبتنی بر آگاهی کشاورزان از خشکسالی و ظرفیت سازگاری با بهره‌گیری از اطلاعات اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی مستقل و سپس، نرمال‌سازی متغیرهای مورد بررسی صورت گرفته است.

جدول ۱- اجزای اصلی آسیب‌پذیری و متغیرهای مرتبط

اجزای اصلی آسیب‌پذیری	متغیرهای مورد بررسی
در معرض واقع شدن	آگاهی از خشکسالی (سؤالات در ارتباط با کاهش میزان بارش، تغییر زمان بارش، و کوتاهی مدت بارش)؛ محدودیت‌ها برای سازگاری (سؤالات در ارتباط با عوامل محدودکنندهٔ خانوارها در برابر اقدامات سازگاری)
حساسیت	جنسیت سرپرست خانوار؛ نسبت وابستگی؛ مشاغل حساس نسبت به خشکسالی؛ مسائل بهداشتی و سلامتی؛ زراعت دیم؛ سهم نسبی کشاورزی از معیشت خانوار؛ بدهی خانوار؛ اثرات خشکسالی
ظرفیت سازگاری	سطح تحصیلات و مهارت‌ها؛ حمایت همسایگان؛ حق مالکیت زمین زراعی؛ دامداری؛ کافی بودن محصولات تولیدی سالانه؛ کافی بودن بودجه سالانه؛ دارایی‌های خانوار (خانه، وسایل نقلیه، تجهیزات، ...)؛ سهم فعالیت‌های غیرکشاورزی در معیشت؛ میزان سازگاری در برابر خشکسالی

مأخذ: پاندی و باردسلی (Pandey and Bardsley, 2015)

سؤالات پرسشنامه در زمینهٔ وضعیت اجتماعی، اقتصادی، شیوهٔ معیشتی خانوار، آگاهی از خشکسالی و اثرات آن و سازگاری خانوارها طراحی شد. اطلاعات اجتماعی و اقتصادی به‌صورت متغیرهای کمی و اطلاعات سطح آگاهی و محدودیت‌های سازگاری به‌صورت متغیرهای کیفی با مقیاس‌بندی از صفر (کمترین) تا سه (بیشترین) جمع‌آوری شدند.

این ارزیابی آسیب‌پذیری تمامی ابعاد اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی را دربرگرفته (Füssel and Klein, 2006)، به‌گونه‌ای که سنجش آسیب‌پذیری یکپارچه در مقیاس مقطعی است (Füssel, 2007). برای محاسبه آسیب‌پذیری اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی، از یک روش نرمال‌سازی برای مقایسه متغیرها در قالب رابطه (۱) استفاده شد. این روش که اولین بار برای شاخص توسعه انسانی (HDI[1]) به‌کار رفت، در سنجش آسیب‌پذیری نسبت به تغییرات زیست‌محیطی نیز کاربرد دارد (Adger, 2006; Aryal et al., 2014; Füssel and Klein, 2006; Haan et al., 2001; Mohan and Sinha, 2010; Pandey and Bardsley, 2015).

$$\text{Index } e_{v1}h_1 = \frac{e_{v1}h_1 - e_{v1}h_n^{Min}}{e_{v1}h_n^{Max} - e_{v1}h_n^{Min}} \qquad (۱)$$

که در آن، $\text{Index } e_{v1}h_1$ ارزش شاخص آسیب‌پذیری برای اولین متغیر جزء اصلی در معرض واقع شدن (مثلاً کاهش میزان بارش) اولین خانوار در یک خوشهٔ روستایی، $e_{v1}h_1$ ارزش واقعی این متغیر، $e_{v1}h_n^{Max}$ حداکثر ارزش این متغیر در میان خانوارهای مورد بررسی در این خوشهٔ روستایی و $e_{v1}h_n^{Min}$ حداقل ارزش این متغیر در میان خانوارهای مورد بررسی در همان خوشه است. با استفاده از این روش، ارزش تمام متغیرها نرمال‌سازی شد. پس از آن، میانگین وزنی برای سنجش اجزای اصلی (در معرض واقع شدن، حساسیت، و ظرفیت سازگاری) محاسبه شد. بدین ترتیب، محاسبهٔ اجزای اصلی و شاخص آسیب‌پذیری در هر کدام

1. human development index

از خوشه‌های روستایی صورت گرفت. رابطه (۲) نشان‌دهندهٔ میانگین وزنی برای جزء اصلی در معرض واقع شدن (EI[1]) است:

$$\text{Exposure Index (EI)} = \frac{\sum_{j=1}^{n} \text{Index } e_{v1} h_1}{\sum_{j=1}^{n} w_m} \qquad (۲)$$

که در آن، w_m تعداد متغیرها در جزء اصلی «در معرض خطر خشکسالی واقع شدن» است و به روش مشابه، برای اجزای اصلی حساسیت (SI)[2] و ظرفیت سازگاری (ACI)[3] نیز محاسبه شد. در نهایت، محاسبهٔ شاخص آسیب‌پذیری اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی بر اساس چارچوب هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم۴ به‌صورت رابطه (۳) به انجام رسید (Haan et al., 2001; Pandey and Bardsley, 2015):

$$VI = (EI - ACI) \times SI \qquad (۳)$$

در حالی که مقادیر اجزای اصلی یادشده در دامنهٔ حداقل صفر تا حداکثر یک قرار دارند، اندازه شاخص آسیب‌پذیری (VI)[5] در دامنهٔ حداقل منفی یک تا حداکثر یک قرار می‌گیرد. پس از محاسبه اجزا و شاخص آسیب‌پذیری، خانوارها به چهار گروه بسیار زیاد، زیاد، متوسط و کم در سه جزء اصلی در معرض واقع شدن، حساسیت و ظرفیت سازگاری تقسیم شدند. بدین منظور، آستانه‌ای یکسان در چارچوب آسیب‌پذیری وجود ندارد، چنان‌که برخی از پژوهشگران یا این‌گونه دسته‌بندی را در مطالعات خود انجام ندادند (Hahn et al., 2009; Jahad, 2017)، یا از ارزش‌های آستانه‌ای گوناگون برای اجزای مختلف استفاده کردند (Mohan and Sinha, 2010). در مطالعهٔ حاضر، ارزش‌های آستانه‌ای برای شاخص توسعه انسانی (HDI)، که برای دسته‌بندی کشورها از «بسیار بالا» تا «بسیار پایین» استفاده شده، به‌عنوان یک راهنمای مناسب برای طبقه‌بندی خانوارها به‌کار رفته است.

1. exposure index
2. sensitivity index
3. adaptive capacity index
4. International Panel on Climate Change (IPCC)
5. vulnerability index

سطوح آستانه برای طبقه‌بندی خانوارهای نمونه در جدول ۲ آمده است (Pandey and Bardsley, 2015).

جدول ۲- ارزش‌های آستانه‌ای برای طبقه‌بندی خانوارهای نمونه

اجزای اصلی و شاخص	کم	متوسط	زیاد	بسیار زیاد
در معرض واقع شدن	[۰ , ۰/۲۰)	[۰/۲۰ , ۰/۳۰)	[۰/۳۰ , ۰/۴۵)	[۰/۴۵ , ۱]
حساسیت	[۰ , ۰/۲۰)	[۰/۲۰ , ۰/۳۰)	[۰/۳۰ , ۰/۴۵)	[۰/۴۵ , ۱]
ظرفیت سازگاری	[۰ , ۰/۵۵)	[۰/۵۵ , ۰/۷۰)	[۰/۷۰ , ۰/۸۰)	[۰/۸ , ۱]
شاخص آسیب‌پذیری	[-۱ , -۰/۳۰)	[-۰/۳۰ , ۰)	[۰ , ۰/۳۰)	[۰/۳۰ , ۱]

مأخذ: پاندی و باردسلی (Pandey and Bardsley, 2015)

داده‌ها و اطلاعات

در دهۀ اخیر، شهرستان اقلید و به‌ویژه دشت بکان با خشکسالی شدید روبه‌رو بوده، به‌گونه‌ای که بر فعالیت و درآمد کشاورزان این دشت اثرات ناگوار گذاشته است (Rahmani and Nozari, 2014). مطالعۀ حاضر در چهار خوشۀ فضایی کوچک شامل آردکپان، ایگدر، صفی‌خانی و قتلو برای نشان دادن مناطق مختلف دشت بکان اقلید انجام شد (شکل ۱). جامعۀ آماری مطالعه را خانوارهای کشاورز دشت بکان اقلید تشکیل می‌دهند که بر اساس اطلاعات موجود، تعداد آنها در چهار روستای آردکپان، ایگدر، صفی‌خانی و قتلو، به‌ترتیب، برابر با ۱۸۹، ۱۹۴، ۲۱۶ و ۲۲۸ خانوار بود (Jahad, 2017). برای انجام نمونه‌گیری، از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده بر اساس رابطه (۴) استفاده شد.

$$n = \frac{N\sigma^2}{(N-1)D + \sigma^2} \qquad (۴)$$

که در آن، n، N و σ به‌ترتیب تعداد کشاورز نمونه هر روستا، تعداد کل کشاورزان هر روستا و انحراف معیار عملکرد گندم کشاورزان در هر روستاست. با در نظر گرفتن $D=\frac{B^2}{4}$ به‌صورت دامنه خطا برابر با ۰/۱، اندازه نمونه در چهار خوشۀ روستایی آردکپان، ایگدر، صفی‌خانی و قتلو

به‌ترتیب ۱۶، ۲۵، ۳۶ و ۴۵ به‌دست آمد. در مجموع، داده‌های مورد نیاز از طریق مصاحبه حضوری با ۱۲۲ خانوار نمونه در تابستان ۱۳۹۷ جمع‌آوری شد.

شکل ۱- عکس هوایی چهار روستای مورد بررسی و اراضی کشاورزی در دشت بکان اقلید

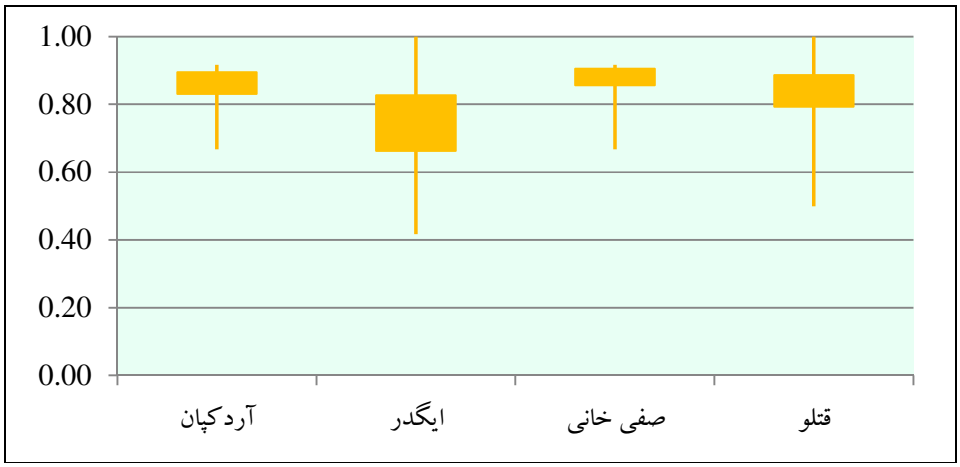
نتایج و بحث

در معرض خطر خشکسالی واقع شدن

بنا به تعریف، «در معرض خطر خشکسالی قرار داشتن یک سیستم» عبارت است از اندازه و مدت زمانی که آن سیستم با خشکسالی مواجه می‌شود (Ford and Smit, 2003; McCarthy et al., 2001). در چارچوب مطالعهٔ حاضر، ویژگی سیستم در ارتباط با شرایط خشکسالی به‌صورت آگاهی کشاورزان از تغییرات متغیرهای کاهش میزان بارش، تغییر زمان بارش، و کوتاهی مدت بارش (Ford and Smit, 2003; Pandey and Bardsley, 2015) اندازه‌گیری شد. اندازه‌گیری متغیرها بر اساس آگاهی کشاورزان مقایسهٔ نتایج بین خوشه‌های روستایی را دشوار می‌سازد،

زیرا با توجه به شرایط محلی روستاها، آگاهی از تغییرات متفاوت است. بنابراین، مقایسه بین خوشه‌ها بر اساس معیار شاخص انجام شده، در حالی که قیاس خانوارها در یک خوشهٔ روستایی بازتابی از شرایط واقعی است.

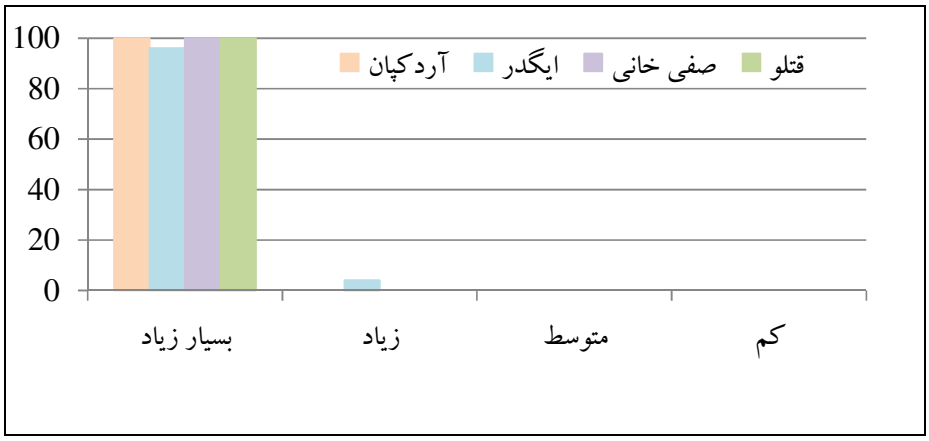
نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در معرض خطر خشکسالی واقع شدن خانوارها بسیار زیاد است. با این حال، در معرض قرار داشتن در بین خانوارها و همچنین، بین چهار خوشهٔ روستایی آردکپان، ایگدر، صفی‌خانی و قتلو متفاوت است (شکل ۲).



شکل ۲- در معرض خطر خشکسالی واقع شدن خانوارهای چهار روستای دشت بکان اقلید

درجهٔ آسیب‌پذیری تمامی خانوارهای مورد مطالعه در سه روستای آردکپان، صفی‌خانی و قتلو «بسیار زیاد» بوده و در جزء اصلی «در معرض واقع شدن» آسیب‌پذیری کامل است. حدود ۹۶ درصد خانوارهای کشاورز روستای ایگدر دارای درجه آسیب‌پذیری «بسیار زیاد» و چهار درصد خانوارهای این خوشهٔ فضایی دارای درجهٔ آسیب‌پذیری «زیاد» در این جزء اصلی هستند (شکل ۳). متوسط جزء اصلی «در معرض واقع شدن» نشان می‌دهد که روستای ایگدر در مقایسه با سه خوشهٔ روستایی دیگر به‌میزان کمتری با خطر خشکسالی مواجه شده است، اما تمامی چهار روستای مورد مطالعه در دشت بکان به‌شدت در معرض خطر خشکسالی و اثرات آن واقع شدند (جدول ۳). خشکسالی شدید در دشت بکان منجر به اثرات منفی بر معیشت

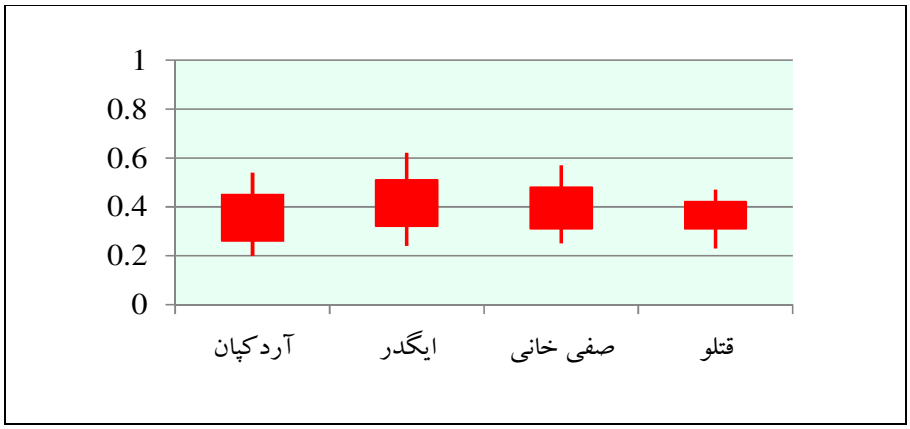
مبتنی بر کشاورزی سنتی در خوشه‌های روستایی مورد مطالعه شده است. از این‌رو، این اثرات منفی می‌تواند بر آگاهی کشاورزان از متغیرهای مورد بررسی (کاهش میزان بارش، تغییر زمان بارش، کوتاهی مدت بارش) و محدودیت‌های پیش روی آنها برای سازگاری تأثیرگذار باشد.



شکل ۳- نسبت خانوارها بر اساس «در معرض خطر خشکسالی واقع شدن» در چهار روستای دشت بکان اقلید

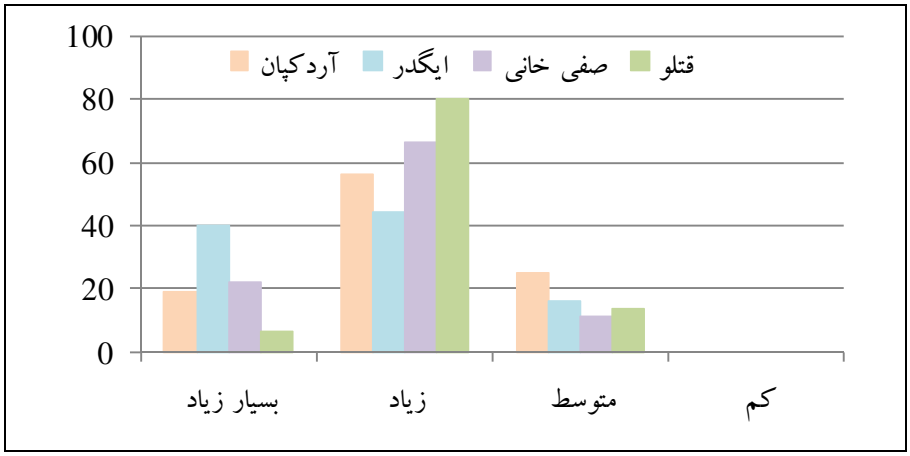
حساسیت نسبت به خشکسالی

حساسیت خانوارهای مورد مطالعه نسبت به خشکسالی در چهار خوشهٔ روستایی دشت بکان در شکل ۴ نشان داده شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، درجه حساسیت کشاورزان در بین خانوارها و همچنین، بین چهار خوشهٔ آردکپان، ایگدر، صفی‌خانی و قتلو متفاوت است.



شکل ٤- حساسیت خانوارهای کشاورز نسبت به خشکسالی در چهار روستای دشت بکان اقلید

تحلیل خانوارهای مورد مطالعه بر اساس جزء اصلی «حساسیت» نشان داد که چهل درصد از خانوارهای خوشهٔ روستایی ایگدر دارای درجه حساسیت «بسیار زیاد» نسبت به خشکسالی هستند. همچنین، درجه حساسیت برای هشتاد درصد کشاورزان مورد بررسی در روستای قتلو در دامنهٔ «زیاد» قرار دارد. در نهایت، درجه حساسیت «متوسط» برای چهار خوشهٔ فضایی آردکپان، ایگدر، صفی‌خانی و قتلو، به‌ترتیب، برای ۲۵، ۱۶، ۱۱ و ۱۳ درصد خانوارها به‌دست آمده است (شکل ۵).



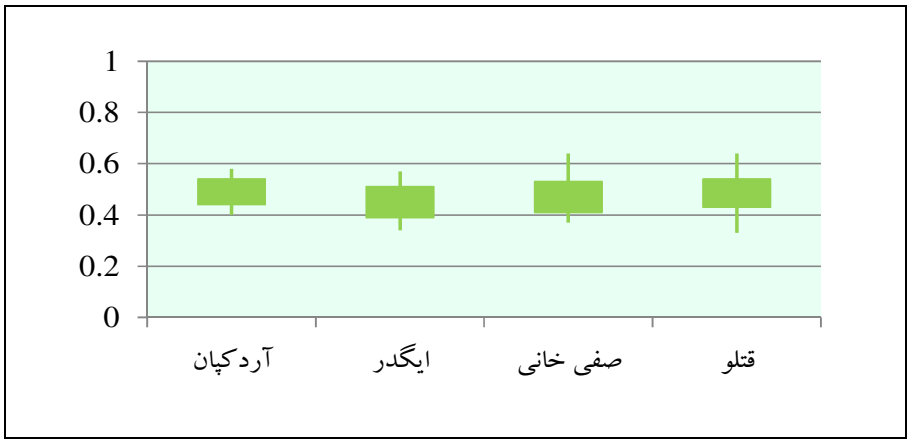
شکل ٥- نسبت خانوارها بر اساس حساسیت به خشکسالی در چهار روستای دشت بکان اقلید

بیشترین میزان متوسط جزء اصلی «حساسیت» مربوط به خوشهٔ ایگدر (۰/۴۲) است و پس از آن، خوشه‌های صفی‌خانی، قتلو و آردکپان، به‌ترتیب، برابر با ۰/۴۰، ۰/۳۶ و ۰/۳۵ قرار دارند (جدول ۳). تعامل ویژگی‌های اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی یک سیستم نشان‌دهندهٔ حساسیت آن در برابر خشکسالی است. جوامع با بهره‌برداری شدید از منابع طبیعی مانند زمین و آب برای تامین معیشت خود به‌طور کلی در برابر خشکسالی حساس شده‌اند. اکثر خانوارهای مورد مطالعه در دشت بکان برای انجام فعالیت‌های کشاورزی خود منابع زمین و آب در اختیار دارند. علاوه بر این، حدود هشتاد درصد خانوارهای کشاورز به‌منظور حمایت از معیشت خود انواع دام و طیور را نگهداری می‌کنند. بنابراین، خانوارهای مورد مطالعه با توجه به نظام‌های معیشتی مبتنی بر کشاورزی سنتی آنها نسبت به خشکسالی حساسیت دارند.

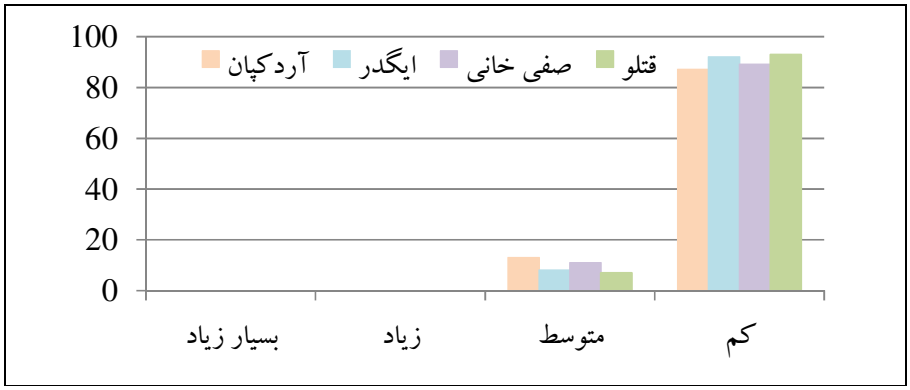
ظرفیت سازگاری در مواجهه با خشکسالی

ظرفیت سازگاری عبارت است از توانایی یا پتانسیل سیستم برای پاسخ‌گویی به خشکسالی و برنامه‌ریزی برای انطباق و بهبود اثرات آن (Adger et al., 2007; Ebi et al., 2006). ظرفیت سازگاری بهتر نشان‌دهندهٔ توانایی جوامع برای کاهش پیامدهای ناشی از خشکسالی است (Brooks and Adger, 2005). با این حال، تحلیل نتایج ظرفیت سازگاری در پژوهش حاضر سطوح بسیار ضعیف ظرفیت سازگاری خانوارهای مورد مطالعه در چهار خوشهٔ روستایی را نشان می‌دهد (شکل ۶) که به‌ترتیب، ۸۷، ۹۲، ۸۹ و ۹۳ درصد از خانوارهای خوشه‌های روستایی آردکپان، ایگدر، صفی‌خانی و قتلو از ظرفیت سازگاری «کم» در مواجهه با خشکسالی برخوردارند (شکل ۷). بر این اساس، در سیاست‌گذاری سازش، به‌منظور رسیدگی به نیازهای خانوارهای بسیار آسیب‌پذیر از طریق رهیافت «ابتدا افراد ضعیف»، باید روستاهای ایگدر و قتلو در اولویت قرار گیرند.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، خوشهٔ روستایی ایگدر دارای کمترین میانگین ظرفیت سازگاری (برابر با ۰/۴۵) است و پس از آن، سه خوشهٔ روستایی صفی‌خانی، قتلو و آردکپان، به‌ترتیب، با ظرفیت سازگاری ۰/۴۷، ۰/۴۸ و ۰/۴۹ قرار دارند (جدول ۶).



شکل ٦- ظرفیت سازگاری خانوارهای کشاورز در مواجهه با خشکسالی در چهار روستای دشت بکان اقلید



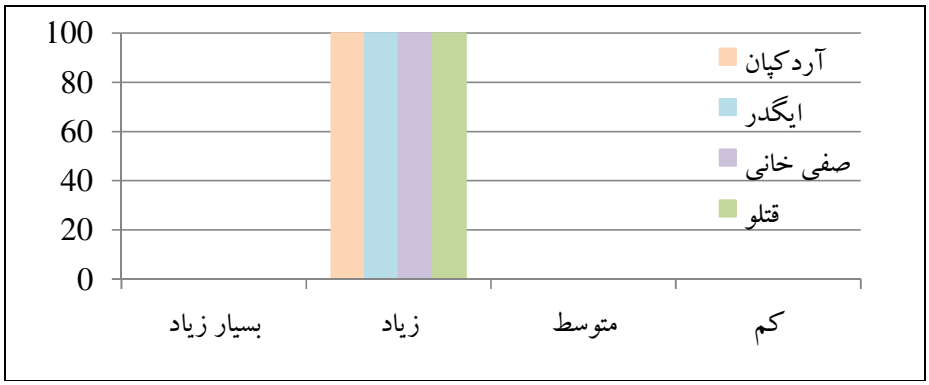
شکل ۷- نسبت خانوارها بر اساس ظرفیت سازگاری در مواجهه با خشکسالی در چهار روستای دشت بکان اقلید

آسیب‌پذیری اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی نسبت به خشکسالی

نتایج مطالعه نشان می‌دهد که علی‌رغم شدید بودن «در معرض خطر خشکسالی واقع شدن» و «حساس بودن نسبت به خشکسالی»، تلاش‌های سازش خانوارهای مورد مطالعه «ضعیف» است. شکل ۸ نشان‌دهندهٔ آسیب‌پذیری خانوارهای کشاورز است.

تمامی خانوارهای مورد مطالعه در چهار خوشهٔ روستایی در گروه «بسیار آسیب‌پذیر» نسبت به خشکسالی قرار دارند (شکل ۹). چنین آسیب‌پذیری شدیدی در دشت بکان حاکی از محدودیت‌های مداوم برای سازش با محیط محلی است.

شکل ۸- آسیب‌پذیری اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی خانوارهای کشاورز در چهار روستای دشت بکان اقلید



شکل ۹- نسبت خانوارها بر اساس آسیب‌پذیری اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی در چهار روستای دشت بکان

متوسط اجزای اصلی «در معرض خطر واقع شدن»، «حساسیت» و «ظرفیت سازگاری» در چهار روستای دشت بکان اقلید در جدول ۳ آمده است. بیشترین میزان متوسط شاخص آسیب‌پذیری مربوط به خوشهٔ روستایی صفی‌خانی (۰/۱۷) است و پس از آن، خوشه‌های ایگدر، قتلو و آردکپان، به‌ترتیب با متوسط آسیب‌پذیری ۰/۱۵، ۰/۱۵ و ۰/۱۴ قرار دارند.

جدول ۳- متوسط اجزای در معرض خطر واقع شدن، حساسیت، ظرفیت سازگاری و شاخص آسیب‌پذیری

اجزای اصلی و شاخص	آردکپان	ایگدر	صفی‌خانی	قتلو
در معرض واقع شدن	۰/۸۹	۰/۸۳	۰/۹۱	۰/۸۹
حساسیت	۰/۳۵	۰/۴۲	۰/۴۰	۰/۳۶
ظرفیت سازگاری	۰/۴۹	۰/۴۵	۰/۴۷	۰/۴۸
شاخص آسیب‌پذیری	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جمع‌بندی و پیشنهادها

تحلیل آسیب‌پذیری در دشت بکان اقلید نشان می‌دهد که خانوارهای کشاورز نه‌تنها از نظر کالبدی در معرض خطر خشکسالی و اثرات منفی آن واقع شده‌اند، بلکه از نظر اجتماعی و اقتصادی نیز نسبت بدان آسیب‌پذیرند. مطالعهٔ حاضر، با استفاده از شاخص آسیب‌پذیری ترکیبی، به تجزیه و تحلیل عناصر مختلف نظام اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی در دشت بکان اقلید پرداخته و نتایج نشان داده است که سطح آسیب‌پذیری در این دشت بالاست. نتایج مطالعه فرصتی برای شناسایی نیازهای سازگاری، طراحی و اولویت‌بندی سیاست‌های مناسب سازش برای خانوارها و خوشه‌های فضایی روستایی آردکپان، ایگدر، صفی‌خانی و قتلو فراهم می‌کند. چنین اولویت‌های سازگاری در برابر خشکسالی به بهبود عدالت اجتماعی در روستاهای مورد مطالعه کمک می‌کند. از دلایل آسیب‌پذیری بالا در جزء اصلی «در معرض واقع شدن» می‌توان به کاهش میزان بارش و کوتاهی مدت بارش در دشت بکان اقلید اشاره

کرد. علاوه بر این، نقدینگی پایین کشاورزان مهم‌ترین عامل محدودکننده برای سازگاری در برابر خشکسالی به‌شمار می‌رود. بنابراین، تغییر شیوهٔ کشاورزی سنتی به نیمه‌صنعتی نظیر احداث گلخانه‌های مجهز به سامانه‌های آبیاری یا کشت زیر پلاستیک برای مقابله با کم‌آبی پیشنهاد می‌شود. همچنین، با توجه به دیدگاه خانوارهای نمونه، اعطای اعتبارات از طریق وام‌های کم‌بهره برای بهبود وضعیت نقدینگی کشاورزان توصیه می‌شود. در جزء اصلی «حساسیت» نیز می‌توان به نقش کلیدی دو متغیر مشاغل حساس نسبت به خشکسالی و سهم نسبی کشاورزی از معیشت خانوار اشاره کرد، به‌گونه‌ای که حساس بودن فعالیت‌های کشاورزی در برابر خشکسالی و بالا بودن سهم این فعالیت‌ها از معیشت خانوار منجر به حساسیت زیاد خانوارها نسبت به این پدیده شده است. از این‌رو، معرفی مشاغل جدید با تأثیرپذیری کمتر نسبت به خشکسالی حساسیت خانوارها را کاهش می‌دهد. در نهایت، مهارت‌های تخصصی کم، محدودیت بودجه سالانه و سهم کم فعالیت‌های غیرکشاورزی در معیشت از عوامل مهم پایین بودن ظرفیت سازگاری شناخته شده‌اند. بدین ترتیب، برگزاری دوره‌های آموزشی برای ارتقای مهارت تخصصی خانوارها در زمینه سایر فعالیت‌های درآمدزا مانند قالی‌بافی، خیاطی و طراحی، شیرینی‌پزی، آرایشگری، تابلوسازی و عکاسی، کوزه‌گری، وسایل چرمی، پرورش گل، پرورش قارچ، تولید و فرآوری گیاهان دارویی و ... پیشنهاد می‌شود.

ارزش کلیدی تحقیق حاضر توسعه شاخص‌های جامع است که متغیرهای سرمایه معیشتی، آگاهی در زمینهٔ خشکسالی و روش‌های سازگاری با آن را ادغام می‌کنند. علی‌رغم قدرت این روش، مشکلاتی در رهیافت ارزیابی آسیب‌پذیری وجود دارند؛ خانوارهای کشاورز اشاره کردند که بر اساس تجربهٔ آنها، خشکسالی و اثرات منفی آن محلی است و در نتیجه، اثرات خشکسالی در واحدهای کوچک فضایی متفاوت است. از آنجا که شدت خشکسالی محلی و پوشش گیاهی منطقه در اثرات خشکسالی مؤثرند، پیشنهاد می‌شود که اطلاعات هواشناسی و داده‌های زیست‌کالبدی نیز برای دستیابی به نتایج سودمندتر، در مطالعات آینده در نظر گرفته شوند.

منابع

1. Adger, W.N. (1999). Social vulnerability to climate change and extremes in Coastal Vietnam. *World Development*, 27: 249-269.
2. Adger, W.N. (2006). Vulnerability. *Global Environmental Change*, 16(3): 268-281.
3. Adger, W.N., Agrawala, S., Mirza, M.M.Q., Conde, C., O'Brien, K. and Pulhin, J. (2007). Assessment of adaptation practices, options, constraints and capacity. Cambridge: Cambridge University Press.
4. Adu, D.T., Kuwornu, J.K.M., Anim-Somuah, H. and Sasaki, N. (2017). Application of livelihood vulnerability index in assessing smallholder maize farming households' vulnerability to climate change in Brong-Ahafo region of Ghana. *Kasetsart Journal of Social Sciences*, 38: 1-11.
5. Alcamo, J., Acosta-Michlik, L., Carius, A., Eierdanz, F., Klein, R., Kromker, D. and Tanzler, D. (2005). A new approach to the assessment of vulnerability to drought. Paper Presented at the Concluding Symposium of the German Climate Research Programme (DEKLIM).
6. Aryal, S., Cockfield, G. and Maraseni, T.N. (2014). Vulnerability of Himalayan transhumant communities to climate change. *Climatic Change*, 125(2): 193-208.
7. Ashtab, A. and Sharifzadeh, M. (2017). Farmers livelihood vulnerability caused by drought: the case of Hirmand County. *Iranian Agricultural Extension and Education Journal*, 13(1): 75-88. (Persian)
8. Berkes, F. and Folke, C. (1998). Linking social and ecological systems for resilience and sustainability. Cambridge: Cambridge University Press.
9. Brant, S. (2017). Assessing vulnerability to drought in Ceara, Northeast Brazil. MS Thesis, University of Michigan.
10. Brooks, N. and Adger, W.N. (2005). Assessing and enhancing adaptive capacity. New York: Cambridge University Press.
11. Christiaensen, L.J. and Subbarao, K. (2005). Towards an understanding of household vulnerability in rural Kenya. *Journal of African Economies*, 14: 520-558.
12. Ebi, K.L., Kovats, R.S. and Menne, B. (2006). An approach for assessing human health vulnerability and public health interventions to adapt to climate change. *Environmental Health Perspectives*, 114(12): 1930-1934.
13. Ethlet, C. and Yates, R. (2005). Participatory vulnerability analysis: a step-by-step guide for field staff. International Emergencies Team.

14. Ford, J.D. and Smit, B. (2003). A framework for assessing the vulnerability of communities in the Canadian Arctic to risks associated with climate change. *Arctic*, 57(4): 389-400.
15. Füssel, H.M. (2007). Vulnerability: a generally applicable conceptual framework for climate change research. *Global Environmental Change*, 17(2): 155-167.
16. Füssel, H.M. and Klein, R.J.T. (2006). Climate change vulnerability assessments: an evolution of conceptual thinking. *Climatic Change*, 75(3): 301-329.
17. Gerlitz, J.Y., Macchi, M., Brooks, N., Pandey, R., Banerjee, S. and Jha, S.K. (2017). The Multidimensional Livelihood Vulnerability Index– an instrument to measure livelihood vulnerability to change in the Hindu Kush Himalayas. *Climate and Development*, 9(2): 124-140.
18. Haan, N., Farmer, G. and Wheeler, R. (2001). Chronic vulnerability to food insecurity in Kenya, 2001. A WEP Pilot Study for Improving Vulnerability Analysis..
19. Hahn, M.B., Riederer, A.M. and Foster, S.O. (2009). The livelihood vulnerability index: a pragmatic approach to assessing risks from climate variability and change: a case study in Mozambique. *Global Environmental Change*, 19(1): 74-88.
20. Iraji, H., Zibaei, M. and Nasrnia, F. (2015). Assessing the vulnerability of wheat farmers to drought in north of Fars province. *Agricultural Economics and Development*, 29(2): 169-180. (Persian)
21. Jahad (Department of Agriculture - Jahad) (2017). Agricultural household statistics of Eghlid County. Sgiraz: Department of Agriculture - Jahad.
22. Kusunose, Y. (2010). Drought risk and vulnerability of Moroccan dryland wheat farmers. *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 126: 36-45.
23. Luers, A.L., Lobell, D.B., Sklar, L.S., Addams, C.L. and Matson, P.A. (2003). A method for quantifying vulnerability, applied to the agricultural system of the Yaqui Valley, Mexico. *Global Environmental Change*, 13(4): 255-267.
24. McCarthy, J.J., Canziani, O.F., Leary, N.A., Dokken, D.J. and White, K.S. (2001). Climate change 2001: impacts, adaptation and vulnerability. Cambridge: Cambridge University Press.
25. Mohan, D. and Sinha, S. (2010). Vulnerability assessment of people, livelihoods, and ecosystems in the Ganga Basin, India. World Wildlife Fund (WWF).

26. Nasrnia, F. and Zibaei, M. (2018). Evaluation of farmers livelihood vulnerability of Bakhtegan Basin to drought. Paper Presented at the 11th Biennial Conference on Iranian Agricultural Economy (11BCIAE). (Persian)
27. Pandey, R. and Bardsley, D.K. (2015). Social-ecological vulnerability to climate change in the Nepali Himalaya. *Applied Geography*, 64: 74-86.
28. Patnaik, U. and Narayanan, K. (2015). Vulnerability and climate change: an analysis of the eastern coastal districts of India. Paper Presented at the Human Security and Climate Change, an International Workshop, Asker and Near Oslo.
29. Pirmoradian, N., Shamsnia, S.A., Boustani, F. and Shahrokhnia, M.A. (2009). Evaluation of drought return period using standardized precipitation index (SPI) in Fars province, Iran. *Agroecology Journal*, 4(4): 7-21. (Persian)
30. Rahmani, H. and Nozari, H. (2014). Drought and agriculture in Eghlid County. Paper Presented at the National Conference on Water Crisis in Iran and Middle East, Shiraz. (Persian)
31. Sharafi, L. and Zarafshani, K., (2011). Psychological and technical vulnerability among wheat farmers during drought: the case of Kermanshah, Sahneh and Ravansar counties. *Iranian Agricultural Extension and Education Journal*, 7(1): 1-15. (Persian)
32. Sharma, U. and Patwardhan, A. (2007). Methodology for identifying vulnerability hotspots to tropical cyclone hazard in India. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 13: 703-717.
33. Shewmake, S. (2008). Vulnerability and the impact change in South Africa's Limpopo River Basin. Paper Presented at the International Food Policy Research Institute.
34. Sullivan, C.A. (2011). Quantifying water vulnerability: a multi-dimensional approach. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 25: 627-640.
35. Turner, B.L., Kasperson, R.E., Matson, P.A., McCarthy, J.J., Corell, R.W. and Christensen, L. (2003). A framework for vulnerability analysis in sustainability science. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 100(14): 8074-8079.
36. Wilhelmi, O.V. and Wilhite, D.A. (2002). Assessing vulnerability to agriculture drought: a Nebraska case study. *Natural Hazards*, 25: 37-58.
37. Zakieldeen, S.A. (2009). Adaptation to climate change: a vulnerability assessment for Sudan; Key highlights in sustainable agriculture and

natural resource management. Paper Presented at the International Institute for Environment and Development.
38. Zimmerman, F. and Carter, M. (2003). Asset smoothing, consumption smoothing and the reproduction of inequality under risk and subsistence constraints. *Journal of Development Economics*, 71: 233-260.

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شمارهٔ ۱۰۹، بهار ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/AEAD.2020.296681.1075

الگوی پایداری در بهینه‌سازی کاربری اراضی در حوضهٔ آبخیز حبله‌رود

امین ارجمندی[۱]، سید ابوالقاسم مرتضوی[۲]، صادق خلیلیان[۳]، آرش زارع گاریزی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱/۲۱

چکیده

ترکیب مناسب کاربری اراضی از عوامل مهم در حفظ و پایداری منابع آب و خاک به‌ویژه در بستر حوضه‌های آبخیز است. در مطالعهٔ حاضر، با در نظر گرفتن همزمان شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی، نحوه بهره‌برداری بهینه و پایدار از اراضی حوضه آبخیز حبله‌رود بررسی شد. بدین منظور، از مدل ابزار ارزیابی آب و خاک (SWAT) و روش‌های

۱- دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
(amin.arjomandi@modares.ac.ir)

۲- نویسندهٔ مسئول و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
(samortazavi@modares.ac.ir)

۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. (khalil_s@modares.ac.ir)

۴- استادیار گروه مرتع و آبخیزداری دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، ایران.
(arash.zare@gau.ac.ir)

فرارتبه‌ای پرومتی (PROMETHEE) و الکتره (ELECTRE) به‌عنوان دو نمونه از مدل‌های تصمیم‌گیری چندشاخصه استفاده شد. داده‌های مورد نیاز در تعیین شاخص‌های زیست‌محیطی از جمله دما، بارش، رطوبت، تبخیر وتعرق برای یک دوره ۲۶ساله و داده‌های مربوط به شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی شامل هزینه تولید، درآمد ناخالص و میزان اشتغال در سال ۱۳۹۶ گردآوری شد. نتایج نشان داد که کاربری باغ در جنوب حوضه هم از لحاظ اقتصادی- اجتماعی و هم از لحاظ زیست‌محیطی، در رتبه اول و کاربری مرتع در شمال حوضه در رتبه آخر انواع کاربری‌ها قرار دارند؛ همچنین، در کاربری‌های باغ در شمال حوضه و مرتع در جنوب حوضه، تضاد رتبه‌بندی چه از لحاظ شاخص‌های اقتصادی- اجتماعی و چه از لحاظ شاخص‌های زیست‌محیطی مشاهده شد. از این‌رو، بر مبنای ارزیابی به‌دست‌آمده، پیشنهادهایی در راستای بهبود وضعیت و توسعه اراضی مورد مطالعه ارائه شد.

کلیدواژه‌ها: *کاربری اراضی، مدل ارزیابی آب و خاک، مدل‌های تصمیم‌گیری چندشاخصه (MADM)، حبله‌رود (حوضهٔ آبخیز).*

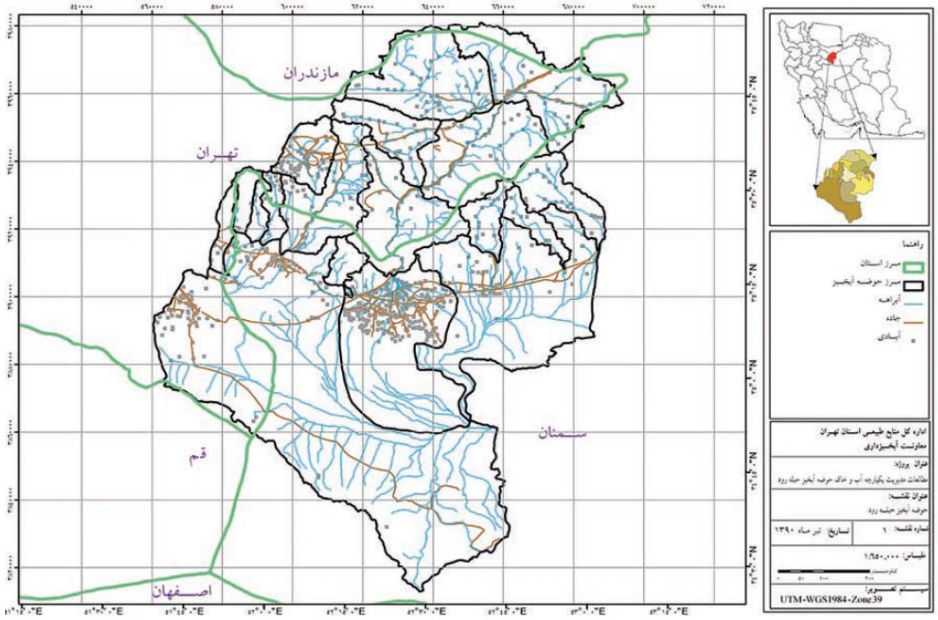
طبقه‌بندی JEL: C61, Q24, Q15, R14

مقدمه

حوضه آبخیز به‌عنوان یک سیستم پویا و یکپارچه اجتماعی، اقتصادی و زیست‌شناختی نقشی به‌سزا در رشد و شکوفایی اقتصاد روستا و کشاورزی ایفا می‌کند. در حال حاضر، اکثر حوضه‌های آبخیز کشورمان به شیوه‌های مختلف دچار تخریب و فرسایش است، به‌گونه‌ای که طی سه دهه اخیر، روند فرسایش آبی به‌شدت افزایش یافته و تقریباً به ۳ تا ۳/۵ برابر رسیده است (Khosroshahi, 2014). بنابراین، نیاز است تا با مدیریت علمی حوضه آبخیز، ضمن توجه به مسائل اقتصادی- اجتماعی، حفظ منابع زیست‌محیطی از جمله آب و خاک در این حوضه‌ها هم‌سو با توسعه پایدار و با اعمال مدیریت مسئولانه بر منابع مورد توجه قرار گیرد.

حوضه آبخیز حبله‌رود با وسعت بیش از ۱/۲۶ میلیون هکتار در محدوده استان‌های تهران و سمنان واقع شده است (شکل ۱). اقتصاد ساکنان این حوضه بیشتر بر پایه باغداری و زراعت استوار است. بخش‌های شمالی حوضه را مراتع سرسبزی تشکیل می‌دهد که ییلاق عشایر کوچنده محسوب می‌شود. بخش جنوبی در شهرستان‌های گرمسار و آرادان نیز محل اسکان این عشایر در دوره قشلاق است (Shahosseini, 2014) . در این حوضه، رودخانه حبله‌رود مهم‌ترین رودخانه دائمی است که از ارتفاعات البرز مرکزی سرچشمه گرفته و وارد دشت گرمسار می‌شود. علاوه بر این، رودخانه‌های دلیچای، کیلان، نمرود و دره‌رود از شمال به جنوب جریان دارند.

این حوضه از سال ۱۳۷۶ به‌عنوان حوضه نمونه در راستای اجرای طرح مدیریت پایدار منابع آب و خاک انتخاب شده است. این طرح با استفاده از کمک و مشارکت مؤسسات وابسته به سازمان ملل از جمله سازمان خواربار و کشاورزی (FAO)، برنامه توسعه سازمان ملل (UNDP)، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و نیز سازمان جنگل‌ها، مراتع و آبخیزداری کشور در دو مرحله به‌اجرا گذاشته شده است. با توجه به ویژگی‌های بوم‌شناختی، اقتصادی و اجتماعی حوضه حبله‌رود و اجرای طرح‌هایی از این دست در منطقه، مطالعات بیشتر در زمینهٔ پایش و ارزیابی اقدامات انجام‌شده و میزان دستیابی به اهداف اولیه و یا ارائه راهکارهای بهینه درراستای بهبود وضعیت منطقه ضروری می‌نماید.



شکل ۱- نقشهٔ حوضهٔ آبخیز حبله‌رود

وضعیت نه‌چندان مطلوب منابع طبیعی در حوضهٔ آبخیز حبله‌رود، که نیازمند اقدامات حفاظتی، احیایی، اصلاحی و توسعه‌ای است، از یک‌سو، و وجود نیمی از روستاهای خالی از سکنه این منطقه (۳۲۰ روستا) به‌دلیل مهاجرت روستاییان و مشکلات منطقه در زمینه‌های زراعت، باغداری، دامداری، آب و خاک و ...، از سوی دیگر، نیاز به ارائه راهکارهای مناسب در راستای توسعه پایدار این حوضه را ضروری ساخته است (Kazemi et al., 2006). یکی از عوامل اصلی برهم‌زنندهٔ تعادل زیست‌بوم‌ها تغییر نابه‌جای پوشش و کاربری اراضی برای معرفی فعالیت‌هایی فراتر از توان طبیعی زمین است (Salman-Mahini et al., 2013). بر پایهٔ یافته‌های مطالعهٔ شفیعی (Shafiei, 2011)، اجرای طرح کاربری اراضی در این حوضه به‌شیوه کنونی به‌دلیل تخصیص نامناسب زمین برای کاربری زراعت و باغ مقرون به‌صرفه نیست؛ بخش مرتع نیز گرچه مقرون به‌صرفه است، اما دلیل آن هم استفادهٔ بی‌رویه و اضافه بر ظرفیت مرتع است

که می‌تواند اثرات زیان‌باری بر مرتع داشته باشد. از این‌رو، مطالعهٔ حاضر به‌دنبال ارائه راهکارهایی در راستای بهره‌برداری بهینه و پایدار از اراضی منطقه حبله‌رود است.

باید توجه داشت که وجود ابعاد فنی، اجتماعی، کالبدی و بوم‌شناختی در روند برنامه‌ریزی حوضه آبخیز و روابط متقابل و پیچیده میان این اجزا تصمیم‌گیری در مورد نحوه مدیریت منابع آب و خاک را دشوار می‌سازد. افزون بر این، وجود ابعاد مختلف فعالیت کشاورزی و تأثیرات متقابل زیست‌محیطی نیاز به کاربرد روش‌های «تصمیم‌گیری چندمعیاره» (MCDM)[1] در مورد نحوه تخصیص زمین به فعالیت‌های مختلف را ضروری می‌سازد. تصمیم‌گیری چندمعیاره مطالعه شیوه‌ها و روش‌هایی است که با بهره‌گیری از آنها می‌توان معیارهای چندگانهٔ متضاد را به‌صورت صحیح در فرآیند برنامه‌ریزی مدیریتی به‌کار برد. در مطالعهٔ حاضر، ابتدا از مدل «ابزار ارزیابی آب و خاک» (SWAT)[2] با کمک نرم‌افزار تجزیه و تحلیل نقشه‌های ماهواره‌ای «سامانه‌های اطلاعات جغرافیایی» (GIS)[3] برای تعیین مقادیر مربوط به شاخص‌های زیست‌محیطی استفاده شد؛ همچنین، مقادیر مربوط به شاخص‌های اقتصادی- اجتماعی از طریق مشاهدات میدانی و جمع‌آوری پرسشنامه به‌دست آمد. سپس، از طریق فرآیند «تصمیم‌گیری چندشاخصه» (MADM)[4] به‌عنوان یک زیرمجموعه از روش‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره، بهینه‌سازی کاربری اراضی با توجه به شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی مورد بررسی و تحلیل قرار گرفت. لازم به ذکر است که مطالعات گوناگون اعم از داخلی و خارجی از جنبه‌های مختلف به بررسی بهبود مدیریت منابع آب و خاک و از جمله استفاده بهینه از کاربری اراضی در حوضه‌های آبخیز مختلف پرداخته‌اند. مروری بر مطالعات صورت‌گرفته در حوزه تخصیص کاربری زمین نشان می‌دهد که در بیشتر مطالعات، از

1. Multi Criteria Decision Model
2. Soil and Water Analysis Tool
3. Geographic Information Systems
4. Multi Attribute Decision Making

روش‌های «تصمیم‌گیری چندهدفه» (MODM)[1] برای تخصیص مساحت کاربری‌ها و نتایج حاصل از آن استفاده شده است که در پی، پاره‌ای از آنها یادآوری می‌شود.

تقوی گرجی و همکاران (Taghavi Gorji et al., 2013) به تعیین مناسب‌ترین ترکیب کاربری اراضی برای کاهش وقوع سیلاب و بیشینه‌سازی سود در حوضه آبخیز کسیلیان شهرستان سوادکوه پرداختند و به‌منظور بهینه‌سازی کاربری اراضی، از مدل برنامه‌ریزی خطی چندهدفه استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که کاهش اراضی کشت دیم و افزایش اراضی جنگل بیشترین تأثیر را در افزایش سود و کاهش سیلاب در این حوضه داشته است.

شایگان و همکاران (Shaygan et al., 2012) به بهینه‌سازی تخصیص کاربری اراضی با اهداف چندگانه در بخشی از حوضه طالقان پرداختند و بدین منظور، از الگوریتم ژنتیک مرتب‌سازی نامغلوب نخبه‌گرا (NSGA-II) با طراحی دو نوع عمل‌گر تقاطع یکنواخت (UC) و عملگر تقاطع دوبعدی (TDC) استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که پس از بهینه‌سازی کاربری اراضی در منطقه مورد مطالعه، علاوه بر کاهش فرسایش خاک، میزان سوددهی کلی نیز افزایش یافته است.

رحمتی (Rahmati, 2015) نیز به بهینه‌سازی تخصیص کاربری اراضی کشاورزی با سه کلاس اصلی کشاورزی آبی، دیم و مرتع در حوضه آبخیز عجب‌شیر در استان آذربایجان شرقی و در همسایگی با دریاچه ارومیه پرداخت. بدین منظور، از الگوریتم بهینه‌سازی چندهدفه ژنتیک و مرتب‌سازی نامغلوب نسخه دوم (NSGA-II) استفاده شد؛ همچنین، به‌منظور مدل‌سازی شدت فرسایش، از مدل تعیین شدت فرسایش (EPM) و برای پهنه‌بندی تناسب اراضی منطقه نیز از مدل تصمیم‌گیری چندمعیاره تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP) استفاده شد. نتایج نشان داد که الگوریتم NSGA-II توانایی لازم برای بهینه‌سازی چندهدفه تخصیص کاربری اراضی کشاورزی را داراست.

1. Multi Objective Decision Making

سیسنروس و همکاران (Cisneros et al., 2011) به ارزیابی روش‌های تصمیم‌گیری چندهدفه با توجه به ویژگی‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی حوضهٔ آبخیز پامپاس در آرژانتین پرداختند. آنها ابتدا معیارهای مختلف زیست‌محیطی، اجتماعی و اقتصادی را برآورد کرده و سپس، با استفاده از روش‌های تصمیم‌گیری چندهدفه، اقدام به بهینه‌سازی شیوه‌های مختلف مدیریت منابع آب و خاک کردند. نتایج این مطالعه حاکی از بالا بودن میزان تأثیر شیوه‌های مدیریت منابع آب و خاک بر شاخص‌های زیست‌محیطی بود و تضاد شدید میان اهداف زیست‌محیطی و اقتصادی را در این حوضه تأیید می‌کرد.

کی و آلتیناکار (Qi and Altinakar, 2012)، در بهینه‌سازی چندهدفه کاربری اراضی «آبخیز آزمایشی گودوین کریک[1]» در شمال می‌سی‌سی‌پی در شرایط عدم حتمیت، برای هر سناریوی کاربری زمین، توابع چندهدفه را بر اساس مدل شبیه‌سازی حوضهٔ آبخیز AnnAGNPS و مدل شبیه‌سازی شبکه کانال CCHE1D ایجاد کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که به‌کارگیری تحلیل عدم حتمیت در چارچوب بهینه‌سازی به‌سادگی امکان‌پذیر بوده و نسبت به سایر شیوه‌های تحلیل عدم حتمیت می‌تواند از پارامترهای متنوع‌تر استفاده کند.

گونفا و کومار (Gonfa and Kumar, 2015)، به‌منظور بهینه‌سازی کاربری زمین در حوضهٔ آبخیز موجو[2] در کشور اتیوپی، یک مدل برنامه‌ریزی چندهدفه خطی در قالب برنامه‌ریزی آرمانی ایجاد کردند. در این راستا، از دوشاخص میزان رسوب سالانه خاک که از شبیه‌سازی در مدل SWAT به‌دست آمد و میزان درآمد خالص هر واحد زمین در این منطقه استفاده شد. نتایج نشان داد که با حل مسئلهٔ بهینه‌سازی درآمد خالص ۲۹/۹۱ درصد افزایش و فرسایش خاک ۱۶/۱۴ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، میزان زمین‌های جنگلی و زمین‌های کشاورزی آبی به‌گونه‌ای چشمگیر افزایش خواهد یافت.

1. Goodwin Creek Experimental Watershed
2. Mojo

ما و ژائو (Ma and Zhao, 2015) به بررسی تخصیص کاربری زمین با استفاده از مدل بهینه‌سازی ایمنی مصنوعی چندهدفه (MOAIM-LUA) در شهرستان آنلو[1] در کشور چین پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که به‌کارگیری این شیوه، علاوه بر ارائه راه‌حل‌های بهتر نسبت به الگوریتم‌های قبلی، سبب بهبود شاخص‌های اجتماعی و زیست‌محیطی در منطقه مورد مطالعه می‌شود.

مطالعات کمتری با بهره‌گیری از رویکرد تصمیم‌گیری چندشاخصه نسبت به رویکرد چندهدفه در زمینه کاربری اراضی صورت گرفته است که از آن میان، می‌توان به برخی از مطالعات داخلی و خارجی اشاره کرد.

خیرخواه زرکش و همکاران (Kheirkhah Zarkesh et al., 2010) کاربرد مدل تحلیل سلسله‌مراتبی فضایی (SAHP) در تخصیص کاربری زمین در حوضه آبخیز طالقان را بررسی کردند و بدین منظور، با در نظر گرفتن کاربری‌های مختلف از جمله زمین‌های کشاورزی دیم و آبی، مراتع و زمین‌های شهری، از شاخص‌هایی مانند نوع خاک، آب‌وهوا، توپوگرافی، و پارامترهای اقتصادی- اجتماعی بهره گرفتند. نتایج نشان داد که بر اساس عوامل مختلف اقتصادی- اجتماعی و زیست‌محیطی، روش مورد استفاده در این مطالعه دارای قدرت بالا در انتخاب مکان و تخصیص زمین است.

پورخباز و همکاران (Pourkhabbaz et al., 2014)، با استفاده از عوامل بوم‌شناختی همچون عوامل کالبدی و زیستی و نیز پارامترهای اقتصادی- اجتماعی به‌عنوان معیارهای اصلی تأثیرگذار در کاربری کشاورزی، به تعیین نقاط مناسب برای کاربری کشاورزی در دشت تاکستان قزوین در ایران پرداختند. آنها نخست، با بهره‌گیری از روش‌های ANP و SAW، توان بوم‌شناختی کاربری کشاورزی را تعیین کردند؛ سپس، با استفاده از مدل تلفیقی VIKORو AHP، گزینه‌های مناسب برای کاربری کشاورزی در این منطقه را مشخص کردند. نتایج مطالعه نشان داد که بخش‌های شمالی این منطقه برای کاربری کشاورزی مناسب نیستند؛

1. Anlu

همچنین، به‌کارگیری روش‌های تصمیم‌گیری چندشاخصه می‌تواند ابزاری سودمند در تعیین کاربری کشاورزی به‌شمار آید.

آنتون و همکاران (Antón et al., 2016) روش‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره گسسته در برنامه‌ریزی روش‌های حفاظت و کاربری زمین در زیرحوضه آبخیز لاکولاچا[1] در آرژانتین را بررسی کردند. آنها با استفاده از مجموعه‌ای از روش‌های نظری تصمیم‌گیری (DTM) و همچنین، روش‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره گسسته شامل روش‌های پرومتی (PROMETHEE)[2]، الکتره (ELECTRE)[3] و فرآیند تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP)، به بررسی گزینه‌های مختلف حفاظت خاک و مدیریت هیدرولوژیک منطقه با توجه به معیارهای اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی پرداختند و سرانجام، مجموعه‌ای از پیشنهادها را برای مدیریت بهینه منابع آب و خاک در منطقه مورد مطالعه ارائه دادند.

همان‌گونه که گفته شد، در حوزه تخصیص کاربری زمین، بیشتر مطالعات از روش‌های تصمیم‌گیری چندهدفه برای تخصیص مساحت کاربری‌ها و نتایج حاصل از آن استفاده کرده و کمتر از رویکرد تصمیم‌گیری چندشاخصه به‌عنوان یک ابزار مهم تصمیم‌گیری برای انتخاب بهترین گزینه یا ترتیب گزینه‌های مناسب سود جسته‌اند. روش‌های MADM، بر پایه استدلال‌های ریاضی، بهترین گزینه تصمیم‌گیری از بین گزینه‌های موجود را با اولویت‌بندی آنها تعیین می‌کنند.

با توجه به نکات پیش‌گفته، مطالعهٔ حاضر به‌دنبال ارائه راهکارهایی برای بهره‌برداری بهینه و پایدار از اراضی منطقه حبله‌رود با استفاده از ابزارهای موجود در سامانه‌های پشتیبانی تصمیم و استفاده از روش‌های تصمیم‌گیری چندشاخصه است.

1. La Colacha
2. Preference Ranking Organization Method for Enrichment Evaluations
3. Elimination and Choice Translating Reality

مبانی نظری و روش تحقیق

ابتدا تأثیر کاربری‌های مختلف بر شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی منتخب از طریق ارائه یک ماتریس ضرایب فنی تعیین شد. شاخص‌های منتخب مورد استفاده در تحقیق حاضر با توجه به شاخص‌های تعیین‌شده در برنامه پایش و ارزیابی طرح مدیریت پایدار حوضه حبله‌رود در نظر گرفته شد (Salman-Mahini et al., 2013). همچنین، گزینه‌های کاربری زمین در منطقه با توجه به وضعیت فعلی منطقه و نیز مطالعات صورت‌گرفته در راستای ارتقای شاخص‌های پایش‌شوندهٔ منابع آب و خاک که در طرح مدیریت پایدار منابع آب و خاک حبله‌رود به‌اجرا درآمده است، در نظر گرفته شد. در این راستا، از مدل ارزیابی آب و خاک (SWAT) به‌منظور شبیه‌سازی مقدار روان‌آب ناشی از هر نوع کاربری زمین، شبیه‌سازی اثر فرسایش و شبیه‌سازی میزان رسوب‌دهی کاربری‌های مختلف زمین استفاده شد. در استخراج این شاخص‌ها، از داده‌های مورد نیاز شامل بارش، دما، رطوبت، تبخیر وتعرق و ... که به‌مدت ۲۶ سال جمع‌آوری شده است، استفاده شد. گردآوری داده‌های مربوط به اثرات شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی شامل هزینه تولید، درآمد ناخالص و میزان اشتغال نیز از طریق مطالعات انجام‌شده در این حوضه و مشاهدات میدانی از جمله تکمیل سی‌صد پرسشنامه در سال ۱۳۹۶ و از میان ۲۱۶ روستای منطقه پس از تعیین روستاهای خالی از سکنه و بر مبنای روستاهای بالای سه خانوار و از طریق روش نمونه‌گیری خوشه‌ای طبقه‌ای در طول مدت سه ماه صورت گرفت.

مدل ارزیابی آب و خاک (SWAT)

ابزار ارزیابی آب و خاک (SWAT) یک مدل جامع در مقیاس آبخیز است که توسط ادارهٔ تحقیقات کشاورزی ایالات متحده تهیه شده است. این مدل برای شبیه‌سازی حرکت آب، رسوب و آلاینده‌های شیمیایی- کشاورزی در سطح حوضه‌های آبخیز پیچیده و بزرگ با خاک، کاربری اراضی و شرایط مدیریتی متفاوت برای دوره‌های زمانی طولانی طراحی شده است (Neitsch et al., 2011). این مدل که قابلیت اجرا در محیط GIS را دارد، فرآیندهای

هیدرولوژیکی، فرسایش خاک، کیفیت آب، مدیریت مرتع و اثرات تغییر اقلیم را شبیه‌سازی می‌کند و یک ابزار توانمند در مطالعات و برنامه‌ریزی‌های زیست‌محیطی محسوب می‌شود. مدل SWAT نمونه‌ای از مدل‌های فیزیک‌پایه است که با حل معادلات اساسی فیزیک، به شبیه‌سازی فرآیندهای سیستم آبخیز می‌پردازد. واحد واکنش هیدرولوژیک (HRU)[1] کوچک‌ترین واحد کاری در مدل SWAT است، که از ترکیب نقشه‌های طبقات شیب، خاک و کاربری اراضی حاصل می‌شود. آب موجود در خاک، روان‌آب سطحی، رسوب و عناصر شیمیایی ابتدا برای هر HRU و سپس، برای هر زیرحوضه و در نهایت، برای کل حوضه آبخیز محاسبه می‌شود (Zare Garizi et al., 2016). جزییات یا زیرمدل‌های SWAT در ارتباط با شبیه‌سازی پدیده‌های هیدرولوژیکی شامل موارد متعدد است که در اینجا، تنها از دو مورد مرتبط با مطالعهٔ حاضر استفاده شده است.

مدل روان‌آب سطحی

این بخش به شبیه‌سازی ارتفاع روان‌آب سطحی، حجم روان‌آب، و حداکثر روان‌آب می‌پردازد. شبیه‌سازی روان‌آب سطحی با روش اصلاح‌شدهٔ SCS (در صورت داشتن داده‌های بارش روزانه) یا روش گرین- امپت (در صورت در اختیار داشتن داده‌های بارش ساعتی) انجام می‌شود.

شبیه‌سازی انتقال رسوب و فرسایش خاک

شبیه‌سازی رسوب و فرسایش خاک در پایه زمانی روزانه با استفاده از «معادله جهانی فرسایش خاکِ اصلاح‌شده» (MUSLE)[2] به‌طور جداگانه برای هر HRU انجام می‌شود (Williams, 1975).

1. Hydrologic Response Unit
2. Modified Universal Soil Loss Equation

$$sed = 11.8(Q_{surf} * q_{peak} * area_{HRU})^{0.56} * K * C * P * LS * CFRG \quad (۱)$$

در رابطهٔ بالا، Q_{surf} حجم روان‌آب سطحی، q_{peak} حداکثر نرخ روان‌آب، $area_{HRU}$ مساحت واحد واکنش هیدرولوژیک، K عامل فرسایش‌پذیری خاک، C عامل پوشش و مدیریت اراضی، P عامل اقدامات حفاظتی، LS عامل توپوگرافی و CFRG عامل قطعات درشت است. در معادله MUSLE، عامل روان‌آب سطحی جایگزین عامل بارندگی شده است، یعنی، روان‌آب سطحی به‌عنوان عامل اصلی فرسایش در نظر گرفته می‌شود. تأخیر انتقال رسوب در سطح، رسوب در جریان جانبی و آب زیرزمینی نیز در محاسبات لحاظ می‌شود (Neitsch et al., 2011).

مدل‌های تصمیم‌گیری چندشاخصه (MADM)

روش‌های چندشاخصه دارای شیوه‌های متنوع در مراحل مختلف تصمیم‌گیری است. در این روش‌ها، چندین گزینه بر اساس چندین معیار مختلف با هم مقایسه شده، بهترین گزینه یا ترتیب گزینه‌های مناسب انتخاب می شوند. روش‌های MADM بر پایه استدلال‌های ریاضی، بهترین گزینه تصمیم‌گیری از بین گزینه‌های موجود را با اولویت‌بندی آنها تعیین می‌کنند (Mohamadi Zanjirani et al., 2014). از میان روش‌های متعدد موجود، دو روش پرومتی (PROMETHEE) و الکتره (ELECTRE) به‌عنوان مهم‌ترین و کاربردی‌ترین روش‌ها در میان طیف گستردهٔ روش‌های چندشاخصه مورد توجه قرار گرفته‌اند (Amoushahi et al., 2015).

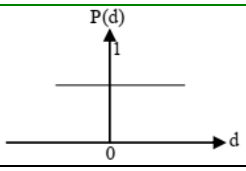
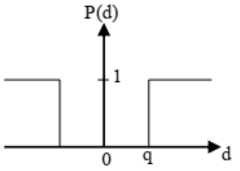
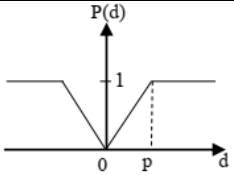
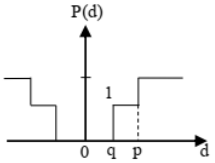
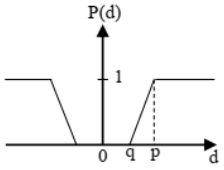
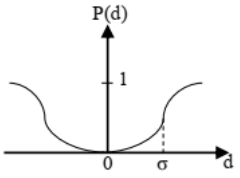
روش پرومتی (PROMETHEE)

این روش توسط برنس و همکاران (Brans et al., 1984) ارائه شد و برای ارزیابی و اولویت‌بندی گزینه‌های گسسته و انتخاب بهترین گزینه به‌کار می‌رود. در این روش که به روش ساختاریافته رتبه‌بندی ترجیحی برای غنی‌سازی ارزیابی‌ها معروف است، رتبه‌بندی گزینه‌ها با مقایسه زوجی گزینه‌ها در هر شاخص انجام می‌شود (Rezaei, 2014). به‌طور خلاصه، مهم‌ترین

نقاط قوت این روش سهولت استفاده برای کاربر، امکان تفسیر پارامترها (دسته‌بندی شاخص‌ها و گزینه‌ها)، پایداری نتایج در مقایسه با اغلب روش‌های دیگر، امکان تحلیل حساسیت به‌صورت ساده و سریع، امکان استفاده از طرح گرافیکی مدل‌سازی و امکان در نظر گرفتن محدودیت‌های مختلف در بهینه‌سازی تصمیم است. چارچوب مدل به‌طور خلاصه بدین شرح است: فرض کنید A مجموعه‌ای از گزینه‌هاست که باید از میان آنها انتخاب صورت گیرد. با فرض وجود K شاخص مؤثر در تصمیم‌گیری، برای هر گزینه $a \in A$، مقدار $fj(a)$ نشان‌دهندهٔ ارزش شاخص jام در گزینه a است. بر این اساس، رتبه‌بندی در سه گام انجام می‌شود (Sharifi et al., 2011):

گام اول: تابع ترجیح P_j به هر کدام از شاخص‌های j اختصاص می‌یابد. مقدار $P_j(a,b)$ برای هر زوج گزینه محاسبه می‌شود. این مقدار بین صفر و یک متغیر است. اگر رابطه $f_j(a)= f_j(b)$ برقرار باشد، مقدار $P_j(a,b)$ برابر با صفر می‌شود. و با افزایش $f_j(b)-f_j(a)$ این مقدار افزایش می‌یابد و هنگامی که اختلاف به‌اندازه کافی زیاد شود، مقدار $P_j(a,b)$ هم به یک می‌رسد. شکل‌های مختلفی را می‌توان برای تابع P_j فرض کرد، که به وضعیت مدل‌سازی شاخص jام بستگی دارد. روش پرومتی شش نوع تابع ترجیح را به تصمیم‌گیرنده پیشنهاد می‌کند. این کار با توجه به نوع و ماهیت شاخص‌های موجود و بسته به نظر تصمیم‌گیرنده و تحلیل‌گر و درک وی از رابطه بین گزینه‌ها و شاخص‌ها صورت می‌گیرد. البته برای هر شاخص f_j یک عامل وزن یعنی، w_j نیز درنظر گرفته می‌شود.

جدول ۱- توابع تعمیم‌یافته روش پرومتی (PROMETHEE)

نوع	نام	پارامتر	رابطه	شکل	شرح
۱	معیار عادی	-	$p(d)=\begin{cases}0, & d=0\\1, & d>0\end{cases}$		درصورتی که امتیازهای دو گزینه برابر باشند، هیچ تفاوتی وجود نخواهد داشت.
۲	معیار بخشی (U شکل)	q	$p(d)=\begin{cases}0, & d\le q\\1, & d>q\end{cases}$		تا زمانی که تفاوت امتیازهای دو گزینه کمتر از q باشد، هیچ تفاوتی وجود نخواهد داشت.
۳	معیار V شکل (معیار خطی)	p	$p(d)=\begin{cases}\frac{d}{p}, & d\le p\\1, & d>p\end{cases}$		با تغییر امتیازها در فاصله صفر تا p میزان اولویت به‌صورت خطی تغییر می‌کند. اگر تفاوت بیش از p باشد، گزینه مورد نظر کاملا اولویت دارد.
۴	معیار هم‌سطح	q-p	$p(d)=\begin{cases}0, & d\le q\\\frac{1}{2}, & q<d\le p\\1, & d>p\end{cases}$		اگر تفاوت امتیازهای دو گزینه کمتر از q باشد، هیچ تفاوتی وجود ندارد. اگر بین دو مقدار q و p باشد، یک برتری نسبی وجود دارد. اگر میزان تفاوت بیش از p باشد، اولویت کامل وجود دارد.
۵	معیار V شکل با تاحیه بی‌تفاوتی	q-p	$p(d)=\begin{cases}0, & d\le q\\\frac{d-p}{p-q}, & q<d\le p\\1, & d>p\end{cases}$		اگر تفاوت امتیازهای دو گزینه کمتر از q باشد، هیچ تفاوتی وجود ندارد. در فاصله q و p، میزان اولویت به‌صورت خطی تغییر می‌کند. اگر میزان تفاوت بیش از p باشد، اولویت کامل وجود دارد.
۶	معیار گوسی	σ	$p(d)=1-e^{-d^2/2\sigma^2}$		با تفاوت میان امتیازهای گزینه‌ها، میزان اولویت برطبق رابطه افزایش پیدا می‌کند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

گام دوم: میزان اولویت کلی π(a,b) بدین ترتیب محاسبه می‌شود:

$$\pi(a,b) = \sum_{j=1}^{k} w_j p_j(a,b) \quad \text{و} \quad \sum_{j=1}^{k} w_j = 1 \qquad (۲)$$

گام سوم: π(a,b) نشان‌دهنده درجه اولویت گزینه a نسبت به گزینه b است. برای محاسبه قدرت ترجیح کلی گزینه a بر سایر گزینه‌ها، جریان رتبه‌بندی مثبت یا جریان خروجی محاسبه می‌شود:

$$\emptyset^{+}(a) = \frac{1}{n-1}\sum_{x \in A} \pi(x,a) \qquad (۳)$$

این جریان نشان می‌دهد که گزینه a چقدر بر سایر گزینه‌ها اولویت دارد. این جریان، در حقیقت، قدرت گزینه a است. بزرگ‌ترین ϕ(a) به معنی بهترین گزینه است. میزان ترجیح سایر گزینه‌ها بر گزینه a که جریان ورودی یا جریان رتبه‌بندی منفی نامیده می‌شود، حاصل محاسبه زیر است:

$$\emptyset^{-}(a) = \frac{1}{n-1}\sum_{x \in A} \pi(x,a) \qquad (۴)$$

این جریان نشان می‌دهد که سایر گزینه‌ها تا چه میزان بر گزینه a اولویت دارند. این جریان، در حقیقت، ضعف گزینه a است. کوچک‌ترین ϕ(a) نشان‌دهنده بهترین گزینه است. بنابراین، با داشتن و بررسی جداگانه دو جریان ϕ^{+} و ϕ^{-} می‌توان یک رتبه‌بندی جزئی انجام داد (PROMETHEE I). برای انجام رتبه‌بندی کامل گزینه‌ها (PROMETHEE II)، باید جریان خالص رتبه‌بندی را برای هر گزینه تعریف کرد:

$$\emptyset(a) = \emptyset^{+}(a) - \emptyset^{-}(a) \qquad (۵)$$

رتبه‌بندی جزئی در PROMETHEE I به‌صورت زیر است:

$$\begin{array}{lll} & \phi^{+}(a) > \phi^{+} \ , & \phi^{-}(a) < \phi^{-} \\ (aP^{I}b) \quad \text{if} & \phi^{+}(a) > \phi^{+} \ , & \phi^{-}(a) = \phi^{-} \\ & \phi^{+}(a) = \phi^{+} \ , & \phi^{-}(a) < \phi^{-} \\ (aI^{I}b) \quad \text{if} & \phi^{+}(a) = \phi^{+} \ , & \phi^{-}(a) = \phi^{-} \\ (aR^{I}b) & \text{otherwise} & \end{array} \qquad (۶)$$

در (aP^Ib) بیشترین قدرت a با کمترین ضعف آن همراه شده است، بدین معنی که گزینه a بر گزینه b برتری دارد. در (aI^Ib)، هر دو جریان رتبه‌بندی مثبت و منفی برابرند. در (aR^Ib)، بالاترین قدرت یک گزینه با کمترین ضعف گزینه دیگر همراه شده است. بنابراین، گزینه‌ها غیرقابل مقایسه‌اند. این وضعیت معمولاً وقتی اتفاق می‌افتد که گزینه a در مجموعه معیارهایی که گزینه b ضعف دارد، قوی است و در مقابل، گزینه b در سایر معیارها نسبت به گزینه a قوی‌تر است. در اینجا، باید گفت که گزینه‌ها غیرقابل مقایسه‌اند و روش قادر به رتبه‌بندی آنها نیست. البته تصمیم‌گیرنده می‌تواند با قضاوت خود رتبه‌بندی را انجام دهد.

رتبه‌بندی کامل در PROMETHEE II به‌صورت زیر است:

$$\begin{array}{lll} (aP^{II}b) & \text{if} & \phi(a) > \phi \\ (aI^{II}b) & \text{if} & \phi(a) = \phi \end{array} \qquad (۷)$$

در این‌صورت تمامی گزینه‌ها قابل مقایسه خواهد بود (Rezaei, 2014).

روش الکتره (ELECTRE)

این روش یکی از مهم‌ترین فنون تصمیم‌گیری چندشاخصه و از دسته مدل‌های جبرانی است که در آنها، تبادل بین شاخص‌ها صورت می‌گیرد، بدین معنی که تغییر در یک شاخص توسط تغییری در جهت عکس در شاخص یا شاخص‌های دیگر جبران می‌شود. کاربرد این روش، که روش مجموعه‌های هماهنگ نیز نامیده می‌شود، بر مبنای مفهوم روابط غیررتبه‌ای است. اهمیت این شیوه نسبت به برخی روش‌های دیگر در ایجاد تعامل با تصمیم‌گیرنده است. به دیگر سخن، در روش‌های دیگر، پس از جمع‌آوری داده‌ها و وزن‌ها، تصمیم‌گیرنده هیچ ارتباطی با اطلاعات خروجی ندارد و اطلاعات به‌دست‌آمده ملاک تصمیم‌گیری قرار می‌گیرند، در حالی که در این روش، تصمیم‌گیرنده در سه مرحله می‌تواند در شیوه تحلیل دخالت و تحلیل را جهت‌دهی کند (Sayadi et al., 2011). مراحل حل این مدل بدین شرح است:

قدم اول: ماتریس تصمیم‌گیری موجود را به یک ماتریس «بی‌مقیاس‌شده» تبدیل می‌کنیم:

$$N_D = [n_{ij}] \quad و \quad n_{ij} = \frac{r_{ij}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{m} r_{ij}^2}} \qquad (۸)$$

که در آن، r_{ij} درایه‌های ماتریس تصمیم، n_{ij} درایه‌های ماتریس بی‌مقیاس‌شده و m تعداد گزینه‌هاست.

قدم دوم: ماتریس «بی‌مقیاس وزنی» را ایجاد می‌کنیم، با فرض اینکه بردار W ورودی به الگوریتم است:

$$W = \{W_1, W_2, \dots, W_n\} \qquad (۹)$$

$$\text{ماتریس بی مقیاس وزنی} = V = N_D * W_{m*n} = \begin{vmatrix} V_{11} & \cdots & V_{1j} & \cdots & V_{1n} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ V_{m1} & \cdots & V_{mj} & \cdots & V_{mn} \end{vmatrix} \qquad (۱۰)$$

که در آن، N_D ماتریس امتیازات شاخص‌هاست که بی‌مقیاس و قابل مقایسه شده و W_{m*n} ماتریس قطری است که فقط عناصر قطر اصلی آن غیرصفر است.

قدم سوم: مجموعه هماهنگ[1] و ناهماهنگ[2] را برای هر زوج از گزینه‌های $k, l = 1,2,\dots,m;\ l \neq k$ مشخص می‌کنیم. مجموعه شاخص‌های موجود $J=\{j|j=1,2,\dots,n\}$ را به دو زیرمجموعه متمایز هماهنگ (S_{kl}) و ناهماهنگ (D_{kl}) تقسیم می‌کنیم. مجموعه هماهنگ (S_{kl}) از گزینه‌های k و l مشتمل بر کلیه شاخص‌هایی است که k بر l به ازای آنها ترجیح دارد، یعنی:

$$S_{kl} = \{j|v_{kj} \geq v_{lj}\} \quad و \quad D_{kl} = \{j|v_{kj} < v_{lj}\} = J - S_{kl} \qquad (۱۱)$$

قدم چهارم: ماتریس هماهنگی را محاسبه می‌کنیم. معیار هماهنگی $(I_{k,l})$ بین k و l بدین قرار است:

1. concordance
2. discordance

$$I_{k,l} = \sum_{j \in S_{kl}} w_j \; ; \; \sum_{j=1}^{n} w_j = 1 \qquad (۱۲)$$

واضح است که $0 \leq I_{k,l} \leq 1$ خواهد بود و اهمیت نسبی k در رابطه با l را نشان می‌دهد. ماتریس نامتقارن هماهنگی (I) به‌صورت زیر است:

$$I = \begin{vmatrix} - & I_{1,2} & I_{1,3} & \cdots & I_{1,m} \\ I_{2,1} & - & I_{2,3} & \cdots & I_{2,m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ I_{m,1} & I_{m,2} & \cdots & I_{m,(m-1)} & - \end{vmatrix} \qquad (۱۳)$$

قدم پنجم: ماتریس ناهماهنگی را محاسبه می‌کنیم. معیار ناهماهنگی ($NI_{k,l}$) شدت بدتر بودن ارزیابی k در رابطه با l را نشان می‌دهد و با استفاده از عناصر ماتریس V (امتیازات وزنی) محاسبه می‌شود:

$$NI_{k,l} = \frac{\max_{j \in D_{k,l}} |V_{kj} - V_{lj}|}{\max_{j \in J} |V_{kj} - V_{lj}|} \qquad (۱۴)$$

و ماتریس ناهماهنگی عبارت است از:

$$NI = \begin{vmatrix} - & NI_{1,2} & \cdots & NI_{1,m} \\ NI_{2,1} & - & \cdots & NI_{2,m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ NI_{m,1} & \cdots & NI_{m,(m-1)} & - \end{vmatrix} \qquad (۱۵)$$

اطلاعات موجود در NI و I با یکدیگر اختلاف دارند و مکمل یکدیگرند، به‌گونه‌ای که I منعکس‌کننده اوزان w_j از شاخص‌های هماهنگ و NI منعکس‌کننده بیشترین اختلاف نسبی از $V_j = n_{ij} * w_j$ به ازای شاخص‌های ناهماهنگ است.

قدم ششم: ماتریس هماهنگ مؤثر را مشخص می‌کنیم:

$$C = \frac{\sum_{k=1}^{m}\sum_{i=1}^{m} I_{k,l}}{m(m-1)} \quad \text{(حداقل آستانه)} \qquad (۱۶)$$

و ماتریس هماهنگ مؤثر را به‌صورت زیر تشکیل می‌دهیم:

$$f_{kl} = 0 \xrightarrow{\text{اگر}} I_{kl} < C \quad \text{و} \quad f_{kl} = 1 \xrightarrow{\text{اگر}} I_{kl} \geq C \qquad (۱۷)$$

قدم هفتم: ماتریس ناهماهنگ مؤثر را مشخص می‌کنیم:

$$D = \frac{\sum_{k=1}^{m}\sum_{l=1}^{m} NI_{k,l}}{m(m-1)} \quad \text{(ارزش آستانه)} \qquad (۱۸)$$

و ماتریس ناهماهنگ مؤثر (G) را به‌صورت زیر تشکیل می‌دهیم:

$$g_{k,l} = 1 \xrightarrow{\text{اگر}} NI_{k,l} \leq D \quad \text{و} \quad g_{k,l} = 0 \xrightarrow{\text{اگر}} NI_{k,l} > D \qquad (۱۹)$$

قدم هشتم: ماتریس کلی و مؤثر را تشکیل می‌دهیم:

$$h_{k,l} = f_{k,l} * g_{k,l} \qquad (۲۰)$$

قدم نهم: گزینه‌های کم‌جاذبه را حذف می‌کنیم؛ یعنی، هر ستونی از H که حداقل یک عنصر برابر با واحد داشته باشد، حذف می‌شود، زیرا آن ستون تحت تسلط ردیف یا ردیف‌هایی است (Ahmadi and Haj-Mohammad-Hosseini, 2014). این مراحل جزو روش الکتره اول (ELECTRE I) شناخته می‌شوند. این روش برای ساخت یک رتبه‌بندی بخشی[1] و انتخاب مجموعه‌ای از گزینه‌های قابل قبول استفاده می‌شود. این مجموعه به‌عنوان یک زیرمجموعه از N گزینه موجود با عنوان مجموعه یا راه‌حل هسته[2] شناخته می‌شود. برای رفع مشکل روش الکتره اول، به‌منظور رتبه‌بندی کامل گزینه‌ها، روش الکتره دوم (ELECTRE II) توسط روی و برتیر (Roy and Bertier, 1973) ارائه شد. مراحل این روش تا مرحله هفتم

1. partial ordering
2. kernel

مانند روش الکتره اول است. در اینجا، به‌جای پیدا کردن یک مجموعه هسته، از دو رابطه رتبه‌بندی قوی و ضعیف برای رتبه‌بندی گزینه‌ها استفاده می‌شود (Tzeng and Huang, 2011). بدین منظور، دو حد آستانه‌ای (C^*,D^*) و (C^-,D^-) تعیین می‌شوند. (C^*,D^*) به‌عنوان آستانه هماهنگی و ناهماهنگی برای رابطه رتبه‌بندی قوی[1] و (C^-,D^-) به‌عنوان آستانه هماهنگی و ناهماهنگی برای رابطه رتبه‌بندی ضعیف[2] تعریف می‌شوند، به‌گونه‌ای که $C^*>C^-$ و $D^*<D^-$ است. در مرحله بعد، با تشکیل ماتریس تسلط نهایی، روابط رتبه‌بندی بر اساس دو قاعده زیر تعیین می‌شوند:

۱) اگر $C(a,b) \geq C^*$, $D(a,b) \leq D^*$ و $C(a,b) \geq C(b,a)$ باشد، آنگاه گزینه a به‌طور قوی (SF) بر گزینه b برتری دارد.

۲) اگر اگر $C(a,b) \geq C^-$, $D(a,b) \leq D^-$ و $C(a,b) \geq C(b,a)$ باشد، آنگاه گزینه a به‌طور ضعیف (sf) بر گزینه b برتری دارد.

مقادیر (C^*,D^*) و (C^-,D^-) بین صفر و یک قرار دارند و توسط تصمیم‌گیرنده تعیین می‌شوند. هرچه مقدار C^* بالاتر و مقدار D^* پایین‌تر تعیین شود، امکان اینکه یک گزینه بر گزینه دیگر برتری یابد، سخت‌تر می‌شود (Wang, 2007). در نهایت، انجام فرآیند رتبه‌بندی از تلفیق دو حالت افزایشی و کاهشی در ماتریس تسلط نهایی صورت می‌پذیرد. در حالت افزایشی، گزینه‌ها از بدترین گزینه تا بهترین گزینه بر اساس ماتریس نهایی مرتب می‌شوند؛ به دیگر سخن، هرچه در ستون‌های ماتریس تسلط نهایی، نمادهای SF و sf بیشتری باشد، آن گزینه بیشتر مغلوب شده است. در حالت کاهشی، گزینه‌ها از بهترین گزینه تا بدترین گزینه بر اساس ماتریس نهایی مرتب می‌شوند؛ به دیگر سخن، هرچه در سطرهای ماتریس تسلط نهایی، نمادهای SF و sf بیشتری باشد، آن گزینه از تسلط بیشتری برخوردار است.

1. strong outranking relation
2. weak outranking relation

روش فرآیند تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP)

یکی از کارآمدترین روش‌های تصمیم‌گیری چندشاخصه، فرآیند تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP)[1] است که نخستین‌بار، از سوی توماس ال. ساعتی (Saaty, 1980) مطرح شد. این شیوه بر اساس مقایسه‌های زوجی بنا نهاده شده است که قضاوت و محاسبات را تسهیل و بررسی سناریوهای مختلف را امکان‌پذیر می‌کنند؛ و افزون بر این، از یک مبنای نظری قوی برخوردار بوده و بر پایهٔ اصول بدیهی استوار است. همچنین، روش AHP میزان سازگاری و ناسازگاری تصمیم را نشان می‌دهد، که از مزایای ممتاز آن در تصمیم‌گیری چندمعیاره است (Falahi and Gholinezhad, 2014). در اینجا، از این شیوه تنها به‌منظور سناریوسازی برای کاربری‌های زمین استفاده شد. در این راستا، با تهیه پرسشنامه جداگانه (پرسشنامه خبرگان) و جمع‌آوری اطلاعات با هدف دریافت نظرات نخبگان و کارشناسان مجری در طرح حبله‌رود، در قالب سه سناریوی اقتصادی، بی‌طرف و زیست‌محیطی اثرات هر سناریو در روش‌های پرومتی و الکتره مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج و بحث

نتایج مربوط به شبیه‌سازی شاخص‌های زیست‌محیطی شامل روان‌آب (مترمکعب در هکتار در سال)، رسوب‌دهی (تن در هکتار در سال) و فرسایش خاک (تن در هکتار در سال) و همچنین، نتایج مربوط به شاخص‌های اقتصادی شامل متوسط درآمد سالانه هر هکتار (ده میلیون ریال) و متوسط هزینه یا سرمایه‌گذاری سالانه در هکتار (ده میلیون ریال) و شاخص اجتماعی شامل متوسط اشتغال سالانه هر هکتار (نفر- روز) در جدول ۲ آمده است.

پس از تعیین جدول ۲ و پیش از برآورد نتایج روش‌های چندشاخصه، ابتدا به‌منظور تعیین سناریوهای مدیریتی مد نظر، نظرات کارشناسان حوضه آبخیز حبله‌رود از طریق طراحی

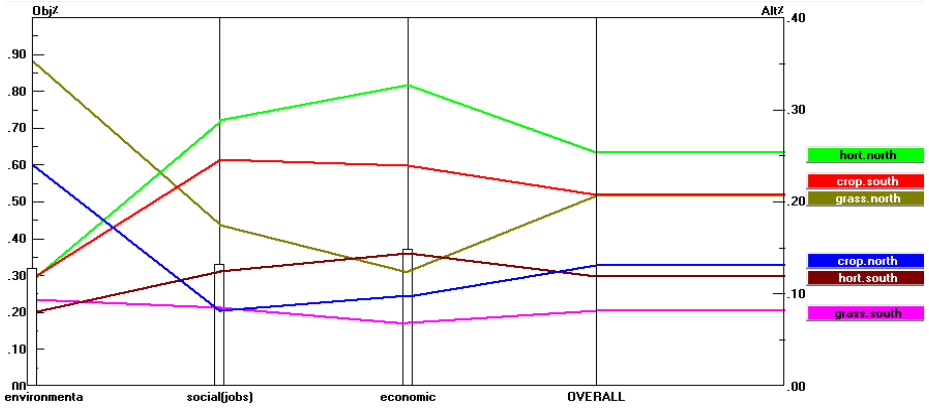
1. Analytical Hierarchy Process

پرسشنامه خبرگان کسب شد. سپس، با استفاده از روش AHP و کاربرد نرم‌افزارexpert choice وزن هرکدام از شاخص‌های مد نظر برآورد شد (شکل ۲).

جدول ۲- نتایج شبیه‌سازی مدل SWAT و نتایج جمع‌آوری اطلاعات پرسشنامه‌ها (ماتریس ضرایب فنی)

شاخص‌ها / کاربری‌ها	زیست‌محیطی			اقتصادی		اجتماعی
	روان‌آب (مترمکعب در هکتار در سال)	رسوب (تن در هکتار در سال)	فرسایش (تن در هکتار در سال)	هزینه (ده میلیون ریال در هکتار در سال)	درآمد (ده میلیون ریال در هکتار در سال)	اشتغال (نفر- روز در سال)
زراعی در شمال	۴/۴۴	۲/۷۸	۲/۸۳	۷/۶۴	۱۱/۵۶	۴۱/۹۵
زراعی در جنوب	۰/۶	۰/۵۸	۰/۹۴	۶/۱۷	۱۱/۶۵	۳۴/۴۰
باغی در شمال	۱۰/۶۹	۴/۳۴	۵/۸	۲۲/۵۴	۵۸/۶۹	۲۰۴/۵۲
باغی در جنوب	۰/۴۸	۰/۸	۰/۳	۲۲/۰۴	۵۵/۷۵	۲۰۲/۵۹
مرتع در شمال	۱۳/۵۹	۲/۵۲	۲/۶۷	۰/۴۴	۲/۸۱	۷/۲۳
مرتع در جنوب	۰/۱۱	۰/۵	۰/۲۲	۰/۲۴	۱/۹۵	۲/۳۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۲- نمودار نتایج روش AHP

گرچه نتایج به‌دست‌آمده شامل رتبه‌بندی کاربری‌ها از نظر کارشناسان بوده، اما در مطالعهٔ حاضر مد نظر نبوده است و تنها از وزن‌های اختصاص‌یافته به شاخص‌ها در تعیین سناریوی اول استفاده شد. همان‌گونه که در شکل نیز دیده می‌شود، بیشترین وزن مربوط به شاخص اقتصادی و کمترین وزن مربوط به شاخص زیست‌محیطی است، که نشانگر اولویت‌دهی کارشناسان به مسائل اقتصادی است. بنابراین، رتبه‌بندی به‌دست‌آمده صرفاً مبنای اقتصادی دارد و از این لحاظ، با توجه به شرایط منطقه، کاملاً منطقی است. بر همین اساس، با توجه به مطالعات آنتون و همکاران (Antón et al., 2016) و سیسنروس و همکاران (Cisneros et al., 2011) و به‌منظور مقایسه نتایج از لحاظ وجود یا عدم وجود تضاد میان اهداف اقتصادی و زیست‌محیطی و امکان ارائه راهکارهای سیاستی، سایر سناریوها تعریف شدند، بدین صورت که در سناریوی دوم، وزن مساوی به تمامی شاخص‌ها و در سناریوی سوم، بیشترین وزن‌ها به شاخص‌های زیست‌محیطی اختصاص پیدا کرد (جدول ۳).

جدول ۳- وزن هر شاخص در سناریوها

	روان‌آب	رسوب	فرسایش	هزینه	درآمد	اشتغال
سناریوی اول	۰/۱۰۲	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۴۲	۰/۲۲۲	۰/۳۲۳
سناریوی دوم	۰/۱۶۶	۰/۱۶۶	۰/۱۶۶	۰/۱۶۶	۰/۱۶۶	۰/۱۶۶
سناریوی سوم	۰/۳۲۳	۰/۲۲۲	۰/۱۴۲	۰/۱۵۳	۰/۰۵۹	۰/۱۰۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از تعیین سناریوها، ابتدا مدل پرومتی مد نظر قرار گرفت. در اینجا، با توجه به مطالعهٔ عموشاهی و همکاران (Amoushahi et al., 2015) و همچنین، نوع شاخص‌ها، از تابع ترجیح «V شکل با ناحیه بی‌تفاوتی» استفاده شد. در مرحله بعد، مقادیر آستانه بی‌تفاوتی و آستانه ترجیح (P) محاسبه شده، که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴- نتایج محاسبه مقادیر آستانه‌ای در روش پرومتی (PROMETHEE)

	روان‌آب	رسوب	فرسایش	هزینه	درآمد	اشتغال
آستانه بی‌تفاوتی	۱	۱	۱/۷۱	۱	۲۲/۶	۱
آستانه ترجیح (P)	۱۱/۴۵	۳/۴۳	۴/۱۹	۱۹/۸	۵۲/۱۱	۱۸۸/۸۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول ۳، رتبه‌بندی گزینه‌ها بر مبنای جریان رتبه‌بندی مثبت یا جریان خروجی (ϕ^+)، جریان ورودی یا جریان رتبه‌بندی منفی (ϕ^-) و جریان خالص رتبه‌بندی (ϕ) صورت گرفت، که نتایج آن در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵- نتایج رتبه‌بندی در روش پرومتی (PROMETHEE)

سناریوی اول	Phi	Phi+	Phi-	سناریوی دوم	Phi-	Phi+	Phi	سناریوی سوم	Phi	Phi+	Phi-
باغی جنوب	۰/۴۱۵	۰/۵۱۵	۰/۱۰۰	باغی جنوب	۰/۱۱۷	۰/۴۴۲	۰/۳۲۵	مرتع جنوب	۰/۳۰۱	۰/۳۷۴	۰/۰۷۲
باغی شمال	۰/۰۷۹	۰/۴۰۹	۰/۳۳۲	مرتع جنوب	۰/۱۴۶	۰/۲۹۴	۰/۱۴۸	باغی جنوب	۰/۲۹۷	۰/۴۰۴	۰/۱۰۷
زراعی جنوب	-۰/۰۳۶	۰/۱۶۵	۰/۲۰۱	زراعی جنوب	۰/۱۳۰	۰/۲۳۵	۰/۱۰۶	زراعی جنوب	۰/۲۳۷	۰/۳۰۹	۰/۰۷۱
مرتع جنوب	-۰/۰۴۶	۰/۱۹۸	۰/۲۴۳	زراعی شمال	۰/۲۵۱	۰/۱۳۰	-۰/۱۲۱	زراعی شمال	-۰/۰۷۷	۰/۱۶۰	۰/۲۳۷
زراعی شمال	-۰/۱۵۱	۰/۱۱۳	۰/۲۶۳	باغی شمال	۰/۴۷۹	۰/۲۵۴	-۰/۲۲۵	مرتع شمال	-۰/۳۰۳	۰/۱۱۱	۰/۴۱۴
مرتع شمال	-۰/۲۶۰	۰/۰۹۶	۰/۳۵۶	مرتع شمال	۰/۳۴۹	۰/۱۱۷	-۰/۲۳۱	باغی شمال	-۰/۴۵۵	۰/۱۳۲	۰/۵۸۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، در هر سه سناریو، زمین‌های باغی در جنوب حوضه در رده بالای رتبه‌بندی قرار می‌گیرند، بدین معنی که هم از لحاظ اقتصادی و هم از لحاظ زیست‌محیطی، اختصاص زمین به کاربری باغی در جنوب حوضه دارای توجیه بالاست؛ برعکس، زمین‌های مرتعی در شمال حوضه در رده پایین رتبه‌بندی قرار می‌گیرند، بدین معنی که هم از لحاظ اقتصادی و هم از لحاظ زیست‌محیطی، باید تخصیص زمین به کاربری مرتع در شمال حوضه محدود شود. اولویت‌بندی تخصیص زمین در مورد سایر کاربری‌ها با توجه به رویکرد سیاست‌گذار مبنی بر اهمیت بیشتر به وضعیت اقتصادی و یا زیست‌محیطی منطقه متفاوت است؛ برای نمونه، در سناریوی اول که شاخص‌های اقتصادی از وزن و اهمیت بالاتری برخوردارند، کاربری باغی در شمال حوضه اولویت بالاتری پیدا می‌کند، در حالی که در سناریوی سوم که شاخص‌های زیست‌محیطی مد نظر است، کاربری باغ در شمال حوضه اولویت پایین پیدا می‌کند. همچنین، درمورد کاربری مرتع در جنوب حوضه، همین نوع اولویت‌بندی با شدت کمتر صورت گرفته است. کاربری زراعی چه در شمال حوضه و چه در جنوب حوضه در هر سه سناریو در اولویت‌های میانی قرار گرفته و کمتر از وزن‌های اقتصادی و زیست‌محیطی تأثیر پذیرفته است.

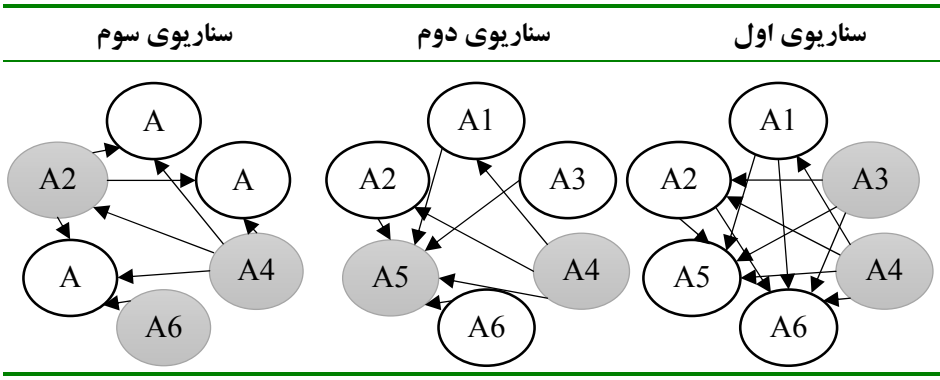
در روش الکتره (ELECTRE)، ابتدا مقادیر شاخص هماهنگی (C) و شاخص ناهماهنگی (D) برای هر سه سناریو محاسبه شد (جدول ۶).

جدول ۶- نتایج محاسبه مقادیر شاخص‌های هماهنگی و ناهماهنگی در روش الکتره (ELECTRE)

	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی سوم
مقدار شاخص هماهنگی (C)	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۵۰
مقدار شاخص ناهماهنگی(D)	۰/۵۷	۰/۶۰	۰/۵۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مرحله بعد با توجه به این مقادیر، رتبه‌بندی مورد نظر صورت پذیرفت.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۳- نتایج روش الکتره اول (ELECTRE I) در سه سناریو

شکل ۳ نتایج اجرای روش الکتره اول (ELECTRE I) را به‌صورت نمودار نمایش می‌دهد که در آن، A1 زراعت شمال، A2 زراعت جنوب، A3 باغ شمال، A4 باغ جنوب، A5 مرتع شمال و A6 مرتع جنوب است. قسمت‌های پررنگ گزینه‌های منتخب یا راه‌حل هسته را نشان می‌دهند. در سناریوی اول، زمین باغی در جنوب حوضه در رتبه اول و زمین باغی در شمال حوضه در رتبه دوم قرار می‌گیرند. سایر گزینه‌ها در ادامه و بدون رتبه‌بندی قرار

می‌گیرند. در سناریوی دوم، زمین باغی در جنوب حوضه در رتبه اول و زمین مرتعی در شمال حوضه در رتبه آخر قرار می‌گیرند و سایر گزینه‌های میان این دو گزینه رتبه‌بندی نمی‌شوند. در سناریوی سوم نیز به‌ترتیب، زمین باغی، زمین زراعی و زمین مرتعی در جنوب حوضه در رتبه یک تا سه و سایر گزینه‌ها در ادامه و بدون رتبه‌بندی قرار می‌گیرند. با توجه به رتبه‌بندی جزئی (بخشی) در روش الکتره اول و برای رتبه‌بندی کامل گزینه‌ها، روش الکتره دوم (ELECTRE II) اجرا شد. ابتدا مقادیر آستانه‌ای برای رتبه‌بندی ضعیف و قوی با توجه به نظر کارشناسان بدین صورت زیر تعیین شد:

$$D^* = 0.3,\ D^- = 0.4 \text{ و } C^* = 0.7,\ C^- = 0.6$$

سپس، ماتریس تسلط نهایی، با توجه به برتری قوی گزینه‌ها (با نماد SF) و برتری ضعیف گزینه‌ها (با نماد sf)، در هر سه سناریو تشکیل شد (جدول ۷).

جدول ۷- نتایج ماتریس تسلط نهایی گزینه‌ها در روش الکتره دوم (ELECTRE II)

	سناریوی اول						سناریوی دوم						سناریوی سوم					
	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A1	A2	A3	A4	A5	A6
A1	-	0	0	0	sf	0	-	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0
A2	0	-	0	0	SF	0	0	-	0	0	SF	0	SF	-	SF	0	SF	0
A3	0	0	-	0	sf	0	0	0	-	0	0	0	0	0	-	0	0	0
A4	SF	SF	0	-	SF	0	SF	SF	0	-	SF	0	SF	SF	SF	-	SF	0
A5	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	-	0
A6	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	sf	-	0	0	0	0	SF	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نهایت، رتبه‌بندی کامل گزینه‌ها انجام شد (جدول ۸).

جدول ۸- نتایج رتبه‌بندی کامل گزینه‌ها در روش الکتره دوم (ELECTRE II)

سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی سوم
A4>A3>A2=A1>A6>A5	A4>A6>A2=A3>A1>A5	A4>A6=A2>A1=A3>A5

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول ۸، در سناریوی اول، زمین باغی در جنوب حوضه در رتبه اول، زمین باغی در شمال حوضه در رتبه دوم، زمین زراعی در شمال و جنوب حوضه در رتبه سوم، زمین مرتعی در جنوب در رتبه چهارم و زمین باغی در شمال حوضه در رتبه آخر رده‌بندی می‌شوند. در سناریوی دوم، زمین باغی در جنوب حوضه در رتبه اول، زمین مرتعی در جنوب

در رتبه دوم، زمین زراعی در جنوب و زمین باغی در شمال در رتبه سوم، زمین زراعی در شمال حوضه در رتبه چهارم و زمین مرتعی در شمال حوضه در رتبه آخر رده‌بندی می‌شوند. در سناریوی سوم نیز زمین باغی در جنوب در رتبه اول، زمین مرتعی و زمین زراعی در جنوب در رتبه دوم، زمین زراعی و باغی در شمال حوضه در رتبه سوم و در رده آخر زمین مرتعی در شمال حوضه قرار می‌گیرند. همان‌گونه که در جدول نتایج مشاهده می‌شود، در هر سه سناریو، زمین‌های باغی در جنوب حوضه در رده بالای رتبه‌بندی قرار می‌گیرند، بدین معنی که هم از لحاظ اقتصادی و هم از لحاظ زیست‌محیطی، اختصاص زمین به کاربری باغی در جنوب حوضه دارای توجیه بالاست؛ برعکس، زمین‌های مرتعی در شمال حوضه در رده پایین رتبه‌بندی قرار می‌گیرند، بدین معنی که هم از لحاظ اقتصادی و هم از لحاظ زیست‌محیطی، باید تخصیص زمین به کاربری مرتع در شمال حوضه محدود شود. اولویت‌بندی تخصیص زمین در مورد سایر کاربری‌ها با توجه به رویکرد سیاست‌گذار مبنی بر دادن اهمیت بیشتر به وضعیت اقتصادی و یا زیست‌محیطی منطقه متفاوت است. در سناریوی اول که شاخص‌های اقتصادی از وزن و اهمیت بالاتری برخوردارند، کاربری باغی در شمال حوضه اولویت بالاتری پیدا می‌کند، در حالی که در سناریوی سوم که شاخص‌های زیست‌محیطی مد نظر است، کاربری باغ در شمال حوضه اولویت پایین پیدا می‌کند. همچنین، در مورد کاربری مرتع در جنوب حوضه، این نوع اولویت‌بندی با شدت کمتر صورت گرفته است. کاربری زراعی چه در شمال حوضه و چه در جنوب حوضه در هر سه سناریو در اولویت‌های میانی قرار گرفته و کمتر از وزن‌های اقتصادی و زیست‌محیطی تأثیر پذیرفته است.

جمع‌بندی و پیشنهادها

مطالعهٔ حاضر، با توجه به معیارهای اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی در حوضه آبخیز حبله‌رود، به بررسی راه‌های تخصیص بهینه کاربری اراضی از طریق دو شیوه متداول در فرآیند تصیم‌گیری چندشاخصه از منظر پایداری پرداخته است. هر دو روش نتایج تقریباً مشابه

ارائه دادند؛ گرچه به‌دلیل شیوه متفاوت محاسبه و مقادیر آستانه‌ای برآوردشدهٔ مختلف، تفاوت‌های جزئی هم مشاهده شده اما درمجموع، هر دو روش راه‌حل بهینه به‌دست‌آمده را تأیید کردند. بر این اساس، آنچه در وهله اول مشاهده می‌شود، رتبه بالای کاربری باغ در جنوب حوضه و رتبه پایین کاربری مرتع در شمال حوضه در هر سه سناریوی تعریف‌شده است. قرار گرفتن مراتع در جنوب حوضه در دشت‌هایی با شیب ملایم و بارندگی نسبتاً کم از منظر زیست‌محیطی و سود نسبتاً بالای فعالیت باغداری از منظر اقتصادی توجیه‌کنندهٔ نتیجه به‌دست‌آمده است. در مقابل، مراتع شمال حوضه، به‌دلیل نوع توپوگرافی منطقه و شیب تند زمین‌ها و بارندگی نسبتاً بالای منطقه، مستعد خسارات زیست‌محیطی بوده و از منظر اقتصادی نیز با توجه به مطالعه میدانی صورت‌گرفته، نسبت به سایر فعالیت‌های اقتصادی، سودآوری کمتری دارد. بنابراین، قرار گرفتن در رده آخر رتبه‌بندی کاملاً توجیه‌پذیر است. این نتیجه نشان‌دهنده توانایی بالای روش‌های تصمیم‌گیری چندشاخصه در تعیین کاربری مناسب اراضی است و از این‌رو، همسو با نتایج مطالعات خیرخواه زرکش و همکاران (Kheirkhah Zarkesh et al., 2010) و پورخباز و همکاران (Pourkhabbaz et al., 2014) است. رده‌بندی سایر گزینه‌ها گویای تضاد آشکار میان کاربری باغی در شمال حوضه و کاربری مرتع در جنوب حوضه از دو دیدگاه اقتصادی و زیست‌محیطی است؛ زمانی که بهبود شاخص اقتصادی مد نظر قرار می‌گیرد، باغداری در شمال حوضه در اولویت بالاتری قرار دارد، در حالی که در نظر گرفتن بهبود شرایط زیست‌محیطی رتبه این کاربری را در رده‌های پایین قرار می‌دهد. همین‌طور، کاربری مرتع در جنوب حوضه از منظر زیست‌محیطی دارای اولویت بالا در تخصیص زمین نسبت به سایر کاربری‌هاست، در حالی که از لحاظ اقتصادی، رتبه‌ای نسبتاً پایین را به خود اختصاص می‌دهد. این نتیجه ضمن تأیید تضاد میان شاخص‌های اقتصادی و زیست‌محیطی، همسو با نتایج مطالعه سیسنروس و همکاران (Cisneros et al., 2011) است. با در نظر گرفتن این نتایج و توجه بدین نکته که در حوضه آبخیز حبله‌رود در طول سالیان متمادی، طرح‌های اقتصادی- اجتماعی و زیست‌محیطی مختلف اجرا شده و هم‌اکنون نیز در

حال اجراست، پیشنهاد می‌شود که با توجه به وضعیت زمین‌های مرتعی در شمال حوضه، اولویت کلیه طرح‌های اقتصادی- اجتماعی و زیست‌محیطی تا بهبود نسبی شرایط اقتصادی و زیست‌محیطی، در این قسمت از حوضه متمرکز شود. مشاهدات میدانی حاکی از وضعیت پویای تغییر کاربری اراضی به‌ویژه در جنوب حوضه و تمایل فعالان بخش کشاورزی در این زمینه است. از این‌رو، با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، پیشنهاد می‌شود که امکانات و تسهیلات لازم در جهت‌دهی تغییر کاربری به سمت باغداری در جنوب حوضه فراهم شود؛ و همچنین، تضاد موجود میان اهداف اقتصادی و زیست‌محیطی در کاربری‌های باغ در شمال و مرتع در جنوب حوضه در برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای مورد توجه قرار گیرد. در نهایت، با توجه به ویژگی مدل‌های تصمیم‌گیری چندشاخصه مبنی بر ارزیابی و انتخاب که در مطالعهٔ حاضر استفاده شد، نیاز به برنامه‌ریزی و طراحی دقیق به‌منظور تعیین مقدار بهینه هر کاربری که از ویژگی مدل‌های تصمیم‌گیری چندهدفه است، احساس می‌شود. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود که در مراحل بعدی و در تکمیل مطالعهٔ حاضر، از دیگر روش‌های گوناگون این مدل‌ها نیز استفاده شود.

منابع

1. Ahmadi, P. and Haj-Mohammad-Hosseini, M. (2014). Ranking the performance of private banks listed in Tehran stock exchange using the combined approach of FANP and multiple attribute decision making based on balanced scorecard. *Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management)*, 5(18): 57-79. (Persian)
2. Amoushahi, S., Nejadkoorki, F. and Pourebrahim, S. (2015). An investigation on PROMETHEE and ELECTRE outranking methods in environmental decision-making of oil and petrochemical industries. *Journal of Human and Environment*, 33: 17-35. (Persian)
3. Antón, J.M., Grau, J.B., Cisneros, J.M., Tarquis, A.M., Laguna, F.V., Cantero, J.J., . . . Sánchez, E. (2016). Discrete multi-criteria methods for lands use and conservation planning on La Colacha in Arroyos Menores (Río Cuarto, Province of Córdoba, Argentina). *Annuals Operations Research*, 245(1-2): 315-336.

4. Brans, J.P., Mareschal, B. and Vincke, P. (1984). PROMETHEE: a new family of outranking methods in multicriteria analysis. *Operational Research*, 3: 447-490.
5. Cisneros, J.M., Grau, J.B., Antón, J.M., De Prada, J.D., Cantero, A. and Degioanni, A.J. (2011). Assessing multi-criteria approaches with environmental, economic and social attributes, weights and procedures: a case study in the Pampas, Argentina. *Agricultural Water Management*, 98(10): 1545-1556.
6. Falahi, E. and Gholinezhad, S. (2014). Identifying and ranking the effective factors on farmers' satisfaction of rice crop insurance in Mazandaran province; the application of analytical hierarchy process approach. *Journal of Agricultural Economics Research*, 6(1): 131-154. (Persian)
7. Gonfa, Z.B. and Kumar, D. (2015). Optimal land use planning in Mojo watershed with multi-objective linear programming. *American International Journal of Research in Humanities, Arts and Social Sciences*, 13(1): 10-17.
8. Kazemi, M., Sharifi, F. and Ziyadbakhsh, S. (2006). Identification and prioritization of local communities' suggestions for the development of soil and water resources: case study of Hablehroud Basin. Paper Presented at the Seminar on Planning of Participatory Development of Iran's Soil and Water, Semnan. (Persian)
9. Kheirkhah Zarkesh, M.M., Ghoddousi, J., Zaredar, N., Jafar-Soltani, M., Jafari, S. and Ghadirpour, A. (2010). Application of spatial analytical hierarchy process model in land use planning. *Journal of Food, Agriculture and Environment*, 8(2): 970-975. (Persian)
10. Khosroshahi, M. (2014). Drought crisis, parade of desertification. *Journal of Forest and Range*, 100: 38-43. (Persian)
11. Ma, X. and Zhao, X. (2015). Land use allocation based on a multi-objective artificial immune optimization model: an application in Anlu County, China. *Sustainability*, 7(11): 15632-15651.
12. Mohamadi Zanjirani, D., Salimifard, K. and Yousefi Dehbidi, S. (2014). Performance evaluation of the most common techniques of multi-criteria decision making approach based on an approach to optimization. *Journal of Operational Research and Its Applications (Journal of Applied Mathematics)*, 11(1): 65-86. (Persian)

13. Neitsch, S.L., Arnold, J.G., Kiniry, J.R. and Williams, J.R. (2011). Soil Water Assessment Tool Theoretical Documentation version 2009. Texas: Water Resources Institute.
14. Pourkhabbaz, H.R., Javanmardi, S. and Sabokbar, H.A. (2014). Suitability analysis for determining potential agricultural land use by the multi-criteria decision making models of SAW and VIKOR-AHP (case study: Takestan-Qazvin Plain). *Journal of Agricultural Science and Technology*, 16(5): 1005-1016. (Persian)
15. Qi, H. and Altinakar, M.S. (2012). Integrated watershed management with multi-objective land-use optimizations under uncertainty. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, 139(3): 239-245.
16. Rahmati, P. (2015). Multi-objective optimization for land use allocation using NSGA-II (case study: Ajabshir Basin). Master Thesis in Remote Sensing and GIS, University of Tabriz. (Persian)
17. Rezaei, M. (2014). Evaluating the economic and institutional resilience of urban communities to natural disasters using PROMETHEE technique, case study: Tehran districts. *Emergency Management*, 27(3): 27-38. (Persian)
18. Roy, B. and Bertier, P. (1973). *La methode ELECTRE II—Une application au media planning.* Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
19. Saaty, T.L. (1980). *The analytical hierarchy process*. New York: McGraw Hill.
20. Salman-Mahini, A., Jazi, H., Karimipour, H., Azadeh, M., Kamyab, H., Zare Garizi, A., . . . Momeni, I. (2013). Assessment and evaluation of land for integrated management of Hablehroud Basin. Tehran: Pouneh Publications. (Persian)
21. Sayadi, A.R., Hayati, M. and Monjezi, M. (2011). Assessment, ranking and clustering of tunneling risks in Seymareh Dam using ELECTRE method. *Iranian Journal of Mining Engineering*, 6(11): 57-69. (Persian)
22. Shafiei, M. (2011). Economic and social situation of Hablehroud Plan. Tehran: Forestry, Range and Watershed Management Organization. (Persian)
23. Shahosseini, A. (2014). Documentation of native knowledge of Hablehroud Basin. Tehran: Omran Publications. (Persian)
24. Sharifi, R., Amirabadi, A. and Arfaa, E. (2011). Proposing a suitable signaling system using PROMETHEE method for Chabahar-Zahedan

railway. *Journal of Transportation Engineering*, 2(4): 335-346. (Persian)

25. Shaygan, M., Alimohammadi Sarab, A. and Mansourian, A. (2012). Multi-objective optimization, approach for land use allocation using NSGA-II. *Iranian Journal of Remote Sensing and GIS*, 4(2): 1-18. (Persian)
26. Taghavi Gorji, M., Vafakhah, M. and Gholami, S. (2013). Land use optimization in order to reduce flood (case study of Kasilian Basin). Paper Presented at the First National Conference on Agriculture and Sustainable Natural Resources, Tehran. (Persian)
27. Tzeng, G.-H. and Huang, J.-J. (2011). Multiple attribute decision making: methods and applications. Chapman and Hall/CRC.
28. Wang, X. (2007). Study of ranking irregularities when evaluating alternatives by using some ELECTRE methods and a proposed new MCDM method based on regret and rejoicing. MSc Thesis, Louisiana State University, USA.
29. Williams, J.R. (1975). Sediment-yield prediction with universal equation using runoff energy factor. *Present and Prospective Technology for Predicting Sediment Yields and Sources*, 40: 244-252.
30. Zare Garizi, A., Talebi, A. and Faramarzi, M. (2016). Identification and prioritization of critical watershed areas in terms of erosion and sedimentation using SWAT model. *Journal of Watershed Engineering and Management*, 8(4): 350-361. (Persian)

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شمارهٔ ۱۰۹، بهار ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/AEAD.2020.341219.1187

اولویت‌بندی سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی استان فارس بر اساس بازده سرمایه*

شاهرخ شجری[۱]، زکریا فرج‌زاده[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۹/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱/۲۸

چکیده

نهادهای مالی و اعتباری از جمله بانک کشاورزی با محدودیت منابع سرمایه‌ای مواجه‌اند و از این‌رو، برای حفظ توان مالی خود در راستای حمایت پایدار از تولیدات کشاورزی و تخصیص بهینه منابع مالی، باید بر اساس بازده سرمایه، فعالیت‌ها را اولویت‌بندی

---

* هزینه اجرای این طرح تحقیقاتی توسط ادارهٔ تحقیق و توسعهٔ بانک کشاورزی ایران تأمین شده است، که بدین وسیله از متولیان مربوط تشکر و قدردانی می‌شود.

۱- نویسندهٔ مسئول و عضو هیئت علمی دفتر امور اقتصادی سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، تهران، ایران. (shajarish@gmail.com)

۲- استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

کنند. در همین راستا، مطالعهٔ حاضر با هدف تحلیل بازده سرمایه در تولید محصولات کشاورزی مختلف استان فارس انجام گرفت. بدین منظور، تابع تولید برای محصولات منتخب زیربخش‌های زراعت، باغبانی و دام به‌طور مجزا و مشتمل بر سرمایه فیزیکی و انسانی با استفاده از داده‌های پنل دوره ۹۳-۱۳۸۴ برآورد شد. یافته‌های مطالعه نشان داد که در مورد تمامی محصولات منتخب، سرمایه فیزیکی دارای بالاترین نقش در تولید است؛ اما از نظر بازده سرمایه، میان محصولات تفاوت وجود دارد. به‌طور نسبی، بازده سرمایه فیزیکی در تولید محصولات باغی و دامی بالاتر از محصولات زراعی ارزیابی شد. این بازدهی برای محصولات زراعی اغلب در دامنه ۰/۸-۰/۴۵ در نوسان بوده، در حالی که برای محصولات دامی این دامنه ۰/۹-۰/۵ و برای اغلب محصولات باغی بالاتر از ۰/۷ است. افزون بر تفکیک سرمایه فیزیکی و انسانی، استفاده از شاخص اقلیمی دی‌مارتن به‌عنوان متغیر کنترل، نوآوری مطالعهٔ حاضر در برآورد معادلات است. بر این اساس، نوعی از تقسیم‌بندی جغرافیایی نیز قابل استنباط است، بدین معنی که به اعتبار ضریب شاخص اقلیمی، مناطق دارای بارندگی بیشتر و به‌طور تلویحی، مناطق شمالی و غربی استان از موقعیت بهتری در تولید برخوردارند، که می‌توان در توزیع منابع اعتباری تولید بدان توجه داشت. پیشنهاد می‌شود که بر اساس بازده سرمایه، از میان محصولات دامی به گوشت قرمز و از میان محصولات باغی به مرکبات، گردو، هلو، سیب، پسته و زردآلو اولویت بالاتری داده شود، در حالی که در مورد محصولات زراعی، به‌طور مشخص، اولویت با سرمایه‌گذاری روی ماشین‌آلات است.

کلیدواژه‌ها: *بازده سرمایه، بخش کشاورزی، اولویت‌بندی، فارس (استان).*

طبقه‌بندی JEL : Q10 ,C01

مقدمه

با توجه به محدودیت منابع و به‌ویژه منابع سرمایه‌ای در اقتصادهای در حال توسعه مانند ایران، تخصیص مبتنی بر اولویت این منابع از اهمیت زیادی برخوردار است. در میان بخش‌های اقتصاد، کمبود منابع سرمایه‌ای در بخش کشاورزی به‌دلیل جهت‌گیری به‌سوی توسعه صنعتی در دهه‌های اخیر، بیش از پیش مطرح شده است، به‌گونه‌ای که در بخش کشاورزی، نسبت سرمایه‌گذاری به ارزش افزوده کمتر از سایر بخش‌هاست. این در حالی است که بر پایهٔ نتایج برخی از مطالعات، نشان می‌دهد بازده سرمایه در بخش کشاورزی بالاتر از سایر بخش‌هاست (Soltani, 2004; Omrani and Farajzadeh, 2015; Mehrabi Boshrabadi et al., 2011). محدودیت منابع مالی از دلایل پایین بودن نسبت سرمایه‌گذاری به ارزش افزوده در بخش کشاورزی است (Soltani, 2004). در خصوص زمینه مساعد و ضرورت انجام سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، می‌توان به چند نکته اشاره کرد. بازده بالای بخش کشاورزی که ناظر بر توان بالای این بخش است، یکی دیگر از این دلایل است. افزون بر این، در حالی که حدود ۶/۶ درصد از تولید ناخالص ایران در بخش کشاورزی ایجاد می‌شود، اما فعالیت غالب بیش از ۲۵ درصد از جمعیت روستایی در همین بخش صورت می‌گیرد (Central Bank of Iran (2017)؛ به دیگر سخن، ۲۵ درصد جمعیت روستا کمتر از هفت درصد تولید ناخالص اقتصاد ایران را در اختیار دارند. از این‌رو، این بخش هم به لحاظ سطح پایین درآمد و هم از نظر نوسان‌های بالای تولید که ناشی از نوسان‌های آب‌وهوایی است، بخشی آسیب‌پذیر محسوب می‌شود و لازم است با انجام سرمایه‌گذاری، این زمینه آسیب‌پذیری کاهش یابد. پیامدهای نامطلوب نوسان‌های آب‌وهوایی و تغییر اقلیم[1] باعث شده است که توجه به بخش کشاورزی و انجام سرمایه‌گذاری در راستای مقابله با این پیامدها بیش از پیش ضرورت و اهمیت پیدا کند. ایران در پهنه‌بندی اقلیمی دنیا جزو مناطق خشک و نیمه‌خشک محسوب می‌شود. تقریباً ۳۵ درصد مناطق کشور

۱- در این خصوص، می‌توان به اطلاعات جمع‌اوری‌شده توسط فائو FAO (2018) اشاره کرد که به‌وضوح، افزایش دما را برای ایران در چند دهه اخیر نشان می‌دهد.

دارای آب‌وهوای بسیار خشک، حدود سی درصد خشک و بیست درصد نیمه‌خشک است؛ به دیگر سخن، بیش از هشتاد درصد قلمرو ایران در منطقهٔ خشک و نیمه‌خشک قرار دارد و متوسط بارندگی در ایران حدود ۲۵۰ میلی‌متر است که کمتر از یک‌سوم متوسط بارش در دنیا (۸۶۰ میلی متر) است (UNFCCC, 2015). نکته حائز اهمیت دیگر تأمین امنیت غذایی کشور توسط این بخش است. با توجه به نکات یادشده، در شرایطی که منابع سرمایه‌گذاری محدودی در دسترس است، اولویت‌بندی تخصیص منابع در میان فعالیت‌های کشاورزی از اهمیت بسیار بیشتری برخوردار خواهد بود. افزون بر این، با توجه به تنوع وسیع در سطح استان‌ها، لازم است تعیین اولویت سرمایه‌گذاری در سطح استان یا منطقه صورت گیرد.

در مطالعهٔ حاضر، استان فارس به‌عنوان منطقه جغرافیایی مورد بررسی انتخاب شده که از نظر تولید بسیاری از محصولات کشاورزی در سطح کشور، از رتبه‌ای بالا برخوردار است. این استان با تولید ۶۴۹۹ هزار تن محصولات زراعی در جایگاه دوم کشور قرار دارد. در سال زراعی ۹۶-۱۳۹۵، گرچه استان فارس با بارندگی کمتر از میانگین بلندمدت خود مواجه بود، اما بیش از ۹/۹ درصد از محصول راهبردی گندم و بیش از ۸/۵ درصد از محصول جو کشور را تولید کرد و در تولید غلات نیز در جایگاه سوم کشور قرار گرفت. همچنین، در سال ۱۳۹۶، استان فارس با دارا بودن سهم ۱۲/۳ درصد از کل سطح زیر کشت محصولات باغی، بالاترین سطح باغ‌های کشور را داشت و نیز با دارا بودن سهم ۱۴/۷ درصد از کل تولید این محصولات، بیشترین تولید باغ‌های کشور را به خود اختصاص داد. تولید انگور در کل کشور حدود ۳/۲ میلیون تن و سهم این محصول از کل محصولات باغی ۱۵/۲ درصد بوده، که استان فارس با سهم ۱۸/۲ درصد، اولین تأمین‌کنندهٔ انگور کشور است. همچنین، ۳۸/۳ درصد از تولید انار کشور (۷۲۰ هزار تن) به استان فارس تعلق دارد و این استان بزرگ‌ترین تأمین‌کنندهٔ انار کشور نیز به‌شمار می‌رود. افزون بر این، استان فارس با داشتن سهم ۱۰/۳ درصدی از تولید پرتقال کشور، دومین استان تولیدکنندهٔ این محصول است. در زمینه تولید محصولات دامی نیز استان فارس دارای رتبه‌ای بالاست، بدین ترتیب که در تولید گوشت قرمز، با تولید بیش از ۶۱

هزار تن (۷/۴ درصد از تولید کل کشور)، در رتبه دوم قرار دارد؛ در مورد تولید شیر نیز با تولید بیش از ۵۸۶ هزار تن (حدود ۵/۸ درصد از تولید کل کشور)، استان فارس در رتبه سوم قرار می‌گیرد. همچنین، این استان بیش از شش درصد (۱۴۱ هزار تن) از گوشت مرغ کشور را تولید می‌کند (Iranian MAJ, 2017).

در یک دهه گذشته، همواره بیش از پانزده درصد از تولید ناخالص استان فارس به بخش کشاورزی تعلق داشته، اما سرمایه‌گذاری در این بخش نسبت به کل اقتصاد استان در سطحی پایین‌تر است؛ برای نمونه، در اغلب سال‌های دوره ۸۶-۱۳۷۹، نسبت یادشده کمتر از چهار درصد بوده، در حالی که در دوره یادشده، سهم سرمایه‌گذاری در زیربخش صنایع و معادن استان بیش از ۲۵ درصد و خدمات بیش از ۶۵ درصد است (Iranian FPG, 2011). به دیگر سخن، توجه به سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در سطحی بسیار پایین‌تر از نرخ مشارکت این بخش در تولید باقی مانده است، در حالی که بر پایهٔ یافته‌های مطالعه شجری و همکاران (Shajari et al., 2018)، بازده عوامل تولید و به‌ویژه بازده سرمایه در کشاورزی استان فارس در سطح بالاست. در سال ۱۳۹۲، حدود پانزده درصد از تسهیلات اعطایی استان به بخش کشاورزی تعلق گرفت که در واقع، متناسب با سهم آن از تولید ناخالص استان بوده است (Statistical Center of Iran, 2013). بدین ترتیب، سهم بخش کشاورزی از کل سرمایه‌گذاری در استان فارس، علی‌رغم تخصیص تسهیلات بانکی متناسب با سهم این بخش در تولید ناخالص استان، به‌مراتب پایین‌تر از پانزده درصد است. از آنجا که عمده تسهیلات اعطایی در بخش کشاورزی توسط منابع اعتباری دولتی مانند بانک کشاورزی تأمین می‌شود، می‌توان گفت که مشارکت پایین بخش خصوصی در سرمایه‌گذاری موجب شده است تا سهم بخش کشاورزی از کل سرمایه‌گذاری استان در سطح پایین قرار گیرد.

در مطالعات متعدد، به‌منظور تأمین نیاز مالی کشاورزی، به نقش مکمل سرمایه‌گذاری دولتی اشاره شده است. برای نمونه، بختیاری و پاسبان (Bakhtiari and Paseban, 2004) نشان دادند که در بلندمدت، افزایش سرمایه‌گذاری از طریق اعتبارات می‌تواند بر سرمایه‌گذاری خصوصی

در کشاورزی اثر مثبت داشته باشد. همچنین، یافته‌های مشابه در مطالعات هژبرکیانی و علیزاده جانویسلو (Hozhabr-Kiani and Alizadeh Janveislou, 2000) و محمودگردی و همکاران (Mahmoudgardi et al., 2011) مشاهده می‌شود. دینار و کک (Dinar and Keck, 1997) نیز بر این باورند که در کلمبیا، اعتبارات دولتی موجب افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی در آبیاری شده است. همچنین، نتایج مطالعه پتریک (Petrick, 2004) در لهستان نشان داد که دسترسی به اعتبارات یارانه‌ای نقش مهمی در تعیین رفتار سرمایه‌گذاری کشاورزانی دارد که به‌طور برون‌زا با محدودیت اعتباری مواجه‌اند. البته باید توجه داشت که سرمایه‌گذاری دولتی تنها یکی از عوامل تأثیرگذار بر تولید است و عامل مهم دیگر سودآوری فعالیت‌های کشاورزی است (Felihi and Amini, 1998; Hozhabr-Kiani and Alizadeh Janveislou, 2000).

علی‌رغم زمینه‌های اقتصادی مناسب در بخش کشاورزی استان فارس، با توجه به محدودیت منابع مؤسسات مالی و اعتباری مانند بانک کشاورزی، این نهادها به‌منظور حفظ منابع مالی خود در راستای حمایت پایدار از تولید کشاورزی، ناگزیرند فعالیت‌ها را بر اساس بازده سرمایه اولویت‌بندی کنند.

مهرابی‌بشرآبادی و همکاران (Mehrabi Boshrabadi et al., 2011) بازده سرمایه را در فعالیت‌های زیربخش‌های زراعت و باغبانی، شیلات و جنگل و مرتع بیش از ۰/۵ درصد به ازای یک درصد افزایش سرمایه ارزیابی کرده‌اند، که این رقم برای زیربخش زراعت و باغبانی به‌عنوان مهم‌ترین زیربخش‌ها ۰/۷ است. همچنین، نتایج بررسی پازنگیان (Pazangian, 2001)، با استفاده از روش هزینه منابع داخلی حاکی از اولویت زیربخش‌های کشاورزی، به‌ترتیب، شامل ماهیگیری، زراعت، دامپروری و شکار و جنگل‌داری بود. همچنین، شجری و همکاران (Shajari et al., 2018) بازده سرمایه فیزیکی را در زیربخش‌های کشاورزی استان فارس چهل درصد برآورد کردند. مقایسه یافته‌های مطالعات متعدد حاکی از آن است که در موارد متعدد، بازده سرمایه در بخش کشاورزی حتی در مقایسه با کل اقتصاد نیز در سطح بالاتری قرار دارد. مطالعه سلطانی (Soltani, 2004) نیز بر بالا بودن بازده سرمایه در بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌ها

تأکید دارد. برای نمونه، بازده سرمایه در بخش کشاورزی برای کل اقتصاد ایران و برای مجموع سرمایه فیزیکی و انسانی، در مطالعات صالحی (Salehi, 2002)، کمتر از ۰/۷ و متفکرآزاد و همکاران (Motefakkker-Azad et al., 2009)، کمتر از ۰/۶ و ربیعی (Rabiei, 2009) نیز کمتر از ۰/۸ گزارش شده است. همچنین، صادقی و عمادزاده (Sadeghi and Emadzadeh, 2003) کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی را ۰/۳۵ و الماسی و همکاران (Almasi et al., 2011) نیز در بلندمدت، اثر افزایش انباشت سرمایه‌های فیزیکی بر رشد اقتصادی ایران را مثبت و معنی‌دار ارزیابی کردند. نتایج مطالعهٔ فرج‌زاده و همکاران (Farajzadeh et al., 2017) نیز نشان می‌دهد که با افزایش سرمایهٔ فیزیکی به میزان یک درصد، تولید حدود ۰/۲ درصد افزایش خواهد یافت. بر پایهٔ نتایج مطالعه شاه‌آبادی و همکاران (Shahabadi et al., 2016)، حساسیت تولید ناخالص داخلی به سرمایه فیزیکی به ازای هر واحد نیروی کار در ایران ۰/۳۳، در ترکیه ۰/۴۰ و در مالزی ۱/۳۷ است؛ رقم متناظر آن برای طیفی متنوع از کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته، در مطالعه ایشیزه و ساوادا (Ishise and Sawada, 2009)، در حدود ۰/۲۵ به‌دست آمده و اما عنوان شده است که انتظار می‌رود برای کشورهای در حال توسعه، مقادیر بالاتری به‌دست آید.

در مطالعات یادشده، بیشتر روی کل بخش کشاورزی و یا زیربخش‌ها در سطح کشور تمرکز شده است، در حالی که میان مناطق و استان‌های مختلف، تفاوت زیادی وجود دارد و لازم است که این مسئله به‌طور منطقه‌ای دیده شود. افزون بر این، همان‌گونه که مشاهده شد، حتی میان زیربخش‌ها نیز تفاوت وجود دارد. در مطالعهٔ حاضر، افزون بر بررسی استانی، بازده سرمایه در تولید محصولات انفرادی نیز تحلیل شده، که از ویژگی‌های متمایز مطالعهٔ حاضر است؛ همچنین، تمایز مهم دیگر آن استفاده از سرمایه انسانی در قالب تحصیلات نیروی کار در کنار سرمایه فیزیکی است. به‌طور مشخص، هدف مطالعه حاضر «محاسبه بازده سرمایه در بخش کشاورزی استان فارس به‌تفکیک زیربخش‌ها و محصولات منتخب» است.

روش تحقیق

مطابق قانون بازده نهایی نزولی، پایین بودن سطح انباشت سرمایه با بازده بالاتر سرمایه توأم خواهد بود. این نکته به‌ویژه در بخش کشاورزی که به‌طور کلی، دارای تراکم سرمایه پایین است، می‌تواند حائز اهمیت باشد. در مطالعات پیش‌گفته نیز مشخص شد که برخی از پژوهش‌ها مانند مطالعهٔ سلطانی (Soltani, 2004) بازده سرمایه را در بخش کشاورزی حتی بالاتر از سایر بخش‌های اقتصاد ایران می‌دانند. در تحقیق حاضر، برای تحلیل نقش سرمایه و محاسبه بازده سرمایه در میان محصولات منتخب، از تابع تولید محصولی استفاده شده است.

در سطح یک واحد تولیدی، می‌توان از اشکال انعطاف‌پذیر تابع تولید به شکل نیمه‌لگاریتمی و لگاریتمی استفاده کرد؛ اما آنچه حائز اهمیت است، تلاش برای استفاده از نهاده‌های مبتنی بر ویژگی‌های نیروی کار مانند سرمایه انسانی و همچنین، تفکیک سرمایه است. آلمیدا و کارنیرو (Almeida and Carneiro, 2009)، در تحلیل بازدهی سرمایه، از الگوی نیمه‌لگاریتمی زیر استفاده کردند:

$$Y = AK_{kj}^{\alpha j} L^{\beta} \exp(\lambda K_h + \theta Z + \varepsilon) \qquad j = 1,2,3 \qquad (۱)$$

که در آن، Y تولید، A عرض از مبدأ، K_{kj} موجودی انواع سرمایه فیزیکی شامل j نوع سرمایه، L نیروی کار، K_h سرمایه انسانی (دانش نیروی انسانی)، Z سایر ویژگی‌های نیروی کار و ε جمله تصحیح خطاست. ممکن است Z دربرگیرندهٔ ویژگی‌های نیروی کار مانند ارتباط دانش با نوع کار، ترکیب سنی نیروی کار و ... باشد. پینا و ائوبین (Pina and Aubyn, 2005) امکان تفکیک سرمایه را در سطح کلان ارزیابی کرده و به تفکیک سرمایه به دو بخش سرمایه خصوصی و دولتی پرداخته‌اند. البته در این مطالعه، الگوی دیگری از تفکیک سرمایه مورد توجه بوده است. در صورت تفکیک سرمایه، مدل بالا به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Y = A\prod_j K_{kj}^{\alpha_j} \lambda K_h L^{\beta} \exp(\theta Z + \varepsilon) \qquad (۲)$$

که در آن، j نوع سرمایه فیزیکی است. در مطالعهٔ حاضر، افزون بر سرمایه فیزیکی، از سرمایه انسانی نیز به‌صورت دانش نیروی کار و همچنین، در مورد زیربخش زراعت، از تجهیزات

آبیاری و زمین به‌عنوان انواع دیگری از سرمایه استفاده شده است. رابطه بالا با در نظر گرفتن انواع سرمایه و نیروی کار و شکل نمایی به‌صورت زیر می‌شود:

$$Y = AK_{k_1}^{\alpha_1} K_{k_2}^{\alpha_2} K_{k_3}^{\alpha_3} K_h^{\lambda} L^{\beta} \exp(\varepsilon) \quad (۳)$$

که در آن، K سرمایه است و در قالب‌های k_1، k_2، k_3 و k_h، به‌ترتیب، به سرمایه فیزیکی ماشین‌آلات و ساختمان، تجهیزات آبیاری، زمین، و سرمایه انسانی اشاره دارد؛ و L نشان‌دهنده نیروی کار است. در ادامه، نحوه اندازه‌گیری انواع سرمایه ارائه شده است. باید یادآور شد که در مورد محصولات دامی و باغی، انواع سرمایه تنها شامل سرمایه‌های فیزیکی و انسانی است.

سرمایه فیزیکی مهم‌ترین متغیر مطالعه است. از آنجا که آمار موجودی سرمایه در زیربخش‌ها و نیز به‌تفکیک محصول در دست نیست، در مطالعهٔ حاضر، از متغیرهای جایگزین استفاده شد. در زیربخش زراعت، با توجه به دسترسی به آمار هزینه یا سهم عوامل تولید از هزینه‌های تولید، هزینه عوامل سرمایه‌ای به‌عنوان معیاری از سرمایه مورد استفاده قرار گرفت. در این زیربخش، عوامل تولید سرمایه‌ای عبارت‌اند از تجهیزات آبیاری، سرمایه فیزیکی، و زمین. همچنین، منظور از سرمایه فیزیکی ماشین‌آلات و ساختمان است. در مطالعهٔ فائو (FAO, 2010)، یک تفکیک مشابه برای انواع سرمایه مورد استفاده در تولید محصولات زراعی مشاهده می‌شود. در زیربخش دام، در تحقیق حاضر نیز مانند مطالعهٔ فائو (FAO, 2010)، از موجودی دام به‌عنوان موجودی سرمایه و نیز برای تجمیع انواع دام، از واحد دامی استفاده شد. همچنین، باز هم مشابه مطالعه یادشده، در خصوص محصولات باغی، از سطح زیر کشت به‌عنوان معیاری از سرمایه استفاده شد. در مطالعهٔ حاضر، تابع تولید، افزون بر سرمایه فیزیکی، تابعی از سرمایه انسانی نیز در نظر گرفته شده است. مهم‌ترین شاخص برای محاسبه سرمایه انسانی آموزش یا تحصیلات است. سطح بالای سرمایه انسانی به تعامل بیشتر میان افراد نیروی کار و انتقال تجربه میان آنها می انجامد و از این رهگذر، به افزایش بهره‌وری نیروی کار کمک می‌کند (Sanromá and Ramos, 2007). افزون بر این، در پژوهش حاضر نیز مانند مطالعهٔ بارو و لی (Barro and Lee, 2000)، متوسط تحصیلات نیروی کار به‌عنوان متغیر سرمایه انسانی در نظر

گرفته شده است؛ همچنین، بر اساس نظرات کارشناسان منتخب سازمان جهاد کشاورزی استان فارس، شاخص تحصیلات یا دانش نیروی کار به‌صورت وزنی مورد استفاده قرار گرفت، بدین ترتیب که به نیروی کار فاقد سواد و دارای سواد خواندن و نوشتن وزن ۱، تحصیلات متوسطه وزن ۱/۳، تحصیلات کاردانی و کارشناسی وزن ۱/۷ و تحصیلات بالاتر وزن ۲ اختصاص داده شد و پس از ضرب این ضرایب در تعداد نیروی کار هر سطح از تحصیلات، مقادیر به‌دست‌آمده با هم تجمیع شدند.

شاخص اقلیمی

متغیر دیگری که به‌عنوان متغیر کنترل در برآورد معادلات مورد استفاده قرار گرفته، شاخص اقلیمی دی‌مارتن[1] است. با توجه به وجود تفاوت گسترده میان شهرستان‌های استان فارس از نظر دما و بارندگی و همچنین، وابستگی بالای کشاورزی استان به بارندگی، این تفاوت به‌طور بالقوه می‌تواند موجب ایجاد تفاوت در تولید کشاورزی در زیربخش‌های زراعت و باغبانی شود. در مطالعه اسمیت و همکاران (Smith et al., 2013) در کانادا نیز اثرگذاری تغییرات اقلیمی بر تولید یا عملکرد محصولات کشاورزی مورد توجه قرار گرفته است. از این‌رو، همین تفاوت با استفاده از شاخص اقلیمی دی‌مارتن در توابع تولید لحاظ شد. این شاخص شامل دو جزء میانگین بارش سالانه (P) و میانگین دمای سالانه (T) است و بدین صورت محاسبه می‌شود:

$$DI_{it} = P_{it} / (T_{it} + 10) \qquad (۴)$$

که در آن، DI شاخص دی‌مارتن است و پانویس‌های i و t به‌ترتیب به مکان و زمان اشاره دارند. با لحاظ کردن شاخص اقلیمی بالا، رابطه (۴) به‌صورت زیر ظاهر خواهد شد:

$$Y = AK_{k_1}^{\alpha_1} K_{k_2}^{\alpha_2} K_{k_3}^{\alpha_3} K_h^{\lambda} L^{\beta} DI^{\theta} \exp(\varepsilon) \qquad (۵)$$

شکل لگاریتمی معادله تخمینی به‌صورت زیرخواهد بود:

1. De Martonne

$$\ln Y = \ln A + \alpha_1 \ln K_{k_1} + \alpha_2 \ln K_{k_2} + \alpha_3 \ln K_{k_3} + \lambda \ln K_h + \beta \ln L + \theta \ln DI + \varepsilon \quad (۶)$$

همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، داده‌های مورد استفاده در مطالعهٔ حاضر به‌صورت تابلویی (پنل) است. با تلفیق داده‌های سری زمانی و مقطعی، زمینهٔ لازم برای تغییرات بیشتر در داده‌ها و از این‌رو، امکان تخمین کارآتر پارامترها فراهم می‌شود. مزیت مهم دیگر داده‌های پنل توانایی آنها در کنترل ناهمگنی میان افراد یا مقاطع است. همچنین، داده‌های پنل برای تحلیل رفتار پویای متغیرها مطلوب‌ترند (Baltagi, 2008). این داده‌ها ویژگی‌هایی از هر دو گونه داده‌های مقطعی و سری زمانی را دارند (Gujarati and Porter, 2004). به روشی که برای تخمین پارامترها از این داده‌ها استفاده می‌کند، روش تخمین پنل گفته می‌شود. در مدل رگرسیونی پنل هم مشابه مدل‌های دیگر، رابطه میان متغیرهای وابسته و مستقل را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad (۷)$$

که در آن، i مقاطع (در مطالعه حاضر، شهرستان‌ها) و t دوره‌های زمانی را نشان می‌دهند (t= 1, 2, …,T و i= 1, 2, …., N)، α یک بردار از اعداد یا پارامترها، β دارای بعد $k \times 1$ و X_{it} متغیر توضیحی iامین مشاهده است. همچنین، X برداری متشکل از K متغیر توضیحی است. جملات اخلال خود دارای ساختار زیر است:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (۸)$$

که در آن، μ_iها اجزای اختصاصی مقاطع یا مقطع عرضی مشاهده‌ها (در اینجا، شهرستان‌های استان فارس) و v_{it} اثرات باقی‌مانده است. این اثرات در طول زمان هم ثابت است (Baltagi, 2008).

داده‌ها

در مطالعهٔ حاضر، از ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی در قالب داده‌های پنل استفاده شده و از این‌رو، روش تخمین معادلات نیز روش پنل است. این داده‌ها متعلق به متغیرهای مقدار تولید محصولات زراعی و باغی، سطح‌زیر کشت، تعداد نیروی کار مورد

استفاده، سطح تحصیلات نیروی کار، تعداد دام، میزان تولید گوشت و شیر انواع دام، تجهیزات آبیاری، ماشین‌آلات و ساختمان و همچنین، میزان بارندگی و متوسط دمای سالانه شهرستان‌های استان فارس در دوره مطالعه است. برای متغیرهای تجهیزات آبیاری، ماشین‌آلات و ساختمان، همانند مطالعه شجری و همکاران (Shajari et al., 2018)، از داده‌های هزینه تولید و البته در قالب هزینه‌های اقلام سرمایه‌ای یادشده به‌عنوان نماینده[1] برای متغیر استفاده شد. دوره مطالعه برای محصولات زراعی، باغی و دامی شامل دوره ۹۳-۱۳۸۴ و مشاهدات مقطعی نیز شامل شهرستان‌های استان فارس است که ۲۴ شهرستان را دربرمی‌گیرد. محصولات انفرادی به‌تناسب فراوانی سطح‌زیر کشت و تولید انتخاب شدند که در مورد محصولات زراعی و باغی، بیش از نود درصد سطح زیر کشت را شامل می‌شوند؛ و در خصوص محصولات دامی شامل گاو و گوساله، گوسفند و بز و همچنین، طیور، محصولات منتخب بیش از ۹۵ درصد ارزش تولید در استان را دربرمی‌گیرند. داده‌های متغیرهای یادشده از سالنامه آماری استان فارس (موجود در پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران)، آمارنامه‌های کشاورزی وزارت جهاد کشاورزی و آمارنامه‌های کشاورزی استان فارس استخراج شدند. برای تخمین معادله (۶)، از بسته نرم‌افزاری Eviews 9 استفاده شد.

نتایج و بحث

پیش از برآورد معادلات، چند آزمون صورت گرفت که به‌منظور رعایت اختصار، یافته‌های آنها ارائه نشده است. نخست، آزمون همگنی نمونه منتخب از شهرستان‌های استان یا آزمون قابلیت پنل شدن انجام شد. این آزمون حکایت از همگن بودن نمونه و امکان استفاده از نمونهٔ منتخب در تخمین ترکیبی داشت. در ادامه نیز آزمون هاسمن به‌منظور انتخاب از میان دو الگوی اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام شد، که یافته‌های این آزمون نیز در مورد اغلب تصریح‌ها منجر به انتخاب الگوی اثرات تصادفی شد. در خصوص محصولات زراعی، برآورد

1. proxy

گندم، جو، برنج، ذرت، گوجه‌فرنگی، خیار، نخود و عدس با الگوی اثرات ثابت و برآورد سایر محصولات با الگوی اثرات تصادفی صورت گرفت. از میان محصولات دامی، شیر گاو با الگوی اثرات ثابت و سایر تصریح‌ها با الگوی اثرات تصادفی برآورد شدند. همچنین، از میان محصولات باغی، تنها برآورد گردو، زردآلو، انار، مرکبات و خرما با الگوی اثرات ثابت انجام شد. در پی، یافته‌های مطالعه به‌تفکیک محصولات زراعی، دامی و باغی ارائه می‌شود.

زیربخش زراعت

یافته‌های مربوط به محصولات زراعی منتخب در جدول ۱ آمده است. در خصوص محصولات زراعی، از آنجا که متغیر سرمایه به انواع متعدد تقسیم شده بود، ضرایب به‌دست‌آمده برای سه متغیر سرمایه‌ای «زمین»، «تجهیزات آبیاری» و «سرمایه فیزیکی» زیر عنوان *مجموع متغیرهای سرمایه‌ای* تجمیع شده است. از میان محصولات متعدد، در فرآیند تولید نخود، استفاده از سرمایه نه‌تنها مساعدتی به تولید نمی‌کند، بلکه به‌دلیل انباشت بالای آن در تولید، نقش منفی دارد. همچنین، مساعدت سرمایه به تولید در مورد محصولات پنبه، کلزا و خیار فاقد اهمیت آماری است؛ به بیان دیگر، افزایش سرمایه در تولید این محصولات منجر به افزایش تولید نخواهد شد. البته از میان این سه محصول، علت عدم مساعدت معنی‌دار مجموع متغیرهای سرمایه‌ای در مورد پنبه و خیار مساعدت منفی زمین بوده، بدین معنی که استفاده زیاد از زمین یا بالا بودن سطح زیر کشت به‌طور نسبی مانع از استفاده مطلوب از سرمایه شده است.

سایر محصولات را بر حسب مساعدت متغیر سرمایه به تولید می‌توان به چند دسته تقسیم کرد. بازده سرمایه در تولید چهار محصول سیب‌زمینی، یونجه، ذرت دانه‌ای و چغندرقند در دامنه ۰/۵-۰/۳ قرار دارد، بدین معنی که ده درصد افزایش در سرمایه مورد استفاده در تولید منجر به سه تا پنج درصد افزایش تولید این محصولات خواهد شد. گروه دیگر محصولات را می‌توان شامل گندم، پیاز و عدس دانست، که بازده سرمایه در تولید آنها ۰/۷-۰/۵ است. محصولات گروه آخر شامل برنج، جو، گوجه‌فرنگی و لوبیاست، که بازده آنها بالا و در دامنه

۰/۹-۰/۷ است. البته بازده هندوانه بیش از یک است. مشاهده می‌شود که در این گروه‌بندی بر حسب بازده سرمایه، لزوماً محصولات مشابه نیستند.

در تحلیل جزئی بازده سرمایه، می‌توان گفت که بازده زمین منفی یا فاقد اهمیت آماری است. از این‌رو، در مورد اغلب محصولات زراعی، استفاده از زمین بیش از حد اقتصادی آن است و افزایش استفاده از آن توصیه نمی‌شود. در مورد تجهیزات آبیاری نیز می‌توان ضرایب به‌دست‌آمده را به چند گروه تقسیم کرد. گروه نخست شامل مواردی است که ضریب به‌دست‌آمده فاقد اهمیت آماری است و در تصریح معادله پنبه، کلزا، لوبیا و عدس مشاهده می‌شود. یک گروه می‌تواند تنها گندم را شامل شود، زیرا در مورد این محصول، متغیر تجهیزات آبیاری بر تولید محصول اثر منفی و معنی‌دار دارد. گروه دیگر، شامل تعداد زیادی از محصولات، دارای ضریب بسیار پایین برای متغیر تجهیزات آبیاری است و افزایش ده درصدی سرمایه‌گذاری در تجهیزات آبیاری کمتر از یک درصد افزایش تولید را به‌همراه خواهد داشت. این گروه شامل جو، برنج، ذرت دانه‌ای، چغندرقند، پیاز و یونجه است. رقم متناظر برای سیب‌زمینی و خیار نیز با آنچه برای محصولات بالا گفته شد، چندان تفاوت ندارد و اثر متغیر تجهیزات آبیاری را تنها در مورد محصولات گوجه‌فرنگی، نخود و هندوانه می‌توان نسبتاً حائز اهمیت دانست. بدین ترتیب، می‌توان اثرگذاری عمده متغیر سرمایه در تولید را به متغیرهایی به‌جز زمین و تجهیزات آبیاری نسبت داد، که بیشتر شامل ماشین‌آلات و ساختمان می‌شود. همچنین، بر حسب بازده سرمایه، لزوماً نمی‌توان یک گروه از محصولات زراعی را توصیه کرد، بلکه در هر گروه برخی از آنها موقعیت بهتری دارند.

همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، بازده نیروی کار تنها در محصولات کاربر مانند گوجه‌فرنگی، پنبه و چغندرقند در سطح حائز اهمیت است، اما ضریب به‌دست‌آمده برای نیروی کار در مجموع کمتر از ضریب به‌دست‌آمده برای سرمایه است و از این‌رو، می‌توان گفت که سرمایه در مقایسه با نیروی کار عامل محدودکننده و تعیین‌کننده‌تر است. البته باید نیروی کار را در قالب متغیر سرمایه انسانی نیز تحلیل کرد. ضریب متغیر سرمایه انسانی به‌جز در

مورد نخود، لوبیا و هندوانه، در مورد سایر محصولات، یا در سطح پایین قرار دارد یا فاقد اهمیت آماری بوده و در مواردی نیز دارای مساعدت منفی به تولید است (پیاز و جو). این یافته تلویحاً می‌تواند به معنی عدم امکان استفاده از دانش نیروی کار و یا عدم تناسب دانش نیروی کار با فرآیند تولید باشد. ممکن است الگوی تولید سنتی موجب چنین شرایطی شده باشد، بدین معنی که فرآیند تولید، بیشتر متکی به تجربه بهره‌برداران است تا دانش آنها، به‌گونه‌ای که افراد دارای دانش بالاتر و البته معمولاً با تجربهٔ کمتر، در مقایسه با افراد دارای دانش پایین‌تر و اما تجربهٔ بیشتر، از عملکرد پایین‌تری برخوردارند.

شاخص دی‌مارتن برای برخی از محصولات دارای ضریب معنی‌دار بوده و در میان اغلب آنها، دارای علامت منفی است. این متغیر تنها به‌عنوان متغیر کنترلی مورد استفاده قرار گرفته است تا تفاوت گسترده میان شهرستان های استان از نظر آب‌وهوا را نشان دهد. در دو ستون انتهایی جدول ۱، آماره‌های تشخیص ارائه شده است. آماره دوربین- واتسون سطح خودهمبستگی را پایین نشان می‌دهد. همچنین، آماره F حاکی از معنی‌داری تصریح‌های براوردشده بوده و برای اغلب تصریح‌ها نیز ضریب خوبی برازش بالاتر از ۰/۵۰ به‌دست آمده است، اما در مورد برخی دیگر، به‌نظر می‌رسد وجود تفاوت‌هایی فراتر از متغیرهای مورد استفاده باعث شده است تا ضرایب خوبی برازش اندکی پایین‌تر باشد؛ اما همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، به اعتبار آماره F، این تصریح‌ها مطلوب به‌شمار می‌روند.

جدول ۱- نتایج برآورد تابع تولید محصولات زراعی طی دوره ۹۳-۱۳۸۴ در میان شهرستان‌های استان فارس

متغیر / محصول	عرض از مبدأ	سرمایه فیزیکی	زمین	تجهیزات آبیاری	مجموع متغیرهای سرمایه‌ای	نیروی کار	سرمایه انسانی	شاخص دی‌مارتن	ضرایب R^2 و F	دوربین-واتسون
گندم	۵/۰۶۷***	۰/۵۹۷***	۰/۰۳۰	-۰/۰۴۶*	۰/۵۸۰***	۰/۱۲۳*	۰/۱۱۷**	-۰/۲۱۴**	۰/۶۰۵	۲/۲۷
	(۱/۵۳۳)#	(۰/۱۴۴)	(۰/۱۲۷)	(۰/۰۲۹)	(۰/۱۱۸)	(۰/۱۲۳)	(۰/۰۵۴)	(۰/۰۹۲)	۷/۸۶***	
جو	۳/۴۴۶	۰/۳۵۰*	۰/۳۵۸**	۰/۰۷۲**	۰/۷۷۹***	۰/۲۱۸***	-۰/۰۵۵***	-۰/۰۹۱	۰/۵۵۴	۲/۲۵
	(۲/۳۳۷)	(۰/۲۰۶)	(۰/۱۵۲)	(۰/۰۳۶)	(۰/۱۹۲)	(۰/۰۶۹)	(۰/۰۱۹)	(۰/۰۸۲)	۴/۶۷***	
برنج	۴/۵۰۶	۱/۲۴۰***	-۰/۵۲۵***	۰/۰۳۲**	۰/۷۴۷***	۰/۰۸۱	۰/۰۱۱	-۰/۲۹۲**	۰/۸۱۷	۲/۵۵
	(۱/۶۹۱)	(۰/۱۱۴)	(۰/۱۳۶)	(۰/۰۱۶)	(۰/۱۱۹)	(۰/۰۸۶)	(۰/۰۶۷)	(۰/۱۲۰)	۱۱/۲۵***	
ذرت دانه ای	۶/۱۱۴***	۰/۶۲۳***	-۰/۲۰۳	۰/۰۳۷*	۰/۴۵۶***	۰/۲۳۰***	۰/۱۶۵***	-۰/۰۷۹	۰/۳۳۵	۱/۸۵
	(۱/۶۹۹)	(۰/۲۰۸)	(۰/۱۴۲)	(۰/۰۲۰)	(۰/۱۱۷)	(۰/۰۸۲)	(۰/۰۵۷)	(۰/۰۹۷)	۲/۶۲***	
پنبه	۷/۲۷۱**	۱/۱۶۹**	-۰/۹۴۱**	-۰/۰۸۰	۰/۱۴۸	۰/۴۱۳*	۰/۰۴۶	۱/۰۰۴*	۰/۵۳۲	۱/۶۶
	(۲/۹۰۳)	(۰/۴۰۸)	(۰/۳۱۵)	(۰/۲۱۱)	(۰/۲۳۱)	(۰/۲۱۹)	(۰/۰۴۳)	(۰/۵۰۷)	۳/۸۴**	
چغندرقند	۴/۹۴۷**	۰/۷۴۶***	-۰/۳۰۲	۰/۰۴۲**	۰/۴۸۶***	۰/۵۱۷***	۰/۰۲۸	-۰/۳۲۸	۰/۲۷۰	۲/۰۳
	(۱/۹۳۴)	(۰/۱۸۳)	(۰/۲۸۵)	(۰/۰۱۹)	(۰/۱۴۷)	(۰/۱۱۹)	(۰/۰۵۸)	(۰/۲۵۳)	۲/۵۸**	
کلزا	۲/۲۸۱	۱/۱۹۷*	-۰/۵۵۱	۰/۱۹۷	۰/۸۴۲	-۰/۴۵۰**	۰/۰۴۰	۰/۳۱۶*	۰/۲۵۶	۲/۰۷
	(۸/۱۰۹)	(۰/۶۶۶)	(۰/۳۵۱)	(۰/۵۱۷)	(۰/۶۳۸)	(۰/۱۷)	(۰/۰۵۴)	(۰/۱۸۵)	۲/۱۹*	
گوجه فرنگی	۰/۱۱۷	۰/۳۸۴**	-۰/۰۱۳	۰/۵۱۷***	۰/۸۸۹***	۰/۴۸۴***	۰/۱۴۸***	-۰/۳۸۹***	۰/۹۴۹	۲/۲۵
	(۱/۰۹۶)	(۰/۱۵۶)	(۰/۱۷۴)	(۰/۱۳۸)	(۰/۰۴۳)	(۰/۱۵۳)	(۰/۰۴۲)	(۰/۱۲۸)	۶۷/۲۲***	
سیب زمینی	۸/۹۲۹***	۰/۱۴۰	۰/۰۷۰	۰/۱۱۴***	۰/۳۲۴*	۰/۰۷۶	۰/۰۴۰	۰/۶۶۰***	۰/۴۶۴	۱/۸۰
	(۲/۳۰۶)	(۰/۱۷۰)	(۰/۱۸۶)	(۰/۰۳۳)	(۰/۱۶۷)	(۰/۱۶۰)	(۰/۰۶۶)	(۰/۱۴۳)	۵/۶۲***	
پیاز	۵/۷۱۶***	۰/۵۴۴***	۰/۰۶۱	۰/۰۴۲**	۰/۶۴۸***	۰/۴۰۹***	-۰/۱۹۶**	-۰/۱۶۸*	۰/۶۲۲	۱/۷۹
	(۱/۲۶۲)	(۰/۱۳۳)	(۰/۱۱۰)	(۰/۰۱۹)	(۰/۱۱۲)	(۰/۱۱۸)	(۰/۰۹۶)	(۰/۰۹۹)	۵/۹۴***	
هندوانه	-۱۴/۰۲۲	۱/۷۳۷**	-۱/۱۵۸	۱/۲۵۲**	۱/۸۳۱***	۰/۷۱۰	۰/۲۲۱***	-۰/۰۳	۰/۱۸۰	۲/۳۲
	(۹/۰۵۶)	(۰/۷۳۸)	(۰/۷۲۵)	(۰/۵۵۱)	(۰/۵۷۵)	(۰/۶۰۴)	(۰/۰۴۴)	(۰/۱۰۷)	۲/۹۹***	
خیار	۹/۲۴۷	۰/۲۸۵***	-۱/۸۰۸*	۰/۱۵۳***	۱/۳۷۰	۳/۷۴۴***	۰/۵۲۴***	۰/۳۸۰*	۰/۵۱۲	۲/۰۷
	(۷/۲۷۶)	(۰/۰۵۳)	(۰/۹۹۱)	(۰/۰۳۳)	(۰/۹۴۰)	(۱/۳۴۷)	(۰/۱۳۹)	(۰/۲۲۰)	۴/۰۳***	
لوبیا	۳/۹۷۸	۱/۱۸۹*	-۰/۳۰۴	۰/۰۱۸	۰/۹۰۳*	-۰/۵۴۹**	۰/۰۷۶	-۰/۴۲۹	۰/۲۰۲	۲/۱۹
	(۵/۲۵۲)	(۰/۶۸۱)	(۰/۴۱۳)	(۰/۰۳۲)	(۰/۴۴۸)	(۰/۲۳۸)	(۰/۱۰۷)	(۰/۳۷۶)	۲/۲۳*	
نخود	۴/۹۹۵	۳/۸۷۴	-۶/۲۲۲**	۰/۶۰۳***	-۱/۷۴۳*	۴/۵۱۸***	۰/۶۰۷***	۳/۲۰۱***	۰/۷۳۲	۲/۲۲
	(۱۲/۰۰۱)	(۲/۷۲۹)	(۲/۱۳۶)	(۰/۱۸۸)	(۰/۸۹۱)	(۰/۳۷۶)	(۰/۱۰۴)	(۰/۵۴۷)	۶/۰۹***	
عدس	۲/۲۶۱	۰/۶۴۸*	۰/۰۱۱	۰/۰۰۴	۰/۶۶۳**	۰/۲۳۳	۰/۲۴۰**	۰/۱۹۴	۰/۴۱۵	۲/۰۶
	(۴/۳۱۲)	(۰/۳۸۱)	(۰/۲۴۵)	(۰/۲۰۹)	(۰/۳۱۱)	(۰/۲۰۲)	(۰/۱۱۲)	(۰/۲۷۸)	۲/۴۷**	
یونجه	۸/۹۴۹***	۰/۲۶۰***	۰/۰۵۲	۰/۰۷۰***	۰/۳۸۲***	۰/۱۵۹***	۰/۰۵۹**	-۰/۳۰۰**	۰/۲۷۵	۱/۹۲
	(۰/۲۴۶)	(۰/۰۶۱)	(۰/۱۵۹)	(۰/۰۷۰)	(۰/۰۸۱)	(۰/۰۴۹)	(۰/۰۲۶)	(۰/۱۳۳)	۲/۲۴*	

* معنی‌داری در سطح ده درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد، *** معنی‌داری در سطح یک درصد، # ارقام داخل پرانتز خطای معیار است. مأخذ: یافته‌های تحقیق

زیربخش دام

در جدول ۲، یافته‌های مربوط به زیربخش دام آمده است. همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود، در مجموع، مهم‌ترین عامل در تولید محصولات دامی سرمایه فیزیکی است و برای نیروی کار مساعدت مطلوب تنها در مورد شیر گاو و گوشت مرغ مشاهده می‌شود. مساعدت نیروی کار در قالب متغیر سرمایه انسانی نیز در مورد گوشت قرمز، هرچند، دارای رقم مطلق پایین اما به هر حال، منفی است. نقش نیروی کار در مورد سایر محصولات حائز اهمیت آماری و مثبت است؛ اما در مقایسه با سرمایه فیزیکی، نمی‌توان آن را رقمی بالا ارزیابی کرد.

به‌طور کلی، بر حسب مساعدت عوامل تولید، می‌توان گفت که سه محصول گوشت گوسفند و بز، گوشت گاو و گوساله و همچنین، شیر گوسفند و بز در قالب یک گروه قابل طبقه‌بندی است و دو محصول دیگر را می‌توان در قالب گروهی مجزا دید. در گروه اول شامل سه محصول یادشده، مساعدت سرمایه فیزیکی حداقل حدود چهار برابر نیروی کار بوده و مساعدت سرمایه انسانی نیز در دو مورد اول منفی است. به دیگر سخن، با در نظر گرفتن مساعدت سرمایه انسانی به‌عنوان بخشی از نقش نیروی کار، می‌توان گفت که مساعدت سرمایه فیزیکی در مقایسه با نیروی کار بیش از چهار برابر است. در گروه دوم شامل دو محصول شیر گاو و گوشت مرغ، بازده نیروی کار در سطح بالا قرار دارد و اگر مساعدت سرمایه انسانی را نیز بدان اضافه کنیم، می‌توان گفت که نقش نیروی کار اندکی بالاتر از سرمایه فیزیکی خواهد بود. در مورد شیر گاو، مساعدت نیروی کار در ازای ده درصد افزایش آن، بیش از پنج درصد است، در حالی که برای سرمایه فیزیکی، این رقم کمتر از ۴/۲ درصد بوده و در مورد گوشت مرغ ارقام متناظر برای نیروی کار و سرمایه فیزیکی، به‌ترتیب، ۵/۱ و ۵/۴ درصد است. به‌طور کلی، بازده سرمایه فیزیکی در تولید گوشت قرمز بیش از گوشت مرغ و شیر است، در حالی که در مورد نیروی کار، این روند معکوس بوده و بازده نیروی‌کار با در نظر گرفتن مساعدت سرمایه انسانی، در تولید شیر گاو و گوشت مرغ بالاتر است. بدین ترتیب، می‌توان گفت که در میان محصولات دامی، از نظر بازده عوامل تولید به‌ویژه سرمایه فیزیکی، تفاوت آشکار وجود

دارد. البته بخشی از این تفاوت به‌ویژه در مورد شیر را می‌توان به دخالت‌های دولت در بازار این محصولات به‌ویژه در حوزه قیمت‌گذاری دستوری نیز نسبت داد، ضمن اینکه دخالت دولت در بازار سایر محصولات را نیز نمی‌توان از نظر دور داشت.

آماره دوربین- واتسون سطح خودهمبستگی را پایین نشان می‌دهد. همچنین، ضریب خوبی برازش برای اغلب تصریح‌ها حدود ۰/۸۰ یا بالاتر است. آماره F نیز دال بر معنی‌داری تصریح‌های برآوردشده است.

جدول ۲- نتایج برآورد تابع تولید محصولات دامی طی دوره ۹۳-۱۳۸۴ در میان شهرستان‌های استان فارس

متغیر / محصول	عرض از مبدأ	سرمایه فیزیکی	نیروی کار	سرمایه انسانی	ضرایب R^2 و F	دوربین-واتسون
گوشت گوسفند و بز	-۷/۳۷۸***	۰/۹۹۸***	۰/۲۰۲***	-۰/۰۵۰***	۰/۷۹۱	۲/۱۵
	(۰/۵۱۵)#	(۰/۰۵۲)	(۰/۰۵۷)	(۰/۰۰۹)	۱۴۳/۷۱***	
گوشت گاو و گوساله	-۴/۴۲۱***	۰/۸۹۴***	۰/۲۳۶***	-۰/۰۴۷***	۰/۸۸۰	۲/۱۳
	(۰/۵۴۱)	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۴۴)	(۰/۰۰۹)	۳۰۸/۷۳***	
شیر گوسفند و بز	-۲/۶۴۶*	۰/۶۵۱***	-۰/۱۶۲	۰/۰۹۷***	۰/۸۹۰	۱/۸۶
	(۱/۵۹۴)	(۰/۱۳۸)	(۰/۱۰۹)	(۰/۰۱۶)	۱۱۰/۹۹***	
شیر گاو	-۰/۲۷۲	۰/۴۱۷***	۰/۵۱۲***	۰/۰۵۰***	۰/۹۹۹	۱/۷۱
	(۲/۲۴۹)	(۰/۰۴۴)	(۰/۱۹۴)	(۰/۰۰۶)	۷۱۴۷/۷۶***	
گوشت مرغ	-۶/۳۶۲***	۰/۵۴۲***	۰/۵۱۱***	۰/۱۲۳**	۰/۶۹۵	۲/۰۱
	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۵۲)	(۰/۱۳۴)	(۰/۰۴۷)	۲۶/۶۲***	

* معنی‌داری در سطح ده درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد، *** معنی‌داری در سطح یک درصد

ارقام داخل پرانتز خطای معیار است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

زیربخش باغبانی

در جدول ۳، نتایج تخمین تابع تولید برای محصولات باغی منتخب ارائه شده است. بر حسب بازده سرمایه فیزیکی، میان محصولات تفاوت بسیار زیادی وجود دارد. در حالی که در مورد مرکبات، بازده سرمایهٔ فیزیکی بیش از یک بوده، اما در مورد زیتون، بازده این نهاده تنها ۰/۱۸ است. مشاهده می‌شود که در مورد تمامی محصولات، سرمایه فیزیکی اثر مثبت و معنی‌دار بر تولید محصول دارد. افزون بر این، در مورد تمامی محصولات، نقش غالب در تولید بر عهده سرمایه فیزیکی است. بر حسب مساعدت سرمایه فیزیکی به تولید، می‌توان محصولات منتخب را به چند گروه تقسیم کرد. گروه اول را می‌توان شامل مرکبات دانست که بازده آنها بسیار بالاتر از سایر محصولات است و انتظار می‌رود که یک درصد افزایش در به‌کارگیری سرمایه فیزیکی بیش از ۱/۳ درصد تولید را افزایش دهد. گروه دوم شامل گردو، هلو و سیب است که بازده آنها نیز فزاینده اما تنها اندکی بالاتر از یک است و انتظار می‌رود که با افزایش به‌کارگیری سرمایه فیزیکی به میزان یک درصد و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، تولید این محصولات نیز حداقل یک درصد افزایش یابد. گروهی دیگر نیز مساعدت متوسط سرمایه فیزیکی به تولید را نشان می‌دهد، که ضریب به‌دست‌آمده برای این نهاده در دامنه ۰/۹-۰/۶ قرار دارد و می‌توان این گروه را شامل انگور، خرما، انار، بادام، زردآلو و پسته دانست که در واقع، نیمی از محصولات منتخب را شامل می‌شود. گروه آخر نیز شامل زیتون و انجیر است که به‌ترتیب، بازده سرمایه ۰/۱۸ و ۰/۲۶ دارند. برخلاف سرمایه فیزیکی، در مورد مساعدت نیروی کار به تولید، روندی مشخص مشاهده نمی‌شود و در حالی که در مورد برخی از محصولات مانند مرکبات، استفاده از نیروی کار بیشتر می‌تواند بیش از مقدار متناظر افزایش نیروی کار، تولید را افزایش دهد، در مورد برخی دیگر مانند انار و پسته، استفاده از این عامل تولیدی در ناحیه غیراقتصادی قرار دارد و در سطح فعلی، به‌کارگیری آن منجر به کاهش تولید شده است. اما به‌طور کلی، اگر سه محصول مرکبات، گردو و زیتون از سایر محصولات مجزا در نظر گرفته شود، می‌توان گفت که مساعدت نیروی کار به تولید با فرض ثابت بودن سایر عوامل،

منفی یا فاقد اهمیت آماری است و یا در سطح بسیار پایین قرار دارد و از این‌رو، در مجموع، می‌توان مساعدت نیروی کار را در سطح پایین ارزیابی کرد. افزون بر این، تناسب و رابطه‌ای مشخص میان بازده سرمایه فیزیکی و نیروی کار نیز مشاهده نمی‌شود. البته در خصوص نیروی کار، افزون بر ضریب به‌دست‌آمده برای این متغیر، باید بخشی از مساعدت آن به تولید را در قالب متغیر سرمایه انسانی نیز جست‌وجو کرد، بدین ترتیب که افزون بر کمیت یا تعداد نیروی کار، کیفیت یا دانش آنها نیز می‌تواند بر تولید مؤثر باشد که در قالب متغیر سرمایه انسانی دیده شده است. متغیر سرمایه انسانی به‌جز در موارد معدود شامل زیتون، مرکبات، انجیر و گردو که مساعدتی به تولید نمی‌کند، در مورد سایر محصولات دارای مساعدت مثبت و حائز اهمیت آماری است. اما در مورد این محصولات نیز تفاوت بسیار بارز در سطح یا میزان مساعدت این متغیر به تولید دیده می‌شود، بدین ترتیب که با یک درصد افزایش سرمایه انسانی با فرض ثابت بودن سایر عوامل، انتظار می‌رود که تولید زردآلو بیش از ۰/۳ درصد افزایش یابد، اما در مورد پسته، این رقم تنها حدود ۰/۰۳ درصد و برای سایر محصولات نیز در حدود ۰/۱۱-۰/۰۵ درصد است. در مورد اغلب محصولات باغی، مساعدت سرمایه انسانی به تولید در سطح بالا قرار ندارد. شاخص دی‌مارتن نیز به‌طور کلی، نشان می‌دهد که مناطق دارای بارندگی بالاتر در استان فارس از توان بیشتری برای محصولات باغی برخوردارند و از این‌رو، می‌توان نیمه شمالی و غرب استان فارس را دارای توان بیشتر برای تولید محصولات باغی ارزیابی کرد.

آماره‌های تشخیص نیز مطلوب بودن تصریح‌های برآوردشده را نشان می‌دهد، به‌گونه‌ای که ضریب آماره دوربین- واتسون سطح خودهمبستگی جملات اخلال را پایین نشان می‌دهد و آماره F نیز حاکی از معنی‌داری این تصریح‌ها در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد است. اهمیت بالای تصریح‌ها با مقدار بالای ضریب خوبی برازش نیز تأیید می‌شود، به‌گونه‌ای که این ضریب برای اغلب تصریح‌ها بالاتر از ۰/۹۰ است.

جدول ۳- نتایج برآورد تابع تولید محصولات باغی طی دورهٔ ۹۳-۱۳۸۴ در میان شهرستان‌های استان فارس

متغیر / محصول	عرض از مبدأ	سرمایه فیزیکی	نیروی کار	سرمایه انسانی	شاخص دی‌مارتن	ضرایب R^2 و F	دوربین-واتسون
مرکبات	-۱۲/۳۸۹**	۱/۳۹۴***	۱/۲۱۹***	-۰/۰۲۰***	۰/۰۰۴*	۰/۹۹۹	۱/۷۹
	(۱/۵۰۷)#	(۰/۰۴۲)	(۰/۱۲۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۲)	۲۳۳۹۸/۰۱***	
زیتون	-۳/۳۸۹	۰/۱۸۳***	۰/۶۸۴**	۰/۰۹۲	۰/۰۱۷	۰/۴۱۹	۱/۸۵
	(۲/۹۱۶)	(۰/۰۵۰)	(۰/۲۸۱)	(۰/۰۸۲)	(۰/۱۵۹)	۱۶/۶۹***	
انار	۱۶/۴۱۴***	۰/۷۰۶***	-۱/۲۱۲***	۰/۰۴۸***	۰/۰۲۹**	۰/۹۹۶	۱/۷۵
	(۲/۵۵۳)	(۰/۰۵۹)	(۰/۲۴۰)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۳)	۱۶۵۹/۲۸***	
انجیر	-۳/۱۳۳**	۰/۲۶۰**	۰/۲۹۶*	۰/۰۴۵	۰/۲۰۶*	۰/۹۴۸	۲/۱۱
	(۱/۴۰۹)	(۰/۱۲۴)	(۰/۱۵۷)	(۰/۱۰۴)	(۰/۱۱۶)	۱۵/۸۵***	
خرما	-۵/۴۶۵	۰/۶۸۹**	۰/۴۱۱	۰/۰۹۰*	۰/۰۶۸**	۰/۹۸۲	۲/۲۴
	(۲۵/۱۸۶)	(۰/۳۳۳)	(۲/۴۰۲)	(۰/۰۴۷)	(۰/۰۲۹)	۱۹۶/۶۶***	
بادام	-۰/۳۰۸	۰/۷۶۴***	۰/۱۳۱**	۰/۰۵۷*	۰/۱۵۷***	۰/۹۰۷	۱/۸۲
	(۰/۵۰۳)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۵۱)	(۰/۰۳۴)	(۰/۰۳۸)	۲۱۷/۱۵***	
پسته	۱/۹۴۸***	۰/۹۰۵***	-۰/۱۳۰**	۰/۰۳۱**	۰/۰۴۹	۰/۹۵۲	۲/۱۹
	(۰/۵۸۹)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۵۰)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۴۱)	۳۹۳/۸۹***	
گردو	-۱۳/۶۶۰**	۱/۰۵۳***	۱/۳۷۱**	-۰/۰۵۸***	۰/۰۲۵***	۰/۹۹۹	۲/۱۹
	(۵/۹۶۱)	(۰/۰۱۱)	(۰/۵۷۰)	(۰/۰۱۸)	(۰/۰۰۶)	۱۳۳۷۱/۵۶***	
هلو	۸/۲۶۸	۱/۰۸۳***	-۰/۶۸۹	۰/۱۱۰***	۰/۱۱۷*	۰/۶۰۹	۱/۷۶
	(۱۰/۱۱۲)	(۰/۰۳۸)	(۰/۹۶۷)	(۰/۰۳۴)	(۰/۰۶۵)	۳۷/۵۳***	
زردآلو	-۲۱/۸۴۰	۰/۸۷۰***	۲/۰۰۱	۰/۳۰۹**	-۰/۰۹۹*	۰/۹۷۷	۱/۹۱
	(۱۴/۶۰۲)	(۰/۱۱۸)	(۱/۴۸۸)	(۰/۱۳۷)	(۰/۰۵۷)	۱۳۱/۱۹***	
سیب	۳/۵۱۳	۱/۰۴۹***	-۰/۲۲۷**	۰/۰۹۸*	۰/۲۰۸*	۰/۸۱۰	۱/۷۱
	(۱/۰۲۹)	(۰/۰۵۶)	(۰/۰۹۳)	(۰/۰۵۴)	(۰/۱۲۴)	۹۴/۰۲***	
انگور	۵/۰۲۵	۰/۶۶۴***	-۰/۱۸۲	۰/۰۷۶***	۰/۱۷۳**	۰/۴۹۶	۲/۰۶
	(۳/۲۲۷)	(۰/۰۹۰)	(۰/۲۸۸)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۸۳)	۳۸/۶۱***	

* معنی‌داری در سطح ده درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد، *** معنی‌داری در سطح یک درصد

ارقام داخل پرانتز خطای معیار است. مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نکته حائز اهمیت وجود تفاوت گسترده میان محصولات از نظر بازده عوامل تولید است، که لزوم بررسی موردی محصولات را در سرمایه‌گذاری گوشزد می‌کند، زیرا مشاهده شد که بازده عوامل تولید و به‌طور مشخص، بازده سرمایه میان محصولات بسیار متفاوت است. در این خصوص، باید به ترکیب تولید بهره‌برداران توجه شود. در میان محصولات زراعی، بر حسب بازده سرمایه فیزیکی، برنج، جو، گوجه‌فرنگی و لوبیا نسبت به سایر محصولات زارعی از بازده بالاتر برخوردارند. همچنین، در خصوص محصولات زراعی، باید اولویت بالاتر به سرمایه فیزیکی (به‌جز زمین و تجهیزات آبیاری) و به‌ویژه به ماشین‌آلات و ساختمان داده شود. در میان محصولات دامی، بر اساس بازده سرمایه، گوشت قرمز در مقایسه با سایر فرآورده‌های دامی از موقعیت بهتری برخوردار است؛ از این‌رو، لازم است به این محصولات اولویت بالاتری داده شود. همچنین، در مورد محصولات باغی، با نگاه به بازده سرمایه فیزیکی، مرکبات، گردو، هلو، سیب، پسته و زردآلو باید از اولویت بالاتری برخوردار باشند.

به‌طور نسبی، بازده سرمایه محصولات دامی و باغی در مقایسه با محصولات زراعی دارای تشابه بیشتری است و از این‌رو، در مورد محصولات زراعی، باید به ترکیب تولید و تفاوت ماهیت محصولات توجه بیشتری شود. به‌نظر می‌رسد که در خصوص محصولات زراعی، تنوع بیشتری وجود دارد؛ این تنوع از لحاظ کاهش مخاطرهٔ بازار ممکن است مطلوب باشد اما از سوی دیگر، به‌دلیل عدم تخصص کافی در تولید، ممکن است به درآمد پایین منجر شود و می‌تواند در شرایط دریافت اعتبار، مخاطرهٔ بازپرداخت را افزایش دهد.

نوعی از تقسیم‌بندی جغرافیایی نیز قابل استنباط است، بدین معنی که به اعتبار ضریب شاخص اقلیمی، مناطق دارای بارندگی بیشتر و به‌طور تلویحی، مناطق شمالی و غربی استان فارس از موقعیت بهتری در تولید برخوردارند، که خود می‌تواند در توزیع منابع اعتباری تولید مورد توجه قرار گیرد. عمده محصولات باغی در مناطق یادشده تولید می‌شوند. از میان محصولات باغی، سیب، انگور، انجیر و بادام و از میان محصولات زراعی، نخود، پنبه،

سیب‌زمینی و خیار شرایط اقلیمی مساعدتری دارند. همچنین، مشخص شد که دانش نیروی کار یا سرمایه انسانی چندان مساعدتی به تولید ندارد و به‌طور تلویحی، این اثرگذاری محدود را می‌توان به سنتی بودن شیوه تولید نسبت داد. در این خصوص، به‌منظور جهت‌دهی تولید به‌سوی فناوری‌های بهتر توصیه می‌شود. در تخصیص منابع اعتباری، می‌توان از سرمایه انسانی یا دانش نیروی کار نیز در قالب معیاری دیگر برای اولویت‌بندی سود جست.

منابع

1. Almasi, M., Soheili, K. and Sepahban Gharebaba, A. (2011). Investigating the impact of investment in higher education on Iran's economic growth during 1971-2005. *Journal of Economic Sciences*, 11: 13-34. (Persian)
2. Almeida, R. and Carneiro, P. (2009). The return to firm investments in human capital. *Labour Economics*, 16: 97-106.
3. Bakhtiari, S. and Paseban, F. (2004). The role of bank credits in creating job opportunities: a case study of Keshavarzi Bank of Iran. *Agricultural Economics and Development*, 46: 73-105. (Persian)
4. Baltagi, B.H. (2008). Econometrics. Fourth Edition. Berlin: Springer.
5. Barro, R.J. and Lee, J.W. (2000). International data on educational attainment: updates and implications. CID Working Paper, No. 42.
6. Central Bank of Iran (2017). Economic time series database. Available at http://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx. (Persian)
7. Dinar, A. and Keck, A. (1997). Private irrigation investment in Colombia: effects of violence, macroeconomic policy, and environmental conditions. *Agricultural Economics*, 16(1): 1-15.
8. Farajzadeh, Z., Amadeh, H. and Omrani, M. (2017). Determinants of Iranian economic growth. *Journal of Economic Research*, 52(3): 663-686. (Persian)
9. Felihi, N. and Amini, A.R. (1998). Investigating the status of investment in agricultural sector. *Plan and Budget*, 33: 95-115. (Persian)
10. FAO (Food and Agriculture Organization) (2010). Investigating the structure, magnitude and trends of capital formation in and for agriculture: country case study of Nepal. Italy: Rome.
11. FAO (Food and Agriculture Organization) (2018). Statistical database. Available at http://www.fao.org/faostat/en/#data/ET.
12. Gujarati, D.N. and Porter, D.C. (2004). Basic Econometrics (ed.) McGraw-Hill/Irwin.

13. Hozhabr-Kiani, K. and Alizadeh Janveislou, M.R. (2000). Investigating factors affecting private sector investment in Iranian agriculture using nonlinear least squares method. *Agricultural Economics and Development*, 29: 45-73. (Persian)
14. Iranian FPG (Fars Province Governor Office) (2011). Fars province performance in employment and investment development. No. EDI-PG/IN-AS/REP05IN-AS/REP05. Fars Province Governor Office. (Persian)
15. Iranian MAJ (Ministry of Agriculture - Jahad) (2017). Cost statistical yearbook. Tehran, Iran. Available at http://dbagri.maj.ir/cost. (Persian)
16. Ishise, H. and Sawada, Y. (2009). Aggregate returns to social capital: estimates based on the augmented augmented-Solow model. *Journal of Macroeconomics, 31*(3): 376-393.
17. Mahmoudgardi, R., Zamani, O., Mortazavi, S.A. and Heyman, N. (2011). Impact of real exchange rate and its uncertainty on private investment in agriculture. *Agricultural Economics Research*, 12: 133-151. (Persian)
18. Mehrabi Boshrabadi, H., Eslami, M.R., Sherafatmand, H. and Baghestani, A.A. (2011). A study on the factors affecting capital productivity in agricultural subsectors of Iran. *Agricultural Economics*, 5(1): 17-36. (Persian)
19. Motefakkker-Azad, M.A., Beheshti, M.B. and Memipour, S. (2009). The impact of human capital on Iran's gross domestic product in the James Rimo model. *Journal of Economic Sciences*, 32(1): 124-148. (Persian)
20. Omrani, M. and Farajzadeh, Z. (2015). Capital role in Iranian agriculture growth. *Journal of Agricultural Economics Research*, 28: 1-19. (Persian)
21. Pazangian, Z. (2001). Investigating the comparative advantage of agriculture (using input-output and linear programming techniques). Master Thesis of Economics, Faculty of Economics, Al-Zahra University. (Persian)
22. Petrick, M. (2004). Farm investment, credit rationing, and governmentally promoted credit access in Poland: a cross-sectional analysis. *Food Policy*, 29: 275-294.
23. Pina, A.M. and Aubyn, M.S. (2005). Comparing macroeconomic returns on human and public capital: an empirical analysis of the Portuguese case (1960-2001). *Journal of Policy Modeling*, 27: 585-598.

24. Rabiei, M. (2009). The impact of innovation and human capital on economic growth in Iran. *Knowledge and Development*, 26: 122-142. (Persian)
25. Sadeghi M. and Emadzadeh, M. (2003). Estimating human capital share in Iran's economic growth in period of 1966-2001, *Iranian Journal of Economic Research*, 17: 79-98. (Persian)
26. Salehi, M.J. (2002). The impact of human capital on Iran's economic growth. *Research and Planning in Higher Education,* 23-24: 43-80. (Persian)
27. Sanromá, E. and Ramos, R. (2007). Local human capital and productivity: an analysis for the Spanish regions. *Regional Studies*, 41(3): 349-359.
28. Shahabadi, A., Sohrabi-Vafa, H. and Salmani, Y. (2016). Role of research and development (R&D) activities and physical stock on economic growth: evidence from Iran, Turkey and Malaysia. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 23: 75-90. (Persian)
29. Shajari, S., Farajzadeh, Z. and Salah, A. (2018). Prioritizing credit allocation in Fars province agricultural subsectors using neoclassical growth model. *Agricultural Economics and Development*, 103: 31-52. (Persian)
30. Smith, W.N., Grant, B.B., Desjardins, R.L., Kroebel, R., Li, C., Qian, B., Worth, D.D., McConkey, B.G. and Drury, C.F. (2013). Assessing the effects of climate change on crop production and GHG emissions in Canada. *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 179: 139-150.
31. Soltani, G.H. (2004). Determining the rate of return on investment in the agricultural sector. *Agricultural Economics and Development*, 45: 19-40. (Persian)
32. Statistical Center of Iran (2013). Database. Available at https://www.amar.org.ir.
33. UNFCCC (United Nations Framework Convention on Climate Change) (2015). Islamic Republic of Iran: Intended Nationally Determined Contribution. National Climate Change Committee: Iran INDC. Available at https://www4.unfccc.int/sites/submissions/INDC/Published%20Documents/Iran/1/INDC%20Iran%20Final%20Text.pdf.

نمایهٔ فصلنامهٔ اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳۹۸

شماره‌های ۱۰۵ تا ۱۰۸

(بر اساس کد بازیابی)

تهیه و تنظیم:

فرزانه علایی

ویرایش و بازبینی:

محمد اسماعیل نوشمند

نمایهٔ اصلی بر اساس کد بازیابی

۱- آثار رشد اقتصادی و شهرنشینی استان مازندران در کیفیت محیط زیست آبی با تأکید بر رودخانه‌های استان؛ حمید امیرنژاد، مهسا تسلیمی، فاطمه مزرعه؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۱۶۱-۱۸۵.

۲- آثار عوامل اقلیمی بر ریسک عملکرد لاین‌های گندم آبی در تحقیقات به‌نژادی؛ هرمز اسدی، غلامرضا زمانیان، محمدنبی شهیکی تاش، محمد قربانی، محمدرضا جلال‌کمالی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱۶۳-۱۸۰.

۳- اثرات سیاست محدودیت عرضه آب کشاورزی بر الگوی کشت: مطالعهٔ موردی دشت دهگلان در استان کردستان؛ محمدعلی اسعدی، محمود حاجی‌رحیمی، سیدابوالقاسم مرتضوی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱۱۱-۱۳۰.

۴- اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر انتشار آلودگی‌های زیست‌محیطی از بخش کشاورزی: کاربرد الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گستردهٔ پنلی (Panel ARDL)؛ نوید کارگر بیدی، محمدحسن طرازکار ؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۱۲۱-۱۴۴.

۵- اثر متغیرهای آب‌وهوایی بر احتمال تصمیم به کشت و عملکرد محصول نخود در ایران: کاربرد مدل هکمن فضایی؛ قادر دشتی، خدیجه الفی، محمد قهرمان‌زاده؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۱۴۵-۱۷۱.

۶- ارزیابی آثار منطقه‌ای سیاست قیمت تضمینی گندم ایران؛ سیدحبیب‌الله موسوی، ایمان فیضی، صادق خلیلیان؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۴۷-۷۷.

۷- ارزیابی پایداری سیاست‌های قیمت‌گذاری آب کشاورزی با استفاده از شاخص ترکیبی: مطالعهٔ موردی استان قزوین؛ پروانه نصیری، سعید یزدانی، رضا مقدسی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۱۷۱-۲۰۴.

۸- ارزیابی پیامدهای ملی و منطقه‌ای خشکسالی در حوزهٔ تولید و اشتغال با استفاده از مدل تحلیل تعادل عمومی؛ زهره خیز، منصور زیبایی، زکریا فرج‌زاده؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۵۵-۸۱.

۹- آسیب‌شناسی تفاهم‌نامهٔ تعرفهٔ ترجیحی جمهوری اسلامی ایران و ازبکستان با نگاهی به ظرفیت بخش کشاورزی؛ مریم ریاضی، مهدی کاظم‌نژاد؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۲۷۵-۲۹۸.

۱۰- الگوی تأثیرگذاری عوامل اقتصادی و فنی در کیفیت پوستهٔ تخم مرغ برای کاهش ضایعات در واحدهای تولید تخم مرغ استان خراسان رضوی؛ علی‌اکبر سروری، رضا بهاری کاشانی، حکیمه هاتف؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۱۰۹-۱۳۲.

۱۱- الگوی مسیریابی بهینهٔ ناوگان حمل‌ونقل توزیع گوشت مرغ شهر تهران در حالت چندقرارگاهی با محدودیت پنجره زمانی؛ فرشید ریاحی درچه، امیرحسین چیذری، رضا اسفنجاری کناری؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۲۳۹-۲۷۲.

۱۲- انتخاب کانال‌های بازاریابی شیر خام در زنجیرهٔ تأمین لبنیات شهرستان کرمان: روش لاجیت چندگانه؛ نجمه علی‌آبادی، صدیقه نبی‌ئیان، حسین مهرابی بشرآبادی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۲۱-۴۰.

۱۳- اولویت‌بندی مناطق تولیدی گندم آبی و دیم در ایران بر مبنای شاخص‌های مزیت تولیدی؛ سیدشهاب میرباقری، حامد رفیعی، حامد اکبرپور؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۹۱-۱۱۸.

۱۴- اولویت‌بندی شرکت‌های لبنی به کمک عناصر آمیختهٔ بازاریابی بر اساس رضایت‌مندی مشتریان: مطالعهٔ موردی شهرستان تبریز؛ اسماعیل پیش‌بهار، رؤیا فردوسی، باب‌اله حیاتی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۸۱-۱۰۹.

۱۵- برآورد ارزش افزودهٔ بالقوهٔ زیربخش‌های کشاورزی ایران (مقایسهٔ رهیافت‌های نوین و مرسوم)؛ زینب امیدوار، رضا مقدسی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۱۷۱-۲۰۴.

۱۶- برآورد شکاف تولید بخش کشاورزی و تأثیر آن بر نرخ تورم در مناطق روستایی ایران: نقدی بر نظریه‌های لوکاس؛ محمدرضا رضایی‌فر، محمدرضا زارع مهرجردی، حسین مهرابی بشرآبادی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۲۰۵-۲۳۷.

۱۷- بررسی برنامهٔ مبادله مجوزهای آبی بین کشاورزان در اراضی پایین‌دست سد وشمگیر؛ جواد شهرکی، پری‌ناز جانسوز، محمد عبدالحسینی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۱۴۱-۱۷۰.

۱۸- بررسی تأثیر کاربرد سیستم آبیاری قطره‌ای در میزان تولید انگور یاقوتی و عوامل مؤثر بر پذیرش آن در شهرستان زابل؛ علی سردارشهرکی، سمیرا امیرزاده، محسن رفعتی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۱۸۷-۲۰۸.

۱۹- بررسی تغییرات ترجیحات مصرف‌کنندگان برای روغن خوراکی جامد و مایع: کاربرد آزمون ناپارامتریک: مطالعهٔ موردی استان فارس؛ سعید مهرجو، رضا شاکری بستان‌آباد؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱-۲۱.

۲۰- بررسی تغییرات سطح زیر کشت و سودآوری محصول پنبه در اثر اعمال سیاست‌های حمایتی دولت: مطالعهٔ موردی شهرستان گرگان؛ فهیمه رستمی مسکوپایی، علی کرامت‌زاده، رامتین جولایی، حبیب‌الله کشیری؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۴۱-۶۲.

۲۱- بررسی سیاست توسعهٔ گل محمدی در ایران؛ سیدجواد میر؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱۸۳-۲۰۵.

۲۲- بررسی عوامل انگیزشی مشارکت کشاورزان در بورس شاخص‌های هواشناسی؛ زهرا نعمت‌الهی، نازنین فکوری، سیدعلی حسینی یکانی، حمید امیرنژاد؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۲۳-۴۵.

۲۳- بررسی عوامل مؤثر بر حاشیهٔ بازاریابی در دشت نیشابور با استفاده از رگرسیون فضایی؛ محمدرضا کهنسال، هادی رفیعی دارانی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۱۳۳-۱۵۴.

۲۴- بررسی عوامل مؤثر بر قیمت آرد و نان در صورت اجرای سیاست آزادسازی قیمت‌ها در این حوزه؛ لیلی ابوالحسنی، ناصر شاهنوشی، آرش دوراندیش، حمید طاهرپور، عباس غفاری؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۱-۱۹.

۲۵- بررسی عوامل مؤثر در کارایی و بهره‌وری تولیدکنندگان پستهٔ شهرستان سیرجان با تأکید بر سرمایهٔ اجتماعی؛ ژاله کورکی‌نژاد، ابوالفضل محمودی، محسن شوکت‌فدایی، حسین مهرابی بشرآبادی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۸۳-۱۰۸.

۲۶- بهینه‌سازی سیاست‌های زیست‌محیطی بخش زراعت کشاورزی ایران مبتنی بر رهیافت بهینه‌سازی چندهدفهٔ دوسطحی؛ مهدی جعفری، جواد شهرکی، احمد اکبری؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۶۳-۹۰.

۲۷- بهینه‌یابی الگوی کشت محصولات زراعی شهرستان ری با توجه به مخاطره؛ محمد بهادری، رامتین جولایی، فرشید اشراقی، اعظم رضایی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱۳۳-۱۶۳.

۲۸- تأثیر آگاهی از ویژگی‌های محصولات ارگانیک در تمایل به مصرف آتی زعفران ارگانیک برای خانوارهای شهرستان مشهد؛ محمد قربانی، پریسا علیزاده، امیرحسین توحیدی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۳۱-۵۳.

۲۹- تحلیل آثار بالقوهٔ آزادسازی تجاری بخش کشاورزی بر پیوندهای پسین و پیشین با استفاده از جدول داده- ستانده به‌هنگام‌شده سال ۱۳۹۰؛ محمد کیانی ده‌کیانی، سیدحبیب‌الله موسوی، صادق خلیلیان؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۱-۳۴.

۳۰- تحلیل راهبردی توسعهٔ بخش کشاورزی به روش SWOT و ماتریس QSPM: مطالعهٔ موردی حوضه آبریز دریاچه ارومیه؛ حسین صادقی، مینو خان‌زاده؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸، صص ۹۱-۱۲۰.

۳۱- توزیع جغرافیایی صنعت غذا و عوامل مؤثر بر تراکم آن در کشورهای منتخب جهان و ایران؛ میرعبداله حسینی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۲۰۵-۲۳۶.

۳۲- رتبه‌بندی شهرستان‌های استان کرمان به‌منظور دریافت اعتبارات کشاورزی؛ سکینه شمس‌الدینی، حسین مهرابی بشرآبادی، محمدعلی یعقوبی، صدیقه نبی‌ئیان، محمدرضا پورابراهیمی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۱۱۹-۱۴۰.

۳۳- شناسایی و اولویت‌بندی شاخص‌های مؤثر بر بهره‌وری عوامل تولید در صنعت مرغ گوشتی استان آذربایجان غربی با روش بهترین – بدترین فازی؛ مهدی نصراللهی، عزتا... اصغری‌زاده؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۲۳۷-۲۶۱.

۳۴- شناسایی و تحلیل مؤلفه‌های بازدارندهٔ توسعهٔ زنجیرهٔ تأمین محصول سیب‌زمینی در استان همدان از دیدگاه تولیدکنندگان؛ مجید زارعی، ناصر مطیعی، خلیل کلانتری؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۲۳۹-۲۵۹.

۳۵- کارآیی برنج‌کاران منطقهٔ گهرباران ساری در شرایط عدم قطعیت؛ طاهره رنجبر ملکشاه، سیدعلی حسینی یکانی، فاطمه کشمیری کلائی، خدیجه عبدی رکنی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۳۵-۵۸.

۳۶- کارآیی فنی تولید پنبه در ایران با استفاده از انواع الگوهای ویژه داده‌های پانلی؛ معصومه رشیدقلم ، قادر دشتی، اسماعیل پیش‌بهار؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۵۹-۹۰.

۳۷- کاربرد روش نامتقارن نش در تعیین میزان برداشت بهینه از سفره‌های آب زیرزمینی دشت جیرفت؛ ابراهیم محمدی سلیمانی، مجید احمدیان، علی کرامت‌زاده، محسن شوکت‌فدایی، ابوالفضل محمودی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۷، پاییز ۱۳۹۸، صص ۲۰۷-۲۳۸.

۳۸- مدل‌سازی بررسی عوامل مؤثر بر نوسان‌های قیمت محصولات کشاورزی ایران: مطالعه موردی خیار، گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز؛ مرتضی تهامی‌پور، عباس عرب‌مازار، مریم حامدی‌نسب؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۲۰۹-۲۳۶.

۳۹- مدیریت ریسک خشکسالی کشاورزی با استفاده از روش‌های تصمیم‌گیری چندشاخصهٔ فازی در شهرستان فردوس؛ سیدمحمد خلیلی، زهرا ناجی عظیمی، سمیرا حرثی؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۵، بهار ۱۳۹۸، صص ۲۳۷-۲۷۴.

۴۰- نقش تشکیل بازار آب در میزان استفاده از منابع آبی در بخش کشاورزی: مطالعهٔ موردی دشت مشهد؛ لیلی ابوالحسنی، ناصر شاهنوشی، علی رهنما، الهه اعظم رحمتی، فاطمه حیران؛ سال ۲۷، شماره ۱۰۶، تابستان ۱۳۹۸، صص ۱-۲۹.

نمایهٔ موضوعی (کلیدواژه‌ها)

آ

آب ۱، ۴۰

آب کشاورزی ۳، ۷

آب‌وهوا ۵

آبیاری قطره‌ای ۱۸

آذربایجان غربی (استان) ۳۳

آرد ۲۴

آزادسازی تجاری ۲۹

آزمون ناپارامتریک ۱۹

آسیب‌شناسی ۹

آلودگی ۴

الف

ارزش افزوده ۴

ازبکستان ۹

اشتغال ۸

اعتبارات کشاورزی ۳۲

اقلیم ۲

الگوهای ویژه داده‌های پانلی ۳۶

الگوی خودتوضیحی ۴

الگوی کشت ۳، ۲۷

انرژی ۴

انگور یاقوتی ۱۸

ایران ۵، ۶، ۱۳، ۱۵، ۱۶، ۲۱، ۲۶، ۳۱، ۳۶، ۳۸

ب

بازار ۴۰

بازار و بازاریابی ۱۲، ۱۴، ۲۳

بخش کشاورزی ۹، ۱۵، ۱۶، ۲۶، ۲۹، ۳۰، ۴۰

برنج‌کاران ۳۵

بورس ۲۲، ۲۵، ۳۳

پ

پسته ۲۵

پنبه ۲۰، ۳۶

پوستهٔ تخم مرغ ۱۰

پیاز ۳۸

ت

تبریز (شهرستان) ۱۴

تحقیقات ۲

تصمیم‌گیری چندشاخصهٔ فازی ۳۹

تعرفهٔ ترجیحی ۹

تورم ۱۶

توزیع ۳۱

توسعه ۲۱، ۳۰، ۳۴

تولید ۸، ۱۰، ۱۶، ۱۸، ۳۳، ۳۶
تولیدکنندگان ۲۵، ۳۴
تهران (شهر) ۱۱

ج

جدول داده- ستانده ۲۹
جمهوری اسلامی ایران ۹

ح

حالت چندقرارگاهی با محدودیت پنجره زمانی ۱۱
حوضه آبریز دریاچه ارومیه ۳۰

خ

خام ۱۲
خراسان رضوی (استان) ۱۰
خشکسالی ۸، ۳۹
خیار ۳۸

د

دشت جیرفت ۳۷
دشت دهگلان (استان کردستان) ۳
دشت مشهد ۴۰
دشت نیشابور ۲۳
دولت ۲۰

ر

رشد اقتصادی ۱
رگرسیون فضایی ۲۳
روش SWOT ۳۰
روش بهترین- بدترین فازی ۳۳
روش لاجیت چندگانه ۱۲
روش نامتقارن نش ۳۷
روغن خوراکی جامد ۱۹
روغن خوراکی مایع ۱۹
رهیافت بهینه‌سازی چندهدفهٔ دوسطحی ۲۶
ری (شهرستان) ۲۷
ریسک ۲

ز

زابل (شهرستان) ۱۸
زراعت ۲۶
زعفران ۲۸
زنجیرهٔ تأمین ۳۴

س

سد وشمگیر ۱۷
سرمایهٔ اجتماعی ۲۵
سطح زیر کشت ۲۰
سفره‌های آب زیرزمینی ۳۷
سیب‌زمینی ۳۴، ۳۸
سیرجان (شهرستان) ۲۵

سیاست‌های حمایتی ۲۰
سیاست‌های قیمت‌گذاری ۷
ش
شاخص ترکیبی ۷
شاخص‌های مزیت تولیدی ۱۳
شرکت‌های لبنی ۱۴
شهرنشینی ۱
شیر ۱۲
ص
صنعت ۳۳
صنعت غذا ۳۱
ض
ضایعات ۱۰
ع
عوامل اقتصادی و فنی ۱۰
ف
فارس (استان) ۱۹
فردوس (شهرستان) ۳۹
ق
قزوین (استان) ۷
قیمت ۲۴، ۳۸
قیمت تضمینی ۶
ک
کارآیی ۲۵، ۳۵، ۳۶
کرمان (استان) ۳۲
کرمان (شهرستان) ۱۲
کشاورزان ۱۷، ۲۲
کشاورزی ۴، ۳۹
کشت ۵
کشورهای جهان ۳۱
گ
گرگان (شهرستان) ۲۰
گل محمدی ۲۱
گندم ۶
گندم آبی ۲، ۱۳
گندم دیم ۱۳
گوجه‌فرنگی ۳۸
گهرباران (ساری) ۳۵
ل
لبنیات ۱۲
م
ماتریس QSPM ۳۰
مازندران (استان) ۱
مجوزهای آبی ۱۷
محصولات ارگانیک ۲۸
محصولات زراعی ۲۷
محصولات کشاورزی ۳۸
محیط زیست ۱، ۴، ۲۶
مدل تحلیل تعادل عمومی ۸
مدل هکمن فضایی ۵
مدل‌سازی ۳۸

مدیریت ریسک ۳۹
مرغ ۱۱
مرغ گوشتی ۳۳
مشهد (شهرستان) ۲۸
مقایسهٔ رهیافت‌های نوین و مرسوم ۱۵
منابع آبی ۴۰
مناطق روستایی ۱۶

ن

نان ۲۴
نخود ۵
نظریه‌های لوکاس ۱۶

و

وقفه‌های گسترده پنلی (Panel ARDL) ۴

ه

همدان (استان) ۳۴
هواشناسی ۲۲

نمایهٔ پدیدآورندگان

الف

ابوالحسنی، لیلی ۲۴، ۴۰
احمدیان، مجید ۳۷
اسدی، هرمز ۲
اسعدی، محمدعلی ۳
اسفنجاری کناری، رضا ۱۱
اشراقی، فرشید ۲۷
اصغری‌زاده، عزت‌ا... ۳۳
اعظم رحمتی، الهه ۴۰
اکبرپور، حامد ۱۳
اکبری، احمد ۲۶
الفی، خدیجه ۵
امیدوار، زینب ۱۵
امیرزاده، سمیرا ۱۸
امیرنژاد، حمید ۱، ۲۲

ب

بهادری، محمد ۲۷
بهاری کاشانی، رضا ۱۰

پ

پورابراهیمی، محمدرضا ۳۲
پیش‌بهار، اسماعیل ۱۴، ۳۶

ت

تسلیمی، مهسا ۱
تهامی‌پور، مرتضی ۳۸
توحیدی، امیرحسین ۲۸

ج

جانسوز، پری‌ناز ۱۷
جعفری، مهدی ۲۶
جلال‌کمالی، محمدرضا ۲
جولایی، رامتین ۲۰، ۲۷

چ

چیذری، امیرحسین ۱۱

ح

حاجی‌رحیمی، محمود ۳
حامدی‌نسب، مریم ۳۸
حرثی، سمیرا ۳۹
حسینی یکانی، سیدعلی ۲۲، ۳۵
حسینی، میرعبداله ۳۱
حیاتی، باب‌اله ۱۴

حیران، فاطمه ۴۰

خ

خان‌زاده، مینو ۳۰
خلیلی، سیدمحمد ۳۹
خلیلیان، صادق ۶ ، ۲۹
خیز، زهره ۸

د

دشتی، قادر ۵، ۳۶
دوراندیش، آرش ۲۴

ر

رستمی مسکوپایی، فهیمه ۲۰
رشیدقلم ، معصومه ۳۶
رضایی، اعظم ۲۷
رضایی‌فر، محمدرضا ۱۶
رفعتی، محسن ۱۸
رفیعی، حامد ۱۳
رفیعی دارانی، هادی ۲۳
رنجبر ملکشاه، طاهره ۳۵
رهنما، علی ۴۰
ریاحی درچه، فرشید ۱۱
ریاضی، مریم ۹

ز

زارع مهرجردی، محمدرضا ۱۶
زارعی، مجید ۳۴
زمانیان، غلامرضا ۲
زنده‌بودی، یاسر ۲
زیبایی، منصور ۸

س

سردارشهرکی، علی ۱۸
سروری، علی‌اکبر ۱۰

ش

شاکری بستان‌آباد، رضا ۱۹
شاهنوشی، ناصر ۲۴، ۴۰
شمس‌الدینی، سکینه ۳۲
شهرکی، جواد ۱۷، ۲۶
شهیکی تاش، محمدنبی ۲
شوکت‌فدایی، محسن ۲۵، ۳۷

ص

صادقی، حسین ۳۰

ط

طاهرپور، حمید ۲۴
طرازکار، محمدحسن ۴

ع

عبدالحسینی، محمد ۱۷

عبدی رکنی، خدیجه ۳۵
عرب‌مازار، عباس ۳۸
علی‌آبادی، نجمه ۱۲
علیزاده، پریسا ۲۸

غ

غفاری ، عباس ۲۴

ف

فرج‌زاده، زکریا ۸
فردوسی، رؤیا ۱۴
فکوری، نازنین ۲۲
فیضی، ایمان ۶

ق

قربانی، محمد ۲، ۲۸
قهرمان‌زاده، محمد ۵

ک

کارگر ده‌بیدی، نوید ۴
کاظم‌نژاد، مهدی ۹
کرامت‌زاده، علی ۲۰، ۳۷
کشمیری کلائی، فاطمه ۳۵
کشیری، حبیب‌الله ۲۰
کلانتری، خلیل ۳۴
کهنسال، محمدرضا ۲۳
کورکی‌نژاد، ژاله ۲۵
کیانی ده‌کیانی، محمد ۲۹

م

محمدی سلیمانی، ابراهیم ۳۷
محمودی، ابوالفضل ۲۵، ۳۷
مرتضوی، سیدابوالقاسم ۳
مزرعه، فاطمه ۱
مطیعی، ناصر ۳۴
مقدسی، رضا ۷، ۱۵
مهرابی بشرآبادی، حسین ۱۲، ۱۶، ۲۵، ۳۲
مهرجو، سعید ۱۹
موسوی، سیدحبیب‌الله ۶، ۲۹
میر، سیدجواد ۲۱
میرباقری، سیدشهاب ۱۳

ن

ناجی عظیمی، زهرا ۳۹
نبی‌ئیان، صدیقه ۱۲، ۳۲
نصراللهی، مهدی ۳۳
نصیری، پروانه ۷
نعمت‌الهی، زهرا ۲۲

ه

هاتف، حکیمه ۱۰

ی

یزدانی، سعید ۷
یعقوبی، محمدعلی ۳۲

Prioritizing the Investments in Agriculture Sector of Fars Province in Iran Based on Capital Returns

Sh. Shajari [1], Z. Farajzadeh [2]

Received: 15 December, 2018 Accepted: 17 April, 2019

Abstract

Financial and credit institutions including agricultural banks encounter limited resources. So, to keep their financial ability to support agricultural production sustainably as well as to allocate the financial resources optimally, they should prioritize the activities based on their capital returns. In this regard, this study aimed at analyzing the capital returns of the selected agricultural products in Fars province of Iran. For this purpose, an individual production function comprising both physical and human capitals was estimated for all selected products including agronomical, horticultural and livestock products using panel data of 2005-2014. The findings showed that for all activities, the physical capital had the most contribution to production; however, this contribution varied among the products significantly. Comparatively, the capital returns for horticulture and livestock activities tended to be higher. The returns ranged from 0.45 to 0.8 for agronomical products while the corresponding ranges were 0.5-0.9 and higher than 0.7 for livestock and horticultural products, respectively. In addition to the physical and human capitals, as an innovative and control variable, De Martonne climatic index was used in estimated equations. This allowed an assessment of the geographical implications, indicating that regions with higher precipitation, possibly northern and western regions, had better condition to grow output, deserving to be taken into consideration in allocating the credit resources. Based on the capital returns, among the livestock products, red meat might be prioritized while among the horticultural products, citrus, walnuts, peach, apple, pistachios and apricot would be preferred over others. As for agronomical activities, investment priority belongs to machineries.

Keywords: *Capital Returns, Agricultural Sector, Prioritization, Fars (Province).*

JEL Classification: C01, Q10

---

1. Corresponding Author and Faculty Member of Economic Affairs Office, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Tehran, Iran (shajarish@gmail.com).

2. Assistant Professor of Agricultural Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.

A Sustainability Pattern of Land Use Optimization in Hablehroud Basin in Iran

A. Arjomandi [1], S.A. Mortazavi [2], S. Khalilian [3], A. Zare Garizi [4]

Received: 14 January, 2019 Accepted: 10 April, 2019

Abstract

The proper combination of different land use patterns is one of the important factors in maintaining and sustaining water and soil resources, especially in basin areas. Considering economic, social and environmental criteria, this study aimed at investigating the optimal and sustainable land uses in Hablehroud Basin in Tehran and Semnan provinces of Iran. Thus, the SWAT as a model and the PROMETHEE and ELECTRE models as two samples of the multi-attribute decision making method were employed. Data for calculating the environmental criteria such as temperature, rain, humidity and evaporation were collected during 26 years and those for the economic and social criteria such as production cost, gross income and employment were collected in 2017. The study results indicated that the horticulture use of land in the south areas of the basin had the first rank and the pasture use of land in the north had the last rank both in terms of socio-economic and environmental criteria. Also, comparing the socio-economic criteria with the environmental ones, opposite ranks were observed for horticulture land use in the north and pasture land use in the south areas. Therefore, based on the results, some recommendations were made to improve the current land use situations as well as to develop the land use patterns in the studied basin.

Keywords: *Land Use, Soil and Water Assessment Model, Multi Attributes Decision Making (MADM) Models, Hablehroud (Basin).*

JEL Classification: C61, Q24, Q15, R14

---

1. PhD Student in Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (amin.arjomandi@modares.ac.ir).
2. Corresponding Author and Assistant Professor of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (samortazavi@modares.ac.ir).
3. Associate Professor of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (khalil_s@modares.ac.ir).
4. Assistant Professor of Watershed Management, Department of Watershed and Arid Zone Management, Faculty of Range Land and Watershed Management, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Gorgan, Iran (arash.zare@gau.ac.ir).

Socioeconomic and Environmental Vulnerability of Farmers to Drought: Bakan Plain in Eghlid County of Iran

M. Ebrahimi [1]

Received: 3 November, 2018 Accepted: 29 February, 2019

Abstract

Fast droughts have an extreme effect on farmers. Useful adaptations make smaller negative impacts of the event and vulnerability evaluations of local socioeconomic ecosystems help to start off the process. This aimed at identifying and assessing the socioeconomic and environmental vulnerability of households in four village clusters of Bakan plain in Eghlid County of Iran. Data were collected on the principal components of exposure, sensitivity and adaptive capacity through face to face interviews with 122 farming households of the rural clusters in summer 2018. These principal components were calculated and integrated to create the vulnerability index. The results revealed significant levels of exposure to drought and sensitivity to this extreme event, but restricted capacities to adapt among spatial clusters, resulting in high socioeconomic and environmental vulnerability. Yet, there was found a variation in the vulnerability among the studied households because of different socioeconomic factors such as their livelihood assets; so, they had few adaptive capacities. Finally, it was recommended to take an adaptation policy to consider the needs of the most vulnerable households via a 'Poor People First' approach.

Keywords: *Exposure, Sensitivity, Adaptability Capacity, Rural Clusters.*

JEL Classification: D01, Q54, Q57.

1. Assistant Professor and Faculty Member, Department of Economics, Branch of Shiraz, Islamic Azad University, Shiraz, Iran (mhrzad@yahoo.com).

Valuing the Quality of Chicken Meat from Consumers' Viewpoint in Shiraz City of Iran

S. Erfanifar [1], M. Bakhshoodeh [2], M. Zibaei [3]

Received: 29 April, 2018 Accepted: 16 February, 2019

Abstract

This study aimed at estimating the consumers' willingness to pay (WTP) a premium price and examining the factors influencing them for health-oriented chicken meat in Shiraz city of Iran. For this purpose, the health-oriented chicken meat with three attributes (including antibiotics free production process, full emptying of chicken abdominal contents during slaughtering and average carcass weight, i.e. size chicken, at the place of supply) was primarily introduced to the consumers. Contingent valuation method with single and double bounded questionnaires was used to assess the consumers' willingness to pay (WTP) by completing 601 face to face questionnaires during autumn 2017. By performing a pretest, the parameters of the WTP distribution of target statistical population were determined and based on the methodology of Cooper (1993), the bid price vector was selected optimally. The results of the econometric models estimation showed an efficiency superiority of the double-bounded model over the single-bounded model. In addition, the household head's educational level and the household income indicated positive effects on WTP while age and household dimension represented significantly negative effects. The extra consumers' WTP for health-oriented chicken meat was estimated to be averagely 26420 and 24240 IR Rial/Kg for single and double bounded models, respectively, that is, 35 and 32 percent of the conventional chicken meat price. Willing to pay an extra price implicitly implies a potential demand, suggesting an opportunity for the producers to gain from the health-oriented chicken meat in the market.

Keywords: *Health-Oriented Chicken, Contingent Valuation, Vector of Bid Values, Willingness to Pay (WTP), Shiraz (City).*

JEL Classification: Q13, D04, D12

---

1. Corresponding Author and PhD Student in Agricultural Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran (erfanifar@shirazu.ac.ir).
2. Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran.
3. Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran.

The Effects of Agricultural Intra-Sectoral Trade Liberalization Indexes on Environmental Degradation in Iran

Z. Khavand [1], J. Khodaparast Shirazi [2]

Received: 26 May, 2018 Accepted: 29 December, 2018

Abstract

Impact of trade liberalization in different economic sectors on environmental pollution in Iran has become one of the challenges faced by policymakers. This study aimed at investigating the effects of agricultural intra-sectoral trade liberalization indexes on environmental degradation in Iran using the indexes of level of international trade (LIT), integration of international trade (IIT) and agriopenness in agriculture sector within Johansen-Juselius cointegration model (VECM) for the period of 1981-2015. The study results showed that all of these three indexes had significantly negative effects on the environmental degradation; also, intensity of energy consumption in agriculture sector and value added in this sector caused an increased environmental degradation. Finally, it was suggested that the government should pay more attention to transnational and extraterritorial cultivation while supporting the agricultural products with high relative advantages and less degradation impact on the environment of the country as well.

Keywords: *Level of International Trade Index, Integration of International Trade Index, Openness, VECM, Environment.*

JEL Classification: Q17, F15, D22

1. PhD Student of Natural Resources and Environmental Economics, Faculty of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran (Zahra.khavand@yahoo.com).
2. Corresponding Author, Assistant Professor and Faculty Member, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Islamic Azad University, Shiraz Branch, Shiraz, Iran (jkshirazi@iaushiraz.ac.ir).

Evaluating the Preferences of Organic Tea Consumers in Tehran Based on the Hypothetical Bias in the Choice Experiment

E. Pishbahar [1], H. Mahmoudi [2], B. Hayati [3]

Received: 12 November, 2017 Accepted: 10 June, 2018

Abstract

Considering the hypothetical bias in the choice experiment is known as a traditional hypothesis in literature of the subject. But how to apply the methods of reducing the hypothetical bias is still a controversial issue among researchers. Considering the hypothetical bias, this study suggested further evidence regarding the preferences of organic tea consumers in Tehran city of Iran. The data and information needed for this study were obtained through the questionnaires completed randomly by 405 individual consumers in 2016. The choice experiment method and the logit model were used to survey the preferences of organic tea consumers in three groups. The study results showed that for the three different groups of base (without considering the hypothetical bias), cheap talk, and honesty priming, the average amounts of willingness to pay for the attributes were estimated 116080, 274940, and 186410 IR Rials, respectively, indicating that the application of hypothetical bias mitigation techniques would cause a reduction in the bias and more realistic willingness to pay of the consumers. With respect to the consumers' high willingness to pay for the organic tea characteristics, it was recommended to raise the people's awareness about the benefits of organic tea, resulting in an increase in demand of the product and the health in community as well.

Keywords: *Kruskal-Wallis Test, Stated Preference, Cheap Talk, Conditional Logit, Honesty Priming, Tehran (City).*

JEL Classification: D01, D11, D12

---

1. Corresponding Author and Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran (pishbahar@yahoo.com).
2. PhD Student in Agricultural Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran.
3. Professor, Department of Agricultural Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

The Effect Patterns of Inputs on Production Risk of Irrigated and Rainfed Wheat in Eastern Region of Golestan Province in Iran

F. Habibi Nodeh [1], M. Ghorbani [2], M.R. Kohansal [3], N.M. Abyar [4]

Received: 27 February, 2017 Accepted: 26 February, 2018

Abstract

Production inputs are one of the most important factors affecting the risk of agricultural products. This study aimed at investigating the effects of inputs on the production risk of irrigated and rainfed wheat through the information collected from 221 producers of these products in eastern region of Golestan province of Iran in the 2015-2016 cropping year using the suggested model of Just and Pope (1979). The results showed that for both products, seed input had a significant positive impact on the average production; also, the inputs of fertilizer and consumed water had the production increasing impact on the average irrigated wheat production, while such an impact could be found by application of the inputs including fertilizer, pesticide, machinery and labor for the rainfed wheat. In addition, the study results indicated that the pesticide input used for both products had a risk increasing impact on the production; furthermore, the inputs of seed and labor for the rainfed wheat and the fertilizer and machinery inputs for the irrigated wheat reduced the production risk. Therefore, the study recommended using properly the risk reducing inputs at the right time to reduce the production risk of irrigated and rainfed wheat crops and as a result, to increase the average production of such a strategic product.

Keywords: *Risk, Production Function, Just and Pope Model, Wheat.*

JEL Classification: D21,D24,D81

---

1. PhD Student in Agricultural Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran (f.habibi24@gmail.com).
2. Corresponding Author and Professor, Deparment of Agricultural Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran (ghorbani@um.ac.ir).
3. Professor, Deparment of Agricultural Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran (kohansal@um.ac.ir).
4. Faculty Member of Golestan Agricultural and Natural Resources Research and Eduvation Center, Gorgan, Iran (n.abyar@areeo.ac.ir).

Determining the Degree of Risk Aversion Using Multi Criteria Decision Making Analysis: A Case Study of Farmers in Goharbaran Region of Sari County in Iran

T. Ranjbar Malekshah [1], S.A. Hosseini Yekani [2], S.M. Mojaverian [3]

Received: 27 February, 2017 Accepted: 14 January, 2018

Abstract

Given the importance of understanding the agricultural risk behavior for useful policy making in agriculture, this study aimed at determining the degree of absolute risk aversion of farmers in Goharbaran region of Sari County in Iran using multi criteria decision making (MCDM) analysis. Then, the relation between the degree of risk aversion of the farmers and their socio-economic characteristics were investigated. Required data were collected through questionnaires and interviews with 250 farmers in 2014. The study results showed that majority of the farmers belonged to the group with high level of risk averse; and among their effective socio-economic characteristics (including age, education, farm size, family size, agricultural income, percentage of income from farming, land ownership, farming experience and loan), the variables of agricultural income, percentage of income from farming and family size were positively and farm size and loan negatively correlated with the absolute degree of risk aversion of the farmers. Considering the high degree of risk aversion among majority of the studied farmers, the risk management would seem to be highly important. Therefore, a number of measures like common cultivation, product diversification and population control by the farmers themselves and strategies such as development of cooperatives, credit expansion, guaranteed prices, insurance and establishment and development of futures markets by policy makers were suggested.

Keywords: *Multi Criteria Decision Making (MCDM), Socio-Economic Characteristics, Absolute Risk Aversion, Farmers, Goharbaran Region of Sari.*

JEL Classification: C19, D81

---

1. PhD Student in Agricultural Economics, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University, Sari, Iran.
2. Corresponding Author and Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University, Sari, Iran (hosseiniyekani@gmail.com).
3. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University, Sari, Iran.

The Effects of Targeted Energy Subsidies on the Welfare of Rice Producers and Consumers in Iran: Application of Price Endogenous Mathematical Programming Model

M. Bagheri [1]*, S.H. Mousavi* [2]

Received: 25 February, 2017 Accepted: 23 December, 2017

Abstract

Energy subsidy reform effects on various social groups (producers and consumers) have always been a challenging dilemma for policymakers and researchers in agricultural economics. This study aimed at investigating and quantifying the impacts of targeted energy subsidies on the well-being of consumers and producers of rice in Iran using price endogenous mathematical programming model. The results showed that the targeted subsidies for fuel as a very influential factor in the production and marketing of rice could cause a slight decrease in production as well as increases in prices; then, a new equilibrium in the market would be created for this product, so that the social welfare might be reduced due to a reduced consumers' welfare while indicating a slight increase in the welfare of rice producers. Therefore, the implementation of this policy might create a recession in the rice market. Accordingly, the investment in production technology through the use of improved and high yield seeds and the increase in consumption efficiency by reducing the rice waste were recommended for increasing the production and supply of the products.

Keywords: *Targeted Energy Subsidies, Welfare of Producers and Consumers, Rice.*

JEL Classification: C02, C61, D18, D60, I31, I38, L11

---

1. Corresponding Author and Assistant Professor, Department of Agricultural Economics and Development, Payame Noor University, Tehran, Iran (mehrdad.bagheri3@gmail.com).
2. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (shamosavi@modares.ac.ir).

Factors Affecting the Export of Agricultural Products and Food Industry of Iran with Emphasis on Competitiveness Index of Integrated Real Exchange Rate

Sh. Abnar [1], S.S. Hosseini [2], R. Moghaddasi [3]

Received: 25 October, 2016 Accepted: 22 February, 2017

Abstract

Iran, as a country with considerable climatic variations, is one of the most diverse regions of the world in terms of vegetation. This makes it possible to produce many agricultural products in the country. Although the figures represent relative growth of agricultural exports over several years, the volatility of these facts and figures is great, and in most cases, export performances are annually lower than the year forecast. With this approach, this study aimed at examining and evaluating the factors affecting the Iran's exports of agricultural products and food industry during 1991-2014, with emphasis on competitiveness index of real exchange rate. For this purpose, the panel data approach was used to calculate the integrated bilateral real exchange rate. The study results showed a significantly positive effect of integrated real exchange rate on the Iranian export of agricultural and food industry products. The results also revealed that national income of importing countries had a significantly positive effect on export demand and its extent was greater than that of the integrated bilateral real exchange rate. Accordingly, with one percent increase in the competitiveness index of integrated bilateral real exchange rate and the national income, export demand increases by 0.19 and 1.41 percent, respectively. Finally, the results indicated that unlike the two aforementioned variables, the relative prices of exports had a significantly negative impact on export demand of Iran, so that during a long run, with one percent increase in the relative prices, export demand would reduce by 0.78 percent.

***Keywords**: Integrated Real Exchange Rate, Export Demand, Agricultural Products and Food Industry, Panel Data.*

***JEL Classification:** F1, C23, N5.*

---

1. Corresponding Author and PhD Student in Agricultural Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran (abnar_22091@yahoo.com).
2. Professor of Agricultural Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
3. Associate Professor of Agricultural Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran.

Agricultural Economics and Development

CONTENTS

Vol. 28, No. 1 (109), Spring 2020

- Factors Affecting the Export of Agricultural Products and Food Industry of Iran with Emphasis on Competitiveness Index of Integrated Real Exchange Rate

  Sh. Abnar, S.S. Hosseini, R. Moghaddasi 1
- The Effects of Targeted Energy Subsidies on the Welfare of Rice Producers and Consumers in Iran: Application of Price Endogenous Mathematical Programming Model

  M. Bagheri, S.H. Mousavi 2
- Determining the Degree of Risk Aversion Using Multi Criteria Decision Making Analysis: A Case Study of Farmers in Goharbaran Region of Sari County in Iran

  T. RanjbarMalekshah, S.A. HosseiniYekani, S.M. Mojaverian 3
- The Effect Patterns of Inputs on Production Risk of Irrigated and Rainfed Wheat in Eastern Region of Golestan Province in Iran

  F. HabibiNodeh, M. Ghorbani, M.R. Kohansal, N.M. Abyar 4
- Evaluating the Preferences of Organic Tea Consumers in Tehran Based on the Hypothetical Bias in the Choice Experiment

  E. Pishbahar, H. Mahmoudi, B. Hayati 5
- The Effects of Agricultural Intra-Sectoral Trade Liberalization Indexes on Environmental Degradation in Iran

  Z. Khavand, J. KhodaparastShirazi 6
- Valuing the Quality of Chicken Meat from Consumers' Viewpoint in Shiraz City of Iran

  S. Erfanifar, M. Bakhshoodeh, M. Zibaei 7
- Socioeconomic and Environmental Vulnerability of Farmers to Drought: Bakan Plain in Eghlid County of Iran

  M. Ebrahimi 8
- A Sustainability Pattern of Land Use Optimization in Hablehroud Basin in Iran

  A. Arjomandi, S.A. Mortazavi, S. Khalilian, A. ZareGarizi 9
- Prioritizing the Investments in Agriculture Sector of Fars Province in Iran Based on Capital Returns

  Sh. Shajari, Z. Farajzadeh 10

Agricultural Economics and Development

Scientific & Research Quarterly Journal of the
Agricultural Planning, Economic & Rural Development Research Institute
(APERDRI)
Vol. 28, No. 1(109), Spring 2020
P-ISSN: 1022-4211 **E-ISSN:** 2645-6443

Director in Charge: Ali KianiRad
Editor in Chief: Bahaeddin Najafi

Editorial Board (In Alphabetical Order):

Seyed Mohammad Aarabi	Professor of Trade Management, Allameh Tabataba'i University
Hamid Abrishami	Professor of Economics, University of Tehran
Majid Ahmadian	Professor of Economics, University of Tehran
Ahmad Akbari	Professor of Agricultural Economics, Shahid Bahonar University of Kerman
Mohammad Bakhshoodeh	Professor of Agricultural Economics, Shiraz University
Mahmoud Daneshvar Kakhki	Professor of Agricultural Economics and Development, Ferdowsi University of Mashhad
Mohammad Javad Iravani	Associate Professor of Trade Management, University of Tehran
Naser Shahnoushi Foroushani	Professor of Agricultural Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Rasoul Mohammad-Rezaei	Associate Professor of Agricultural Economics, University of Tabriz
Hossein Mehrabi Boshrabadi	Professor of Agricultural Economics, Shahid Bahonar University of Kerman
Bahaeddin Najafi	Professor of Agricultural Economics, Shiraz University
Seyed Mohammad Saeid Nouri Naeini	Professor of International Economics, Shahid Beheshti University

Executive Director: Yadollah Azarinfar **Editor**: Mohammad Esmaeil Noushmand
Page Layout: Ebrahim Habibi Siahpoush **Coordination**: Parvin Nikzad

Address: 5, Roodsar St., South Shahid Azodi (Aban) Ave., Karim Khan-e-Zand Blvd., Tehran, Iran
P.C.: 15986-37313 **Tel:** +98-21-42916344
P.O-Box: 15815-1515 **Fax: +**98-21-88896660
Website: http://aead.agri-peri.ac.ir