اقتصاد کشاورزی/ جلد ۵/ شماره‌ی ۱/ صفحه‌های ۱۵-۱

آزمون جمع‌سازی استان‌های تولید کننده‌ی گندم در ایران با استفاده از فرضیه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین

حبیب الله سلامی و مرتضی تهامی پور*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/٤/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱/۹

چکیده

در این مطالعه شرایط جمع‌سازی سازگار بنگاه‌های تولیدکننده‌ی گندم در استان‌های کشور با استفاده از اطلاعات مربوط به دوره‌ی ۸۶-۱۳۶۲ مورد بررسی قرار گرفته است تا به این سوال پاسخ داده شود که آیا تولید گندم در استان‌های مختلف کشور را می‌توان با هم تجمیع نمود و سیاست یکسانی را برای همه‌ی استان‌ها تدوین و اعمال کرد؟ برای دست‌یابی به این هدف از نظریه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین استفاده شده که توسط کویل بر اساس بسط فرضیه تعمیم یافته‌ی کالای مرکب لوبل ارایه شده است. نتایج نشان می‌دهد که فقط ۱۰ استان از مجموع استان‌های کشور شرایط قابلیت جمع‌سازی را تامین می‌کند. به عبارت دیگر، نتایج این مطالعه تجمیع تمامی استان‌های تولید کننده‌ی گندم را تایید نمی‌کند. بنابراین، انجام این جمع‌سازی و استفاده از آن در برآوردهای توابع تولید و هزینه منجر به برداشت‌های سیاستی نادرست خواهد شد.

طبقه‌بندی **JEL:** C۱۰۰، D۲۰۰

واژه‌های کلیدی: جمع‌سازی استان‌ها، فرضیه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین، تولید گندم، ایران

* به‌ترتیب استاد و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ی اقتصاد و توسعه‌ی کشاورزی، دانشگاه تهران
Email: mortezatahamipour@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

بررسی ادبیات اقتصادی نشان می‌دهد که در بسیاری از مطالعات در برآورد تابع تولید یا تابع هزینه، متغیر مقدار تولید به صورت حاصل‌جمع مجموعه‌یی از چند محصول به جای یک محصول خاص و یا حاصل‌جمع محصول مناطق مختلف به‌جای محصول یک منطقه به عنوان متغیر تولید درنظر گرفته شده است. به عبارت دیگر در این مطالعات یک تابع تولید جمعی مثلا تابع تولید گندم برای کل کشور برآورد شده است (برای مثال مراجعه شود به مطالعه‌ی جعفری و کهنسال، ۱۳۸٦ و الوانچی و صبوحی۱۳۸٦). دست‌رسی نداشتن به اطلاعات تفکیک شده در مورد هر یک از محصولات، نهاده‌ها یا مناطق جغرافیایی، هزینه‌بر بودن جمع‌آوری اطلاعات و گاه تامین مقاصد سیاست‌گزاری در سطح کلان دلیل عمده‌ی این‌گونه الگوسازی‌ها است. اما آیا تابع تولید برآورد شده تحت این شرایط در تمام ویژگی‌های حاکم بر توابع تولید فردی صدق می‌کند؟ و آیا در این شرایط تحلیل‌های سیاستی استخراج شده از این توابع، از اعتبار لازم برخوردار است؟ در واقع یکی از سوالات مهم برای موثر واقع شدن سیاست‌گزاری‌های کلان بخشی و محصولی که مقابل برنامه‌ریزان و سیاست‌گزاران در حوزه‌ی تولید محصولات کشاورزی است این است که آیا می‌توان برای همه‌ی بخش کشاورزی یا برای یک محصول در سطح کل کشور سیاست یک‌سانی را تدوین و اعمال کرد؟ و آیا واکنش واحدهای تولیدی گوناگون در استان‌های مختلف با توجه به تفاوت شرایط منطقه‌یی و تولید در برابر این سیاست‌ها یک‌سان است؟ پس بسیار مهم است که بدانیم آیا خصوصیت رفتاری به‌کار رفته در روابط خرد و غیر جمعی می‌تواند در روابط جمعی به‌کار برده شود یا خیر؟ بنابراین، همان گونه که لی و شاموی (۲۰۰٤) نیز تاکید می‌کنند باید آزمون شود که آیا این داده‌ها بازگوکننده‌ی رفتار واحدهای انفرادی است یا خیر، و به عبارت دیگر آیا شرایط جمع‌سازی در مورد اطلاعات و آماری که زیر بنای الگوهای جمعی است برقرار است؟ به‌طوری که ویلیام و شاموی (۱۹۹۸) نیز اشاره می‌کنند، این مساله از آن جهت اهمیت دارد که استفاده از الگوهای جمعی وقتی که شرایط جمع‌سازی وجود نداشته باشد می‌تواند به تخمین

www.SID.ir

پارامترهای ساختگی و گمراه کننده منجر شود. این پارامترهای اریب‌دار می‌تواند به سیاست‌گذاری‌های غیرواقعی و زیان‌آور منجر گردد.

تاکنون مطالعات بسیاری در خصوص جمع‌سازی سازگار صورت گرفته است. بسیاری از این مطالعات بر شرایط نظری متمرکز شده است که آیا قوانین اقتصادی فردی مانند قانون تقاضا می‌تواند برای داده‌های جمعی به‌کار برده شود؟ از جمله‌ی این محققان می‌توان به هیکس (۱۹۳٦)، لئونتیف (۱۹۳٦ و ۱۹٤۷)، گورمن (۱۹۵۹)، بارنت (۱۹۷۹)، استوکر (۱۹۸٦)، چمبرز و پاپ (۱۹۹٦) و لوبل (۱۹۹٦) اشاره کرد. این مطالعات شرایطی را استخراج کرد که تحت آن الگوهای جمعی اطلاعات قابل تفسیری درباره‌ی رفتارهای پایه‌یی واحدهای غیرجمعی (کالاها، افراد یا بنگاه‌ها) ارایه می‌کند. برخی محققان دیگر مانند گورمن (۱۹۵۳)، مولباور (۱۹۷۵)، لاو(۱۹۷۷) و راسل (۱۹۸۲) شرایط جمع‌سازی سازگار با تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان فردی را پایه‌گذاری کرده اند. هم‌چونین برخی از نوشته‌جات منتشر شده در این زمینه از جمله مطالعه‌ی پسران و همکاران (۱۹۸۹) در ارتباط با مساله‌ی انتخاب میان الگوهای جمعی و غیرجمعی (خرد) است. پیش‌بینی جمعی و برآورد صحیح پارامترهای جمعی از هدف‌های دیگری است که در تحقیقات انجام شده در این زمینه دیده می‌شود (شاموی و دیویس، ۲۰۰۱). مطالعات تجربی قابل توجهی هم از کاربرد این الگوها وجود دارد. ایلز و همکاران (۱۹۹۸)، اشه و همکاران (۱۹۹۹) و کاراگیانیس و مرگو (۲۰۰۲) از این فرضیه‌ها برای بررسی شرایط سازگاری جمع‌سازی مواد غذایی استفاده کرده اند. دیویس و همکاران (۲۰۰۰) نیز از فرضیه‌ی تعمیم‌یافته‌ی کالای مرکب برای جمع‌سازی تولیدات کشاورزی استفاده کرده اند. از جمله‌ی مطالعات داخلی در این زمینه می‌توان به مطالعه‌ی سلامی و کیانی راد (۱۳۸۵) در مورد گروه‌بندی برخی از محصولات عمده‌ی زراعی در ایران و مطالعه‌ی کیانی و سلامی (۱۳۸۷) در مورد جمع‌سازی جغرافیایی بنگاه‌ها در بخش کشاورزی ایران اشاره کرد که در هر دوی این مطالعات از روش تعمیم یافته‌ی کالای مرکب لوبل (۱۹۹٦) استفاده شده است.

www.SID.ir

از طرفی در حالی که در بسیاری از مطالعات انجام شده، آزمون سازگاری جمع‌سازی روی کالاها مورد توجه قرار گرفته است، به بحث سازگاری جمع‌سازی روی بنگاه‌ها، مناطق جغرافیایی و افراد کمتر توجه شده است. در این مطالعه بررسی شرایط سازگاری جمع‌سازی روی تولیدکنندگان گندم در استان‌های مختلف ایران مورد توجه قرار گرفته است. گندم یک محصول راه‌بردی است که سیاست‌های متعددی در سطح کلان بر آن اعمال می‌شود. به دلیل اهمیت جمع‌سازی تولیدات استان‌ها در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌های بخش کشاورزی و کاربرد زیاد داده‌های جمعی استانی در مطالعات مرتبط با بخش کشاورزی، شرایط سازگاری جمع‌سازی تولید گندم در استان‌ها به عنوان بنگاه‌های تولیدی یا واحد جغرافیایی جداگانه با استفاده از روش کویل (٢٠٠٥) به عنوان نمونه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

روش تحقیق

تاکنون تلاش‌های زیادی صورت گرفته تا آزمون‌های کاربردی برای بررسی برقراری شرایط جمع‌سازی فراهم گردد. حاصل این تلاش‌ها به‌طور خلاصه توسعه‌ی چهار فرضیه شامل: فرضیه‌ی کالای مرکب هیکس، فرضیه‌ی کالای مرکب لئونتیف، فرضیه‌ی تفکیک پذیری و فرضیه‌ی تعمیم‌یافته‌ی کالای مرکب است. بر پایه‌ی نظریه‌ی کالای مرکب هیکس کالاها تنها زمانی می‌تواند در یک گروه قرار گیرد و تشکیل یک کالای واحد دهد که قیمت آن‌ها در طول زمان به یک نسبت تغییر کند. به عبارت دیگر شرط کافی این است که قیمت نسبی آن‌ها در طول زمان ثابت بماند. شرط جمع‌سازی لئونتیف مشابه هیکس است با این تفاوت که مقادیر نسبی باید در طول زمان ثابت بماند. یعنی کالاهایی در یک گروه قرار می‌گیرد که مقادیر آن‌ها در طول زمان به یک نسبت تغییر نماید. با وجود این که دو شرط نام‌برده را می‌توان به آسانی آزمود، اما این شرایط در دنیای واقعی به ندرت اتفاق می‌افتد.

نظریه‌ی تفکیک‌پذیری می‌گوید کالاهایی را می‌توان در یک گروه قرار داد که نرخ نهایی جانشینی هر جفت از آن‌ها در یک گروه، مستقل از مقدار تولید یا مصرف کالای سوم در خارج از این گروه باشد (لئونتیف، ١٩٤٧). اما به گفته‌ی لوبل (١٩٩٦) استفاده از این روش نیز

Archive of SID
www.SID.ir

در مطالعات تجربی محدودیت‌هایی را ایجاد می‌کند. بنابراین فرضیه‌ی تعمیم یافته‌ی کالای مرکب در سال ۱۹۹۶ توسط لوبل مطرح شد. این فرضیه محدودیت‌های فرضیه‌های قبلی را ندارد و می‌گوید کالاهایی در یک گروه قرار می‌گیرند که برای آن‌ها نسبت قیمت هر کالا به شاخص قیمت گروه، مستقل از شاخص قیمت گروه باشد.

بررسی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که آزمون‌های جمع‌سازی بیش‌تر برای کالاها و نهاده‌ها به‌کار رفته و جمع‌سازی بنگاه‌ها و واحدهای جغرافیایی کم‌تر مورد توجه قرار گرفته است. البته محدودیت‌های اعمال شده توسط روش‌های جمع‌سازی گفته شده می‌تواند دلیلی برای این موضوع باشد. بنابراین کویل (۲۰۰۵) بر پایه‌ی نظریات لوبل (۱۹۹۶) در فرضیه‌ی تعمیم یافته‌ی کالای مرکب و با مطرح کردن فرضیه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین آزمون به‌مراتب ساده‌تری نسبت به آزمون‌های فوق برای سازگاری جمعی‌سازی بنگاه‌ها و واحدهای جغرافیایی معرفی کرده است. در ادامه به‌طور خلاصه فرضیه‌ی کویل (۲۰۰۵) مورد بررسی قرار می‌گیرد:
این فرضیه بر مبنای فرضیه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین بنا شده است. فرض کنید q_f سطح تولید هر یک از بنگاه‌های فردی (سطح Micro) و Q مجموع تولید همه بنگاه‌ها (سطح Aggregate) باشد. یعنی:

$$Q = \sum_{f=1}^{M} q_f \qquad (۱)$$

و فرض کنید ρ_f مقدار نسبی تولید به صورت زیر تعریف شود:

$$\rho_f = q_f / Q \qquad f = 1,...,M \qquad (۲)$$

رضیه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین به این صورت تعریف می‌شود که توزیع سری‌های زمانی ρ مستقل از توزیع تولید جمعی است. یعنی سهم بنگاه‌ها از بازار مستقل از سطح ستانده‌ی صنعت توزیع شده است. این شبیه مفهوم مقیاس‌گذاری میانگین است که لوبل (۱۹۹۲) برای بیان جمعی‌سازی روی مصرف کنندگان با استفاده از تابع تقاضای مارشال لگاریتمی- خطی بیان کرد، و فرض کلیدی فرضیه‌ی تعمیم یافته کالای مرکب روی کالاها در تقاضای مصرف کننده است (لوبل، ۱۹۹۶). این فرضیه می‌گوید تغییرات متغیرهای خرد نسبی ρ در میان

www.SID.ir

بنگاه‌ها در طول زمان مستقل از تغییرات در Q جمعی است. باید گفت که در شکل کامل‌تر آزمون فرضیه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین، استقلال تولیدات نسبی از قیمت نهاده‌ها نیز باید بررسی شود، اما به دلیل در دست‌رس نبودن سری زمانی قیمت نهاده‌ها، و برای رعایت سادگی در این‌جا از این موضوع صرف‌نظر شده است.

کویل (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که روابط جمعی استخراج شده تحت برقراری فرضیه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین (یا به عبارت دیگر برقراری شرایط سازگاری جمع‌سازی)، تمام خصوصیات متناظر روابط خرد از جمله یک‌نوا بودن و هم‌گِنی را به ارث می‌برد. این فرضیه برای حالت‌های مختلف در مورد جمع‌سازی کالاها، فن‌آوری‌ها و مانند آن‌ها به شکل مشابهی قابل اعمال است. بر اساس فرضیه‌ی کویل (۲۰۰۵) که شکل بسط یافته و ساده شده‌ی فرضیه‌ی تعمیم یافته‌ی کالای مرکب لوبل (۱۹۹٦) است، تنها با داشتن اندازه‌ی تولید محصولات مختلف در استان‌ها یا بنگاه‌های مختلف می‌توان آزمون برقراری فرضیه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین را بررسی کرد و شرایط سازگاری جمعی‌سازی این بنگاه‌ها یا استان‌ها (مناطق جغرافیایی) را مورد آزمون قرار داد. برای این کار طبق فرضیه‌ی گفته شده باید توزیع تولیدات نسبی استان‌ها مستقل از کل تولید کشور یا مجموع تولیدات آن استان‌ها باشد.

برای بررسی این استقلال از روش زیر استفاده می‌شود (کویل۲۰۰۵، لی و شاموی ۲۰۰٤ و لوبل ۱۹۹٦). ابتدا با استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد، ایستایی سری زمانی تولید کل و سری‌های زمانی تولیدات نسبی استان‌ها بررسی می‌شود. اگر تولید کل ناایستا و تولیدات نسبی ایستا باشد، این به معنی استقلال تولیدات نسبی از تولید کل تلقی می‌شود. برای اطمینان بیش‌تر برای سری‌های مستقل طبق روش کویل (۲۰۰۵) از رگرسیون استفاده می‌شود. در این حالت در قالب یک سیستم به ظاهر نامرتبط تکراری مقادیر تولیدات نسبی روی تولید کل و زمان رگرس می‌شود و با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی یا آزمون F فرضیه‌ی صفر بودن تمام ضرایب تولید کل (Y) در همه‌ی الگوهای رگرسیونی آزموده می‌شود. اگر ضریب تولید کل معنادار نبود به معنی استقلال تولیدات نسبی از تولید کل است و می‌توان آن‌ها را در یک گروه قرار داد. رگرسیون نام‌برده را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

Archive of SID
www.SID.ir

$$\rho_{fi} = a_0 + a_1 Y + a_2 T \qquad (۳)$$

که در آن T متغیر زمان، Y متغیر تولید کل و ρ_f تولیدات نسبی استان‌ها است.

داده‌ها

برای بررسی سازگاری جمعی‌سازی بنگاه‌های تولیدکننده‌ی گندم در ایران، به اطلاعات تولید این محصول برای سال‌های مختلف و به تفکیک استان نیاز است. این اطلاعات برای ۲۵ استان کشور برای دوره‌ی ۸۶-۱۳۶۲ گردآوری شد. استان‌های قم، قزوین، اردبیل و جیرفت و کهنوج به دلیل کم بودن تعداد مشاهدات تولید گندم برای مناطق جغرافیایی حذف شد. هم‌چونین اطلاعات سه استان تازه تشکیل شده‌ی خراسان رضوی، شمالی و جنوبی فقط برای سه سال ۸۶-۱۳۸٤ وجود دارد که تولید آن‌ها جمع شد و به عنوان سه سال پایانی استان خراسان لحاظ گردید. سپس برای رفع مشکل کاهش درجه‌ی آزادی، استان‌هایی که متوسط سهم تولید آن‌ها از تولید کل کشور در طول دوره ۸۶-۱۳۶۲ کم‌تر از ۱٪ بود (بوشهر، گیلان، هرمزگان، مازندران، سمنان و یزد) حذف شد و در نهایت سازگاری جمع‌سازی تولید گندم در ۱۹ استان کشور مورد بررسی قرار گرفت. اطلاعات مورد استفاده از دفتر آمار و فن‌آوری اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی گرفته شد.

نتایج و بحث

اولین گام در تعیین شرایط سازگاری جمع‌سازی، تعیین ایستایی سری‌های زمانی تولید کل کشور و تولیدات نسبی ۱۹ استان مورد مطالعه است. برای تعیین این مساله از آزمون ریشه‌ی واحد و آماره‌ی فیلیپس پرون (pp) استفاده شده است. جدول ۱ نتایج آزمون ایستایی را نشان می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۱). نتایج آزمون ایستایی تولید کل کشور و تولیدات نسبی استان‌های مختلف

استان	آماره‌ی فیلیپس پرون pp*	استان	آماره‌ی فیلیپس پرون pp*
آذربایجان غربی	-٤/٦٧	خوزستان	-٣/١٣
آذربایجان شرقی	-٢/٨٥	کهکیلویه و بویراحمد	-٢/٨٥
چهارمحال و بختیاری	-٣/٧٥	کردستان	-٣/٢٥
اصفهان	-٢/٧٨	لرستان	-٤/٤٨
فارس	-٤/٥٣	مرکزی	-٣/٦٣
گلستان	-٢/٨٩	سیستان و بلوچستان	-٢/٤١
همدان	-٢/٩٩	تهران	-٣/٧٠
ایلام	-٣/٨٧	زنجان	-٣/٧٢
کرمان	-٤/٤٢	خراسان	-٣/٦٥
کرمانشاه	-٣/٢٧	تولید کل کشور	-٢/١٥

ماخذ: محاسبات پژوهش

*- مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵٪ با روند ۳/٤١-

مقایسه‌ی آماره‌ی فیلیپس پرون محاسبه شده با مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ نشان می‌دهد که تولید کل کشور و تولید نسبی ۹ استان آذربایجان شرقی، اصفهان، گلستان، همدان، کرمانشاه، خوزستان، کهکیلویه و بویر احمد، کردستان و سیستان و بلوچستان ایستا نیست.

از آن‌جا که سری زمانی تولید کل و تولیدات نسبی استان‌های ناایستا انباشته از مرتبه‌ی اول بود، برای بررسی استقلال آن‌ها از آزمون هم‌انباشتگی میان تولید کل و هر یک از تولیدات نسبی استفاده شد. نتایج در جدول ۲ گزارش شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲). نتایج آزمون هم‌انباشتگی برای سری زمانی تولیدات نسبی ناایستا

نام استان	آماره‌ی فیلیپس پرون
آذربایجان شرقی	-۵/۰۷
اصفهان	-۵/۵۲
گلستان	-٤/۸٦
همدان	-٦/۸٤
کرمانشاه	-۵/۹۳
خوزستان	-۵/۷٤
کهکیلویه و بویراحمد	-٤/۹
کردستان	-۷/٤٤
سیستان و بلوچستان	-٤/۷٤

ماخذ: محاسبات پژوهش

مقدار بحرانی درسطح معنی‌داری ۵٪ برابر ۳/٦۲- است.

نتایج آزمون هم انباشتگی نشان می‌دهد که تمام سری‌های زمانی تولیدات نسبی با تولید کل هم‌انباشته است، بنابراین از یکدیگر مستقل نیستند و میان آن‌ها ارتباط وجود دارد. به عبارت دیگر فرضیه‌ی مقیاس‌گذاری میانگین در مورد این استان‌ها رد می‌شود.

پس این نکته که تولید کل ناایستا و تولیدات نسبی ۱۰ استان آذربایجان غربی، چهارمحال و بختیاری، فارس، ایلام، کرمان، لرستان، مرکزی، تهران، زنجان و خراسان ایستا است، به معنی استقلال تولید این استان‌ها از تولید کل است. برای اطمینان از درستی نتایج به‌دست آمده، به تبعیت از کویل (۲۰۰۵) فرض شد که تولید کل ایستا باشد. با استفاده از سیستم معادلات به‌ظاهر نامرتبط تکراری (ISUR) رگرسیون تولیدات نسبی این ۱۰ استان روی تولید کل و متغیر زمان (روند) انجام و با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی فرضیه‌ی صفر مقیاس‌گذاری میانگین مبنی بر صفر بودن ضرایب متغیر تولید کل در همه‌ی معادلات بررسی شد. در واقع اگر بپذیریم که تولید کل ناایستا است، این ۱۰ استان مستقل است و می‌توان آن‌ها را در یک گروه قرار داد. اگر فرض شود تولید کل ایستا است، آن‌گاه فرضیه‌ی صفر بودن

Archive of SID
www.SID.ir

ضریب تولید کل در همه استان‌ها بررسی می‌شود. جدول ۳ نتایج برآورد سیستم به‌ظاهر نامرتبط تکراری را برای ۱۰ استان نام‌برده نمایش می‌دهد.

جدول (۳). نتایج برآورد سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط تکراری برای استان‌های قابل جمع‌سازی

نام استان	جزء ثابت		متغیر زمان		متغیر تولید کل	
	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t	ضریب برآورد	آماره‌ی t
آذربایجان غربی	۰/۴۳	۰/۶۵	-۰/۰۰۰۲۹	-۰/۶	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۲۴	۱/۶۶
چهارمحال و بختیاری	-۰/۰۳	-۰/۱۳	۰/۰۰۰۰۴	۰/۲۵	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۹	-۲/۰۸**
فارس	-۵/۴۴	-۴/۳۲***	۰/۰۰۴۱	۴/۴۰***	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۵۱	-۱/۸۲*
ایلام	-۰/۲۳	-۰/۸	۰/۰۰۰۱۸	۰/۸۳	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۳	۰/۵
کرمان	۰/۷	۲/۰۳**	-۰/۰۰۰۴۹	-۱/۹۱**	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۹	-۱/۲
لرستان	۰/۶۳	۱/۱۲	-۰/۰۰۰۴۲	-۱/۰۱	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۱	-۰/۰۸
مرکزی	۲/۱۵	۵/۴۴***	-۰/۰۰۱۵۵	-۵/۳۰***	۰/۰۰۰۰۰۰۰۲۵	۲/۸۹***
تهران	۰/۸۵	۱/۵	-۰/۰۰۰۶۱	-۱/۴۵	۰/۰۰۰۰۰۰۰۱۳	۱/۰۴
زنجان	۱/۹۶	۲/۸۵***	-۰/۰۰۱۴۱	-۲/۷۷***	۰/۰۰۰۰۰۰۰۱۵	۰/۹۷
خراسان	۲/۲۲	۲/۲۰**	-۰/۰۰۱۵۴	-۲/۰۶**	۰/۰۰۰۰۰۰۰۲۴	۱/۰۸

* معنی‌دار در سطح ۱۰٪ ** معنی‌دار در سطح ۵٪ *** معنی‌دار در سطح ۱٪

ماخذ: محاسبات پژوهش

مشاهده می‌شود که ضریب تولید کل در سه استان معنی‌دار است و در دیگر استان‌ها معنی‌دار نیست/ ضریب متغیر روند در ۵ استان معنی‌دار است، بنابراین این احتمال وجود دارد که این استان‌ها روند ایستا داشته باشد ولی آزمون ایستایی با لحاظ کردن متغیر روند نشان داد که این قضاوت نادرست است و این استان‌ها دارای روند ایستا نیست.

www.SID.ir

نتایج آماره‌ی نسبت درست‌نمایی بر اساس نتایج فوق برای آزمون مقیاس‌گذاری میانگین یا فرضیه‌ی صفر بودن ضریب تولید کل به‌طور هم‌زمان در همه‌ی رگرسیون‌ها در جدول زیر ارایه شده است.

جدول (٤). نتایج بررسی آزمون فرضیه مقیاس‌گذاری میانگین

نسبت درست‌نمایی محاسبه شده	سطح معنی‌داری	مقدار آماره‌ی مجذور کای
۱۹/۰۸	P = ۰/۰۵	۱٦,۹۲
۱۹/۰۸	P = ۰/۰۱	۲۱/٦۷
۱۹/۰۸	P = ۰/۰۰۱	۲۷/۸۸

ماخذ: محاسبات پژوهش

طبق جدول فوق نسبت درست‌نمایی در سطح ۵٪ معنی‌دار است یعنی فرضیه‌ی صفر بودن ضرایب تولید کل رد می‌شود، ولی این آماره در سطح ۱٪ معنی‌دار نیست و بنابراین فرضیه‌ی صفر بودن ضرایب تولید کل پذیرفته می‌شود و در این سطح معنی‌داری می توان ۱۰ استان نام‌برده را در یک گروه قرار داد. این بدان معنی است که توزیع تولیدات نسبی این ۱۰ استان در سطح معنی‌داری ۱٪، مستقل از تولید کل کشور است و تولید این استان‌ها می‌تواند با هم جمع شود. جدول ۵ متوسط سهم هر کدام از این ۱۰ استان از تولید کل کشور را در طول دوره‌ی مورد بررسی نشان می‌دهد.

جدول ۵ نشان می‌دهد که این استان‌ها در مجموع به‌طور متوسط حدود ۵۲٪ از تولید کشور را در طول زمان به خود اختصاص داده اند. همان طور که نمودار (۱) نیز نشان می‌دهد این سهم در طول زمان نوسان کمی داشته (از ٤۹ تا ٥٦٪) و تقریبا ثابت مانده است. این نکته می‌تواند شاهد دیگری بر این موضوع باشد که این استان‌ها را می‌توان در یک گروه بررسی کرد.

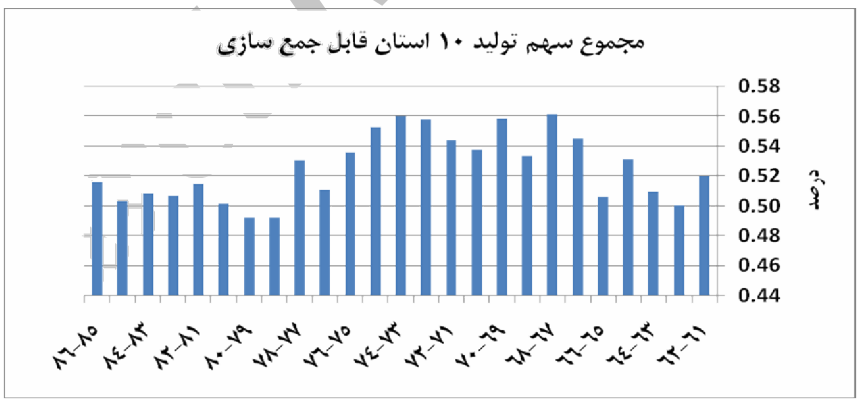
Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۵). سهم تولید استان‌های قابل جمع‌سازی

نام استان	میانگین سهم تولید در طول ۸۶-۱۳۶۲
آذربایجان غربی	۵/۳۲
چهارمحال و بختیاری	۱/۵۸
فارس	۱٤/٦۳
ایلام	۱/٤٤
کرمان	۲/۳۷
لرستان	٤/۹۲
مرکزی	٤/۱
تهران	۲/٤۸
زنجان	۳/۵۱
خراسان	۱۲/۱۸
جمع	**۵۲/۵**

ماخذ: محاسبات پژوهش



نمودار (۱). نمودار مجموع سهم تولید ۱۰ استان قابل جمع‌سازی

www.SID.ir

در واقع ۱۰ استان بالا در مجموع سهم ثابتی از تولید کشور را در طول زمان حفظ کرده‌اند، به این معنی که اگر تولید یک استان کم شده، این کاهش تولید توسط استان دیگری جبران شده است.

برای اطمینان از این که تمام استان‌های تولید کننده‌ی گندم مورد بررسی (۱۹ استان) نمی‌تواند در قالب یک گروه تجمیع شود و شرایط سازگاری جمع‌سازی را ندارد، رگرسیون تولیدات نسبی ۱۹ استان روی تولید کل و زمان، با استفاده از روش کویل و طبق روابط پیش‌گفته در قالب یک رگرسیون معادلات به ظاهر نامرتبط تکراری بررسی گردید، و صفر بودن هم‌زمان ضرایب تولید کل در همه‌ی معادلات با استفاده از آماره‌ی نسبت درست‌نمایی آزموده شد. نتایج نشان داد که آماره‌ی نسبت درست‌نمایی محاسبه شده (۷٤/۸) در سطح معنی‌داری ۱٪ (۳٤/۸) و ۵٪ (۲۸/۸) معنی‌دار است. بنابراین فرضیه‌ی صفر بودن ضرایب تولید کل پذیرفته نمی‌شود، و نمی‌توان همه‌ی استان‌ها را در یک گروه قرار داد.

بنابراین سیاست‌گذاری برای گندم در سطح کل کشور بدون درنظر گرفتن شرایط جمع‌سازی استان‌ها می‌تواند به نتایج گمراه کننده منجر شود، چرا که یک تابع تولید و یا هزینه‌ی کل برای کشور نمی‌تواند بیان‌گر خصوصیات و رفتار اقتصادی یکایک واحدهای انفرادی یعنی استان‌ها باشد. بنابراین توصیه می‌شود این نکته مورد توجه الگو سازان قرار گیرد و این آزمون قبل از به‌کارگیری برای تمامی مواردی که در آن به نوعی از اطلاعات جمعی استفاده می‌شود انجام شود تا سیاست‌های پیش‌نهادی واقعیت‌ها را به‌صورت دقیق‌تری منعکس نماید و موثرتر واقع شود.

منابع

الوانچی، م. و صبوحی، م. (۱۳۸٦). رشد بهره‌وری در تولید گندم ایران: یک مطالعه‌ی تجربی. مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. مشهد.

جعفری، ف. و کهنسال، م. (۱۳۸٦). برآورد تابع تقاضای انواع گوشت در ایران. مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. مشهد.

Archive of SID
www.SID.ir

سلامی، ح. و کیانی راد، ع. (۱۳۸۰). استفاده از تئوری تعمیم یافته‌ی کالای مرکب برای گروه‌بندی برخی از محصولات عمده‌ی زراعی در ایران. *مجله‌ی علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*، ۵(٤): ۷۱-۵۷

کیانی، غ. و سلامی، ح. (۱۳۸٦). آزمون سازگاری جمع‌سازی جغرافیایی بنگاه‌ها در بخش کشاورزی ایران. مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. مشهد.

وزارت جهاد کشاورزی. معاونت برنامه‌ریزی و امور اقتصادی، دفتر آمار و فن‌آوری اطلاعات. آمارنامه‌های کشاورزی سال‌های مختلف.

Asche, F., Bremnes, H. and Wessells, C.R. (۱۹۹۹). Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets. *American Journal of Agricultural Economics*, ۸۱: ٥٦۸–٥۸۱.

Barnett, W.A. (۱۹۷۹). Theoretical foundations for the Rotterdam Model. *Review of Economic Studies*, ٤٦: ۱۰۹–۱۳۰.

Chambers, R.G. and Pope, R.D. (۱۹۹٦). Agreeable price-taking firms. *European Economic Review*, ٤۰: ٤۱۷–٤۲۸.

Coyle, B. T. (۲۰۰٥). Aggregation over firm under means scaling. *American Journal of Agricultural Economic*, ۸۷(۲): ۳٦٦-۳۷۷.

Davis, G.C., Lin, N. and Shumway, C.R. (۲۰۰۰). Aggregation without separability: tests of U.S. and Mexican agricultural production data. *American Journal of Agricultural Economics*, ۸۲: ۲۱٤–۲۳۰.

Eales, J., Hyde, J. and Schrader, L.F. (۱۹۹۸). A note on dealing with poultry in demand analysis. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, ۲۳: ٥٥۸–٥٦۷.

Gorman, W.M. (۱۹٥۳). Community preference fields. *Econometrica*, ۲۱: ٦۳–۸۰.

Gorman, W.M. (۱۹٥۹). Separable utility and aggregation. *Econometrica*, ۲۷: ٤٦۹–٤۸۱.

Hicks, J.R. (۱۹۳٦). Value and Capital, Oxford University Press. Oxford.

Archive of SID

www.SID.ir

Karagiannis, G. and Mergos, G. J. (۲۰۰۲). Estimating theoretically consistent demand systems using cointegration techniques with application to Greek food data. *Economics Letters*, ۷٤: ۱۳۷–۱٤۳.

Lau, L. (۱۹۷۷). Existence conditions for aggregate demand functions: the case of multiple indices. IMSS technical report no. ۲٤۹R. Stanford University. Stanford, CA.

Leontief, W. (۱۹۳٦). Composite commodities and the problem of index numbers. *Econometrica*, ٤: ۳۹–۵۹.

Leontief, W. (۱۹٤۷). Introduction to a theory of the internal structure of functional relationships. *Econometrica*,۱۵: ۳٦۱–۳۷۳.

Lewbel, A. (۱۹۹٦). Aggregation without separability: a generalized composite commodity theorem. *American Economic Review*, ۸٦:۵۲٤–۵٤۳.

Lewbel, A. (۱۹۹۲). Aggregation with log-linear models. *Review of Economic Studies*, ۵۹: ٦۳۵–٦٤۲.

Liu, Q. and Shumway, C.R. (۲۰۰٤). Testing aggregation consistency across geography and commodities. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, ٤۸(۳): ٤٦۳ –٤۸٦.

Muellbauer, J. (۱۹۷۵). Aggregation, income distribution, and consumer demand. *Review of Economic Studies*, ٦۲: ۵۲۵–۵٤۳.

Pesaran, M.H., Pierse, R.G. and Kumar, M.S. (۱۹۸۹). Econometric analysis of aggregation in the context of linear prediction models. *Econometrica*,۵۷: ۸٦۱–۸۸۸.

Russell, T. (۱۹۸۲). Exact aggregation as a corollary of Richmonds Theorem. *Economics Letters*, ۹: ۳۱۱–۳۱٤.

Shumway, C.R. and Davis, G.C. (۲۰۰۱). Does consistent aggregation really matter? *Australian Journal of Agricultural Economics*, ٤۵: ۱٦۱–۱٤۹.

Stoker, T.M. (۱۹۸٦). Simple tests of distributional effects on macroeconomic equations. *Journal of Political Economy*, ۹٤: ۷٦۳–۷۹۵.

Williams, S.P. and Shumway, C.R. (۱۹۹۸). Aggregation of data and profit maximization in Mexican agriculture. *Applied Economics*, ۳۰: ۲۳۵–۲٤٤.

Archive of SID
www.SID.ir