

تحلیل منطقه گرایی^۱ ایران و اتحادیه اروپا^۲ در بخش کشاورزی

سید عبدالمجید جلالی و سمیه نقوی*

۸۶/۱۱/۱۶

تاریخ دریافت: ۸۶/۷/۲۳ تاریخ پذیرش:

چکیده

یکپارچگی اقتصادی کشورهایی که از منافع اقتصادی و پیوندهای سیاسی مشترک برخوردارند، می‌تواند به تخصیص دوباره‌ی منابع، افزایش تولید، تجارت و رفله آنها بینجامد. با توجه به این که روند تحولات تجارت، به سمت جهانی شدن و یکپارچگی اقتصادی است، کشورها می‌کوشند تا از راه شناخت جایگاه خود در اقتصاد جهانی، شرایط ادغام تجاری با شرکای بزرگ خود را فراهم نمایند. با توجه به اینکه یکی از اتحادیه‌های اقتصادی قدرتمند در دنیا، اتحادیه‌ی اروپا است و در همین حال یکی از بزرگ‌ترین شرکای تجاری ایران نیز می‌باشد، به گونه‌ای که کشور ایران برای پاسخگویی به تقاضای در حال رشد محصولات کشاورزی، اقدام به واردات از این اتحادیه می‌کند، و متقابلاً^۳ این اتحادیه نیز دست به واردات از ایران می‌زند، در این مقاله سعی شده است تا با استفاده از داده‌های ترکیبی، تابع تقاضای وارداتی برای کشور ایران برآورد شود و آثار منطقه گرایی این قطب تجارت و بازارگانی ایران بررسی گردد. نتایج برآورد حاکی از آن است که، ساختار اقتصادی برخی از کشورهای عضو اتحادیه (ایرلند، بلژیک، هلند) به ساختار اقتصادی ایران نزدیک است (هرچند از جنبه‌های سیاسی، اجتماعی، فرهنگی... با یکدیگر متفاوتند) لذا ایران با بالا بردن روابط خود می‌تواند حجم تجارت را افزایش داده و بهبود تراز بازارگانی و بالا بردن سطح رفاه خود کمک کند.

واژه‌های کلیدی : منطقه گرایی، واردات، ایران، اتحادیه اروپا، داده‌های ترکیبی.^۱

1 - Regionalism

2- European union

* به ترتیب استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهری
باهنر کرمان

e-mail: Jalaie@mail.uk.ac.ir

پیشگفتار

یکی از مهمترین بخش‌های اقتصادی کشور، بخش کشاورزی است. این بخش به ویژه در کشورهای در حال توسعه، از نظر تأمین مواد غذایی، مواد اولیه، اشتغال، سرمایه‌ی مورد نیاز توسعه اقتصادی و همچنین تأمین ارز خارجی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (ترکمانی، ۱۳۸۶). در واقع این بخش در کنار بخش صنعت، محور اصلی رشد و توسعه‌ی پایدار اقتصادی را تشکیل میدهد. از این رو رشد این بخش در اقتصاد ایران حیات بخش است. شرایط اقتصاد جهانی به گونه‌ایست که فضای رقابت برای کشورهای در حال توسعه سخت و دارای هزینه‌ی فرصت زیادی است بر این اساس منطقه‌ای شدن و همگرایی اقتصادی میتواند فضا را برای این کشورها متناسب و مطلوب نماید. از یک سو باید گفت، یکی از دغدغه‌های مهم و اساسی کشورهای در حال توسعه، آثار و پیامدهای جهانی شدن اقتصاد است. از جمله واکنشهای افعالی این کشورها برای رویارویی با پدیده‌ی جهانی شدن، ورود آنها به همگرایی‌های اقتصادی و منطقه‌ای است (فتحی، ۱۳۸۱). تئوری یکپارچگی اقتصادی به این اشاره میکند که کشورهای دارای منافع اقتصادی مشترک، و پیوندهای سیاسی از راه یکپارچگی اقتصاد، تجارت آزاد را با سیاستهای حمایتی ادغام کرده و افرون بر این که، محدودیتهای تجاری بین خود را به حداقل ممکن کاهش میدهند، کشورهای غیر عضو را با سیاستهای تبعیضی و حمایتی رو به رو میکنند. (اکبری، ۱۳۸۱). مفهوم منطقه گرایی در واژه‌نامه اصطلاحات سیاست تجاری به معنی مجموعه اقداماتی است که با کاهش یا حذف موانع تجاری (موانع تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای) بین کشورهای یک منطقه، سبب آزاد سازی یا تسهیل تجارت در سطح منطقه میشود، اما این مفهوم از دید سازمان تجارت جهانی، مفهومی عامتر دارد. به این معنا که چنین موافقنامه‌هایی ممکن است بین دو با چن دکشور که لزوماً در یک منطقه‌ی جغرافیایی نباشند، نیز منعقد میگردد. در این مطالعه، تمرکز روی همگرایی ایران با اتحادیه اروپاست. بر این اساس تابع واردات برای ایران برآورد می‌شود تا روند صادرات این اتحادیه به ایران یا (واردات ایران از این اتحادیه) در طی سالهای گوناگون (۱۹۵۹-۲۰۰۴) را بررسی کرده و با استفاده از تغییر و تحولاتی که در طی این چند سال در تراز تجاری ایران، ایجاد شده، آثار منطقه گرایی قطب تجاری اروپا بررشد بخش کشاورزی

ایران از راه روند واردات بررسی شود. یکی از بزرگترین شرکای تجاری ایران، اتحادیه اروپاست، این اتحادیه که در اواسط دهه ۱۹۷۰ وارد کننده‌ی خالص سالانه ۲۱ میلیون تن غله بود، در سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۹ به صادرکننده‌ی خالص ۲۴ میلیون تن غله تبدیل شده است. بر این اساس هدف اصلی مقاله این است که چگونه میتوان تعامل بین ایران و اتحادیه اروپا را برای رسیدن به رشد بخش کشاورزی تعیین نمود تا به کمک آن مشخص شود که اگر ایران با اتحادیه اروپا تعامل داشته باشد، بیشتر به کدام یک از اقتصادهای اروپایی نزدیکتر می‌شود یا به بیان دیگر روند همگرایی ایران با اروپا با کدام یک از کشورهای اتحادیه اروپا انجام گیرد. اگرچه ادبیات منطقه گرایی به دو دهه قبل باز میگردد، اما به دلیل توجه ویژه‌ای که امروزه به پدیده‌ی جهانی شدن اقتصاد از مسیر منطقه گرایی شده است، باید اذعان کرد که از سال ۲۰۰۰ نگاهی جدید به موضوع منطقه گرایی شده است که در این مقاله به مهمترین آن‌ها پرداخته میشود.

ایسیدرو سولوگا وال الن ویترز (۱۹۹۹)، در مطالعه‌ای با عنوان منطقه گرایی در نودها و اثرات آن روی تجارت، از مدل جاذبه برای دوره‌ی زمانی ۱۹۹۶-۱۹۸۰ برای واردات غیر سوتی با داده‌های مربوط به ۵۸ کشور برای شناخت اثرهای جداگانه (موافقت نامه ترجیحی تجارت)^۱ روی تجارت درون بلوکی، کل واردات و صادرات اعضای بلوکهای تجاری استفاده نموده و به این نتیجه رسیدند که نه تنها منطقه گرایی جدید تجارت درون بلوکی بین اعضای اتحادیه را ترقی و رشد نداده بلکه انحراف تجاری فقط برای اعضای آن وجود داشته و آزادسازی تجارت در آمریکای لاتین در دهه‌ی ۱۹۹۰ اثری مثبت روی واردات و صادرات اعضای بلوک داشته است. همچنین کلین کر (۲۰۰۴) در مطالعه‌ی خود با عنوان بررسی اثرات توافقات تجاری-منطقه‌ای روی تجارت، از مدل جاذبه برای بوسیلثیرات منطقه گرایی استفاده نموده است. مدل وی شامل ۱۳۰ کشور و برآورد وی با استفاده از داده‌های ترکیبی برای دوره‌ی ۱۹۹۶-۱۹۹۶ صورت گرفت و در نهایت به این نتیجه رسید که توافقات منطقه‌ای باعث افزایش تجارت بین اعضای بلوک میشوند.

ریموند مکدیرموت (۲۰۰۶) در مقاله‌ی خود ارتباط بین توافق تجاری - منطقه‌ای (مثل نفتا) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بررسی و با استفاده از مدل جاذبه برای دوره‌ی

1- Preferential Trade Agreements (PTA)

زمانی ۱۹۸۲-۱۹۹۷ استفاده نمود. نتایج وی نشان داد که یکپارچگی تجاری باعث تشویق ورشد سرمایه گذاری مستقیم خارجی میشود و سرمایه گذاری مستقیم خارجی با تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو رابطه‌ی مستقیم وبا کشورهای غیر عضو رابطه‌ی معکوس دارد.

کبیر حسن (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای با عنوان آیا همکاری منطقه‌ای اتحادیه‌ی آسیای جنوبی^۱ یک بلوک اقتصادی است؟ نشان داد که این بلوک تجاری نسبت به سایر بلوک‌ها ی منطقه‌ای موجود، کمتر مورد توجه قرار گرفته است وبا استفاده از مدل جاذبه نشان داد که کشورهای عضو بلوک همکاری منطقه‌ای اتحادیه‌ی آسیای جنوبی هنوز برای اکتساب سود تجاری درون بلوک در تلاشند و خاطر نشان کرد که آزادسازی تجاری در این بلوک برای کشورهای عضو بلوک سود زیادی دارد و به این نتیجه رسیدند که باید تلاشهای زیادی برای از بین برداشتن موانع تعریفه ای و غیر تعریفه ای برای آزاد سازی تجاری انجام شود.

همچنین جسیکاوالاک، کریستوفر ادموند، رامن کلارت (۲۰۰۲) در مقاله‌ی خود اثر منطقه‌گرایی در آسیا و اثراتش روی تجارت از مدل جاذبه و همچنین از چند متغیر دائمی برای برآورد اثرهای گوناگون موافقت نامه‌ی ترجیحی تجارت روی تجارت استفاده نموده و نتایج آنها نشان داد که موافقت نامه ترجیحی تجارت به نسبت باعث ایجاد انحراف تجاری برای کشورهای عضو میشود.

ریچارد پومفرت (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای با عنوان سیاستهای تجاری د رأسیای مرکزی پس از توسعه و پیش از دسترسی به منطقه گرایی و یکپارچگی اقتصاد جهانی انتخاب بین منطقه گرایی و چند جانبی گرایی و اثر عضویت ۵ کشور آسیای مرکزی را در هر یک از این تشکلها آنالیز و واکاوی نمود. دو بخش اصلی مورد توجه در مطالعه‌ی ریچارد پومفرت عبارتند از :

۱- چرا شمار زیادی از توافق‌های تجاری - منطقه‌ای توسط کشورهای آسیای مرکزی امضا میشوند.

۲- اهمیت و نتیجه دسترسی این کشورها به سازمان تجارت جهانی چقدر است. اهمیت ارتباط کشورهای آسیای مرکزی پس از دسترسی چین در دسامبر (۲۰۰۰) و با عضویت قریب الوقوع روسیه تأکید شده است. نتیجه‌ای که از انجام این مطالعه گرفته شد این بود که منطقه -

۱ - Intra-South Asian Association Regional Cooperation (SAARC)

گرایی ممکن است در یک نگاه سطحی جذاب باشد، اما با تأملی دقیق دیده شده که ترتیبات تجاری- منطقه ای چندان جذاب نیستند و چند جانبه گرایی به وسیله‌ی عضویت در سازمان تجارت جهانی ممکن است در یک نگاه سطحی غیر جذاب باشد و در استقلال داخلی هر کشور محدودیت ایجاد کند، اما با تأملی دقیق دیده شده که بهترین چارچوبی است که کشورهای آسیای مرکزی می‌توانند ارتباطات اقتصادی جهانی شان را توسعه دهند، توروکانو، فکوشینگ (۲۰۰۲) در مقاله‌ی خود با عنوان آیا نفتا باعث تغییرات ساختاری در تابع واردات دو طرفه بین آمریکا، مکزیک می‌شود؟ در نهایت به این نتیجه رسیدند که نفتا اثرات چندانی در تابع واردات مکزیک نداشته است و سیاست گزاران اقتصادی روی توافقات تجاری آزاد زیادی برای کشور مکزیک بررسی انجام داده‌اند. جان مک کالوم (۱۹۹۵) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی همگرایی اقتصادی کانادا و ایالت متحده از الگوی جاذبه استفاده نموده، وی که ۱۰ ایالت کانادا و ۵۰ ایالت از ایالات متحده را مورد بررسی قرار داده به این نتیجه رسید که همگرایی موافقت نامه‌ی آزاد تجارت^۱ تأثیرات زیادی بر تجارت کانادا داشته و نه تنها تجارت میان ایالت‌های داخلی کانادا را کاهش نداده، بلکه این تجارت بیشتر از ۲۰ برابر شده است (آذری‌جانی، کریم‌طیبی و سید‌کمیل به نقل از جان کالوم). همچنین کجی فوکائو، توشیر و اکابو (۲۰۰۲) در مطالعه‌ی خود با عنوان یک آنالیز‌سنگی از انحراف تجاری کشورهای عضونفتا از چارچوب عمومی بر اساس مدل تعادل جزئی برای محصولات تحت بازار رقابت انحصاری برای کشورهای زیادی استفاده نمودند. در این مدل از آنالیز اثرات ثابت داده‌های ترکیبی برای واردات آمریکا در سیستم هماهنگ (HS) با کد دو رقمی در دوره‌ی ۱۹۹۲-۱۹۹۸ استفاده شده است.

کریم آذری‌جانی، سید‌کمیل طیبی، حسین کریمی (۱۳۸۱)، در مقاله‌ای با عنوان تعیین مناسبترین ترتیب تجارتی - منطقه‌ی ای برای اقتصاد ایران بر اساس شاخص - های همگرایی و جهانی شدن، افزون بر بررسی فرایند جهانی شدن و منطقه گرایی با بهره‌گیری از الگوی جاذ به وروش داده‌های گروهی تعمیم یافته، مناسبترین ترتیبات تجارتی - منطقه‌ی ای برای اقتصاد ایران بر اساس شاخصهای همگرایی و جهانی شدن را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که همگرایی اقتصادی اکو توانسته است حجم جریانهای تجاری دو جانبه‌ی

کشورهای عضو را افزایش داده، فرصتهای مناسبی برای افزایش واردات و صادرات ایجاد کند. افزون بر این، نتایج همگرایی D-8 با عضویت کشور ایران به عنوان وضعیت موجود نتوانسته حجم جریان تجاری دو جانبه را افزایش دهد. همچنین فتحی (۱۳۸۵) در مقاله‌ی خود سعی کرده امکان و اثربخشی ترتیبات تجاری بین کشورهای اسلامی را با استفاده از مطالعات مزیت نسبی بررسی کند. برای این منظور عوامل اثر بخشی ترتیبات تجاری - منطقه‌ی وبر اساس شاخص مزیت نسبی آشکار شده بین کشورهای اسلامی تجزیه و تحلیل شده است. نتایج این بررسی حاکی از آن است که بخش عمدۀ ای از تجارت درون گروه کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی بر پایه‌ی مزیتهای نسبی صادراتی بوده و صادرات کالاهای مزیت - دار سهم به نسبت بالایی از تجارت بین کشورهای اسلامی را به خود اختصاص داده است. اکبری و معلمی (۱۳۸۴) در مقاله‌ی سعی نموده اند تا تأثیر تشکیل یکپارچگی اقتصادی در کشورهای این حوزه را بر جریانهای تجاری بین المللی آنها بررسی کنند. برای این منظور با استفاده از مدل جاذبه به تعیین عامل‌های مؤثر بر پتانسیل تجاری پرداختقوبا استفاده از روش اقتصاد سنجی فضایی نشان دادند که حجم تجارت بین کشورهای حوزه‌ی خلیج فارس کمتر از آن است که متغیرهای جاذبه‌ی مدل پیش‌بینی میکنند و برای افزایش آن باید کشورهای مورد نظر در قالب قرار دادهای همکاری به حذف موانع تجاری بین خود اقدام نموده واز پتانسیلها و مزیتهای موجود یکدیگر استفاده کنند.

حسینی و زاهد طلبان (۱۳۸۵)، در مقاله‌ی میزان تأثیر کاهش نرخ تعرفه بر واردات ایران از کشورهای عضو اتحادیه وواردات اتحادیه از ایران را مورد بررسی قرار دادند. محاسبات آن‌ها نشان داد که برقراری موافقت نامه‌ی تجارت وهمکاری بین ایران و اتحادیه بر بازرگانی دو طرف اثر مثبت دارد.

محسن خان مدل تقاضای واردات را در دو حالت فرمول بندی نموده است: الف- مدل در حالت تعادل: که رابطه‌ی بین ارزش واردات ونسبة قیمت واردات به قیمت داخلی (با فرض جانشین بودن بین واردات و کالاهای داخلی) و درآمد واقعی را نشان میدهد. ب- مدل تقاضای واردات در حالت عدم تعادل را با استفاده از مفهوم تعدیلات جزئی تصحیح نموده است که این مدل نقش محدودیت‌های تجاری را بر واردات در نظر گرفته است، لذا اثر موجودی ارزی برای واردات مشخص نمی‌شود و ضرایب برآورده برای کشورهایی که دارای محدودیتهای مقداری و ارزی بر تجارت خارجی هستند، تورش دار و ناسازگار خواهد

شد.(جلائی، ۱۳۷۳). همچنین سرور اندرسون (۱۹۹۰) در مقاله‌ی خود تقاضای واردات محصول سویای آمریکا را تابعی از قیمت جهانی کالا، قیمت داخلی کالا، درآمد واقعی کشورهای واردکننده معرفی و ثابت نمودند که، نوسانات نرخ ارز میتواند اثرهای مهمی بر واردات تقاضای محصولات کشاورزی داشته باشد. لذا متغیر نرخ ارز را به عنوان متغیر برونازای ایران، بخش سوم برآورد مدل و در پایان نیز تجزیه و تحلیل ونتیجه گیری ارائه خواهد شد.

مواد و روشها

روی هم رفته در ادبیات اقتصادی توابع تقاضای واردات زیادی برای کشورهای گوناگون برآورده شده است. متوجه تو سوگو فوکوشینگ و تارا کونو (۲۰۰۲) تابع تقاضای وارداتی برای بررسی تأثیر منطقه گرایی نفتا روی واردات دو طرفه دو کشور عضو نفتا، مکزیک و آمریکا، پرآورده نمونه مدل برآورده آنها به شکل کلی زیر است:

$$\begin{aligned} M_t^A = & \alpha_1 + \alpha_2 \lambda_t + (\beta_1 + \theta_1 \lambda_t) \ln Y_t^A + (\beta_2 + \theta_2 \lambda_t) \ln PD_t^A + (\beta_3 + \theta_3 \lambda_t) \ln PX_t^B + \\ & (\beta_4 + \theta_4 \lambda_t) \ln EX_t^A + \\ & \sum_{j=-k^Y}^{k^Y} (\omega_j + \omega'_j \lambda_t) \Delta \ln Y_{(tk-j)a} + \sum_{j=-k^Y}^{k^Y} (\delta_j + \delta'_j \lambda_t) \Delta \ln PD + \sum_{j=-k^D}^{k^D} (Y_j + \mu_j \lambda_t) \Delta \ln PX_{(t-j)} + \\ & \sum_{j=-k^V}^{k^V} (\eta_j + \eta'_j \lambda_t) \Delta \ln EX_{(t-j)}^A + \varepsilon_t \end{aligned}$$

که در آن M_t^A مقدار واردات کشور A از کشور B در سال t ام، Y_t^A درآمد واقعی کشور A، PD_t^A قیمت داخلی (شاخص قیمت تولیدکننده)، PX_t^A قیمت صادرات کشور B، λ_t متغیر انتقال که از ضرایب مدل زیر به دست می‌آید. نقطه شروع شیفت متغیر i تمام مقدار شیفت در پایان، t جزء اخلاق، ε

$$\lambda_t = \begin{cases} 0 & fort = 1, 2, \dots, t_1 \\ \frac{t - t_1}{t_2 - t_1} & fort = t_1, \dots, t_2 \\ 1 & fort = t_{2+1}, \dots, T \end{cases}$$

در این مطالعه، از مدل مطرح شده متotsوگو با اعمال تغییراتی و با استفاده از داده‌های ترکیبی استفاده شده است، حال آنکه در مدل متotsوگو از روش حداقل مربعات پویا استفاده شده است و به این دلیل بسیاری از متغیرهای این مدل در مدل مورد استفاده مقابله حاضر حذف شده اندکه در آن از متغیر GDP برای نشان دادن اندازه‌ی اقتصادی کشورها کمک گرفته شده است. طبیعی است که با افزایش این متغیر حجم تجارت دو جانبه میان دو کشور زیاد می‌شود. این متغیر، یکی از متغیرهای اصلی منطقه‌گرایی است، انتظار هم بر این است که ضریب این متغیر مثبت شود. متغیر وابسته‌ی مدل ارزش واردات ایران در مورد کالاهای کشاورزی از ۱۵ کشور عضو اتحادیه اروپا می‌باشد.

سایر متغیرهای مدل نرخ ارزوشاخص قیمت صادراتی کشورهای مقابله ایران و خود ایران می‌باشد. به کمک مدل خان متغیرهای نرخ ارز وشاخص قیمت صادراتی کشورهای مقابله ایران نیز به مدل اضافه می‌شوند. لازم به توضیح است دلیل حذف شاخص قیمت داخلی یکی از متغیرهای مهم تابع تقاضای واردات در مدل این مقاله، گنجانده شدن اثرهای این شاخص در متغیر نرخ ارز کشورها می‌باشد. بنابراین مدلی که در این مقاله برآورده می‌گردد (بر اساس مدل داده‌های پانل) به صورت زیر است:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{xit} + \alpha_2 E_{xit} + \alpha_3 GDP_{it} + \varepsilon_{it}$$

بر اساس مدل رگرسیونی زیر:

$$(1) Y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it} \quad t=1, 2, \dots, T \quad i=1, 2, \dots, n$$

Y_{it} = بردار متغیرهای وابسته کشورها

M_{it} = ارزش واردات کشورها (بردار متغیرهای وابسته)

EX_{it} = بردار متغیرهای توضیحی X_{it}

GDP_{it} = بردار تولید ناخالص داخلی کشورها ε_{it} = بردا رجملات اخلاق

i = معرف تعداد کشورها یا تعداد مقاطع

PX_{it} = بردار شاخص‌های قیمت‌های صادراتی کالاهای کشاورزی کلیه کشورها

t = بیانگر تعداد مشاهدات سری زمانی

داده‌های مدل به صورت panel data (ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی) می‌باشند که

برای ۱۴ کشور عضو اتحادیه اروپا و ایران جمع آوری شده‌اند

أنواع دادههايى كه بيشتر برای تحليلهای تجربی به کار برده ميشوند، به سه صورت میباشند: دادههای سری زمانی، مقطعي و تابلویی(پانل). دادههايى كه مدنظر اين مقاله است، دادههای ترکيبي است در اين نوع داده ها، واحد مقطعي يكسان طی زمان بررسی وسنجش میشود. به طور خلاصه، دادههای تابلویی دارای ابعاد فضائي(مکاني) و زمانياند. با کمک اين روش تعداد مشاهدات تا حد مطلوب، افزایش ميابد که بدین ترتيب مشكل کمبود داده ها برطرف ميشود. در اين مقاله داده هاي مربوط به دوره زمانی ۴۶ ساله ۱۹۰۴-۲۰۰۴ در مقطع کشورهای عضو اتحادیه اروپا در اين سالها مورد استفاده قرار گرفته است که بدین ترتيب دادههای تلفيقی در مجموع ۷۳۶ مشاهد هاند. در مورد مشکلات مربوط به وجود خودهمبستگي و ناهمسانی واريائنس در مدلها باید گفت که خودهمبستگي بيشتر مربوط به دادههايى سری زمانی وناهمسانی واريائنس بيشتر مربوط به دادههای مقطعي است وain مشکلات در دادههای تلفيقی پيچيدهتر ميشوند. هنگامی که سری زمانی مورد مطالعه طولاني و واحدهای مقطعي محدود باشند، باید مشكل خود همبستگي بيشتر مورد بررسی قرار گيرد. عكس اين حالت زمانی که سری زمانی مورد مطالعه محدود و واحدهای مقطعي متعدد باشند، باید به ناهمسانی واريائنس توجه بيشتری داشت. در اين مقاله سری زمانی مورد مطالعه به نسبت طولاني است و واحدهای مقطعي نيز به تعداد ۱۶ کشور هستند پس بيشتر به مشكل خودهمبستگي توجه ميشود. همان گونه که ذکر شد، برای بررسی رابطه ي بين منطقه گرایي اروپا واردات ايران و لثثير اين منطقه گرایي برشد بخش کشاورزی ايران از آمار پانل در اين مقاله استفاده ميشود که اين امر تصوير کلي از روابط بين متغيرهای مورد نظر در اين کشورها را به صورت يك مجموعه نشان مي دهد. الگوي فوق به سه روش برآورد ميگردد:

۱- روش اثنهاي مشترك^۱

در اين روش فرض بر اين است که، عرض از مبدأ توابع(α) و همچنین ضرائب شيب برای تمامی کشورها ثابت و با هم برابرند. ساده ترين روش حذف ابعاد فضا (مکان) و زمان از دادههای ترکيبي و برآورد رگرسيون معمولی است، يعني تمام کشورها را از بالا به پاين مرتب

کرده و سپس مدل برآورد می شود. پس فرض های محدود کننده ای در این روش وجود دارد و در صورتی این روش مناسب است که ماهیت تمام مقاطع یکسان باشد.

۲- روش اثرات ثابت یا حداقل مربيعات با متغيرهای موهومی^۱(LSDV)

در این روش، فرض بر این است که عرض از مبدأ برای کشورهای گوناگون متفاوت است. این فرض می تواند به خاطر ماهیت و ویژگی های خاص مقاطع موجود باشد. اصطلاح اثرات ثابت به این دلیل است که با وجود عرض از مبدأ متفاوت میان مقاطع، عرض از مبدأ هر فرد طی زمان تغییر نمیکند.

۳- روش اثراهای تصادفی^۲

در این روش، فرض بر این است که تفاوت بین کشورها تصادفی است که در این صورت یک جزء اخلاق تصادفی (ui) به معادله (۱) اضافه می شود. در این روش u_i جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعي است و ϵ_{it} جزء خطای مقطعي می باشد. این روش در صورتی مناسب است که $i \in \mathbb{N}$ و X_t ها ناهمبسته باشند در غیر این صورت روش اثراهای ثابت پذيرفته می شود.
برای انتخاب دو روش اثراهای ثابت و اثراهای تصادفی از آزمون هاسمن^۳ استفاده میشود.
فرض صفراین آزمون براین اساس است که ارتباطی بین جزء اخلاق و متغيرهای توضیحی معادله وجود ندارد و فرضیه ϵ مقابل عکس فرض صفر می باشد. اگر فرض صفر رد شود، مدل اثر های ثابت و اگر پذيرفته شود، مدل اثر های تصادفی انتخاب می شود. چون به هنگام وجود همستانگی بین جزء اخلاق و متغير توضیحی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می شویم، بنابراین بهتر است در صورت رد فرض صفر از روش اثراهای ثابت استفاده شود.

$$w = \frac{(\beta_{ols} - \beta_{Gls})^2}{\text{var}(\beta_{ols})^2 - \text{var}(\beta_{Gls})^2} \quad (2)$$

1 - Fixed effects

2 - Random effects

3 - Huasman Test

که این آزمون دارای توزیع چی-دو است. برای انتخاب دو روش اثرباره‌ای مشترک و اثرباره‌ای ثابت از آزمون F استفاده می‌شود. اگر این فرضیه رد شود، مدل اثرباره‌ای ثابت و اگر پذیرفته شود، مدل اثرباره‌ای مشترک پذیرفته می‌شود.

فرض صفرآزمون F تمامی کشورها دارای عرض از مبدأ مشترک می‌باشند (روش اثرباره مشترک)

با توجه به آماره F این فرضیه مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{R_U^2 - R_P^2 / n-1}{1 - R_U^2 / nT-n-k} \quad (3)$$

n: شمار گروهها، K: شمار متغیرهای توضیحی، T: شمار مشاهدات سری زمانی .

ضریب تعیین در الگوی غیر مقید(روش اثرباره‌ای ثابت)= R^2_u

ضریب تعیین در الگوی مقید(روش اثرباره‌ای مشترک)= R^2_p

علامت نشان دهنده مدل نامقید و علامت p نشان دهنده مدل پولینگ می‌باشد.

با استفاده از روابط (۲) و (۳) از بین ۳ روش فوق یک روش انتخاب می‌گردد و سپس روابط بین متغیرهای مورد نظر مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد .

۳- برآورد الگو

مدل تصویری شده در بخش پیش برای دوره‌ی زمانی ۱۹۵۹-۲۰۰۴ و روش داده‌های پانل برآورد می‌گردد که برای تعیین نوع برآورد آزمون‌های ذکر شده انجام می‌گیرد که نتایج برآورد در جدول شماره‌ی (۱) آورده شده است (داده‌ها به شکل لگاریتمی وارد شده‌اند):

جدول شماره (۱) نتایج برآورد داده‌های پانل

متغیرها	اثرات مشترک	اثرات ثابت
LPX	.۱۸۶۵ (۶.۸۳)	.۱۵۱۱ (۵.۲۳)
LEX	.۱۵۰۲ (۸.۲۳)	.۰۷۰۳۱ (۲.۳۳)
LGDP	۱.۰۰۶۸ (۲۰.۹۲)	۱.۳۱۲۹ (۱۶.۸۵)
ضریب تعیین (R^2)	۰.۹۸۹۳۱۰ ۲.۲۶	.۹۸۹۸۲۶ ۲.۲۲
مأخذ: یافته‌های پژوهش		
اعداد داخل پرانتز مقدار آمی باشد.	متغیر وابسته (ارزش واردات)	

همان گونه که در قسمت تصریح مدل هم ذکر شد، باید طبق آزمونهای خاص داده‌های ترکیبی بهترین روش را از بین ۳ روش ذکر شده انتخاب کرده و تجزیه و تحلیل بر اساس مدل انتخاب شده صورت گیرد. برای انتخاب ۲ روش اثرهای ثابت و اثرهای مشترک از آزمون F استفاده شده است..

مقدار محاسبه شده‌ی این آماره برابر با $2.42 = 1.67$ و مقدار بحرانی آن $F(15,717) = 1.67$ می‌باشد. بنابراین چون مقدار محاسبه شده از مقدار بحرانی جدول بزرگتر است، فرض صفر(مبنی بر اینکه، تمامی کشورها دارای عرض از مبدأ مشترک می‌باشند) رد و مدل اثرهای ثابت پذیرفته می‌شود. سپس برای انتخاب دو روش اثرهای ثابت و اثرهای تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

از آنجا که شمار داده‌های مقطعی از سری زمانی مورد بررسی کمتر است، بر اساس آزمون هاسمن برای برآورد نمی‌توان از روش اثرهای تصادفی استفاده کرد و همچنین به دلیل وجود خود همبستگی نمی‌توان از این روش استفاده کرد. بنابراین، با استفاده از دو روش اثرهای ثابت و مشترک و انتخاب بهترین روش تجزیه و تحلیل انجام می‌شود. بهترین مدل برای برآورد، مدل اثرهای ثابت است (براساس آزمون F) که زیر مجموعه‌ای از مدل پانل می‌باشد. بنابراین مدل اصلی، مدل اثرهای ثابت است و تجزیه و تحلیل بر اساس این مدل انجام می‌شود. در مدل اثرهای ثابت فرض بر این است که عرض از مبدأ تمام کشورها با هم متفاوت است، اما ضرائب متغیرهای بروزرا برای تمام کشورها ثابت است.

کشورهای اتحادیه اروپا که مد نظر این مطالعه می‌باشند شامل: اتریش، بلژیک، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان، یونان، ایرلند، ایتالیا، هلند، پرتغال، اسپانیا، سوئد، انگلستان می‌باشد لازم به یاد آوری است که برای تمام کشورها تابع واردات (با استفاده از روش اثرهای ثابت) برآورد شده است، اما تمرکز اصلی روی تابع واردات ایران است.

$$\begin{aligned} \text{Std (.028)} & (5.23) \quad (.077) \quad (16.85) \quad (.030) \quad (2.33) \quad \text{DW} = 2.22 \\ \text{LNIM(AUS)} & = -1.7491 + ./151LNFX + 1.3129LNGDP + ./0703INEX + ./9647AR(1) \\ & R^2 = .989826 \end{aligned}$$

$$LNIM(BEL) = -./6137 + ./151LNPX + 1.3129LnGDP + ./0703LNEX + ./92001AR(1)$$

$$LNIM(DEN) = -1.1128 + ./151LNPX + 1.3129LnGDP + ./0703LNEX + ./7391AR(1)$$

$$LNIM(FIN) = -1.7159 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./8798AR(1)$$

$$LNIM(FRA) = -3.4241 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./8654AR(1)$$

$$LNIM(GER) = -8.8909 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./9834AR(1)$$

$$LNIM(GRE) = -1.7992 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./9964AR(1)$$

$$LNIM(IRE) = -./3937 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./8479AR(1)$$

$$LNIM(ITA) = -2.7404 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./9308AR(1)$$

$$LNIM(NET) = -./7253 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./9593AR(1)$$

$$LNIM(POR) = -1.4864 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./7616AR(1)$$

$$LNIM(SPA) = -2.6284 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./7395AR(1)$$

$$LNIM(SWE) = -1.8563 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./6573AR(1)$$

$$LNIM(UNI) = -2.4708 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./9429AR(1)$$

$$LNIM(IRA) = -./9751 + ./151LNPX + 1.3129LNGDP + ./0703LNEX + ./5204AR(1)$$

در این معادله ها کشورها با حروف زیر معرفی شده اند:

AUS: اتریش؛ BEL: بلژیک؛ FIN: فنلاند؛ FRA: فرانسه؛ GER: آلمان؛

GRE: اسپانیا؛ ITA: ایتالیا؛ IRE: ایرلند؛ NET: هلند؛ SPA: سوئد؛ SWE: انگلستان

UNI: ایران؛ IRA: ایران

شایان ذکر است به دلیل اینکه برخی از داده های مربوط به کشور لوکزامبورگ، در دسترس نبود و با توجه به ساختار داده های ترکیبی (در صورتی که داده های مربوط به یک مقطع موجود نباشد، آن مقطع موقتاً "حذف می شود و همچنین اگر داده ها برای یک مقطع در یک دوره ی زمانی در دسترس نباشد، آن مشاهده برای تمامی مقاطع حذف می شود)، لذا تمام معادلات و نتایج برآورد مربوط به ۱۴ کشور عضو این اتحادیه به جز کشور لوکزامبورگ است. همان گونه که مشاهده می شود، تمامی متغیرها معنیدار هستند.² R بالا نشان دهنده ی قدرت توضیح دهنده گی خوب متغیرهای مدل است و نشان میدهد که رگرسیون برازش شده ۹۸٪ از

ارزش واردات کلیه کشورهای عضو اتحادیه اروپا از ایران و بالعکس را نشان می دهد. آمارهای برای هر ۳ متغیر معنی دار است و نشان می دهد که هر ۳ متغیر دارای تاثیر معنی دار بر متغیر وابسته مدل می باشند. بر پایه ای روش اثرهای ثابت، هر سه متغیر توضیحی (تولی ناخالص داخلی، نرخ ارز، شاخص قیمت صادراتی محصولات کشاورزی) اثر مثبت و معنی داری بر رشد واردات در تمام کشورهای عضو اتحادیه و ایران دارند.

اگر یک درصد تولید ناخالص داخلی زیاد شود، واردات کالاهای کشاورزی کشورهای عضو اتحادیه از ایران وبالعکس واردات ایران از این اتحادیه به میزان ۱۰.۳۱ درصد افزایش می یابد. افزایش تولید ناخالص داخلی دو یا چند کشور باعث افزایش حجم تجارت (الصادرات و واردات) می شود. کشورهای بزرگ تر با ظرفیت های تولیدی بالا، توانایی بیشتری در دستیابی به مقیاس اقتصادی و افزایش صادراتشان بر حسب مزیتهای نسبی دارند.

همان گونه که ذکر شد، در روش اثرهای ثابت فرض بر این است که هر کشور دارای عرض از مبدأ ثابت است که در طول زمان برای خود آن کشور ثابت است همان گونه که مشاهده می شود، عرض از مبدأ تمام کشورها منفی و باهم متفاوت است، این تفاوت می تواند به خاطر ساختار و ماهیت خاص هر کشور از جنبه های گوناگون سیاسی، اجتماعی، اقتصادی و... باشد.

کشورهای عضو اتحادیه اروپا از نظر میزان تاثیر بر کسری تراز تجاری ایران، به دو دسته تقسیم می شوند (این تقسیم بنده بر اساس روابط تجاری و میزان تجارت کشورهای عضو اتحادیه اروپا با ایران در طی سال های گوناگون صورت گرفته است).:

دسته اول کشورهایی که برقراری موافقت نامه تجارت و همکاری موجب تغییر منفی چشمگیر در کسری تجاری فعلی ایران با آن کشورها می شود که این کشورها شامل شرکای تجاری اصلی ایران در اتحادیه اروپا می باشد که شامل: آلمان، انگلیس، فرانسه، سوئد، بلژیک، هلند، اتریش، اسپانیا، ایتالیا می باشند.

دسته دوم، کشورهایی که حجم تجارت موجود ایران با آن کشورها در حد نازلی بوده و تراز تجاری آنها با ایران ممکن است مثبت یا منفی باشد که این کشورها، کشورهای تازه ملحق شده به اتحادیه، نظیر لتونی، استونی، مالت، و یونان هستند.

بدون در نظر گرفتن قدر مطلق، بیشترین عرض از مبدأ متعلق به کشور ایرلند است. این کشور از جمله کشورهایی است که در دهه ۱۳۸۲-۱۳۷۲ صادراتش به ایران افزایش یافته است،

یکی از مهمترین و اصلی ترین شرکای تجاری ایران در این دوره به شمار می آید . عرض از مبدأ این کشور نشان می دهد، بدون توجه به تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و شاخص قیمت صادراتی، واردات این کشور از کشور ایران رشد زیادی داشته است و از لحاظ ساختار اقتصادی تقریباً به ساختار کشور ایران نزدیک است و بسته به این که، میزان صادرات ایران به این کشور بیشتر است یا بالعکس میزان تأثیر بر کسری تراز تجاری ایران مشخص میشود.

بدون توجه، به سه متغیر توضیحی، رشد واردات کشور اتریش به میزان ۱.۷۴- می باشد که نسبت به رشد واردات سایر کشورها از رشد متوسطی برخوردار است. این کشور ساختار اقتصادش بسیار شبیه به کشور فنلاند است. پس راحتتر با هم دست به تجارت میزنند. کشور بلژیک رشد وارداتش از ایران به میزان ۰.۶۱۳۷- می باشد که پس از کشور ایرلند بیشترین رشد را دارد. بلژیک جزو ۵ کشوری است که نزدیک به ۸۰٪ صادرات اتحادیه ای اروپا به ایران را تشکیل میهند.(بلژیک، فرانسه، ایتالیا، انگلیس، و آلمان نخستین واردکننده از ایران).

رشد واردات کشور دانمارک از ایران به میزان ۱.۱۱۲- می باشد. که پس از بلژیک از رشد تقریباً "مناسبی برخوردار است. این کشور از جمله کشورها یی است که در دهه ۱۳۸۲- ۱۳۷۲ پس از کاهش صادرات ۵ کشور ذکر شده، میزان صادراتش به ایران افزایش یافته است. کشور فنلاند، با رشد واردات ۱.۷۱- مواجه است. که تقریباً به رشد واردات کشور اتریش نزدیک است. این کشور نیز مانند دانمارک در دهه ۱۳۸۲- ۱۳۷۲ صادراتش به ایران افزایش یافته است. (حجم تجارت این کشور با ایران افزایش یافته است).

کشور فرانسه با رشد واردات ۳.۴۲- از جمله بزرگترین شرکای تجاری ایران است. که پس از آلمان کمترین میزان رشد را در این دهه به خود اختصاص داده است. پیشتر هم ذکر شد، حجم تجارت این کشور در دهه ۱۳۸۲- ۱۳۷۲ با ایران رو به کاهش گذاشته است. رشد واردات کشور آلمان، نخستین واردکننده از ایران ۸.۸۹- می باشد که در بین تمام کشورها کمترین میزان رشد در این دهه را داشته است، در این دهه سهم نسبی این کشور در تأمین واردات ایران رو به کاهش گذاشته است و این کشور می تواند تاثیر منفی زیادی بر تراز تجاری ایران بر جای گذارد. کشور ایتالیا، نیز رشد وارداتش به میزان ۲.۷۴- است. نسبت به سه ایران کشورها پس از آلمان و فرانسه، سومین کشوری است که سهم نسبی این کشور در تأمین واردات ایران رو به کاهش گذاشته است و باز هم میتواند یک تاثیر منفی بر تراز تجاری ایران بر جای گذارد.

پس از اینالیا کشور اسپانیا از رشد واردات کمی به میزان ۲.۶۲- بر خوردار است. این کشور در دهه‌ی ۱۳۷۲-۱۳۸۲ صادراتش به ایران روند افزایشی داشته است.

کشور ایران نیز از جمله کشورهایی است که از رشد واردات بالا هی نسبت به برخی از اعضای اتحادیه برخوردار است. (۹۷./-) واین رقم نشان می دهد که صادرات این اتحادیه به ایران بسیار افزایشی بوده است به گونه‌ای که واردات ایران رشد بالایی داشته است و این امر میتواند تراز تجارتی ایران را به گونه‌ی منفی تحت تاثیر قرار دهد. همان‌گونه که روشن است، تمام این تحلیل‌ها بر اساس عرض از مبدأ تمام کشورها صورت گرفته است که در تمام کشورها متفاوت میباشد، بنابراین برای اینکه مشخص شود روابط تجاری ایران با کدام یک از کشورهای اتحادیه اروپا بهتر و موفق‌تر صورت بگیرد، با توجه به عرض از مبدأ ایران نزدیک است، مبنای مقایسه قرار گرفته اند. پس بر اساس فرض روش اثرات ثابت (تفاوت در عرض از مبدأ کشورها به خاطر ساختار متفاوت و خاص کشورهاست)، کشورهایی که عرض از مبدأشان تفاوت زیادی دارد، مشخصاً از نظر ساختاری با هم تفاوت دارند و کشورهایی که عرض از مبدأشان به هم نزدیک است، از لحاظ ساختاری با هم تفاوت چندانی ندارند. بنابراین با مقایسه ای که بین عرض از مبدأ ایران و کشورهای عضو اتحادیه اروپا انجام شد، مشخص گردید که از بعد مسائل تجارتی و ساختار اقتصادی، کشور ایران نسبت به سایر اعضای اتحادیه، تقریباً "به کشورهای ایرلند، هلند، بلژیک نزدیک است و اگر ایران با این کشورهارابطه‌ی تجاری داشته باشد، موفق‌تر است.

نتیجه گیری

نظر به این که، جهانی شدن اقتصاد و آزاد سازی تجارتی، هزینه‌های انکارناپذیری را برای کشورهای در حال توسعه درپی دارد، این امر باعث شده که کشورهای در حال توسعه و اغلب کشورهای جهان برای حفظ روابط تجاری خارجی و همچنین، برای حفظ موقعیت خود در بلوک بندیهای موجود در اقتصاد و سیاست جهانی، به رویکرد منطقه‌گرانی که در واقع به منزله‌ی بندر گاهی امن برای رویارویی با جهانی شدن است، روی آورند، اما هدف عمده از انجام این مطالعه، تبیین شرایط همگرایی ایران با اتحادیه اروپا بود. در نهایت میتوان به این

نتیجه رسید همان گونه که ساختار مدل نشان میدهد، ایران از نظر ساختار اقتصادی به چند کشور اروپایی نزدیک است (بلژیک، هلند، ایرلند) و می‌تواند با این کشورها رابطه‌ی تجاری بهتری داشته باشد. اگر چه کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا با یکدیگر تفاوت‌های سیاسی، اجتماعی و فرهنگی دارند و این تفاوت‌ها با ایران نیز نسبتاً "بیشتر است، اما برقراری موافقت نامه‌ی تجاری در محصولات کشاورزی بین ایران و اتحادیه‌ی اروپا می‌تواند برتر از تجاری آثار مثبت داشته باشد و این گروه کشورها می‌توانند با ایران دارای همگرایی مثبت در محصولات کشاورزی داشته باشند. بنابراین در پاسخ سؤال اصلی مقاله مشخص گردید که ایران با وجود داشتن تفاوت‌های سیاسی، اجتماعی و فرهنگی با اتحادیه‌ی اروپا از نظر اقتصادی برای این همگرایی کشورهای بلژیک، هلند و ایرلند در اولویت اندو برقراری ارتباط با این کشورها در محصولات کشاورزی می‌تواند تعامل ایران و اتحادیه‌ی اروپا را بهتر تبیین نماید.

منابع

- آذربایجانی، ک. طبیی، ک. و کریمی، ح. ۱۳۸۱. تعیین مناسب ترین ترتیب تجاری-منطقه‌ی اسلامی اقتصاد ایران بر اساس شاخص‌های همگرایی و جهانی شدن. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱۳.
- اکبری، ن. و معلمی، م. ۱۳۸۴. یکپارچگی اقتصادی در کشورهای حوزه خلیج فارس.
- فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۵. صفحه ۱۲۶-۱۰۹.
- بی‌ریا، س. و جبل عاملی. ۱۳۸۵. برآورد تابع تقاضای کشورهای واردکننده زعفران ایران. *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۹. صفحه ۱۳۳-۱۰۹.
- پورمقیم، ج. ۱۳۸۴. *تجارت بین الملل*. تهران. ۱۳۸۴.
- سالواتوره، د. ۱۳۷۶. *تجارت بین الملل*. ترجمه حمیدرضا ارباب، نشرنی، تهران.
- شرزه‌ای، غ. و حیدری، م. ۱۳۷۹. بررسی ارتباط متقابل بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های پانل در کشورهای منتخب عضو اوپک. *مدیریت و توسعه*، شماره ۷.
- فتحی، ی. ۱۳۸۵. بررسی میزان اثر بخشی ترتیبات تجاری-منطقه‌ای در توسعه تجارت خارجی کشورهای اسلامی بر اساس مطالعات مزیت نسبی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۶. صفحه ۱۲۳-۱۰۱.

گجراتی، د. ۱۳۷۲. مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، جلد اول و دوم.

میرحسینی، ع. و زاهد طلبان، ع. ۱۳۸۵. برآورد آثار کمی موافقت نامه تجارت و همکاری ایران و اتحادیه اروپا بر توسعه تجارت خارجی ایران. پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۹.

Ali, Kutan, Tane (2006). European integration, productivity growth. European Economics Review.

Career, C., (2004). Revisiting the effects of regional trade agreements on trade, European Economics Review 50(2):223-247.

Cheng, I.H., H.j. wall, (2000). NAFTA the changing pattern of state export, Federal Reserve Bank of Stylus.

Green, W., (1993) .Econometric Analysis, Macmillan, p 649.

Kabir, H., (2001). Is SAARC a viable economic block? Journal of Asian Economics 12(2):263-290.

Miguel's R. (2003). Mexico under NAFTA: Critical assessment, The Quarterly Review of Economics and Finance 43(2):883-892.

Pomfret, R. (2005). Trade policies in central Asia after Euro enlargement and before Russian WTO accession, Journal of Economics System, 29(2):32-58.

Ramon, (2003). Asia regionalism and its effects on trade in the 1980 and 1990, Journal of Asian Economics 14(2):91-129.

Raymond, M. (2006). Regional trade agreement and foreign direct investment, North American Journal of Economics and Finance .

Sarwar, G., D.G., Anderson. (1990). Estimating U.S. soybean exports: A simultaneous supply/ demand approach, Journal of Economic Studies 17(1): 41- 56.

Sologa, I. L.A. winters, (1999). Regional in 1999: What effect on trade?, North American Journal of Economics and finance 12(2):1-29.

بررسی عوامل مؤثر بر توزیع اندازه مزرعه در ایران

علیرضا کرباسی و فاطمه رستگاری پور*

۸۶/۱۱/۱۹

تاریخ دریافت: ۸۶/۸/۶ تاریخ پذیرش:

چکیده

در این مطالعه اثر متغیرهای اقتصادی بر توزیع اندازه مزارع بررسی شده است. آمارهای این مطالعه ازنتایج تفصیلی آمارگیری کشاورزی سال های ۱۳۶۷ و ۱۳۸۲ برای ۱۶ استانی که از لحاظ مراتب جغرافیایی در این دوره ی زمانی تغییری نداشته اند، جمع آوری شده است. سپس متغیرهای مقاطعی و سری زمانی توسط مدل ترکیبی مورد ارزیابی قرار گرفته و FSI به عنوان شاخص اندازه ی مزرعه تعیین شده است. عامل هایی مانند سهم ارزش فروش مزارع غله، مزارع میوه و سبزی و مزارع دامی از کل ارزش فروش کشاورزی و سهم تولید کشاورزی از کل تولید ناخالص، از عامل های مؤثر بر نابرابری اندازه ی مزرعه می باشند. یافته های مطالعه نشان می دهد که هرچه سهم فروش این نوع مزارع افزایش یابد، نابرابری اندازه ی مزرعه کاهش می یابد. واحدهای تولیدی میوه و سبزی و دامی با وسعت کم نیز می توانند بقاء خود را در بازار حفظ کنند و فقط سهم فروش کمتری نسبت به مزارع بزرگتر، در بازار خواهند داشت که این موضوع سبب افزایش نابرابری اندازه ی مزرعه خواهد شد. افزون بر این مشاهده شد که رشد بخش کشاورزی در مقابل بخش های دیگر، به علت وجود نظام فعلی زمین های انفرادی، بر نابرابری اندازه ی مزرعه می افزاید. براساس نتایج، حمایت از فرآیند یکپارچه سازی اراضی زراعی یکی از راهکارهای مناسب توصیه شده است.

واژه های کلیدی: شاخص اندازه مزرعه، بخش کشاورزی ایران، اصلاحات ارضی، نابرابری

* به ترتیب استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل
e-mail: rastegar_777@yahoo.com

پیشگفتار

ترویج یکپارچه سازی زمین های زراعی، برای کشورهای در حال توسعه اهمیت زیادی دارد و سبب تولید بیشتر می شود، هر چه اندازه مزرعه بزرگتر باشد، مزایای اقتصادی بیشتری دارد و زمین های استفاده نشده بین قطعات کاهش می یابد. افزون بر این قطعات بزرگتر به مزرعه دار کمک می کند که از روش های زراعی با آلدگی کمتر زیست محیطی استفاده کند. از سوی دیگر این نوع مالکیت زمین، فرصت های اقتصادی عادلانه تری را برای افراد روستایی به وجود می آورد و سبب افزایش حس مسئولیت آن ها شده و مهاجرت روستاییان را کاهش می دهد. زیرا فرصت های شغلی تازه ای در اختیار روستاییان قرار می دهد (تجزیه و تحلیل قوانین زمین داری، جلد سوم، ۱۳۸۴)، اما نخستین برنامه ای اصلاحات اراضی در ایران سبب تقسیم اراضی و موجب ایجاد تغییرات عمده ای در مناطق روستایی شد که از دید اجتماعی اقتصادی از اهمیت زیادی برخوردار است. حذف مدیریت تولید از نظام کشاورزی، وابستگی به محصولات کشاورزی وارداتی و مهاجرت روستاییان از پیامدهای اصلاحات ارضی اول است (حجه، ۱۳۸۵). جدول ۱ روند تحول مساحت اراضی واحدهای بهره برداری در ایران را نشان می دهد. همان گونه که ملاحظه می شود، در سال ۱۳۳۹، ۱۵۷۳۰۰۰ واحد زراعی زیر ۱۰ هکتار بوده که این رقم در سال های بعد افزایش یافته است. جدول همچنین نشان می دهد که میانگین اراضی هر واحد برای زمین های زیر ۱۰ هکتار در سال ۱۳۳۹، ۲/۹ و در سال های بعد کاهش یافته است، اما همین متغیر برای زمین های بیش از ۱۰ هکتار در سال ۲۱/۷، ۱۳۳۹ و در سال های بعد افزایش یافته است.

جدول (۱) روند تحول مساحت اراضی واحدهای بهره برداری در ایران

۱۳۸۲		۱۳۶۷		۱۳۳۹		وسعت اراضی
میانگین اراضی (هکتار)	شمار واحدهای بهره برداری (هزار واحد)	میانگین اراضی (هکتار)	شمار واحدهای بهره برداری (هزار واحد)	میانگین اراضی (هکتار)	شمار واحدهای بهره برداری (هزار واحد)	
۲/۲	۳۰۱۶	۲/۶	۲۲۴۴	۲/۹	۱۵۷۳	زیر ۱۰ هکتار
۲۳/۹	۴۶۰/۵	۲۳/۲	۴۷۵	۲۱/۷	۳۰۴	۱۰ هکتار و بیشتر
۵/۱	۳۴۷۶/۵	۶/۰۸	۲۸۱۹	۶/۰۵	۱۸۷۷	کل

مأخذ: نظام های بهره برداری، ۱۳۷۷ و آمارگیری کشاورزی، ۱۳۸۲

از دیدگاه جامعه شناختی تولید ناکافی روی قطعه زمین های کوچک، یکی از علل بیکاری و کم کاری کشاورزان روستایی است که سبب انزواه اجتماعی این گروهها و سپس محرومیت اقتصادی آن ها می شود و بر اختلافات طبقاتی بین خانوارهای روستایی و شهری می افراشد (تجزیه و تحلیل قوانین زمین داری ، جلد سوم، ۱۳۸۴). سطح سواد، فراهم بودن فرصت های شغلی، علاقه به عضویت در گروه، میزان اطلاع رسانی، اعتماد مردم به یکدیگر و به دولت نیز از عامل های مؤثر بر تمایل مالکان به یکپارچه سازی اراضی مزروعی، می باشند (وثوقی و فرجی، ۱۳۸۵).

از آنجا که نتایج پژوهش ها نشان می دهد بین اندازه های مزرعه و عملکرد محصولات کشاورزی رابطه های مستقیم (امیر نژاد و چیذری، ۱۳۸۱ و دراگان میجکویک، ۲۰۰۵) و بین اندازه های مزرعه و هزینه های تولید رابطه های عکس وجود دارد (امیر نژاد و چیذری، ۱۳۸۱ و آلن و لوک، ۱۹۹۸)، باید در راستای یکپارچه سازی اراضی کشاورزی در روستاهای تلاش های جدی صورت گیرد.

بین نابرابری فروش مزارع با تولیدات گوناگون و نابرابری اندازه های مزارع نیز رابطه های معنی داری وجود دارد، به گونه ای که هر چه فروش مزارع میوه و سبزی و مزارع دائمی بیشتر باشد، نابرابری اندازه های مزارع افزایش و هر چه فروش مزارع غله بیشتر باشد، نابرابری اندازه های مزرعه کاهش می یابد. همچنین افزایش شمار مزارع مشاع نابرابری را کاهش و افزایش شمار مزارع انفرادی نابرابری را افزایش می دهد (دراگان میجکویک، ۲۰۰۵). البته، ذکر این نکته ضروری است که یک مزرعه برای حفظ موقعیت خود در بازار باید دارای کمترین اندازه های مورد نیاز باشد (دی سوزا و ایکرده، ۱۹۹۶)

در پی فرایند اصلاحات ارضی در ایران، مسئولان کشاورزی کشور در صدد تاسیس واحدهای جمیعی دولتی و نیمه دولتی از قبیل شرکت های سهامی زراعی، واحدهای تعاونی تولید و شرکت های کشت و صنعت برآمدند تا بتوانند مشکلاتی را که در ارتباط با کاهش محصولات و مهاجرت های شدید روستایی به وجود آمده بود را جبران نمایند (وثوقی، ۱۳۸۲). شرکت های سهامی زراعی توسط وزارت تعاون و امور روستاهای در مناطق گوناگون کشور تشکیل شد. شمار این شرکت ها تا سال ۱۳۵۷، ۵۳ واحد و سطح زیر کشت آن ها ۱۱ هزار هکتار بود ، اما هم اکنون تنها ۵ شرکت سهامی زراعی در کشور وجود دارد که ۴۰ هزار هکتار از کل اراضی را در بر می گیرد.

کشت و صنعت نوعی نظام بهره برداری است که در آن تمامی مراحل تولید ، انبار داری و گاهی توزیع در یک واحد انجام می شود. کشت وسیع، تلفیق کار کشاورزی با کار صنعت، انجام عملیات بازاریابی و حفظ بازار مصرف از ویژگی های واحد های کشت و صنعت است. هم اکنون ۸ واحد کشت و صنعت دولتی وابسته به وزارت جهاد کشاورزی وجود دارد و شمار دیگری از این واحدها وابسته به استان قدس رضوی، ارتش، سپاه پاسداران ، بانک ها و یا به صورت خصوصی می باشد(عبداللهی، ۱۳۷۷). دولت با تقویت شرکت های سهامی زراعی و کشت و صنعت ها سعی کرد با مشکلات اراضی پراکنده، مزارع کوچک، فقدان سرمایه گذاری و فراهم نبودن امکانات فنی برخورد نماید.

افزون بر اصلاحات اراضی، قانون ارث بری بدون قید و شرط و سنت اجاره دهی زمین نیز انگیزه تقسیم اراضی هستند. این قطعات کوچک مانعی برسر راه اجرای فناوری جدید، کاربرد ماشین آلات و الگوهای نوین تولید به شمار می آیند. قطعات پراکنده مدیریت و کاربری زمین را محدود می کند. البته، برخی بر این باورند که اگر ملک طبقه بنده شده باشد ، خطر از دست دادن بازده در نتیجه‌ی شرایط آب و هوایی نابهینه رفع می شود.

باتوجه به نقش مهم کشاورزی در اقتصاد ایران و سهم بالای ارزش افروده ی این بخش در اقتصاد، ارائه ی راهکارهایی در راستای بهبود سیستم کنونی کشاورزی بسیار حیاتی به نظر می رسد. دولتمردان در تصمیم گیری هایشان راجع به این بخش باید بین دو گزینه انتخاب کنند. یا مزارع انفرادی و کوچک را از بین ببرند و مزارع را یکپارچه کنند تا سودمندی بخش کشاورزی افزایش یابد و یا سیستم مزارع کوچک و خانوادگی را به عنوان یک شیوه روستایی کهن بپذیرند و در مقابل سودمندی بخش کشاورزی کاهش یابد (دراگان میجکویک، ۲۰۰۵).

مواد و روش‌ها

در این بخش ابتدا روش محاسبه ی شاخص نابرابری اندازه ی مزرعه ارائه و سپس مدل مورد استفاده ارائه شده است.

الف- شاخص نابرابری اندازه ی مزرعه

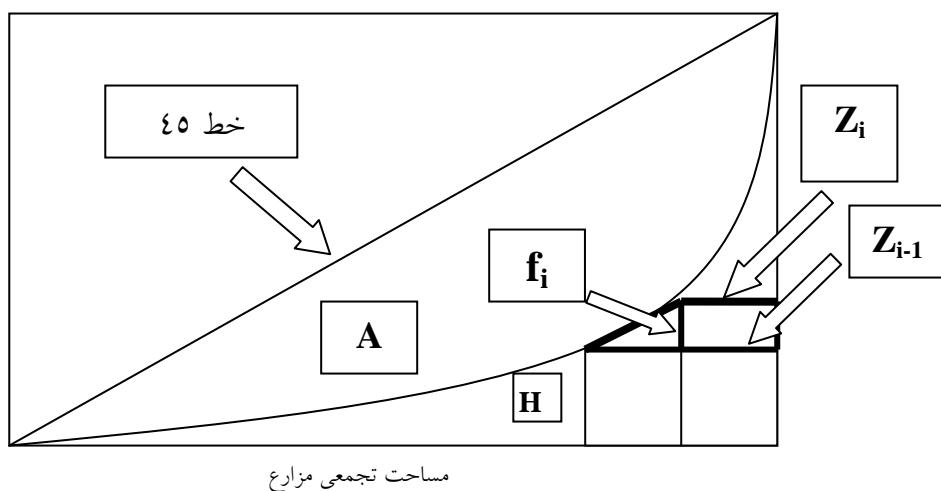
شاخص اندازه مزرعه (FSI)^۱، ناحیه‌ی بین خط ۴۵ درجه و منحنی نابرابری اندازه مزرعه ($FSIC$)^۲ در یک دستگاه مختصات است. این شاخص مشابه منحنی لورنز در بررسی توزیع درآمد می‌باشد و به بررسی توزیع اندازه مزرعه می‌پردازد. شاخص FSI از فرمول زیر به دست می‌آید (در آگان میجکویک، ۲۰۰۵).

$$A = 0.5 - H$$

که H سطح زیر منحنی نابرابری اندازه مزرعه است.

برای به دست آوردن مساحت H ، ناحیه مربوطه به ذوزنقه‌هایی تقسیم شده است. قاعده‌ی کوچک و بزرگ این ذوزنقه‌ها به ترتیب مساحت تجمعی مزارع در طبقه‌ی $i-1$ و (Z_i, Z_{i-1}) ، وارتفاع این ذوزنقه برابر تفاوت درصد تجمعی مزارع در طبقه i و $i-1$ است. (نمودار شماره ۱)

نمودار (۱) شاخص نابرابری اندازه مزرعه



1- Farm Size Index

2- Farm Size Inequality Curve

فرمول مساحت برای هر ذوزنقه

$$H_i = f_i(z_{i-1} + z_i)/2$$

مساحت H مجموعه‌ای از ذوزنقه‌های H_i است:

$$H = \sum_{i=1}^t H_i = \sum_{i=1}^t f_i(z_{i-1} + z_i)/2$$

FSI به صورت نسبت مساحت A به مساحت $A+H$ تعریف می‌شود:

$$A = \left[1 - \sum_{i=1}^t f_i(z_{i-1} + z_i) \right] / 2$$

$$FSI = \frac{A}{A+H} = \frac{0.5-H}{0.5} = 1 - \sum f_i(z_{i-1} + z_i)$$

به بیان دیگر محدوده A مساحت بین خط ۴۵ درجه و منحنی نابرابری اندازه و محدوده H مساحت زیر منحنی نابرابری است و FSI نسبت ناحیه $A+H$ به ناحیه A می‌باشد.

ب- مدل

داده‌های این مطالعه به صورت سری زمانی و مقطعي می‌باشد، بنابراین به روش ترکيبي مورد ارزیابی قرار می‌گيرد.تابع رگرسیون مربوطه به صورت زیر است که همراه با تعديلاتی از مدل مورد استفاده درآگان میجکویک (۲۰۰۵) برای مزارع آمریکا اخذ شده است. در این مدل به جای متغیرهای زمین انفرادی و مشاع در الگوی درآگان میجکویک ، با توجه به شرایط کشور ایران از متغیرهای شرکت‌های سهامی زراعی و کشت و صنعت استفاده شد.

$$\ln FSI = a_t + b_1 \ln LIV + b_2 \ln GRA + b_3 \ln FV + b_4 \ln AGSP + b_5 D_1 + b_6 D_2 + U_{it}$$

$\ln FSI$ = شاخص نابرابری اندازه مزرعه

$\ln LIV$ = سهم فروش مزارع دامی از کل ارزش فروش کشاورزی

$\ln GRA$ = سهم فروش مزارع غله از کل ارزش فروش کشاورزی

$\ln FV$ = سهم فروش مزارع میوه و سبزی از کل ارزش فروش کشاورزی

$D_1 = \ln AGSP$ سهم کشاورزی از تولید ناخالص ملی

D_1 = کشت و صنعت (۱ برای وجود کشت و صنعت در استان و ۰ برای غیر از آن)

$D_2 = \ln \text{سهامی زراعی} (1 \text{ برای وجود شرکت سهامی زراعی در استان و } 0 \text{ برای غیر از آن})$

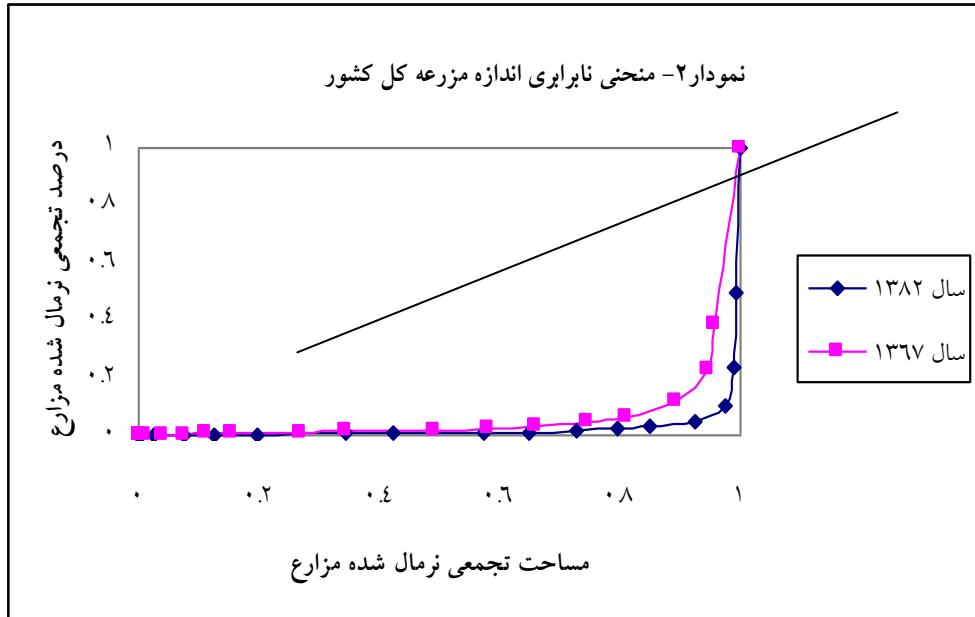
علت انتخاب متغیرهای یاد شده به این خاطر است که مزارع غله، مزارع دامی و مزارعه میوه و سبزی به علت نیاز به اندازه های ویژه برای باقی ماندن در ساختار بازار، بر نابرابری اندازه مزرعه اثر می گذارند. (مدل دراگان میجکویک، ۲۰۰۵). به عنوان نمونه مزارع غله برای بقای خود در بازار باید بزرگ مقیاس باشند، پس نابرابری را کاهش می دهند، اما مزارع میوه و سبزی و مزارع دامی با اندازه کوچک نیز می توانند وجود خود را در بازار حفظ نمایند و فقط سهم آن ها از بازار کاهش می یابد. از سوی دیگر هرچه سهم کشاورزی از تولید ناخالص کمتر شود، به این مفهوم است که کشاورزان خرده پا زمین های خود را به کشاورزان قوی تر واگذار نموده و به بخش های دیگر می روند. در نتیجه این مسئله نیز می تواند بر یکپارچه سازی زمین ها و در نتیجه کاهش نابرابری اثر بگذارد. افزون بر این ایجاد شرکت های سهامی زراعی و کشت و صنعت ها سبب یکپارچگی اراضی کشاورزی شده و اندازه مزارع را افزایش می دهند. از آن جا که افزایش اندازه مزرعه (مانند ایجاد واحدهای مشاع) نابرابری را کاهش می دهد (دراگان میجکویک، ۲۰۰۵) در نتیجه ایجاد شرکت های سهامی زراعی و کشت و صنعت ها نیز نابرابری اندازه مزرعه را کاهش می دهند.

داده های این مطالعه از آمار و نتایج بدست آمده از سرشماری کشاورزی در دو سال ۱۳۶۷ و ۱۳۸۲ برای ۱۶ استان کشور به دست آمده است. علت انتخاب این ۱۶ استان عدم تغییر مراتزهای جغرافیایی آن ها طی این دوره ۱۵ ساله و سهولت دسترسی به آمار و داده های آن می باشد.

نتایج و بحث

در این بخش ابتدا منحنی نابرابری اندازه مزرعه برای کشور مورد بررسی قرار گرفت، سپس شاخص نابرابری اندازه مزرعه برای استان های گوناگون و سپس مدل به روش اثرات ثابت برآورد شد.

برای بررسی میزان نا برابری اندازه‌ی مزرعه، منحنی لورنzkشور در دو سال ۱۳۶۷ و ۱۳۸۲ رسم شده است که بر روی محور عمودی درصد تجمعی مزارع و در روی محور افقی مساحت تجمعی مزارع آمده است.



نقطه (۰،۰) بر روی منحنی نا برابری اندازه مزرعه نشان می دهد که صفر درصد از مزارع، صفر درصد از سطح زیر کشت را دارند و نقطه (۱۰۰،۱۰۰) به این معناست که صد درصد از مزارع، صد درصد از سطح زیر کشت را دارند. خط ۴۵ درجه بیانگر برابری کامل در سطوح زیر کشت بین مزارع است و شاخص نابرابری اندازه‌ی مزرعه در روی این خط صفر می باشد. یعنی مزارع تقریباً اندازه‌های برابر دارند. هرچه شاخص نابرابری اندازه‌ی مزرعه به عدد ۱۰۰ نزدیکتر باشد ، یعنی اینکه نابرابری بین اندازه‌ی مزارع بیشتر است و این حالت هنگامی رخ می دهد که مزارع کوچک در کشور زیاد باشد (دراگان، ۲۰۰۵). برای مثال در سال ۱۳۶۷، ۱۰ درصد از مزارع ۸۸ درصد از سطح زیر کشت زمین های کشور را به خود اختصاص دادند و در سال ۱۳۸۲، این رقم به ۹۰ درصد افزایش یافته که از نظر آماری تغییری نداشته است (یک نقطه فرضی). هر چه شمار واحد های انفرادی و کوچک مقیاس افزایش

یابد، نابرابری زمین‌ها افزایش و هر چه تعداد واحدهای مشاع و بزرگ‌مقیاس افزایش یابد، نابرابری زمین‌ها کاهش می‌یابد (درآگان میجکویک، ۲۰۰۵). پس اگر نقطه فرضی در هر یک از استان‌ها در سال ۱۳۸۲ نسبت به سال ۱۳۶۷ از لحاظ آماری افزایش معنی داری پیدا کند، به این معنا است که میانگین اندازه مزارع کوچکتر شده و به بیان دیگر نابرابری اندازه مزارع افزایش یافته است.

در جدول شماره ۲ توزیع نسبی جمعیت کشور به تفکیک استان‌طی سال‌های ۶۵-۸۵ آمده است. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، این شاخص برای استان‌های سیستان و بلوچستان و کرمان طی دوره‌ی مربوطه افزایش یافق، در حالی که برای سایر استان‌ها کاهش داشته و یا افزایش محسوسی نداشته است.

شاخص نابرابری اندازه مزرعه برای استان‌های گوناگون نیز در جدول شماره ۳ آمده است. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، شاخص نابرابری اندازه مزرعه در استان خوزستان کاهش یافته است. در استان‌های سیستان و بلوچستان و کرمان شاخص نابرابری اندازه مزرعه بین سال‌های ۱۳۶۷ و ۱۳۸۲ به گونه‌ی معنی‌داری افزایش یافته است. به استناد جدول شماره ۲ می‌توان افزایش نابرابری اندازه مزرعه در این دو استان را به افزایش توزیع جمعیت در آن‌ها نسبت داد. شاخص اندازه مزرعه برای سایر استان‌ها تفاوت معنی‌داری نداشته است.

جدول (۲) توزیع نسبی جمعیت کشور به تفکیک استان

نام استان	۱۳۶۷	۱۳۸۲
اصفهان	۰/۸۷	۰/۸۸
ایلام	۰/۸۹	۰/۸۸
بوشهر	۰/۸۶	۰/۸۵
چهارمحال و بختیاری	۰/۹۰	۰/۸۹
خوزستان	۰/۸۱	۰/۷۵
زنجان	۰/۸۱	۰/۸۰
سمنان	۰/۸۲	۰/۸۱
سیستان	۰/۸۵	۰/۸۹
فارس	۰/۸۵	۰/۸۶
کردستان	۰/۸۵	۰/۸۶

ادامه جدول (۲) توزیع نسبی جمعیت کشور به تفکیک استان

نام استان	۱۳۶۷	۱۳۸۲
کرمان	۰/۷۹	۰/۸۸
کرمانشاه	۰/۸۸	۰/۹۰
کهکیلویه و بویر احمد	۰/۸۹	۰/۸۹
لرستان	۰/۸۸	۰/۹۰
هرمزگان	۰/۸۶	۰/۸۶
همدان	۰/۸۸	۰/۸۷
یزد	۰/۸۱	۰/۸۰
کل کشور	۰/۸۶	۰/۸۸

مأخذ: مرکو آمار ایران

جدول (۳) شاخص اندازه مزرعه در استان های گوناگون

نام استان	۱۳۶۵	۱۳۷۵	۱۳۸۵
اصفهان	۶.۶۶	۶.۵۲	۶.۴۷
ایلام	۰.۷۷	۰.۸۱	۰.۷۷
بوشهر	۱.۲۴	۱.۲۴	۱.۲۶
چهارمحال و بختیاری	۱.۲۸	۱.۲۷	۱.۲۲
خوزستان	۵.۴۲	۶.۲۴	۶.۰۷
زنجان	۱.۵۸	۱.۰	۱.۳۷
سمنان	۰.۸۴	۰.۸۲	۰.۸۴
سیستان و بلوچستان	۲.۴۲	۲.۸۷	۳.۴۱
فارس	۶.۴۶	۶.۲۶	۶.۱۵
کردستان	۲.۱۸	۲.۲۴	۲.۰۴
کرمان	۲.۲۸	۲.۲۴	۳.۷۶
کرمانشاه	۲.۹۶	۲.۹۶	۲.۶۷
کهکیلویه و بویر احمد	۰.۸۲	۰.۹۱	۰.۹
لرستان	۲.۷۶	۲.۶۴	۲.۶۴
هرمزگان	۱.۰۴	۱.۷۷	۱.۹۹
همدان	۲.۰۵	۲.۷۹	۲.۶۲
یزد	۱.۱۶	۱.۲۵	۱.۴۱

مأخذ: یافته های پژوهش

نتایج حاصل از برآورده مدل با روش اثرات ثابت در جدول شماره ۴ آمده است. مقدار $R^2=0.86$ نشان می دهد که در این مدل ۸۶ درصد از تغییرات متغیرهای وابسته به وسیله متغیرهای توضیحی وارد شده در الگو، توضیح داده می شود، به بیان دیگر ۱۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را باید در سایر عامل هایی که در الگو وارد نشده است، جستجو کرد.

نتایج نشان داد بین متغیرهای مدل همخطی وجود ندارد. واریانس ناهمسانی موجود در مدل توسط روش وزنی رفع شد. مقدار آماره دوربین واتسون ($DW=1.88$) نیز با جدول مقایسه و مشاهده شد مشکلی از لحاظ خودهمبستگی مثبت در مدل وجود ندارد. روش اثر ثابت یک تخمین بین گروهی است، یعنی اینکه اثرات جداگانه استان ها را که پیشتر غیر قابل مشاهده بودند را نیز بیان می کند. به بیان دیگر ضرایب متفاوتی برای هر عضو از داده های ترکیبی برآورده می کند. این روش نسبت به روش حداقل مربعات معمولی تورش کمتری دارد، و این مسئله علت انتخاب این مدل برای تخمین داده های مطالعه می باشد. نتایج حاصل از برآورده مدل نشان می دهد که سهم فروش مزارع غله از کل فروش کشاورزی برابر اندازه مزرعه اثر منفی دارد، به بیان دیگر یک درصد افزایش در سهم فروش مزارع غله، نابرابری اندازه مزرعه را $15/0$ درصد کاهش می دهد که علت آن نیاز مزارع غله به مقیاس بزرگ، برای بقاء خود در ساختار بازار است. در مقابل سهم فروش مزارع دامی بر نابرابری اندازه مزرعه اثر مستقیم دارد، یعنی یک درصد افزایش در فروش مزارع دامی $68/0$ درصد بر نابرابری اندازه مزرعه می افزاید. این ضرایب را می توان این گونه تفسیر کرد که مزارع دامی برای حفظ موجودیت خود در بازار به مقیاس بزرگ نیاز ندارند، یعنی مزارع کوچک نیز می توانند محصولات خود را برای رقابت در بازار ارائه دهند و فقط سهم کمتری از بازار را نسبت به مزارع بزرگتر به دست آورند. بنابراین نابرابری اندازه در بین مزارع زیاد به چشم می خورد. ازسوی دیگر سهم تولید کشاورزی از تولید ناخالص کل و نابرابری اندازه مزرعه نیز با هم رابطه عکس دارند. به گونه ای که یک درصد افزایش در سهم تولید کشاورزی $25/0$ درصد بر نابرابری اندازه مزرعه می افزاید. وقتی سهم تولید کشاورزی از تولید ناخالص کل کاهش می یابد، در مقابل سهم بخش های دیگر مانند بخش خدمات افزایش می یابد. برخی کشاورزان خرد پا که از درآمد خود ناراضی هستند زمین های خود را به کشاورزان قویتر فروخته و برای امرار معاش به بخش خدمات می روند، به بیان دیگر اختلاف مقیاس بین زمین های کوچک و بزرگ افزایش و در نتیجه نابرابری اندازه مزارع افزایش یافته است.

جدول (۴) نتایج تخمین مدل ترکیبی با استفاده از روش اثرات ثابت

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
سهم فروش مزارع غله از فروش کشاورزی	-۰.۱۵***	۰.۰۴۳	-۳.۴
سهم فروش مزارع میوه و سبزی از فروش کشاورزی	۰.۰۱۶	۰.۰۱۸	۰.۸۸
سهم فروش مزارع دامی از فروش کشاورزی	۰.۰۶۸**	۰.۰۲۵	۲.۶۱
سهم تولید کشاورزی از تولید ناخالص داخلی	-۰.۲۵*	۰.۱۴	-۱.۸
کشت و صنعت	-۰.۳۸***	۰.۰۴	-۹.۵
شرکت سهامی زراعی	-۰.۵۳***	۰.۳۷	-۱.۴۱

منبع: داده های مطالعه

***، ** و * به ترتیب ۱، ۵ و ۱۰ درصد معنی دار است.

بر اساس نتایج بالا مزارع غله به علت نیاز به ساختار بزرگ برای سرمایه گذاری و رقابت در بازار سبب کاهش نابرابری اندازه‌ی مزرعه می‌شوند. در مقابل مزارع دامی به علت نبود نیاز به چنین ساختاری برای بقاء در بازار، نابرابری را تا حد زیادی افزایش دادند. به بیان دیگر وجود مزارع غله سبب همگنی قطعات کشاورزی وجود مزارع دامی تا حدی سبب ناهمگنی قطعات کشاورزی شده است. از سوی دیگر ایجاد شرکت‌های سهامی زراعی و به ویژه کشت و صنعت‌ها نیز نابرابری را تا حد زیادی کاهش داده است. در نتیجه گسترش مشارکت‌های مردمی در امر یکپارچه سازی اراضی و اعمال مدیریت علمی-تخصصی در این زمینه، حمایت از فرآیند یکپارچه سازی اراضی با اعمال مشوق‌هایی برای کشاورزان و اعطای تسهیلات کم هزینه برای این نوع بهره‌برداری‌ها، پیشگیری از خردشدن اراضی از راه ارائه‌ی تبصره‌هایی در قانون ارث برای موارد خاص مانند زمین‌های زراعی، ترویج باورها و ارزش‌های نوین در میان روستاییان درجهت یکپارچه سازی اراضی، تعیین حد اپتیمم قطعات زراعی در هر منطقه و تصویب قوانینی که مانع از تفکیک اراضی کشاورزی به کمتر از این حد شود، تعویض قطعه زمین‌های پراکنده خصوصی با زمین‌های یکپارچه دولتی و رفع نیازهای اقتصادی برای جلوگیری از فروش زمین توسط افراد، از راهکارهای عملی برای جلوگیری از خردشدن مزارع و در نتیجه کاهش نابرابری و ناهمگنی اندازه مزارع می‌باشد.

$$\frac{\sum_{i=1}^P \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^P S\hat{\alpha}_i}$$

منابع

- امیر نژاد، ح وا، چیدری. ۱۳۸۱. اثرات اقتصادی سیاست یکپارچه سازی اراضی بر تولید برنج منطقه حوزه آبریز هراز، مجله علوم و صنایع کشاورزی، ۱۶(۱)، ۵۵-۴۵.
- حجهت، ع. ۱۳۸۵. تأثیر اصلاحات ارضی بر شکل روستاهای ایران، مجله هنر های زیبا، ۲۶، ۷۵-۸۴
- عبداللهی، م. ۱۳۷۷. نظام های بهره برداری. دفترن Shr و فرهنگ اسلامی. وزارت کشاورزی، معاونت امور نظام بهره برداری
- موسسه پژوهش های برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی . ۱۳۸۴. تجزیه و تحلیل قوانین زمین داری و امور اراضی. جلد اول تا چهارم.
- وشوقی، م. ۱۳۸۲. یکپارچگی اراضی: تجربه ای ناموفق در چارچوب طرحهای دولتی اما موفق در قالب دانش بومی. نامه علوم اجتماعی، ۱۱(۲). ۵۶-۳۵.
- وشوقی، م و ا، فرجی. ۱۳۸۵. پژوهشی جامعه شناختی در زمینه عوامل موثر بر تمایل کشاورزان به مشارکت در یکپارچه سازی اراضی مزروعی، مجله جامعه شناسی ایران ، ۲۷(۲)، ۱۱۸-۱۰۱
- Allen, D. W., Lueck, D., (1998). The nature of the farm, J. Law Econ. :XLI(2): 343-386.
- Bhalla, S S., Roy, P.L., (1988). Mis-specification in farm productivity analysis:The role of land quality, Oxf.Econ.Pap.,40(1):55-73.
- Dsouza. O., Ikerd. J., (1996). Small farms and sustainable development: is small more sustainable? J. Agric. App. Econ., 28(1): 73-83.
- Miljkovic, D., (2005). Measuring and causes of inequality in farm size in the United States, Agric. Econ., 33:21-27.
- Titus, O., Conrado, M. Gempesaw, I.. (2003). Impact of Foreign Political and Institutional Instability on U.S. Agricultural Trade., Dept. of Food and Resource Economics. University of Delaware .