2nd International & 4th National Conference on Management and Humanistic Science Research
21 December 2017-Tehran University
دومین همایش بین المللی و چهارمین همایش ملی پژوهش های مدیریت و علوم انسانی
دانشگاه تهران – ۳۰ آذر ۹۶

بررسی نقش صنایع کوچک و متوسط در صادرات غیر نفتی استان خوزستان: رویکرد ARDL

عبدالرضا ارسطو
کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی
a.rezaarastoo1370@gmail.com

محمد جواد نظرزاده
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی
mjnazar@gmail.com

چکیده

طی سال‌های اخیر، بنگاه‌های کوچک و متوسط اشاعه دهنده پیشرفت‌های تکنولوژیک بوده است و در سایه تحولات صورت گرفته به تدریج دوره تولید انبوه به پایان رسیده است. امروزه بنگاه‌های کوچک و متوسط بستری برای خلاقیت و به کارگیری نوآوری‌ها و عامل محرک نظام‌های اقتصادی مطرح می‌شوند. این قابلیت‌ها از طریق تخصصی شدن کارها و خدمات کارآفرینی خلاق، پیشرفت‌های ناشی از اختراعات کوچک، کاهش هزینه‌های ناشی از فرایند بروکراسی و... فراهم می‌گردد. قابلیت‌های مذکور نیاز به توجه برای تسهیل تجارت بنگاه‌های کوچک و متوسط را ضروری می‌سازد. صادرات و بین‌المللی شدن برای بقای بسیاری از کسب و کارهای کوچک لازم است، زیرا بازارهای خارجی توان بالقوه زیادی در ارتقای رشد فروش، افزایش کارائی و بهبود کیفیت دارند. در صادرات، کالاها در کشور اصلی تولید و به بازارهای خارج از آن کشور صادر می‌شود. از این رو هدف این مطالعه بررسی نقش صنایع کوچک و متوسط در توسعه صادرات غیر نفتی استان خوزستان طی دوره زمانی 1381-1392به روش الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (**ARDL**) بود. نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ ارز، ارزش افزوده صنایع کوچک، شاخص قیمت کالای صادراتی اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات صنایع کوچک و متوسط در استان خوزستان داشته است.

واژگان کلیدی: صنایع کوچک و متوسط (SME)، صادرات، ARDL، استان خوزستان

Archive of SID
www.SID.ir

بیان مساله

تحولات پیچیده و سریع چند دهه اخیر و نیز شتاب‌گیری روند جهانی شدن موجب شده است جوامع گوناگون تلاش کنند بیش از پیش خود را برای پذیرش تحول آماده کنند. آنچه که تا چند دهه پیش به عنوان یک امتیاز اقتصادی تلقی می‌شد، عبارت بود از برپایی و فعال نگهداشتن شرکت‌های بزرگ و چنین استدلال می‌شد که هرچه این شرکت‌ها بزرگتر باشند، اقتصاد پویاتر و قدرتمندتر می‌گردد. اگرچه این تفکر طی چندین دهه رونق گرفت و برپایه آن شرکت‌های غول پیکری هم پدیدار شدند؛ ولی تحولات اخیر و به‌ویژه فشارهای جمعیتی، نوآوری‌های لحظه به لحظه، پیچیده‌تر شدن فرایندهای مدیریتی و تصمیم‌گیری، نیاز به تصمیم‌گیری‌های آنی و ضروری و تجارب حاصل از فعالیت‌های بنگاه‌های خرد و متوسط **(SMEs)**[1] اهمیت این بنگاه‌ها را نمایان ساخته است. واحدهای تولیدی صنعتی کوچک و متوسط نقش اساسی در ایجاد توسعه زنجیره‌های تولیدی دارد که در نهایت به تامین اشتغال، افزایش تولید ملی و نیز توسعه صادرات و حضور در بازارهای جهانی کمک بسیاری کرده است (گرمیدس،[2] 2006). امروزه در اکثر کشورهای جهان صنایع کوچک و متوسط از جنبه‌های مختلف اجتماعی، تولید صنعتی و ارائه خدمات در حال نقش آفرینی هستند و در بسیاری از کشورها این واحدها تامین کنندگان اصلی اشتغال جدید، مهد تحول و نوآوری و پیشرو در ابداع فناوری‌های جدید هستند. از طرف دیگر این بنگاه‌ها با صادرات قابل توجه نقش موثری در توسعه این بنگاه‌ها در ساختار صنعتی خود دارند. وجود چالش‌های محیطی و تغییر در فرآیندهای مدیریتی نیز نقش این موسسات را برجسته‌تر ساخته است و سیاست‌های کوچک سازی، برون سپاری فعالیت‌ها، تجدید ساختار، مهندسی مجدد و به ویژه ترغیب کارآفرینی در عصر جهانی شدن، سرعت بخشیدن به ایجاد موسسات کارآفرینانه کوچک و متوسط را نهادینه ساخته است (چانگ و همکاران،[3] 2014). پن روز[4] (2010)، به عنوان یک اقتصاددان، در نظریه اقتصادهای حاشیه ای خود اظهار می‌کند که "در شرایط شکوفایی و رونق اقتصادی، ایجاد فرصت‌های رشد برای صنایع کوچک و متوسط، بسیار راحت‌تر و سریع‌تر از توسعه صنایع بزرگ است". بر اساس این نظریه، در مراحل ابتدایی بروز شرایط رشد عمومی و باز شدن افق‌های جدید توسعه و گسترش فعالیت‌های تولیدی، صنایع بزرگ به سبب محدود بودن زمینه‌های توسعه و اقتصادی نبودن افزایش ظرفیت‌ها ترجیح می‌دهند که سرمایه خود را در افزایش تولیدات جاری صرف نمایند، تا اینکه آن را صرف سرمایه گذاری در تولیدات جدید نمایند، چرا که زمان ثمردهی آن‌ها طولانی بوده و هزینه‌های تبلیغات و بازاریابی سنگینی را نیز به این صنایع تحمیل می‌کند. برعکس در بنگاه‌های کوچک این نوع محدودیت‌ها وجود ندارد، چرا که آن‌ها با هزینه‌های عمومی کم و ظرفیت محدود ماشین آلات، انعطاف پذیری بیشتری دارند. به‌علاوه به‌کارگیری ماشین آلات جدید با فناوری پیشرفته، موجب افزایش این مزیت در آن‌ها گشته و امکان رشد را در صنایع کوچک به شدت افزایش می‌دهد. (کفچه، 1384). طی دهه‌های اخیر وحدت بازارها و افزایش آگاهی مصرف‌کنندگان موجب تغییر در ساختار تقاضا گشته است. از آنجا که صنایع بزرگ به سبب ساختار خاص خود، انعطاف لازم در جوابگویی به تنوع طلبی مصرف‌کنندگان را ندارند، زمینه رشد صنایع کوچک، بیش از پیش، فراهم شده است. عوامل دیگری نیز در حرکت به سمت صنایع کوچک موثر بوده‌اند (اسوتلیسک و همکاران،[5] 2015). از جمله؛ تمایل صنایع بزرگ در بازگشت به تخصص‌های اصلی خود و واگذاری بخش‌های دیگر تولیدی به صنایع کوچک و اقماری و تامین بخش قابل توجهی از نیازهای خود از طریق پیمانکاری، کاهش اطمینان از روند بازار و هزینه‌های بالای نگهداری بخش‌های تولیدی و نوآوری در تولید صنایع کوچک و متوسط در اقتصاد دارای مزیت‌های مهمی هستند که از جمله آن‌ها می‌توان به کارایی اقتصادی، تمرکززدایی، استفاده بهینه از نیروی کار و افزایش

[1] Small and Medum Sized Enterprised
[2] Germidis,
[3] Chang
[4] Pen Rooz
[5] Svetlicic

Archive of SID
www.SID.ir

ظرفیت ایجاد اشتغال برای نیروی فعال کار را نام برد. یکی از راهکارهای تقویت این بنگاه‌ها، اعطای تسهیلات مالی است. نقش این بنگاه‌ها در توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه را نمی‌توان نادیده گرفت. با بررسی و شناسایی اثر صنایع کوچک و زود بازده بر توسعه صادرات می‌توان سیاست‌های صحیحی در این مورد اتخاذ نمود و رفتار بنگاه‌های اقتصادی کوچک را با جهت‌گیری‌های کلان اقتصادی همراه کرد. از این‌رو هدف این مطالعه بررسی نقش صنایع کوچک و متوسط در توسعه صادرات استان خوزستان طی دوره زمانی 1381-1392به روش الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده[1] **(ARDL)** است.

ادبیات و پیشینه تحقیق

از لحاظ نظری در مورد چگونگی تعریف صنایع کوچک اجماع کاملی وجود ندارد (کوران و بلاک بورن،[2] 2001) و در هر کشوری این تعریف متفاوت است. برای مثال در کشورهای توسعه یافته مانند اتحادیه اروپا بنگاه‌های کوچک و متوسط، بنگاه‌هایی هستند که نیروی کار به کار گرفته شده در آن‌ها کمتر از 500 نفر باشد (آیر و سمال‌من،[3] 1998) یا در مالزی این بنگاه‌ها به صورت «شرکت‌های با گردش مالی سالانه 25 میلیون دلار یا کارمندان تمام وقت آن کمتر از 150 نفر باشد» تعریف می‌شوند (ناطق، 1385). ماده دو قانون تعریف بنگاه‌های کوچک در ایران نیز، تمامی واحدهای تولیدی (کالا و خدمات) که میزان اشتغال آن‌ها کمتر از 50 نفر باشد، بنگاه کوچک نامیده است. برای مطالعه تعاریف مختلف درباره بنگاه‌های کوچک و متوسط می‌توان به مطالعات آندرسن[4] (1997) و کالوف و بیمشن[5] (1990) اشاره کرد که تعاریف مختلف کشورهای گوناگون از این بنگاه‌ها را ارائه داده‌اند.

همانند تعاریف گوناگونی که در مورد بنگاه‌های کوچک و متوسط وجود دارد، در مورد کارکرد این بنگاه‌ها نیز دیدگاه‌هایی متفاوتی وجود دارد. دیدگاه موافقان حمایت از بنگاه‌های کوچک و متوسط به طور عمده بر محورهای زیر متکی است:

- این بنگاه‌ها باعث تقویت روحیه رقابت و کارآفرینی در اقتصاد و به تبع آن افزایش کارایی، نوآوری، رشد و بهره‌وری می‌شود. بنابراین حمایت دولت از این بنگاه‌ها به دلیل منافع اجتماعی آن توجیه‌پذیر است.

- بهره‌وری بنگاه‌های کوچک و متوسط به طور کلی از بنگاه‌های بزرگ بیشتر است. از این رو، دولت باید معضلات موجود در رابطه با تأمین مالی این بنگاه‌ها را رفع کند (آیدیس،[6] 2002 a و سمال‌بن و ولتر،[7] 2001).

- قدرت ایجاد اشتغال بنگاه‌های کوچک و متوسط در مقایسه با بنگاه‌های بزرگ بیشتر است و به طور کلی بنگاه‌های کوچک‌تر نسبت به بنگاه‌های بزرگ‌تر، کاربرتر[8] هستند. از این رو، حمایت از این بنگاه‌ها می‌تواند کاهش بیکاری و کاهش فقر را فراهم سازد (بانک جهانی،[9] 2 2000 و 2004).

اما برخی نیز حمایت از بنگاه‌های کوچک و متوسط را به دلایل زیر فاقد توجیه اقتصادی می‌دانند و بر محورهای زیر تاکید دارند:

[1] Auto Regressive Distributed Lag
[2] Curran and Blackburn
[3] Eyer and Smallman
[4] Anderson
[5] Calof and beamish
[6] Aidis
[7] Smallbone and Welter
[8] Labor Intencive.
[9] World Bank

Archive of SID
www.SID.ir

- بنگاه‌های بزرگ به منافع ناشی از مقیاس تولیدی دسترسی دارند و قادرند که هزینه‌های ثابت مربوط به تحقیق و توسعه را فراهم کنند، در حالی که بنگاه‌های کوچک و متوسط چنین توانایی ندارند (پاگانو و سچی‌واردی،[1] 2001).

- مشاغلی که توسط بنگاه‌های بزرگ ایجاد می‌شود، از پایداری بیشتری برخوردار است و از لحاظ استانداردها و کیفیت کار نسبت به مشاغل ایجاد شده در بنگاه‌های کوچک و متوسط برتری دارند.

- برخی از مخالفین اساساً مبنای اندازه‌گیری برای حمایت از بنگاه‌ها را مورد تردید قرار می‌دهند و معتقدند عواملی نظیر مقدار و نوع منابع طبیعی، سطح فن‌آوری سیاست‌های کلی اقتصاد و بنیادهای اجتماعی، اندازه بهینه بنگاه‌ها را تعیین می‌کنند.

- گروهی از مخالفان نیز عقیده دارند که تاکید اصلی برنامه‌های حمایتی به جای بنگاه‌های کوچک و متوسط باید بر محیط کسب‌وکار باشد. هزینه‌های پایین ورود به بازار، کاهش مقررات دست و پاگیر، تقویت حقوق مالکیت و دسترسی آسان بنگاه‌ها به منابع مالی از خصوصیات یک محیط کسب و کار مناسب است که می‌تواند به هر دوی بنگاه‌های کوچک و بنگاه‌های بزرگ کمک کند (بیک، دمیرگو-کانت و لوین،[2] 2003).

بخش مهمی از ادبیات اقتصادی در زمینه صنایع کوچک و زود بازده، نقش این صنایع در توسعه صادرات است. نتایج مطالعات تجربی مختلف نیز بیانگر رابطه مثبت بین توسعه صنایع کوچک و زودبازده و افزایش صادرات است (به‌عنوان مثال بالاساریا،[3] (1992)؛ ویدل و زوارت[4] (1998)؛ موراندا[5] (2003)).

مطالعات تجربی خارجی

پراکاش[6] (1994) تحلیل داده‌های حاصل از مطالعه‌اش نشان داد که متغیرهای حمایت مالی دولت، پایین بودن مدت زمان دریافت وام، پایین بودن نرخ سود تسهیلات، ارتباط عاطفی و درونی اعضا، بازاریابی مناسب، تجهیزات و امکانات پیشرفته، جوانی اعضای تعاونی و تعدیل در میزان اقساط وام دریافتی با انگیزه پیشرفت و موفقیت مدیران ارتباط معنی‌داری دارند. دفتر بین‌المللی کار[7] (2004) ویژگی‌های نیروی انسانی (مدیران، اعضا و کارگران) از قبیل سطح سواد، میزان شناخت، میزان مشارکت، آگاهی و آشنایی با اهداف سازمان را در موفقیت سازمان‌ها موثر دانسته است. رینی[8] (2008) بهبود مهارت‌های پایه، جلب رضایت اعضا و مدیریت را در موفقیت تعاونی شیلات مؤثر دانسته است. بنتوراکی[9] (2000) سیاست‌های مداخله گرانه دولت، تخلف و تجاوز از اصول اساسی تعاون، قوانین غیر پیشرفته تعاونی، عدم استقلال و خودمختاری، عدم وجود دموکراسی، عدم توانمندسازی اعضا، و عدم وجود ساختار سازمانی کارآمد را از علل عدم موفقیت تعاونی‌های روستایی تانزانیا عنوان می‌کند. وی موفقیت تعاونی‌های

[1] Pagano and Schivardi
[2] Beck, Demirguc – Kunt. And Levine
[3] Balasuriya
[4] Wedel and Zwart
[5] Muranda
[6]. Parkash
[7]. ILO
[8] Ranney
[9] Benturaki

Archive of SID
www.SID.ir

روستایی تانزانیا را منوط به ایجاد تحول در وضعیت رهبری و اصلاح نقش دولت در تعاونی‌ها می‌داند و معتقد است با اصلاح در رهبری تعاونی‌ها و اتحادیه‌های آن‌ها، کارآیی افزایش می‌یابد، که خود شرط موفقیت در توسعه اقتصادی و اجتماعی است. او نقش دولت، وضع قوانین پیشرفته مربوط به تعاونی‌ها، آموزش در میان اعضا و رهبران تعاونی، ترویج تعاونی و برنامه‌های مشارکت مردمی در تعاونی‌ها را از عوامل مؤثر بر موفقیت تعاونی‌ها می‌داند. مارتین و کورآ[1] (2003) تحت عنوان استراتژی محیط زیست و صادرات در بنگاه‌های کوچک و متوسط، موانع عمده داخلی و خارجی بنگاه‌های کوچک و متوسط در امر صادرات را چنین بر شمرده‌اند:

موانع داخلی: فقدان اطلاعات، فقدان سرمایه یا اعتبار، مهارت‌های مدیریتی ناکافی

موانع خارجی: محدودیت‌های فنی تجاری، مشکلات بازاریابی، فقدان بیمه ریسک، هزینه‌های حمل و نقل.

بهمنی اسکویی و گوسواوی (2004) توابع تقاضا برای صادرات و واردات 28 کشور توسعه یافته و در حال توسعه را برآورد کرده است. هدف از این تحقیق بررسی فرآیند تطبیق جریانات تجاری بر نرخ ارز موثر اسمی و قیمت‌های نسبی و سرعت تاثیرگذاری متغیرها بوده است.

وارنر و کرنین (1983) تابع تقاضای واردات و تقاضا برای صادرات 19 کشور صنعتی و 15 کشور در حال توسعه را برآورد کردند. در این تحقیق برآورد الگوهای اثرات متغیر درآمد و قیمت و نیز تغییرات نرخ ارز و نرخ ارز انتظاری بر جریانات تجاری مورد بررسی قرار گرفته است. براساس نتایج این تحقیق در اکثر کشورها متغیر قیمت به‌صورت جداگانه نتایج بهتری نسبت به قیمت‌های نسبی داشته است. آسپلوند[2] و دیگران (2011)، تاثیر منابع اولیه و فن‌آوری را بربقای شرکت‌های کوچک و متوسط و تکنولوژی محور در نروژ و سوئد بررسی کرده و یک رابطه مثبت بین منابع اولیه و توانایی بقای شرکت در سال‌های اولیه فعالیت را به‌دست آورند. آن‌ها نتیجه‌گیری کردند که عدم تجانس در تجارب کارکردی تیم بنیان‌گذار و بنیادی بودن فن‌آوری، احتمال شکست شرکت‌های جدید تکنولوژی محور را کاهش می‌دهند. سباستین[3] و همکاران (2014) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر رشد و توسعه صنایع کوچک نیجریه با روش همجمعی یوهانسن طی دوره 1981-2013 پرداختند. نتایج نشان داد که نرخ بهره، نرخ ارز و حجم سرمایه از مهم‌ترین عوامل موثر بر توسعه صادرات صنایع کوچک و متوسط در نیجریه بوده‌اند.

مطالعات تجربی داخلی

فیض (1386) در سند راهبردی توسعه تجارت خارجی استان سمنان با استفاده از تکنیک SWOT و مدل‌های دیوید ضمن استخراج فهرست‌های نقاط قوت کلیدی مرتبط، نقاط ضعف کلیدی، فرصت‌های کلیدی و فهرست تهدیدات، استراتژی‌های کلیدی ارتقاء شاخص‌های کمی و کیفی توسعه خدمات تجاری، ارتقاء شاخص‌های کمی و کیفی توسعه صادرات، افزایش توان رقابتی بنگاه‌های اقتصادی فعال در استان در سطح ملی و بین‌المللی ارائه نموده است. برخی از این استراتژی‌های کلیدی مرتبط با اهداف کلان توسعه تجارت خارجی عبارتند از:

- توسعه و ارتقاء دانش و مهارت تجار، بازرگانان، تولید کنندگان و متولیان تجارت خارجی استان
- تسهیل ارتباطات تجاری بین بنگاه‌های تولیدی و تجار استان با بازارهای هدف

[1] Martin and Correa
[2] Aspelund
[3] Sebastian

Archive of SID
www.SID.ir

- برنامه‌ریزی در جهت کاهش هزینه تولیدات و خدمات قابل صدور
- تولید و توزیع اطلاعات مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی و خدماتی در جهت ورود به بازارهای بین‌المللی

شرفی نژاد (1389) به بررسی و اولویت‌بندی عوامل موثر بر توسعه صنایع کوچک و متوسط شیرینی و شکلات تهران پرداخته است. نتایج پژوهش ایشان حاکی از آن است که اولویت‌بندی این عوامل به ترتیب از بیشترین رتبه به کمترین رتبه به قرار زیر است: کیفیت محصولات، نگرش راهبردی مدیریت، شدت رقابت داخلی، توانایی دانش مدیریت، مواد اولیه، بهره‌مندی از تکنولوژی، پیشبرد فروش، تحقیقات بازاریابی، تبلیغات، برخورداری از زیر ساخت‌ها، صنایع مرتبط و پشتیبان، منابع مالی، نقش دولت و امکانات علمی و تحقیقاتی . امین بیدختی و زرگر (1392) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی موانع موجود در توسعه بنگاه‌های کوچک و متوسط (SMEs) و ارائه چارچوب حمایت از این بنگاه‌ها» به شناسایی مهمترین موانع موجود در توسعه بنگاه‌های کوچک و متوسط صنعتی و ارائه چارچوبی برای حمایت از این بنگاه‌ها پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که بنگاه‌های کوچک و متوسط با آسیب‌ها و مشکلات درونی و بیرونی متعددی مواجه هستند. همچنین تسهیلات و حمایت‌های مالی و غیرمالی به‌عمل آمده از بنگاه‌های کوچک و متوسط در چهار حوزه مالی، فنی، بازاریابی و مدیریتی ناکافی بوده و نتوانسته است راهگشای مشکلات این دسته از بنگاه‌ها باشد. میرزایی (1393) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل اقتصادی موثر بر صادرات صنایع کوچک و نقش آن در توسعه استان سمنان با رویکرد ARDL پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان داد که اعتبارات بانکی، GDP، شاخص بهای کالای صادراتی و بهره‌وری نیروی کار مهم‌ترین عوامل موثر بر صادرات در بنگاه‌های کوچک و متوسط در استان سمنان بوده است.

Archive of SID

مدل و روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

مدل مورد استفاده در این مطالعه بر اساس مدل بهمنی اسکویی و گوسواری[1] (2010) است که تابع تقاضای صادرات تابعی از سطح درآمد جهانی، نسبت قیمت کالاهای صادراتی هر کشور به قیمت کالاهای صادراتی شرکای عمده تجاری و نرخ ارز است. همچنین متغیرهای ارزش افزوده صنایع کوچک در استان خوزستان و تشکیل سرمایه ثابت در صنایع کوچک استان خوزستان برای بررسی نقش این صنایع روی صادرات غیر نفتی استان به این مدل اضافه شده است.

$$LEX = LK, LER, LAG, L(\frac{PX}{PXW})$$

LEX: لگاریتم کل صادرات غیر نفتی استان خوزستان به قیمت ثابت سال 1383.

LK: لگاریتم سرمایه‌گذاری در صنایع کوچک و متوسط استان به قیمت ثابت 1383.

LER: لگاریتم نرخ ارز کشور

LAG: لگاریتم ارزش افزوده صنایع کوچک و متوسط استان خوزستان به قیمت ثابت سال 1383.

L(PX/PXW): لگاریتم قیمت‌های نسبی صادراتی، LPX لگاریتم شاخص ضمنی قیمت کالاهای صادراتی و LPXW لگاریتم شاخص ضمنی قیمت کالاهای صادراتی جهانی است.

[1] Bahmani-Oskoee and Goswawi

www.SID.ir

آمار مورد استفاده برای این متغیرها براساس، سالنامه‌های آماری استان خوزستان، آمار بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران به قیمت‌های ثابت 1383 برای دروه 1381-1392 است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به شکل فصلی مورد استفاده قرار گرفته است.

با توجه به این‌که متغیرهای بحث شده در چارچوب نظری ارائه شده ممکن است از نظر مانایی درجات مختلفی داشته باشند بهترین روش برای تخمین مدل در این حالت استفاده از روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) است. در این روش برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو از آماره $t = \frac{\sum_{i=1}^{P} \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{P} S_{\hat{\phi}i}}$ استفاده می‌شود. شرط وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، این است که قدرمطلق آماره فوق از کمیت ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (1998) بزرگتر باشد. برای بررسی رابطه بلندمدت می‌توان از آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (2001) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید (UECM) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت نیز استفاده کرد. در این روش وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تحت بررسی، توسط محاسبه آماره F مربوط به معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا آزمون می‌شود. باید توجه داشت که توزیع F غیر استاندارد است. اگر آماره F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این‌که متغیرها I(0) یا I(1) باشند، گرفته می‌شود. در این صورت اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور رد نمی‌شود. بعد از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت در مدل می‌توان مدل ARDL را با استفاده از وقفه‌هایی که توسط شوارتز-بیزین تعیین می‌شود، برآورد کرد.

نتایج حاصل از تخمین مدل

آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (**ADF**)

اولین قدم در برآورد مدل رگرسیونی بررسی مانایی متغیرها است. با توجه به این‌که اکثر متغیرهای سری زمانی کلان اقتصادی نامانا هستند. بنابراین، طبق نظریه همجمعی در اقتصاد سنجی، لازم است برای اجتناب از مشکل رگرسیون کاذب در تحلیل رگرسیون، نسبت به مانایی متغیرها اطمینان حاصل کرد. بدین منظور، متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه باید با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) مورد آزمون قرار بگیرند و درجه همجمعی آنها مشخص شود. جداول (1) و (2) به ترتیب نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر برای سطح داده‌ها و تفاضل مرتبه اول آن‌ها را نشان می‌دهد.

جدول (1): نتایج آزمون ADF روی سطح متغیرها

متغیر	آماره	مقدار بحرانی	نتیجه
LEX	-3/07	-3/53	نامانا
LK	-3/24	-3/53	نامانا
LER	-3/03	-2/94	مانا
LAG	-3/28	-3/54	نامانا
$L(\frac{PX}{PXW})$	-3/55	-3/54	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

باتوجه به جدول (1) می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای لگاریتم کل صادارت غیر نفتی استان (LEX)، لگاریتم سرمایه‌گذاری در صنایع کوچک و متوسط استان (LK) و لگاریتم ارزش افزوده صنایع کوچک و متوسط (LAG) در سطح نامانا هستند زیرا قدر مطلق آماره محاسبه شده دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) از مقادیر بحرانی کوچکتر است. متغیرهای لگاریتم نرخ ارز (LER) و لگاریتم قیمت‌های نسبی صادراتی((L(PX/PXW) در سطح مانا هستند؛ زیرا قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) از مقادیر بحرانی بزرگتر است.

جدول (2): نتایج آزمون ADF روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	آماره	مقدار بحرانی	نتیجه
dLEX	-5/14	-3/54	مانا
dLK	-3/09	-2/94	مانا
dLAG	-5/15	-3/54	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون مانایی برای متغیرهایی که در سطح ایستا نبودند بر روی تفاضل مرتبه اول آن‌ها انجام داده شده است. همان‌طور که در جدول (2) مشاهده می‌شود، می‌توان نتیجه گرفت که تفاضل مرتبه اول متغیرهای لگاریتم صادرات غیر نفتی استان خوزستان (dLEX)، لگاریتم سرمایه‌گذاری در صنایع کوچک و متوسط استان (dLK) و لگاریتم ارزش افزوده صنایع کوچک و متوسط استان (dLAG) مانا هستند و فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد داشتن تفاضل داده‌ها رد می‌شود. بنابراین درجه همجمعی این متغیرها یک I(1) است.

تخمین به روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده

همانطور که در قسمت قبل نشان داده شد تعدادی از متغیرها مانا از درجه صفر و تعدادی دیگر مانا از درجه یک هستند. بنابراین چون کلیه متغیرها I(1) نیستند نمی‌توان از روش یوهانسن- جوسیلیوس استفاده کرد. همچنین باید به این نکته نیز اشاره کرد که ماه[1] (2000) معتقد است که روش‌های همجمعی انگل گرنجر (1987)، یوهانسن (1988) و یوهانسن- جوسیلیوس (1990) در نمونه‌هایی با حجم کم قابل اتکا نیستند. در این حالت بر اساس مطالعه پسران و همکاران (2001)، با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل، به دست آورد. برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌توان از آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (2001) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید (UECM) استفاده کرد.

معادله تصحیح خطای غیر مقید متغیرها مانند زیر است:

$$dLEX_t = \alpha + \beta_t + \sum_{i=1}^{p} dLEX_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} dLK_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} dLER_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} dLAG_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} dL(\frac{PX}{PXW})_{t-i} + \varphi_1 LEX_{t-1} + \varphi_2 LK_{t-1} + \varphi_3 LER_{t-1} + \varphi_4 LAG_{t-1} + \varphi_5 L(\frac{PX}{PXW})_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2$$

که در آن d عملگر تفاضل و p طول وقفه بهینه است.

براساس معیار شوارتز- بیزین و برای حالتی که عرض از مبدأ مقید و بدون روند باشد، طول وقفه بهینه با توجه به جدول زیر چهار است.

[1]Mah

Archive of SID
www.SID.ir

جدول (3): تعیین وقفه بهینه

معیار شوارتز- بیزین	درجه
-50	.
152	1
185	2
160	3
190	4
وقفه بهینه: p=1	

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد معادله (2) جهت حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت قید زیر را اعمال می‌شود.

$$H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = 0 \quad (3)$$

آماره آزمون بدست آمده از اعمال قید فوق بر مدل برابر با 4/29 است. بدون توجه به این‌که متغیرهای مذکور I(0) یا I(1) هستند آماره مذکور دارای توزیع نرمال نیست. از این رو با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران، شین و اسمیت (2001) مقایسه می‌شود. همانطور که در جدول (3) زیر مشاهده می‌شود، در شرایطی که تعداد رگرسورها برابر با پنج و مدل دارای عرض از مبدأ باشد، حد بالا و پایین مقادیر بحرانی در سطح 95 درصد در بازه 3/49-2/56 قرار می‌گیرد.

جدول (3): نتایج آزمون F برای وجود رابطه بلندمدت

آماره F	در سطح 95 درصد		در سطح 90 درصد	
	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
4/29	3/49	2/56	3/09	2/20

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به‌اینکه آماره آزمون بیشتر از مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول بالا است، فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رد می‌شود.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، مدل پویای ARDL با وقفه‌هایی که توسط شوارتز- بیزین به وسیله سیستم تعیین می‌شود، تخمین زده می‌شود. نتایج گزینش مدل ARDL در جدول (4) نشان داده شده است.

جدول (4): نتایج تخمین به روش ARDL (متغیر وابسته LEX)

متغیر	ضریب	آماره t	نتیجه
LEX_{t-1}	0/0862	0/9466	بی‌معنا
LEX_{t-2}	0/2920	4/118	معنادار
LER	0/0169	2/593	معنادار

Archive of SID
www.SID.ir

LER_{t-1}	0/01553	2/608	معنادار
LER_{t-2}	0/0187	3/209	معنادار
LER_{t-3}	0/0106	1/881	معنادار
LER_{t-4}	0/0073	1/524	بی‌معنا
LAG	0/2858	10/975	معنادار
LAG_{t-1}	-0/0523	-/872	بی‌معنا
LAG_{t-2}	-0/1246	-2/179	معنادار
LAG_{t-3}	0/0159	0/403	بی‌معنا
LAG_{t-4}	0/104	4/509	معنادار
LK	0/0306	2/478	معنی‌دار
LK_{t-1}	-0/0016	-0/0651	بی‌معنا
LK_{t-2}	-0/0144	-0/6524	بی‌معنا
LK_{t-3}	0/0246	1/229	بی‌معنا
LK_{t-4}	-0/3976	-14/611	معنی‌دار
$L\frac{PX}{PXW}$	0/0858	0/9055	بی‌معنا
$L(\frac{PX}{PXW})_{t-1}$	-0/2184	-1/122	بی‌معنا
$L(\frac{PX}{PXW})_{t-2}$	-0/1141	-0/5166	بی‌معنا
$L(\frac{PX}{PXW})_{t-3}$	0/2510	1/308	بی‌معنا
$L(\frac{PX}{PXW})_{t-4}$	0/3120	2/798	معنادار
INPT	5/0699	13/5807	معنادار

2/03DW=	1459(0/00)F=	$0/99R^2$=

2/07 (0/06)F=	A:Serial correlation
2/45 (0/071)F=	B= functional form
$0/248\ (0/88)=^2\chi$	C:Normality
0/139 (0/711)F=	

منبع: نتایج تحقیق

همانطور که ملاحظه می‌شود، معیار شوارتز- بیزین برای تمام متغیرها بجز لگاریتم نسبت بهره‌وری بخش کشاورزی به صنعت، یک وقفه تخصیص داده است. همچنین تمام متغیرها بجز متغیر نسبت صادرات صنعت به کل صادرات در سطح اطمینان 95 درصد معنی‌دار هستند. ضریب تعیین مدل 99 درصد است و آماره F در سطح 99 درصد معنی‌دار است. با توجه به آزمون ARCH، مدل ناهمسانی واریانس ندارد؛ زیرا آماره F آزمون برابر با (0/711) 0/139 است و فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس رد نمی‌شود. همچنین مدل خودهمبستگی سریالی ندارد؛ زیرا براساس آزمون LM، آماره F برابر با (0/06) 2/7 است و فرض صفر مبنی بر عدم وجود مشکل خود همبستگی رد نمی‌شود. آماره آزمون JB حاکی از نرمال بودن مدل دارد؛ زیرا آماره χ^2 آن برابر با (0/88) 0/248 است و فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند رد نمی‌شود.

www.SID.ir

با توجه به نتایج مدل ARDL تخمین زده شده، عدم همجمعی بین متغیرهای مدل را بررسی می‌کنیم. برای انجام این آزمون از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر استفاده می‌شود. کمیت این آماره از رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \widehat{\varphi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S\widehat{\varphi}_i} = \frac{0/08 + 0/29 - 1}{0/091 + 0/070} = -3/5 \quad (4)$$

با توجه به‌اینکه مقدار بحرانی در سطح 99 درصد (3/80-) است فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی بین متغیرهای الگو رد می‌شود. بنابراین یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. بعد از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، رابطه بلندمدت مربوط به مدل ARDL در جدول (5) نشان داده شده است.

جدول (.Error! No text of specified style in document5): نتایج رابطه بلندمدت (متغیر وابسته LEX)

متغیر	ضریب	tآماره	نتیجه
LER	0/1110	10/451	معنادار
LAG	0/3682	10/522	معنادار
LK	0/5765	28/325	معنادار
$L(\frac{PX}{PXW})$	0/5276	22/370	معنادار
$INPT$	8/153	33/949	معنادار

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول بالا، تفسیر رابطه بلندمدت مدل به صورت زیر است.

همانطور که در رابطه بالا مشاهده می‌شود، لگاریتم سرمایه‌گذاری در صنایع کوچک و متوسط استان (LK)، لگاریتم ارزش افزوده صنایع کوچک و متوسط (LAG)، لگاریتم نرخ ارز (LER) و لگاریتم قیمت‌های نسبی صادراتی((L(PX/PXW) در سطح 95 درصد معنی‌دار هستند. ضریب نرخ ارز برابر با 0/11 است که نشان می‌دهد این متغیر اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیر نفتی استان دارد؛ یعنی اگر نرخ ارز یک درصد افزایش یابد تولید ناخالص داخلی استان 0/11 درصد افزایش می‌یابد. همچنین نتایج مدل حاکی از آن است که یک درصد افزایش در ارزش افزوده صنایع کوچک و متوسط استان، موجب افزایش 0/37 درصدی در صادرات غیر نفتی استان می‌شود. ضریب سرمایه‌گذاری در صنایع کوچک و متوسط استان برابر با 0/58 است که نشان می‌دهد این متغیر اثر مثبت و معنی داری بر صادرات غیر نفتی استان دارد؛ یعنی اگر سرمایه‌گذاری در صنایع کوچک و متوسط استان یک درصد افزایش یابد صادرات غیر نفتی استان 0/58 درصد افزایش می‌یابد. همچنین یک درصد افزایش در قیمت‌های نسبی صادراتی استان، صادرات غیر نفتی استان 0/53 درصد افزایش می‌یابد و یک درصد افزایش می‌یابد.

الگوی تصحیح خطا

بعد از اینکه مطمئن شدیم رابطه بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی وجود دارد، می‌توان از الگوهای تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. این الگوها بین نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها و مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط برقرار می‌کنند. با استفاده از این الگوها نیروهای موثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. ضریب جمله ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی استان برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود؛

Archive of SID
www.SID.ir

به عبارت دیگر، این ضریب نشان می‌دهد که چند دوره طول می‌کشد تا صادرات غیر نفتی استان، به روند بلندمدت خویش برگردد. جدول (6) نتایج حاصله از تخمین مدل تصحیح خطا را نشان می‌دهد.

جدول (6): نتایج حاصل از معادله تصحیح خطا (متغیر وابسته LEX)

متغیر	ضریب	t آماره	نتیجه
$dLEX_{t-1}$	-0/2920	-4/118	معنادار
$dLER$	0/0169	2/594	معنادار
$dLER_{t-1}$	-0/0366	-6/521	معنادار
$dLER_{t-2}$	-0/0179	-3/551	معنادار
$dLER_{t-3}$	-0/0073	-1/525	بی‌معنا
$dLAG$	0/286	10/976	معنادار
$dLAG_{t-1}$	0/0046	0/1317	بی‌معنا
$dLAG_{t-2}$	-0/1199	-4/2076	معنادار
$dLAG_{t-3}$	-0/1040	-4/5087	معنادار
dLK	0/0306	2/4780	معنادار
dLK_{t-1}	0/3875	13/1191	معنادار
dLK_{t-2}	0/3731	17/8864	معنادار
dLK_{t-3}	0/3977	14/611	معنادار
$dL(\frac{PX}{PXW})$	0/0859	0/9055	بی‌معنا
$dL(\frac{PX}{PXW})_{t-1}$	-0/4606	-3/8928	معنادار
$dL(\frac{PX}{PXW})_{t-2}$	-0/5720	-4/5115	معنادار
$dL(\frac{PX}{PXW})_{t-3}$	-0/3120	-2/7979	معنادار
$dINPT$	5/0699	13/5807	معنادار
ecm_{t-1}	-0/6219	-18/0554	معنادار
0/99R^2=	327 (0/00)F=		**2/03**DW=

منبع: یافته‌های تحقیق

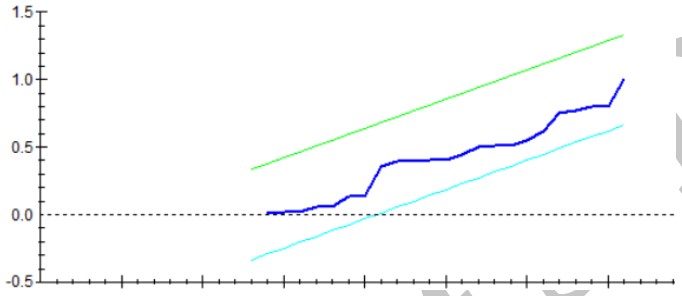
همان‌طور که از جدول بالا مشاهده می‌شود، تمامی متغیرها بجز متغیر $dL(\frac{PX}{PXW})$ که معنی‌دار نیست؛ بقیه ضرایب در سطح 95 درصد معنی‌دار و با تئوری سازگار هستند. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل 0/62 و از نظر آماری معنی‌دار است و نشان می‌دهد که در هر دوره 0/62 درصد از عدم تعادل در صادرات غیر نفتی استان تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

www.SID.ir

پایداری ضرایب برآورد شده

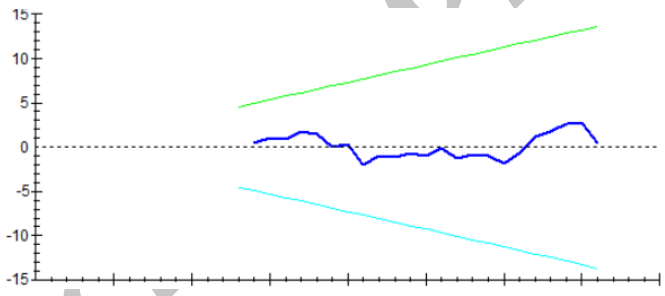
با استفاده از آزمون مجموع مربعات تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ) پایداری ضرایب مدل بررسی شده است.

شکل (1): نمودار پایداری ضرایب (CUSUMSQ)



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل (2): نمودار پایداری ضرایب (CUSUM)



منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که در شکل‌های زیر مشاهده می‌شود، نتایج این آزمون‌ها حاکی از پایداری ضرایب برآوردی دارد و به دلیل قرار گرفتن در فاصله اطمینان 95 درصد، شکست ساختاری در مدل وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

کسب و کارهای کوچک و متوسط از ارکان مهم اقتصادی هر کشور به شمار آمده و در رشد اقتصادی آن نقش بسیار مهمی ایفا می کنند. کسب و کارهای کوچک و متوسط که گستره وسیعی از کارخانه های نوآور و پویا و روبه رشد را در بر می گیرند، به عنوان عامل توسعه اقتصادی و اجتماعی هستند. مشکلات ناشی از اقتصاد تک محصولی و اتکای بیش از حد به درآمدهای نفتی، اقتصاد کشور را به شدت تحت تأثیر عوامل خارجی از جمله نوسان‌های بهای جهانی نفت قرار داده است. در اقتصاد ایران به طور متوسط 81 درصد درآمد صادراتی از نفت است. کاهش بهای نفت در بازارهای جهانی در بعضی مواقع به روشنی اثرات منفی اتکای بیش از حد اقتصاد کشور به درآمدهای نفت را نشان داده و در واقع هشدارهای صاحب نظران اقتصادی کشور را برجسته ساخته است. بی تردید عدم تحقق درآمدهای پیش بینی شده دولت از محل صادرات نفت نه تنها بر اجرای طرح‌های مختلف و اقتصاد کشور تأثیر خواهد گذاشت، بلکه بر آینده اقتصاد، برنامه‌ها و طرح‌ها اثرات منفی مضاعفی خواهد داشت و در نتیجه موجب بروز مشکلات عدیده در بخش‌های مختلف اقتصاد کشور خواهد گردید. از طرفی یکی از عوامل مهم دستیابی به رشد و توسعه

www.SID.ir

اقتصادی پایدار، رونق صادرات است که مهم‌ترین هدف سیاست گذاری در بخش تجارت خارجی را تشکیل می‌دهد. در اقتصاد ایران با توجه به اهمیت کاهش وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت خام، نقش صادرات غیر نفتی در کاهش این وابستگی و نیز جایگاه آن در برنامه‌های توسعه اقتصادی کشور، بررسی عوامل تعیین کننده صادرات غیرنفتی و ارائه راهکارهای لازم برای توسعه آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از این رو هدف این مطالعه بررسی نقش صنایع کوچک و متوسط در توسعه صادرات استان خوزستان طی دوره زمانی 1381-1392 به روش الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) بود. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که ضریب نرخ ارز برابر با 0/11 است که نشان می‌دهد این متغیر اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیر نفتی استان داشته است؛ یعنی اگر نرخ ارز یک درصد افزایش یابد تولید ناخالص داخلی استان 0/11 درصد افزایش می‌یابد. همچنین نتایج مدل حاکی از آن است که یک درصد افزایش در ارزش افزوده صنایع کوچک و متوسط استان، موجب افزایش 0/37 درصدی در صادرات غیر نفتی استان می‌شود. ضریب سرمایه‌گذاری در صنایع کوچک و متوسط استان برابر با 0/58 است که نشان می‌دهد این متغیر اثر مثبت و معنی داری بر صادرات غیر نفتی استان دارد؛ یعنی اگر سرمایه‌گذاری در صنایع کوچک و متوسط استان یک درصد افزایش یابد صادرات غیر نفتی استان 0/58 درصد افزایش می‌یابد. همچنین یک درصد افزایش در قیمت‌های نسبی صادراتی استان، صادرات غیر نفتی استان 0/53 درصد افزایش می‌یابد و یک درصد افزایش می‌یابد.

با توجه به نتایج برآمده از این تحقیق، که با توجه به تخمین و برآورد مدل و هم با توجه به پخش پرسشنامه در بین صنایع کوچک در سطح استان گردآوری و تحلیل شد پیشنهادات زیر در جهت بهبود صادرات در صنایع کوچک و متوسط ارایه می‌شود:

- تقویت و به کارگیری سیستم‌های جدید تولید، توزیع و صادرات مانند سیستم‌های صادراتی غیرمستقیم، دستیابی به بازارهای صادراتی از راه همکاری مشترک با شرکت‌های بزرگ چند ملیتی و ایجاد گروه‌های مشترک تولید و صادرات. انجام پژوهش‌های علمی - کاربردی و به کارگیری یافته‌های این پژوهش‌ها برای عملی کردن استراتژی‌های پیشنهادی به منظور حفظ بازارهای صادراتی کنونی که بنگاه‌های کوچک و متوسط دراختیار دارند و همچنین تقویت موقعیت این بنگاه‌ها در بازارهای جهانی.

- با توجه به به‌کارگیری روش‌های علمی بازاریابی صادراتی در صادرات کالاهای تولیدی صنایع کوچک، می‌توان با ایجاد و فعال‌سازی بخش تحقیقات بازار و بازاریابی واحدهای تولیدی-صادراتی به منظوری ارایه قیمت‌های رقابتی، شناسایی محیط فرهنگی، اقتصادی و سیاسی بازارهای هدف در جهت کاهش ریسک و شناسایی کانال‌های توزیع محلی و رقبا از مهم‌ترین عوامل موثر بر گسترش صادرات تولید کنندگان صنایع کوچک است.

- تامین مالی بنگاه‌های کوچک و متوسط برای دست‌یابی به قراردادهای صادراتی و بازرگانی مناسب و استفاده از فرصت‌هایی که در جریان نمایشگاه‌های بازرگانی

- علاوه بر حفظ بازارهای خارجی کنونی و تشویق بنگاه‌های کوچک و متوسط برای توسعه بازارهای خارجی شان، باید این بنگاه‌ها را در راه دست‌یابی به بازارهای جدید و ناشناخته و فرصت‌های جدید صادراتی یاری کرد.

Archive of SID
www.SID.ir

فهرست منابع

عسگری، منصور. (1387). "چگونگی رقابتی کردن بنگاههای کوچک ومتوسط در راستای توسعه صادرات"، چاپ اول تهران موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی

امین بیدختی، علی اکبر و مجتبی زرگر (1390). بررسی موانع موجود در توسعه بنگاه‌های کوچک و متوسط (SMEs) و ارائه چاچوب حمایت از این بنگاه‌ها. مجله کار و جامعه. شماره 138.

معروف خانی، علی(1377). بررسی ارتباط کسری بودجه دولت و تورم در اقتصاد ایران، رساله کارشناسی ارشد؛ دانشگاه شهید بهشتی، 1377. آمارهای اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی: معاونت امور اقتصادی، تهران.

Aidis, R. (2002). "Why Don't We See More Small and Medium Sized Enterprises (SMEs) in Lithuania Institutional impediments to SME Development", Working Paper, University of Amsterdam.

Andersen, O. (1997). "Internationalization and Market Entry Mode: A Review of Theories and Conceptual Frameworks", Management International Review, 37(2) , 27-42.

Aspelund,a; Berg-utby,T;Skjevdal,R; (2005), Initial resources influence on new venture survival: a longitudinal study of new techchnology – based firms. Technovation 25, 1337-1347.

Bahmani – Oskoee, M. & G.G. Goswawi, (2004). Exchange Rate Sensitivity of Japans Bilaterd Flows. Jornal of Japan and The World Economy, 16: 25-38.

Bardsen, G. (1989). "Estimation of long run coefficients in error correction models", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 51, No. 2,pp. 346-35

Beck, T., A. Demirguc – Kunt. And R. Levine. (2003). , "SMEs Growth, and Poverty: Cross- Country Evidence", WORLD BANK, Working Paper

Calof, J.L. and Beamish, P.W. (1995). "Adapting to Foreign Markets: Explaining Internationalization, ternational Business Review", 4(2) , 115-131.

Chenery, H. B. and Taylor, L. (1968). Development Patterns Among Countries and over Time, Review of Economics and Statistics, 50, 391-416

Curran, J. and Blackburn, R.A. (2001). "Researching the Small Enterprise", SAGE Production: London.

Diz, A. C. (1970) Money and Prices in Argentina 1935-65. In Varieties of Monetary Experiences, pp. 69-162. Chicago: University of Chicago Press

Engle, R.F. and C.W.J. Granger, (1989). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, Econometrica 55, 251-276.

Eyre, P. and Smallman, C. (1998). "Euro management Competences in Small and Medium-Sized Enterprises: A Development Path for New Millennium?", Management Decision, 36(1) , 34-42.

Johansen, S.(1984). Functional relations, random coefficients, and non-linear regression with

Johanson, S & K, Juselius.(1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to demand for money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol.52,pp:169-210

Kuznets, Simon. (1972). Quantitative Economic Research: Trends and Problems, FiftiethAnniversary Colloquium, vol. 7, New York: NBER.

Pagano, P. and F. Schivardi. (2001). "Firm Size Distribution and growth", Banca dItalia Working aper 394 .

Pesaran, H. Shin, Y. and Smith, R. (2001). Bound TestingApproaches to theAnalysis of LevelRelationships. Journal of Applied Econometric.16, 289-326.

Schumacher, E. F. (1973). "Small is beautiful: Economics as if people mattered", New York: Harper & Row.

Shrestha, M. B. & Chowdhury, K. (2005).ARDL modeling approach to testing the financial liberalization hypothesis.Economics Working Paper Series 2005, Univeristy of Wollongong.

Smallbone, D. and F. Welter. (2001). "The Distinctiveness of Entrepreneurship in Transition Economies", Small Business Economics , Vol 16:249-62.

Taylor. (1979). "Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations," Econometrica, vol. 47(5), pages 1267-86.

Warner, D. & M.E. Kreinin. (1983). Determinants of International Trade Flows Feb.

World Bank. (2002 , 2004). "SME" World Bank Group Review of Small Business Activities, Washington, DC: World.

Archive of SID
www.SID.ir