



پژوهشنامه‌ی مدیریت اجرایی

علمی - پژوهشی

سال سوم، شماره‌ی ۶، نیمه‌ی دوم ۱۳۹۰

بررسی عوامل مؤثر بر عملکرد صادراتی شرکت‌های تولیدی ایران

* پرویز محمدزاده

** سکینه سجودی

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۲/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۴/۷

چکیده

مطالعه‌ی حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر احتمال صادرات و شدت صادرات بنگاه‌های صنعتی ایران با استفاده از داده‌های مقطعی ۱۲۳۰۱ بنگاه صنعتی در سال ۱۳۸۶ پرداخته است. نتایج تخمین الگو به روش توبیت و همکن نشان می‌دهد که بنگاه‌های با اندازه‌ی بزرگ‌تر، هزینه‌ی واحد نیروی کار پایین‌تر، نسبت موجودی سرمایه‌ی فیزیکی به نیروی کار بیشتر، با احتمال بیشتری به صادرات مبادرت می‌کنند و دارای شدت صادرات بیشتری هستند. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که فعالیت‌های تحقیق و توسعه در بنگاه تأثیر مثبت و معنی‌دار بر عملکرد صادراتی بنگاه دارد؛ اما اثر سرمایه‌ی انسانی و مالکیت در بخش صنعت ایران معنی‌دار نمی‌باشد.

واژه‌های کلیدی: احتمال صادرات، شدت صادرات، اندازه‌ی بنگاه، نوآوری، مدل رگرسیون توبیت و همکن

* نویسنده مسئول - استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

** دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز و مدرس دانشگاه پیام نور

۱- مقدمه

مطالعات موجود در زمینه ی تجارت خارجی در سال های اخیر به طور تدریجی از فرض وجود تقارن و همگنی در میان بنگاه های صنعت معین فاصله گرفته و وجود ناهمگنی در میان بنگاه ها را مورد توجه بیشتری قرار داده است. مبنای بیشتر این مطالعات بر این واقعیت بنا نهاده شده است که در درون یک صنعت معین تنها بخشی از بنگاه ها وارد بازارهای صادراتی شده و مابقی به فروش محصولات خود تنها در بازارهای داخلی اکتفا می کنند. مطالعات نظری این پدیده را این گونه توجیه می کند که ورود به بازارهای صادراتی مستلزم تقبل برخی از هزینه های ثابت است که برای تأمین مالی آن می بایست بنگاه به یک سطح معین از سوددهی دست یابد تا بتواند موانع ورود (هزینه های ثابت) به بازارهای صادراتی را پشت سرگذارد. بنابراین می توان نتیجه گرفت که تنها بنگاه ها با کارایی و بهره وری بالا توان ورود به بازارهای صادراتی را خواهند داشت و بنگاه هایی که سطح بهره وری آن ها از یک مقدار آستانه پایین است، چاره ای جز عرضه ی تمام محصولات خود در بازارهای داخلی نخواهند داشت. بدیهی است شناسایی عوامل موثر بر عملکرد صادراتی بنگاه ها تنها با تکیه بر این گفتارهای نظری ممکن نیست و نیازمند تحلیل تجربی می باشد. هدف این مطالعه بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر عملکرد صادراتی بنگاه های صنعتی ایران با به کارگیری مدل های اقتصادسنجی گسسته و داده های بنگاهی حاصل از طرح سرشماری کارگاه های صنعتی مرکز آمار ایران در سال ۱۳۸۶ می باشد. در ادامه ی مقاله پس از مروری بر پژوهش های مربوط به موضوع و معرفی الگو و روش تحلیل تجربی، به تخمین الگوی تجربی و نتیجه گیری و در نهایت ارائه ی پیشنهادها مبادرت خواهد شد.

۲- مروری بر پژوهش های مربوط به موضوع

تئوری سنتی تجارت بین الملل براساس دو فرض وجود بازده ثابت به مقیاس و رقابت کامل بنا نهاده شده و بر اساس همین فروض تمامی نتیجه گیری های این تئوری در سطح کلان انجام گرفته و در مورد عملکرد تجاری بنگاه های خرد در این تئوری ها بحثی به میان نیامده است. تئوری جدید تجارت که با نام اقتصاددانانی مانند هلپمن و کروگمن^۱ (۱۹۸۵) شناخته شده است تا حدودی این مسأله را حل کرده است و در

1-Helpman and Krugman

سال های اخیر یکی از شاخه های تجارت بین الملل که با رشد قابل توجهی همراه بوده مطالعاتی است که ناهمگنی بنگاه ها را وارد مدل های تجارت خارجی کرده است. مشهورترین این الگوها به کار ملیتز^۱ (۲۰۰۳) و برنارد و همکاران^۲ (۲۰۰۳) مربوط می شود. ملیتز (۲۰۰۳) نشان داد که با در نظر گرفتن هزینه های ثابت ورود به بازارهای صادراتی، یک بنگاه زمانی اقدام به صادرات می کند که مقدار بهره وری در آن بنگاه از یک حد آستانه بالا برود.

برنارد و همکاران (۲۰۰۳) نشان دادند که سوددهی و اندازه بنگاه نیز در ورود بنگاه به بازارهای صادراتی مؤثر می باشد. در سال های اخیر متغیرهایی چون سطح تکنولوژی بنگاه، سرمایه ی انسانی، مالکیت و... نیز جزء عوامل مؤثر بر عملکرد صادراتی بنگاه بر شمرده شده اند. در این بخش مبانی نظری و تجربی مربوط به هر یک از آن ها مرور می شود.

۲-۱- تأثیر اندازه ی بنگاه بر عملکرد صادراتی بنگاه

اغلب اقتصاددانان بر این باورند که بنگاه ها برای داشتن توان رقابت در بازارهای جهانی می بایست دارای اندازه ی بزرگ باشند. واگنر^۳ (۱۹۹۵) عنوان می کند که علت این امر این است که به دلیل وجود موانع ورود به بازارهای صادراتی از قبیل هزینه های حمل و نقل، تعرفه، رعایت استانداردهای بین المللی و ...، تنها با تولید در مقیاس بالا می توان هزینه ی واحد محصول را تقلیل داد. علاوه بر صرفه های به مقیاس واگنر (۱۹۹۵) عواملی چون بهره مندی بیشتر از تخصصی کردن امور، امکان دستیابی به منابع مالی با هزینه ی کم و ظرفیت ریسک پذیری بالا را از جمله دلایل توجیه کننده ی تأثیر مثبت اندازه ی بنگاه بر احتمال صادرکننده بودن آن عنوان می کند. مطالعات تجربی فراوانی نشان دهنده ی تأثیر مثبت اندازه ی بنگاه بر صادرات آن بوده اند که از میان آن ها می توان به مطالعه ی رپ^۴ (۱۹۷۶) برای ژاپن، گلسجر و همکاران^۵ (۱۹۸۰) برای بلژیک، آنکوایر^۶ (۱۹۸۰) برای فرانسه، کاوز^۷ (۱۹۸۶)،

1-Melitz

2-Bernard et al.

3-Wagner

4-Rapp

5-Glesjeret al.

6-Auquier

7-Caves

لیووشو^۱(۲۰۰۵) درکشورچین، برنارد و جنسن^۲(۱۹۹۹) برای ایالات متحده و در کشور لهستان و هم چنین مطالعه ی اخیر توسط تودو^۳(۲۰۰۹) در کشور ژاپن اشاره کرد. در سال های اخیر برخی از مطالعات نظری و تجربی تأثیر مثبت اندازه ی بنگاه بر عملکرد صادراتی بنگاه را مورد انتقاد قرار داده اند. استرلاچینی^۴(۲۰۰۱) نشان داده است که اندازه ی بنگاه می تواند تأثیر منفی بر صادرات بنگاه داشته باشد. وی چنین استدلال می کند که بنگاه های کوچک با گسترش تولید به بازارهای جهانی، به دلیل دستیابی به بازارهای جدید و گسترش تولید و برخورداری از صرفه های به مقیاس، احتمال کسب سود بیشتر و انگیزه ی بالایی برای صادرات دارند؛ درحالی که بنگاه های بزرگ در بازارهای داخلی از صرفه های به مقیاس بهره برده و گسترش تولید به بازارهای جهانی می تواند به زیان های به مقیاس برای آنها منجر شود.

لفه بره و لفه بره^۵(۲۰۰۱) نیز نشان داده اند که وجود رابطه ی مثبت تنها در سطوح پایین اندازه ی بنگاه محتمل است و در بین بنگاه های بزرگ این رابطه عکس و یا غیر معنی دار می شود و به عبارتی یک رابطه به شکل U معکوس بین اندازه ی بنگاه و صادرات آن وجود دارد.

واگنر^۶(۱۹۹۵) نیز در مطالعه ی تجربی که برای کشور آلمان انجام داده، نشان داده است که رابطه ی مثبت تنها تا یک نقطه ی آستانه ادامه دارد. مطالعات دیگری چون بناسورسی^۷(۱۹۹۲)، کومار و سیدارتان^۸(۱۹۹۴)، لفه بره و همکاران^۹(۱۹۹۸)، واکلین^۹(۱۹۹۸) و استرلاچینی^۹(۱۹۹۹ و ۲۰۰۱) نیز نشان دهنده ی وجود یک رابطه ی غیر خطی و به شکل U معکوس بین این دو متغیر بوده اند.

-
- 1-Liuand Shu
 - 2-Bernardand Jensen
 - 3-Todo
 - 4-Sterlacchini
 - 5-Lefebvreand Lefebvre
 - 6-Bonaccorsi
 - 7-Kumar and Siddharthan
 - 8-Lefebvre et al.
 - 9-Wakelin

۲-۲- بررسی تأثیر نوآوری در بنگاه بر عملکرد صادراتی بنگاه

رابطه بین نوآوری و پیشرفت تکنولوژی با تجارت خارجی در مطالعات نظری و تجربی در سطح کلان بسیار مورد توجه بوده است. اغلب این مطالعات بر این نکته تأکید کرده‌اند که نوآوری و پیشرفت تکنولوژی، قدرت رقابت کشور یا صنعت را در بازارهای جهانی افزایش می‌دهد (استرلاچینی، ۲۰۰۱). مطالعات خرد نیز نشان دهنده ی تأثیر مثبت نوآوری و تحقیق و توسعه در بنگاه بر قدرت رقابت بنگاه در بازارهای صادراتی است (پاپادوگونزو همکاران^۱، ۲۰۰۷). نوآوری در بنگاه از دو طریق می‌تواند رقابت‌پذیری و احتمال ورود بنگاه به بازارهای صادراتی را افزایش دهد:

- کاهش هزینه‌های تولید که معمولاً در نوآوری‌های مربوط به فرایند تولید اتفاق می‌افتد.

- نوآوری از طریق ایجاد تنوع در محصولات امکان افزایش قدرت رقابت غیر قیمتی را برای بنگاه فراهم می‌آورد. به عبارت دیگر نوآوری به ارتقای کیفی محصولات می‌انجامد و بنگاه را رقابت‌پذیرتر می‌کند. این اثر در نوآوری‌های مربوط به محصول بیشتر رخ می‌دهد (ماسون و واگنر^۲، ۱۹۹۴).

در اغلب مطالعات تجربی، نوآوری بنگاه با استفاده از مخارج تحقیق و توسعه ی (R&D) آن اندازه‌گیری شده است. در برخی مطالعات نیز تعداد حق اختراع های به ثبت رسیده توسط بنگاه و تعداد محصولات جدید تولید شده در بنگاه به عنوان شاخص نوآوری بنگاه در نظر گرفته شده است. اما در مجموع بیشتر این مطالعات نشان دهنده ی تأثیر مثبت نوآوری بر احتمال صادرات توسط بنگاه بوده‌اند. از جمله ی این مطالعات می‌توان به مطالعه گرینهالق و همکاران^۳ (۱۹۹۴) در انگلستان، استرلاچینی (۱۹۹۹) در کشور ایتالیا، آندرتن^۴ (۱۹۹۹ و ۱۹۹۹)، واگنر (۲۰۰۱) در کشور آلمان، روبر و لاو^۵ (۲۰۰۲) در دو کشور انگلستان و آلمان و پاپا دو گونز و همکاران (۲۰۰۷) در یونان اشاره کرد. برخی از مطالعات مانند لفه بره و

1-Papadogonas et al.

2-Mason and Wagner

3-Research and Development

4-Greenhalgh et al.

5-Anderton

6-Roper and Love

همکاران (۱۹۹۸) در کشور کانادا، بجتی و روسی^۱ (۲۰۰۰) در کشور ایتالیا و لیووشو (۲۰۰۵) در کشور چین نشان داده اند که مخارج R&D تأثیر معنی داری بر صادرات بنگاه ندارد، ولی سایر معیارهای نوآوری مثل نسبت نیروی کار با سطح علمی بالا تأثیر مثبت و معنی داری داشته است.

۳-۲- بررسی تأثیر مالکیت بنگاه بر عملکرد صادراتی بنگاه

همان طور که قبلاً نیز اشاره شد بر اساس مطالعات نظری مهم ترین عامل مؤثر بر ورود یک بنگاه به بازارهای صادراتی میزان بهره‌وری بنگاه می‌باشد (میلتر، ۲۰۰۳). نوع مالکیت یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر بهره‌وری است و بسیاری از اقتصاددانان اعتقاد دارند که بخش خصوصی نسبت به بخش عمومی از کارایی و بهره‌وری و در نتیجه قدرت رقابت بالاتری برخوردار است. یکی از دلایل عمده ای که برای این مساله ارائه می‌شود، دور بودن بنگاه‌های تحت مالکیت دولت از محیط رقابتی است، چرا که اغلب بنگاه‌های دولتی به دلیل برخورداری از حمایت‌های یارانه‌ای دولت انگیزه‌ای برای رقابت ندارند (پارکر و مارتین^۲، ۱۹۹۵). سایر عواملی که باعث بهره‌وری پایین بنگاه‌های دولتی می‌شوند عبارتند از:

- بنگاه‌های دولتی اهدافی غیر از حداکثرسازی سود دارند. برای مثال یکی از مهم ترین اهداف فعالیت‌های اقتصادی دولت‌ها توزیع درآمد است.
- اهداف مدیریتی در بنگاه‌های دولتی دقیقاً مشخص نشده و اغلب مبهم است.
- انگیزه‌ها به سختی قابل تعریف و توجیه می‌باشد.
- سهولت دسترسی به منابع مالی که به عدم انضباط مالی در بنگاه‌های دولتی می‌انجامد (فراکوئلی و اربتا^۳، ۲۰۰۰). در اغلب بنگاه‌های دولتی بروکراسی و سوء مدیریت وجود دارد. هم چنین استخدام نیروی کار با سطح مهارت بالاتر توسط بنگاه‌های خصوصی باعث برتری این بنگاه‌ها از لحاظ بهره‌وری نیروی کار می‌شود (باربریز و همکاران^۴، ۱۹۹۶؛ کلاسنز و جانکو^۵، ۱۹۹۹؛ گوپتا^۶، ۲۰۰۵).

1-Becchetti and Rossi

2-Parker and Martin

3-Fraquelli and Erbetta

4-Barberis et al.

5-Claessens and Djankov

6-Gupta

اگر چه همه ی این عوامل باعث می شود تا بنگاه ها با مالکیت خصوصی دارای بهره-وری و قدرت رقابت بالاتری باشند و توان ورود به بازارهای صادراتی در آن ها بیش تر باشد؛ برخی از مطالعات نیز بر این نکته تأکید کرده اند که ورود به بازارهای صادراتی نیازمند درجه ی معینی از ریسک پذیری است که در بنگاه های خصوصی به مراتب کمتر از بنگاه های دولتی می باشد (دوس اوقلو-گونر^۱، ۲۰۰۱). هم چنین بنگاه های دولتی از برخی معافیت های تعرفه ای و تخفیف در هزینه های حمل و نقل برخوردارند که ورود آن ها را به بازارهای صادراتی تسهیل می کند، بنابراین در ارتباط با تأثیر مالکیت بر عملکرد صادراتی بنگاه نمی توان نتیجه گیری کلی کرد. مطالعات تجربی نیز نتایج متناقضی را در پی داشته است. مطالعه ی میروودات و راگوسیسی^۲ (۲۰۱۱) و ماراندو^۳ (۲۰۱۱) نشان دهنده ی اثر مثبت و مطالعات هاگمجر^۴ (۲۰۰۷) نشان دهنده ی اثر منفی مالکیت خصوصی بر عملکرد صادراتی بنگاه است. به نظر می رسد که اثر این متغیر بر صادرات به عملکرد بخش خصوصی وابسته است و عدم کارایی این بخش می تواند اثر خصوصی-سازی بر صادرات را تضعیف و حتی معکوس کند.

۲-۴- بررسی تأثیر هزینه ی نیروی کار بر عملکرد صادراتی بنگاه

بر اساس تئوری سنتی موجودی نهاده^۵، یک صنعت کالاهایی را صادر می کند که نهاده مورد نیاز برای تولید آن در داخل کشور نسبت به سایر کشورها دارای وفور نسبی باشد. برای مثال اگر کشوری دارای نهاده ی نیروی کار فراوان باشد، دستمزد نیروی کار و در نتیجه هزینه ی مربوط به این نهاده در آن کشور پایین خواهد بود و این امر می-تواند یک مزیت برای ورود به بازارهای صادراتی کالاهای کاربر باشد. هم چنین واکلین (۱۹۹۸) نشان داده است که هزینه ی نیروی کار به ازای یک واحد محصول نشان دهنده ی سطح تکنولوژی بنگاه است و با ارتقای سطح تکنولوژی بنگاه، هزینه ی نیروی کار به ازای یک واحد محصول کاهش یابد و قیمت تمام شده ی محصول کاهش خواهد

1-Dosoglu-Guner

2-Miroudot and Ragoussis

3-Marandu

4-Hagemer

5-Factor Content

یافت و بنگاه در صادرات محصولات خود موفق تر خواهد بود. مطالعه ی لیو و شو(۲۰۰۵) در کشورچین نشان دهنده ی تأثیر منفی دستمزد سرانه بر شدت صادرات بنگاه ها است.

۲-۵- سایر متغیرهای مؤثر بر عملکرد صادراتی بنگاه

بر اساس تئوری سنتی موجودی نهاده در تجارت بین الملل، وفور نهاده های تولید در یک کشور عامل مهمی در افزایش حجم تجارت خارجی آن کشور به شمار می رود. براساس این تئوری، مطالعه ی واکلین(۱۹۹۸) در انگلستان، استرلاچینی(۱۹۹۹) در ایتالیا و ورمولن^۱(۲۰۰۴) در آلمان نشان دهنده ی تأثیر مثبت شدت سرمایه ی فیزیکی(نسبت سرمایه ی فیزیکی به نیروی کار) بر صادرات بنگاه بوده است. متغیر دیگری که مورد توجه محققان است کیفیت مهارت نیروی کار یا همان سرمایه ی انسانی است. با افزایش کیفیت نیروی کار انتظار می رود که بهره وری نیروی کار و در نتیجه هزینه های تولید کاهش یابد و بنگاه توان رقابت بیشتری داشته و امکان ورود به بازارهای جهانی را داشته باشد(پاپادو گونز و همکاران، ۲۰۰۷). لفه بره و لفه بره(۲۰۰۱) نشان داده اند که با افزایش سهم نیروی کار با سطح تحصیلات بالا در کل شاغلان، میزان صادرات بنگاه افزایش می یابد. از سوی دیگر براساس تئوری سنتی تجارت بین الملل(تئوری هیکشر-اوهلین) در کشورها با نیروی انسانی غیر ماهر فراوان، سرمایه گذاری در آموزش نیروی انسانی بسیار هزینه بر است و به کاهش صادرات می انجامد. چندین مطالعه تجربی نیز نشان دهنده ی اثر منفی سرمایه ی انسانی بر عملکرد صادراتی کشورهای اندونزی و برزیل بوده است(ویل مور^۲، ۱۹۹۲؛ رامستتر^۳، ۱۹۹۹؛ ون دیجک^۴، ۲۰۰۲).

۳- الگوی تجربی تحقیق

در بررسی عملکرد صادراتی بنگاه، اغلب مطالعات تجربی از الگوی ارائه شده در نمودار شماره ی یک استفاده کرده اند. در این مطالعه عملکرد صادراتی با استفاده از شدت صادرات و گرایش به صادرات اندازه گیری می شود. شدت صادرات با استفاده از

1-Vermeulen

2-Wilmore

3-Ramstetter

4-Van Dijk

نسبت صادرات هر بنگاه به تولید آن بنگاه سنجش، و گرایش به صادرات با یک متغیر مجازی اندازه گیری می شود. این متغیر برای بنگاه های دارای صادرات مقدار یک و برای سایر بنگاه ها مقدار صفر را اختیار می کند. اندازه ی بنگاه (L0GL): این متغیر با استفاده از لگاریتم تعداد شاغلان بنگاه اندازه گیری شده است.

نمودار شماره ی یک - الگوی مفهومی عوامل تعیین کننده ی عملکرد صادراتی بنگاه



منبع: لافونته و استوین^۱، ۲۰۱۱

متغیرهای توضیح دهنده ی عملکرد صادراتی بنگاه های صنعتی با توجه به پژوهش های مربوط به موضوع به شرح زیر است:

- نوآوری بنگاه (R): برای اندازه گیری نوآوری معمولاً دو روش در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار می گیرد؛ استفاده از ورودی نوآوری که معیار کمی آن مخارج R&D است و روش دوم استفاده از خروجی نوآوری است. در این مطالعه از مخارج R&D بنگاه به عنوان معیار نوآوری در بنگاه استفاده خواهد شد. اما با توجه به این که مقدار این مخارج در بنگاه ها کم است، از متغیر مجازی R برای نشان دادن وضعیت تحقیق و توسعه در بنگاه استفاده خواهد شد؛ مقدار یک را برای بنگاه های دارای تحقیق و توسعه و مقدار صفر را برای سایر بنگاه ها اختیار می کند.
- مالکیت بنگاه (O): برای نشان دادن اثر این متغیر بر صادرات بنگاه از یک متغیر مجازی استفاده می شود که این متغیر مجازی برای بنگاه های خصوصی عدد ۱ و برای بنگاه های دولتی عدد صفر را اختیار می کند.

- لگاریتم نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار بنگاه(LogK): این متغیر در برخی از مطالعات به منظور نشان دادن میزان دسترسی بنگاه به نهاده‌های تولید و در برخی دیگر برای نشان دادن سطح تکنولوژی بنگاه استفاده شده، ولی در هر دو حالت انتظار می رود که تأثیر مثبت بر صادرات بنگاه داشته باشد.
 - سرمایه ی انسانی بنگاه(H): این متغیر برابر نسبت تعداد نیروی کار با سطح تحصیلات لیسانس و بالاتر به کل شاغلان در نظر گرفته شده است.
 - لگاریتم هزینه ی نیروی کار به ازای یک واحد محصول(LogW): برابر لگاریتم نسبت دستمزد پرداختی به نیروی کار به کل شاغلان بنگاه است. این متغیر نیز نشان دهنده ی سطح تکنولوژی و در نتیجه بهره وری بنگاه است.
- براساس پژوهش های انجام گرفته، فرضیه‌های زیر در زمینه ی تأثیرات متغیرهای فوق بر متغیر وابسته الگو در نظر گرفته می شود و مورد آزمون قرار می گیرد.

جدول شماره ی یک - فرضیه‌های تحقیق

منبع	فرضیه
واگنر(۱۹۹۵)، لیووشو(۲۰۰۵)، هاگمجر(۲۰۰۷) و تودو(۲۰۰۹)	فرضیه ۱: اندازه ی بنگاه اثر مثبت بر شدت و گرایش به صادرات در بنگاه دارد.
لغه بره و لغه بره(۱۹۹۸)، واکلین(۱۹۹۸)، استرلاچینی(۲۰۰۱)	فرضیه ی ۲: در بنگاه های بزرگ تر اثر اندازه بنگاه بر شدت و گرایش به صادرات کاهش می یابد
استرلاچینی(۲۰۰۱)، پاپادوگونزو همکاران(۲۰۰۷)	فرضیه ی ۳: وجود واحد تحقیق و توسعه در بنگاه اثر مثبت بر شدت و گرایش به صادرات در بنگاه دارد.
میرودات و راگوسی(۲۰۱۱) و ماراندو(۲۰۱۱)	فرضیه ی ۴: خصوصی بودن بنگاه اثر مثبت بر شدت و گرایش به صادرات در بنگاه دارد.
واکلین(۱۹۹۸)، لیو و شو(۲۰۰۵)	فرضیه ی ۵: شدت سرمایه‌های فیزیکی بنگاه اثر مثبت بر شدت و گرایش به صادرات در بنگاه دارد.
استرلاچینی(۲۰۰۱) و ورمولن(۲۰۰۴)	فرضیه ی ۶: موجودی سرمایه‌های انسانی بنگاه اثر مثبت بر شدت و گرایش به صادرات در بنگاه دارد.
لغه بره و لغه بره(۱۹۹۸)	فرضیه ی ۷: هزینه ی نیروی کار در بنگاه اثر منفی بر شدت و گرایش به صادرات در بنگاه دارد.

۴- متدولوژی تحقیق

تمامی داده‌های آماری این مطالعه از طرح سرشماری کارگاه‌های صنعتی مرکز آمار ایران در سال ۱۳۸۶ به دست آمده است. علت استفاده از داده‌های آماری سال ۱۳۸۶ این است که داده‌های مربوط به سال های ۱۳۸۷ به بعد هنوز منتشر نشده و امکان دسترسی به آن ها مقدور نمی‌باشد. در سال ۱۳۸۶ این طرح شامل ۱۲۳۱۰ بنگاه فعال می‌باشد که از بین آن ها تعداد ۱۱۷۹ دارای صادرات بوده اند. برای تخمین الگو از روش توبیت و هکمن و نرم افزار استاتا^۱ استفاده شده که در این قسمت علت به کارگیری این روش ها به اختصار شرح داده می‌شود. در صورتی که بخش قابل توجهی از داده‌های مربوط به متغیر وابسته در نمونه ی مورد بررسی مقدار صفر را اختیار کند و در تخمین الگو، از کل اطلاعات نمونه استفاده شود، باید دو دسته ی متفاوت از متغیرهای توضیحی در الگو منظور شود؛ دسته ی اول متغیرهایی هستند که بر صفر یا غیر صفر بودن متغیر وابسته مؤثر می‌باشند و دسته ی دوم متغیرهای مؤثر بر میزان مقادیر غیر صفر متغیر وابسته هستند. در این حالت، استفاده از روش OLS به نتایج تورش داری منجر می‌شود؛ زیرا روش OLS بین این دو دسته از متغیرهای توضیحی تفاوتی قائل نشده و در نتیجه ضرایب برآورد شده تورش دار خواهد بود. از سوی دیگر در صورتی که نمونه ی مورد بررسی به مقادیر غیر صفر متغیر وابسته محدود شود، به دلیل تبعیت از یک ضابطه ی معین (انتخاب بنگاه‌هایی که صادرات دارند) در انتخاب نمونه، دچار تورش انتخاب نمونه^۲ می شود و در این حالت نیز استفاده از روش OLS به نتایج تورش داری می انجامد (وولدریج^۳، ۲۰۰۲: ۵۲۴-۵۲۵).

توبین^۴ (۱۹۵۸) برای حل مشکل تورش انتخاب نمونه، استفاده از روش توبیت و تخمین الگو به روش حداکثرسازی تابع راست نمایی (ML) را پیشنهاد می کند. در این روش هر دو گروه بنگاه‌های حاضر در نمونه، چه بنگاه‌های صادرکننده و چه بنگاه‌ها با صادرات صفر که به صورت بالقوه می‌توانند صادرکننده باشند، در تخمین الگو وارد و بدین گونه مشکل تورش انتخاب نمونه از بین می‌رود. با این وجود، مدل توبین توانایی

1-Stata
2-Sample selection Bias
3-Wooldridge
4-Tobin

جداسازی متغیرهای توضیحی مؤثر بر تصمیم اولیه برای شرکت در یک فعالیت(صادرات) و متغیرهای توضیحی مؤثر بر مقدار یا شدت آن فعالیت(صادرات) را ندارد، روش توبیت دو مرحله‌ای هکمن^۱ (۱۹۷۹) این مشکل را نیز حل می‌کند. این روش بر این فرض استوار است که متغیرهای توضیحی به دو دسته تقسیم می‌شوند؛ دسته ی اول متغیرهای مؤثر بر شرکت در فعالیت مورد نظر و دسته ی دوم متغیرهای تأثیرگذار بر میزان فعالیت می‌باشند. البته باید توجه داشت که این دو دسته از متغیرهای توضیحی مانع الجمع نیستند و ممکن است یکسان باشند. در این روش مدل توبیت به دو مدل پروبیت^۲ و مدل رگرسیون خطی تجزیه می‌شود. ابتدا در مدل پروبیت عوامل مؤثر بر شرکت عناصر نمونه در فعالیت مورد نظر تخمین زده می‌شود. در این مدل متغیر وابسته مقادیر ۰ و ۱ را اختیار می‌کند. سپس در الگوی رگرسیون خطی، عوامل مؤثر بر شدت فعالیت مورد نظر برآورد می‌شود. برای ارتباط دادن این دو الگو، براساس نتایج تخمین مدل پروبیت، متغیری به نام معکوس نسبت میلز^۳ محاسبه و به عنوان متغیر توضیحی در الگوی دوم وارد می‌شود. ضریب معکوس نسبت میلز نشان دهنده ی خطای ناشی از انتخاب نمونه است. بنابراین، در صورتی که ضریب این متغیر معنی‌دار باشد، می‌توان نتیجه گرفت که حذف متغیر وابسته با مقادیر صفر به ایجاد تورش منجر خواهد شد. البته باید توجه کرد که حتی اگر ضریب این متغیر بی‌معنی باشد، حذف مقادیر صفر متغیر وابسته به تخمین ضرایب بدون تورش اما غیرکارا منجر خواهد شد. در این مطالعه با توجه به این که تنها تعداد اندکی از بنگاه‌های صنعتی کشور، صادرات غیرصفر دارند و برای حجم بزرگی از نمونه، مقدار متغیر وابسته صفر می‌باشد، مطابق با مطالعه ی استرلاچینی(۲۰۰۱)، کره آ و همکاران^۴ (۲۰۰۷) و پاپا دو گونز و همکاران(۲۰۰۷) به دو روش توبیت و هکمن، اثر عوامل مؤثر بر عملکرد صادراتی بنگاه‌ها تخمین زده و نتایج مقایسه می‌شود.

1-Heckman
2-Probit
3-Inverse Mills Rati
4-Correa et al.

۵- یافته‌های تحقیق

در این بخش پیش از تخمین الگوی مطالعه، براساس اطلاعات جمع آوری شده، روابط برخی از متغیرهای توضیحی با صادرات بنگاه‌ها توصیف می‌شود. در جدول شماره ی یک میانگین شدت صادرات و انحراف معیار آن در سه گروه بنگاه‌های کوچک (با نیروی کار ۱ تا ۱۰ نفر)، متوسط (۱۱ تا ۵۰ نفر) و بنگاه‌های بزرگ (بیش از ۵۰ نفر) نشان داده شده‌است. همان طور که مشاهده می‌شود با افزایش اندازه ی بنگاه بر حسب تعداد کارکنان، میانگین شدت صادرات بنگاه نیز به صورت محسوسی افزایش یافته است. در جدول شماره ی دو میانگین شدت صادرات بین بنگاه‌های دارای واحد یا مخارج R&D و بنگاه‌هایی که مخارج R&D نداشته‌اند مقایسه شده است. بر اساس این جدول متوسط شدت صادرات بنگاه‌های دارای مخارج تحقیق و توسعه به مراتب بیش تر از سایر بنگاه ها است. جدول شماره ی سه نیز نشان می‌دهد که خصوصی بودن بنگاه بر خلاف انتظار نه تنها موجب صادرات بالا می‌شود بلکه نسبت به بخش دولتی، بنگاه‌های خصوصی دارای متوسط شدت صادرات پایین تری بوده‌اند.

جدول شماره ی یک - اندازه و صادرات بنگاه‌ها

نسبت صادرات به فروش		تعداد بنگاه در نمونه	تعداد کارکنان
انحراف معیار	میانگین		
۰/۱۱	۰/۰۱۳	۶۳۷	۱۰-۱
۰/۱۴	۰/۰۳۱	۷۷۵۲	۵۰-۱۱
۰/۱۶	۰/۰۴۷	۳۹۱۲	۵۱ نفر کارکن و بیشتر

منبع: طرح آمارگیری از کارگاه های صنعتی مرکز آمار، ۱۳۸۶

جدول شماره ی دو - مخارج R&D و صادرات بنگاه

نسبت صادرات به فروش		تعداد بنگاه در نمونه	وضعیت تحقیق و توسعه بنگاه
انحراف معیار	میانگین		
۰/۱۵	۰/۰۴۰	۴۲۷۶	بنگاه‌های دارای مخارج R&D
۰/۱۴	۰/۰۲۶	۸۰۲۵	سایر بنگاه‌ها

منبع: طرح آمارگیری از کارگاه های صنعتی مرکز آمار، ۱۳۸۶

جدول شماره ی سه - وضعیت مالکیت بنگاه صادرات بنگاه

نسبت صادرات به فروش		تعداد بنگاه در نمونه	مالکیت
انحراف معیار	میانگین		
۰/۱۴	۰/۰۳۰	۱۱۸۸۳	خصوصی یا تعاونی
۰/۱۴	۰/۰۴۰	۴۱۸	دولتی

منبع: طرح آمارگیری از کارگاه های صنعتی مرکز آمار، ۱۳۸۶

پس از تحلیل موضوع به صورت توصیفی، در این بخش به تخمین الگوی تحقیق به روش توبیت پرداخته می شود. نتایج تخمین مدل در جدول شماره ی چهار ستون ۱ گزارش شده است. در جدول شماره ی چهار و در ستون دوم و سوم این جدول، الگوی تحقیق در بین بنگاه های کوچک و متوسط (زیر ۵۰ نفر) و بنگاه های بزرگ (۵۰ نفر کارکن و بیش تر) به روش توبیت تخمین زده شده است. نتایج به دست آمده به صورت زیر است:

- متغیر اندازه ی بنگاه که با $LogL$ نشان داده شده است در هر سه نمونه ی مورد بررسی دارای ضریب مثبت و معنی دار می باشد. این پدیده نشان می دهد که بنگاه ها با اندازه ی بزرگ تر با احتمال بیشتری به بازارهای صادراتی وارد شده اند.
- ضریب متغیر مجازی تحقیق و توسعه (R) در هر سه نمونه ی مورد بررسی مثبت و کاملاً معنی دار است. این موضوع نشان دهنده ی نقش این مخارج در ارتقای نوآوری در بنگاه و افزایش کمی و کیفی محصول و در نتیجه سودآوری و رقابت پذیری بنگاه است.
- ضریب متغیر مجازی مالکیت (O) نشان دهنده ی تأثیر مثبت ولی بی معنی مالکیت بنگاه توسط بخش های غیر دولتی بر صادرات در کل نمونه و در میان بنگاه های بزرگ می باشد. در بنگاه های زیر ۵۰ نفر کارکن، این متغیر اثر مثبت و معنی دار بر صادرات دارد. بنابراین، بخش خصوصی تنها در بنگاه های کوچک تر به صورت کارا عمل می کند و در بنگاه های بزرگ مالکیت بخش خصوصی اثر معنی داری بر صادرات نداشته است. در کل نمونه نیز اثر این متغیر بی معنی است.

- ضریب متغیر لگاریتم شدت سرمایه ی فیزیکی (LogK) در کل نمونه و در بنگاه های بزرگ، مثبت و معنی دار است که نشان دهنده ی اثر مثبت پیشرفت تکنولوژیکی و موجودی نهاده بنگاه بر صادرات می باشد. اما بی معنی بودن این متغیر در میان بنگاه های کوچک و متوسط نشان دهنده ی اهمیت پایین سرمایه ی فیزیکی در احتمال صادرات بنگاه های کوچک و متوسط است.
 - شاخص دیگری که برای نشان دادن وضعیت تکنولوژی بنگاه و هم چنین فراوانی نهاده ی نیروی کار استفاده شده است لگاریتم نسبت سطح دستمزد به تولید بنگاه (LogW) می باشد. ضریب این متغیر نیز مطابق انتظار منفی بوده و مجدداً نشان دهنده ی اهمیت تکنولوژی بنگاه و فراوانی نیروی کار بر قدرت رقابت بنگاه و توان ورود او به بازارهای صادراتی است. کاهش هزینه ی دستمزد به ازای هر واحد محصول نشان دهنده ی کاهش به کارگیری نیروی کار در فرایند تولید و مکانیزه شدن این فرایند است و این اتفاق باعث افزایش سودآوری بنگاه و افزایش توان ورود او به بازارهای صادراتی می شود. اما باید توجه کرد که ضریب این متغیر در بین بنگاه های بزرگ معنی دار نمی باشد. این امر می تواند به دلیل پایین بودن هزینه ی نیروی کار از کل فروش این بنگاه ها باشد.
 - ضریب متغیر سرمایه ی انسانی (H) تأثیر مثبت و معنی دار بر احتمال صادرات در کل نمونه و در بین بنگاه های بزرگ دارد. در میان بنگاه های کوچک و متوسط اثر این متغیر معنی دار نمی باشد. بنابراین می توان نتیجه گرفت که بنگاه های بزرگ تر از توانایی های نیروی انسانی ماهر بهره بیش تری می گیرند.
 - ضریب لاگرانژ گزارش شده نشان دهنده معنی دار بودن هم زمان تمامی متغیرها در تخمین ها است.
- با توجه به این که در روش توییت ضرایب تخمینی، اثر متغیرهای توضیحی را بر احتمال متغیر وابسته نشان می دهند، بنابراین مقادیر ضرایب به دست آمده قابل تفسیر نیست. برای بررسی مقدار تأثیر هر یک از متغیرهای توضیحی بر صادرات بنگاه، اثرات نهایی آن ها به شرح جدول شماره ی پنج برآورد شده است. اثرات نهایی مقدار تغییر

متغیر وابسته به ازای یک واحد تغییر در متغیر توضیحی را نشان می‌دهد. بنابراین بر اساس این جدول، به ازای یک درصد تغییر در LogL مقدار نسبت صادرات بنگاه ۰/۰۲۴ افزایش می‌یابد. این مقدار در بنگاه‌های بزرگ، ۰/۰۲۹ و در بنگاه‌های کوچک و متوسط، ۰/۰۲۲ می‌باشد. بنابراین بر خلاف انتظار اثر اندازه ی بنگاه در بنگاه‌های بزرگ، بیش تر است. هم چنین بر اساس نتایج به دست آمده اثر نهایی متغیر سرمایه ی انسانی نسبت به سایر متغیرها قابل توجه است و نشان دهنده ی اهمیت این متغیر در توسعه ی صادرات بنگاه می‌باشد.

جدول شماره ی چهار - نتایج تخمین عوامل مؤثر بر صادرات به روش توبیت

بنگاه‌های کوچک		بنگاه‌های بزرگ		کل نمونه		نمونه
ضریب	آماره ی t	ضریب	آماره ی t	ضریب	آماره ی t	متغیر
۰/۴۸	۷/۴۰*	۰/۱۴	۱۰/۰۷*	۰/۲۵	۱۹/۴۹*	LogL
۰/۲۲	۳/۶۴*	۰/۱۰	۴/۱۹*	۰/۱۴	۵/۴۰*	R
۰/۶۸	۲/۱۰*	۰/۰۲	۰/۵۶	۰/۰۹	۱/۵۹	O
۰/۲۴	۰/۸۵	۰/۲۳	۱/۸۴***	۰/۲۶	۲/۰۵**	H
۰/۰۴	۱/۵۱	۰/۰۵	۴/۶۶*	۰/۰۵	۴/۱۳*	LogK
-۰/۲۳	-۲/۸۵*	-۰/۰۲	-۰/۵۸	-۰/۰۸	-۲/۴۸**	LogW
-۱/۱۲	-۰/۷۸	-۱/۸۲	-۳/۴۳*	-۱/۵۸	-۲/۶۶*	عرض از مبدا
۱۰۱/۳۶		۲۲۲/۵۶		۷۹۴/۸۴		LR chi2
-۰/۰۹		۰/۰۷		۰/۱۱		Pseudo R2
-۱۶۳۷/۴۴۷۷		-۱۵۰۸/۹۰۳۹		-۳۳۶۳/۳۷		Log Likelihood
۷۹۹۷	سانسور شده	۳۱۱۹	سانسور شده	۱۱۱۲۲	سانسور شده	تعداد مشاهدات
۳۹۲	سانسور نشده	۷۸۷	سانسور نشده	۱۱۷۹	سانسور نشده	

* معنی دار در سطح اطمینان ۹۹ درصد- ** معنی دار در سطح اطمینان ۹۵ درصد- *** معنی دار در سطح اطمینان ۹۰ درصد

جدول شماره ی پنج - نتایج تخمین اثرات نهایی روش توبیت

بنگاه‌های کوچک	بنگاه‌های بزرگ	کل نمونه	نمونه
۰/۰۲۲	۰/۰۲۹	۰/۰۲۴	LogL
۰/۰۱	۰/۰۲۰	۰/۰۱۳	R
۰/۰۳	۰/۰۰۵	۰/۰۰۹	O
۰/۰۱	۰/۰۴۷	۰/۰۲۴	H

۰/۰۰۲	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	LogK
-۰/۰۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۸	LogW

پس از تخمین الگو به روش نویبت در این قسمت به برآورد الگوی تحقیق با استفاده از روش حکمن پرداخته می شود. نتایج این برآورد در جدول شماره ۱ شش ارائه شده است. نتایج به دست آمده از این تخمین به شرح زیر است:

الف- الگوی پروبیت

از بین متغیرهای توضیحی، اندازه ی بنگاه، مخارج تحقیق و توسعه، سرمایه ی انسانی و شدت سرمایه ی فیزیکی بنگاه اثر مثبت و معنی دار بر احتمال صادرات بنگاه دارند. اثر متغیر مجازی مالکیت مثبت و بی معنی و اثر متغیر LogW منفی و بی معنی است.

ب- الگوی رگرسیون خطی

از بین متغیرهای توضیحی تنها دو متغیر LogK و LogW اثر معنی دار بر شدت صادرات بنگاه دارند. اثر LogK بر شدت صادرات مثبت است؛ به گونه ای که به ازای یک درصد افزایش در LogK میزان شدت صادرات بنگاه به اندازه ی ۰/۰۷ افزایش می یابد. اثر LogW بر شدت صادرات منفی است و با افزایش یک درصدی در این متغیر، شدت صادرات به میزان ۰/۱۳ کاهش می یابد.

ضریب عکس نسبت میلزدر الگوی رگرسیون خطی معنی دار است که نشان دهنده ی لزوم استفاده از روش حکمن برای پرهیز از تورش انتخاب نمونه است. نتیجه ی آزمون والد در انتهای جدول شماره ۱ شش نشان دهنده ی عدم وجود مشکل ناهمسانی واریانس در الگوی حکمن می باشد.

جدول شماره ۱ شش- تخمین الگو به روش حکمن

الگوی رگرسیون خطی		الگوی پروبیت		نمونه
آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	متغیر
۱/۳۹	۰/۲۷	۲۶/۱۲*	۰/۴۴	LogL
۱/۰۲	۰/۱۳	۶/۶۲*	۰/۲۵	R
۰/۲۴	۰/۰۳	۱/۲۸	۰/۱۱	O
۰/۴۸	۰/۱۶	۲/۸۶*	۰/۵۳	H
۲/۰۵**	۰/۰۷	۴/۶۲*	۰/۰۶	LogK
-۲/۰۷**	-۰/۱۳	-۱/۱۲	-۰/۰۶	LogW

عرض از مبدا	-۳/۸۲	-۴/۳۷*	-۱/۹۲	-۰/۸۲
عکس نسبت میلزλ	۱/۸۷**			
آماره کای-دو والد	۸/۶۶Prob.(۰/۱۹۳۸)			

* معنی دار در سطح اطمینان ۹۹ درصد- ** معنی دار در سطح اطمینان ۹۵ درصد

۵- نتیجه گیری

مطالعه ی حاضر با بهره گیری از داده‌های آماری ۱۲۳۰۱ بنگاه که از طرح سرشماری کارگاه‌های صنعتی از سوی مرکز آمار حاصل شده است و هم چنین با به کارگیری روش های تخمین مدل های گسسته به بررسی برخی از مهم ترین عوامل مؤثر بر عملکرد صادراتی بنگاه‌های صنعتی در ایران پرداخته و نتایج زیر به دست آمده است:

- اندازه ی بنگاه تأثیر مثبت و معنی دار بر احتمال صادرات بنگاه دارد و در بنگاه های بزرگ تر این اثر بیشتر است. بنابراین، فرضیه ی اول این مطالعه تأیید شده است، ولی نمی‌توان فرضیه ی دوم را پذیرفت. به عبارت دیگر، اثراندازه ی بنگاه بر عملکرد صادراتی بنگاه نه تنها در بنگاه های بزرگ تر کاهش نمی‌یابد، بلکه بیشتر نیز می‌باشد. این نتیجه لزوم اعمال سیاست های حمایتی در جهت رشد بنگاه‌های صنعتی موجود را برای افزایش صادرات صنعتی مورد تأکید قرار می‌دهد.
- نوآوری در بنگاه و سطح تکنولوژی بنگاه که با متغیرهایی هم چون مخارج R&D، نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار و هزینه ی نیروی کار به ازای یک واحد محصول اندازه‌گیری شده تأثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات بنگاه‌ها دارد. بنابراین فرضیه ی سوم، پنجم و هفتم مطالعه تأیید می‌شود. بر اساس این نتیجه گیری می‌توان عنوان کرد که سیاست های تشویقی بنگاه‌ها برای افزایش مخارج تحقیق و توسعه و ارتقای تکنولوژی تولید می تواند در افزایش صادرات صنعتی کشور مؤثر واقع شود. هم چنین نتایج نشان می‌دهد که دو متغیر شدت سرمایه و هزینه نیروی کار تنها عواملی هستند که شدت صادرات را متأثر می کنند. در نتیجه، تجهیز مالی بنگاه‌ها و مساعدت آن ها در جهت دستیابی به تکنولوژی پیشرفته می‌تواند توسعه ی صادرات را تسریع بخشد.

- بر خلاف انتظار عملکرد بخش خصوصی در حوزه ی صادرات در مقایسه با بخش دولتی نه تنها رضایت بخش نبوده است بلکه بنگاه‌های دولتی میانگین صادرات بیش تری نسبت به بنگاه‌های غیر دولتی داشته‌اند. این پدیده اگرچه می‌تواند به دلیل اندازه ی بزرگ تر بنگاه‌های دولتی باشد، در عین حال نشان دهنده ی عدم کارایی بخش خصوصی در بخش صنعت است. بنابراین، فرضیه ی چهارم مطالعه را نمی‌توان تأیید کرد. با توجه به این که تعداد زیادی از کارگاه‌های صنعتی توسط نهادهای غیردولتی از جمله بخش تعاونی و خصوصی اداره می‌شود. تقویت این بخش ها و انجام اقدامات مقتضی برای افزایش کارایی این بخش ها می‌تواند در افزایش صادرات صنعتی مؤثر واقع شود. هم چنین نتایج نشان می‌دهد که مالکیت بخش خصوصی در بنگاه‌هایی که تعداد کارکنان آن ها زیر ۵۰ می‌باشد اثر بخش بوده و به بهبود صادرات این بنگاه‌ها منجر شده است. این موضوع نشان می‌دهد که افزایش اندازه ی بنگاه و مشکلات ناشی از اداره ی بنگاه‌های بزرگ از قبیل نیاز به منابع مالی زیاد عملکرد صادراتی بخش خصوصی را مختل می‌کند. براین اساس حمایت از بنگاه‌های خصوصی بزرگ و تشویق آن ها به صادرات می‌تواند در بهبود صادرات صنعتی مفید باشد.
 - نتایج این مطالعه نشان دهنده غیرمعنی‌دار بودن اثر سطح تحصیلات کارکنان بر صادرات بنگاه است. براین اساس فرضیه ی ششم مطالعه تأیید نمی‌شود. می‌توان این امر را ناشی از عدم انطباق نظام آموزشی کشور با نیازهای بخش صنعت دانست. بنابراین حرکت مجموعه ی دانشگاهی کشور به سمت تربیت نیروی انسانی با سطح مهارت های مناسب و سازگار با نیاز بازارکار بخش صنعت می‌تواند در افزایش بهره‌وری نیروی کار و در نتیجه رقابت‌پذیری محصولات صنعتی در بازارهای جهانی مفید به فایده باشد.
- برای مطالعات آتی نیز پیشنهاد می‌شود از طریق به کارگیری ابزار پرسش نامه سایر عوامل مؤثر بر عملکرد صادراتی بنگاه را از جمله عوامل مدیریتی و محیطی مورد بررسی قراردهند. هم چنین موضوع حاضر را می‌توان درمیان بنگاه های خدماتی نیز مورد مطالعه قرار داد و نتایج را مقایسه کرد.

منابع

- Anderton B.(1999)« UK Trade Performance and the Role of Product Quality, Innovation and Hysteresis: Some Preliminary Results», *Scottish Journal of Political Economy*, 46, pp. 570-595.
- Anderton, B.(1999)« Innovation, Product Quality, Variety and Trade Performance: an Empirical Analysis of Germany and the UK», *Oxford Economic Papers* 51, pp. 152-167.
- Auquier, A. (1980)« Sizes of firms, exporting behaviour, and the structure of the French industry», *The Journal of Industrial Economics*, 29, pp. 203-218.
- Barberis, N., Boycko, M., Shleifer, A., Tsukanova, N(1996)« How Does Privatization Work? Evidence from the Russian shops», *Journal of Political Economy*, Volume 104, pp. 764-790.
- Becchetti, L., and S. Rossi (2000)«The Positive Effect of Industrial District on the Export Performance of Italian Firms», *Review of Industrial Organization*, 16 (1): 53-68.
- Bernard, A. B., and J. B. Jensen (1999) «Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?», *Journal of International Economics*, 47 (1): 1-25.
- Bernard, Andrew B. and J. Bradford Jensen and Peter K. Schott(2003)« Falling Trade Costs, Heterogeneous Firms, and Industry Dynamics», *Yale School of Management Working Papers*, ysm357, Yale School of Management.
- Bonaccorsi, A. (1992)« On the Relationship between Firm Size and Export Intensity», *Journal of International Business Studies*, 23 (4): 605-635.
- Caves, R. (1986) Exporting behavior and market structure: evidence from the United State, In Jong, H., and Sheperd, W.G. (Eds), *Mainstreams in Industrial Organizations*, Martinus Nijhof, Dordecht, pp. 189-210.

- Claessens, Stijn, and Simeon Djankov (1999)« Ownership Concentration and Corporate Performance in the Czech Republic», *Journal of Comparative Economics*, Vol. 27(3): 498-513.
- Correa, P., M. Dayoub and M. Francisco (2007) Identifying Supply-Side Constraints to Export Performance in Ecuador: an exercise with investment climate survey data, *World Bank Policy Research Working Paper*, 4179, March.
- Dosoglu-Guner, B. (2001) Can organizational behavior explain the export intention of firms? The effects of organizational culture and ownership type, *International Business Review*, **10** (2001), pp. 71-89
- Fraquelli, Giovanni and Fabrizio Erbetta (2000) Privatisation in Italy: an Analysis of Factor Productivity and Technical Efficiency', pp. 537 and 557 in Parker, David (Ed.), *Privatisation and Corporate Performance*. Aldershot: Edward Elgar.
- Glesjer, H., Jacquemin, A. and Petit, J. (1980)« Exports in an imperfect competition framework: an analysis of 1446 exporters», *Quarterly Journal of Economics*, 94, pp. 507-524.
- Greenhalgh, C., Taylor, P., Wilson, R. (1994) Innovation and Export Volumes and Prices: a Disaggregated Study, *Oxford Economic Papers*, 46, pp. 102-134.
- Gupta, N.(2005)«Partial Privatization and Firm Performance», *Journal of Finance* 60 (2), 987-1015.
- Hagemeyer, Jan (2007) *Factors driving the firms decision to export*, Firm-level evidence from Poland,MPRA Paper 17717, University Library of Munich, Germany.
- Heckman, James(1979)« Sample Selection as a Specification Error». *Econometrica*, Vol. 47, No. 1 (Jan., 1979), pp. 153-161.
- Helpman, Elhanan, and Paul R. Krugman (1985) *Market Structure and Foreign Trade. Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*, Cambridge, MA: MIT Press.

- Kumar, N., and N. S. Siddharthan (1994)« Technology, Firm Size and Export Behaviour in Developing Countries: The Case of Indian Enterprises», *Journal of Development Studies* 31 (2): 289-309.
- Lafuente, E., Stoian, C. (2011) Time to Have a Look at Export Behaviour in CEE Emerging Markets? Internal Export Determinants in the Romanian SMEs Context, *CEBR* working paper series WP 01/2011.
- Lefebvre, E., and L. A. Lefebvre (2001) Innovative Capabilities as Determinants of Export Behavior and Performance: A Longitudinal Study of Manufacturing SMEs. In A. Kleinknecht and P. Mohnen (eds.), *Innovation and Firm Performance*. Econometric Exploration of Survey Data. London: Palgrave.
- Lefebvre, E., L. A. Lefebvre, and M. Bourgault (1998)«R&D-Related Capabilities as Determinants of Export Performance». *Small Business Economics*, 10 (5): 365-377.
- Liu, X. and Shu, C, (2005) Determinants of Export Performance: Evidence from Chinese Industries, *Macroeconomics working paper*, No. 213, East Asian Bureau of Economic Research.
- Li, Lan(2010)« An Empirical Analysis of Relationship between Export and Energy Consumption in Shandong Province», *International Journal of Business and Management*, Vol5, No3.
- Marandu, Edward E.(2011)«Structural Factors Associated with the Export Performance of Manufacturing Firms», *Journal of International Business and Cultural Studies*, Volume 5.
- Mason, C. and Wagner, K. (1994) Innovation and the Skill Mix: Chemicals and Engineering in Britain and Germany, *National Institute Economic Review*, May, pp. 61-72.
- McDonald, J.F. and R.A. Moffitt(1980) «The Uses of Tobit Analysis». *The Review of Eco. Stat.*, 62: 318–21.

- Melitz, M. (2003)« The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity», **Econometrica** 71 (6): 1695–1726.
- Marandu, Edward E. (2011)« Structural Factors Associated with the Export Performance of Manufacturing Firms», **Journal of International Business and Cultural Studies**, Volume 5
- Papadogonas, Theodore and Fotini Voulgaris and George Agiomirgianakis (2007) Determinants of export behavior in the Greek manufacturing sector, **Operational Research**, 7(1): 121-135.
- Parker, David, Martin, Stephen (1995)«The Impact of UK Privatisation on Labour and Total Factor Productivity», **Scottish Journal of Political Economy**, 42(2 (May)), 201-20.
- Ramstetter, ED (1999)«Trade Propensities and Foreign Ownership Shares in Indonesian Manufacturing», **Bulletin of Indonesian Economic Studies**, v. 35.
- Rapp, W. (1976) **Firm size and Japan's export structure**, In: **Patrick, H.** (Ed.). Japanese Industrialization and its Social Consequences, The University of California Press, Berkeley, pp. 201-248.
- Roper, S. and Love, J.H. (2002)«Innovation and export performance: evidence from the UK and German manufacturing plants», **Research Policy**, 31, pp. 1087-1102.
- Sterlacchini, A. (1999)« Do Innovative Activities Matter to Small Firms in Non- R&D-Intensive Industries? An Application to Export Performance», **Research Policy**, 28, pp. 819-832.
- Sterlacchini, Alessandro (2001)« The Determinants of Export Performance: A Firm-Level Study of Italian Manufacturing» **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 137, pp- 450-472.
- Tobin, J. (1958)«Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables», **Econometrica** 26, 24-36.

- Todo, Yasuyuki(2009)« Quantitative Evaluation of Determinants of Export and FDI: Firm-Level Evidence from Japan», *RIETI Discussion Paper*, No. 09-E-19, May 2009.
- Van Dijk, Michiel (2002) *The Determinants of Export Performance in Developing Countries: The Case of Indonesian Manufacturing*, Working Paper 02.02, Eindhoven Centre for Innovation Studies, The Netherlands.
- Vermeulen, P. (2004)« Factor content, size, and export propensity at the firm level», *Economics Letters*, 82, 249-252.
- Wagner, J. (1995)«Exports, Firm Size and Firm Dynamics», *Small Business Economics*, 7(1), pp. 29-39.
- Wagner J. (2001)« A Note on the Firm Size-Export Relationship», *Small Business Economics*, 17(4), pp. 229-237.
- Wakelin, K. (1998)« Innovation and Export Behavior at the Firm Level», *Research Policy*, 26, pp. 829-841
- Wilmore, L. (1992)«Transnationals and foreign trade: Evidence from Brazil». *Journal of Dev. Studies*. 28 (2), pp. 314-335.
- Wooldridge, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press

بررسی عوامل موثر بر عملکرد صادراتی شرکت های تولیدی (۱۵۱)

جدول شماره ی یک - پیوست - نتایج تخمین عوامل موثر بر صادرات به روش توبیت در کل نمونه

```
. dtobit2 x ll r o h lk lw, ll(0)
```

Tobit estimates

Log likelihood = -3363.3732

Number of obs	=	12301
LR chi2(6)	=	794.84
Prob > chi2	=	0.0000
Pseudo R2	=	0.1057

x	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ll	.2474926	.0126984	19.49	0.000	.2226018 .2723835
r	.1401451	.0259561	5.40	0.000	.089267 .1910232
o	-.0918071	.0575855	1.59	0.111	-.0210694 .2046837
h	.258539	.1262583	2.05	0.041	.011053 .506025
lk	-.0461468	.0111871	4.13	0.000	-.0242184 -.0680752
lw	-.0823967	.0332802	-2.48	0.013	-.1476312 -.0171622
_cons	-1.58142	.5895135	-2.68	0.007	-2.736959 -.4258809
_se	.7154955	.0177863	(Auxiliary parameter)		

Obs. summary: 11122 left-censored observations at x<=0
1179 uncensored observations

Name	Marginal Effects at Observed Censoring Rate		
	Unconditional Expected Value	Conditional on being uncensored	Probability uncensored
ll	.02372115	.0412901	.05884686
r	.01343233	.02338092	.0333226
o	-.00879933	-.01531651	-.02152918
h	.0247799	.04313301	.06147339
lk	-.00442298	-.00769884	-.01097242
lw	-.00789738	-.01374654	-.01959164

جدول شماره ی دو - پیوست - تخمین عوامل موثر بر صادرات به روش توبیت (بنگاه- های ۵۰ نفر و بیشتر)

```
. dtobit2 x ll r o h lk lw if l>49, ll(0)
```

Tobit estimates

Log likelihood = -1578.7498

Number of obs	=	3912
LR chi2(6)	=	213.54
Prob > chi2	=	0.0000
Pseudo R2	=	0.0633

x	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ll	.1429131	.0141199	10.12	0.000	.11523 .1705961
r	.0918423	.0242393	3.79	0.000	.0443195 .1393651
o	-.0248176	.0430188	0.58	0.564	-.0595238 .109159
h	.2198165	.1272658	1.73	0.084	-.0296973 .4693302
lk	-.0469263	.0100826	4.65	0.000	-.0271586 -.066694
lw	-.0239707	.0306961	-0.78	0.435	-.0841526 .0362111
_cons	-1.736057	.5408222	-3.21	0.001	-2.796378 -.6757362
_se	.4885721	.0142609	(Auxiliary parameter)		

Obs. summary: 3125 left-censored observations at x<=0
787 uncensored observations

Name	Marginal Effects at Observed Censoring Rate		
	Unconditional Expected Value	Conditional on being uncensored	Probability uncensored
ll	.02875066	.03132493	.0821809
r	.01847645	.02013079	.05281309
o	-.0049927	-.00543974	-.01427114
h	.04422177	.0481813	.12640353
lk	-.00944044	-.01028571	-.02698455
lw	-.00482233	-.00525411	-.01378414

جدول شماره ی سه - پیوست- تخمین عوامل مؤثر بر صادرات به روش توبیت(بنگاه- های کمتر از ۵۰ نفر)

```
. dtobit2 x ll r o h lk lw if l<=50, ll(0)
```

Tobit estimates

Log Likelihood = -1637.4477

	Number of obs	=	8389
	LR chi2(6)	=	101.36
	Prob > chi2	=	0.0000
	Pseudo R2	=	0.0300

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ll	.4757132	.0642823	7.40	0.000	.349704 .6017224
r	-.2237953	.06147	-3.64	0.000	-.3442988 -.0429118
o	.6767854	.3222542	2.10	0.036	.0450876 1.308483
h	-.2434969	.2857671	-0.85	0.394	-.8166772 .3094833
lk	-.0426549	.0281763	-1.51	0.130	-.1025772 .0172674
lw	-.2260535	.0793923	-2.85	0.004	-.381682 -.070425
_cons	-1.129049	1.454494	-0.78	0.438	-3.980216 1.722118
_se	1.138215	.0512593			(Auxiliary parameter)

Obs. summary: 7997 left-censored observations at x=0
392 uncensored observations

Name	Marginal Effects at Observed Censoring Rate		
	Unconditional Expected Value	Conditional on being uncensored	Probability Uncensored
ll	.02222906	.06452943	.04083363
r	-.01045747	-.03035733	-.01920984
o	.03162473	.09180442	.058093
h	-.01137809	-.03302982	-.02090097
lk	-.0019317	-.00578604	-.00366135
lw	-.010563	-.03066365	-.01940368

جدول شماره ی چهار پیوست- نتایج تخمین عوامل مؤثر بر صادرات به روش همکن

```
. heckman x ll r o h lk lw, select(x2=ll r o h lk lw) twostep
note: two-step estimate of rho = 1.0759158 is being truncated to 1
```

Heckman selection model — two-step estimates (regression model with sample selection)

	Number of obs	=	12301
	Censored obs	=	11122
	Uncensored obs	=	1179
	Wald chi2(6)	=	8.66
	Prob > chi2	=	0.1938

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
x					
ll	-.2682395	.1933699	-1.39	0.165	-.6472376 .1107586
r	-.1254369	.1226265	-1.02	0.306	-.3657805 .1147066
o	.0272429	.1120666	0.24	0.808	-.1924036 .2468895
h	-.1557988	.3241158	-0.48	0.631	-.8194564 .5079518
lk	-.0752248	.0367187	-2.05	0.040	-.1471921 -.0032575
lw	-.1272692	.0614489	-2.07	0.038	-.2477069 -.0068315
_cons	-1.923543	2.325012	-0.83	0.408	-6.480484 2.633397
x2					
ll	-.4377548	.0167592	-26.12	0.000	-.4706023 -.4049074
r	-.2454968	.037064	-6.62	0.000	-.3181409 -.1728528
o	-.1091482	.0851661	-1.28	0.200	-.2760707 .0577743
h	-.5252872	.1838993	-2.86	0.004	-.8857232 -.1648512
lk	-.0755504	.0163609	-4.62	0.000	-.1076171 -.0434836
lw	-.0555572	.0494233	-1.12	0.261	-.1524251 .0413107
_cons	-3.815354	.8731688	-4.37	0.000	-5.526733 -2.103974
mills					
lambda	1.05833	.5651249	1.87	0.061	-.0492941 2.165955
rho	1.00000				
sigma	1.0583304				
lambda	1.0583304	.5651249			