# بررسی امکان تجمیع جغرافیایی استانهای تولیدکننده گردو در ایران( روش مقیاس گذاری میانگین)

ابوالفضل محمودی، مهیار جماعتی، امین دلاور[1]
abolfazlmahmoodi@yahoo.com

## چکیده

گردو یکی از محصولات دائمی و مهم باغبانی ایران است و مطالعه حاضر به بررسی امکان تجمیع سازگار استانهای تولیدکننده گردو در ایران با استفاده از داده های سری زمانی ۹۴-۱۳۷۴ می‌پردازد. هدف از تحقیق پاسخ به این سئوال است که آیا می‌توان داده‌های تولیدگردوی استانهای مختلف کشور را تجمیع نموده و تحلیل‌سیاستی مشترکی را برای آنها اعمال نمود. براساس نظریه مقیاس‌گذاری میانگین که براساس بسط نظریه تعمیم یافته کالاهای‌مرکب لوبل بدست‌آمده، همه‌استانهای کشور قابلیت تجمیع سازگاردارند به‌جزء ۶ استان تهران، کردستان، گلستان، گیلان، مرکزی و یزد که نمی‌توانند دراین گروه قرار بگیرند. یعنی تخمین تابع‌تولید یا تابع‌هزینه‌ی گردو در ایران با استفاده از داده‌های جمع‌سازی برای همه استانها(به جز استانهای فوق الذکر) امکان پذیر است و نتایج سازگاربا سطح خرد بدست خواهد داد.

**طبقه بندی JEL**: C100, D200

**کلمات کلیدی:** جمع سازی استانی، گردو، مقیاس گذاری میانگین، کالاهای مرکب

[1] به ترتیب عضو هیأت علمی و دانشجویان دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور

## مقدمه

درمیان محصولات دائمی کشاورزی ایران، محصول گردو از جنبه های مختلف نظیر دارا بودن ارزش غذایی فراوان، سطح زیر کشت قابل ملاحظه، ارزش اقتصادی فروش داخلی و خارجی و همچنین اشتغال مفید روستایی از جایگاه ویژه ای برخوردار است(سیدان، ۱۳۸۲). طبق آمار فائو تولید جهانی گردو در سال ۲۰۱۵، سه میلیون و ۶۰۰ هزار تن بوده، که کشور چین با یک میلیون و ۶۸۳ هزار تن تولید برترین تولیدکننده گردو در جهان شناخته شد؛ آمریکا با تولید ۵۴۷ هزار تن رتبه دوم را به خود اختصاص داده و ایران نیز با تولید ۴۲۰ هزارتن در رتبه سوم جهان قرار گرفته است. براساس اطلاعات آمارنامه کشاورزی سال ۱۳۹۳، کل سطح زیر کشت باغات گردو در کشور در این سال برابر ۱۴۶۲۱۹ هکتار بوده که ۱۱۴۳۷۰ هکتار از آن بارور بوده است و کل تولید گردو در این سال برابر ۲۱۰۸۴۰/۸ تن بوده است. استان همدان با ۱۴۰۵۴ هکتار بیشترین سطح بارور گردو را به خود اختصاص داده است و پس از آن استان‌های کرمان و آذربایجان شرقی به ترتیب با ۱۳۶۰۰ و ۷۶۱۸ هکتار قرار گرفته اند. بیشترین مقدار تولید محصول به استان همدان با ۴۲۰۰۰ تن تعلق گرفته و پس از آن استانهای کرمان و فارس به ترتیب با ۲۰۱۵۰ و ۱۸۰۰۰ تن تولید قرار دارند. از نظر عملکرد در واحد سطح که یکی از مهمترین عوامل در تعیین بهره‌وری تولید محصولات کشاورزی است استان سمنان با ۳۵۰۳/۲۱ کیلوگرم در هکتار بهترین عملکرد در تولید گردو را به خود اختصاص داده و استانهای خراسان شمالی و همدان به ترتیب با ۳۱۶۷/۵ و ۲۹۸۸/۴۷ کیلوگرم در هکتار در رده های بعدی قرار دارند (آمارنامه کشاورزی، ۱۳۹۴).

جمع سازی داده فراتر از سطح خانوارها یا شرکتها مسائل دشواری را برای حوزه تحقیقات مطرح می کند و متاسفانه حوزه تحقیقات تا حد زیادی با وابستگی به همین داده ها ادامه دارد.(کویل، ۲۰۰۵).در مطالعات اقتصاد تولید، موارد بسیاری وجود دارد که در آنها برای تخمین توابع تولید یا هزینه از تجمیع چند محصول استفاده می گردد، مثلا برای تخمین تابع تولید غلات، مجموع تولید گندم، جو و ذرت به عنوان متغیر مقدار تولید وارد مدل می گردد ( سلامی و کیانی راد، ۱۳۸۰). همچنین در مطالعات زیادی در تخمین توابع تولید و هزینه، مجموع مقادیر تولید محصول در استانهای مختلف در مدل رگرسیونی وارد گردیده و یک تابع تولید تجمیع شده برای کل کشور برآورد گردیده است. عوامل مختلفی چون عدم دسترسی به اطلاعات تفکیک شده، هزینه بر بودن جمع آوری اطلاعات، اهداف سیاسی و عدم امکان تدوین سیاست‌های حمایتی به صورت منطقه‌ای از مهمترین دلایل استفاده از مدلسازی تجمیع شده است. اما آیا می توان نتایج این مدل‌ها را برای تک‌تک استان ها معیار قرار داد و بر این اساس سیاست های حمایتی وضع نمود و الگوهای تولید و بازار رسانی اتخاذ کرد؟ با توجه به تنوع اقلیمی در استانهای مختلف کشور و نیز تنوع رقم‌های محصولات و نیازهای محیطی متفاوت این ارقام نمی‌توان بدون اطمینان از امکان جمعی‌سازی مناطق تولید، اقدام به تخمین یک تابع تولید برای کل کشور نمود و بایستی بررسی شود که آیا این داده ها می توانند رفتار هریک از استانها را بازگو نمایند؟ به‌عبارت دیگر می‌خواهیم بدانیم آیا خصوصیات رفتاری در سطح بنگاه می تواند در روابط جمعی به کار برده شود؟ اهمیت این موضوع وقتی روشن می شود که بدانیم استفاده نابه‌جا از الگوهای جمعی می‌تواند منجر به تخمین پارامترهای ساختگی و اریب‌دار و در نهایت اتخاذ سیاست‌های نادرست و زیان‌آور گردد.

مطالعات بسیاری در جهان به بحث جمع‌سازی نهاده‌ها، محصولات و اخیراً جمع‌سازی مناطق تولید محصولات پرداخته اند و روشهای متفاوتی برای انجام این کار معرفی و استفاده گردیده است. اولین مطالعه جمعی‌سازی توسط هیکس(۱۹۳۶) با ارائه نظریه «کالای مرکب» آغاز شد که بیانگر اینست که کالاهایی قابل جمع‌سازی هستند که قیمت‌های آنها در طول زمان با هم و به یک نسبت تغییر می کنند یعنی قیمت نسبی آنها ثابت است. شرط جمع‌سازی لئونتیف(۱۹۳۶) بیان می کند کالاهایی می‌توانند در یک گروه قرار گیرند که مقادیر نسبی آنها در طول‌زمان ثابت است. پس از آن نظریه «تفکیک پذیری» در تئوریهای تولید و مصرف توسط لئونتیف و سانو مطرح شد و بر اساس این نظریه نهاده‌هایی در یک گروه قرار می گیرند که نرخ نهایی جانشینی بین دو نهاده در یک گروه مستقل از مقدار نهاده دیگر خارج از این گروه می باشد.

لوبل (۱۹۹۶) در نظریه « تئوری تعمیم یافته کالای مرکب» که با علامت اختصاری GCCT نمایش داده می‌شود بیان می کند: کالاهایی می توانند در یک گروه قرار گیرند که قیمتهای نسبی آنها از شاخص قیمت گروه کالای مربوطه مستقل باشد. کاراگیانیس ومرگو(۲۰۰۲) در مطالعه خود با بسط آشکار تئوری کالای مرکب در مورد تقاضای معکوس، مقادیر را به جای قیمت ها در جمعی سازی استفاده کرد.مطالعات متعدد دیگری در زمینه جمعی‌سازی انجام شده که می‌توان به‌عنوان نمونه به موارد: گورمن،۱۹۵۹؛ بارنت،۱۹۷۹؛ استوکر،۱۹۸۶؛ چمبرز و پاپ،۱۹۹۶؛ ویلیام و شاموی، ۱۹۹۸؛ عش و همکاران، ۲۰۰۰؛ دیویس ،۲۰۰۰؛ کویل، ۲۰۰۵؛ جینگهو و اویشتان، ۲۰۱۱ اشاره کرد.

از جمله مطالعاتی که در ایران به بحث جمعی سازی پرداخته شده می توان به موارد زیر اشاره نمود: سلامی و کیانی راد(۱۳۸۰) در مطالعه ای به آزمون جمع سازی سازگار محصولات زراعی با استفاده از تئوری تعمیم یافته کالای مرکب پرداختند. نتایج نشان داد فرآورده های کشاورزی به جز ذرت، سویا و خربزه را می‌توان در گروه های غلات، حبوبات، دانه های روغنی، محصولات جالیزی و سبزیجات دسته بندی و هر کدام را به عنوان یک کالای مرکب در بررسی‌های اقتصادی منظور نمود. همچنین همه محصولات زراعی به جز کنجد، پنبه و خربزه را می‌توان در یک گروه قرار داد.

کیانی و سلامی (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای با استفاده از تئوری تعمیم یافته کالای مرکب شرایط جمعی سازی سازگار قیمت و نیز مقدار محصولات گندم و شلتوک مربوط به شش استان عمده تولید کننده شلتوک و ۲۴ استان تولید کننده گندم را بررسی کردند. نتایج، تجمیع مقادیر تولید در استان های مختلف و همچنین استفاده از یک شاخص قیمت برای هر یک از محصولات را تایید نمود.

فلسفیان، زیبایی و بخشوده (۱۳۸۵) درمطالعه‌ای به گروه‌بندی مواد خوراکی در ایران پرداختند. دراین مطالعه با استفاده از تئوری تعمیم‌یافته کالای مرکب لوبل، گروه‌بندی ۹۲ کالای خوراکی و دخانی در ایران انجام گردید.

شعبان زاده و محمودی(۱۳۹۵) به بررسی شرایط مرکب سازی(جمع سازی) میوه و خشکبار، انواع سبزی، حبوبات و فرآورده های سبزیجات با استفاده از روش مرکب سازی تعمیم یافته پرداختند.نتایج کار آنها نشان داد که کالاهای سه گروه میوه های درختی، میوه های جالیزی و خشکبار را می توان به صورت سه گروه مرکب در نظر گرفت و علاوه بر

آن سه گروه فوق را می توان بصورت یک گروه مرکب به نام گروه میوه و خشکبار تجمیع نمود. همچنین گروه های سبزی های برگی، سبزی های بوته ای، سبزی های ریشه ای و حبوبات را میتوان تجمیع نمود.

تهامی پور و سلامی(۱۳۹۰) در مطالعه ای با به کارگیری الگوی کویل(۲۰۰۵) آزمون جمعی سازی استان های تولید کننده گندم را با فرضیه مقیاس گذاری میانگین برای دوره ۸۶-۱۳۶۲ انجام داد. نتایج نشان داد فقط ۱۰ استان از مجموع استان های کشور شرایط قابلیت جمعی سازی را تامین می کنند.

مطالعه حاضر به بررسی امکان جمعی سازی استان های تولیدکننده گردو در ایران با استفاده از روش کویل(۲۰۰۵) می پردازد. گردو یکی از محصولات دائمی ایران است که به لحاظ ارزش اقتصادی فروش داخلی و خارجی حائز اهمیت است. به دلیل اهمیت تجمیع تولیدات مناطق مختلف کشور در امر سیاست گذاری و بازار رسانی محصول گردو، شرایط جمعی سازی تولید گردو در استان های کشور به عنوان بنگاه های تولیدی جداگانه مورد بررسی قرار می گیرد.

## مواد و روش‌ها

آزمونهای کاربردی برای بررسی شرایط جمعی سازی عبارتنداز: تئوری کالای مرکب هیکس، تئوری کالای مرکب لئونتیف، تئوری تفکیک پذیری وتئوری تعمیم یافته کالای مرکب؛ که در مقدمه به اختصار شرح داده شدند.کویل(۲۰۰۵) با بسط تئوری تعمیم یافته کالای مرکب لوبل(۱۹۹۶) آزمونی جهت سازگاری جمع سازی بنگاه ها و مناطق تولیدی معرفی نمود. طبق این آزمون بنگاههایی در یک گروه قرار می‌گیرند که تولید نسبی هر یک از بنگاهها یعنی نسبت تولید هر بنگاه به تولید کل مستقل از تولید کل باشد. روش اجرای این فرضیه که بر مبنای مقیاس‌گذاری میانگین بنا شده است بدین صورت است: فرض کنید $Z_f$ یک بردار از متغیرهای تصمیم(مثلاً نهاده ها) برای بنگاه $f$ باشد، $q_f$ پارامتر یا پارامترهایی است که برای هر بنگاه تغییر می کند(مثلاً سطح محصول)، $\theta$ بردار پارامترهای ثابت روی بنگاه (مثل قیمتها)، و $v_f$ جمله اخلال است (کویل، ۲۰۰۵).

(۱)

$$Z_f = g(\theta, q_f) + v_f \quad f=1,...,m$$
$$E(V|\theta, q) = 0$$

فرض کنید روابط قابل تشخیصی در سطح بنگاه وجود دارد و $g(\theta,q_f)$ مسئله بهینه سازی آماری را برای بنگاه حل می‌کند. برای سادگی کل تعداد بنگاه‌هایی که مورد عمل قرار می‌گیرند در عدد $m$ ثابت نگه داشته‌ایم. متغیرهای $Z$ و $Q$ را به صورت زیرتعریف می‌کنیم کویل(۲۰۰۵):

$$z = \sum_{f=1}^{m} Z_f \qquad (۲)$$

$$Q = \sum_{f=1}^{m} q_f$$

و تولیدات نسبی به کل تولید را با $\rho_f$ بدین صورت تعریف می کنیم:

$$\rho_f = \frac{q_f}{Q} \qquad f=1,....,m \qquad (۳)$$

یعنی pf برابر است با نسبت محصول بنگاه f به کل محصول. بنابراین p1,,,pm تولیدات نسبی بنگاههای مختلف از ۱ تا m را نشان می دهد که مجموع این تولیدات نسبی برابر واحد است.فرضیه مقیاس گذاری میانگین بیان می کند توزیع سری های زمانی p مستقل از Q و θ است، یعنی سهم بنگاه از بازار مستقل از کل محصول صنعت وسطح قیمت است (کویل، ۲۰۰۵). این مشابه فرضیه مقیاس گذاری میانگین لوبل(۱۹۹۲) در مطالعه اش در مورد جمع سازی روی عوامل مصرف با تابع تقاضای مارشالی لگاریتمی- خطی و نیز فرضیه کلیدی در تئوری تعمیم یافته کالای مرکب لوبل برای جمع سازی روی کالاها در تقاضای مصرف کننده است (لوبل،۱۹۹۶). این فرضیه می گوید تغییرات زمانی در توزیع احتمالاتی متغیرهای خرد نسبی q برای تمامی بنگاه ها مستقل از تغییرات در مجموع Q و پارامترهای θ است. بنابراین ρ می تواند در طول زمان نوسان داشته باشد اما توزیع احتمالاتی آن مستقل از Q و θ است.

کویل(۲۰۰۵) نشان می دهد روابط جمعی استخراج شده تحت فرضیه مقیاس گذاری میانگین، تمام خصوصیات متناظر روابط خرد از جمله یکنوا بودن و همگنی را به ارث می برد (تهامی پور و سلامی، ۱۳۹۰). بر اساس فرضیه کویل تنها با داشتن اندازه تولید محصولات مختلف در استان‌های مختلف می توان آزمون برقراری فرضیه مقیاس گذاری میانگین را بررسی کرد و شرایط سازگاری جمعی سازی این بنگاه ها یا استان ها را مورد آزمون قرار داد (همان منبع). در این حالت تولید نسبی استان‌ها باید مستقل از تولید کل کشور یا مجموع تولیدات آن استان ها باشد.

برای بررسی ابتدا با استفاده از آزمونهای ریشه واحد، ایستایی سری زمانی تولید کل و سریهای زمانی تولیدات نسبی استانها را بررسی نموده که با چند حالت مواجه می شویم که به شرح ذیل می باشد(دیویس و همکاران،۲۰۰۰؛ کویل،۲۰۰۵).

۱- اگر تولید کل ناایستا و تولیدات نسبی ایستا باشد به معنی استقلال تولیدات نسبی از تولید کل تلقی می گردد. بنابراین امکان تجمیع برای این استانها وجود دارد.
۲- اگر تولید کل و تولیدات نسبی هردو ناایستا باشند استقلال تولیدات نسبی از تولیدکل نامعلوم است. اگر هم انباشتگی بین دو سری تولید کل و تولید نسبی وجود داشته باشد به معنای نامستقل بودن آنها و در صورتی که هم انباشتگی وجود نداشته باشد تولیدات نسبی مستقل از تولیدکل بوده و امکان تجمیع این استانها وجود دارد.

۳- اگرتولید کل ایستا و تولید نسبی ناایستا باشد در این حالت نیز تولیدات نسبی مستقل از تولید کل می باشند. بنابراین امکان تجمیع استانهای تولید کننده گردو وجود دارد.

۴- اگر تولید کل ایستا و تولیدات نسبی نیز ایستا باشند نمی توان در خصوص استقلال تولیدات نسبی از تولید کل قضاوت نمود.

کویل جهت اطمینان از استقلال تولیدات نسبی از تولید کل، در قالب یک سیستم به ظاهر نامرتبط تکراری، مقادیر تولید نسبی را بر تولید کل رگرس نمود و با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی یا آزمون F فرضیه صفر بودن ضرایب تولیدکل درهمه الگوهای رگرسیونی را آزمود. اگرضرایب تولید کل معنادار نبود به معنی استقلال تولیدات نسبی از تولید کل است و می توان آنها را در یک گروه قرار داد. رگرسیون مورد نظر به شکل زیر ارائه گردید(کویل، ۲۰۰۵).

$$\rho_{ft} = \alpha_{f0} + \alpha_{f1} Y_t + \alpha_{f2} T + e_{ft} \qquad (۴)$$

$$f = 1,...,26 \qquad t=1374,...1394$$

در رابطه سیستمی فوق، Y تولیدکل، T متغیر روند، ρ تولید نسبی استانها و e جمله اخلال می باشد. اندیس های i و t نیز به ترتیب نماینده استان های تولید کننده گردو و سال های مورد مطالعه هستند. برای بررسی امکان جمع سازی استان های تولید گردو در کشور، از اطلاعات مربوط به تولید این محصول به تفکیک استان و برای سالهای مختلف نیاز داشتیم که این اطلاعات برای ۲۶ استان کشور از آمار تولید محصولات دائمی استان های کشور از سالهای ۷۴ الی ۸۶ موجود در آمارنامه کشاورزی و از این سال به بعد از آمارنامه کشاورزی جلد محصولات باغبانی جمع آوری گردید.

## نتایج

همانطور که در بخش قبل بیان گردید اولین قدم در تعیین شرایط سازگاری جمع سازی، تعیین ایستایی تولیدات نسبی استانها و تولید کل می باشد. در این مطالعه از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته جهت بررسی ایستایی سریهای زمانی تولیدات نسبی و تولید کل استفاده شد. جدول شماره (۱) نتایج این آزمون را نشان می دهد. برای همه استانها، این آزمون با استفاده از عرض از مبدا و روند انجام شده و همچنین میزان وقفه بهینه بر اساس آماره شواتز بطور خودکار توسط نرم افزار Eviews انتخاب شده‌است. فرضیه صفر در آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته، وجود ریشه واحددر سری-زمانی است که درصورت معنادار بودن آماره، فرضیه ریشه واحد (یا ناایستایی) سری زمانی رد می‌شود.

**جدول۱. نتایج آزمون ایستایی برای تولیدات نسبی استانهای مختلف و تولید کل کشور**

| ردیف | استان | آماره دیکی فولر* | ردیف | استان | آماره دیکی فولر |
|---|---|---|---|---|---|
| $\rho_1$ | آذربایجان شرقی | -۴/۳۳*** | $\rho_{15}$ | قم | -۵/۴۷*** |
| $\rho_2$ | آذربایجان غربی | -۳/۳۹* | $\rho_{16}$ | کردستان | -۳/۹۷** |
| $\rho_3$ | اردبیل | -۴/۰۲** | $\rho_{17}$ | کرمان | -۳/۷۳** |
| $\rho_4$ | اصفهان | -۲/۱۸ | $\rho_{18}$ | کرمانشاه | -۲/۰۰ |
| $\rho_5$ | ایلام | -۲/۷۴ | $\rho_{19}$ | کهکیلویه و بویراحمد | -۳/۹۶** |
| $\rho_6$ | تهران | -۵/۸۱*** | $\rho_{20}$ | گلستان | -۴/۱۱** |
| $\rho_7$ | چهارمحال و بختیاری | -۳/۵۵* | $\rho_{21}$ | گیلان | -۴/۲۱*** |
| $\rho_8$ | خراسان | -۲/۲۲ | $\rho_{22}$ | لرستان | -۳/۴۳* |
| $\rho_9$ | خوزستان | -۲/۵۸ | $\rho_{23}$ | مازندران | -۴/۴۳*** |
| $\rho_{10}$ | زنجان | -۲/۳۵ | $\rho_{24}$ | مرکزی | -۴/۶۰*** |
| $\rho_{11}$ | سمنان | -۴/۳۵*** | $\rho_{25}$ | همدان | -۱/۴۸ |
| $\rho_{12}$ | سیستان و بلوچستان | ۱/۴۰ | $\rho_{26}$ | یزد | -۴/۳۹*** |
| $\rho_{13}$ | فارس | -۳/۶۷** | Y | تولید کل کشور | -۱/۵۴ |
| $\rho_{14}$ | قزوین | -۲/۹۶ | | | |

مأخذ: یافته‌های تحقیق: * ، ** و *** مقادیربحرانی به ترتیب درسطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ درصد

درخصوص سری‌زمانی تولیدکل( $Y = \sum_{f=1}^{26} y_{ft}$ )، آماره دیکی-فولر محاسباتی ۱,۵۴- محاسبه شد که از مقدار بحرانی ۱٪ ( $\tau_{\%1} = -4.498$ )بسیار بزرگتر بوده وقویاً فرضیه ریشه واحد پذیرفته می شود و بنابراین تولید گردوی کشور، نایستا می باشد. با توجه به اینکه خواص آماره دیکی – فولر در نمونه های‌کوچک، ضعیف می‌باشد، از آزمون کیاتویسکی وهمکاران(۱۹۹۲)۲ نیز استفاده شد. دراین آزمون فرضیه صفر، نایستا بودن سری مربوطه می باشد.همانطور که در جدول (۲) نشان داده شده است، فرضیه ناایستایی سری تولید کشور، قابل رد شدن نیست.

**جدول۲. نتایج آزمون ایستایی کیاتویسکی و همکاران(KPSS) برای و تولید کل کشور**

[2] Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS).

| متغیر | آماره KPSS | مقدار بحرانی ۱٪ | ۵٪ | ۱۰٪ | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| Y | ۰,۱۵۶ | ۰,۲۱۶ | ۰,۱۴۶ | ۰,۱۱۹ | ناایستا بودن Y |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

درصورتیکه سطح معناداری را ۵٪ درنظربگیریم، نتایج آزمون‌ایستایی نشان می‌دهد سری‌های زمانی تولیدات نسبی دوازده استان( $\rho_f$ ): آذربایجان‌غربی، اصفهان، ایلام، چهارمحال‌بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، قزوین، کرمانشاه، لرستان و همدان ناایستا هستند یا به عبارتی انباشته ازمرتبه‌اول (۱)I هستند یعنی با یکبار تفاضل‌گیری ایستا خواهند شد. با توجه به اینکه استقلال سریهای زمانی تولید کل و تولیدات نسبی این یازده استان معلوم نیست، لذا برای تشخیص استقلال آنها آزمون هم انباشتگی انگل – گرنجر انجام شد که نتایج آنها به شرح جدول (۲) ارائه شده است. بنا به اعتقاد انگل و گرنجر(۱۹۸۷) درصورتیکه دو یا چند سری انباشته از مرتبه اول باشند، ممکن است ترکیب خطی آنها ایستا یا انباشته از مرتبه صفر I(0) باشند که در اینصورت به آنها دو سری هم انباشته خواهند گفت و در اینصورت دو سری دربلند مدت، رابطه معناداری خواهند داشت و بنابراین این استانها نمی توانند مستقل باشند و تجمیع تولیدگردوی آنها، دچار اریب بوده و قابل تجمیع نیستند. فرضیه صفر درآزمون دوربین- واتسون، عدم هم انباشتگی دو سری بوده که بر مبنای آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بر روی اجزای احلال به شرح زیر می باشد:

$$\Delta u_{1t} = (\rho - 1) u_{1t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta u_{1t-j} + v_t \quad (۵)$$

در رابطه فوق P ، تعداد وقفه لازم می باشد که بر اساس فرایند بهینه سازی انتخاب می‌شود. با توجه به اینکه فرضیه هم انباشتگی برای سری زمانی تولید نسبی ۱۲ استان رد می‌شود بنابراین به دلیل عدم ارتباط بلندمدت، استقلال آنها از تولید کل تائید شده و بر اساس نظریه مقیاس گذاری میانگین، می‌توان این استانها مورد تجمیع جغرافیایی قرارگیرند.

**جدول۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر برای استانهای ناایستا وتولیدکل**

| نام استان | آماره انگل -گرنجر | سطح معناداری | نتیجه |
|---|---|---|---|
| آذربایجان غربی | -۱,۷۵ | ۰,۸۷ | عدم هم انباشتگی |
| اصفهان | -۱,۴۵ | ۰,۷۷ | عدم هم انباشتگی |
| ایلام | -۲,۱۰۷ | ۰,۷۵ | عدم هم انباشتگی |
| چهارمحال بختیاری | -۲,۰۸ | ۰,۷۵ | عدم هم انباشتگی |
| خراسان | -۲,۱۶۹ | ۰,۷۲ | عدم هم انباشتگی |
| خوزستان | -۲,۳۱۸ | ۰,۶۵ | عدم هم انباشتگی |
| زنجان | -۲,۴۷۷ | ۰,۵۷ | عدم هم انباشتگی |
| سیستان و بلوچستان | -۱,۱۵۲ | ۰,۹۷ | عدم هم انباشتگی |

| | | | |
|---|---|---|---|
| قزوین | -۱,۶۶۷ | ۰,۹۰ | عدم هم انباشتگی |
| کرمانشاه | -۲,۷۴۶ | ۰,۴۴ | عدم هم انباشتگی |
| لرستان | -۱,۷۷ | ۰,۸۷ | عدم هم انباشتگی |
| همدان | -۱,۶۴۹ | ۰,۹۰ | عدم هم انباشتگی |

مأخذ: نتایج تحقیق

براساس شرط ۲ از شرایط سازگاری جمعی‌سازی و عدم هم انباشتگی ۱۲ استان فوق الذکربا تولید کل که به معنای استقلال تولیدات نسبی این استانها و تولیدکل می‌باشد، می‌توان داده‌های تولید این استانها را با شرایط سازگاری تجمیع نمود.

اما از آنجائیکه تولیدنسبی ۱۴ استان دیگر(شامل استانهای آذربایجان شرقی، اردبیل، تهران، سمنان، فارس، قم، کردستان، کرمان، کهکیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، مازندران، مرکزی، یزد) ایستا بودند و فرض اینکه تولید کل نیز ناایستا می باشد، لذا براساس نتایج دیویس و همکاران(۲۰۰۰)، ناظر بر استقلال توزیع احتمالی این استانها از توزیع تولید کل بوده و لذا این ۱۴ استان نیز می توانند درجمع‌سازی‌سازگار دریک گروه باشند. حال به منظور بررسی صحت نتایج بدست آمده به پیروی از فرضیه کویل(۲۰۰۵) باید فرضیه مقیاس‌گذاری میانگین را برای ۱۴ استانی که تولیدات نسبی ایستا دارند انجام و با فرض اینکه تولید کل نیز ایستا می‌باشد، استقلال این سریهای زمانی را از تولید کل را بررسی نماییم. برای این منظورباید فرضیه مشترک زیر مورد آزمون قرار گیرد:

$$\alpha_{fi} = 0 \qquad i=1,...,14 \qquad (۶)$$

برای این منظور فرض می کنیم تولیدکل ایستاست و با استفاده از سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط تکراری (*ISUR*) رگرسیون تولیدات نسبی این ۱۴ استان را روی تولیدکل و متغیر زمان انجام و با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی فرضیه صفر مقیاس‌گذاری میانگین مبنی بر صفر بودن ضرایب متغیر تولیدکل را در همه معادلات بررسی می‌کنیم. جدول ۳ نتایج برآورد سیستم به‌ظاهر نامرتبط تکراری را برای ۱۷ استان نام برده نمایش می دهد.

**جدول ۴. نتایج برآورد سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط تکراری برای تولیدات نسبی**

| نام استان | جزء ثابت | | متغیرتولید کل | | متغیر روند | | $\bar{R}^2$ | DW |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ضریب | آماره t | ضریب | آماره t | ضریب | آماره t | | |
| آ.شرقی | ۰,۰۹۴*** | ۳,۸۳۷ | ۰,۰۰۰۰۰۰۰۲۲۶ | ۰,۱۳۲ | -۰,۰۰۲ | -۱,۴۰۵ | ۰,۰۹ | ۱,۸۶ |
| اردبیل | ۰,۰۲۶*** | ۴,۸۹۹ | -۰,۰۰۰۰۰۰۰۴۴۵ | -۱,۱۷۵ | ۰,۰۰۰ | -۰,۶۲۸ | ۰,۲۱ | ۲,۰۰ |
| تهران | ۰,۰۶۹*** | ۳,۹۶۴ | ۰,۰۰۰۰۰۰۰۳۷۲ | ۰,۳۰۸ | -۰,۰۰۳** | -۲,۲۱۱ | ۰,۲۶ | ۱,۱۴ |
| سمنان | ۰,۰۲۴*** | ۴,۳۴۴ | -۰,۰۰۰۰۰۰۶۸۲* | -۱,۷۷۵ | ۰,۰۰۰ | ۱,۸۵۳ | ۰,۰۴ | ۱,۹۸ |
| فارس | ۰,۰۷۹*** | ۳,۸۵۴ | ۰,۰۰۰۰۰۰۱۶۸ | ۱,۱۸۵ | -۰,۰۰۲ | -۱,۶۲۷ | ۰,۰۱ | ۱,۹۴ |
| قم | ۰,۰۱۸*** | ۳,۰۴۶ | -۰,۰۰۰۰۰۰۶۲۳ | -۱,۴۹۴ | ۰,۰۰۰ | ۱,۴۰۴ | ۰,۰۱ | ۲,۷۵ |
| کردستان | ۰,۰۷۱*** | ۷,۴۷۸ | -۰,۰۰۰۰۰۰۱۵۸*** | -۲,۳۹۲ | ۰,۰۰۲*** | ۳,۰۲۰ | ۰,۲۲ | ۲,۳۱ |
| کرمان | ۰,۱۱۴*** | ۴,۸۴۴ | ۰,۰۰۰۰۰۰۰۴۷۳ | ۰,۲۸۹ | -۰,۰۰۱ | -۰,۹۴۸ | -۰,۰۳ | ۱,۵۳ |
| کهکیلویه | ۰,۰۰۳ | ۰,۲۴۳ | ۰,۰۰۰۰۰۰۱۲۵* | ۱,۶۵۲ | ۰,۰۰۰ | ۰,۴۶۹ | ۰,۲۸ | ۲,۱۹ |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| گلستان | ۰,۰۱۸*** | ۹,۶۱۵ | -۰,۰۰۰۰۰۰۰۲۹۱** | -۲,۲۳ | ۰,۰۰۰ | -۰,۷۹۷ | ۰,۴۷ | ۱,۷۵ |
| گیلان | ۰,۰۲۱*** | ۲,۶۳۲ | -۰,۰۰۰۰۰۰۰۹۶۷* | -۱,۷۵۲ | ۰,۰۰۱*** | ۳,۱۷۰ | ۰,۲۸ | ۲,۰۸ |
| مازندران | ۰,۰۳۱*** | ۵,۱۸۵ | ۰,۰۰۰۰۰۰۰۴۷۵ | ۱,۱۶۴ | ۰,۰۰۰ | ۱,۵۲۸ | ۰,۰۰ | ۲,۴۸ |
| مرکزی | ۰,۰۶۱** | ۲,۰۲۸ | -۰,۰۰۰۰۰۰۳۵۷* | -۱,۷۳۲ | ۰,۰۰۵** | ۲,۳۰۶ | ۰,۱۲ | ۲,۵۹ |
| یزد | ۰,۰۲۵*** | ۶,۸۱۹ | -۰,۰۰۰۰۰۰۰۵۵۲** | -۲,۲۱۱ | -۰,۰۰۰ | ۱,۰۲۳ | ۰,۰۵۱ | ۲,۴۸ |

مأخذ: نتایج تحقیق- *، **، *** به ترتیب معنی داری در سطح ده، پنج و یک درصد

همانطور که نتایج نشان می دهد مقدار ضریب تحمینی تولیدکل در۱۴ استان حدود صفر است و عمدتا از نظرآماری بی‌معنا می‌باشند. از این تعداد فقط ۴ ضریب در سطح ۵٪ از نظر آماری معنادار هستند که مربوط به استانهای کردستان، گلستان، گیلان و یزد می‌باشد. به عبارتی دارای رابطه معنادار بین تولید نسبی و تولید کل وجود دارد؛ بنابراین این استانها با تولید کل مستقل نیستند و نمی‌توان تجمیع‌سازی سازگار را برای آنها اعمال نمود. جدول(۴) نتایج آزمون والد برای آزمون فرضیه فوق را این نشان می‌دهد.

**جدول ۵. نتایج آزمون والد برای فرضیه صفر بودن همزمان ضرایب تولیدکل**

| فرضیه صفر | مقدار آماره | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|
| صفر بودن همزمان ضرایب تولید کل استانهای کردستان، گلستان، گیلان و یزد | ۱۳,۵۹۲ | ۰,۰۰۱ | رد فرض صفر |

**مأخذ: نتایج تحقیق**

همچنین ضرایب روند در تخمینی سیستمی مربوطه برای ده استان از نظر آماری معنادار نیست ولیکن برای ۴ استان تهران، کردستان، گیلان ومرکزی، از نظر آماری متفاوت از صفر است و این ممکن است به دلیل روندایستا بودن تولیدات نسبی این چهاراستان باشد بنابراین براساس نظریه مقیاس‌گذاری میانگین، استانهای تهران،کردستان،گیلان و مرکزی هم نمی‌توانند با سایر استانها دریک گروه تجمیع شوند.

بنابراین براساس مقیاس گذاری میانگین، ۶ استان تهران، کردستان، گلستان، گیلان ، یزد و مرکزی، دارای شرایط لازم برای جمع سازی سازگار به همراه سایر استانهای کشور نیستند. سایر استانها به غیر از این ۶ استان یعنی ۲۰ استان دیگر کشور دارای شرایط لازم برای تجمیع سازگار هستند بطوریکه خواص داده های تجمیع شده معادل با داده ها در سطح خرد می باشد.

همانطور که از جدول (۶) مشخص است۲۰ استانی که امکان تجمیع داده‌های تولیدی هزینه آنها بر اساس فرضیه مقیاس‌گذاری میانگین، طی سالهای ۹۴-۱۳۷۴ بطورمتوسط، ۸۴,۵٪ از کل تولید کشور را به خود اختصاص داده‌اند، ازبین این استانها، بیشترین سهم تولید مربوط به استان همدان با سهم ۱۲,۵٪ می باشد. و بعد از آن استانهای کرمان، فارس، آذربایجان شرقی، کرمانشاه به ترتیب در رتبه های دوم تا پنج قرار گرفته اند که سهم تولیدی آنها به ترتیب ۱۰,۸٪ ، ۹٪، ۷,۵٪ ، ۷٪ می باشد.

براساس آزمون دیکی – فولر، نسبت به ایستایی سری زمانی تولیدات نسبی ۲۶ استان اقدام شد. نتایج آزمون نشان دهنده ناایستا بودن تولیدات نسبی ۱۲ استان و ایستا بودن ۱۴ استان دیگر بود. به منظور بررسی استقلال بین تولید-نسبی استانهای ناایستا با تولید کل، آزمون هم انباشتگی انگل–گرنجر انجام شد و مشخص شد هیچگونه رابطه هم انباشتگی وجود ندارد بنابراین استقلال تولید نسبی استانهای مذکور با تولید کل موید امکان تجمیع سازگار داده های آنها بود.

**جدول ۶. میانگین سهم تولید گردوی استانهای قابل تجمیع در دوره ۹۴-۱۳۷۴**

| نام استان | سهم تولید(درصد) |
|---|---|
| آذربایجان شرقی | ۷,۵٪ |
| آذربایجان غربی | ۲,۹٪ |
| اردبیل | ۱,۵٪ |
| اصفهان | ۳,۱٪ |
| ایلام | ۰,۶۴٪ |
| چهارمحال و بختیاری | ۲,۸٪ |
| خراسان | ۴,۶٪ |
| خوزستان | ۰,۴۶٪ |
| زنجان | ۲,۵٪ |
| سمنان | ۱,۵٪ |
| سیستان و بلوچستان | ۰,۴۲٪ |
| فارس | ۹٪ |
| قزوین | ۳,۹٪ |
| قم | ۱,۱٪ |
| کرمان | ۱۰,۸٪ |
| کرمانشاه | ۷٪ |
| کهکیلویه و بویر احمد | ۳,۲٪ |
| لرستان | ۲,۵٪ |
| مازندران | ۳,۴٪ |
| همدان | ۱۲,۵٪ |
| جمع | ۸۴,۵٪ |

**مأخذ: نتایج تحقیق**

همچنین براساس فرضیه مقیاس گذاری میانگین نیز بین تولید نسبی استانهای ایستا و تولید کل، با استفاده از تخمین سیستمی معادلات رگرسیونی به روش *SURE*، مشخص شد که فقط ۶ استان تهران، کردستان، گلستان، گیلان ، یزد و مرکزی، دارای شرایط لازم برای جمع‌سازی سازگار نیستند. سایراستان‌های کشور به غیر از این ۶ استان دارای شرایط لازم برای تجمیع سازگار هستند بطوریکه خواص داده‌های تجمیع شده معادل با داده‌ها در سطح خرد می‌باشد. بنابراین توصیه می‌شود قبل از الگوسازی بر اساس تجمیع داده‌های مربوط به تولید و هزینه استان کشور، امکان تجمیع سازی

سازگارحائز اهمیت است که در صورت توجه به آن توصیه‌های سیاستی دقیق‌تری که انطباق بیشتری با واقعیت دارد، امکان پذیر است.

## منابع


۱. بی نام؛ آمار نامه کشاورزی، سال ۱۳۹۴. وزارت جهاد کشاورزی.

۲. سلامی، ح. و تهامی پور، م. (۱۳۹۰) آزمون جمع سازی استان های تولیدکننده‌ی گندم در ایران با استفاده از فرضیه مقیاس گذاری میانگین. فصلنامه اقتصاد کشاورزی، جلد ۵، ( ۱) ، ص ۱۵-۱.

۳. سلامی، ح. و کیانی راد، ع. ( ۱۳۸۰ ) استفاده از تئوری تعمیم یافته ی کالای مرکب برای گروه بندی برخی از محصولات عمده ی زراعی در ایران. مجله ی علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، جلد۵ ، (۴): ۵۷-۷۱.

۴. شعبان‌زاده‌خوشرودی، م. و محمودی، ا. (۱۳۹۴) بررسی امکان جمع سازی میوه و خشکبار، انواع سبزی، حبوبات و فرآورده های سبزی(کاربرد تئوری مرکب سازی تعمیم یافته).نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۹، (۴)، ص ۳۵۸-۳۴۵.

۵. فلسفیان، آ. زیبایی، م. و بخشوده، م. (۱۳۸۵) گروه‌بندی مواد خوراکی در ایران(کاربرد تئوری تعمیم‌یافته کالای مرکب). دو فصلنامه علوم و صنایع کشاورزی، جلد۲۰ ، ( ۳) ، ص۲۰۰-۱۸۷.

۶. کیانی، غ. و سلامی، ح. ( ۱۳۸۶ ) آزمون سازگاری جمع‌سازی جغرافیایی بنگاه‌ها در بخش‌کشاورزی ایران. مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. مشهد

7. Asche, F., Guttormsen, A., and Tveteras S. 2001. Aggregation over different
8. qualities: Are there generic commodities? Economics Bulletin, 3(13): 1-6.
9. Barnett, W.A. (1979). Theoretical foundations for the Rotterdam Model.
10. Review of Economic Studies, 46: 109–130.
11. Chambers, R.G. and Pope, R.D. (1996). Agreeable price-taking firms. European
12. Economic Review, 40: 417–428.
13. Coyle, B. T. (2005). Aggregation over firm under means scaling. American Journal of Agricultural Economic, 87(2): 366-377.
14. Davis, G. C., Lin, N., and Shumway C.R. 2000. Aggregation without separability: Tests of the United States and Mexican agricultural production data. American Journal of Agricultural Economics, 82: 214-230.
15. Gorman, W.M. (1959). Separable utility and aggregation. Econometrica, 27:
16. 469–481.
17. Hicks, J.R. (1936). Value and Capital, Oxford University Press. Oxford.
18. Jinghua, X., and Oystein M. 2011. Consistent aggregation in fish demand: A
19. Study of French Salmon demand, Marine resource economics, 26: 267-281.
20. Karagiannis, G. and Mergos, G. J. (2002). Estimating theoretically consistent
21. demand systems using cointegration techniques with application to Greek food
22. data. *Economics* Letters, 74: 137–143.
23. Leontief, W. 1946. Composite Commodities and the Problem of Index
24. Numbers. Econometrica, 4: 439-459.
25. Lewbel, A.1992. “Aggregation with Log-Linear Models.” Review of Economic
26. Studies 59:635–42.
27. Lewbel, A. (1996). Aggregation without separability: a generalized composite

28. commodity theorem. American Economic Review, 86:524–543.
29. Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, and Y.Shin. “Testing the Null
*30.* Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root.”*Journal of*
31. *Econometrics* 54(1992):159–78.
32. Sono, M. 1961. The effect of price changes on the demand and supply of
33. separable goods. International Economic Review, 2: 239-271.
34. Williams, S.P. and Shumway, C.R. (1998). Aggregation of data and profit
35. Maximization in Mexican agriculture. Applied Economics, 30: 235–244.

**Investigating the Geographical Aggregation of Walnut Producing Provinces in Iran (Under Mean Scaling)**

**Abstract:**
Walnut is one of the permanent and important products of Iranian horticulture and the present study investigates the possibility of the consistent aggregation of walnut producing provinces in Iran using time series data of 1374-1394. The purpose of the research is to answer the question of whether Iranian production data can be aggregated and applied a common policy analysis to them.Based on the mean scaling theory developed on the basis of the generalized composite commodity theory of Lewbel. All provinces of the country are compatible to aggregation Except for 6 provinces of Tehran, Kurdistan, Golestan, Gilan, markazi and Yazd, which cannot be included in this group.That is, estimating the production and cost functions for walnut in Iran using aggregation data is possible for all the provinces (except for the above mentioned provinces) and will have consistent results with the micro level.
***JEL classification:*** C100, D200
***Keyword***: Provincial aggregation, Walnut, Scaling average, Commercial goods