

آزمون سازگاری جمع سازی جغرافیائی بنگاهها در بخش کشاورزی ایران

غلامحسین کیانی و حبیب الله سلامی^۱

چکیده

نظریه رفتار تولید کننده رفتار یک فرد یا بنگاه تولیدی را مورد مطالعه قرار می دهد اما ممکن است محققین در مطالعات تجربی ملزم به استفاده از داده های جمع سازی شده باشند. علاوه بر این در اغلب موارد داده های تفکیکی در دسترس نیست و یا جمع آوری آنها پرهزینه است. همچنین داد های جمعی برآوردهای اقتصادسنجی را آسانتر می نمایند. علیرغم مزیت های داده های جمعی، در صورتیکه شرایط لازم برای جمع سازی داده ها فراهم نباشند، استفاده از این داده ها منجر به برآورد پارامترهای نادرست می گردند. چنین پارامترهایی تصویر غیر واقعی از رفتار تولید کننده ارائه می نمایند و در نهایت منجر به سیاستگذاریهای نامطمئن می گردند. در مطالعه حاضر با استفاده از تئوری تعمیم یافته کالای مرکب شرایط جمع سازی سازگار قیمت و نیز مقدار محصولات گندم و شلتوک مربوط به شش استان عمده تولید کننده شلتوک و ۲۴ استان تولید کننده گندم مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج به دست آمده تجمیع مقادیر تولید در استان های مختلف و همچنین استفاده از یک شاخص قیمت برای هر یک از محصولات ذکر شده برای مطالعات بررسی رفتار تولید کنندگان در سطح کشور را تایید می کند.

واژه های کلیدی: جمع سازی سازگار، تئوری تعمیم یافته کالای مرکب، گندم، شلتوک، ایران

مقدمه

نظریه اقتصادی رفتار تولید کننده برای بررسی رفتار اقتصادی یک فرد یا یک بنگاه تولیدی پایه ریزی شده است اما الزامات اغلب مطالعات اقتصادی از حاصل جمع مقدار تولید چند بنگاه در برآورد توابع تولید با هزینه استفاده می شود. در دسترس نبودن اطلاعات تفکیک شده و یا هزینه بر بودن جمع آوری آنها و بروز مشکل همخطی در استفاده از داده های تفکیک شده از دلایل اصلی استفاده از داده های جمعی^۲ به شمار می رود. همچنین به اعتقاد هلرستین^۳ (۱۹۹۵) مدلهای جمع سازی شده را می توان بر اساس فرمهای تابعی مناسبتی برآورد نمود. علیرغم مزیت داده های جمعی، جمع سازی نادرست داده ها موجب بروز خطای جمع سازی در پارامترهای برآورد شده می گردد و در نتیجه تصویر نادرستی از رفتار تولید کنندگان ارائه می نماید. (ویلیام^۴ و شاموی^۵، ۱۹۹۸) بدیهی است استفاده از این پارامترها در سیاستگذاریهای اقتصادی منجر به توصیه های نادرست می گردد. به همین دلیل مطالعات زیادی برای آزمون اعتبار جمع سازی انجام شده است.

^۱ به ترتیب دانشجوی دکتری و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران.

^۲ - Aggregated Data

^۳ - Hellerstein

^۴ - Williams

^۵ - Shumway

براساس مطالعات انجام شده تاکنون چهار نظریه در خصوص جمع سازی کالا (محصول یا نهاده) ارائه شده که هر یک شرط کافی برای سازگار بودن جمع سازی می باشند: نظریه کالای مرکب هیکس^۱، نظریه کالای مرکب لئونتیف^۲، نظریه تفکیک پذیری^۳ و تئوری تعمیم یافته کالای مرکب^۴. برپایه نظریه کالای مرکب هیکس تنها کالاهایی می توانند در یک گروه قرار گیرند و تشکیل یک کالای واحد را بدهند که قیمت آنها در طول زمان به یک نسبت تغییر کنند. یعنی قیمت نسبی آنها ثابت بماند (هیکس ۱۹۴۶). طبق نظریه کالای مرکب لئونتیف شرط کافی برای سازگار بودن جمع سازی این است که مقدار کالاهای یک گروه در طول زمان به یک نسبت تغییر نماید.

هر چند دو شرط فوق را می توان به آسانی آزمون نمود، اما در دنیای واقع این شروط به ندرت محقق می گردند. به همین دلیل در اغلب مطالعات اقتصاد کشاورزی از نظریه تفکیک پذیری بعنوان شرط کافی در جمع سازی کالا استفاده شده است. طبق این نظریه کالاهایی را می توان در یک گروه قرار داد که نرخ نهایی جانشینی هر جفت از آنها در یک گروه مستقل از مقدار تولید (مصرف) کالای سوم در خارج از این گروه باشد (لئونتیف ۱۹۴۷). اما استفاده از این روش نیز در مطالعات تجربی با محدودیتهایی مواجه است (لویبل^۵، ۱۹۹۶). از اینرو لویبل (۱۹۹۶) تئوری تعمیم یافته کالای مرکب را ارائه نمود. در این نظریه، برخلاف نظریه کالای مرکب هیکس، قیمت های نسبی یک گروه ثابت نبوده و می توانند تا جائیکه نسبت قیمت هر کالا به شاخص قیمت گروه مستقل از شاخص قیمت گروه باشد نوسان داشته باشند. همچنین این تئوری بر خلاف نظریه تفکیک پذیری هیچگونه محدودیتی بر ساختار مطلوبیت یا تولید اعمال نمی کند. بعلاوه بر خلاف نظریه های پیشین شواهد تجربی تئوری تعمیم یافته کالای مرکب را مورد تایید قرار می دهند (دیویس^۶، لین^۷ و شاموی^{۲۰۰۰}، لویبل ۱۹۹۶).

اغلب مطالعات انجام شده برای آزمون اعتبار جمع سازی کالاها متمرکز بوده و جمع سازی بنگاهها، افراد و یا واحدهای جغرافیایی کمتر مورد توجه قرار گرفته است (شاموی و دیویس، ۲۰۰۱). به نظر می رسد محدودیتهای ساختاری که به عنوان شرایط کافی برای جمع سازی بنگاهها بیان می شود (در بخش بعد به آنها اشاره خواهد شد) و احتمال برآورده نشدن این شرایط توسط داده ها محققین را از این آزمون منصرف کرده است (لیو^۸ و شاموی، ۲۰۰۴).

^۱ - Hicks Composite Commodity Theorem

^۲ - Leontief Composite Commodity Theorem

^۳ - Separability Theorem

^۴ - Generalized Composite Commodity Theorem (GCCT)

^۵ - Lewebel

^۶ - Davis

^۷ - Lin

^۸ - Liu

لیو و شاموی (۲۰۰۴) در یک رویکرد جدید تئوری تعمیم یافته کالای مرکب را به عنوان یک شرط کافی برای جمع سازی بنگاهها و واحدهای جغرافیایی مورد استفاده قرار داده اند. از آنجائیکه در کشور ما به وفور از داده های جمعی استانها در حوزه مطالعات اقتصاد کشاورزی استفاده می گردد در پژوهش حاضر با استفاده از تئوری تعمیم یافته کالای مرکب سازگاری جمع سازی قیمت و مقدار تولید محصولات کشاورزی استانها، به عنوان واحدهای جغرافیایی، برای دو محصول گندم و شلتوک مورد آزمون قرار می گیرد. بدین منظور ابتدا در بخش بعد تئوری تعمیم یافته کالای مرکب و همچنین شرایط استفاده از آن برای آزمون سازگاری جمع سازی واحدهای جغرافیایی بیان می گردد. سپس داده های مورد استفاده تشریح شده و در پایان نتایج تجربی مطالعه ارائه می گردد.

مواد و روشها

بر اساس تئوری تعمیم یافته کالای مرکب در صورتیکه دو شرط زیر برقرار باشند، شرط کافی برای جمع سازی سازگار داده ها و برآورد تابع جمعی تقاضا برقرار بوده و تابع تقاضای جمعی تمام خصوصیات یک تابع تقاضا را دارا خواهد بود: الف) توابع تقاضای منفرد از فرایند حداکثر سازی مطلوبیت بدست آیند. به عبارت دیگر مصرف کنندگان در جریان مصرف کالا، منطقی عمل کنند. در این صورت تابع تقاضای جمعی به خوبی رفتار جمعی مصرف کنندگان منطقی را نشان داده و شرط لازم برای یک سیستم تقاضا از قبیل همگنی^۱، تقارن^۲، نیمه منفی معین^۳ و جمع پذیری^۴ برآورده خواهد شد. ب) توزیع نسبت قیمت هر کالا به شاخص قیمت گروه مستقل از توزیع شاخص قیمت گروه باشد. توجه نظری این فرض این است که چون قیمتها با هزینه های نهایی تولید متناسب می باشند در صورت برقراری این فرض، هزینه نهایی کالاهای یک گروه در طول زمان با همدیگر حرکت کرده و تغییر تکنولوژی صورت نگرفته است (لوبل ۱۹۹۶).

برای آزمون فرضیه دوم، فرض می کنیم که می خواهیم n کالا را به m گروه تقسیم نماییم. همچنین فرض کنیم که قیمت هر محصول را به P_i ($i=1, 2, \dots, n$) و شاخص قیمت هر گروه از کالاها را به P_1 نشان دهیم. همچنین $\rho_i = \log(P_i/P_1)$ را لگاریتم نسبت قیمت هر کالا به شاخص گروه کالای مربوطه و $R_i = \log(P_i)$ را لگاریتم شاخص قیمت کالای هر گروه در نظر می گیریم. طبق نظریه لوبل تمامی کالاهایی که قیمت نسبی آنها (ρ_i) از شاخص قیمت گروه کالای مربوطه (R_1) مستقل باشند را می توان در یک گروه قرار داد.

¹ - Homogeneity

² - Symmetry

³ - Negative semi definiteness

⁴ - Adding up

دیویس (۲۰۰۲)، لیوو شاموی (۲۰۰۴) در یک نگرش جدید به این تئوری معتقدند که استقلال قیمت نسبی از شاخص قیمت همان گروه استقلال بین گروهها را تضمین نمی کند به همین دلیل باید استقلال لگاریتم قیمت نسبی (ρ_i) از شاخص قیمت سایه گروهها ($R_I, i \notin J$) نیز آزمون گردد.

قبل از بررسی استقلال قیمت نسبی (ρ_i) از شاخص قیمت گروه (R_I) ابتدا باید ایستایی سریهای زمانی مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور می توان از آزمون تعمیم یافته دیکی فولر (ADF) استفاده نمود. اگر دو سری ρ_i و R_I ایستا باشند از آزمونهای همبستگی (مانند آزمون همبستگی اسپیرمن) برای آزمون استقلال آنها استفاده می گردد. اگر هر دو سری غیر ایستا باشند از آزمون هم جمعی^۱ استفاده می شود. چنانچه یکی از سریها ایستا و دیگری غیر ایستا باشد استقلال خطی دو سری را بدون آزمون می پذیریم (گرا نجروهانس ۱۹۸۹). در مرحله بعد از آزمونهای چند مقایسه ای برای نتیجه گیری نهایی استفاده می کنیم. دیویس (۲۰۰۳) نشان داد که آزمون چند مقایسه ای سیمس (۱۹۸۶) معتبرترین آزمون چند مقایسه ای می باشد. در این آزمون فرض می شود n آزمون منفرد در یک سطح معنی داری خاص α وجود دارد. اگر P_1, P_2, \dots, P_n سطوح معنی دار محاسباتی باشند، فرض $H_0 = \{H_1, H_2, \dots, H_n\}$ را زمانی رد می کنیم که $p_j < \alpha_j/n$ باشد. بنابراین طبق این آزمون استقلال دو سری ρ_i و R_I زمانی رد می شود که حداقل یکی از آماره های محاسباتی از سطوح معنی دار مربوطه کوچکتر باشد.

در برخی از مطالعات کاربردی تقاضا با استفاده از مقادیر جمعی تقاضا سیستم تقاضای معکوس برآورد می گردد. مورو (۲۰۰۱) بسط ساده ای از تئوری تعمیم یافته کالای مرکب را در مورد جمع سازی سازگار مقادیر ارائه نموده است به گونه ای که بتوان توابع تقاضای معکوس را به صورت گروهی برآورد نمود. به اعتقاد وی می توان تمام کالاهایی را که لگاریتم نسبت مقدار آنها به شاخص مقدار گروه مربوطه مستقل از لگاریتم شاخص مقدار گروه باشد را در یک گروه قرار داد. در این وضعیت تابع تقاضای معکوس جمعی برآورده شده دارای خصوصیات تقارن، منفی بودن و جمع پذیری می باشد.

چمبرز (۱۹۸۸) شرایط جمع سازی تولید بنگاهها را ارائه نمود. به اعتقاد وی در جمع سازی خطی باید هزینه نهایی هر بنگاه با هزینه نهایی صنعت برابر باشد. بعلاوه در بلند مدت باید تکنولوژی تولید بازده ثابت نسبت به مقیاس داشته باشد. در حالیکه در جمع سازی غیر خطی شرط کافی برای جمع سازی این است که ساختار هزینه شبه هموتتیک باشد.

^۱ - Cointegration

با فرض ناهمگن بودن قیمت‌ها می‌توان از تئوری تعمیم یافته کالای مرکب برای جمع‌سازی بنگاه‌ها استفاده نمود. زیرا در صورت همگن بودن قیمت‌ها، قیمت‌ها کاملاً به یکدیگر همبسته بوده و در این حالت تئوری کالای مرکب هیکس صادق می‌باشد. البته حتی در شرایط رقابت کامل ممکن است به علت تفاوت در هزینه‌های حمل و نقل، تحقیقات و ریسک عملاً قیمت‌ها در بین بنگاه‌های قیمت‌پذیر ناهمگن باشند (چمبرز و پوپ ۱۹۹۶).

لیو و شاموی (۲۰۰۴) معتقدند که با فرض ناهمگنی قیمت‌ها در بین بنگاه‌های قیمت‌پذیر تئوری تعمیم یافته کالای مرکب می‌تواند یک شرط کافی برای جمع‌سازی بنگاه‌ها باشد. به اعتقاد ایشان اگر: الف) بنگاه‌ها به دنبال حداکثر سود باشند و ب) توزیع نسبت قیمت تولید هر بنگاه به شاخص قیمت گروه مستقل از توزیع شاخص قیمت هر یک از گروه‌ها باشند، شرط کافی برای جمع‌سازی وجود دارد. در صورت برقراری این دو فرض اولاً "خصوصیات نظری توابع منفرد از قبیل همگنی، نیمه معین مثبت و تقارن به تابع عرضه جمعی منتقل می‌شود. ثانیاً "شرایط فنی لازم برای جمع‌سازی سازگار برقرار می‌باشد.

داده‌ها و گروه‌بندی استانها

در اغلب مطالعات اقتصاد کشاورزی در ایران از داده‌های جمعی در سطح ملی استفاده شده و گروه‌بندی منطقه‌ای محصولات کمتر مورد استفاده قرار می‌گیرد. به همین دلیل در پژوهش حاضر بیست و چهار^۱ استان تولیدکننده گندم و شش^۲ استان عمده تولیدکننده شلتوک، به عنوان واحدهای جغرافیایی تولیدکننده، به طور جداگانه در یک گروه قرار داده شده‌اند. اطلاعات قیمت و مقدار مربوط به سالهای ۱۳۸۴-۱۳۶۲ برای محصول گندم و سالهای ۱۳۸۱-۱۳۶۲ برای محصول شلتوک استفاده گردید. اطلاعات مربوط به تولید استانها از اداره کل آمار و اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی و اطلاعات مربوط به قیمت‌ها (قیمت سرخرمن) از مرکز آمار ایران جمع‌آوری گردید.

نتایج و بحث

در پژوهش حاضر با فرض اینکه تولیدکنندگان به دنبال حداکثرسازی سود خود هستند، سازگاری جمع‌سازی قیمت و مقدار دو محصول گندم و شلتوک در سطح کشور به طور جداگانه مورد

^۱ - چون استان اردبیل از سال ۱۳۷۳ و استان قم از سال ۱۳۶۶ و استانهای گلستان و قزوین از سال ۱۳۷۷ به استان تبدیل شده‌اند، جزء استانهای اولیه محسوب شده‌اند

^۲ - آمار منشر شده در طول دوره مورد مطالعه برای شش استان در دسترس می‌باشد. این استانها بیش از ۹۶ درصد از شلتوک کشور را در این دوره تولید کرده‌اند.

بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از چهار شاخص لاسپیرز، پاشه، فیشر، ترنکوئیست - تیل جهت محاسبه شاخص قیمت و مقدار استفاده گردید. سپس با استفاده از آزمون دیکی - فولر ایستایی قیمت‌های نسبی گندم و شلتوک در هر استان (ρ_i) و شاخصهای قیمتی (R_i) مورد بررسی

جدول ۱: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون ایستایی قیمت‌های نسبی گندم (ρ_i)

استان/ شاخص		لاسپیرز		پاشه		فیشر		ترنکوئیست - تیل	
		T	NT	T	NT	T	NT	T	NT
آذربایجان شرقی		-۱,۶۹	-۲,۳	-۱,۵۸	-۲,۱۶	-۱,۶۳	-۲,۲۳	-۱,۷۱	-۲,۳۱
آذربایجان غربی		-۳,۶۲	-۳,۹۹	-۳,۷۴	-۴,۰۶	-۳,۶۸	-۴,۰۳	-۳,۶۹	-۴,۱۱
اصفهان		-۳,۶۲	-۳,۷۵	-۲,۹۸	-۲,۸۹	-۳,۰۵	-۳,۰۶	-۴,۰۰	-۴,۰۴
ایلام		-۳,۰۶	-۳,۰۳	-۳,۱۱	-۳,۱۸	-۳,۰۷	-۳,۰۹	-۳,۱۹	-۳,۱۸
بوشهر		-۳,۰۸	-۲,۴۶	-۳,۰۹	-۲,۶۱	-۳,۰۸	-۲,۵۳	-۳,۰۶	-۲,۵۶
تهران		-۳,۸۹	-۳,۳	-۳,۱۸	-۳,۰۰	-۳,۲۷	-۳,۱۳	-۳,۳۶	-۳,۱۹
چهار محال و بختیاری		-۳,۳۰	-۳,۳۸	-۳,۶۳	-۳,۷۵	-۳,۴۵	-۳,۵۵	-۳,۴۳	-۳,۵۳
خراسان		-۴,۳۵	-۵,۰۵	-۳,۹۳	-۴,۵۴	-۴,۰۸	-۴,۴۸	-۴,۹۱	-۵,۶۱
خوزستان		-۶,۵۸	-۴,۴۶	-۷,۰۶	-۵,۴۲	-۶,۸۶	-۵,۰۲	-۶,۵۹	-۵,۰۱
زنجان		-۴,۵۳	-۳,۶۱	-۴,۸۴	-۳,۵۷	-۴,۶۹	-۳,۵۹	-۴,۳۳	-۳,۴۲
سمنان		-۲,۲۰	-۲,۳۱	-۳,۷۳	-۳,۵۹	-۳,۷۰	-۳,۷۰	-۲,۱۵	-۲,۱۰
سیستان و بلوچستان		-۴,۰۲	-۴,۰۳	-۲,۸۲	-۳,۲۲	-۲,۷۸	-۳,۲۳	-۲,۸۵	-۳,۲۶
فارس		-۲,۶۹	-۲,۳۰	-۲,۵۱	-۲,۲۳	-۲,۵۹	-۲,۲۶	-۲,۷۶	-۲,۳۳
کردستان		-۱,۴۸	-۱,۷۳	-۱,۶۲	-۱,۹۰	-۱,۵۴	-۱,۸۰	-۱,۴۸	-۱,۷۰
کرمان		-۲,۸۳	-۲,۸۶	-۲,۷۴	-۲,۱۶	-۲,۷۸	-۲,۲۱	-۲,۹۰	-۲,۶۰
کرمانشاه		-۳,۹۳	-۴,۲۷	-۳,۶۷	-۴,۰۱	-۳,۸۰	-۴,۱۵	-۳,۸۰	-۴,۱۱
کهکلیویه و بویر احمد		-۳,۷۲	-۳,۹۲	-۱,۸۱	-۱,۴۰	-۱,۹۷	-۱,۵۸	-۳,۶۱	-۳,۷۹
گیلان		-۳,۷۸	-۳,۴۸	-۳,۷۴	-۳,۴۷	-۳,۷۵	-۳,۴۷	-۳,۸۱	-۳,۵۱
لرستان		-۲,۱۸	-۱,۷۰	-۲,۲۳	-۱,۶۶	-۲,۲۰	-۱,۶۷	-۱,۹۲	-۱,۴۹
مازندران		-۱,۱۹	-۱,۹۱	-۲,۷۸	-۲,۷۲	-۱,۲۴	-۱,۹۲	-۱,۱۷	-۱,۶۷
مرکزی		-۳,۶۲	-۳,۷۶	-۳,۷۳	-۳,۸۷	-۳,۶۳	-۳,۷۸	-۳,۸۷	-۴,۰۳
هرمزگان		-۳,۵۴	-۲,۹۸	-۳,۴۳	-۲,۹۶	-۳,۴۸	-۲,۹۷	-۳,۵۷	-۳,۰۱
همدان		-۴,۵۳	-۴,۵۱	-۴,۳۰	-۴,۵۱	-۴,۴۵	-۴,۵۴	-۴,۰۸	-۴,۱۳
یزد		-۴,۱۴	-۲,۸۳	-۳,۶۱	-۲,۳۵	-۳,۸۶	-۲,۵۷	-۳,۹۵	-۲,۴۳

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول ۲: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون ایستایی قیمت‌های نسبی شلتوک (ρ_i)

استان/ شاخص		لاسپیرز		پاشه		فیشر		ترنکوئیست - تیل	
		T	NT	T	NT	T	NT	T	NT
اصفهان		-۵,۲۱	-۵,۱۴	-۵,۶۲	-۵,۰۶	-۵,۴۳	-۵,۱۲	-۵,۳۲	-۵,۳۳
خوزستان		-۳,۳۵	-۳,۴۷	-۳,۳۹	-۳,۴۹	-۳,۳۷	-۳,۴۹	-۳,۳۷	-۳,۴۹
فارس		-۳,۵۳	-۳,۴۲	-۳,۸۲	-۳,۸۴	-۳,۶۶	-۳,۶۲	-۳,۶۰	-۳,۴۴
کهکلیویه و بویر احمد		-۱,۴۳	-۱,۱۵	-۱,۳۷	-۱,۲۶	-۱,۴۰	-۱,۲۱	-۱,۴۴	-۱,۱۱
گیلان		-۲,۵۸	-۲,۴۲	-۲,۴۳	-۲,۰۹	-۲,۴۸	-۲,۲۲	-۲,۵۸	-۲,۴۷
مازندران		-۴,۴۳	-۳,۴۶	-۳,۶۴	-۳,۶۲	-۳,۲۸	-۲,۶۸	-۳,۹۵	-۳,۱۰

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول ۳: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون ایستایی شاخصهای قیمتی (R_t)

شلتوک		گندم		
T	NT	T	NT	
-۱,۸۷	-۰,۳۲	-۲,۹۷	۰,۰۳	لاسپیرز
-۱,۸۹	-۰,۲۲	-۲,۹۴	۰,۰۹	پاشه
-۱,۸۸	-۰,۲۷	-۲,۹۵	۰,۰۶	فیشر
-۱,۸۷	-۰,۳۴	-۲,۹۸	۰,۰۵	ترنکوئیست-تیل

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول ۴: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون همجمعی قیمتی گندم

ترنکوئیست-تیل		فیشر		پاشه		لاسپیرز		استان/ شاخص
T	NT	T	NT	T	NT	T	NT	
-۲,۹۵	-۱,۵۴	-۲,۹۰	-۱,۵۱	-۱,۳۶	-۱,۵۸	-۲,۹۸	-۱,۴۵	آذربایجان شرقی
-۳,۲۶	-۰,۶۴	-۳,۱۹	-۰,۶۶	-۳,۱۶	-۰,۲۸	-۳,۲۲	-۰,۶۹	بوشهر
-۱,۳۰	-۰,۱۸	-	-	-	-	-۱,۳۲	-۰,۶۴	سمنان
-۳,۰۱۱	-۰,۳۶	-۲,۹۹	-۰,۲۶	-۲,۹۵	-۰,۲۸	-۳,۰۵	-۰,۲۵	فارس
-۳,۱۳	-۰,۶۸	-۳,۱۴	-۰,۳۷	-۳,۱۲	-۰,۳۴	-۳,۱۶	-۰,۷۳	کردستان
-۳,۱۵	-۰,۰۳	-۳,۱۶	-۰,۰۲	-۳,۱۰	-۰,۰۴	-۳,۲۲	۰,۰۰۲	کرمان
-۳,۱۵	-۰,۷۳	-۳,۲۳	-۰,۷۱	-۳,۲۱	-۰,۶۱	-۳,۲۶	-۰,۷۸	لرستان
-۳,۰۶	۰,۲۹	-۳,۰۴	۰,۴۲	-۳,۰۵	۰,۴۰	-۳,۰۵	۰,۴۳	مازندران
-۳,۷۶	-۰,۶۷	-۳,۷۷	-۰,۶۶	-۳,۶۹	-۰,۶۹	-۱,۴۴	۰,۴۴	یزد

ماخذ: یافته های تحقیق

قرار گرفت (جدول ۱، ۲ و ۳). همچنین ایستایی مقادیر نسبی و شاخصهای مقداری این دو محصول مورد آزمون قرار گرفت (جدول ۶، ۷ و ۸). همانطور که در جدول شماره ۱ ملاحظه می گردد در استانهای آذربایجان شرقی، بوشهر، سمنان (به جزء شاخص پاشه و فیشر)، فارس، کردستان، کرمان، لرستان، مازندران و یزد، قدر مطلق مقادیر t محاسباتی در آزمون تعمیم یافته دیکی - فولر از قدر مطلق مقادیر بحرانی آن در سطح ۱۰ درصد (۲,۵۷- برای رگرسیون بدون متغییر روند و ۳,۱۳- برای رگرسیون با متغییر روند) کوچکتر است. بنابراین فرض صفر مبنی بر غیر ایستایی قیمت‌های نسبی گندم در این استانها پذیرفته می شود. با استدلال مشابه ملاحظه می گردد که قیمت‌های نسبی در بقیه استانها ایستا می باشند. نتایج آزمون ایستایی شاخصهای قیمتی از عدم ایستایی این شاخصها برای هر دو محصول حکایت می کند (جدول ۳). پس از تعیین وضعیت ایستایی قیمت‌های نسبی گندم و شاخصهای قیمتی وابستگی آنها مورد بررسی قرار گرفت. همانطور که قبلا اشاره شد دو سری ایستا و غیر ایستا مستقل از هم

¹ - به دلیل اینکه در این مطالعه تمام استانهای تولید کننده گندم و نیز تمام استانهای تولید کننده شلتوک در یک گروه قرار داده شدند، از آزمونهای چند مقایسه ای (مانند آزمون سیمنس) استفاده نگردید.

جدول ۵: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون همجمعی قیمتی شلتوک

استان/ شاخص	لاسیپرز		پاشه		فیشر		ترنکوئیست-تیل	
	T	NT	T	NT	T	NT	T	NT
کهکلوپه وبویر احمد گیلان	-۱,۶۷	-۱,۴۴	-۱,۶۴	-۱,۲۹	-۱,۶۸	-۱,۳۶	-۱,۶۸	-۱,۴۷
	-۱,۹۵	-۱,۴۰	-۱,۹۲	-۱,۶۰	-۱,۹۳	-۱,۵۱	-۱,۹۵	-۱,۳۰

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول ۶: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون ایستایی مقادیر نسبی گندم (ρ_i)

استان/ شاخص	لاسیپرز		پاشه		فیشر		ترنکوئیست-تیل	
	T	NT	T	NT	T	NT	T	NT
آذربایجان شرقی	-۲,۶۰	-۲,۶۴	-۲,۵۲	-۲,۵۸	-۲,۵۶	-۲,۶۱	-۲,۴۳	-۲,۴۶
آذربایجان غربی	-۳,۰۱	-۲,۷۹	-۳,۰۷	-۲,۸۷	-۳,۰۴	-۲,۸۳	-۳,۰۸	-۲,۸۳
اصفهان	-۲,۲۸	-۱,۱۳	-۲,۲۲	-۱,۰۹	-۲,۲۵	-۱,۱۱	-۲,۲۸	-۱,۰۶
ایلام	-۱,۶۵	-۱,۴۲	-۱,۶۴	-۱,۴۳	-۱,۶۵	-۱,۴۲	-۱,۶۵	-۱,۴۴
بوشهر	-۲,۴۴	-۱,۵۳	-۲,۴۶	-۱,۵۵	-۲,۴۵	-۱,۵۴	-۲,۴۷	-۱,۵۴
تهران	-۲,۵۰	-۲,۲۹	-۲,۴۷	-۲,۲۸	-۲,۴۸	-۲,۲۹	-۲,۴۷	-۲,۲۶
چهار محال و بختیاری	-۶,۵۵	-۷,۴۰	-۶,۵۵	-۷,۳۹	-۶,۵۵	-۷,۴۰	-۶,۳۲	-۷,۲۴
خراسان	-۳,۷۰	-۳,۴۶	-۳,۶۵	-۳,۳۳	-۳,۶۷	-۳,۳۹	-۳,۶۸	-۳,۴۵
خوزستان	-۱,۷۰	-۱,۲۹	-۱,۶۸	-۱,۳۰	-۱,۶۹	-۱,۳۰	-۱,۶۶	-۱,۳۲
زنجان	-۱,۳۳	-۰,۷۸	-۱,۳۲	-۰,۷۹	-۱,۳۲	-۰,۷۹	-۱,۳۳	-۰,۸۱
سمنان	-۱,۲۱	-۰,۶۲	-۱,۳۱	-۰,۶۳	-۱,۲۶	-۰,۶۲	-۱,۳۵	-۰,۷۲
سیستان و بلوچستان	-۲,۱۱	-۱,۸۷	-۲,۰۹	-۶,۰۸	-۲,۱۰	-۱,۸۵	-۲,۰۹	-۱,۸۵
فارس	-۲,۵۲	-۲,۷۷	-۲,۴۶	-۲,۷۳	-۲,۴۹	-۲,۷۵	-۲,۴۹	-۲,۷۰
کردستان	-۳,۴۰	-۳,۴۵	-۳,۵۲	-۳,۵۵	-۳,۴۵	-۳,۵۰	-۳,۵۳	-۳,۵۹
کرمان	-۳,۱۲	-۳,۰۵	-۳,۰۵	-۲,۹۶	-۳,۰۹	-۳,۰۰	-۳,۰۸	-۳,۰۲
کرمانشاه	-۳,۴۸	-۲,۸۰	-۳,۴۷	-۲,۸۳	-۳,۴۸	-۲,۸۱	-۳,۵۳	-۲,۸۲
کهکلوپه و بویر احمد	-۲,۸۲	-۲,۸۴	-۲,۸۱	-۲,۸۵	-۲,۸۱	-۲,۸۵	-۲,۸۳	-۲,۸۵
گیلان	-۲,۲۵	-۱,۶۷	-۲,۲۴	-۱,۶۷	-۲,۲۴	-۱,۶۷	-۲,۲۱	-۱,۶۲
لرستان	-۲,۸۸	-۱,۹۲	-۲,۸۳	-۱,۸۴	-۲,۸۵	-۱,۸۸	-۲,۸۵	-۱,۹۵
مازنداران	-۲,۵۴	-۲,۶۱	-۲,۵۴	-۲,۶۱	-۲,۵۴	-۲,۶۱	-۲,۵۲	-۲,۵۸
مرکزی	-۲,۷۹	-۱,۳۵	-۲,۸۱	-۱,۳۷	-۲,۸۰	-۱,۳۶	-۲,۸۰	-۱,۴۰
هرمزگان	-۲,۴۲	-۲,۱۳	-۲,۳۹	-۲,۱۰	-۲,۴۱	-۲,۱۲	-۲,۴۲	-۲,۱۱
همدان	-۳,۵۲	-۳,۲۶	-۳,۶۷	-۳,۴۵	-۳,۵۹	-۳,۳۵	-۲,۷۶	-۲,۱۰
یزد	-۰,۳۱	-۱,۵۴	-۰,۲۳	-۱,۵۴	-۰,۲۷	-۱,۵۴	-۰,۲۹	-۱,۶۲

ماخذ: یافته های تحقیق

هستند. بنابر این استقلال بین شاخصهای قیمتی غیر ایستای گندم و قیمت‌های نسبی ایستا در استانهای آذربایجان غربی، اصفهان، ایلام، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، کرمانشاه، کهکلوپه و بویر احمد، گیلان، مرکزی، هرمزگان و همدان را برای همه شاخصها بدون آزمون می پذیریم. همچنین قیمت نسبی گندم در استان سمنان نسبت به شاخص پاشه و فیشر ایستا بوده و استقلال آنها را از شاخصهای قیمتی مرتبط بدون آزمون می پذیریم. برای بررسی استقلال قیمت نسبی گندم سایر استانها و سایر شاخصهای قیمتی (سریهای زمانی غیر

ایستا) از آزمون همجمعی استفاده گردید (جدول ۴). بر پایه نتایج این آزمون بین قیمت‌های نسبی غیر ایستا و شاخصهای قیمتی گندم استقلال وجود دارد.

نتایج آزمون ایستایی قیمت‌های نسبی شلتوک نشان می‌دهند که سریهای زمانی قیمت‌های نسبی شلتوک برای همه شاخصها در استانهای اصفهان، خوزستان، فارس و مازندران ایستا و در استانهای کهکلوپه و بویراحمد و گیلان غیر ایستا می‌باشند (جدول ۲). با توجه به اینکه همه شاخصهای قیمتی شلتوک غیر ایستا می‌باشند (جدول ۳)، استقلال قیمت‌های نسبی این محصول در استانهای مذکور از شاخصهای قیمتی تایید می‌گردد. برای بررسی وضعیت ارتباط بین قیمت‌های نسبی ایستا و شاخصهای قیمتی مرتبط از آزمون همجمعی استفاده گردید (جدول ۵). نتایج این آزمون دلالت بر استقلال این دو گروه دارد.

همانطور که در جدول ۶ ملاحظه می‌گردد سری زمانی مقادیر نسبی گندم در استانهای آذربایجان غربی، چهار محال و بختیاری، خراسان، فارس، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهکلوپه و بویراحمد، مازندران و همدان ایستا و در بقیه استانها غیر ایستا می‌باشند. همچنین همه شاخصهای مقداری گندم غیر ایستا هستند (جدول ۸). بنابر این استقلال بین مقادیر نسبی گندم و شاخصهای مقداری مرتبط را بدون آزمون پذیرفته و برای بررسی ارتباط بین سریهای مذکور در بقیه استانها از آزمون همجمعی استفاده و استقلال بین آنها مورد تایید قرار گرفت (جدول ۹).

جدول ۷: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون ایستایی مقادیر نسبی شلتوک (ρ_i)

استان/ شاخص		لاسپیرز		پاشه		فیشر		ترنکوپیست-تیل	
		T	NT	T	NT	T	NT	T	NT
اصفهان		-۲,۷۱	-۱,۹۱	-۵,۶۵	-۵,۰۶	-۵,۴۳	-۵,۱۲	-۵,۳۲	-۵,۳۳
خوزستان		-۰,۹۷	-۲,۱۱	-۳,۳۹	-۳,۴۹	-۳,۳۷	-۳,۴۹	-۳,۳۸	-۳,۴۹
فارس		-۵,۰۳	-۳,۸۸	-۳,۸۲	-۳,۸۴	-۳,۶۶	-۳,۶۲	-۳,۶۰	-۳,۴۴
کهکلوپه و بویر احمد		-۲,۴۴	-۱,۶۱	-۱,۳۷	-۱,۲۷	-۱,۳۹	-۱,۲۱	-۱,۴۴	-۱,۱۱
گیلان		-۳,۲۶	-۱,۰۳	-۲,۴۳	-۲,۰۹	-۲,۴۸	-۲,۲۲	-۲,۵۸	-۲,۴۷
مازندران		-۳,۱۰	-۲,۵۶	-۳,۶۴	-۳,۶۲	-۳,۲۸	-۲,۶۸	-۳,۹۵	-۳,۱۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۸: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون ایستایی شاخصهای مقداری (R_i)

شاخص / محصول		گندم		شلتوک	
		T	NT	T	NT
لاسپیرز		-۲,۴۹	-۱,۳۸	-۳,۰۱	-۲,۲۵
پاشه		-۲,۴۲	-۱,۳۰	-۳,۰۲	-۲,۴۲
فیشر		-۲,۴۵	-۱,۳۳	-۳,۰۲	-۲,۳۳
ترنکوپیست-تیل		-۲,۴۶	-۱,۳۷	-۳,۰۷	-۲,۴۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۹: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون همجمعی مقادیر (گندم)

استان/ شاخص		لاسپیرز		پاشه		فیشر		ترنکوئیست-تیل	
		T	NT	T	NT	T	NT	T	NT
آذربایجان شرقی		-	-	-	-	-	-	-۲,۶۲	-۱,۴۷
اصفهان		-۲,۵۶	-۲,۳۰	-۲,۵۰	-۲,۳۱	-۲,۵۲	-۲,۳۲	-۲,۵۳	-۲,۳۲
ایلام		-۲,۶۲	-۱,۵۳	-۲,۵۵	-۱,۵۸	-۲,۵۸	-۱,۶۲	-۲,۶۳	-۱,۶۲
بوشهر		-۲,۴۳	-۱,۴۶	-۲,۴۳	-۱,۵۱	-۲,۴۳	-۰,۸۱	-۲,۴۹	-۰,۸۱
تهران		-۲,۶۸	-۲,۸۵	-۲,۶۳	-۲,۸۴	-۲,۶۵	-۲,۹۰	-۲,۶۴	-۲,۹۰
خوزستان		-۳,۰۱	-۲,۰۳	-۲,۹۵	-۲,۰۷	-۲,۹۸	-۲,۱۱	-۲,۹۹	-۲,۱۱
زنجان		-۲,۵۹	-۲,۵۲	-۲,۵۴	-۲,۵۴	-۲,۵۶	-۲,۵۳	-۲,۵۸	-۲,۵۳
سمنان		-۲,۶۲	-۲,۱۲	-۲,۵۴	-۲,۲۲	-۲,۵۷	-۲,۲۰	-۲,۵۷	-۲,۲۰
سیستان و بلوچستان		-۲,۴۳	-۱,۴۰	-۲,۴۰	-۱,۴۱	-۲,۴۲	-۱,۴۴	-۲,۴۴	-۱,۴۴
گیلان		-۲,۸۴	-۱,۵۲	-۲,۸۴	-۱,۵۲	-۲,۸۳	-۱,۵۲	-۲,۸۷	-۱,۵۲
لرستان		-۲,۶۴	-۲,۶۲	-۲,۵۶	-۲,۶۰	-۲,۶۰	-۲,۵۸	-۲,۶۳	-۲,۵۸
مرکزی		-۲,۴۹	-۲,۵۶	-۲,۹۳	-۲,۵۷	-۲,۹۵	-۲,۵۵	-۲,۹۵	-۲,۵۵
هرمزگان		-۲,۶۱	-۱,۹۰	-۲,۵۲	-۱,۹۴	-۲,۵۶	-۲,۰۰	-۲,۵۸	-۲,۰۰
یزد		-۲,۵۰	-۲,۴۵	-۲,۴۵	-۲,۴۹	-۲,۴۸	-۲,۵۳	-۲,۴۵	-۲,۵۳

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول ۱۰: مقدار آماره t محاسباتی در آزمون همجمعی مقادیر (شلتوک)

استان/ شاخص		لاسپیرز		پاشه		فیشر		ترنکوئیست-تیل	
		T	NT	T	NT	T	NT	T	NT
اصفهان		-۳,۴۶	-۳,۶۹	-	-	-	-	-	-
خوزستان		-۳,۸۲	-۴,۱۹	-	-	-	-	-	-
کهکلوویه وبویر احمد		-۳,۰۸	-۳,۰۴	-۱,۶۴	-۱,۲۹	-۱,۶۸	-۱,۴۷	-۱,۶۸	-۱,۴۷
گیلان		-	-	-۱,۹۲	-۱,۶۰	-۱,۹۳	-۱,۳۰	-۱,۹۵	-۱,۳۰
مازندران		-۳,۴۵	-۳,۴۵	-	-	-	-	-	-

ماخذ: یافته های تحقیق

مقادیر نسبی شلتوک نسبت به همه شاخصها در استان فارس و نسبت به شاخصهای پاشه، فیشر و ترنکوئیست-تیل در استانهای اصفهان، خوزستان و مازندران و نسبت به شاخص لاسپیرز در استان گیلان ایستا می باشند (جدول ۷). نتایج آزمون همجمعی نشان می دهند که مقادیر نسبی غیر ایستا از شاخصهای مقداری مرتبط (به جزء شاخص لاسپیرز) مستقل می باشند (جدول ۱۰).
 نتایج مطالعه حاضر استقلال بین قیمتهای نسبی گندم و شلتوک در کلیه استانها و شاخص قیمتی گروه مربوطه را مورد تایید قرار می دهد. همچنین مقادیر نسبی همه استانها مستقل از شاخص قیمتی گروه می باشند (به جزء شاخص لاسپیرز). بر پایه نتایج این مطالعه استفاده از داده های جمع سازی شده قیمت و مقدار گندم و شلتوک در سطح کشور جهت بررسی رفتار واحدهای استانی بلا مانع است.

منابع مورد استفاده

- سلامی، ح. ۱۳۷۶، مفاهیم و اندازه گیری بهره وری در کشاورزی، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۸: ۷-۳۱.
- سلامی، ح. و کیانی راد، ع. ۱۳۸۰، استفاده از تئوری تعمیم یافته کالای مرکب برای گروهبندی برخی از محصولات عمده زراعی ایران، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۴: ۲۵-۳۹.
- مرکز آمار ایران ۱۳۸۴-۱۳۶۲، قیمت محصولات و هزینه خدمات در مناطق روستایی کشور، تهران. وزارت کشاورزی، اداره کل اطلاعات و آمار، ۱۳۸۴-۱۳۶۲، آمارنامه کشاورزی، تهران.

- Chambers, R. G. 1988, "Applied production analysis: A dual approach", Cambridge University Press, New York.
- Davis, G. C. 2003, "The generalized composite commodity theorem: stronger support in the presence of data limitation", Review of Economics and statistics, vol. 85, pp. 476-480.
- Davis, G. C., Lin, n. and Shumway, C. R., 2000, "Aggregation without separability: test of U.S. and Mexican agricultural production data", American Journal of Agricultural Economics, vol.82, pp. 214-230.
- Hellerstein, D., 1995, "Welfare estimation using aggregated and individual observation models: a comparison using Mont Carlo techniques", American Journal of Agricultural Economics, vol. 77, pp. 620-630.
- Lewebel, A.1996, "Aggregation without seperability: A generalized composite commodity theorem", The American Economic Review, vol. 86,pp. 524-543.
- Liu Q and Shumwey C. R., 2004, "Testing aggregation consistency across geography and commodities", The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, vol.48:3 ,pp. 463-486.
- Shumwey, C. R . and Davis , G.C .2001, "Does consistent aggregation really matters", Australian Journal of Agricultural Economics, vol. 45, pp. 161-169.
- Williams, S. P. and Shumwey, C. R., 1998, "Aggregation of data and profit maximization in Mexican agriculture, Applied Economics, vol. 30, pp. 235-244.

Testing Geographical Aggregation Consistency Across Agencies in Agriculture Sector of Iran

Gholam Hossain Kiani and Habibollah Salami¹

Abstract

Theory of the firm investigates the behavior of individual producers; however, in many cases researchers inevitably use aggregated data in empirical studies since disaggregated data are not available or are costly to collect. In addition, working with aggregated data in modeling producer's behavior is easier and more desirable, particularly in policy analysis. Despite the attractive features of aggregated data, using these data in aggregate econometrics models results in biased parameter estimates and depicts unrealistically producers' behavior and consequently lead to unreliable inferences. In this study, we examine the aggregation consistency condition for price and quantity aggregation across 6 large paddy producer provinces and also 24 wheat producer provinces, resorting to the Generalized Composite Commodity Theorem (GCCT). Results indicate that group quantity and price indices are respectively independent from relative quantities and prices for wheat and paddy across all provinces. Consequently, consistent geographic aggregation was supported for each price and quantity data at the country level.

Keywords: Consistent aggregation, Generalized composite commodity theorem, Wheat, Paddy, Iran.

¹ Ph.D. student and associate professor, respectively, department of agricultural economics, faculty of economics and agricultural development, University of Tehran.