

## بررسی عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و کشاورزی و چگونگی ارتباط متقابل آنها ( محصول مورد بررسی: دانه زیتون و روغن حاصل از آن )

فاطمه پوراابراهیم<sup>۱</sup>، جواد ترکمانی<sup>۲</sup>

### چکیده:

هدف اصلی این مطالعه، بررسی رابطه بین کشاورزی و صنعت در ایران است. در این راستا، ابتدا، اثر متقابل تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی و صنعت بر روی یکدیگر و سپس، اثر متقابل تولید یک محصول کشاورزی (زیتون) بر روی فرآورده صنعتی آن (روغن زیتون) طی سالهای ۱۳۸۲-۱۳۵۵، مورد بررسی قرار گرفت. پس از انجام آزمونهای لازم، روش حداقل مربعات دو مرحله ای و روش حداقل مربعات معمولی به عنوان روشهای مناسب تخمین انتخاب شد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که هر چند این بخشها مکمل هستند، اما صنعت تولید روغن از رشد کشاورزی بیشترین سود را می برد. کلمات کلیدی: صنعتی شدن، اثر متقابل، حداقل مربعات دو مرحله ای.

### مقدمه:

امروزه، با توجه به نقش صنعت در فرآوری محصولات کشاورزی، بررسی اثر متقابل این دو بخش حائز اهمیت می باشد. صنایع فرآوری کشاورزی، اشاره به زیر مجموعه ای از تولیدات صنعتی دارد که از فرآوری مواد خام اولیه و محصولات واسطه ای بخش کشاورزی حاصل شده باشد. توسعه صنایع کشاورزی و صنایع وابسته به آن باعث توسعه تکنیک و پذیرش ایده های جدید در کشاورزی می شود. از اینرو، پیشرفت صنعت، باعث بهبود کیفیت صنایع کشاورزی و تبدیلی و تولید روزافزون محصولات کشاورزی می گردد(۲).

از طرفی، تأمین انرژی برای نیازهای روزانه انسان، از طریق تغذیه مواد مختلف حاصل میگردد. چربیها و روغنهای یکی از مهمترین و بیشترین منابع تأمین انرژی است و بدلیل افزایش رشد جمعیت و درآمد افراد، تقاضا برای روغنهای خوراکی افزایش یافته و واردات آن موجب خروج ارز از کشور و نوسان قیمت روغن نباتی داخلی شده است(۳).

<sup>۱</sup> دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز [www.sogand476@yahoo.com](mailto:www.sogand476@yahoo.com)

<sup>۲</sup> استادیار بخش اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز [torkamanijavad@yahoo.com](mailto:torkamanijavad@yahoo.com)

در بین محصولات روغنی، زیتون از جایگاه ویژه ای برخوردار است. امروزه، بر اثر رقابت شدید روغن های نباتی حاصل از دانه ها و میوه جات روغنی متعدد، زیتون کاری سنتی اهمیت و اولویت خود را به تدریج از دست داده و جای خود را به باغهای مدرن می دهد. با آن که تجارت بین المللی روغن زیتون در بیشتر کشورهای دنیا رونق زیادی پیدا کرده است، ۹۲ درصد از فرآورده های تولیدی در داخل کشورهای تولیدکننده مصرف می شود.

بر اساس آمار شورای بین المللی روغن زیتون، میزان تولید روغن زیتون در جهان در سالهای اخیر حدود ۱/۷ میلیون تن در سال است که تولید آن سالیانه به طور متوسط ۱/۲ درصد و مصرف ۱/۷ درصد در سال رشد دارد و مازاد تقاضا از ذخائر موجود جهانی تأمین می شود (۵).

از این رو، در این مطالعه به بررسی اثر متقابل صنعت و کشاورزی پرداخته شد. هدف از این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی و صنعت و تعیین اثر متقابل تولید این دو بخش بر یکدیگر می باشد. علاوه بر این، در این مطالعه جهت بررسی دقیقتر، محصول زیتون به عنوان یک دانه روغنی، انتخاب شد و اثر متقابل تولید این دانه بر روی تولید روغن آن مورد بررسی قرار گردید.

طبق اطلاعات منتشر شده توسط سازمان خواربار جهانی<sup>۳</sup>، کل درختان زیتون در سال ۱۹۹۶، ۸۵۰ میلیون اصله بوده است که سطح زیر کشتی معادل ۱۰/۵ میلیون هکتار را به خود اختصاص داده اند. زیتون از جمله درختانی است که به علت داشتن میوه ای مفید و خوراکی که روغنی بسیار مطلوب و مرغوب دارد، در بین سایر دانه های روغنی جایگاه ویژه ای دارد. زیتون در کشورهایمانند ایران که دارای آب و هوای مستعد برای کشت این گیاه است، دارای اهمیت خاصی است؛ زیرا در بسیاری از نقاط کشور مانند گرگان، کوه های بانه و کوه های زاگرس پایه های خودروی این گیاه وجود دارد (۴).

روغن زیتون از مهمترین فرآورده هایی است که از کشت زیتون به دست می آید و حدود ۹۰ درصد از کل تولیدات جهانی را به خود اختصاص داده است (۴).

بیش از ۹۵ درصد درختهای زیتون جهان در کشورهای حاشیه دریای مدیترانه قرار دارد. حدود ۸۴ درصد از کل محصول زیتون جهان در کشورهای جامعه مشترک اروپا (شامل اسپانیا، یونان، پرتغال و فرانسه) و حدود ۵/۵ درصد در کشورهای خاور نزدیک (ترکیه، سوریه، لبنان، فلسطین، اردن و ایران) تولید می شود. تقریباً ۸/۵ درصد محصول جهانی در کشورهای آفریقای شمالی (تونس، الجزایر، مورو، لیبی و مصر) تولید شده و ۲ درصد بقیه در کشورهای آمریکایی و عمدتاً در آرژانتین، مکزیک، ایالات متحده، شیلی، پرو و اروگوئه تولید می گردد (۴).

میزان تولید زیتون ایران در سال ۱۹۹۷، ۲۲۹۵۵ تن بوده است که این میزان فقط ۰/۱۸ از تولید زیتون جهان را به خود اختصاص داده است. بر اساس آمار موجود در سال ۱۳۷۶ بالاترین تولید زیتون کشور در استان قزوین با تولیدی برابر ۸۶۰۱ تن می باشد که ۳۷ درصد از کل تولید کشور را به خود اختصاص داده است و پایین ترین میزان مربوط به استان سمنان است. در جدول ۱ میزان تولید زیتون به تفکیک استان در سالهای ۷۶-۱۳۶۷ نشان داده شده است (۴).

جدول ۱: تولید زیتون به تفکیک استان در سالهای ۱۳۷۶-۱۳۶۷ (واحد: تن)

استان	67-66	68-67	69-68	70-69	71-70	72-71	73-72	74-73	75-74	76-75
کل کشور	9673	7929	10409	8312	11351	7555	17562	19310	24872	22955
زنجان	2720	183	2530	250	2825	1635	5700	5750	7800	7750
سمنان								1/0		2
فارس					1	243	294	217	220	224
قزوین	1230	2340	1950	1561	1820	2800	5600	8235	8601	8601
گلستان	5	4/6	9	8/26	45	42	47	45	138	234
گیلان	5718	5400	5920	6475	6660	2835	5921	5062	8022	6144

مأخذ: شهرام مقصودی (۱۳۸۴)

جدول ۲: مصرف روغن زیتون (هزار تن متریک)

کشور	1989-1988	1990-1989	1991-1990	1992-1991
کشورهای مدیترانه ای	273	236	258	281
کشورهای بازار مشترک اروپا	5/1299	5/1299	5/1210	1268
آمریکای شمالی	6/71	80	5/94	5/101
آمریکای جنوبی	21	8/20	19	19
اقیانوسیه	9	5/11	5/13	5/12
شوروی سابق	19	5/9	5	9
سایر کشورها	45	2/62	5/82	78
کل جهان	5/1737	5/1719	1638	5/1768

مأخذ: همان منبع

جدول ۳: مصرف سرانه روغن زیتون در سال (کیلوگرم)

کشورها	کیلوگرم	کشورها	کیلوگرم
یونان	9/18	قبرس	8/2
ایتالیا	2/11	ترکیه	7/2
اسپانیا	7/9	لیبی	6/1
اردن	8/6	مراکش	2/1
تونس	7/6	آرژانتین	1
پرتغال	2/6	فلسطین	7/0
سوریه	6/3	فرانسه	4/0
لبنان	2/3	ایران	01/0

مأخذ: همان منبع

هاوا<sup>4</sup> (۱۹۸۳) با استفاده از تجزیه و تحلیل تجربی که از فرضیه وجود ارتباط مناسب بین بخش کشاورزی و صنعت حمایت می کند، از یک تک معادله غیرخطی استفاده کرد تا معنی دار بودن ارتباط بین صنعت و کشاورزی را آزمون کند. این مدل رشد صنعتی را به درآمد سرانه و رشد کشاورزی مربوط می کرد. نتایج نشان داد که رشد کشاورزی اثر معنی داری روی رشد صنعت دارد همچنین بیان کرد که متغیر رشد کشاورزی، قدرت توضیح مدل را افزایش می دهد و این فرضیه را که «کشورهایی با رشد صنعتی بالا، آنهایی هستند که رشدی بالا و نرمال در کشاورزی دارند»، تأیید کرد (۷).

در مطالعه دیگری، یوآ<sup>5</sup> (۱۹۹۶) از مدل خودتوضیح برداری (VAR<sup>6</sup>)، به منظور بررسی ارتباط بین بخشهای کشاورزی و صنعت در چین، استفاده کرد. او نشان داد که حمایت از تولیدات مزرعه بعد از اصلاح اقتصادی، رشد کشاورزی و کارآیی صنعت را افزایش داده است. هر چند که مدل (VAR)<sup>7</sup> ارتباط بین بخش کشاورزی و غیرکشاورزی را نشان داد، اما این مدل نتوانست سهم رشد سرمایه را در این بخشها نشان دهد (۹).

در مطالعه اقتصاد آمریکا به وسیله ژوپینا<sup>8</sup> و روی (۱۹۹۶)، ارزش افزوده بعنوان تابعی از قیمت‌های هر بخش اصلی (کشاورزی، صنعت و خدمات) و قیمت نهاده‌ها (سرمایه و نیروی کار) معرفی شد. از این مطالعه نتیجه شد که بخش صنعت و کشاورزی مکمل یکدیگرند (۶).

شیدا رستگاری، محمد احسان خان و کولاپیروک در مطالعه ای به ارتباط بین بخش کشاورزی و صنعت در پاکستان پرداختند. به دلیل وضعیت نیمه صنعتی پاکستان و رابطه شدید بخش صنعت با کشاورزی، این کشور انتخاب گردید. در این مطالعه تولید کتان در دو بخش کشاورزی و صنعت مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که این دو بخش مکملند و بخش صنعت از بخش کشاورزی بیشتر منتفع می گردد (۸).

#### داده ها و روش تحقیق:

داده های مورد استفاده در این مطالعه از کتاب حسابهای ملی ایران از سالهای ۱۳۸۲-۱۳۵۵ جمع آوری شده است. داده های پولی بر اساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱ می باشد. برای تجزیه و تحلیل بخشهای صنعت و کشاورزی بر روی یکدیگر، یک مدل رشد معرفی و تخمین زده شده است. در این مطالعه تولید ناخالص داخلی (Y) تابعی از نهاده های اصلی، بطور اعم سرمایه (K) و نیروی کار (L) نشان داده شده است.

Hwa<sup>4</sup>

Yoa<sup>5</sup>

Vector Auto Regressive<sup>7</sup>

Gopinath<sup>8</sup>

بنابراین تولیدات هر بخش تابعی از نهاده های سرمایه و نیروی کار بکار گرفته شده در آن بخش و در آن زمان در نظر گرفته می شود:

$$Y_j = F(K_j, L_j) \quad (1) \quad j = \text{کشاورزی (a) و صنعت (i)}$$

در این مدل فرض شده است که سرمایه و نیروی کار بین بخشها قابل انتقال هستند و این قابلیت انتقال باعث نرخ رشد متفاوت در بخشها میشود. این مطلب به وسیله گرفتن مشتق کل از معادله (1) نشان داده شده است:

$$dY_j = \frac{\partial F}{\partial K_j} dK_j + \frac{\partial F}{\partial L_j} dL_j \quad (2)$$

$$\frac{dY_j}{Y_j} = \frac{\partial F}{\partial K_j} \cdot \frac{K_j}{Y_j} \cdot \frac{dK_j}{K_j} + \frac{\partial F}{\partial L_j} \cdot \frac{L_j}{Y_j} \cdot \frac{dL_j}{L_j} \quad (3)$$

که به طور خلاصه داریم:

$$\dot{y}_j = \beta_k \dot{k}_j + \beta_l \dot{l}_j$$

$$\dot{y}_j = \text{نرخ رشد تولیدات بخش } j \quad \dot{k}_j = \text{نرخ رشد سرمایه بکاررفته در بخش } j$$

$$\beta = \text{کشش نسبت به عوامل تولید} \quad \dot{l}_j = \text{نرخ رشد نیروی کار بکاررفته در بخش } j$$

فرضیه همگنی از درجه یک (یا تولید یکسان خطی) اشاره میکند که کل درصد تغییرات محصولات نسبت به درصد تغییرات در مقدار همه نهاده ها یا جمع همه  $\beta$ ها برابر با یک است. با استفاده از آزمون والد<sup>9</sup> فرضیه صفر مبنی بر همگنی از درجه یک تابع تولید (صنعت و کشاورزی) در سطح اطمینان ۹۵٪ را نمی توان رد کرد؛ بنابراین فرض شده است که تابع تولید تخمین زده شده در این مطالعه همگن و خطی باشد.

بنابراین معادله های مورد بررسی در این مطالعه عبارتند از:

$$y_a = \beta_0 + \beta_1 k_a + \beta_2 l_a + \beta_3 y_i + \beta_4 y_t + e \quad (1)$$

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 k_i + \alpha_2 l_i + \alpha_3 y_a + \alpha_4 y_t + e \quad (2)$$

$$c = \gamma_0 + \gamma_1 k_a + \gamma_2 l_a + \gamma_3 m + \gamma_4 p + e \quad (3)$$

$$c = \gamma_0 + \gamma_1 k_a + \gamma_2 l_a + \gamma_3 m + \gamma_4 p + e \quad (4)$$

$$y_i = \delta_0 + \delta_1 k_i + \delta_2 l_i + \delta_3 c + e$$

<sup>9</sup> Wald test

که در آن:

$y_a$ : تولید ناخالص داخلی کشاورزی  $k_a$ : سرمایه بخش کشاورزی  $l_a$ : نیروی کار بخش کشاورزی

$y_i$ : تولید ناخالص داخلی صنعت  $k_i$ : سرمایه بخش صنعت  $l_i$ : نیروی کار بخش صنعت

$c$ : میزان تولید محصول کشاورزی  $m$ : میزان محصول صنعتی  $p$ : قیمت عمده فروشی، می باشد.

بر این اساس در این مطالعه، دانه زیتون به عنوان محصول کشاورزی و روغن حاصل از آن به عنوان محصول صنعتی مورد بررسی قرار می گیرد. این مطالعه شامل دو بخش می باشد که در بخش اول، اثر متقابل تولید ناخالص داخلی دو بخش صنعت و کشاورزی به طور کلی بررسی می گردد و در بخش دوم، این اثر به طور جزئی و برای محصول زیتون، مورد بررسی قرار گرفته و نتایج حاصل از آن با بخش قبل مقایسه می گردد. بخش اول شامل معادلات ۱ و ۲ و بخش دوم شامل معادلات ۳ و ۴ می باشد. در این مطالعه، ابتدا به منظور تعیین روش مناسب تخمین، آزمونهای لازم انجام گرفته و سپس روش مناسب تعیین گردیده و پس از تخمین نهایی، نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد.

به منظور بررسی ایستایی داده ها، به طور معمول از دو دسته آزمون استفاده می شود. آزمونهای سنتی ایستایی که همان آزمون خودهمبستگی می باشد (آزمون پایایی بر اساس همبستگی نگار) و آزمونهای جدید ایستایی که به آزمون ریشه واحد معروف هستند. آزمونهای دیکی فولر، دیکی فولر تعمیم یافته، فیلیپس و پرون از جمله آزمونهای ریشه واحد هستند. روش دیکی فولر تعمیم یافته: بر اساس این روش، در بررسی آزمون ایستایی سری زمانی  $Y_t$ ، معادله زیر که متناظر با یک مدل خود رگرسیونی از درجه  $p$  می باشد، معرفی می گردد:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}, \gamma = -(1 - \sum a_i), \delta_i = -\sum_{j=1}^p a_j$$

در روابط فوق، ضرائب  $a_i$  از مدل خود رگرسیونی مرتبه  $p$  یعنی  $AR(p)$  حاصل می شود. برای آزمون فرضیه ناپایایی سری  $y_t$  باید فرضیه  $\gamma = 0$  را آزمون نمود. لذا ابتدا معادله فوق با استفاده از روش  $ols$  برآورد گردیده و سپس با محاسبه آماره  $t$  آزمون می گردد. در این شرایط مقادیر  $t$  محاسباتی با مقادیر بحرانی خاصی که توسط دیکی فولر ارائه شده است، مقایسه می گردند (۲). در مطالعه حاضر، آزمون ایستایی به روش نه مرحله ای با استفاده از آزمونهای دیکی فولر تعمیم یافته انجام گرفته است که نتایج حاصل به شرح زیر می باشد:

جدول شماره ۴: نتایج ایستایی متغیرها

وضعیت	سطح معنی داری	تعداد وقفه بهینه	درجه همگرایی	آماره ADF	نام متغیر	
بدون t و با c	همه سطوح	۰	I(0)	۰/۸۵۴۴	نیروی کار بخش کشاورزی	la
بدون t و بدون c	٪۱۰	۰	I(0)	-۱/۲۴۳۸	نیروی کار بخش صنعت	li
بدون t و با c	همه سطوح	۰	I(0)	-۴/۰۸۰۳	سرمایه بخش کشاورزی	ka
بدون t و بدون c	٪۱	۰	I(0)	۰/۱۱۵۳	سرمایه بخش صنعت	ki
بدون t و با c	٪۱	۰	I(0)	-۰/۶۱۸۳	مقدار تولید دانه زیتون	c
بدون t و با c	٪۱۰	۳	I(0)	-۰/۶۵۶۷	قیمت عمده فروشی دانه زیتون	p
بدون t و با c	٪۵	۰	I(0)	-۴/۰۱۰۷	مقدار تولید روغن زیتون	m
بدون t و با c	٪۱۰	۳	I(0)	۲/۸۹۶۵	تولید ناخالص داخلی کشاورزی	ya
بدون t و با c	٪۵	۰	I(0)	۱۰/۹۴۸۳	تولید ناخالص داخلی صنعت	yi
بدون t و با c	٪۵	۰	I(0)	۰/۰۱۳۰۷	تولید ناخالص داخلی حمل و نقل	yt

مأخذ: یافته های تحقیق

بنابراین نتیجه می شود که تمامی متغیرها در سطح ایستا می باشند.

در شرایطی که با یک سری سیستم معادلات مواجه هستیم به منظور تعیین استراتژی تخمین معادلات، آزمون قطری بودن ماتریس واریانس-کوواریانس نیز با هدف بررسی احتمال وجود همبستگی بین جملات پسماند معادلات موجود در سیستم، صورت می گیرد. بدین منظور بروج و پاگان<sup>10</sup> (۷)، آزمونی را برای بررسی قطری بودن ماتریس همبستگی پسماندها پیشنهاد کردند. بر اساس آزمون پیشنهادی آنها، تحت شرایط فرضیه صفر، آماره ضریب لاگرانژ که به صورت زیر تعریف می شود:

$$\lambda = n \sum_{i=2}^G \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2$$

$$r_{ij}^2 = \frac{\delta_{ij}^2}{\delta_{ii} \delta_{jj}}$$

دارای توزیع  $\chi^2$  با درجه آزادی  $G(G-1)/2$  می باشد، که در آن  $n$  تعداد مشاهدات،  $G$  تعداد معادلات،  $r_{ij}$  ضریب همبستگی،  $\delta_{ij}$  کوواریانس جملات پسماند و  $\delta_{ii}$ ،  $\delta_{jj}$  واریانس جملات پسماند می باشند؛ به عبارت دیگر فرضیه صفر و فرضیه مقابل به صورت زیر تعریف می شود:

$$H_0: \text{تمام کوواریانسها صفر هستند}$$

$$H_1: \text{حداقل یک کوواریانس غیر صفر است}$$

بر اساس فروض مذکور، در شرایطی که  $\chi^2$  محاسباتی بیشتر از  $\chi^2$  جدول باشد، فرضیه صفر رد می شود و قطری بودن ماتریس همبستگی جملات پسماند نیز بر اساس آن رد می شود؛ به عبارت دیگر، در این شرایط برآوردهای تک معادله ای، نتایج ناکارایی را به همراه خواهند داشت و لازم است از برآوردهای سیستمی استفاده گردد (۲).  
بر این اساس در این مطالعه، به منظور انجام این آزمون، ماتریس واریانس-کوواریانس پسماندها را تشکیل داده که در آن اعداد واقع بر قطر اصلی واریانس و اعداد خارج از قطر اصلی کوواریانس می باشند؛ بنابراین، ضریب همبستگی و آماره  $\lambda$  به صورت زیر، محاسبه می گردد:

$$\lambda_2 = n \sum_{i=2}^G \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 = 1.46$$

$\lambda_1$  مربوط به سیستم معادلات بخش اول:

$$\lambda_1 = n \sum_{i=2}^G \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 = 6.637$$

$\lambda_2$  مربوط به سیستم معادلات بخش دوم:

با توجه به اینکه،  $\lambda$  محاسباتی از مقادیر بحرانی آن کمتر می باشد، فرض صفر مبنی بر قطری بودن را نمی توان رد کرد؛ بنابراین پسماند معادلات ناهمبسته هستند؛ پس می توان معادلات را به صورت تکی<sup>11</sup> تخمین زد.

Bruch-Pagan<sup>10</sup>  
single<sup>11</sup>

مسئله اریب همزمانی به این علت به وجود می آید که بعضی از رگرسورها درونزا هستند و در نتیجه احتمالاً با جمله پسماند همبستگی دارند. بدین علت آزمون همزمانی جهت بررسی همبستگی میان رگرسورها (متغیرهای درونزا) با جملات اخلاص ضروری است. اگر چنین همبستگی وجود داشته باشد، همزمانی نیز وجود دارد و در چنین حالتی بایستی از روشهای دیگری به جای روش حداقل مربعات معمولی جهت تخمین برآوردگرها استفاده نمود. اما اگر همبستگی وجود نداشته باشد، می توان روش حداقل مربعات معمولی را به کار برد. هاوسمن<sup>12</sup> (۹)، آزمون خطای تصریح را برای بررسی مسئله همزمانی مطرح کرده است. در این آزمون نیز ابتدا بایستی فرم تقلیل یافته معادلات را تهیه نمود. بدلیل عدم همبستگی میان جملات پسماند و متغیرها در مدل تقلیل یافته، بر آوردگرهای OLS، تخمین های سازگاری ارائه خواهند نمود؛ بنابراین، با استفاده از روش OLS تخمینی برای متغیرهای درونزا به دست خواهد آمد. با توجه به اینکه مقدار واقعی هر متغیر درونزا برابر است با مقدار تخمینی آن به اضافه جمله پسماند حاصل از معادله فرم حل شده مدل، می توان در معادلات ساختاری به جای هر یک از متغیرهای درونزا مقدار مساویش (متغیر درونزای برآورد شده از فرم تقلیلی به اضافه جمله پسماند) را قرار داد. سپس معادله را با شکل جدید متغیر درونزا، تخمین زده، معنی دار بودن ضریب جمله پسماند به دست آمده از فرم تقلیل یافته آزمون می گردد. تحت شرایط فرضیه صفر یعنی عدم وجود همزمانی، همبستگی میان جمله پسماند حاصل از فرم حل شده و جمله پسماند فرم ساختاری صفر است؛ در نتیجه، ضریب جمله پسماند حاصل از فرم حل شده، معنی دار نیست. متقلاً چنانچه همزمانی وجود داشته باشد، ضریب جمله پسماند حاصل از فرم تقلیل یافته معنی دار می باشد و فرضیه صفر رد می شود (۲).

بر این اساس در این مطالعه، به منظور تعیین همبستگی بین جمله پسماند حاصل از فرم حل شده و فرم ساختاری، آزمون اریب همزمانی انجام گرفت و در سیستم معادلات بخش اول، فرض صفر مبنی بر عدم وجود اریب همزمانی، رد شد و در سیستم معادلات بخش دوم این فرض تأیید گردید.

یک مدل زمانی مشخص است که تک تک معادلات آن مشخص باشند. بر همین اساس و به منظور انجام آزمون تشخیص در یک سری از سیستم معادلات لازم است دو شرط ترتیب یا رتبه و شرط درجه برآورده شوند. به منظور بررسی شرط اول دو روش وجود دارد که کاملاً معادل یکدیگرند. در روش اول عنوان می شود که اگر در یک سیستم معادلاتی با  $G$  معادله، معادله ای درست فاقد  $G-1$  متغیر باشد که در کل معادله وجود دارد، معادله کاملاً یا دقیقاً مشخص است. اما اگر فاقد بیش از  $G-1$  متغیر باشد معادله بیش از حد مشخص است. در روش دوم اگر فرض کنیم:

$$K = \text{تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده سیستم}$$

$$K = \text{تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده معادله مورد نظر}$$

$m =$  تعداد متغیرهای درونزای معادله مورد نظر باشد، مقادیر  $K-k$  و  $m-1$  را محاسبه کرده و بر مبنای آنها شرط اول آزمون می گردد:

۱- اگر  $K-k=m-1$  باشد، معادله دقیقاً مشخص است.

۲- اگر  $K-k > m-1$  باشد، معادله بیش از حد مشخص است.

۳- اگر  $k < m-1$  باشد، معادله کمتر از حد مشخص است.

بر آورده شدن شرط دوم ( شرط کافی) نیز به این ترتیب است که در یک مدل دارای  $G$  معادله و  $G$  متغیر درونزا، یک معادله مشخص خواهد بود اگر و فقط اگر بتوان حداقل یک دترمینان غیر صفر از درجه  $(G-1)$   $(G-1)$  از ضرایب متغیرهای خارج شده از معادله تحت بررسی، اما لحاظ شده در سایر معادلات مدل به دست آورد. در این مطالعه، روش دوم مورد استفاده قرار گرفته و بر اساس آن تمامی معادلات بیش از حد مشخص شناخته شدند (۲). بر اساس نتایج حاصل از آزمونهای فوق، برای سیستم اول، روش  $SLS_2$  و برای سیستم دوم، روش  $OLS$  به عنوان روش بهینه انتخاب می گردد. روش حداقل مربعات معمولی یکی از روشهای معمول برای تخمین معادلات به صورت جداگانه است اما تخمین هر معادله بطور مجزا ممکن است که به نتایج اریبی دست پیدا کند. با وجود مشکل اریب یکطرفه این روش می تواند یک ابزار مفیدی باشد برای نمونه های کوچک که واریانس پایین و حساسیت کمی نسبت به خطاهای تخمین دارند.

روش  $SLS_2$  از متغیرهای ابزاری استفاده میکند. این روش برآوردگرهای کاملاً کارآ و ثابت را بدست می دهد ( در شرایطی که توزیع نرمال باشد) و روش  $SLS_3$  برای تخمین سیستمی مورد استفاده قرار می گیرد (در صورتی که فرض قطری بودن و عدم وجود اریب همزمانی را بتوان رد کرد. در این مطالعه، به دلیل قطری بودن هر دو سیستم معادلات، تخمین تکی مورد استفاده قرار می گیرد. در سیستم اول، به دلیل وجود اریب همزمانی و بیش از حد مشخص بودن معادلات، روش  $SLS_2$  و در سیستم دوم به دلیل عدم وجود اریب همزمانی، روش  $OLS$  مورد استفاده قرار می گیرد.

جدول ۵: تخمین تابع تولید ناخالص داخلی کشاورزی به روش SLS<sub>2</sub>

متغیر	ضرائب	آماره t
سرمایه کشاورزی	234/0	634/0
نیروی کار کشاورزی	030/0***	026/2
تولید ناخالص داخلی صنعت	888/0*	739/14
تولید ناخالص داخلی حمل و نقل	736/99	182/0
عدد ثابت	93/96374- ***	001/2-

R<sup>2</sup>=94/0

در این جدول \*\*\* سطح احتمال ۱۰٪، \*\* سطح احتمال ۵٪ و \* سطح احتمال ۱٪ را نشان می دهد.  
مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۶: تخمین تابع تولید ناخالص داخلی صنعت به روش SLS<sub>2</sub>

متغیر	ضرائب	آماره t
سرمایه صنعت	024/0	558/1
نیروی کار صنعت	9000	084/0
تولید ناخالص داخلی کشاورزی	899/0*	115/15
تولید ناخالص داخلی حمل و نقل	253/623	124/1-
عدد ثابت	394/2291	561/0

R<sup>2</sup>=99/0

در این جدول \*\*\* سطح احتمال ۱۰٪، \*\* سطح احتمال ۵٪ و \* سطح احتمال ۱٪ را نشان می دهد.  
مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۷: تخمین تابع تولید دانه زیتون به روش OLS

متغیر	ضرائب	آماره t
سرمایه کشاورزی	0002/0	864/1
نیروی کار کشاورزی	9000*	603/6
مقدار تولید روغن	013/0	634/1
قیمت دانه زیتون	-2000***	-953/1
عدد ثابت	-828/332*	-064/6

R<sup>2</sup>=90/0

در این جدول \*\*\* سطح احتمال ۱۰٪، \*\* سطح احتمال ۵٪ و \* سطح احتمال ۱٪ را نشان می دهد.  
مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۸: تخمین تابع تولید روغن زیتون به روش OLS

متغیر	ضرائب	آماره t
سرمایه صنعت	394/2291	561/0
نیروی کار صنعت	007/0	749/0
تولید دانه زیتون	221/2912**	106/3
عدد ثابت	-	-964/1

R2=85/0

در این جدول \*\*\* سطح احتمال ۱۰٪، \*\* سطح احتمال ۵٪ و \* سطح احتمال ۱٪ را نشان می دهد. مأخذ: یافته های تحقیق

اثر متقابل بین صنعت و کشاورزی: در معادله تولید ناخالص داخلی کشاورزی (معادله ۱)، ضریب تولید ناخالص داخلی بخش صنعت ( $\beta_1$ ) سودی را که بخش کشاورزی از بخش صنعت دریافت میکند را نشان می دهد. برای این معادله  $\beta_1$  مثبت و از لحاظ آماری معنی دار است؛ بنابراین نتیجه می شود که بخش کشاورزی از بخش صنعت منتفع می گردد. این مطلب ممکن است به این دلیل باشد که بخش صنعت از طریق تأمین تکنولوژی مدرن برای کشاورزی به جبران سود می پردازد. انتظار می رود که علامت ضریب تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی ( $\alpha_a$ ) در معادله صنعت (معادله ۲)، مثبت باشد؛ زیرا سهم بزرگی از بخش صنعت برای تأمین مواد اولیه و خام به کشاورزی وابسته است. پارامتر تولید کشاورزی ( $\alpha_a$ ) در سطح ۱٪ معنی دار شد. با توجه به اینکه قدرمطلق پارامتر تولید ناخالص داخلی صنعت در معادله تولید کشاورزی (معادله ۱)، از اندازه پارامتر تولید ناخالص داخلی کشاورزی در معادله تولید صنعت (معادله ۲) کوچکتر است نتیجه می شود که صنعت از این رابطه نسبت به کشاورزی سود بیشتری می برد. تخمین دو معادله تولید دانه زیتون (معادله ۳) و معادله تولید صنعت وابسته به روغن (معادله ۴) نشان می دهد که در معادله تولید صنعت وابسته به روغن، ضریب تولید دانه زیتون ( $\delta_{olive}$ ) مثبت و در سطح ۵٪ معنی دار است که حاکی از این است که تولید دانه زیتون، یک عامل مفیدی برای رشد صنعت ایران بوده است.

اثر سرمایه: در معادله ارزش افزوده کشاورزی (معادله ۱)، پارامتر سرمایه تخمینی معنی دار نیست که این به تراکم عوامل در هر بخش (تکنیک تولید)، مربوط می شود. در معادله تولید صنعت (معادله ۲) علامت ضریب سرمایه ( $\alpha_k$ ) مثبت است هر چند که از لحاظ آماری معنی دار نیست و نسبت به ضریب سرمایه در معادله کشاورزی کوچکتر است؛ در حالی که بخش صنعت نسبت به بخش کشاورزی سرمایه برتر است. بنابراین انتظار می رود که تولیدات صنعت نسبت به رشد سرمایه واکنش بیشتری نشان دهند. در معادله صنعت وابسته به روغن (معادله ۴) و معادله تولید دانه زیتون (معادله ۴)، ضریب سرمایه مثبت است اما معنا دار نیست. نتایج تخمین نشان میدهد که کشش تولیدات صنعتی نسبت به سرمایه هم در معادله تولید دانه زیتون، بطور نسبی خیلی پایین است. این ممکن است بخاطر توجه و حمایت بیش از حد بخش صنعت باشد که طبق مطالعات گذشته، منجر به غیرکارآ شدن منابع بکاررفته در صنعت را خواهد شد.

اثر نیروی کار: سرمایه تنها منبع مؤثر بر تولید نیست که بایستی بین بخش کشاورزی و صنعت تقسیم شود. عرضه نیروی کار نیز می تواند اثرات بسیاری روی رشد هر دو بخش کشاورزی و صنعت داشته باشد. در هر دو معادله تولید کشاورزی (معادله ۱) و معادله تولید دانه زیتون (معادله ۳) ضریب نیروی کار کشاورزی، مثبت و معنادار است که حاکی از کاربرد بودن بخش کشاورزی ایران است؛ بنابراین، افزایش اشتغال در کشاورزی می تواند اثر مثبتی روی محصولات داشته باشد، اگر با افزایش عوامل مکمل تولید مثل زمین و آب ترکیب شود. نیروی کار همچنین در معادله ارزش افزوده صنعت ارزیابی شد (معادله ۲) و ضریب تخمینی نیروی کار صنعت ( $\alpha_1$ ) مثبت و غیر معنادار می باشد.

اثر تولید بخش حمل و نقل: تولید ناخالص داخلی بخش حمل و نقل در هر دو معادله کشاورزی و صنعت (معادله ۱ و ۲) بررسی شد. انتظار می رود این متغیر، اثر بزرگی در بخش کشاورزی داشته باشد. از آنجا که کشاورزی در مناطق روستایی کمتر توسعه یافته قرار گرفته است، حتی پیشرفت کمی در حمل و نقل می تواند موانع اصلی برای دسترسی به بازار را از بین ببرد. در معادله کشاورزی، ضریب تولید ناخالص داخلی بخش حمل و نقل ( $\beta_1$ ) مثبت است. دسترسی بهتر به بازار که در نتیجه رشد بخش حمل و نقل است، نه تنها باعث انگیزه بیشتر تولید برای کشاورزی می شود، بلکه باعث محاسبه مازاد تولیدات قابل عرضه (مازاد خودمصرفی) و روانه شدن آن به بازار می گردد. مشاهده می شود که تولید بخش حمل و نقل نسبت به تولید بخش کشاورزی، اثر بیشتری روی تولید بخش صنعت دارد.

### پیشنهاد برای سیاستگذاری:

از آنجا که اکثر صنایعی که تاکنون رشد قابل ملاحظه ای داشته اند، از هزینه بخش کشاورزی، سرمایه خود را تأمین کرده اند، این امر سبب کاهش سرمایه گذاری در بخش کشاورزی شده که نهایتاً کاهش تولیدات کشاورزی و به تبع آن رکود صنعت را به دنبال دارد؛ همچنین ضرایب مثبت تولید ناخالص داخلی که در هر دو معادله تولید کشاورزی و صنعت بدست آمد، نشان دهنده این است که هر دو بخش از ارتباط متقابل سود می برند اما تفاوت در اندازه و معنی دار بودن آماری ضرایب ثابت کرد که با وجود اینکه هر دو بخش از ارتباط با یکدیگر منتفع می شوند، اما بخش صنعت از سود بیشتری برخوردار می گردد؛ لذا مؤکداً توجه بیشتر به بخش کشاورزی و اختصاص بودجه کافی جهت سرمایه گذاریهای تولیدی توصیه می گردد. که این مطلب، نتایج بدست آمده توسط هاوا (۱۹۸۳) و یوآ (۱۹۹۶) که بیان کردند: به رشد کشاورزی و توسعه روستایی بایستی اهمیت بیشتری داده شود زیرا رشد کشاورزی می تواند حتی به رشد سریعتر صنعت کمک کند، را تأیید می کند. با توجه به اینکه ضریب سرمایه در بخش صنعت (معادله ۲) از لحاظ آماری معنی دار نیست، نتیجه می شود که سیاستهای دولت در طرح ریزی جهت افزایش سرمایه گذاری و توسعه صنعتی، ممکن است به اهداف مطلوب دست نیابد. البته قابل ذکر است که معنا دار بودن این یافته ها به محدودیت هر ملتی برمیگردد. این نتایج همچنین از دیدگاه اجتماعی هم معنا دار هستند؛ بنابراین توسعه کشاورزی به بهانه تمرکز منابع روی توسعه صنعت، نباید مورد غفلت واقع شود. تشویق توسعه صنعتی از طریق رشد بخش کشاورزی، می تواند موقعیت فقر روستایی را بهبود بخشد. بعبارت دیگر، دولت کشورهای درحال توسعه تلاش می

کنند که اقتصاد را با یک سرعت بالا صنعتی کنند؛ درحالی که از رشد کشاورزی کاسته می شود و این منجر به یک سطح ضعیف کشاورزی و صنعت با کارآیی پایین خواهد شد. با توجه به اینکه جمعیت به درآمد کشاورزی وابسته است، یک فرصت برای کاهش پتانسیل فقر گروه بزرگی از روستائیان این است که پایه اساسی صنعتی را به رشد اقتصادی متعادل ملتها نزدیک کنیم؛ بنابر این اجرای یک سیاست همه جانبه که در آن رشد صنعت به پشتوانه توسعه کشاورزی صورت می گیرد، ضروری به نظر می رسد؛ لذا دولت موظف است جهت تقویت پایه های تولید کشاورزی به منظور فراهم آوردن بستر مناسب جهت رشد صنعت، سرمایه گذاری نماید. تخصیص بودجه مشخص و مدون در بخش برنامه ریزی و اجرای پروژه های تولیدی کشاورزی می تواند جهتدستیابی به این امر مهم، مفید واقع شود.

### منابع و مآخذ:

فارسی:

۱- بانک اطلاعاتی PDS.

۲- جمالی مقدم، الهام. ۱۳۸۳. بررسی اثرات مخارج دولت بر فقر زدایی و رشد بهره وری در مناطق روستایی ایران. ارائه شده به معاونت تحصیلات تکمیلی دانشگاه شیراز.

۳- رحیمی، عباس. تابستان ۱۳۸۳. صنایع تبدیلی و تکمیلی بخش کشاورزی و صنایع روستایی. چاپ اول. تهران، معاونت صنایع و توسعه روستایی. انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی.

۴- لوزرت، ریموند. بروس، ژرارد. زمستان ۱۳۷۶. زیتون. ترجمه محمود درویشیان. چاپ اول. کرج، انتشارات آموزش کشاورزی. سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی.

۵- مقصودی، شهرام. ۱۳۸۴. تکنولوژی زیتون و فرآورده های آن. چاپ اول. تهران، انتشارات علوم کشاورزی.

۶- میر منصوری، احمد. ۱۳۸۰. آشنایی با زیتون. تهران، انتشارات فنی معاونت ترویج سازمان تحقیقات. آموزش و ترویج کشاورزی.

انگلیسی:

7- Breusch, T., Pagan, A. 1980. The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. Review of Economic Studies.

8- Gopinath, M., Roe, T.L. 1996. Sources of growth in US GDP and economy- Wide linkages to the agricultural sector. Journal of Agricultural Economics, v(2):325-340.

- 9- Hausman , J. 1983. Specification and Estimation of Simultaneous Equations Models. Handbook of Econometrics. North Holland.
- 10- Hwa, E.c. 1983. The Contribution of Agriculture to Economic Growth: Some Empirical Evidence. World Bank Staff Working Papers, No. 619. Washington DC.
- 11- Rastegari,H., Ehsan Khan, M. 2000. An analysis of industrial agricultural interactions:: a case in Pakistan. Agricultural Economics, v(22):17-27.
- 12- Yoa, S. 1996. Sectoral cointegration, structural break and agriculture's role in the Chinese economy in 1952-1992: a VAR approach. Journal of Agricultural Economics, v(28):1269-1279.

**An analysis of effective factors on agricultural industrial gross domestic production interactions  
(selected product: olive and its oil)**

**Abstract:**

Today's, with attention to industrialization and development of the countries and with regards to this point that agricultural sector has a major effect on the growth of industrial sector, this interaction becomes important. So in this study, we try to investigate the relationship between agricultural and industrial sector in Iran oil production which is so important. In this study, we considered two systems of two equations which the first one indicated the relationship between agricultural and industrial GDP, in a whole and the second one indicated the effect of the production of one agricultural product (olive) on industrial process, in a fraction. These two systems were compared to each other. After doing necessary tests, two stage least square (for the first system) and ordinary least square (for the second one) were selected as the best approach. The results show that although these sectors are complement, the industry of oil production profits from agricultural growth the most.

**Keywords:** industrialization, interaction, two stage least square.