فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، بهار ۱۳۹۲

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

بررسی اثر صادرات بر کارآیی فنی صنایع مواد غذایی و آشامیدنی ایران

دکتر علیرضا کازرونی*
حسن عبدی**
دکتر خلیل جهانگیری***

تاریخ دریافت ۹۳/۲/۱۶ تاریخ پذیرش ۹۳/۹/۱۸

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر صادرات بر کارآیی فنی ۲۲ زیربخش صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی در سطح کدهای چهار رقمی طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۷۹ است. در این راستا، ابتدا کارآیی فنی زیربخش‌های ۲۲گانه صنعتی به روش تابع تولید مرز تصادفی تخمین زده شده و سپس مدل تحقیق با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا برآورد شده است. نتایج تحقیق نشان داد که متوسط کارآیی کل صنعت مواد غذایی و آشامیدنی طی دوره مورد مطالعه برابر با ۰/۶۲ است. همچنین نتایج برآورد مدل تحقیق حاکی از این است که متغیر صادرات و مخارج تحقیق و توسعه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کارآیی فنی زیربخش‌های صنایع مواد غذایی و آشامیدنی اقتصاد ایران دارد. در مقابل، اثر سرمایه انسانی بر کارآیی فنی زیربخش‌های صنایع مواد غذایی و آشامیدنی منفی و معنی‌دار بوده است.

کلید واژه‌ها: *صادرات؛ کارآیی فنی؛ صنعت مواد غذایی و آشامیدنی؛ تابع تولید مرز تصادفی؛ داده‌های تابلویی پویا*

طبقه‌بندی JEL: *C10 ،D24 ،F14*

* استاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول) ar.kazerooni@gmail.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز و مدرس دانشگاه علمی کاربردی مرکز بوکان
hassanabdi77@yahoo.com

*** استادیار دانشگاه ارومیه Kh.jahangiri@gmail.com

۱. مقدمه

امروزه استراتژی رشد مبتنی بر صادرات طرفداران زیادی را به سمت خود جلب کرده است. تجارت خارجی با افزایش تنوع و کیفیت نهاده‌های واسطه‌ای، انتقال و گسترش دانش، آثار یادگیری در حین عمل[1] و افزایش اندازه‌ی بازارها، کارآیی و رشد اقتصادی را تحریک می‌کند. به عبارت دیگر، افزایش صادرات و واردات از طریق بازشدن اقتصاد داخلی بر تجارت خارجی منجر به رقابت بیشتر می‌شود و آثار مثبتی بر سطح کارآیی و کیفیت و تنوع محصولات آنها می‌گذارد؛ زیرا با گسترش رقابت، بنگاه‌های داخلی ترغیب می‌شوند تا با کارآیی بیشتری از منابع موجود استفاده کنند و بهره‌وری خود را بهبود می‌بخشند.

کارآیی بیانگر این است که یک واحد تصمیم‌گیرنده به چه نحوی از منابع موجود خود در راستای تولید نسبت به بهترین عملکرد ممکن در یک مقطع از زمان استفاده کرده است (Pierce, 1996). به عبارت دیگر شرط لازم برای کارآیی اقتصادی تولید این است که عوامل تولید به طور کامل و بهینه مورد استفاده قرارگیرند (عبادی، ۱۳۷۲: ۲۳۹). مطالعه تولید کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که فعالیت‌های تولیدی وابستگی زیادی به سطح کارآیی و بهره‌وری دارد و این کشورها در برنامه‌های کوتاه مدت و بلند مدت خود به افزایش سطح کارآیی توجه زیاد دارند. به همین دلیل تولید این کشورها حتی بدون افزایش نهادهای تولیدی به طور مداوم در حال پیشرفت بوده و این پیشرفت‌ها به نوبه خود باعث رشد و توسعه اقتصادی می‌گردد. تجربه این کشورها نشان می‌دهد که با توجه به کمیابی منابع و عوامل تولید و بی‌شمار بودن خواسته‌ها و نیازهای مردم در این کشورها باید تکیه بیشتر در جهت استفاده بهینه از منابع موجود و دسترسی به نرخ رشدهای بالاتر بهره‌وری و کارآیی باشد تا از این طریق بتوانند اهداف توسعه کشورشان را عملی نمایند.

در مقابل، در کشورهای در حال توسعه مانند ایران مهم‌ترین مسئله، کمبود تولید و رشد اقتصادی اندک است و یکی از ریشه‌ها و دلایل عمده چنین وضعیتی پایین‌بودن سطح کارایی فنی و بهره‌وری در تولید و عدم استفاده بهینه از عوامل تولید است. به طوری‌که این کشورها هر ساله مقادیر زیادی کالاهای واسطه‌ای-سرمایه‌ای وارد می‌کنند و از طرفی

1. Learning by doing

دارای منابع خدادادی فراوانی هستند ولی در استفاده بهینه از این منابع کمبودهای زیادی دارند. لذا دستیابی به تولید بیشتر و رشد اقتصادی بالاتر، بدون افزایش امکانات فیزیکی و مصرف نهاده‌ها، تنها از طریق افزایش کارایی و بهبود عملکرد امکان‌پذیر است.

صنعت مواد غذایی و آشامیدنی با امکان ایجاد اشتغال و افزایش درآمد ساکنان مناطق روستایی[۱]، اهمیت حیاتی در تأمین مواد غذایی برای جمعیت کشور و برخورداری از بازار بزرگ بین‌المللی -با در نظر گرفتن نتایج برخی از مطالعات داخلی در زمینه وجود مزیت نسبی[۲] کشور در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی- حائز اهمیت فراوانی برای اقتصاد ایران است. بر این اساس با توجه به اهمیت موضوع کارآیی در بخش صنعت مواد غذایی و آشامیدنی کشور، در مطالعه حاضر سعی می‌شود ابتدا کارآیی فنی زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی با استفاده از مدل تابع مرز تصادفی برآورد شده و سپس نقش صادرات بر کارآیی فنی زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی، بر حسب طبقه‌بندی بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی (ISIC)[۳]، طی دوره ۸۸-۱۳۷۹[۴] مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

این مطالعه درصدد یافتن پاسخ به این سؤال است که صادرات به همراه دیگر عوامل تأثیرگذار، چه تأثیری بر کارآیی زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی می‌گذارند. برای پاسخ به این سئوال، ادامه مقاله به این شکل سازماندهی شده است که در بخش دوم ادبیات تحقیق بررسی شده و بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق شامل دو زیربخش اندازه-

---

۱. بر اساس گزارش‌های بانک جهانی ساکنان مناطق روستایی به عنوان یکی از گروه‌های اصلی فقر در کشورهای در حال توسعه به شمار می‌رود و عمده نهاده‌های تولیدی صنعت مواد غذایی نیز از مناطق روستایی تأمین می‌شود.

۲. برای مثال می‌توان به مطالعات فتحی (۱۳۸۱) و نیکواقبال و ولی‌بیگی (۱۳۸۶) اشاره کرد که در مطالعات خود نشان داده‌اند که کشور در صادرات برخی از زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی از مزیت نسبی برخوردار است.

3. International Standard Industrial Classification

۴. علت انتخاب دوره مورد مطالعه آن است که آمارهای صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در سطح کدهای چهار رقمی توسط مرکز آمار ایران فقط تا سال ۱۳۸۸ موجود است.

گیری کارآیی فنی و تصریح الگوی کارآیی فنی در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی اختصاص یافته است. در بخش چهارم نتایج برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها ارائه شده است. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری تحقیق و ارائه برخی پیشنهادات سیاستی صورت گرفته است.

۲. ادبیات تحقیق

کارآیی در مکاتب اقتصادی جایگاه با اهمیتی داشته و هر کدام از این مکاتب به گونه‌ای در نظریات خود از این مفهوم استفاده کرده‌اند. در مکتب کلاسیک‌ها و از دیدگاه آدام اسمیت تجارت، بهبود تکنولوژی و آموزش نیروی انسانی که نتیجه تقسیم کار است، سه عامل تاثیرگذار بر کارآیی و بهره‌وری هستند. ورود به بازارهای صادراتی باعث می‌شود که بنگاه‌ها بیشتر از زمانی که فقط برای نیاز داخلی تولید می‌کردند متخصص شوند و با تولید بیشتر، متوسط هزینه تولید کاهش می‌یابد. رقابت در صحنه تجارت بین‌الملل انگیزه لازم برای متخصص‌شدن، یادگیری بیشتر و تلاش برای کاهش هزینه را به بنگاه‌ها می‌دهد (گیلیس و همکاران، ۱۳۷۹: ۷۱۴). بر اساس نظریات مطرح شده از طرف ریکاردو، مارکس، روستو، گالبرایت، مکتب نهادگرایی، اقتصاددانان مکتب طرف عرضه و ...، برای بهبود بهره‌وری و کارآیی ابتدا نیازمند ملزومات و مقدماتی مانند تحولات فکری و فرهنگی و انگیزشی هستیم که با فراهم شدن آنها، بهبود برخی مولفه‌های اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری، تکنولوژی، آموزش و تجارت به ارتقای بهره‌وری، کارآیی و رشد اقتصادی می‌انجامد.

اقتصاددانان طرفدار استراتژی توسعه صادرات معتقدند که آزادسازی تجاری نه تنها منجر به افزایش سطح تولید، بلکه باعث رشد اقتصادی بالاتر می‌شود. در حقیقت تجارت با افزایش تنوع و کیفیت نهاده‌های واسطه‌ای، انتقال و گسترش دانش، افزایش اندازه بازارها، کارآیی و رشد اقتصادی را تحریک می‌کند. الگوهای مختلفی که در این زمینه توسط نظریه‌پردازان رشد درون‌زا ارائه شده، پیش‌بینی می‌کند که آزادسازی تجاری از طریق افزایش رشد بهره‌وری و کارآیی، آثار مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. در حقیقت افزایش

صادرات به ارزآوری بالاتر منجر می‌شود و صنایع قادر خواهند بود تا فناوری خود را ارتقا دهند و به تبع این امر سطح کارآیی خود را بالا ببرند (Balassa, 1978).

طبق مبانی نظری پذیرفته شده واضح است که بازارهای صادراتی کاملا رقابتی نیستند؛ بلکه رقابتی‌تر از بازارهای داخلی عمل می‌کنند، لذا انتظار بر آن است که بنگاه‌های صادراتی کاراتر از رقیبان داخلی باشند. دو دیدگاه در زمینه ادبیات نظری صادرات و کارآیی مطرح است: مکانیسم خود انتخابی[1] و مکانیسم تدریجی[2].

در بازارهای صادراتی هزینه‌های ورود[3] به بازار بالا، نوسانات قیمتی غیرمنتظره و نااطمینانی در تقاضا برای کالای صادراتی بالاتر است؛ لذا بنگاه‌های صادراتی نیاز دارند که سطح بالایی از کارآیی را حفظ کنند و جهت ارتقاء کارآیی تلاش نمایند. وجود هزینه-های ورود به بازارهای صادراتی به عنوان مکانیسم انتخابی عمل می‌کند به طوریکه بیشتر بنگاه‌های ناکارا از بازار کالاهای صادراتی خارج می‌شوند (Dixit, 1988). مدل‌های انتخابی توضیح می‌دهند که بنگاه‌های کارا در بازار کسب و کار ماندگار و بنگاه‌های غیرکارا با علم به ناکارآی خود تصمیم می‌گیرند که آیا بازار را ترک کنند یا در بازار بمانند (Hopenhyan, 1992 ؛Jovanovic, 1982). بنابراین مدل‌های انتخابی ادعا می‌کنند که بنگاه‌های صادرکننده کالاهای ساخت داخل کاراتر هستند و همواره برای حفظ و ارتقاء سطح کارآیی خود تلاش می‌کنند.

مدل‌های تدریجی یا تکاملی بیان می‌کنند که صادرات همراه با یادگیری است به طوریکه فعالیت صادراتی سطح معلومات و آگاهی در بنگاه را افزایش می‌دهد (Leonidou and Katsikeas, 1996). یادگیری زمانی به وجود می‌آید که مشتریان خارجی پیشنهاداتی در زمینه تکنولوژی تولید، اطلاعات بازار، کنترل کیفیت و غیره به بنگاه‌های صادراتی ارائه دهند یا با مشاهده عکس‌العمل بنگاه تولیدی از فعالیت خودش و یا با بحث‌های غیررسمی از طریق ارتباط با دنیایی خارج حاصل می‌شود. وجود رقابت‌پذیری بین‌المللی می‌تواند از

1. Self-Selection Mechanism
2. Evolutionary Mechanism
3. Sunk Entry Costs

طریق صادرات منجربه افزایش کارآیی و بهره‌وری بیشتر می‌شود. بنگاهای که در بازارهای خارجی فعالیت دارند همواره سعی دارند از طریق بازدهی نسبت به مقیاس و کاهش ناکارآیی فنی هزینه‌های تولید را پایین بیاورند (Webb and Fackler, 1993).

بنگاه‌های صادراتی چون در معرض رقابت بین‌المللی قرار دارند لذا برای ماندگاری نیاز دارند که از منابع موجود خود به صورت بهینه و کارا استفاده کنند برای این منظور مرتب در پی دانش و تجربه جدید در زمینه روش‌های جدید تولید، طرح‌های جدید تولید و غیره هستند. به بیانی دیگر، رابطه مثبت بین بهره‌وری و صادرات به سادگی بیان می‌کند که صادرکنندگان موفق قبل از اینکه وارد بازار صادراتی شوند نسبت به دیگر رقبا سطح کارآیی بالاتری داشتند و همین کارآیی بالاتر منجر به ماندگاری آنها در محیط رقابتی خارجی می‌شود (Clerides, Lach and Tybout, 1998؛ Aw, Chung and Roberts, 2000).

مطالعات زیادی مبنی بر اینکه استراتژی صادرات منجر به افزایش کارآیی (بهره‌وری) در سطح داده‌های خرد بنگاه‌های تولیدی می‌شود انجام گرفته است و این نتیجه به دست آمده است که صادرات و کارآیی دارای رابطه مثبت و معنی‌داری هستند (Castellani, 2002؛ Beccheti and Santoro, 2001؛ Bernard and Jensen, 1999؛ Clerides et al., 1998؛ Aw and Hwang, 1995؛ Grossman and Helpman, 1991). در پاسخ به افزایش صادرات، منابع به سوی افزایش بهره‌وری در بنگاه تخصیص می‌یابند و به تبع آن صادرات افزایش می‌یابد و برعکس (Melitz, 2003; Ghironi and Melitz, 2005). ورود به بازارهای صادراتی منجر به بهبود عملکرد و ارتقاء بهره‌وری در بخش تولید بنگاه می‌شود به طوری که بنگاه با یادگیری از مصرف کنندگان بین‌المللی و با دستیابی به بازارهای بزرگتر به منافع حاصل از نوآوری و فناوری برتر خارجی دست می‌یابد و ادامه این روند به افزایش کارآیی و بهره‌وری در سطح بنگاه منجر می‌شود (Bloom, Draca and Van Reenen, 2012؛ Wagner, 2012). به عبارت دیگر، فعالیت صادراتی بنگاه به واسطه بازدهی نسبت به مقیاس و مکانیسم یادگیری از طریق واردات فناوری و دانش سرریز خارجی می‌تواند منجر به افزایش کارآیی و بهره‌وری شده و در نهایت رشد و توسعه اقتصادی را به همراه آورد (Silvente, 2006).

مطالعات تجربی بیشتر از طریق مدل‌های انتخابی به توضیح رابطه بین کارآیی و صادرات پرداخته‌اند به طوری که در زمینه تأثیر صادرات و دیگر عوامل تأثیرگذار بر کارآیی در داخل و خارج از کشور مطالعات مشابه‌ای صورت گرفته است که در زیر به اختصار مرور می‌شود.

کلریدیس و همکاران (۱۹۹۸)[1] با استفاده از اطلاعات بنگاه‌های سه کشور کلمبیا، مکزیک و مغرب به بررسی رابطه بین بهره‌وری و صادرات پرداختند. آنها نتیجه گرفتند که بین بهره‌وری (کارآیی) و صادرات رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

گرنر (۲۰۰۲)[2] با استفاده از داده‌های بخش صنعت کشور شیلی به بررسی رابطه بین کارآیی و صادرات پرداخت و نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین تغییرات کارآیی فنی یا کارآیی مقیاس و تغییرات صادرات رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

گرنر و آیزکسون (۲۰۰۲)[3]، ارتباط بین صادرات و کارآیی را در سطح بنگاه‌های کشور کینیا بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد که بنگاه‌های صادرکننده خیلی کارآتر از غیر صادرکنندگان هستند و بنگاه‌های نسبتا کارا از طریق مکانیسم انتخابی وارد بازار صادراتی می‌شوند. دیگر نتیجه مهم مطالعه نشان داد که بنگاه‌های صادرتی که در بازارهای خارج آفریقا فعالیت دارند کاراتر از دیگر رقیبان خود بودند.

میلیتز (۲۰۰۳)[4] در مطالعه خود نشان داد که بنگاه‌های کاراتر سود و سهم زیادی از بازارهای صادراتی را به دست می‌آورند، در حالی که بنگاه‌های کمتر کارا، سود و سهم کمی از بازارهای صادراتی دارند و لذا مجبورند با گذشت زمان بازار صادراتی را ترک کنند. نتایج مطالعه میلیتز طبق مدل‌های انتخابی به توضیح رابطه بین کارآیی و صادرات پرداخته است.

والوجادی (۲۰۰۴)[5] عوامل تعیین‌کننده کارآیی با تاکید بر صادرات و عمر بنگاه‌های

1. Clerides et al., 1998
2. Graner, 2002
3. Graner and Isaksson, 2002
4. Melitz, 2003
5. Walujadi, 2004

پوشاک جاکارتا در اندونزی را بررسی کرد. در این مطالعه ابتدا سطح کارآیی بنگاه‌های پوشاک ارزیابی و سپس عوامل تعیین‌کننده کارآیی بنگاه‌ها بررسی شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که واردات مواد خام مورد نیاز بنگاه، صادرات بنگاه، عمر بنگاه، سرمایه بنگاه، ورود تکنولوژی و سرمایه‌های خارجی به بنگاه، اصلاحات اقتصادی و سیاست‌های مفید دولت در مورد سرمایه‌گذاری خارجی دارای اثر موثر روی کارآیی و عملکرد بنگاه‌های پوشاک جاکارتا هستند.

سیلونته (۲۰۰۶)[1] در مطالعه خود به بررسی اثر صادرات روی کارآیی در سطح بنگاه-های صنعت مواد غذایی و آشامیدنی کشور انگلستان طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۵ پرداخت. نتایج تحلیل‌های پارامتری و غیرپارامتری بیان می‌کرد که در بلند مدت بنگاه‌های صادراتی کارآتر از بنگاه‌های غیرصادراتی هستند ولی این نتایج در کوتاه مدت معنی‌دار نبودند. همچنین نتایج نشان می‌داد که یادگیری به واسطه فعالیت صادراتی در این صنعت موجب افزایش کارآیی و حضور بیشتر در بازارهای صادراتی می‌شود.

طیبی و همکاران (۱۳۸۷) تأثیر صادرات صنعتی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۰ را بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اثر ترکیبی صادرات صنعتی و سرمایه انسانی تأثیر کاملا مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری تولید این کشورها دارد.

چوو و کالی‌راجان (۲۰۱۰)[2] اثر آزاد سازی تجاری روی کارآیی فنی بخش صنایع کارخانه‌ای کشور ویتنام را به روش داده‌های تابلویی طی دوره ۲۰۰۳-۲۰۰۰ بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که آزاد سازی تجاری از طریق افزایش اشتغال نیروی کار ماهر (سرمایه انسانی) منجر به افزایش سطح عملکرد (کارآیی فنی) بنگاه‌های ویتنام می‌شود.

موک و همکاران (۲۰۱۰)[3] اثر صادرات روی کارآیی بنگاه‌های پوشاک چین را بررسی کردند. آنها ابتدا به روش تحلیل پوششی داده‌ها کارآیی فنی را برآورد و سپس در

1. Silvente, 2006
2. Chu and Kalirajan, 2010
3. Mok et al., 2010

قالب رگرسیون، اثر صادرات روی کارآیی را بررسی نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که صادرات منجر به بهبود کارآیی فنی در بنگاه‌های پوشاک چین می‌شود.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳.۱. اندازه‌گیری کارآیی

پس از سال ۱۹۵۷ میلادی (بعد از انتشار مقاله معروف سولو در مورد رشد اقتصادی)، موضوع کارایی در میان اقتصاددانان به طور جدی مورد بحث و بررسی قرار گرفته و بنیاد روش‌های جدیدی برای مطالعه بهره‌وری و کارایی در سطح خرد، در عمل پایه‌ریزی گردید.

تلاش‌های اولیه در خصوص بررسی مفهوم کارایی و اندازه‌گیری آن از دهه پنجاه میلادی و با کار کوپمنز (۱۹۵۱)[1] و دبرئو (۱۹۵۱)[2] آغاز گردیده و هر دو صرفاً کارایی فنی را مورد مطالعه قرار دادند. به دنبال مطالعه کوپمنز و دبرئو، فارل (۱۹۵۷)[3] با ارائه روشی مبتنی بر حداقل نمودن نهاده‌های تولیدی و با بکارگیری منحنی‌های تولید یکسان، اولین کسی بود که به طور تجربی به اندازه‌گیری کارایی پرداخت. وی برای نخستین بار با انتشار مقاله‌ای تحت عنوان اندازه‌گیری کارایی تولید، نظریات خود را در خصوص اندازه‌گیری کارایی با الهام از کارهای انجام شده توسط دبرئو و کوپمنز ارائه نمود و در قالب یک کار تجربی مسائل مربوط به اندازه‌گیری کارایی را در بخش کشاورزی کشور آمریکا برای یک مجموعه از واحدهای تولیدی مشاهده شده، مورد تجزیه و تحلیل قرار داد (Anderson and Peterson,1993).

پس از ارائه چارچوب نظری اندازه‌گیری کارایی از سوی فارل، آیگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷)[4] در مقاله خود با عنوان «تدوین و برآورد مدل‌های تابع تولید مرزی تصادفی»[5] به اندازه‌گیری عملی کارایی برحسب تعریف فارل و با استفاده از روش تابع تولید مرزی

1. Koompmans, 1951
2. Debreu, 1951
3. Farrel, 1957
4. Aigner, Lovell and Schmidt, 1977
5. Stochastic Frontier Approach

تصادفی پرداختند. انگیزه ایجاد این مدل از سوی آنـان از ایـن ایـده نشـأت گرفتـه بـود کـه انحرافات از تولیـد مـرزی ممکـن اسـت تحـت کنتـرل واحـدهای تصـمیم‌سـاز (بنگـاه‌هـای تولیدی) نباشند و باید اثرات آنان نیز تخمین زده شود. در واقع آن‌ها با معرفی جمله خطـای ترکیبی در مدل‌های پارامتری (که یک جزء آن بیانگر عدم کارایی و جزء دیگر آن شـامل اختلال‌های تصادفی در مـدل مـی‌باشـند)، امکـان انجـام اسـتنتاجات آمـاری گسـترده‌ای در خصوص تخمین کارایی و همچنین تجزیه و تحلیل موشکافانه‌تری از توابع مرزی را فـرآهم آوردند (موسایی و همکاران، ۱۳۸۹: ۳۸).

از طرف دیگر چارنز، کوپر و رودز (۱۹۷۸)[1] ایده جدیدی را در خصوص اندازه‌گیـری کارایی و روش ناپارامتری (برنامه‌ریزی خطی) مطرح نمودند. آنان با جامعیـت بخشـیدن بـه روش فارل به گونه‌ای که خصوصیت فرآیند تولید با چند عامل تولیدی و چند ستانده‌ای را نیز در برگیرد، روش تحلیل پوششی داده‌ها را که مبتنی بر تکنیک‌های برنامه‌ریـزی ریاضـی است، به این ادبیات اقتصادی اضافه کردند. مقاله‌ای که توسط آنـان تحـت عنـوان «انـدازه-گیری کارایی واحدهای تصمیم‌ساز» نگاشته شده، همراه با مقاله آیگنر، لاول و اشمیت، در واقع به عنوان دو مقاله اصـلی و پایـه شـناخته شـده‌انـد کـه ارائـه کننـده دو سـبک اصـیل و کلاسیک (ناپارامتری و پارامتری) در زمینه روشهای اندازه‌گیری کارایی هستند و مدل‌هـای مطرح شده در بسیاری از مقالات بعدی، عموماً مبتنی بر یکی از دو سبک ارائه شـده در دو مقاله مذکور بوده است.

که در ادامه مدل تابع تولید مرز تصادفی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$y_i = f(X_i;\beta).\exp(v_i - u_i)$$
$$v_i \approx N(0,\sigma_v^2)\ ,\ (-\infty \prec v_i \prec \infty)$$
$$u_i \geq 0 \qquad (۱)$$

کـه در آن y_i تولیـد بنگـاه iام و X_i بـردار k سـتونی نهـاده‌هـای بنگـاه iام و β بـردار پارامترهای ناشناخته است. انحراف نفاط مشاهده شده از تابع تولید مرزی به دو بخش u و v بستگی دارد که از نظر ماهیت با یکدیگر متفاوت هستند.

1. Charnes, Cooper and Rhodes, 1978

u_i میزان ناکارآیی فنی یا انحراف از مرز تولید است و بنا به تعریف کارآیی باید غیرمنفی و دارای توزیع یک طرفه باشد و مستقل از جزء سایر اخلال‌ها (v_i) و متغیرهای توضیحی در مدل است. در نتیجه $y_i = (X_i;\beta).\exp(v_i)$ ، مرز تولید تصادفی را نشان می‌دهد که در آن متغیر v_i جمله اختلال معمولی بوده و توضیح‌دهنده عواملی چون شوک‌های تأثیرگذار بیرونی و خارج از کنترل واحد تولیدی، خطاهای اندازه‌گیری و یا تأثیر متغیرهای غیرمهم کنارگذاشته شده از مدل است. فرض بر این است که جزء اختلال v_i دارای توزیع مستقل دو طرفه با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت σ_v^2 است.

با تخمین مدل (۱) می‌توان میزان کارآیی فنی را بر حسب تعریف آن، به صورت زیر برآورد کرد:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(X_i;\beta)\exp(v_i)} = \exp(-u_i) \qquad (۲)$$

انتخاب نوع توزیع برای متغیر u_i از لحاظ روش تخمین مدل، مهم می‌باشد. یک انتقاد عمومی به روش مرزی تصادفی این است که از ابتدا نمی‌توان هیچ فرض مشخصی را در خصوص شکل توزیعی متغیر عدم کارآیی فنی داشت. در این رابطه با توجه به یک طرفه بودن جزء عدم کارآیی، توزیع‌های مختلفی برای آن فرض شده که متداول‌ترین این فروض عبارتند از: فرض توزیع نیمه نرمال، فرض توزیع برش داده شده یا منقطع در نقطه صفر و فرض توزیع نمایی. بر اساس این فروض نیز مدل‌های مختلفی در چارچوب روش تابع مرزی تصادفی، تدوین شده است. نکته شایان توجه در خصوص روش تابع مرزی این است که جزء u_i به صورت مستقیم قابل مشاهده نبوده و به همین دلیل نیز در مدل‌های اولیه، تفکیک جزء عدم کارآیی u_i و جزء اختلال معمولی v_i در جمله خطای ترکیبی، دور از انتظار بود. بنابراین در تکنیک‌های تخمین اولیه صرفا جمله ترکیبی برآورد می‌گردد و آنچه که از تخمین مدل به دست می‌آید، برآوردی از متوسط میزان کارآیی تمامی بنگاه‌های مورد بررسی بود (Jondrow, Lovel and Schmit, 1982: 233-238).

به هر حال برای اندازه‌گیری میزان عدم کارآیی هر یک از بنگاه‌ها باید دو جزء عدم کارآیی و جمله اختلال معمولی از یکدیگر جدا شوند. منطق اقتصادی تفکیک این دو جزء

در مدل این است که این دو جمله قابل تفکیک و دارای خواص متفاوتی هستند. بر همین اساس یک راه‌حل ابتکاری برای انجام این عمل از سوی ژاندراو، لول و اشمیت (۱۹۸۲) ارائه گردید. آنان یک فرمول صریح برای ارزش مورد انتظار شرطی جزء u_i به شرط مشاهده جمله اختلال ترکیبی را در دو حالت فرض توزیع نیمه نرمال و توزیع نمایی برای جزء عدم کارآیی به شکل زیر پیشنهاد دادند (Jondrow, Lovel and Schmit, 1982: 233-238):

با فرض توزیع نرمال: $u_i = |u_i|, u_i \approx N(0, \sigma_u^{2})$

$$E(u_i \left| \varepsilon_i = v_i - u_i \right.) = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda^{2})}\left[\frac{\phi(\varepsilon_i\lambda/\sigma)}{\Phi(-\varepsilon_i\lambda/\sigma)} - \frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma} \right] \qquad (۳)$$

که در آن $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ است و σ نیز از رابطه $\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ حاصل می‌شود. ϕ یک تابع چگالی با توزیع نرمال استاندارد و Φ نیز یک تابع چگالی انباشت شده می‌باشد.

با فرض توزیع نمایی: $f(u_i) = \theta \exp(-\theta u_i)$

$$E(u_i \left| \varepsilon_i = v_i - u_i \right.) = (\varepsilon_i - \theta\sigma_v^{2}) + \frac{\sigma_v \phi((\varepsilon_i - \theta\sigma_v^{2})/\sigma_v)}{\Phi((\varepsilon_i - \theta\sigma_v^{2})/\sigma_v)} \qquad (۴)$$

که در آن $\theta = 1/\sigma_u$ است. با استفاده از روش حداکثر درستنمایی (ML) و تخمین σ، λ، ε_i از روابط فوق، بر حسب فرض مورد نظر در خصوص نوع توزیع u_i و همچنین تخمین پارامترهای مدل (۱)، می‌توان برآوردهای را برای v_i و u_i به دست آورد. در نهایت آنکه میزان کارآیی فنی (شرطی) هر یک از واحدهای مورد بررسی برابر خواهد شد با:

$$TE_i = \exp(-E(u_i \left| \varepsilon_i \right.)) \qquad (۵)$$

با توجه به غیرمنفی بودن مقدار u_i از رابطه فوق می‌توان دریافت که دامنه تغییرات میزان کارآیی فنی یک بنگاه مقداری بین عدد صفر و یک خواهد بود ($u_i \geq 0 \rightarrow 0 \leq TE_i \leq 1$).

مرز تصادفی هم با فرم تابع کاب-داگلاس و هم با فرم ترانسلوگ سازگار است. جهت انتخاب تصریح مناسب از بین دو فرم تبعی ذکر شده از آزمون نسبت درستنمایی (LR test)

با توزیع کای‌دو و درجه آزادی برابر تعداد محدودیت‌های مدل مقید برای آزمون استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون به مناسب بودن فرم تبعی کاب-داگلاس اشاره دارد (دشتی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۷). شکل توابع کاب-داگلاس و ترانسلوگ به صورت زیر است.

(۶) فرم تبعی کاب-داگلاس $$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{2} \beta_j x_{jit} + \beta_t t + v_{it} - u_{it}$$

(۷) فرم تبعی ترانسلوگ

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{2} \beta_j x_{jit} + \beta_t t + \sum_{j=1}^{2}\sum_{h=1}^{2} \beta_{jh} x_{jit} x_{hit} + \beta_{tt} t^2 + \sum_{j=1}^{2} \beta_{jt} x_{jit} t + v_{it} - u_{it}$$

که در آن j و h نهاده‌های سرمایه و کار[1] هستند. آزمون نسبت درستنمایی جهت انتخاب فرم تبعی مناسب به صورت زیر است.

(۸) آزمون نسبت درستنمایی $$LR = -2 \ln \lambda = -2(\log H_0 - \log H_1)$$

$\log H_0$ مربوط به فرضیه صفر (مقدار درستنمایی تابع کاب داگلاس) و $\log H_1$ (مقدار درستنمایی تابع ترانسلوگ) است. اگر مقدار محاسبه شده بیش از مقدار بحرانی جدول کی‌دو باشد، تابع ترانسلوگ انتخاب می‌شود. مقدار آماره آزمون LR برای انتخاب فرم تبعی مناسب برای تابع مرز تصادفی تولید برابر ۱۵/۵۱ به دست آمد که حاکی از رد فرضیه صفر بوده است. بنابراین فرم تبعی ترانسلوگ جهت برآورد تابع مرز تصادفی استفاده شده است.

در مرحله بعد به بررسی این موضوع می‌پردازیم که آیا لازم است آثار عدم کارایی در مدل لحاظ شود یا نه. به عبارت دیگر اگر آثار عدم کارایی قابل ملاحظه نباشد درآن صورت نیازی به برآورد مدل مرز تصادفی نخواهد بود چرا که بنگاهها تقریباً در مرز کارایی فنی خود قرر دارند. نتایج برآورد واریانس عدم کارآیی ($\sigma^2 u$) در تشریح کل واریانس ستاده ($\sigma^2 \varepsilon = \sigma^2 v + \sigma^2 u$) با نسبت $\gamma = \frac{\sigma^2 u}{\sigma^2 \varepsilon} = \frac{\sigma^2 u}{\sigma^2 u + \sigma^2 v}$ نشان داده

۱. آمار مربوط به تعداد شاغلان زیربخش‌های صنعتی محصولات غذایی و آشامیدنی از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران جمع آوری شده است. آمار موجودی سرمایه زیربخش‌های صنعتی محصولات غذایی و آشامیدنی به میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ بوده و جهت برآورد آن از الگوی مورد استفاده توسط عاقلی کهنه‌شهری (۱۳۸۵)، شاه‌آبادی (۱۳۸۴) و پورعبادالهان و همکاران (۱۳۹۰) استفاده شده است.

می‌شود[1] (موسایی و همکاران، ۱۳۸۹: ۴۲). فرضیه صفر در این آزمون اشاره به این دارد که آثار سیستماتیک و تصادفی عدم کارایی فنی برابر صفر است (γ مساوی صفر). هر چه مقدار گاما به یک نزدیک تر باشد احتمال انتخاب مدل مرز تصادفی نیز بیشتر خواهد بود. مقدار آماره آزمون γ برابر ۰/۸۸ است که نشان می‌دهد فرضیه صفر رد و مدل مرز تصادفی تولید انتخاب می‌گردد.

جدول ۱ جایگاه ۲۲ زیربخش صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی را در سطح کدهای چهار رقمی نشان می‌دهد. میزان کارآیی فنی هر یک از زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی به روش مدل مرز تصادفی تولید با استفاده از نرم‌افزار Program Frontier (4.1) محاسبه شده است، که مقداری بین عدد صفر و یک هستند. بر اساس این جدول، متوسط کارآیی صنعت مواد غذایی و آشامیدنی طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۹، ۰/۶۲ است و همچنین طی دوره مورد بررسی، زیرگروه‌های تولید روغن و چربی حیوانی و نباتی خوراکی، تولید فرآورده‌های لبنی و تولید نوشابه‌های غیرالکلی گازدار، به طور متوسط دارای بیشترین کارآیی به ترتیب ۰/۹۸، ۰/۸۲ و ۰/۸۰ هستند.

۲.۳. ساختار الگو کارآیی و متغیرها

در مکتب کلاسیک‌ها و در دیدگاه آدام اسمیت تجارت، بهبود تکنولوژی و آموزش نیروی انسانی که نتیجه تقسیم کار است، سه عامل تأثیرگذار بر کارآیی و بهره‌وری هستند. طبق مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام گرفته در زمینه عوامل تعیین‌کننده کارآیی، عوامل اساسی تعیین‌کننده سطح کارآیی را می‌توان به تجارت خارجی بنگاه، سرمایه‌گذاری در آموزش نیروی انسانی (کیفیت نیروی کار بنگاه)، اندازه بنگاه، عمر بنگاه، نوع مالکیت بنگاه، سرمایه‌گذاری خارجی در بنگاه، تکنولوژی و سرمایه فیزیکی بنگاه و رقابت‌پذیری بنگاه تقسیم‌بندی نمود (Chung and Roberts, 2000؛ Djanko and Murrel, 2002؛ Walujadi, 2004؛ Silvente, 2006؛ Graner and Isaksson, 2002, 2007؛ Chu and Kalirajan, 2010).

۱. $\sigma^2 u$ بیانگر انحراف در میزان ناکارآیی و $\sigma^2 v$ بیانگر تغییرات در جزء اختلال به دلیل عوامل تصادفی است.

جدول (۱): نتایج برآورد کارایی زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی به روش مدل مرز تصادفی تولید

کد فعالیت	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	متوسط دوره
۱۵۱۲	۰/۶۴	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۶۲	۰/۶۲	۰/۶۱	۰/۶۱	۰/۶۰	۰/۶۰	۰/۵۹	۰/۶۲
۱۵۱۴	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸
۱۵۱۵	۰/۵۹	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۵۸	۰/۵۷	۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۷
۱۵۱۶	۰/۶۱	۰/۶۰	۰/۶۰	۰/۵۹	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۵۸	۰/۵۷	۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۵۹
۱۵۱۷	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۳۵
۱۵۱۸	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۳۷	/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۳۸
۱۵۱۹	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۵
۱۵۲۰	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۲
۱۵۳۱	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۹	۰/۶۹	۰/۶۹	۰/۶۸	۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۹
۱۵۳۲	۰/۵۱	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۴۷	۰/۴۶	۰/۴۶	۰/۴۸
۱۵۳۳	۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۶
۱۵۴۲	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۴	۰/۶۴	۰/۶۵
۱۵۴۳	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۶۲	۰/۶۲	۰/۶۱	۰/۶۱	۰/۶۰	۰/۶۰	۰/۶۰	۰/۵۹	۰/۶۱
۱۵۴۴	۰/۵۸	۰/۵۷	۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۵۴	۰/۵۳	۰/۵۶
۱۵۴۵	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۳۶
۱۵۴۶	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۹	۰/۶۹	۰/۶۹	۰/۶۸	۰/۷۰
۱۵۴۷	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۹	۰/۶۹	۰/۶۹	۰/۶۸	۰/۷۰
۱۵۴۸	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۴	۰/۶۴	۰/۶۴	۰/۶۴	۰/۶۵
۱۵۵۱	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۳۹
۱۵۵۳	۰/۷۴	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۷۲
۱۵۵۵	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۸۰
۱۵۵۶	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۵۴	۰/۵۳	۰/۵۳	۰/۵۲	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۵۰	۰/۵۳
متوسط صنعت	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۶۲	۰/۶۲	۰/۶۱	۰/۶۱	۰/۶۰	۰/۶۰	۰/۶۰	۰/۶۲

منبع: محاسبات تحقیق

بر این اساس و نیز با توجه مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه به ویژه والوجادی (۲۰۰۴)، سیلونته (۲۰۰۶) و طیبی و همکاران (۱۳۸۷) مدل تجربی این تحقیق به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$EF = f(EX, RD, HUM, SIZ) \qquad (۹)$$

که در آن متغیرهای مورد استفاده و منبع آماری آنها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

EF: شاخص کارآیی فنی زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر که در بخش ۳-۱ (جدول ۱) برآورد شد (مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق).

EX: نشان‌دهنده ارزش صادرات مواد غذایی و آشامیدنی کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر به میلیون ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (مرکز آمار ایران).

RD: مخارج تحقیقات و آزمایشگاه‌ها به عنوان شاخص تحقیق و توسعه (R&D) داخلی در زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی به میلیون ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (مرکز آمار ایران). تحقیق و توسعه (R&D)، کار خلاقی است که به منظور افزایش انباره دانش انجام می‌گیرد. سرمایه‌گذاری در R&D با ارتقاء تکنولوژی، بهره‌وری بنگاه را افزایش یا هزینه تولید را کاهش و ساختار تولید را بهبود و توسعه می‌بخشد و از این طریق منجر به بهبود کارآیی در زیربخش‌های صنعتی می‌گردد (Atkeson and Burstein, 2010 و Bustos, 2011).

HUM: شاخص سرمایه انسانی در زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر (مرکز آمار ایران). به طور کلی، توانایی‌ها و قابلیت‌های نهادینه‌شده در وجود انسان (چه جسمی و چه فکری) سرمایه انسانی نامیده می‌شود (Hertog and Huizenga, 2000: 53). طبق این تعریف، سرمایه انسانی دارای دو بعد جسمی و فکری است. بعد جسمی با سرمایه‌گذاری در تغذیه، بهداشت و درمان و ورزش ایجاد و بعد فکری در اثر نهادینه شدن دانش (به وسیله آموزش و یادگیری تجربی) در انسان حاصل می‌شود. اشتغال نیروی کار دارای تحصیلات عالی به معنی استخدام نیروی کار با تخصص و با کیفیت بالاتر و به عبارت دیگر به معنی به کارگیری سرمایه انسانی می‌باشد (سوری و مهرگان، ۱۳۸۶: ۲۰۷). در این مطالعه سرمایه انسانی به طور خلاصه دانش نهادینه شده (به وسیله آموزش عالی) در انسان تعریف می‌شود و به منظور یافتن شاخص سرمایه انسانی در زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی کشور، آن دسته از شاغلان فنی مهندسی که از سطح تحصیلات عالی حداقل کارشناسی در بخش‌های تولیدی

برخوردار بوده و بالقوه عامل تغییر و نوآوری می‌باشند مورد توجه قرار می‌گیرند. در بین شاغلان تولیدی با سطح تحصیلات عالی، شاغلان فنی مهندسی به دلیل داشتن تخصص و ارتباط تنگاتنگ تولید با رشته تخصصی این افراد، از درجه اهمیت بیشتری برخوردار می‌باشند و انتظار می‌رود که افزایش سهم این گروه از شاغلان تولیدی بتواند منجر به افزایش بهره‌وری و کارآیی فنی شود.

SIZ: شاخص اندازه بنگاه در زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر، که از تعداد نیروی کار موجود در هر زیر بخش به عنوان شاخص اندازه بنگاه استفاده شده است (مرکز آمار ایران). طبق مبانی نظری موضوع، بنگاه‌های بزرگتر کارآتر از بنگاه‌های کوچکتر هستند؛ به طوری که با بزرگتر شدن مقیاس بنگاه هزینه بنگاه کاهش و کارآیی در بنگاه بهبود می‌یابد (Jovanovic, 1982).

در این مطالعه به منظور ارزیابی تأثیر صادرات بر کارآیی فنی زیربخش‌های صنعتی محصولات غذایی و آشامیدنی، مدل اقتصادسنجی زیر به منظور تخمین، مورد استفاده قرار گرفته است:

$$\ln EF_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln EX_{it} + \beta_2 \ln RD_{it} + \beta_3 \ln HUM_{it} + \beta_4 \ln SIZ_{it} + U_{it} \quad (۱۰)$$

که در آن ln عملگر لگاریتم طبیعی و اندیس‌های i و t به ترتیب بیانگر زیربخش صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی و سال می‌باشد. برای تخمین مدل مذکور از تکنیک داده‌های تابلویی پویا استفاده شده است که در این قسمت به صورت اجمالی به معرفی این روش پرداخته می‌شود.

روش گشتاور تعمیم‌یافته[1] (GMM) یکی از روش‌های برآورد مدل در رویکرد داده‌های داده‌های تابلویی پویا است که اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد و نسبت به دیگر روش‌های برآورد ارجحیت دارد[2]. روش GMM داده‌های تابلویی هنگامی به کار برده می‌شودکه تعداد مقاطع بیشتر از دوره زمانی باشد (Baltagi, 2005). یکی از روش‌های

1. Generalized Method of Moments

۲. برای مطالعه مزایای روش داده‌های تابلویی به منبع (Hsiao, 2003) مراجعه شود.

تخمین داده‌های تابلویی پویا، استفاده از روش آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱) است. در استفاده از این روش، متغیر وابسته با وقفه‌های مشخص به منظور در نظر گرفتن اثرات پویا وارد مدل می‌شود. علاوه بر این ممکن است متغیرهای توضیحی با جملات اختلال دارای همبستگی باشند که برای این منظور آرلانو و باند دو روش را پیشنهاد می‌کنند. یکی از این روش‌ها، استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرها بوده و روش دیگر استفاده از رویکرد انحرافات متعامد[2] متعامد[2] می‌باشد. در این مطالعه روش تفاضل مرتبه اول برای از بین بردن اثرات ثابت مورد استفاده قرار گرفته و از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود. در این حالت با گرفتن تفاضل مرتبه اول از طرفین معادله (۲) خواهیم داشت:

$$LEF_{i,t} - LEF_{i,t-1} = \beta_1(LEX_{i,t} - LEX_{i,t-1}) + \beta_2(LRD_{i,t} - LRD_{i,t-1}) + \beta_3(LHUM_{i,t} - LHUM_{i,t-1}) + \beta_4(LSIZ_{it} - LSIZ_{i,t-1}) + (U_{i,t} - U_{i,t-1}) \quad (11)$$

با انتقال مقدار وقفه‌دار متغیر وابسته (کارآیی) به سمت راست داریم:

$$LEF_{i,t} = \beta_1(LEX_{i,t} - LEX_{i,t-1}) + \beta_2(LRD_{i,t} - LRD_{i,t-1}) + \beta_3(LHUM_{i,t} - LHUM_{i,t-1}) + \beta_4(LSIZ_{it} - LSIZ_{i,t-1}) + (U_{i,t} - U_{i,t-1}) + LEF_{i,t-1} \quad (12)$$

در معادله فوق فرض می‌شود $E(U_{i,t}, U_{i,t-1}) = 0$ برقرار بوده و $E(X, U_{i,t}) = 0$ می‌باشد؛ که در آن بردار X، بردار متغیرهای توضیحی مدل مذکور است. به این معنی که کواریانس بین جملات اختلال در دو دوره متوالی، صفر بوده و کواریانس متغیرهای توضیحی با جملات اختلال نیز صفر است (Arellano and Bond, 1991: 286-287). در روش آرلانو و باند از ماتریس متغیرهای ابزاری برای ایجاد تخمین زننده‌های سازگار استفاده شده و آماره آزمون سارگان برای تعیین مشخص بودن معادله مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون اگر فرض صفر رد نشود، بیانگر این است که متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل معتبر بوده[3] و مدل نیاز به به تعریف متغیرهای ابزاری بیشتر ندارد. بنابراین، باید از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته به عنوان متغیرهای ابزاری برای رفع همبستگی

1. Arellan, M., Bond, S
2. Orthogonal Deviation

۳. منظور از معتبر بودن متغیرهای ابزاری این است که متغیرهای ابزاری تعریف شده باید دارای همبستگی بالایی با متغیر وقفه‌دار مرتبه اول متغیر وابسته باشد؛ ولی دارای همبستگی با جملات اختلال نباشد.

بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال استفاده نمود. آزمون سارگان (۱۹۵۸) به صورت مجانبی دارای توزیع χ^2 بوده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$S = \hat{\varepsilon}' z \left(\sum_{i=1} z_i' H_i z_i\right)^{-1} z' \hat{\varepsilon} \qquad (۱۳)$$

که درآن $\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\delta}$، $\hat{\delta}$ ماتریس $k \times 1$ از ضرایب برآورد شده، z ماتریس متغیرهای ابزاری و H ماتریس مربع با ابعاد (T-q-1) است که در آن T تعداد مشاهدات و q تعداد متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد (Baltagi, 2005).

علاوه بر این با توجه به این که در استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول، جملات اختلال از فرآیند خودرگرسیونی مرتبه اول پیروی می‌کنند. لذا، برای این که روش آرلانو و باند منجر به تخمین‌زننده‌های سازگار شود لازم است مرتبه خودرگرسیونی جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد. لازم به ذکر است که روش آرلانو و باند در صورتی به تخمین زننده‌های سازگار می‌انجامد که مرتبه خودرگرسیونی جمله اختلال از مرتبه ۲ نباشد (Arellano and Bond, 1991: 286-287).

۴. یافته‌های تجربی و تجزیه و تحلیل آنها

در این بخش به برآورد مدل کارآیی فنی بر اساس روش آرلانو و باند (۱۹۹۱) با استفاده از نرم‌افزار Stata پرداخته شده است. در این روش به منظور حذف اثرات ثابت از تفاضل-گیری مرتبه‌ی اول استفاده می‌شود. قبل از تخمین مدل، باید مشخص بودن معادله مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از آماره آزمون سارگان[1] استفاده می‌شود. نتایج آزمون سارگان در جدول ۲ ارائه شده است:

جدول ۲: نتایج آزمون سارگان برای بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری

مقداره آماره χ^2	ارزش احتمال (prob.)
۱۲/۴۸	۰/۷۹

منبع: محاسبات تحقیق

1. Sargan Test

با توجه به نتایج جدول ۲، ملاحظه می‌شود فرضیه صفر مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود. بنابراین، استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در مدل ضروری می‌باشد. یعنی ابزارهای استفاده شده در مدل دارای اعتبار بوده و مدل ایرادی ندارد. برای تعریف متغیرهای ابزاری در این مطالعه از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته و با در نظر گرفتن یک وقفه استفاده خواهد شد. در ادامه به تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته می‌شود. نتایج به صورت جدول زیر می‌باشد:

جدول ۳: نتایج تخمین مدل به روش آرلانو و باند (متغیر وابسته LEF_t)

متغیر وابسته با وقفه و متغیرهای توضیحی	ضریب	ارزش احتمال (prob.)
LEF_{t-1}	۴/۲۵	۰/۰۰۰
ΔLEX	۰/۰۹۵	۰/۰۰۰
ΔLRD	۰/۰۳۲	۰/۰۰۰
$\Delta LHUM$	−۰/۶۲۱	۰/۰۰۰
$\Delta LSIZ$	۰/۰۰۹	۰/۳۷۰
تعداد مشاهدات	۱۳۲	

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول (۳) نشان می‌دهد که علامت ضرایب مربوط به متغیرهای توضیحی صادرات و تحقیق و توسعه با تئوری‌های اقتصادی سازگار بوده و به لحاظ آماری همه ضرایب مطرح شده معنی‌دار می‌باشند. مطابق نتایج به دست آمده، به ازای یک درصد افزایش در میزان نرخ رشد صادرات، با فرض ثبات سایر شرایط، نرخ رشد کارآیی فنی در زیربخش‌های صنعتی محصولات غذایی و آشامیدنی ۰/۰۹۵ درصد افزایش خواهد یافت. در واقع، صادرات در این زیربخش‌های صنعتی سبب افزایش عملکرد بنگاه شده و یکی از عوامل مهم ارتقاء کارآیی زیربخش‌های صنعتی محصولات غذایی و آشامیدنی است.

متغیر تحقیق و توسعه بر روی کارآیی فنی دارای اثر مثبت و معنی‌دار است. به طوری که یک درصد افزایش در نرخ رشد مخارج تحقیق و توسعه در زیربخش‌های صنعتی

محصولات غذایی و آشامیدنی منجر به ۰/۰۳۲ درصد افزایش در نرخ رشدکارآیی فنی خواهد شد. اثر تحقیق و توسعه بر کارآیی زیربخش‌های صنعتی محصولات غذایی و آشامیدنی در تخمین‌های فوق را می‌توان این‌گونه تحلیل کرد که تحقیق و توسعه شرایط نوآوری و کاهش هزینه‌های تولید را فراهم می‌سازد و از این طریق می‌تواند منجر به ارتقای بهره‌وری و افزایش کارآیی شود. همچنین اثر متغیر سرمایه انسانی بر روی کارآیی منفی و معنی‌دار بوده، به نحوی که با افزایش یک درصد نرخ رشد سرمایه انسانی (تعداد شاغلان فنی) میزان نرخ رشد کارآیی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی ۰/۶۲۱ درصد کاهش خواهد یافت. در حقیقت، افزایش تعداد شاغلان فنی منجر به کاهش کارآیی در سطح بنگاه می‌شود که بر خلاف نظریات و مطالعات تجربی در این زمینه است. طبق نتایج جدول فوق متغیر اندازه بنگاه (تعداد نیروی کار شاغل) دارای علامت مثبت ولی معنی‌دار نمی‌باشد.

در ادامه به منظور تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از آماره آزمون آرلانو و باند استفاده شده است که نتایج در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴: نتایج آزمون آرلانو و باند برای تعیین مرتبه‌ی خودهمبستگی جملات اختلال

وقفه	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (prob.)
اول	-۰/۲۴۰	۰/۸۰۹
دوم	۰/۷۸۲	۰/۴۳۳

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۴ ملاحظه می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی در جملات اختلال تفاضل‌گیری شده رد نمی‌شود و بنابراین روش آرلانو و باند برای برآورد پارامترهای مدل و حذف اثرات ثابت مناسب است. به عبارت دیگر، با یک مرتبه تفاضل-گیری از جملات اختلال، همبستگی سریالی بین اجزای جملات اختلال رفع شده و جملات اختلال تفاضل‌گیری شده دارای خودهمبستگی مرتبه‌ی اول و دوم نیستند.

صادرات زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی و ورود به بازارهای جهانی

منجر به فرآهم شدن امکان استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته خارجی و صرفه‌های ناشی از مقیاس شده و زمینه ارتقاء کارآیی را فرآهم می‌آورد. صادرات همراه با یادگیری است به طوریکه فعالیت صادراتی سطح آگاهی در بنگاه را افزایش می‌دهد و بنگاه‌های صادراتی چون در معرض رقابت بین‌المللی قرار دارند لذا برای ماندگاری نیاز دارند که از امکانات موجود خود به صورت بهینه و کارآ استفاده کنند؛ به این منظور، مرتب در پی دانش و تجربه جدید در زمینه روش‌های جدید تولید، طرح‌های جدید تولید و غیره هستند.

تحقیق و توسعه در زیربخش‌های صنعتی موجب افزایش نوآوری، ابداعات و خلاقیت‌ها در فرآیند تولید شده و منجر به بهبود عملکرد و کارآیی می‌شود. در واقع، سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه توانایی‌های بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد. با افزایش میزان مخارج تحقیق و توسعه در بنگاه، فرآیند تولید با دقت و سهولت بیشتری میسر می‌گردد. بنابراین وجود بخش تحقیق و توسعه نه تنها سبب استفاده کارآتر از منابع داخلی، جذب فناوری خارجی و خلق فناوری جدید می‌شود، بلکه روش‌های جدیدی برای به کارگیری عوامل تولید ایجاد می‌کند و از این طریق کارآیی و سطح عملکرد بنگاه را افزایش می‌دهد و رشد و توسعه اقتصادی را برای کشور به وجود می‌آورد.

۵. تیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر صادرات بر کارآیی ۲۲ زیربخش صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی در سطح کدهای چهار رقمی طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۷۹ است. در این راستا، میزان کارآیی فنی هر یک از زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی به روش تابع تولید مرز تصادفی محاسبه شده است، که مقداری بین عدد صفر و یک هستند. بر اساس نتایج به دست آمده، متوسط کارآیی صنعت مواد غذایی و آشامیدنی طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۹، ۰/۶۲ است و همچنین طی دوره مورد بررسی، زیرگروه‌های تولید روغن و چربی حیوانی و نباتی خوراکی (۰/۹۸)، تولید فرآورده‌های لبنی (۰/۸۲) و تولید نوشابه‌های غیرالکلی گازدار (۰/۸۰)، به طور متوسط دارای بیشترین کارآیی هستند. سپس با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا، مدل به روش آرلانو و باند برآورد می‌شود و نتایج برآورد

نشان می‌دهد که صادرات زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی و ورود به بازارهای جهانی منجر به فرآهم شدن امکان استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته خارجی و صرفه‌های ناشی از مقیاس شده و زمینه ارتقاء کارآیی را فرآهم می‌آورد. همچنین، تحقیق و توسعه در زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی موجب افزایش نوآوری، ابداعات و خلاقیت‌ها در فرآیند تولید شده و منجر به بهبود عملکرد و کارآیی می‌شود.

با توجه کمیابی عوامل تولید از یک سو و بی‌شماری نیازهای بشر از سوی دیگر، توصیه می‌شود که به منظور کاهش هر چه بیشتر اتلاف منابع و حرکت به سوی افزایش بهره‌وری و کارآیی در سطح زیربخش‌های صنعت مواد غذای و آشامیدنی در کشور، ضروری است از طریق افزایش مخارج تخصیص یافته به فعالیت‌های R&D، زمینه‌های ایجاد نوآوری و بهبود کارآیی در زیربخش‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی فراهم آید و همچنین تعامل با اقتصاد جهانی از طریق ورود به بازارهای جهانی از طرف بنگاه‌ها هدف گذاری شود، چرا که افزایش صادرات و ورود به بازرهای جهانی، سطح معلومات در بنگاه را افزایش می‌دهد. بنگاه‌های صادراتی چون در معرض رقابت بین‌المللی قرار دارند؛ لذا برای ماندگاری نیاز دارند که از منابع موجود خود به صورت بهینه و کارآ استفاده کنند برای این منظور مرتب در پی دانش و تجربه جدید در زمینه روش‌های جدید تولید، طرح‌های جدید تولید و غیره هستند. بدین وسیله موجبات بهبود کارآیی در زیربخش‌های صنعت مواد غذایی و آشامیدنی کشور شده و زمینه را برای توسعه هر چه بیشتر صادرات در این زیربخش‌ها را فرآهم می‌آورد.

منابع

۱- پورعبادالهان کویچ، محسن؛ غلامحسین رهنمای قراملکی و رسول حجت خواه (۱۳۹۰)، بررسی نقش مخارج R&D داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای – واسطه‌ای بر روی تولید در صنایع ایران، تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۵، صص ۳۰-۱.

۲- سوری، علی و نادر مهرگان (۱۳۸۶)، نقش سرمایه اجتماعی در تشکیل سرمایه انسانی، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۲، صص۲۱۹-۲۰۷.

۳- شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۸۴)، منابع رشد بخش صنایع و معادن اقتصاد ایران، جستارهای اقتصادی، سال دوم، شماره ۴، صص ۸۰-۵۵.

۴- دشتی، قادر؛ سمیه یاوری، اسماعیل پیش‌بهار و باب‌اله حیاتی (۱۳۹۰). عوامل موثر بر کارآیی تکنیکی واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی، نشریه پژوهش‌های علوم دامی، جلد ۲۱، شماره ۳.

۵- طیبی، سید کمیل؛ مصطفی عمادزاده و آزیتا شیخ‌بهایی (۱۳۸۷). تأثیر صادرات صنعتی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای عضو OIC. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۵، شماره ۲: ۱۰۶-۸۵

۶- عاقلی‌کهنه‌شهری، لطفعلی (۱۳۸۵)، برآورد تولید معادن کشور، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال ششم، شماره ۱، صص۲۶۶-۲۵۳.

۷- عبادی، جعفر (۱۳۷۲)، مباحثی در اقتصاد خرد (بازارها، تعادل عمومی و اقتصاد رفاه)، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها، تهران.

۸- فتحی، یحیی (۱۳۸۱)، تجزیه و تحلیل مزیت نسبی صادراتی گروههای مختلف صنایع غذایی ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دهم، ۳۸: ۱۵۲-۱۲۹.

۹- گیلیس، مالکوم، دی. اچ. پرکینز، ام. رومر و دی. آر. اسنودگراس (۱۳۷۹)، اقتصاد توسعه، ترجمه: غلامرضا آزاد (ارمکی)، نشر نی، تهران.

۱۰-مرکز آمار ایران (۱۳۸۵-۱۳۷۹)، نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر، سایت مرکز آمار ایران.

۱۱-موسایی، میثم، نادر مهرگان و رضا رنجبرداغیان (۱۳۸۹). بررسی کارآیی فنی نسبت به مقیاس به روش تابع مرزی تصادفی (مطالعه موردی شعب بانک رفاه)، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، سال ۱۸، شماره ۵۶: ۵۲-۲۷.

۱۲-نیکواقبال، علی اکبر و حسن ولی‌بیگی (۱۳۸۶)، رقابت‌پذیری صنایع ایران در روند الحاق به سازمان تجارت جهانی، تحقیقات اقتصادی، ۷۹: ۲۱۱-۱۹۳.

13- Aigner, D.J. Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977). "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models, Journal

of Econometrics, 6: 21-37.
14- Andersen, P. and Petersen, N. C. (1993). A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis, Management Science. 39: 1261-1264.
15- Arrelano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification in panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. Review of Economics and Statistics, no. 58: 277-297.
16- Atkeson, A. and Burstein, A. T. (2010). Innovation, Firm Dynamics, and International Trade, Journal of Political Economy, 118((3): 433-448.
17- Aw Bee-Yan, Sukkyn Chung and Mark J. Roberts (2000). Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan, The World Bank Economic Review, 14(1): 65-90.
18- Aw, B.Y. and A.R. Hwang (1995). Productivity and the Export Market: A Firm-Level Analysis, Journal of Development Economics, XLVII, 313-332.
19- Balassa, B. (1978), Exports and Economic Growth: Further Evidence, Journal of Development Economics, 5: 9-181.
20- -Baltagi, B. (2005); Econometrics Analysis of Panel Data, Third Edition, John Wily and sons Ltd, USA.
21- Becchetti, L. and Santoro, M. I (2001). The Determinants of Small and Medium-Sized Firm Internationalization and Its Relationship with Productive Efficiency, Weltwirtschaftliches Archiv, 137(2): 297-319.
22- Bernard, A. B. and Jensen, J.B. (1999). Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect or Both?, Journal of International Economics, 47(1): 1-25.
23- Bloom, N., Draca, M. and Reenen, J. (2012). Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity, Working Paper.
24- Bustos, P. (2011). Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of Mercosur on Argentinean Firms, American Economic Review, 101(1): 304-340.
25- Castellani, (2002). "Export Behavior and Productivity Growth: Evidence from Italian Manufacturing Firms, Weltwirtschaftliches Archiv, vol. 138(4): 605-628.
26- Chu, S. N. and Kalirajan, K. (2010). Impact of Trade Liberalization on Technical Efficiency of Vietnamese Manufacturing Firms, Paper for

presentation at the Conference on "Frontier Issues in Technology, Development and Environment" organized by the Madras School of Economics and the Forum for Global Knowledge Sharing at the Madras School of Economics.

27- Chung, S. and Roberts, M. (2000). Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China), World Bank Economic Review, 14: 65-90.

28- Clerides, S.K., Lach, S. and Tybout, J. R. (1998). Is Learning by Exporting Important? Micro-dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco, Quarterly Journal of Economics, 113(3): 903-948.

29- Dixit, A. (1988). Exit and Entry Decisions Under Uncertainty, Journal of Political Economy, 98: 38-620.

30- Djankov, S. and Murrell, P. (2002). Enterprise Restructuring in Transition: A Quantitative Survey, Journal of Economic Literature, XL: 739–792.

31- Ghironi, F. and Melitz, M. (2005). International Trade and Macroeconioics Dynamics with Heterogeneous Firms, Quarterly Journal of Economics, 120: 865-915.

32- Graner, M. (2002). Export-led Efficiency or Efficiency-led Exports: Evidence from the Chilean Manufacturing Sector, Essay II in Essays on Trade and Productivity: Case Studies of Manufacturing in Chile and Kenya. PhD diss., Göteborg University.

33- Graner, M. and Isaksson, A. (2002). Export Performance in Structure and Performance of Manufacturing in Kenya, ed. A. Bigsten and P. Kimuyu. London: Palgrave.

34- Grossman, G. and Helpman, E. (1991). Innovation and growth in the Global Economy, Cambridge, Mass: MIT Press.

35- Hertog, J. F. D. and Huizenga, E. (2000). The Knowledge Enterprise, Imperial College Press.

36- Hopenhayn, H. (1992). Entry, Exit, and Firm Dynamics in the Long-run Equilibrium, Econometrica, 60: 50- 1127.

37- Hsiao, C. (2003). Analysis of panel data, 2nd edition, Cambridge University Press.

38- Jondrow, J., Lovell, C. A. K. and Schmit, P. (1982). On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model, Journal of Econometrics, 19: 233-238.

39- Jovanovic, B. (1982), Selection and the Evolution of Industry,

Econometrica, 50(3): 70-649.
40- Leonidou, L. and Katsikeas, C. (1996). The export Development Process: an Integrative Review of Empirical Models, Journal of International Business Studies, 27(3): 517-551.
41- Melitz, M.J. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. Econometrica, 71(6): 1695-1725.
42- Mok, V., Godfrey, Y., Zhaozhou, H. and Zongzhang, L. (2010). Export Orientation and Technical Efficiency: Clothing Firms in China, Managerial and Decision Economics, 31(7): 453-463.
43- Pierce E. (1996). Efficiency Progress in the Newsothwale Government, Internet: www.treesury.nsw.gov.edu.
44- Silvente, F. R. (2006). Exports and Firm-Level Efficiency in the UK Food and Drink Industry, Trabajo Enviado al XXXI Simposio Analisis Economico, Valencia, Spain.
45- Wagner, J. (2012). International trade and firm performance: a survey of empirical studies since 2006, Review of World Economics, 148(2): 235–267.
46- Walujadi, D. (2004). Age, Export Orientation and Technical Efficiency: Evidence from Garment Firms in DKI Jakarta, Makara, Sosial Humaniora, 8(3): 97-104.
47- Webb, M. and Fackler, J. (1993). Learning and the Time Interdependence of Costa Rican Exports, Journal of Development Economics, 40(2): 311-29.