

## تخمین تابع تولید شرکت لوله‌سازی اهواز

دکتر منصور زراء نژاد\*

مهران لرکی بختیاری نژاد\*\*

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۱۲/۲۴ - تاریخ پذیرش: ۱۳۸۳/۳/۱۱

### چکیده

با توجه به اهمیت ساخت و تولید لوله برای انتقال گاز، نفت و فرآورده‌های نفتی در صنعت نفت، تخمین تابع تولید لوله‌سازی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این راستا، شرکت لوله‌سازی اهواز که عمده‌ترین تولید کننده لوله در ایران است، به عنوان موضوع پژوهش انتخاب و تابع تولید آن طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۱ تخمین زده شد. برای این کار ابتدا، متغیرهای مورد مطالعه از نظر پایداری با آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مورد آزمون قرار گرفتند. سپس، با استفاده از روش‌های همجمعی انگل-گرنجر و یوهانسن الگوی تصحیح خطا برآورد شد. نتایج حاصل نشان داد که در طول دوره مورد بررسی شکل تابع به صورت کاب - داگلاس است. سرعت تعدیل الگو ۰/۹۶ است. کشش نیروی کار ۰/۵۸ و کشش سرمایه ۰/۵۳ است. نتیجه آزمون والد نشان داد که بازده نسبت به مقیاس در لوله‌سازی اهواز فزاینده و برابر با ۱/۱۱ است.

واژه‌های کلیدی: تابع تولید، لوله‌سازی، همجمعی انگل-گرنجر، یوهانسن، استان خوزستان.

---

\* عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

e-mail: [zarram@excite.com](mailto:zarram@excite.com)

\*\* کارشناس ارشد برنامه‌ریزی و تحلیل سیستم‌های اقتصادی، شرکت ملی مناطق نفت‌خیز جنوب

e-mail: [larki.m@nisoc.com](mailto:larki.m@nisoc.com)

## ۱. مقدمه

ساخت لوله درزجوش به اوایل قرن ۱۹ میلادی برمی‌گردد. به دنبال کشف گاز در سال ۱۸۱۵ میلادی و استفاده از آن به عنوان وسیله‌ای برای گرم کردن لوله که از طریق پرس ساخته شده بود، با به هم جوش دادن لوله‌ها برای اولین بار تولید لوله درزجوش امکان‌پذیر شد (سندیکای تولیدکنندگان لوله و پروفیل فولادی، ص ۱).

آنچه بیش از موارد دیگر به صنعت تولید لوله اهمیت بخشیده است؛ نیاز به انواع لوله‌های انتقال مواد سوختی از قبیل نفت خام، گاز طبیعی و اکثر فرآورده‌های نفتی مثل بنزین، گازوئیل، نفت سفید و دیگر مشتقات نفت خام است. افزون بر اینکه انتقال سیالات در خطوط لوله سریع‌تر انجام می‌گیرد، این روش بسیار ارزان‌تر از وسایل دیگر است. این فقط یکی از مزیت‌های خطوط لوله بر سایر وسایل برای حمل و نقل مواد نفتی است.

تولید لوله و صنعت تولید لوله به دلیل مصارف مختلف لوله رشد به سزایی داشته است. احداث اولین خط لوله نفت در ایران در سال ۱۹۰۹ میلادی به طول ۱۳۰ کیلومتر از مسجدسلیمان به آبادان شروع شد. در سال ۱۳۳۵ اولین خط لوله سراسری ایران به طول ۱۰۰۰ کیلومتر و با قطر ۱۰ اینچ از آبادان تا تهران (تأسیسات انبار ری) احداث شد (یعقوبی نژاد، ص ۱۰۱).

امروزه، انجام پروژه‌های انتقال انرژی بخش عمده سرمایه را در این بخش به خود اختصاص داده است. در صنعت نفت حدود ۶۰ درصد از هزینه پروژه‌های انتقال انرژی مربوط به لوله‌های نفت و گاز است. از طرف دیگر، در برنامه‌ریزی‌های دولت توسعه منابع گازی یک هدف اصلی است و به عنوان یک زیرساخت مهم در پیشرفت و توسعه سایر بخش‌های صنعت نفت به شمار می‌رود. این امر به نوبه خود اهمیت تولید لوله در کشور را افزایش داده است.

با توجه به اهمیت روز افزون ساخت و تولید لوله برای انتقال گاز، نفت و فرآورده‌های نفتی در صنعت نفت و گاز، تخمین تابع تولید لوله‌سازی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این راستا، شرکت لوله‌سازی اهواز که عمده‌ترین تولیدکننده لوله در ایران است؛ به عنوان موضوع مقاله انتخاب می‌شود و تولید آن طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۱ مورد بررسی قرار می‌گیرد.

هدف اساسی مقاله حاضر، تخمین تابع تولید کارخانه شماره ۴ شرکت لوله‌سازی اهواز است. با استفاده از تابع تولید برآورد شده، روابط بین عوامل مختلف تولید و مقدار تولید لوله بررسی و تفسیر می‌شود. افزون بر این، میزان تأثیر هر کدام از نهاده‌ها بر روی تولید، حساسیت تولید نسبت به هر یک از عوامل تولید و بازده نسبت به مقیاس عوامل تولید، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

پس از مقدمه و در بخش دوم، شرکت لوله‌سازی معرفی می‌شود. در بخش‌های سوم و چهارم پیشینه و روش پژوهش مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. بخش پنجم به معرفی و آزمون پایایی متغیرهای الگو، برآورد انواع توابع و انتخاب الگوی مناسب، برآورد روابط بلندمدت، کوتاه‌مدت و

سرعت تعدیل با دو روش انگل - گرنجر و روش یوهانسن - جوسلیوس اختصاص دارد. بخش ششم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

## ۲. معرفی شرکت سهامی لوله‌سازی اهواز

در راستای بهره‌برداری از ذخایر عظیم نفت و گاز در ایران، صنعت نفت توسعه روزافزون داشته است. یکی از زیربخش‌های صنعت نفت، ساخت و تولید لوله برای انتقال گاز و نفت و فرآورده‌های مربوط به آنهاست. خطوط لوله به منزله شریان‌های حیاتی، نقش انتقال این مواد را بین مراکز بهره‌برداری نفت و گاز، پالایشگاه‌ها، بنادر بارگیری و مراکز مصرف را به عهده دارند.

در سال ۱۳۴۵ قرارداد احداث دو کارخانه لوله‌سازی با یک شرکت امریکایی منعقد شد. عملیات ساختمانی با نظارت شرکت ملی نفت در بهمن ماه ۱۳۴۵ در زمینی به مساحت ۶۴/۳ هکتار در شهرستان اهواز آغاز شد. علت انتخاب محل احداث کارخانه نزدیکی به مراکز بهره‌برداری بندر امام، هم‌جواری با راه آهن سراسری و شاهراه جاده‌ای شمال - جنوب و نزدیکی به دیگر مجتمع‌های صنعت نفت بوده است. این دو کارخانه در آذر ماه سال ۱۳۴۶ مورد بهره‌برداری قرار گرفتند.

به منظور تأمین لوله‌های مورد نیاز طرح صادرات گاز طبیعی به کشور شوروی سابق و همچنین، اجرای طرح گازرسانی به شهرهای شمال ایران (خط لوله سراسری شمال - جنوب) به طول ۲۳۰۵ کیلومتر، شرکت ملی نفت دو کارخانه دیگر در سال ۱۳۵۳ در زمینی به وسعت ۳۲ هکتار در جوار دو کارخانه قبلی احداث کرد که در اسفند ماه سال ۱۳۵۵ مورد بهره‌برداری قرار گرفتند. در سال ۱۳۶۹ به منظور تکمیل مجتمع کارخانه‌های لوله‌سازی، احداث دو کارخانه پلی اتیلن به منظور پوشش لوله‌های تولیدی شروع شد که در سال ۱۳۷۱ مورد بهره‌برداری قرار گرفتند (شرکت لوله‌سازی اهواز، ص ۱). شرکت لوله‌سازی اهواز در بین ۱۰۰ شرکت برتر تولید کننده کشور از نظر فروش رتبه چهارم را در سال ۱۳۸۰ به خود اختصاص داده است (سازمان مدیریت صنعتی، ص ۸).

## ۳. پیشینه پژوهش

در زمینه تخمین توابع تولید بخش‌های مختلف اقتصاد، صنایع متعدد و بنگاه‌های گوناگون مطالعات فراوانی انجام شده است. این بخش مرور مختصری بر تخمین توابع تولید صنایع مختلف با تکیه بر صنایع فلزات اساسی به ویژه صنعت لوله‌سازی دارد.

شادبگیان و گری<sup>۱</sup> (۲۰۰۳)، در پژوهشی برای آژانس حفاظت محیط زیست آمریکا<sup>۲</sup> وابسته به مرکز

1. Shadbegian, R. J. and W.B. Gray.

2. U.S. Environmental Protection Agency.

ملی اقتصاد محیطی<sup>۱</sup> با عنوان «هزینه های کاهش آلودگی و سطح بهره‌وری کارخانه‌های فولاد، به روش تابع تولید» فرم خطی تابع تولید کاب - داگلاس را به صورت زیر برآورد کردند:

$$\ln Q = \alpha_0 + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L + \alpha_M \ln M + \alpha_{PAOC} PAOC + e_t \quad (1)$$

که در آن، Q نشانگر محصول، K موجودی سرمایه واقعی (مولد)، L<sup>۲</sup> تعداد ساعات تولید کارگران، M مواد اولیه (مولد) و PAOC هزینه‌های عملیات کاهش آلودگی در بخش صنعت فولاد است. همان طور که ملاحظه می‌شود؛ در این پژوهش، تنها بخشی از سرمایه که عملاً در خدمت تولید بوده است، به عنوان متغیر سرمایه به کار رفته و برای متغیر نیروی کار ساعات تولید کارگران منظور شده است. شرکت اینتیتک<sup>۳</sup> (۲۰۰۱)، مجری پروژه‌های پشتیبانی مشتریان و تولید کنندگان مواد و تجهیزات صنایع کلیدی نفت و گاز و پتروشیمی، به درخواست یک شرکت نفتی بین‌المللی پژوهشی انجام داده است که به موجب آن امکانات و توانایی‌های ۲۳۴ کارخانه لوله‌سازی با استاندارد API را در سراسر جهان مورد بررسی قرار داده است. در این پژوهش، وضعیت فنی و اقتصادی شرکت‌های لوله‌سازی گزارش شده است.

این شرکت در پژوهشی دیگر پروژه‌های خطوط لوله در سراسر جهان را مطالعه کرده و به تجزیه و تحلیل توسعه خطوط لوله در سراسر جهان پرداخته است. در مطالعه دیگری شرکت اینتیتک به تجزیه و تحلیل قیمت گذاری و هزینه عملیات پروژه‌های خطوط لوله پرداخته است.<sup>۴</sup> شرکت اوبرتو ویروبامی<sup>۵</sup> (۲۰۰۳) نیز، مطالعه‌ای در زمینه تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی لوله‌های فولادی در زجوش انجام داده است.

ونگ جی یوان<sup>۶</sup> (۲۰۰۲) و همکارانش در شرکت لیا اویانگ کشور چین طرح تحلیل اقتصادی توسعه خطوط تولید UOE را از ظرفیت ۱۰۰ هزار تن به ۳۰۰ هزار تن به انجام رساندند. در این مطالعه برای تولید سالانه ۳۰۰ هزار تن لوله‌های درزجوش قطر بالا با فن‌آوری UOE، ۹۰ میلیون دلار سرمایه‌گذاری پیش بینی شده است. بر اساس این مطالعه، درآمد فروش سالانه ۲۰۹ میلیون دلار، سود سالانه ۴۵ میلیون دلار و هزینه سالانه ۱۲۲ میلیون دلار برآورده شده است. نتایج تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی ونگ جی یوان، بیانگر این است که نرخ بهره سرمایه‌گذاری ۴۱ درصد، نرخ بازده داخلی ۳۰/۶۷ درصد، زمان بازگشت سرمایه ۵ سال (با احتساب ۲ سال برای ساخت کارخانه) است.

1. National Center for Environmental Economics.
2. Productive.
3. Intetech Ltd.
4. www.intetech.co.uk.
5. Obrotu Wyrobami.
6. Wang Jiyuan.

هی سی اوک پارک<sup>۱</sup> (۱۹۹۹)، برای اندازه‌گیری کارایی بخش آهن و فولاد کشور کره با استفاده از تخمین تابع تولید کاب-داگلاس و تابع مرزی پژوهشی انجام داده است. در این پژوهش از داده‌های تلفیقی ۱۴۴ بنگاه برای ۹ زیر بخش صنعت آهن و فولاد شامل لوله‌سازی در دوره زمانی ۱۹۸۰-۱۹۹۵ استفاده شده است. نتایج به دست آمده از تخمین تابع تولید نشان می‌دهد که کشش تولید نسبت به نیروی کار بزرگتر از کشش تولید نسبت به سرمایه است و بازده نسبت به مقیاس در صنعت آهن و فولاد کشور کره فزاینده و برابر با  $1/10.32 = (b_L + b_K)$  است. کارایی فنی در دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۵ برای زیربخش لوله ۰/۸۶ و برای کل بخش آهن و فولاد ۰/۷۵ است؛ یعنی کارایی فنی زیر بخش لوله بزرگتر از کارایی فنی کل بخش آهن و فولاد است.

وزارت اقتصاد و بازرگانی ایالات متحده امریکا<sup>۲</sup> (۱۹۹۹)، در سرشماری اقتصادی صنایع کارخانه‌ای لوله‌های فلزی و فولادی، آمار تعداد شرکت‌های لوله‌سازی، تعداد کارکنان شاغل، تعداد کارگران بخش تولید، ساعات کارکرد سالیانه تولید، حقوق پرداختی سالیانه و ارزش افزوده ایجاد شده به وسیله شرکت‌های لوله‌سازی را گزارش کرده است. بر اساس این گزارش، تعداد ۲۳۵ شرکت لوله‌سازی در ایالات متحده امریکا وجود دارد. ارزش افزوده ایجاد شده در این بخش برابر با ۲۹۰۲۰۷۶۰۰۰ دلار و ارزش افزوده سرانه هر کارگر در سال برابر با ۱۰۴۶۸۱ دلار است.

زهرا ادیبی (۱۳۶۷)، به برآورد ضرایب کشش عوامل تولید در توابع تولید بخش‌های صنعتی ایران اقدام کرده است. هدف اصلی این پژوهش مشخص کردن ضرایب کشش تولید نسبت به عوامل تولید در بخش‌های مختلف صنعتی ایران و کل بخش صنعت است. این امر از طریق یافتن تابع تولید مناسب برای هر بخش صورت می‌گیرد.

کریم آذربایجانی (۱۳۶۸)، در مطالعه خود با عنوان بررسی الگوهای اقتصادسنجی عوامل مؤثر بر بهره‌وری از روش تابع تولید به منظور اندازه‌گیری بهره‌وری صنایع کشور استفاده کرد.

بتول رفعت (۱۳۸۱)، در پژوهش خود به اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل بهره‌وری عوامل تولید در گروه‌های صنایع کارخانه‌ای ایران (۱۳۵۸-۱۳۷۸) پرداخته است. در این پژوهش، صنایع کارخانه‌ای کشور، برحسب طبقه‌بندی بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی به ۲۳ گروه صنعتی تقسیم شده و شاخص‌های بهره‌وری جزئی و کلی عوامل تولید برای آنها در دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۷۸ محاسبه شده است. در گروه شاخص‌های جزئی، بهره‌وری نیروی کار و سرمایه به صورت نسبت تولید به نهاده مورد نظر و در گروه شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید، شاخص سولو اندازه‌گیری و بررسی شده است. برای اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید از طریق شاخص سولو، توابع تولید مناسب هر بخش صنعتی،

1. Hee - Seok Park.

2. U.S. Department of Commerce, Economics and Statistics Administration U.S. CENSUS BUREAU.

همچون تابع تولید کاب - داگلاس، تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) و تابع تولید لوفلتچر، متعالی، ترانسلوگ و دبترین مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

نصرت الله نفر (۱۳۸۰)، پژوهشی با عنوان تخمین و تحلیل تابع تولید در صنعت ایران انجام داده است. در این پژوهش، تابع تولید ترانسلوگ به منظور محاسبه بازده به مقیاس<sup>۱</sup> و تحولات فنی تولید<sup>۲</sup> برای سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۷۲، با استفاده از آمار سری زمانی - مقطعی<sup>۳</sup> و به روش GLS تخمین زده شده است. مجموعه آماری به کار رفته در این پژوهش، شامل تولید، ارزش افزوده، هزینه نیروی کار و سرمایه است. به دلیل نبود اطلاعات سرمایه، پژوهشگر برای تولید داده‌های مربوط به سرمایه از الگوی Perpetual Inventory استفاده کرده است. همچنین، در این الگو از متغیر زمان به عنوان پارامتری برای اندازه‌گیری تحولات فنی تولید استفاده شده است.

غلامرضا خاکسار (۱۳۸۰)، در مطالعه خود با عنوان اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری در صنعت آلومینیم کشور به اندازه‌گیری بهره‌وری در سطح شرکت ایرالکو،<sup>۴</sup> تنها تولید کننده آلومینیم در ایران، پرداخته است. در این پژوهش از تابع تولید خطی، تابع تولید کاب - داگلاس و تابع تولید با کشش جانشینی ثابت و روش حداقل مربعات معمولی استفاده شده است.

اکبر توکلی (۱۳۷۸)، برای تعیین نوع تابع تولید مناسب برای صنعت فولاد کشور از تقریب تابع تولید با کشش جانشینی ثابت CES که از لگاریتم‌گیری و بسط سری تیلور آن حاصل می‌شود، استفاده کرده است. نتایج این پژوهش استفاده از تابع تولید کاب - داگلاس را برای صنعت فولاد مورد تأیید قرار داده است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که هر دو متغیر، نیروی کار و سرمایه در صنعت فولاد نقش اساسی دارند. افزون بر آن، بزرگی ضریب کشش نیروی کار در مقایسه با ضریب کشش سرمایه حساسیت ارزش افزوده صنعت فولاد را نسبت به نیروی کار نشان می‌دهد.

اسلام فاخر (۱۳۸۲)، پژوهشی با عنوان برنامه ریزی استراتژیک بازاریابی و انتخاب استراتژی مناسب با کمک روش AHP در شرکت لوله‌سازی اهواز انجام داده است. در این پژوهش، با تأکید بر مفهوم مدیریت استراتژیک و استفاده از روش AHP گروهی که یکی از شیوه‌های پژوهش عملیاتی<sup>۵</sup> است، استراتژی مناسب برای شرکت لوله‌سازی انتخاب شد.

هوشنگ گلابکش (۱۳۷۴) نیز، پژوهشی با عنوان "بررسی و تعیین تناژ اقتصادی کارخانه شماره ۴ شرکت سهامی لوله‌سازی اهواز" انجام داده است.

علی اصغر زارع‌برات پور (۱۳۸۰)، در پژوهشی به نام تخمین تابع تولید کارخانه شماره ۴ شرکت لوله‌سازی اهواز یک الگوی ترانسلوگ را تخمین زده است. در این مطالعه از داده‌های دوره زمانی

1. Returns to Scale.
2. Technical Change.
3. Panel Data.
4. IRALCO.
5. Operational Research.

۱۳۷۸-۱۳۷۵ استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان داد که کشش نیروی کار در سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۶۴ و در سال ۱۳۶۹ منفی، در سال‌های ۱۳۶۵-۱۳۷۴ کمتر از ۰/۰۵ و در سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۸ بین ۰/۰۵ تا ۰/۱۰ بوده است. بیشترین میزان کشش نیروی کار در سال ۱۳۵۹ و برابر با ۰/۲۰ بوده است. کشش مواد اولیه در اکثر سال‌های مورد مطالعه ۱۳۵۸-۱۳۷۸ بیشتر از ۱ و در سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۶۰، ۱۳۷۲ و ۱۳۷۸-۷۵ بین ۰/۹۰ تا ۱ بوده است. در سال ۱۳۶۱ کشش مواد اولیه ۱/۰۹۲۵ بوده و بیانگر این است که دو برابر شدن مواد اولیه تقریباً منجر به دو برابر شدن تولید لوله می‌شود. در این پژوهش از موجودی سرمایه در تخمین تابع تولید استفاده نشده و پایایی متغیرهای الگو و همجمعی رابطه به دست آمده بررسی نشده است.

#### ۴. روش پژوهش

##### ۴-۱. روش پژوهش و گردآوری داده‌ها

این پژوهش از نوع علمی-پژوهشی است که به کشف و تفسیر روابط بین متغیرهای مربوط می‌پردازد. از طرف دیگر، پژوهشی کاربردی است که نتایج آن می‌تواند به منظور بهبود شرایط و برنامه تولید مورد استفاده قرار گیرد. داده‌های این پژوهش بر اساس مطالعات کتابخانه‌ای است. جامعه آماری این پژوهش کارخانه شماره ۴ شرکت لوله‌سازی اهواز در دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۱ است. داده‌ها و اطلاعات آماری مورد استفاده در این پژوهش، داده‌های ثانویه است که به صورت سالانه است و از صورت‌های مالی شرکت لوله‌سازی اهواز، اداره شاخص‌های اقتصادی مرکز آمار ایران و امور کارکنان وزارت نفت استخراج شده است. در ارتباط با داده‌های مورد نیاز لازم به توضیح است که پیش از این پژوهش داده‌های سری زمانی موجودی سرمایه، اساساً وجود نداشته است. پژوهشگران با استفاده از میزان سرمایه‌گذاری اولیه کارخانه شماره ۴ در سال ۱۳۵۵ و سری زمانی میزان سرمایه‌گذاری در هر سال و با توجه به شاخص قیمت ماشین‌آلات (زیربخش شاخص قیمت عمده فروشی کالاها)<sup>۱</sup>، به محاسبه و تولید سری زمانی متغیر موجودی سرمایه مورد نیاز برای اولین بار اقدام کرده‌اند. همچنین، با تأمل در روند متغیر تولید ملاحظه شد که به دلایل فنی در بعضی از سال‌ها امکان استفاده کامل از ظرفیت‌های تولید نبوده است. بنابراین، وجود ظرفیت‌های عاطل یا استفاده بیش از حد از ظرفیت اسمی، موجب افزایش خطای آماری و کاهش قدرت تشریح الگو شده است. از آنجا که در تخمین تابع تولید هدف برآورد مقادیر فیزیکی نهاده موجودی سرمایه نیست؛ بلکه، باید میزان سرمایه به کار رفته در فرایند تولید مورد استفاده قرار گیرد، از این رو، لازم است که ضریبی برای تعدیل سرمایه و اندازه‌گیری میزان واقعی ارزش سرمایه صرف شده در فرایند تولید در نظر گرفته شود. این ضریب به عنوان عامل ظرفیت یا نرخ کاربرد شاخص نسبت محصول واقعی به محصول بالقوه است (صادقی، صص ۹۲-۹۱). با استفاده از این شاخص و با این

1. Whole Sale Price Index (WPI).

فرض که از نهاده موجودی سرمایه با همان نسبت تولید واقعی به تولید بالقوه استفاده شده است، سری زمانی موجودی سرمایه تعدیل و به صورت سرمایه مولد به واحد سرمایه - ساعت تبدیل شده است. داده‌های مربوط به نیروی کار نیز از سوی پژوهشگران جمع‌آوری شده و به صورت همگن و بر اساس نفر-ساعت در سال مورد استفاده قرار گرفته است. سری‌های زمانی متغیر مستقل مواد اولیه و متغیر وابسته تولید بر حسب واحد تن استفاده شده است.

#### ۴-۲. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

داده‌های متغیرهای مورد بحث در این پژوهش به صورت سری زمانی است. با استفاده از این داده‌ها و به کارگیری روش‌های اقتصادسنجی، رابطه میان مقدار تولید لوله و نهاده‌های کار و موجودی سرمایه در شرکت لوله‌سازی اهواز در قالب تابع تولید لوله برآورد و نتایج تجزیه و تحلیل می‌شود. اما، از آنجا که سری‌های زمانی در اقتصاد، غالباً ناپایا هستند، به کارگیری روش‌های متداول اقتصادسنجی، مانند روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، برای سری‌های ناپایا در موارد بسیاری به تفسیر نادرست نتایج منجر می‌شود. به این دلیل، در این پژوهش از تجزیه و تحلیل رگرسیونی با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی و نرم‌افزار میکروفیت (Microfit) برای برآورد و تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است. در این روش، از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)، مرتبه جمعی بودن متغیرهای دخیل در الگو تعیین می‌شود. سپس، با استفاده از روش‌های همجمعی انگل-گرنجر و یوهانسن روابط بلندمدت، کوتاه‌مدت و ضریب تعدیل برآورد می‌شود. در این پژوهش، توابع تولید مختلف تخمین زده می‌شوند و پس از آزمون‌های مختلف نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

#### ۵. بررسی تجربی تابع تولید لوله‌سازی اهواز

##### ۵-۱. معرفی متغیرهای الگو

در الگوی تابع تولید، LY نشانگر لگاریتم میزان تولید سالانه شرکت بر حسب واحد تن به عنوان متغیر وابسته است. متغیرهای مستقل عبارتند از: INPT نشانگر عرض از مبدأ، L نیروی کار بر حسب نفر-ساعت، K موجودی سرمایه بر حسب میلیارد تومان، KL حاصل ضرب متغیرهای K و L، LL لگاریتم متغیر L، متغیر LK لگاریتم متغیر K، متغیر LLLK حاصل ضرب متغیرهای LL و LK و متغیر LL2 توان دوم متغیر LL تقسیم بر ۲ و متغیر LK2 توان دوم متغیر LK تقسیم بر ۲ است. داده‌های آماری به صورت سری زمانی سالانه ۱۳۵۸-۱۳۸۱ است. موجودی سرمایه با استفاده از شاخص عمده فروشی زیربخش ماشین‌آلات به قیمت سال پایه (۱۳۷۶)، محاسبه شده است. در این پژوهش هر جا که از تابع لگاریتمی استفاده شده، منظور تابع لگاریتم طبیعی است.



## ۵-۲. آزمون پایایی متغیرهای الگو

استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی برای کارهای تجربی مبتنی بر فرض پایایی<sup>۱</sup> متغیرهاست. بررسی‌های انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی این فرض نادرست است و اغلب این متغیرها ناپایا<sup>۲</sup> هستند. بنابراین، مطابق با نظریه همجمعی<sup>۳</sup> در اقتصادسنجی نوین، ضروری است تا نسبت به پایایی یا ناپایایی آنها پژوهش کرد. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته<sup>۴</sup> استفاده می‌کنیم.

خلاصه نتایج آزمون‌های یاد شده در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی الگو، در جدول (۱) ارائه شده است. بر اساس آزمون‌های انجام شده، نتیجه می‌گیریم که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هیچ یک از متغیرها رد نمی‌شود و کلیه متغیرهای الگو در سطح داده‌ها ناپایا هستند. لیکن، نتایج آزمون تفاضل اول متغیرها نشان می‌دهد که فرضیه‌های ناپایایی تمامی متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری رد می‌شوند. بنابراین، بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی- فولر همه متغیرهای موجود در الگوی تابع تولید جمعی از درجه یک،  $I(1)$ ، هستند. نماد  $D$  در جدول (۱) بیانگر تفاضل مرتبه اول متغیرها است.

## ۵-۳. برآورد انواع توابع تولید و انتخاب الگوی مناسب

در این بخش، شکل لگاریتمی توابع تولید کاب \_ داگلاس،<sup>۵</sup> متعالی،<sup>۶</sup> دبرتین<sup>۷</sup> و ترانسلوگ<sup>۸</sup> به صورت معادلات ۲ تا ۵ به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده و نتایج مربوط در جدول (۲) ارائه می‌شود.

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta} \quad (2)$$

$$LY = \ln PT + \alpha LL + \beta LK$$

جدول ۱- نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در سطح و تفاضل مرتبه اول داده‌های سری زمانی

نتیجه	تعداد وقفه بهینه	روند	عرض از مبدأ	مقدار بحرانی مک کینون	آماره $T$ دیکی- فولر	نام متغیر
-------	------------------	------	-------------	-----------------------	----------------------	-----------

1. Stationary.
2. Non Stationary.
3. Cointegration.
4. Augmented Dickey - Fuller Unit Root Test (ADF).
5. Cobb - Douglas.
6. Transcendental.
7. Debertin.
8. Transcendental Logarithmic.

LY	-۲/۸۴۰۸۳۸	-۳/۷۴۹۷	دارد	ندارد	۰	ناپایا
D(LY)	-۵/۲۵۰۳۸۲	-۲/۶۷۵۶	-	-	۰	پایا
LL	-۳/۲۳۱۵۲۵	-۴/۴۱۶۷	دارد	دارد	۰	ناپایا
D(LL)	-۵/۳۶۰۰۷۱	-۲/۶۷۵۶	-	-	۰	پایا
LK	-۳/۳۰۹۱۰۷	-۳/۷۴۹۷	دارد	ندارد	۰	ناپایا
D(LK)	-۵/۵۷۰۸۴۹	-۲/۶۷۵۶	-	-	۰	پایا
L	-۳/۱۱۷۶۲۱	-۴/۴۱۶۷	دارد	دارد	۰	ناپایا
D(L)	-۵/۴۲۸۲۵۷	-۲/۶۷۵۶	-	-	۰	پایا
K	-۲/۹۲۱۰۰۲	-۳/۷۴۹۷	دارد	ندارد	۰	ناپایا
D(K)	-۵/۴۲۴۴۸۲	-۲/۶۷۵۶	-	-	۰	پایا
KL	-۲/۱۳۴۹۳۵	-۳/۷۴۹۷	دارد	ندارد	۰	ناپایا
D(KL)	-۵/۱۰۸۷۲۹	-۲/۶۷۵۶	-	-	۰	پایا
LLLK	-۳/۰۹۷۹۰۸	-۳/۷۴۹۷	دارد	ندارد	۰	ناپایا
D(LLLK)	-۵/۵۶۲۷۸۴	-۲/۶۷۵۶	-	-	۰	پایا
LL2	-۳/۲۵۰۹۶۹	-۴/۴۱۶۷	دارد	دارد	۰	ناپایا
D(LL2)	-۵/۳۸۳۵۹۵	-۲/۶۷۵۶	-	-	۰	پایا
LK2	-۳/۰۶۰۳۵۵	-۳/۷۴۹۷	دارد	ندارد	۰	ناپایا
D(LK2)	-۵/۵۴۶۰۴۳	-۲/۶۷۵۶	-	-	۰	پایا

منبع: نتایج پژوهش

$$Y = A L^{\alpha_1} K^{\alpha_2} e^{\beta_1 L + \beta_2 K}$$

$$LY = INPT + \alpha_1 LL + \alpha_2 LK + \beta_1 L + \beta_2 K$$

(۳)

$$Y = A L^{\alpha_1} K^{\alpha_2} e^{\beta_1 L + \beta_2 K + \beta_3 LK} \quad (4)$$

$$LY = INPT + \alpha_1 LL + \alpha_2 LK + \beta_1 L + \beta_2 K + \beta_3 KL$$

$$Y = \beta L^{\beta_1 + \frac{1}{2}\beta_4 \ln(L) + \beta_5 \ln(K)} K^{\beta_2 + \frac{1}{2}\beta_5 \ln(K)} \quad (5)$$

$$LY = INPT + \beta_1 LL + \beta_2 LK + \beta_3 LLLK + \beta_4 LL2 + \beta_5 LK2$$

با توجه به اینکه محدوده داده‌های مورد استفاده در این پژوهش ۱۳۵۸-۱۳۸۱ است، آشکار است که سال ابتدای دوره مورد بررسی همزمان با شروع جنگ و انقلاب بوده است. بنابراین، انتظار می‌رود که مسئله تغییر عرض از مبدأ یا تغییر شیب مطرح نباشد. از طرف دیگر، دوره جنگ نیز تأثیری بر تقاضا برای لوله نداشته است، زیرا، قسمت مهمی از تقاضای لوله در این دوره برای تأمین لوله مورد نیاز جنگ بوده است. به منظور آزمون این فرض متغیر مجازی DM58 برای در نظر گرفتن اثرات جنگ بر تولید با مقدار یک برای دوره ۱۳۵۸-۱۳۶۷ و صفر برای دوره ۱۳۸۱-۱۳۶۸ منظور شد. نتایج حاصل از لحاظ کردن متغیر مجازی دوره جنگ در برآورد توابع تولید نشان می‌دهد که جنگ تأثیر معنی‌داری بر تولید شرکت لوله‌سازی اهواز نداشته است.

در قسمت پایین جدول (۲)، آزمون تشخیص صحت فرض کلاسیک ارائه شده است. از آزمون LM برای آزمون خود همبستگی، از RESET رمزی برای آزمون تصریح فرم تابع، از Normality برای آزمون نرمال بودن توزیع جملات اخلاص و از White برای آزمون ناهمسانی واریانس جملات اخلاص استفاده شده است. اعداد داخل پرانتز در قسمت بالای جدول بیانگر آماره t است و اعداد داخل کروشه احتمال مقادیر بحرانی را نشان می‌دهد. علامت (-) بیانگر این است که متغیر مذکور وارد معادله نشده است. بر اساس جدول (۲)، نتایج تخمین معادله تابع تولید متعالی نشان می‌دهند علی‌رغم اینکه ضرایب متغیرهای LL و LK دارای علامت‌های مورد انتظار و معنی‌دارند، ولی ضریب متغیر L دارای علامت مورد انتظار نیست. همچنین، ضرایب متغیرهای L و K از نظر آماری در سطح احتمال خطای ۵ درصد معنی‌دار نیستند. یعنی فرضیه صفر ( $H_0$ ) مبتنی بر صفر بودن ضرایب متغیرهای L و K رد نمی‌شوند. برآورد تابع تولید دبرترین که فرم تعمیم یافته‌ای از تابع تولید متعالی است، نشان می‌دهد که علامت‌های متغیرها با نظریه سازگارند، ولی متغیر L در سطح احتمال خطای ۵ درصد معنی‌دار نیست. از طرف دیگر، آزمون رمزی حاکی از این است که فرم تابع تولید دبرترین در سطح احتمال خطای ۵ درصد درست تصریح نشده است.

جدول-۲. نتایج برآورد توابع تولید مختلف

متغیرهای مستقل	کاب-داگلاس	متعالی	دبرتین	ترانسلوگ
	LY	LY	LY	LY
INPT	۳/۳۱۴۸ (۸/۷۱۴۶) [۰/۰۰۰]	۳/۶۸۵۶ (۲/۸۶۸۲) [۰/۰۱۰]	۲/۸۷۲۲ (۲/۵۴۳۹) [۰/۰۲۰]	۲۹/۴۱۸۲ (۲/۵۹۵۶) [۰/۰۱۸]
LL	۰/۵۸۲۸۹ (۱۵/۲۲۳۰) [۰/۰۰۰]	۰/۵۴۰۳۷ (۴/۱۶۱۹) [۰/۰۰۱]	۰/۶۱۳۴۸ ۵/۴۱۳۲ [۰/۰۰۰]	-۴/۷۵۴۶ (-۲/۱۲۵۸) [۰/۰۴۸]
LK	۰/۵۳۳۹ (۱۴/۶۱۲۴) [۰/۰۰۰]	۰/۶۲۲۵۱ (۵/۴۲۴۴) [۰/۰۰۰]	۰/۸۰۷۸۸ (۶/۹۰۵۱) [۰/۰۰۰]	۵/۲۶۲۴ (۲/۸۷۵۴) [۰/۰۱۰]
L	-	۰/۰۰۰۰۰۰۲۹۳۴ (-۰/۳۹۷۰۶) [۰/۶۹۶]	-۰/۰۰۰۰۰۱۴۵۱ (-۰/۶۶۰۴) [۰/۱۱۴]	-
K	-	-۰/۰۱۰۰۲۸۷ (-۰/۹۵۴۴۶) [۰/۳۵۲]	-۰/۰۴۵۱۸۱ (-۲/۹۶۹۹) [۰/۰۰۸]	-
KL	-	-	۰/۰۰۰۰۰۰۹۱۹۶ (۲/۸۷۴۱) [۰/۰۱۰]	-
LLLK	-	-	-	-۰/۴۶۶۶۲ (-۲/۴۷۰۱) [۰/۰۲۴]
LL2	-	-	-	۰/۵۴۳۰۰ (۲/۴۴۴۹) [۰/۰۲۵]
LK2	-	-	-	۰/۳۲۴۷۹ (۱/۶۵۵۲) [۰/۱۱۵]
R-Squared	۰/۹۹۵۹۳	۰/۹۹۶۲۸	۰/۹۹۷۴۵	۰/۹۹۷۴۹
R-Bar-Squared	۰/۹۹۵۵۵	۰/۹۹۵۵۰	۰/۹۹۶۷۴	۰/۹۹۶۷۹
DW	۲/۰۴۹۳	۲/۱۴۴۰	۱/۷۶۷۹	۱/۹۸۳۸
LM	۰/۱۸۵۵۱ [۰/۶۷۱]	۰/۲۱۹۲۸ [۰/۶۴۵]	۰/۲۴۶۵۹ [۰/۶۲۶]	۰/۰۱۵۲۳۰ [۰/۹۰۳]
RESET	۳/۷۸۶۷ [۰/۰۶۶]	۲۵/۱۷۷۰ [۰/۰۰۰]	۶/۴۴۵۵ [۰/۰۲۱]	۱۱/۹۸۶۲ [۰/۰۰۳]
Normality	۰/۵۳۴۶۸ [۰/۹۷۴]	۰/۵۲۰۸۲ [۰/۷۷۱]	۰/۰۷۱۵۴۶ [۰/۹۶۵]	۳/۰۴۲۶ [۰/۲۱۸]
White's Heteroskedasticity	۱/۶۷۴۷ [۰/۲۰۹]	۰/۰۴۲۲۷۵ [۰/۸۳۹]	۰/۱۱۲۱۷ [۰/۷۴۱]	۱/۲۲۶۸ [۰/۲۸۰]

نتایج تخمین تابع تولید ترانسلوگ نشان می‌دهد که ضریب متغیر LK2 در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست. از طرف دیگر، آزمون رمزی حاکی از این است که فرم تابع در سطح احتمال خطای ۵ درصد از تصریح درست برخوردار نیست.

در مورد توابع تولید دبرترین و ترانسلوگ، افزون بر اینکه ضرایب الگو در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیستند، آزمون ریشه واحد بر روی جملات اخلاص الگو حاکی از این است که متغیرهای الگو همجمع نیستند، در نتیجه، الگوی تابع تولید دبرترین و ترانسلوگ رابطه تعادلی بلندمدتی به دست نمی‌دهد.

بر اساس نتایج حاصل از برآورد تابع تولید کاب-داگلاس مشاهده می‌شود که کلیه ضرایب در سطح احتمال خطای ۱ درصد معنی‌دار و علامت‌های متغیرهای الگو سازگار با نظریه هستند. همچنین، بر اساس نتایج آزمون‌های تشخیص فروض کلاسیک، جمله اخلاص تابع تولید کاب-داگلاس به لحاظ عدم خودهمبستگی<sup>۱</sup>، فرم تبعی<sup>۲</sup>، طبیعی بودن توزیع<sup>۳</sup> و واریانس همسانی<sup>۴</sup> همه شرایط کلاسیک را دارد.

بنابراین، می‌توان گفت که رابطه به دست آمده از هر نظر قابل اعتماد است. پس، معادله تابع تولید کاب-داگلاس مناسب‌ترین الگو برای تخمین تابع تولید شرکت لوله‌سازی اهواز تشخیص داده شد. افزون بر این، نتایج تخمین همسو و سازگار با نظریه است.

حال، برای اینکه نشان دهیم که رگرسیون برآورد شده کاذب نیست و آماره‌های آزمون  $t$  و  $F$  معمول از اعتبار لازم برخوردار هستند، آزمون همجمعی انگل - گرنجر را به کار می‌بریم. همجمعی تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند.

#### ۴-۵. روش آزمون انگل-گرنجر و انگل-گرنجر تعمیم یافته برای همجمعی

روش آزمون انگل-گرنجر (EG) و انگل-گرنجر تعمیم یافته (AEG) به این صورت است که باید رگرسیون مربوط به روش حداقل مربعات معمولی برآورد شود و جملات اخلاص به دست آمده را به روش دیکی-فولر (DF) یا دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) از نظر پایایی آزمون کرد. اگر جملات اخلاص پایا باشند، آن‌گاه نتیجه می‌شود که متغیرهای مورد بحث همجمع هستند (نوفرستی، صص ۸۱-۸۵).

قدم اول در انجام آزمون همجمعی انگل-گرنجر آن است که مرتبه جمعی بودن متغیرهای الگو تعیین و اطمینان حاصل شود که همگی  $I(1)$  هستند. برای این منظور، از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر استفاده می‌کنیم. نتایج کامپیوتری به دست آمده با نرم‌افزار Eviews در جدول (۱) به

1. Serial Correlation.
2. Functional Form.
3. Normality.
4. Heteroscedasticity.

صورت خلاصه آمده است. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای الگو همگی در سطح اطمینان ۹۹ درصد جمعی از درجه یک، یعنی  $I(1)$  هستند.

در قدم دوم، رابطه (۲) به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود و جملات اخلاص آن به دست می‌آید (جدول (۲))، سپس در قدم سوم، وجود ریشه واحد در جملات اخلاص رگرسیون آزمون می‌شود. اگر وجود ریشه واحد، یا به عبارت دیگر، ناپایایی جملات اخلاص رد نشود، به معنی آن است که متغیرهای الگوی (۲) همجمع نیستند و در نتیجه، رابطه تعادلی بلندمدتی بین آنها وجود ندارد. اما اگر ناپایایی جملات اخلاص رد شود، می‌توان نتیجه گرفت که جملات اخلاص پایا هستند و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو برقرار است. به این منظور آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته را به کار می‌بریم. نتایج به دست آمده در جدول (۳) گزارش می‌شود.

### جدول-۳. آزمون ریشه واحد برای جملات اخلاص رگرسیون تابع تولید کاب - داگلاس

\*\*\*\*\*

Based on OLS regression of LY on:

INPT LL LK

24bbservations used for estimation from 1358o 1381

\*\*\*\*\*

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-5.6245	36.1043	35.1043	34.6065	35.0071
ADF(1)	-4.2398	36.4891	34.4891	33.4934	34.2947
ADF(2)	-2.5147	36.7125	33.7125	32.2189	33.4209
ADF(3)	-2.9368	37.8696	33.8696	31.8781	33.4808

\*\*\*\*\*

95% critical value for the Dickey-Fuller statistic = - 4.1940

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

همان‌گونه که در جدول (۳) مشاهده می‌شود؛ کمیت آماره آزمون دیکی فولر بر اساس هر سه ضابطه آکائیک (AIC)، شوارز-بیزین (SBC) و حنان - کوئین (HQC) در سطر اول جدول در حداکثر خود قرار دارد و آماره  $t$  متناظر با آن  $-۵/۶۲۴۵$  است. از آنجا که کمیت بحرانی آماره دیکی-فولر ارائه شده در زیر جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با  $-۴/۱۹۴۰$  است، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد (ناپایایی) جملات اخلاص رد می‌شود. به عبارت دیگر، جملات اخلاص پایا هستند. بنابراین،

1. Akaike Information Criterion.

2. Schwarz Bayesian Criterion.

3. Hannan - Quinn Criterion.

نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تابع تولید وجود دارد و رگرسیون برآورد شده کاذب نیست. این رابطه تعادلی بلندمدت که با نرم‌افزار میکروفیت برآورد و در جدول (۲) گزارش شده، عبارت است از:

$$LY = 3/3148 + 0/58289 LL + 0/53339 LK \quad (6)$$

$$t: (8/71) \quad (15/22) \quad (14/61)$$

$$\text{prob}: [0/000] \quad [0/000] \quad [0/000]$$

$$R^2 = 0/99593 \quad \bar{R}^2 = 0/99555 \quad F = 2572/2 \quad [0/000] \quad DW = 2/0493$$

ملاحظه می‌شود که تمامی ضرایب در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دارند و دارای علامت سازگار با مبانی نظری هستند. ضریب تعیین  $\bar{R}^2$  برابر با ۹۹ درصد است که نشان دهنده قدرت توضیح دهنده بالایی الگو است.

معادله (۶) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y = A L^{0.58} K^{0.53} \quad (7)$$

شکل تابع به صورت کاب - داگلاس است و کشش نیروی کار ۰/۵۸ است. این بدان معناست که با فرض ثابت بودن سایر نهاده‌ها، ۱ درصد افزایش در نهاده نیروی کار باعث افزایش ۰/۵۸ درصد در تولید می‌شود. همچنین، کشش سرمایه برابر ۰/۵۳ است؛ یعنی به ازای ۱ درصد افزایش در میزان سرمایه، تولید ۰/۵۳ درصد افزایش خواهد یافت.

مجموع سهم نیروی کار و سرمایه از تولید  $0/58 + 0/53 = 1/11$  است. با توجه به مقدار  $1/11$  احتمال داده می‌شود که در دوره مورد مطالعه (۱۳۵۸-۱۳۸۱) تولید در شرکت لوله‌سازی از بازدهی فزاینده برخوردار بوده است. برای پذیرش یا رد این ادعا آزمون والد<sup>۱</sup> که فرضیه صفر و مقابل آن به صورت زیر است، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$H_0: \alpha + \beta = 1 \quad (\text{تولید از بازدهی ثابت برخوردار است}) \quad (8)$$

$$H_1: \alpha + \beta \neq 1 \quad (\text{تولید از بازدهی ثابت برخوردار نیست})$$

نتیجه آزمون والد در جدول (۴) گزارش می‌شود.

با توجه به نتایج جدول فوق،  $CHSQ(1) = 55/1765$  و سطح احتمال خطای محاسبه شده  $\text{prob} = 0/000$  است. بنابراین، فرضیه صفر، یعنی فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس، رد می‌شود. بنابراین، در شرکت لوله‌سازی اهواز بازده نسبت به مقیاس صعودی ( $1/11$ ) است؛ یعنی اگر تمامی نهاده‌ها دو برابر شوند، مقدار تولید کمی بیش از دو برابر (۲/۲) خواهد شد.

جدول-۴. آزمون والد برای فرضیه بازده ثابت نسبت به مقیاس ( $\alpha + \beta = 1$ )

\*\*\*\*\*  
 Based on OLS regression of LY on:  
 INPT LL LK  
 24 observations used for estimation from 1358 to 1381  
 \*\*\*\*\*  
 Coefficients A1 to A3 are assigned to the above regressors respectively.  
 List of restriction(s) for the Wald test:  
 a2+a3=1  
 \*\*\*\*\*  
 Wald Statistic CHSQ( 1)= 55.1765[.000]  
 \*\*\*\*\*

#### ۵-۴-۱. الگوی تصحیح خطا (ECT)

اکنون برای تنظیم الگوی تصحیح خطا تابع تولید برآورد شده، جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی مندرج در رابطه (۶) را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار می‌دهیم و به کمک روش حداقل مربعات معمولی ضرایب الگو را برآورد می‌کنیم. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای تابع تولید ارائه شده، با نرم‌افزار میکروفیت به شرح زیر گزارش می‌شود:

$$D(LY) = 0.53 D(LL) + 0.54 D(LK) - 0.96 ECM(-1)$$

$$t: (8/4291) \quad (12/7553) \quad (-4/1231) \quad (9)$$

$$prob: [0/000] \quad [0/000] \quad [0/000]$$

$$R^2 = 0.9931 \quad \bar{R}^2 = 0.9924 \quad DW = 2/16 \quad F = 1450/2 [0/000]$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، کلیه ضرایب الگو کاملاً معنی‌دارند. ضریب تعیین  $\bar{R}^2$  برابر با ۹۹ درصد است که نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) برابر با ۰/۹۶- است، یعنی در هر سال ۹۶ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود. بنابراین، انحراف به سرعت به سمت تعادل باز می‌گردد. مقایسه ضرایب عوامل تولید در توابع کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که تفاوت فاحشی بین آنها وجود ندارد. همان‌طور که انتظار می‌رفت، در کوتاه‌مدت نیز نیروی کار و موجودی سرمایه هر دو دارای اثر مثبت بر تولید هستند و با انتظارات نظری سازگارند. ضریب کشش نیروی کار در کوتاه‌مدت



۰/۵۳ است که در مقایسه با ضریب کشش عامل سرمایه در کوتاه‌مدت، یعنی ۰/۵۴، اندکی کوچکتر است.

#### ۵-۵. آزمون همجمعی به روش حداکثر درست‌نمایی (روش یوهانسن)

در بخش ۴-۵ آزمون همجمعی و تخمین بردار همجمعی با استفاده از روش انگل-گرنجر انجام شد. در تحلیل چند متغیره سری زمانی، ممکن است که بیش از یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد ( $I > 1$ )، در حالی که روش انگل-گرنجر قادر به تعیین تمامی این بردارها نیست و چنان که دیدیم، تنها یک بردار همجمعی رابطه (۶) را معرفی می‌کند.

برای رهایی از این مشکل، روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسن - جوسیلیوس<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) را برای تعیین بهترین بردار همجمعی به کار می‌بریم. این روش تعداد روابط بلندمدت ( $I$ ) را آزمون و شناسایی می‌کند و برآوردهای سازگاری از پارامترها به دست می‌دهد.

به منظور برآورد تعادل بلندمدت به روش یوهانسن، ابتدا، مرتبه جمعی بودن متغیرهای الگو تعیین می‌شود، سپس، برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار آکائیک، شوارز-بیزین و حنان کوئین استفاده می‌شود. در بخش بعد، برای تعیین بردارهای همجمعی از آزمون اثر<sup>۲</sup> و آزمون حداکثر مقدار ویژه<sup>۳</sup> استفاده می‌شود.

#### ۵-۱. تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرهای الگو

خلاصه نتایج آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته روی سطح متغیرها و تفاضل مرتبه اول آنها در جدول (۱) آمده است. همان‌طور که دیدیم، نتایج نشان می‌دهند که متغیرهای الگو جمعی از مرتبه یک، یعنی  $I(1)$  هستند.

#### ۵-۲. تعیین تعداد وقفه بهینه

تحلیل‌های همجمعی به روش یوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه ( $p$ ) در الگوی VAR است. تخمین‌های روابط بلندمدت به طول وقفه انتخاب شده برای VAR خیلی حساس هستند. وقفه‌ها را نباید بیش از حد بزرگ انتخاب کرد. وقفه باید به اندازه‌ای انتخاب شود که مشکل همبستگی پیاپی وجود نداشته باشد. معمولاً وقفه‌های بالاتر متغیرها از نظر آماری بی‌معنی هستند. نرم‌افزار میکروفیت این امکان را می‌دهد تا بر اساس ضوابط آکائیک و شوارز - بیزین تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها تعیین شود. در ابتدا، حداکثر تعداد وقفه ۴ در نظر گرفته شد. نتایج در جدول (۵) آمده است.

1. Johansen and Juselius.
2. Trace.
3. Maximal Eigen value.

## جدول-۵. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی مربوط به تابع تولید

\*\*\*\*\*

Based on 20 observations from 1362 to 1381. Order of VAR = 4  
List of variables included in the unrestricted VAR:  
LY LL LK  
List of deterministic and/or exogenous variables:  
INPT  
\*\*\*\*\*

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
4	66.1264	27.1264	7.7096	-----	-----
3	60.7336	30.7336	15.7976	CHSQ( 9)= 10.7857[.291]	3.7750[.926]
2	49.8170	28.8170	18.3618	CHSQ( 18)= 32.6187[.019]	11.4166[.876]
1	46.7442	34.7442	28.7698	CHSQ( 27)= 38.7644[.067]	13.5675[.985]
0	29.6818	26.6818	25.1882	CHSQ( 36)= 72.8893[.000]	25.5112[.903]

\*\*\*\*\*

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

بر اساس اطلاعات جدول (۵)، از آنجا که معیارهای آکائیک و شوارز-بیزین، حداکثر خود را به ازای طول وقفه  $p=1$  دارند، بنابراین، براساس هر دو معیار فوق طول وقفه بهینه  $p=1$  تعیین می‌شود.

## ۵-۳. تعیین تعداد بردارهای همجمعی

در روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسن - جوسیلیوس از دو آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعداد بردارهای همجمعی استفاده می‌شود. برای این منظور ابتدا، رتبه VAR را بر اساس نتیجه بخش (۵-۲) برابر با یک ( $p=1$ ) قرار می‌دهیم. سپس، برای تصمیم‌گیری در مورد منظور کردن متغیرهای قطعی عرض از مبدأ و روند در بردارهای همجمعی و در الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت الگوهای پنج‌گانه در الگوی VAR (که وضعیت متغیرهای قطعی مانند عرض از مبدأ و روند را در بردارها ارائه می‌دهد) را برآورد می‌کنیم. الگوهای پنج‌گانه فوق، به ترتیب عبارتند از:

۱. عرض از مبدأ و روند در هیچ‌یک از روابط بلندمدت و رابطه‌های کوتاه‌مدت وجود ندارد.<sup>۱</sup>
۲. عرض از مبدأ و روند در الگوی کوتاه‌مدت و روند در روابط بلندمدت وجود ندارد.<sup>۲</sup>
۳. در الگوی کوتاه‌مدت روند زمانی وجود ندارد، ولی عرض از مبدأ وجود دارد. این عرض از مبدأ سبب خواهد شد تا روابط بلندمدت از روند برخوردار شوند.<sup>۳</sup>

1. No intercepts and no trends.
2. Restricted intercepts and no trends.
3. Unrestricted intercepts and no trends.

۴. روند زمانی در الگوی کوتاه‌مدت وجود ندارد، ولی در روابط بلندمدت وجود دارد.<sup>۱</sup>  
 ۵. روند زمانی در الگوی کوتاه‌مدت وجود دارد. بنابراین، روابط بلندمدت از روند زمانی درجه دوم  $t^2$  برخوردار خواهند بود.<sup>۲</sup>

در عمل با توجه به اینکه حالت اول و حالت پنجم کمتر محتمل است، فقط سه الگوی دیگر مورد برآورد قرار می‌گیرند.

حال، برای تصمیم‌گیری در مورد انتخاب یکی از سه الگوی فوق به روش یوهانسن (۱۹۹۲)، لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی در الگو را به صورت توأم با تعیین تعداد بردارهای همجمعی مورد آزمون قرار می‌دهیم؛ روش پیشنهادی به این صورت است که هر سه الگوی فوق را به ترتیب، از الگوی دوم تا الگوی چهارم برآورد کنیم. سپس، فرضیه وجود هیچ بردار همجمعی ( $r = 0$ ) را به ترتیب در آنها آزمون کنیم. اگر بر اساس کمیت‌های بحرانی آماره آزمون اثر (یا حداکثر مقدار ویژه) این فرضیه رد شود، در مرحله دوم فرضیه صفر ( $r = 1$ ) را مجدداً به همین ترتیب از الگوی دوم تا الگوی چهارم آزمون می‌کنیم. به همین ترتیب، این آزمون را برای  $r = 2$  و بیشتر تکرار می‌کنیم. وقتی متوقف می‌شویم که فرضیه صفر مورد پذیرش واقع شود. در این هنگام تعداد بردارهای همجمعی به همراه الگویی که بر اساس آن این تعداد بردارهای همجمعی تعیین شده است، به صورت یک جا مشخص می‌شود. (محمد نوفرستی، ۱۳۷۸. ص ۱۴۱-۱۴۵) خلاصه نتایج برآورد الگوهای یاد شده با استفاده از نرم‌افزار میکروفیت در جدول (۶) آورده می‌شود.

تمامی کمیت‌های آماره آزمون مندرج در سطر اول برای الگوهای دوم تا چهارم این جدول از مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی یوهانسن و جوسیلیوس در سطح ۹۵ درصد بزرگتر هستند. در نتیجه، فرضیه  $r = 0$  بر اساس هر سه الگوی یاد شده رد می‌شود. اکنون، فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همجمعی ( $r = 1$ ) بین متغیرهای الگو را در برابر فرضیه مقابل مبنی بر وجود دو بردار همجمعی ( $r = 2$ ) مورد آزمون قرار می‌دهیم. فرضیه وجود یک بردار همجمعی در الگوی دوم پذیرفته می‌شود؛ زیرا، کمیت آماره آزمون  $\lambda_{max}$  مربوط به این الگو  $15/6382$  است که از مقدار بحرانی ارائه شده در سطح ۹۵ درصد یعنی  $15/8700$  کوچکتر است. پس الگوی مورد پذیرش، الگوی دوم و تعداد بردارهای همجمعی یک ( $r = 1$ ) است. توجه داریم که در الگوی دوم در رابطه کوتاه‌مدت عرض از مبدأ و روند وجود ندارد و رابطه بلندمدت فاقد روند، ولی مقید به داشتن عرض از مبدأ است.

1. Unrestricted intercepts and restricted trends.
2. Unrestricted intercepts and trends.

جدول ۶- کمیت‌های آماره آزمون  $\lambda_{\max}$  به منظور تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

الگوی ۴		الگوی ۳		الگوی ۲		فرضیه‌ها	
مقدار بحرانی	آماره $\lambda_{\max}$	مقدار بحرانی	آماره $\lambda_{\max}$	مقدار بحرانی	آماره $\lambda_{\max}$	$H_1$	$H_0$
۲۵/۴۲۰۰	۲۷/۱۰۱۹	۲۱/۱۲۰۰	۲۲/۹۱۹۶	۲۲/۰۴۰۰	۲۲/۹۲۹۸	$r = 1$	$r = 0$
۱۹/۲۲۰۰	۱۶/۷۹۸۹	۱۴/۸۸۰۰	۱۵/۶۰۶۰	۱۵/۸۷۰۰	۱۵/۶۳۸۲	$r = 2$	$r \leq 1$
۱۲/۳۹۰۰	۱۴/۳۹۸۸	۸/۰۷۰۰	۲/۷۶۶۹	۹/۱۶۰۰	۵/۷۱۷۴	$r = 3$	$r \leq 2$

۴-۵-۵. بردار همجمعی نرمال شده و استخراج رابطه بلندمدت

بردار همجمعی برآورد شده به روش فوق در جدول (۷) آمده است.

جدول ۷- بردار همجمعی برآورد شده در الگوی دوم (رابطه بلندمدت تولید)

\*\*\*\*\*

23 observations from 1359 to 1381. Order of VAR = 1, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LY LL  
\*\*\*\*\*

Vector 1

LY 4.0701  
( -1.0000)

LL -2.2911  
( .56291)

LK -2.3975  
( .58906)

Intercept -13.9315  
( 3.4229)

\*\*\*\*\*

بر اساس جدول (۷) رابطه به‌هنجار شده ای که از این بردار برای تولید به دست می آید، به صورت زیر است:

$$LY = 3/4229 + 0/56291 LL + 0/58906 LK \quad (10)$$

در این الگو کشش نیروی کار ۰/۵۶ است. این بدان معناست که با فرض ثابت بودن سایر نهاده‌ها، ۱۰ درصد افزایش در نهاده نیروی کار موجب افزایش ۵/۶ درصد در تولید لوله می‌شود. همچنین، کشش سرمایه برابر ۰/۵۸ است؛ یعنی به ازای ۱۰ درصد افزایش در میزان سرمایه، تولید لوله ۵/۸ درصد افزایش خواهد یافت.

مقایسه نتایج به دست آمده روش یوهانسن با نتایج روش انگل-گرنجر نشان می‌دهد که دو روش همدیگر را تأیید می‌کنند. یادآوری می‌شود که در رابطه بلندمدت روش انگل-گرنجر، کشش نیروی کار برابر ۰/۵۸ و کشش سرمایه برابر ۰/۵۳ برآورد شده بود.

#### ۵-۵-۵. استخراج رابطه کوتاه‌مدت

باید توجه کرد که تفاوت روش‌های یوهانسن و انگل-گرنجر تنها در تخمین رابطه بلندمدت یا بردار همجمع‌کننده است. در روش یوهانسن نیز، پس از محاسبه اخلاص‌های حاصل از رگرسیون همجمع‌کننده، الگوی تصحیح خطا در مرحله دوم به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود (بریشمی، ص ۲۰۱).

بنابراین، برای به دست آوردن رابطه کوتاه‌مدت در الگو، کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی رابطه فوق را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو همراه با وقفه‌های آنها قرار دهیم و سپس، به کمک روش حداقل مربعات معمولی ضرایب الگو را برآورد کنیم. با توجه به نتایج برآورد، رابطه کوتاه‌مدت عبارت است از:

$$DLY = 0.47 DLL + 0.60 DLK - 0.80 ECM(-1) \quad (11)$$

t: (6/74) (11/63) (0.2/93)

$$R^2 = 0.991 \quad \bar{R}^2 = 0.990 \quad F = 1119/0 [0/100] \quad DW = 2/16$$

در رابطه فوق،  $D$  نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرهاست. در این رابطه، همه ضریب‌ها در سطح ۹۹ درصد معنا دارند. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) برابر با ۰/۸۰- است؛ یعنی در هر سال ۸۰ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود. همان‌طور که انتظار می‌رفت، در کوتاه‌مدت نیز نیروی کار و موجودی سرمایه هر دو دارای اثر مثبت بر تولید لوله هستند و با انتظارات تئوریک سازگارند. ضریب کشش نیروی کار در کوتاه‌مدت ۰/۴۷ است که در مقایسه با ضریب کشش عامل سرمایه در کوتاه‌مدت، یعنی ۰/۶۰، اندکی کوچکتر است. این امر حاکی از این است که روش تولید لوله در کوتاه‌مدت سرمایه‌بر است.

## ۶. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مقاله، تخمین تابع تولید لوله در شرکت لوله‌سازی اهواز و بررسی سهم نهاده‌های تولید، یعنی سرمایه و نیروی کار، در تولید است. بر این اساس، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت تولید با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی برای دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۱ برآورد شده است. داده‌های این مقاله، مبتنی بر استفاده از داده‌های سری‌های زمانی است؛ اما از آنجا که اغلب متغیرهای سری‌های زمانی ناپایا هستند، این امکان وجود داشت که با رگرسیون ساختگی روبه‌رو شویم. به همین دلیل، از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته استفاده شد که نتایج حاکی از  $I(1)$  بودن تمامی متغیرها است. در ادامه نیز، از رویکرد همجمعی انگل-گرنجر (۱۹۸۷) و همچنین، رویکرد همجمعی یوهانسن (۱۹۸۸) برای شناسایی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت و اثرات پویایی استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد تابع تولید نشان می‌دهد که در طول دوره مورد مطالعه (۱۳۵۸-۱۳۸۱) ضریب کشش کار ۰/۵۶ است. این بدان معناست که با فرض ثابت بودن سایر نهاده‌ها، ۱ درصد افزایش در نهاده نیروی کار باعث افزایش ۰/۵۶ درصد در تولید لوله می‌شود. همچنین، کشش سرمایه ۰/۵۸ است؛ یعنی به ازای ۱ درصد افزایش در میزان سرمایه، تولید ۰/۵۸ درصد افزایش خواهد یافت. این نتایج همچنین، بیانگر سرمایه‌بر بودن و بازدهی صعودی بودن تولید نسبت به مقیاس است. یعنی محصول بیشتر از مقیاس نهاده افزایش می‌یابد به طوری که اگر نهاده‌های تولید را به مقیاس-مثلاً دو برابر افزایش داد، تولید لوله بیشتر از دو برابر افزایش خواهد یافت. بنابراین، توسعه بنگاه باعث صرفه‌جویی ناشی از مقیاس می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۸۰- است؛ یعنی در هر سال ۸۰ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود. همان‌طور که انتظار می‌رفت، در کوتاه‌مدت نیز نیروی کار و موجودی سرمایه هر دو دارای اثر مثبت بر تولید لوله هستند و با انتظارات تئوریک سازگارند. ضریب کشش نیروی کار در کوتاه‌مدت ۰/۴۷ است که در مقایسه با ضریب کشش عامل سرمایه در کوتاه‌مدت، یعنی ۰/۶۰، اندکی کوچکتر است. این امر حاکی از این است که روش تولید لوله در کوتاه‌مدت سرمایه‌بر است.

با توجه به داده‌ها، میانگین محصول ۱۱۵۴۸۵ تن، میانگین نیروی کار ۱۳۷۱۱۷۶ نفر-ساعت کار و میانگین سرمایه ۱۱/۶۷۵۳۶ میلیارد تومان است. در نتیجه، به ازای هر نفر-ساعت کار (تولید متوسط نیروی کار) در نقطه میانگین تقریباً ۸۴ کیلوگرم لوله و به ازای هر یک میلیارد تومان سرمایه (تولید متوسط سرمایه) تقریباً ۹۸۹۱ تن لوله تولید شده است. همچنین، در نقطه میانگین افزایش یک واحد سرمایه (میلیارد تومان) موجب افزایش محصول به میزان تقریباً ۵۲۴۲ تن لوله (تولید نهایی سرمایه) و افزایش یک نفر-ساعت کار سبب افزایش محصول به میزان تقریباً ۴۹ کیلوگرم لوله شده است.

## منابع

- آذربایجانی، کریم. (۱۳۶۸). اندازه‌گیری بهره‌وری صنایع کشور. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، اصفهان، دانشگاه اصفهان.
- ابریشمی، حمید. (۱۳۸۱). *اقتصاد سنجی کاربردی*، رویکردهای نوین. انتشارات دانشگاه تهران.
- ادیبی، زهرا. (۱۳۶۷). برآورد ضرایب کشش عوامل تولید در توابع تولید بخش‌های صنعتی ایران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۱). *گزارش مشروح تجدید نظر شاخص بهای عمده فروشی در ایران بر مبنای سال پایه ۱۳۷۶*، مدیریت کل آمارهای اقتصادی.
- توکلی، اکبر. (۱۳۷۸). *اقتصاد سنجی کاربردی*. تهران، انتشارات مانی.
- خاکسار، غلامرضا. (۱۳۸۰). اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری در صنعت آلومینیوم کشور. *پژوهش‌های اقتصادی مدرس*، شماره ۲.
- رفعت، بتول. (۱۳۸۱). اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل بهره‌وری عوامل تولید در گروه‌های صنایع کارخانه‌ای ایران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، اصفهان، دانشگاه اصفهان.
- زارع برات‌پور، علی اصغر. (۱۳۸۰). تخمین تابع تولید کارخانه شماره ۴ شرکت لوله‌سازی اهواز. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، اهواز، واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی.
- سازمان مدیریت صنعتی. (۱۳۸۰). گزارش ۱۰۰ شرکت برتر سال. تهران، سازمان مدیریت صنعتی.
- سندیکای تولیدکنندگان لوله و پروفیل فولادی. (۱۳۸۲). *تاریخچه ساخت لوله و پروفیل در ایران و جهان*.
- شرکت لوله‌سازی اهواز. (۱۳۸۲). گزارش عملکرد سال ۱۳۸۱ شرکت لوله‌سازی اهواز. اهواز، شرکت لوله‌سازی.
- صادقی، مسعود و مصطفی عماد زاده. (۱۳۸۲). برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۸۰، شماره ۱۷، صص ۷۹-۹۸.
- فاخر، اسلام. (۱۳۸۲). برنامه‌ریزی استراتژیک بازاریابی و انتخاب استراتژی مناسب با کمک تکنیک AHP در شرکت لوله‌سازی اهواز، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، اهواز، دانشگاه شهید چمران اهواز.
- گجراتی، دامودار. (۱۳۷۸). مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.
- گلابکش، هوشنگ. (۱۳۷۴). بررسی و تعیین تناژ اقتصادی کارخانه شماره ۴ شرکت سهامی لوله‌سازی اهواز، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، تهران، دانشگاه صنعتی امیر کبیر، دانشکده مهندسی صنایع.
- نفر، نصرت‌الله. (۱۳۸۰). تخمین و تحلیل تابع تولید در صنعت ایران. *پژوهش‌های اقتصادی مدرس*، شماره ۲.

نوفروستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

یعقوبی، علی. (۱۳۷۳). رئیس نفت، تهران، انتشارات یادواره کتاب.

Alonso-Borrego, Cesar and Rocio Sanchez-Mangas. (2001). *GMM Estimation of A Production Function with Panel Data: An Application to Spanish Manufacturing Firm*. Departamento de Estadística Y Econometría Universidad Carlos III De Madrid.

Corsini, Veronica. (2000). *Labour Productivity in Italian Manufacturing Industries: A Panel Analysis*. [www.istat.it](http://www.istat.it).

Engle, R. F. and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, 987-1013.

Intetech Ltd, Projects. (2001). [www.intetech/projects.htm](http://www.intetech/projects.htm).

Johansen, S. (1992). Determination of Cointegration Rank in the Presence of A Linear Trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 199-210.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.1, 231-254.

Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.5, 169-210.

Obrotu, Wyrobami, Consulting Activity (2004). [www.biprohot.gliwice.pl/spheres.htm](http://www.biprohot.gliwice.pl/spheres.htm).

Park, Hee-Seok. (1999). *Measurement of Efficiency in the Korean Iron and Steel Industry Sectors*. POSCO Research Institute.

Rajesh Chadha, Bina, P.L. and Sangeeta, N. (1995). Estimation of Substitution Parameter in Indian Industries: A Disaggregated Approach. *The Indian Economic Journal*, Vol 48, No. 2.

Sargen, J. D., (1984). *Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology*. Reprinted in D. F. Hendry and K. Wallis (eds), *Econometrics and Quantitative Economics*, Oxford, Blackwell.



- 
- Shadbegian, Ronald J. and Wayne B. Gray. (2003). *Pollution Abatement Expenditures and Plant-Level Productivity: A Production Function Approach*. U. S. Environmental Protection Agency National Center for Environmental Economics.
- U. S. Department of Commerce Economics and Statistics Administration. (1999). *Iron and Steel Pipes and Tubes Manufacturing From Purchased Steel*. U. S. CENSUS BUREAU.
- Wang, Jiyuan. (2002) "Annual Output of 300,000Tons of UOE Large - Diameter Straight-Seam Double-sided Submerged-Arc Welded Pipe," [www.china-liaoning.org](http://www.china-liaoning.org).
- Wen, Mei. (200). *Relocation and Agglomeration of Chinese Industry*. Australian National University.