اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۲/شماره ۱/صفحه های ۳۷-۲۱

سنجش تأثیر اجرای سیاست قیمت تضمینی جو: به‌کارگیری رهیافت جورسازی بر پایه نمره تمایل (PSM)

اسماعیل پیش‌بهار، فاطمه ثانی و قادر دشتی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۰۳ تاریخ پذیرش:۱۳۹٦/۰٤/۲٤

چکیده

قانون خرید تضمینی محصولات اساسی کشاورزی به عنوان یک سیاست حمایتی با هدف ایجاد تعادل در نظام تولید، جلوگیری از ضایعات محصولات و زیان کشاورزان برای شماری از محصولات کشاورزی به اجرا در آمده است. با این حال که سیاستی پرهزینه بوده، اما هر سال دنبال می‌شود. از این رو در چارچوب ماده ۳۳ قانون افزایش بهره‌وری، برای جایگزینی سیاست خرید تضمینی، سیاست قیمت تضمینی پیشنهاد شد. این سیاست برای نخستین بار در سال ۱۳۹۴ برای محصول جو استان کرمانشاه به صورت آزمایشی اجرا شد. هدف این بررسی، مقایسه تغییر قیمت جو در نتیجه اجرای سیاست یادشده است. یکی از چالش‌های پراهمیت در ارزیابی سیاست، پاسخ به این پرسش است که اگر سیاست قیمت تضمینی اجرا نمی‌شد، قیمت جو در مناطق مجری به چه سطحی می‌رسید. برای بررسی این مسئله، از رهیافت جورسازی بر پایه نمره تمایل (PSM) استفاده شد. مشاهده‌های استان کرمانشاه (استان مجری) با شش استان عمده تولیدکننده جو کشور (خراسان رضوی، فارس، همدان، اصفهان، لرستان و مرکزی) با استفاده از داده‌های سال ۱۳۹۴ مقایسه شد. نتایج رهیافت PSM بیانگر آن است که اجرای سیاست یادشده باعث شده که تولیدکنندگان جو در استان کرمانشاه به طور میانگین جو را ۸۴۷ ریال بالاتر از پیش از اجرای سیاست قیمت تضمینی به فروش برسانند. با توجه به نتایج اجرا و همچنین پیگیری اجرای این سیاست برای دیگر محصولات کشاورزی پیشنهاد و تأکید می‌شود؛ چراکه اجرای چنین سیاستی یک عامل تشویقی برای افزایش بهره‌وری عامل‌های تولید بخش کشاورزی به شمار می‌آید.

طبقه‌بندی JEL: H40, E64, C21, E64

واژه‌گان کلیدی: جو، خرید تضمینی، رهیافت جورسازی بر پایه نمره تمایل، قیمت تضمینی.

[۱] به ترتیب: دانشیار (نویسنده مسئول)، دانشجوی دکتری و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز.
Email: pishbahar@yahoo.com

مقدمه

یکی از سیاست‌هایی که به منظور حمایت از تولید محصولات راهبردی در کشور اجرا می‌شود، سیاست خرید تضمینی می‌باشد که نقش مؤثری در جهت دادن به الگوی کشت و بهره‌برداری از اراضی کشاورزی داشته است. در این راستا، قانون خرید تضمینی مصوب سال ۱۳۶۸ مجلس شورای اسلامی، دولت را موظف کرده است به منظور حمایت از تولید محصولات اساسی کشاورزی و ایجاد تعادل در نظام تولید و جلوگیری از ضایعات محصولات کشاورزی و زیان کشاورزان، همه ساله خرید محصولات اساسی کشاورزان را تضمین کرده و کمترین قیمت تضمینی را اعلام و نسبت به خرید آن‌ها از طریق واحدهای ذیربط اقدام کند (احمدوند و نجف-پور، ۱۳۸۶). براین پایه، همه ساله دولت قیمت خرید تضمینی محصولات مورد حمایت مشمول این قانون را بر پایه هزینه تولید و نرخ تورم اعلام می‌کند و در صورت ضرورت، اقدام به خرید تضمینی آن‌ها می‌کند.

اگرچه سیاست خرید تضمینی به منظور حمایت از کشاورزان هر سال دنبال می‌شود، با این حال سیاستی پرهزینه بوده که با مشکلاتی چون ضرورت تأمین نقدینگی مورد نیاز برای خرید محصول، بالا بردن هزینه‌های تبعی خرید، ضرورت پرداخت زیان ناشی از فساد محصول در انبار تا زمان فروش محصول، تأخیر در پرداخت بهای محصول تحویلی کشاورزان به علت مشکلات تامین نقدینگی مورد نیاز و ایجاد نارضایتی و کاهش رغبت آنان به کشت گیاه زراعی و تولید محصول مورد نیاز در سال زراعی بعد روبرو است (نجف‌پور و اسکندری، ۱۳۹۳).

پس از بروز مشکلات در طرح خرید تضمینی محصولات کشاورزی و بررسی‌های فراوان به منظور رفع مشکلات این طرح، سرانجام در سال ۱۳۸۹ قانون افزایش بهره‌وری کشاورزی و منابع طبیعی در مجلس تصویب شد که ماده ۳۳ این قانون به جایگزینی سیاست قیمت تضمینی به جای خرید تضمینی محصولات کشاورزی با استفاده از ظرفیت‌های بورس کالا اشاره شده است.

در سیاست قیمت تضمینی، دولت قیمت تضمینی را اعلام می‌کند و کشاورزان محصولشان را در بورس کالا عرضه می‌کنند. اگر قیمت کشف شده محصول در بورس پایین‌تر از قیمت تضمینی اعلامی از سوی دولت بوده، ما به التفاوت قیمت از سوی دولت پرداخت می‌شود. این رخداد به افزایش انگیزه کشاورزان برای تولید بیشتر، رشد کیفیت محصولات به دلیل عرضه محصولات در بورس و همچنین استقرار نظام انبارداری منجر می‌شود. از این رو حمایت جدی

متولیان بخش کشاورزی از اجرای درست سیاست قیمت تضمینی می‌تواند تحولی بزرگ و جدی را در بخش کشاورزی کشور ایجاد کند. چراکه انتظار می‌رود از یک سو فرایند کشف قیمت، فروش محصول و دریافت درآمد برای کشاورز راحت‌تر و کاراتر شود و از سوی دیگر ضمن کاهش بار مالی دولت، استانداردهای کیفی محصولات کشاورزی ارتقا یابد (نجف‌پور و اسکندری، ۱۳۹۳). با وجود اینکه قانون افزایش بهره‌وری کشاورزی از سال ۱۳۸۹ به تصویب رسیده است، اما در چند سال اخیر به دلیل وجود برخی بازدارنده‌ها به مرحله اجرا در نیامد. با فراهم شدن مقدمات اجرای این قانون در سال ۱۳۹۴، سیاست قیمت تضمینی دو محصول جو کرمانشاه و ذرت خوزستان در بورس کالا به صورت آزمایشی جایگزین خرید تضمینی شد.

کرمانشاه از استان‌های برتر در تولید جو می‌باشد. یکی از دلایل انتخاب این استان را می‌توان رتبه برتر این استان در تولید محصول جو در کشور برشمرد. از لحاظ میزان تولید در کل کشور استان کرمانشاه با دارا بودن ۸/۹ درصد از کل تولید جو پس از استان خراسان رضوی (۹/۸ درصد) قرار گرفته و استان‌های فارس با ۸/۵، همدان با ۷، اصفهان ۶/۴، لرستان با ۵/۵ و مرکزی با ۵/۱ درصد از کل تولید جو در کشور، مقام‌های سوم تا هفتم را دارا هستند. هفت استان یادشده درجمع ۵۱/۲ درصد از جو کشور را تولید کرده و ۴۸/۸ درصد بقیه جو مربوط به دیگر استان‌های کشور است (آمارنامه کشاورزی، ۱۳۹۳).

از آنجایی که سیاست قیمت تضمینی تنها در استان کرمانشاه به صورت آزمایشی اجرا شده، یکی از روش‌های سنجش تأثیر سیاست یادشده بر قیمت جو، مقایسه استان کرمانشاه (استان مجری) با شش استان عمده تولیدکننده جو کشور (خراسان رضوی، فارس، همدان، اصفهان، لرستان و مرکزی) است. میانگین‌گیری از متغیر مورد نظر (قیمت جو) در استان مجری و سایر استان‌های عمده تولیدکننده جو یک تقریب موجه و پذیرفتنی از برنامه را در اختیار پژوهشگر قرار نمی‌دهد؛ زیرا که وضعیت استان کرمانشاه با وضعیت دیگر استان‌ها حتی در دوره پیش از اجرای سیاست به‌حتم یکسان نبوده است. متغیرهای بسیاری قیمت جو در این گروه از استان‌ها را تحت تاثیر خود قرار داده است و بدون درنظر گرفتن این متغیرها نمی‌توان از مقایسه بین دو گروه به سنجش تأثیر سیاست قیمت تضمینی پرداخت.

در ارزیابی تأثیر سیاست بر رفتار یا عملکرد یک واحد اقتصادی، به طور آشکار امکان مشاهده و ارزیابی متغیر مورد نظر برای یک فرد خاص در دو حالت شرکت در برنامه و شرکت نکردن در برنامه وجود ندارد؛ زیرا که یا فرد در برنامه مشارکت داشته است (گروه تیمار) یا در گروه

کنترل قرار دارد. با مقایسه میزان متغیر مورد نظر در دوره پس از اجرای برنامه با دوره پیش از اجرای برنامه نیز نمی‌توان داوری کرد که صرف اجرای برنامه این نتیجه را به دنبال داشته است. در بهترین شرایط می‌توان ادعا کرد که برنامه تا حدودی به هدف‌های خود دست یافته است. از این رو یکی از بزرگترین چالش‌هایی که در ارزیابی یک سیاست اعم از دخالت و یا پیاده‌سازی یک برنامه وجود دارد، ارائه تخمینی مناسب از میزان تصوری از متغیر نتیجه برای اجرای سیاست اجرا شده است. لذا رهیافت جورسازی[1] (MM) در تحلیل اثرگذاری‌های یک سیاست، یکی از راه‌حل‌های موجود برای حل این مشکل است. به طور کلی این رهیافت برای ارزیابی اثرگذاری سیاست‌هایی می‌تواند به‌کار گرفته شود که در آن یک گروه تیمار وجود داشته باشد که تحت تاثیرسیاست مداخله‌جویانه یا هدایت‌گرانه دولت یا هر نهاد دیگر قرار گرفته باشند. در این سیاست‌ها باید دو دسته از افراد یا بنگاه‌ها وجود داشته باشند که یک دسته از افراد به صورت داوطلبانه یا حتی به صورت ناخواسته در معرض اجرای یک سیاست قرار گرفته و دسته-ای دیگر افراد هرگز در معرض اجرای این سیاست قرار نگرفته باشند (کشاورز حداد، ۱۳۹۵).

برای عمل جورسازی روش‌های متفاوتی وجود دارد که این بررسی از رهیافت جورسازی بر پایه نمره تمایل (PSM[2]) استفاده شده است. از جمله برتری‌های استفاده از رهیافت جورسازی بر پایه نمره تمایل این است که با استفاده از مقادیر کمی به‌دست آمده برای نمره تمایل، می‌توان به جورسازی نمره هر کدام از مشاهده‌های موجود در گروه کنترل و برنامه پرداخت. نمره به-دست آمده احتمال شرطی اینکه هر بنگاه با توجه به مشخصات آن (میزان متغیرهای مستقل) جزو گروه برنامه باشد را نشان می‌دهد و برای هنگامی که ابعاد متغیرهای مستقل زیاد است، این روش به طرز بسیار چشم‌گیری حجم محاسبات را کاهش می‌دهد (کشاورز حداد و حیدری، ۱۳۹۴).

در زمینه سیاست‌های حمایتی و قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی بررسی‌های متعددی تاکنون انجام شده که از میان بررسی‌های داخلی می‌توان به بررسی‌های نجفی (۱۳۷۹) در زمینه بررسی سیاست‌های دولت در محصول برنج، بخشوده و شفیعی (۱۳۸۵) در زمینه بررسی اثراگذاری‌های حمایتی سیاست خرید تضمینی روی سطح زیرکشت و عملکرد پنبه، سیب-زمینی و پیاز در استان فارس، باریکانی و آذری (۱۳۹۱) در مورد تاثیرپذیری سیاست‌های حمایتی کشور بر تولید برنج در ایران و فریزنی و مقدسی (۱۳۹۱)، در زمینه تحلیل پویای

[1] Matching Method
[2] Propensity Score Matching

اثرگذاری‌های سیاست خرید تضمینی بر قیمت محصولات کشاورزی در محصولات سیب‌زمینی، پیاز، گندم و برنج اشاره کرد. از میان بررسی‌های خارجی نیز می‌توان به بررسی‌های گاناواردانا و اوچکاوسکی[۱] (۱۹۹۲)، یانگ و کو[۲] (۱۹۹۴) و تاکاهاشی و هونما[۳] (۲۰۰۹) اشاره کرد. بررسی-های انجام شده گویای افزایش تولید این محصول در نتیجه اجرای سیاست‌های حمایتی قیمتی برای محصولات و نهاده‌ها می‌باشد. همچنین شواهدی از تاثیر بالای سیاست‌های حمایتی بر سطح زیرکشت ذرت در ایالات متحده وجود دارد (هوک و رایان[۴]، ۱۹۷۴ و میلز و کارتر[۵]، ۲۰۱۱).

در رابطه با ارزیابی سیاست با استفاده از رهیافت جورسازی بررسی‌های زیادی در خارج از کشور صورت گرفته که می‌توان به بررسی‌های دهجیا و وهابا[۶] (۱۹۹۹)، لیست و همکاران[۷] (۲۰۰۳)، مندولا[۸] (۲۰۰۶)، پوفایل و ویس[۹] (۲۰۰۸)، چادگر و کوئین[۱۰] (۲۰۱۲) و پن[۱۱] (۲۰۱۴) اشاره کرد.

مرور بررسی‌ها و ارزیابی ادبیات موضوع نشان می‌دهد که بررسی‌های اندکی در داخل کشور به ارزیابی سیاست با استفاده از روش جورسازی پرداخته شده است. شاهنوشی و همکاران (۱۳۹۱) با به‌کارگیری رهیافت جورسازی به بررسی تاثیر اعزام دانش‌آموختگان علوم دامی در قالب طرح مدیران فنی بر بهره‌وری عامل‌های تولید در گاوداری‌های شیری استان خراسان رضوی طی دوره ۷۶-۱۳۷۴ پرداختند. نتایج بررسی آنان نشان داد، اجرای این طرح نقش مهمی در افزایش بهره‌وری داشته و توانسته تغییرهای فناوری را ۰/۰۹ درصد بهبود بخشد.

فریادرس و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تحلیل اقتصادی و اثربخشی سیاست خرید تضمینی شیر با استفاده از رهیافت جورسازی ژنتیک پرداختند. نتایج نشان داد، اجرای سیاست خرید تضمینی در استان‌های منتخب توانسته است حدود ۷۴۸ ریال به قیمت شیر در سال ۱۳۹۳ اضافه کرده ورفاه تولیدکنندگان را به میزان ۸۸۸ میلیارد ریال افزایش دهد. از جمله دیگر بررسی‌های داخل کشور با استفاده از رهیافت جورسازی می‌توان به بررسی‌های شعبان‌زاده و

[1] Ganawardana and Oczkowski
[2] Yang and Ku
[3] Takahashi and Honma
[4] Houck and Ryan
[5] Myles and Carter
[6] Dehejia and Wahba
[7] List et al
[8] Mendola
[9] Pufahl and Weiss
[10] Chudgar and Quin
[11] Pan

همکاران (۱۳۹۱) و کشاورز حداد و حیدری (۱۳۹۴) اشاره کرد. در ادبیات اقتصادی کشور تحقیقی در زمینه ارزیابی سیاست‌های حمایتی دولت در بخش کشاورزی با به‌کارگیری رهیافت PSM صورت نپذیرفته است. از این رو این بررسی سعی دارد که به صورت تخصصی به کاربرد این رهیافت (*PSM*) در تحلیل سیاست قیمت تضمینی بپردازد.

روش تحقیق

رهیافت *PSM* اجازه می‌دهد که اثرات تیمار (گروهی که سیاست در آنها اجرا شده است) با همانندسازی به یک آزمایش تصادفی به سبک ناپارامتریک برآورد شود. فرض بر این است که هر دو مشاهده با ارزش‌های یکسان، تفاوت شایان ملاحظه‌ای را در واکنش به درمان نشان نمی‌دهد. یعنی مشاهده‌ها در گروه تیمار (استان مجری) با مشاهده‌های گروه شاهد (استان‌های عمده تولیدکننده جو) همسان سازی می‌شوند. در نهایت هر مشاهده در گروه تیمار با یک مشاهده در گروه شاهد متناظر می‌شود. نتیجه پیش‌بینی این است که تفاوت‌های موجود در نتایج در میان هر جفت همسان‌سازی شده تنها به جهت اثر تیمار است و نه به جهت تفاوت-های قابل مشاهده بین جفت‌ها.

در این روش مشاهده‌ها به دو گروه تقسیم شده به طوری که اگر فرد iام اثر درمانی را دریافت کند D_i برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر فرض می‌شود. همچنین میزان متغیر مورد بررسی برای فرد iام به صورت $Y_i(D_i)$ تعریف می‌شود به طوری که $i=1,...,N$ و N شامل شمار کل مشاهده‌ها باشد. اثر درمانی برای فرد iام به صورت رابطه (۱) نشان داده می‌شود (کالیندو و کوپنیگ[1]، ۲۰۰۵):

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0) \qquad (۱)$$

مهم‌ترین بازدارنده‌ای که در محاسبه عبارت τ_i وجود دارد، این است که تنها یکی از مقادیر بالقوه از $Y_i(1)$ یا $Y_i(0)$ برای فرد iام قابل مشاهده است. اگر فرد iام در معرض اثر درمانی قرار گرفته باشد، $Y_i(0)$ مشاهده پذیر نیست و اگر فرد در معرض اثر درمانی قرار نگرفته باشد $Y_i(1)$ قابل مشاهده نمی‌باشد. از این رو برای برآورد اثر درمانی بر روی افرادی که درمان را دریافت کرده‌اند، از رابطه زیر استفاده می‌شود (کالیندو و کوپنیگ ، ۲۰۰۵):

$$\tau_{ATT} = E(\tau_i | D_i = 1) = E(Y_i(1) | D_i = 1) - E(Y_i(0) | D_i = 0) \qquad (۲)$$

[1] Caliendo and Kopeinig

از آنجایی که میزان میانگین فرضی بر آن‌هایی که در گروه تیمار قرار گرفته، ولی تحت تاثیر اثر درمانی قرار نگرفته‌اند- $E(Y_i(0)|D_i=1)$- قابل مشاهده نیست، از این رو به منظور برآورد میزان میانگین اثر برنامه روی گروه در معرض برنامه (ATT[1]) بایستی جایگزین مناسبی برای آن پیدا کرد؛ زیرا به احتمال زیادی این مؤلفه خودش تعیین کننده مشارکت یا نبود مشارکت در برنامه بوده، یعنی D_i درون‌زا بوده و مقدار Y_i به مقدار D_i بستگی پیدا می‌کند. بنابراین مقدار متغیر مورد نظر برای گروه تیمار و شاهد متفاوت بوده و حتی در صورت نبود اثرهای درمان منجر به تورش ناشی از انتخاب نمونه[2] به صورت رابطه (۳) مشاهده می‌شود (کشاورز حداد، ۱۳۹۵).

$$E(Y_i(1)|D_i=1)-E(Y_i(0)|D_i=0)=\tau_{ATT}+E(Y_i(0)|D_i=1)-E(Y_i(0)|D_i=0) \qquad (۳)$$

تفاضل بین سمت چپ رابطه (۳) و τ_{ATT}، تورش ناشی از انتخاب نمونه نامیده می‌شود. برای حل مشکل انتخاب نمونه، بایستی فروض‌هایی درنظر گرفته شود. از جمله این فرض‌ها می‌توان به نابستگی شرطی اشاره کرد. این فرض بیان می‌کند که برای مجموعه متغیرهای کمکی X که تحت تاثیر اثرهای درمانی قرار نمی‌گیرد، مقدار بالقوه متغیر مورد نظر مستقل از تخصیص بین گروه تیمار و شاهد است که این فرض به صورت رابطه (۴) نمایش داده می‌شود:

$$Y_i(0), Y_i(1) \perp D_i | X_i \qquad (۴)$$

فرض دیگری که در کنار فرض نابستگی بایستی در نظر گرفته شود، شرط تکیه‌گاه مشترک[3] است، $0<P(D_i=1|X_i)<1$. این فرض تضمین می‌کند که افراد با مقادیر X_i یکسان، دارای احتمال مثبت مشارکت و نبود مشارکت هستند (هکمن و همکاران[4]، ۱۹۹۹).

با فرض برقراری دو فرض گفته شده، برآوردگر PSM برای برآورد ATT به صورت رابطه زیر می‌تواند نوشته شود (کالیندو و کوپنیگ، ۲۰۰۵):

$$\tau_{ATT}^{PSM}=E_{P(X)|D_i=1}\{E[Y_i(1)|D_i=1,P(X_i)]-E[Y_i(0)|D_i=1,P(X_i)]\} \qquad (۵)$$

به بیان توصیفی، برآورد PSM، تنها یک تفاضل در میانگین افراد گروه تیمار و گروه شاهد است که از میانگین‌ها یک میانگین وزنی به وسیله وزن‌های توزیع نمره تمایل به مشارکت گرفته می‌شود (کشاورز حداد، ۱۳۹۵).

---

[1] Average Treatment Effects on the Treated
[2] Self- Selection Bias
[3] Common Support
[4] Heckman et al

برآوردگر PSM از نظر تعریف عضوهای همسایه هر یک از افراد در معرض و نیز از نظر وزن-هایی که برای هر یک از همسایه‌ها در نظر گرفته می‌شود با دیگر روش‌های جورسازی تفاوت دارد. انواع برآوردگرهای *PSM* عبارت‌اند از جورسازی بر پایه نزدیک‌ترین همسایه[۱]، جورسازی با استفاده از روش پرگار و شعاع[۲]، زیرطبقه سازی و جورسازی بازه‌ای[۳] و جور سازی با استفاده از روش نمونه‌گیری تکراری بازگردان و خط موضعی[۴].

انتخاب برآوردگر جور سازی به شدت وابسته به وضعیت در دست بررسی است. زیرا می‌توان اثبات کرد که همه‌ی برآوردگرهای *PSM*، به طور مجانبی به نتایج یکسانی منجر می‌شوند؛ زیرا با افزایش حجم نمونه، همه‌ی آن‌ها به جورسازی دقیق نزدیک‌تر می‌شود (اسمیت[۵]، ۲۰۰۰). از این رو در نمونه‌های کوچک انتخاب الگوریتم جورسازی مهم است (هکمن و همکاران، ۱۹۹۷). روشن است که عملکرد برآوردگرهای جورسازی مورد به مورد از هم متفاوت بوده و بستگی به ساختار داده‌های پژوهش دارد (ژائو[۶]، ۲۰۰۰). اگر شمار مشاهده‌های گروه شاهد کم باشد، جورسازی بدون جایگزینی نتایج درستی نخواهد داد. به عبارت دیگر چنانچه شمار گروه شاهد زیاد باشد، استفاده از برآوردگر نزدیک‌ترین همسایه برآورد دقیق‌تری را انجام خواهد داد. همچنین اگر جورسازی‌های مختلف نتایج نزدیکی بدهند، تفاوتی نمی‌کند که از کدام روش استفاده شود (برسیون و همکاران[۷]، ۲۰۰۲). در این بررسی به خاطر ویژگی‌ها و قابلیت‌های برآوردگر نزدیک‌ترین همسایه از این روش استفاده شده است.

ساده‌ترین برآوردگر جورسازی روش نزدیک‌ترین همسایه است. یک فرد از گروه شاهد به عنوان یک جفت با یک فرد از گروه برنامه انتخاب می‌شود که دارای نزدیک‌ترین نمره تمایل به شرکت در برنامه باشد. فرض کنید احتمال مشارکت فرد iام از گروه تیمار به وسیله P_i و احتمال مشارکت فرد jام عضو گروه شاهد در برنامه با P_j نشان داده شود. آنگاه تک عضو نزدیک‌ترین همسایه فرد iام به وسیله رابطه (۶) تعریف می‌شود (کالیندو و کوپنیگ، ۲۰۰۵):

$$C_i = \{P_j \left| \min_j \right| P_i - P_j |\} \qquad (۶)$$

[1] Nearest Neighbor
[2] Caliper And Radius
[3] Stratification And Interval
[4] Kernel And Local Linear
[5] Smith et al
[6] Zhao
[7] Bryson et al

آنگاه فردی از گروه شاهد که احتمال مشارکت P_j را دارد، جفت مناسب فرد iام (عضو گروه تیمار) دانسته می‌شود.

در ادبیات اقتصادسنجی انواع گوناگونی از جورسازی با نزدیک‌ترین همسایه پیشنهاد شده است. به عنوان مثال جور سازی با جایگزینی و بدون جایگزینی. در صورت جایگزینی یک فرد از گروه شاهد می‌تواند بیش از یک بار به عنوان جفت مشاهده‌ای از گروه آزمایش مورد استفاده قرار گیرد، در صورتی که در حالت بدون جایگزینی، هر مشاهده از گروه شاهد تنها یک بار با یک مشاهده از گروه تیمار مقایسه می‌شود. اگر جور سازی با جایگزینی انجام شود، کیفیت محاسبه اثر برنامه افزایش یافته و تورش ناشی از انتخاب نمونه کاهش پیدا می‌کند.

یکی از شرایط بسیار مهم بررسی عملکرد و یا معتبر بودن برآورد الگوی PSM تصدیق شرایط وجود تکیه‌گاه مشترک یا شرایط همپوشانی است. هدف این آزمون بررسی وجود همانندی کافی در ویژگی‌های مشترک افراد گروه تیمار و شاهد برای امکان انجام مقایسه منطقی است. روش‌های گوناگونی برای بررسی اشتراک تکیه‌گاه مشترک پیشنهاد شده است که ساده‌ترین آنها بررسی چشمی توابع چگالی توزیع امتیاز تمایل شرکت در برنامه برای هر دو گروه است. به عبارتی در این آزمون وجود تکیه‌گاه مشترک در دامنه توزیع تجربی مقادیر نمره تمایل محاسبه شده برای احتمال شرکت همه‌ی افراد نمونه، بررسی می‌شود.

در این بخش با توجه به مقدماتی که به آن‌ها اشاره شد، هدف ارزیابی تاثیر سیاست قیمت تضمینی بر قیمت جو است. متغیر نتیجه[1] این تحقیق قیمت بازاری جو است. برای برآورد معادله نمره تمایل باید دو انتخاب صورت گیرد. نخست انتخاب الگوی برآورد احتمال $P(D_i=1|X_i)$ و انتخاب دوم، متغیرهای کمکی این الگو است. به طور معمول الگوهای به کار بسته شده برای ارزیابی یک سیاست از الگوی پروبیت و یا لاجیت است.

در این تحقیق برای به‌دست آوردن احتمال اینکه سیاست قیمت تضمینی بر قیمت جو تاثیرگذار باشد، الگوی لاجیت برآورد می‌شود. با یک مقایسه ساده نمی‌توان تفاوت احتمالی قیمت جو در این دو گروه را به اجرای سیاست نسبت داد. متغیرهای بسیاری در این دو گروه از استان‌ها بر قیمت جو موثر بوده و تفاوت قیمتی بین استان‌ها ایجاد می‌کند. متغیرهای میزان تولید جو، قیمت گندم، قیمت بذر، قیمت کود، قیمت نیروی‌کار و قیمت جو وارداتی از جمله متغیرهای مهمی هستند که بین قیمت شیر در این دو گروه از استان‌ها بر قیمت جو موثر

[1] Outcome Variable

هستند و تفاوت قیمتی ایجاد می‌کنند. از این رو این متغیرها به عنوان متغیرهای کمکی یا همگن‌ساز وارد الگو می‌شوند. الگوی تجربی این بررسی به صورت رابطه (۷) است:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 \qquad (۷)$$

که در آن X_1 میزان تولید جو، X_2 قیمت هر کیلو گندم، X_3 قیمت هر کیلو بذر، X_4 قیمت هر کیلو کود، X_5 قیمت هر نفر نیروی‌کار و X_6 قیمت هر کیلو جو وارداتی با احتساب هزینه حمل و نقل و Y متغیر نتیجه می‌باشد. برای متغیر نتیجه دو حالت قابل تصور است، که هنگام رخداد حالت اول (اجرای سیاست قیمت تضمینی) مقدار یک و در صورت اعمال نشدن سیاست مورد نظر مقدار صفر به خود می‌گیرد. داده‌های مورد نیاز در این بررسی از آمارنامه کشاورزی استان‌ها و شرکت پشتیبانی امور دام در سال ۱۳۹۴ برای ۱۲۸ شهرستان تهیه شد.

نتایج و بحث

همان‌طور که گفته شد سیاست قیمت تضمینی جو تنها در استان کرمانشاه اجرایی شده و در دیگر استان‌ها اجرا نشده است. به منظور بررسی اثرگذاری این سیاست بر قیمت جو با تعریف گروه شاهد و تیمار با استفاده از روش PSM سعی در بررسی آن شده است. شهرستان‌های استان کرمانشاه به عنوان گروه تیمار و شهرستان‌های استان خراسان رضوی، فارس، همدان، لرستان، اصفهان و مرکزی به عنوان گروه شاهد انتخاب و مبنای مقایسه کشف اثر سیاست قرار گرفته‌اند. به عبارتی از ۱۲۸ شهرستان مورد بررسی ۱۴ شهرستان استان کرمانشاه جزو گروه تیمار و ۱۱۴ شهرستان شش استان عمده تولیدکننده جو جزو گروه شاهد قرار گرفتند.

میزان تولید (تن)، قیمت گندم، قیمت بذر، قیمت کود، قیمت نیروی‌کار و همچنین قیمت جو وارداتی (ریال) از جمله متغیرهای مهمی هستند که در این دو گروه از شهرستان‌ها بر قیمت جو موثر هستند و به عنوان متغیرهای کنترلی در الگو وارد شده‌اند. از آنجایی که قیمت جو وارداتی ثابت بوده از این رو هزینه حمل و نقل هر کیلوگرم جو بر پایه مسافت شهرستان با بندر وارد کننده جو (بندر امام)، به قیمت جو وارداتی اضافه شد. به منظور بررسی تأثیر اجرای سیاست قیمت تضمینی بر قیمت جو، از رهیافت جورسازی بر پایه نمره تمایل با جایگزینی استفاده به دست آمده است. نتایج بدست آمده از برآورد الگوی PSM در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱) نتایج بدست آمده از برآورد الگوی PSM

	ضریب	انحراف معیار	آماره z	سطح معنی‌داری
عرض از مبدا	-۴/۹۶	۷/۷۹	-۰/۶۴	۰/۵۲۴
قیمت گندم	۰/۰۰۰۵۶**	۰/۰۰۰۲۹	۱/۹۰	۰/۰۵۷
مقدار تولید جو	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۱۵۴	۱/۳۱	۰/۱۹۱
قیمت بذر	۰/۰۰۰۳**	۰/۰۰۰۱۴	۲/۰۳	۰/۰۴۲
قیمت نیروی کار	۹/۵۴e-۶**	۴/۳e-۶	۲/۲۲	۰/۰۲۷
قیمت کود	-۰/۰۰۰۵۴	۰/۰۰۰۶۶	-۰/۸۲	۰/۴۱۴
قیمت جو وارداتی	-۰/۰۰۰۷*	۰/۰۰۰۴	-۱/۷۷	۰/۰۷۷
Prob= ۰/۰۰۶۸		LR chi2= ۱۷/۷۷		Pseudo R2= ۰/۲۰۱۱

منبع: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

در این جدول ضریب‌های متغیرهای قیمت گندم، قیمت بذر، قیمت نیروی‌کار و قیمت جو وارداتی بر قیمت جو معنی‌دار می‌باشند. ضریب‌های متغیرهای قیمت گندم، قیمت بذر و نیروی‌کار مثبت می‌باشد که به معنی تاثیر مثبت بر قیمت جو است. اما برای متغیر قیمت جو وارداتی منفی می‌باشد که نشان‌دهنده تاثیر منفی بر قیمت جو می‌باشد.

بعد از برآورد الگوی PSM بایستی آزمون توازن متغیرهای کمکی پیش از برآورد اثر درمانی بررسی شود. هدف از انجام این آزمون این است که به این پرسش پاسخ داده شود که آیا نمره دهی به مشخصه شهرستان‌هایی که در گروه تیمار و شاهد هستند، متوازن است یا خیر. به عبارت دیگر هدف از این آزمون تصدیق این فرض است که آیا اجرای سیاست قیمت تضمینی مستقل از مشخصه‌های شهرستان‌های مجری طرح است یا خیر یعنی $D \perp X \,|\, P(X)$. جدول (۲) نتایج بدست‌آمده از آزمون توازن الگوی PSM را نشان می‌دهد.

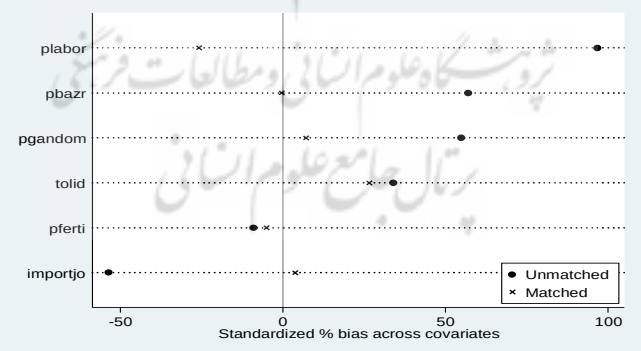
همان گونه که مشاهده می‌شود پیش از جورسازی بین میانگین متغیرهای کنترلی گروه تیمار و شاهد تفاوت معنی‌داری وجود داشته است، از این رو نمی‌توان به نتایج اثر سیاست قیمت تضمینی اعتماد کرد. در حالی که بعد از جورسازی، آماره *t-test* برای همه‌ی متغیرهای کمکی در هر دو گروه تیمار و گروه شاهد در سطح ۱۰ درصد فرضیه برابری میانگین پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر مقادیر میانگین متغیرهای کمکی الگوی *PSM* دارای میانگین‌های برابری هستند، به این ترتیب فرضیه توازن را نمی‌تواند رد کرد و بنابراین میانگین متغیرهای کمکی در هر دو گروه تفاوت معنی‌داری ندارند.

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، میانگین متغیرهای کمکی در هر دو گروه شاهد و گروه تیمار پس از جور سازی نسبت به پیش از جورسازی به میزان شایان توجهی کاهش یافته و الگو توانسته شرایط جورسازی در گروه شاهد برای مقایسه با گروه تیمار را جستجو و پیدا کند. درصد اریب متغیرهای کمکی پیش و پس از جور سازی در نمودار (۱) قابل مشاهده است.

جدول (۲) نتایج بدست‌آمده از آزمون توازن الگو PSM

		میانگین گروه تیمار	میانگین گروه کنترل	درصد اریب	قدرمطلق کاهش اریب (درصد)	آماره t	سطح معنی‌داری
قیمت گندم	U	۹۷۱۴/۳	۹۱۷۵/۷	۵۴/۸		۱/۷۲	۰/۰۷۸
	M	۹۷۱۴/۳	۹۶۴۴	۷/۲	۸۷	۰/۱۸	۰/۸۶۱
مقدار تولید جو	U	۲۰۹۴۷	۱۲۳۱۳	۳۴		۱/۹۷	۰/۰۵۱
	M	۲۰۹۴۷	۱۴۲۲۲	۲۶/۵	۲۲/۱	۰/۰۶۹	۰/۴۹۸
قیمت بذر	U	۱۰۰۱۱	۸۸۳۲/۱	۵۷/۱		۱/۸۸	۰/۰۶۳
	M	۱۰۰۱۱	۱۰۰۲۱	-۰/۵	۹۹/۲	-۰/۰۱	۰/۹۹۲
قیمت نیروی‌کار	U	۴/۷e+۵	۴/۳e+۵	۹۶/۸		۲/۵۵	۰/۰۱۲
	M	۴/۷e+۵	۴/۸e+۵	-۲۵/۸	۷۳/۴	-۰/۰۴۲	۰/۶۷۶
قیمت کود	U	۸۳۶۹/۱	۸۴۱۱/۳	-۹/۱		-۰/۲۹	۰/۷۶۹
	M	۸۳۶۹/۱	۸۳۹۲/۹	-۵/۱	۴۳/۶	-۰/۱۴	۰/۸۸۷
قیمت جو وارداتی	U	۷۲۳۳/۱	۷۷۲۲/۴	-۵۶/۶		-۱/۶۲	۰/۱۰۷
	M	۷۲۳۳/۱	۷۱۹۸/۲	۳/۸	۹۲/۹	۰/۱۳	۰/۹

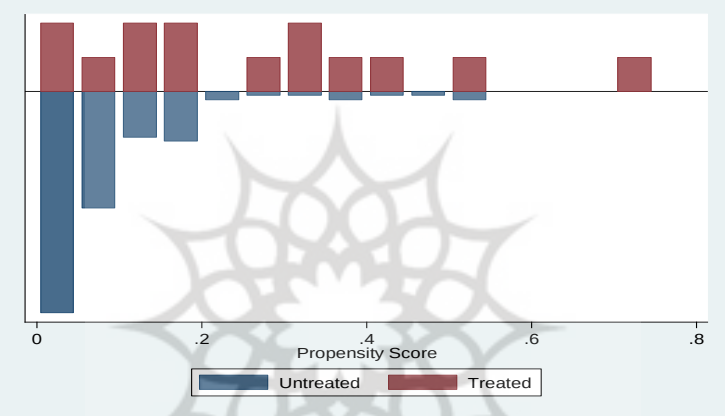
منبع: یافته‌های تحقیق (U پیش از جورسازی و M پس از جورسازی)



نمودار (۱) درصد اریب متغیرهای کمکی پیش و پس از جورسازی

همان‌طور که نمودار (۱) نشان می‌دهد، اختلاف بین متغیرهای کمکی در گروه تیمار و شاهد پس از جورسازی برای متغیر قیمت گندم حدود ۸۷ درصد، مقدار تولید جو ۲۲/۱ درصد، متغیر قیمت بذر ۹۹/۲ درصد، متغیر قیمت نیروی‌کار ۷۳/۴ درصد، متغیر قیمت کود ۴۶/۶ درصد و برای متغیر قیمت وارداتی جو حدود ۹۲/۹ درصد کاهش یافته است.

در نمودار (۲) مقادیر نمره تمایل توابع توزیع برای هر دو گروه تیمار و شاهد نشان داده شده است. این نمودار تایید می‌کند که تابع توزیع چگالی نمره تمایل هر دو گروه پس از برآورد الگو *PSM* دارای تکیه‌گاه مشترک هستند که به معنی معتبر بودن برآورد الگوی *PSM* می‌باشد.



نمودار (۲) ارزیابی تکیه گاه مشترک دو گروه تیمار و شاهد پس از جور سازی

پس از برررسی‌های لازم در نهایت اثرهای درمانی اجرای سیاست قیمت تضمینی بر قیمت جو در شهرستان‌های استان کرمانشاه (گروه تیمار)، در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳) تاثیر اجرای سیاست قیمت تضمینی بر قیمت جو (۱۳۹۴)

متغیر	ضریب	انحراف معیار A-I[1]	آماره t	سطح معنی‌داری
قیمت جو	۸۴۷/۰۵**	۳۷۱/۳۹	۲/۲۸	۰/۰۲۳

منبع: یافته‌های تحقیق (** معنی‌داری در سطح ۵ درصد)

یافته‌های جدول (۳) نشان می‌دهد اجرای سیاست قیمت تضمینی در استان کرمانشاه توانسته است حدود ۸۴۷ ریال به قیمت جو در این استان (گروه تیمار) اضافه کند. این یافته از نظر

[1] Abadie-Imbens

آماری کاملا معنی‌دار بوده و نشان‌می‌دهد، اجرای طرح در این استان توانسته بر قیمت جو تأثیر بگذارد. این مسئله بیانگر این واقعیت است که در صورت اجرا نشدن این سیاست در این استان انتظار می‌رفت قیمت جو ۸۴۷ ریال کمتر از شرایط اجرای این سیاست باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج به‌دست آمده از تحقیق بر پایه رهیافت جورسازی بر پایه نمره تمایل، جایگزینی سیاست قیمت تضمینی به جای خرید تضمینی باعث شد که ۸۴۷ ریال بر قیمت جو اضافه شود. به عبارتی سیاست قیمت تضمینی جو و عرضه محصول جو در بازار بورس تخصصی کالای کشاورزی، باعث شده که تولیدکنندگان جو در استان کرمانشاه به طور میانگین قیمت جو را دست‌کم حدود ۸۴۷ ریال بالاتر از پیش اجرای سیاست قیمت تضمینی به فروش برسانند.

از این رو قیمت تضمینی که یکی از عامل‌های اصلی حمایت از کشاورزان است، نه تنها در بخش کشاوزی و توسعه اقتصادی تاثیرگذار بوده، بلکه منجر به کوتاهی دست واسطه‌هایی می‌شود که پیش از به ثمر رسیدن محصول با پایین‌تر قیمت آن را از کشاورزان می‌خرند. عملیاتی شدن و فراگیر شدن سیاست قیمت تضمینی در بخش‌های مختلف کشاورزی، بدون شک باعث کاهش بار مالی دولت شده و در عین حال زمینه کم توجهی به مطالبات مالی کشاورزان و فساد محصولات کشاورزان را به کمترین میزان ممکن می‌رساند و با تسریع تامین مالی کشاورزان، عاملی تشویقی برای افزایش بهره‌وری عامل‌های تولید بخش کشاورزی به‌شمار می‌آید.

با توجه به نتایج، ادامه اجرا و همچنین پیگیری اجرای این سیاست برای دیگر محصولات کشاورزی پیشنهاد و تأکید می‌شود، چرا که اجرای چنین سیاستی یک عامل تشویقی برای افزایش بهره‌وری عامل‌های تولید بخش کشاورزی به‌شمار می‌آید. زیرا به دلیل شفافیت آماری که در بورس وجود دارد، مشکل قدیمی طرح خرید تضمینی یعنی نداشتن برآوردی از نیاز سالانه محصولات و برنامه‌ریزی برای تولید حل می‌شود و در طرف مقابل به دلیل امکان رصد معاملات، نوسان‌های قیمتی به صورت منطقی و با قابلیت پیش‌بینی رخ می‌دهد.

از سوی دیگر با این اقدام نه تنها بخش بورس کشاورزی روند مناسبی را تجربه خواهد کرد، بلکه حمایت‌های همه جانبه از کشاورز به عمل می‌آید. بنابراین بایستی فرهنگ جدیدی در صنعت کشاورزی و کشاورزان ایجاد شود تا همه در تولید و توسعه مشارکت کرده و محصولات

خود را از طریق بورس به فروش برسانند، زیرا بورس کالا محیطی است که قیمت، ورود و خروج مشتری و کالا را شفاف کرده و به کشف قیمت مناسب تولیدات کشاورزی کمک می‌کند.

منابع

احمدوند، م. ر. و نجف‌پور، ذ. ا. (۱۳۸۶) ارزیابی عملکرد سیاست خرید تضمینی محصولات کشاورزی با استفاده از رابطه مبادله. *مجله اقتصادی‌ها*، دوره ۷، (۶۶، ۶۵): ۱۴-۱.

آمارنامه کشاورزی. (۱۳۹۳) وزارت جهاد کشاورزی، *معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، مرکز فناوری اطلاعات و ارتباطات*. قابل دسترس در سایت www.maj.ir

باریکانی، ح. و آذری، آ. (۱۳۹۱) اثرپذیری سیاست‌های حمایتی کشور بر تولید برنج در ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۴ (۳): ۲۰۵-۱۸۵.

بخشوده، م. و شفیعی، ح. (۱۳۸۵) بررسی اثرات حمایتی سیاست خرید تضینی روی سطح زیر کشت و عملکرد پنبه، سیب‌زمینی و پیاز در استان فارس. *علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*. ۱۰ (۳): ۲۶۴-۲۵۷.

فریادرس، و. جیران، ع. و جهادگر، ر. (۱۳۹۴) تحلیل اقتصادی و اثر بخشی سیاست خرید تضمینی شیر. *وزارت جهادکشاورزی، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی*.

فریزنی، ز. و مقدسی، ر. (۱۳۹۲) تحلیل پویای اثرات سیاست خرید تضمینی بر قیمت محصولات کشاورزی مطالعه موردی (سیب زمینی، پیاز، گندم، برنج). *اولین همایش ملی الکترونیکی کشاورزی و منابع طبیعی پایدار*.

کشاورز حداد، غ. (۱۳۹۵) اقتصادسنجی داده‌های خرد و ارزیابی سیاست. *انتشارات نشر نی*، چاپ اول، تهران.

کشاورز حداد، غ. ر. و حیدری، ه. (۱۳۹۴) ارزیابی سیاست نوع وثیقه در ارزش اعتباری شرکت-ها و جیره‌بندی وام: رویکرد جفت و جور سازی امتیاز. *فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۱ (۲۵): ۳۵۴-۳۳۱.

نجف‌پور، ذ. ا. و اسکندری، م. (۱۳۹۳) نگاهی به مزایا و محدودیت‌های اجرای سیاست قیمت تضمینی (اجرای ماده ۳۳ قانون افزایش بهره‌وری بخش کشاورزی و منابع‌طبیعی). *معاونت اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی*.

نجفی، ب. (۱۳۷۹) بررسی سیاست های دولت در زمینه برنج: مسائل و رهیافت‌ها. *مجله اقتصادکشاورزی و توسعه*، ۸ (۳۱): ۲۹-۷.

Bryson, A. Dorsett, R. and Purdon, S. (2002) The use of propensity score matching in the evaluation of labor market policies. Working Paper No. 4, Department for Work and Pensions.

Caliendo, M. and Kopeinig, S. (2005) Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. IZA discussion paper No, 1588.

Chudgar, A. and Quin, E. (2012) Relationship between private schooling and achievement: Results from rural and urban India. *Economics of Education Review, 31: 376– 390.*

Dehejia, R.H. and Wahba, S. (1999) Casual effects in non-experimental studies: reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association, 94: 1053–1062.*

Dehejia, R.H. and Wahba, S. (2002) Propensity score matching for non-experimental causal studies. *Review of economics and statistics, 84: 151–161.*

Ganawardana, P.J. and Oczkowski, E.A. (1992) Government policies and agricultural supply response: paddy in Seri Lanka. *Journal of Agricultural Economics, 43(2): 231-242.*

Heckman, J.J. and Vytlacil, E.J. (1999) Local instrumental variables and latent variables models for identifying and bounding treatment effects. Proceedings of the National Academy of Sciences of USA, *96: 4730-4734.*

Heckman, J.J. Ichimura, H. and Todd, P.E. (1997) Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. *Review of Economic Studies, 64: 605-654.*

Houck, J.P. and Ryan, M.E. (1972) The impact of changing government program. *American Journal of Agricultural Economics, 54: 184-191.*

List, J. Daniel, L. Millimet, D. L. Fredriksson, P. and Warren McHone, W. (2003) Effects of environmental regulations on manufacturing plant births: evidence from a propensity score matching estimator. *The Review of Economics and Statistics, 85: 944–952.*

Mendola, M. (2006) Agricultural technology adoption and poverty reduction: A propensity-score matching analysis for rural Bangladesh. *Food policy, 32: 372-393.*

Myles, A.E. and Carter, R. (2011) Economic impact of the 32nd annual peter anderson arts and crafts festival. Ocean Springs, Mississippi. Southern

Agricultural Economics Association. 2012 Annual Meeting. February 4-7. Birmingham. Alabama.

Pan, D. (2014) the impact of agricultural extension on farmer nutrient management behavior in Chinese rice production: a household-level analysis. *Sustainability, 6: 6644-6665.*

Pufahl, A. and Weiss, C.R. (2008) Evaluating the effects of farm programs: Results from propensity score matching. 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists – EAAE 2008.

Rosenbaum, P.R. and Rubin, D.B. (1983) The central role of propensity score in observational studies for causal effects. Biometrica, 70: 41-55.

Smith, J.A. and Todd, P.E. (2005) Does matching overcome LaLonde's critique of non-experimental estimators? *Journal Econometrics, 125: 305-353.*

Takahashi, D. and Honma, M. (2009) Evaluation of the Japanese rice policy reforms under the WTO agreement on agriculture. International Association of Agricultural Economists. 2009 Conference. August 16-22. Beijing. China.

Yang, S. and Ku, W. (1994) Impact of removing fertilizer subsidy and procurement program on the Indonesian rice economy. *Agriculture Economics Report, 321: 1-18.*

Yoshihisa, G. (2012) Evaluation of Japanese agricultural policy reforms under the WTO agreement on agriculture. International Association of Agricultural Economists. 2012 Conference. August 18-24. Foz do Iguaçu. Brazil.

Zhao, Z. (2000) Data issues of using matching methods to estimate treatment effects: an illustration with new data set. Working Paper, China Centre for Economic Research.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی