مقایسه اثر بازار داخلی در صنایع رقابتی و انحصار چند جانبه[۱]

اسمعیل ابونوری
استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان
esmaeil.abounoori@semnan.ac.ir

رحمان سعادت
استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان
saadatrah@semnan.ac.ir

سعید راسخی
استاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران
srasekhi@umz.ac.ir

محمدرضا مردانی (نویسنده مسئول)
دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری دانشگاه سمنان
mr.mardani@semnan.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۹/۰۴

چکیده:

در این مطالعه اثر بازار داخلی در صنایع رقابتی و صنایع انحصار چند جانبه بر اساس طبقه‌بندی بین‌المللی استاندارد صنایع ISIC دو رقمی منتشر شده توسط مرکز آمار به صورت استانی مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور از داده‌های تابلویی پویا به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در دوره زمانی ۱۳۸۰ – ۱۳۹۴ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب تقاضا در صنایع بازار انحصار چندجانبه از ضریب تقاضای صنایع بازار رقابت کامل بیشتر است. اثر بازار داخلی فقط در صنعت «تولید رادیو و تلویزیون و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی» در صنایع بازار انحصار چندجانبه وجود دارد؛ بنابراین، سرمایه‌گذاری در این صنعت می‌تواند منجر به صادرات گردد. در سایر صنایع اثر بازار داخلی وجود نداشته، یعنی به طور نسبی تقاضای بالا برای محصولات این صنایع منجر به واردات خالص این کالاها می گردد؛ به عبارت دیگر اثر واردات بر صادرات غلبه کرده و موجب واردات خواهد شد.

طبقه‌بندی JEL: L60 ،C20 ،F12

کلید واژه ها: صادرات، اثر بازار داخلی، صنایع ایران، داده‌های تابلویی پویا

---

[۱]. این مقاله از رساله دکتری محمدرضا مردانی به راهنمایی دکتر رحمان سعادت و دکتر اسمعیل ابونوری و مشاوره دکتر سعید راسخی در دانشگاه سمنان استخراج شده است.

۱. مقدمه

نظریه تجارت بین‌الملل متناسب با تحولات اقتصادی و شرایط تجارت، مانند سایر زمینه‌های علم اقتصاد در حال گسترش است. نظریات سنتی مانند مزیت مطلق اسمیت[۱] (۱۷۷۶)، مزیت نسبی ریکاردو[۲](۱۸۱۷)، نظریه فراوانی هکشر- اوهلین[۳] (۱۹۳۳) و هزینه فرصت هابرلر[۴] (۱۹۳۶) مبتنی بر عوامل سنتی تولید مثل کار و سرمایه هستند. در این نظریات تلاش بر آن بوده که روابط بازرگانی بین‌الملل بر اساس نظریه‌های کلاسیک تجارت بین‌الملل توجیه گردد. یکی از دلایل تجدید نظر در مورد نظریه‌های قدیمی تجارت و جانشینی آن‌ها به‌وسیله نظریه‌های جدید، گسترش تجارت بین‌الملل است.

نظریه‌های جدید مانند تشابه ترجیحات لیندر[۵] (۱۹۶۱)، کالای ورنن[۶] (۱۹۶۶) و صرفه‌جویی‌های مقیاس هلپمن و کروگمن[۷] مبتنی بر عوامل جدید تولید همانند سلیقه مصرف‌کنندگان، شکاف دانش و فنّاوری، مقیاس فعالیت اقتصادی، بازاریابی، نوآوری و عوامل سیاسی، اجتماعی و نهادی هستند. به طور مثال در نظریه‌ی تشابه ترجیحات لیندر[۸] (۱۹۶۱) سلیقه و صرفه‌های مقیاس در تعیین مزیت و توضیح تجارت کالاهای صنعتی اهمیت بیشتری دارد یا در نظریه‌ی دور کالای ورنن (۱۹۶۶) فاصله زمانی نوآوری و اثر مقیاس تعیین کننده هستند.

در سال ۲۰۰۸ پل کروگمن به خاطر گسترش نظریه‌ی جدید تجارت و جغرافیای اقتصادی برنده جایزه نوبل اقتصاد شد. هسته‌ی این نظریه‌های جدید اثرات بازار داخلی[۹](HME) نامیده می‌شود(آرماندو و گارسیا[۱۰]، ۲۰۱۳). هنگامی‌که تقاضای زیاد برای یک کالا در یک کشور وجود دارد با ثابت بودن سایر شرایط، آن کشور می‌تواند واردکننده کالا باشد. شرایط تقاضا و فرصت‌های تولید باعث می‌شود که آن کشور به تقاضای داخلی برای آن کالا پاسخ دهد و در نتیجه به یک صادر کننده کالا تبدیل می‌شود که این موضوع تحت عنوان اثر بازار داخلی مطرح می گردد (دیویس و ونشتاین،[۱۱] ۲۰۰۳). با توجه به این نظریه، تقاضای

---

1. Smith
2. Ricardo
3. Haberler
4. Heckscher-Ohlin
5. Linder
6. Reymond Vernon
7. Krugman and Helpman
8. Linder
9. Home Market Effect (HME)
10. Armando J. Garcia Pires
11. Davis and Weinstein

کالا باعث تجارت می‌شود. بر این اساس، هدف این پژوهش بررسی اثر بازار داخلی در صنایع رقابتی و انحصار چندجانبه ایران می‌باشد.

اکثر اقتصاددانان بر این باورند که اقتصاد ایران به دلیل وابستگی به درآمدهای نفتی دچار مشکلات اساسی مانند تورم، بیماری هلندی و غیره است. راه برون‌رفت از این مشکلات، افزایش صادرات غیرنفتی با استراتژی‌ها و تکنیک‌های تجاری مختلف و جدید است. نظریات اخیر تجارت بین‌الملل نشان می‌دهد تکیه بر نظریه اثر بازار داخلی (HME) می‌تواند روش نوینی برای خلق و تقویت مزیت‌های نسبی باشد؛ بنابراین به دنبال بررسی مزیت‌های بالقوه اقتصاد ایران در حوزه صادرات هستیم. این مطالعه با بررسی داده‌ها و اطلاعات می‌تواند مزیت‌های نهفته تجارت و صادرات اقتصاد ایران را معرفی کند. صنایع ایران پتانسیل‌های مختلفی برای تولید و صادرات دارند. پژوهش حاضر به دنبال کشف مزیت صادراتی بخش‌های مختلف صنعتی هست.

بر اساس سومین ویرایش طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌های اقتصادی[1] (ISIC)، ۲۳ فعالیت با کد دو رقمی در بخش صنعت برای اقتصاد ایران وجود دارد. از بین آن‌ها هشت صنعت که با توجه به مطالعه ابونوری و غلامی (۱۳۸۷) جزء صنایع انحصار چندجانبه و صنایع رقابت کامل هستند برای بررسی وجود اثر بازار داخلی انتخاب شده است. در این مقاله در بخش دوم به بررسی ادبیات اثر بازار داخلی و پیشینه تجربی تحقیق پرداخته و در بخش سوم روش تحقیق و مدل تشریح می‌شود. در بخش چهارم یافته‌های تجربی تحقیق مورد تحلیل قرار می‌گیرند. بخش پایانی مقاله نیز به نتیجه‌گیری تحقیق اختصاص‌یافته است.

۲. ادبیات و پیشینه تحقیق

وقتی که تقاضای زیاد برای یک کالا در یک کشور وجود دارد با ثابت بودن سایر شرایط، آن کشور می‌تواند واردکننده کالا باشد. شرایط تقاضا و فرصت‌های تولید باعث می‌شود که آن کشور به تقاضای داخلی برای آن کالا پاسخ داده و به یک صادرکننده کالا تبدیل می‌شود که این موضوع تحت عنوان اثر بازار داخلی بیان می‌گردد[2]. اثر بازار داخلی[3] (HME) بر مبنای فرضیه تمرکز صنایع خاص در بازارهای بزرگ شکل گرفته است. این

[1]. International Standard Industrial Classification of All Economic Activities
[2]. Davis and Weinstein
[3]. Home Market Effect

نظریه بخشی از نظریه جدید تجارت است که از تلفیق مدل‌های بازده نسبت به مقیاس افزایشی[1] و هزینه حمل‌ونقل به‌دست‌آمده است. وجود بازده نسبت به مقیاس افزایشی برای یک صنعت منجر می‌شود تا آن صنعت به دلیل حداقل کردن هزینه حمل‌ونقل، در بازارهای داخلی محصور بماند و محصولات این صنعت در بازار داخلی مورد استفاده قرار گیرد؛ بنابراین اثر بازار داخلی ارتباط بین اندازه بازار و صادرات را نشان می‌دهد که در مدل‌های سنتی تجارت برای مزیت نسبی مد نظر قرار نمی‌گرفت.

اثر بازار داخلی، تمایل کشورهای بزرگ برای اینکه صادرکننده خالص کالاهایی با هزینه حمل‌ونقل بالا و مقیاس اقتصادی قوی[2] باشند را نشان می‌دهد. با وجود هزینه‌های ثابت و مقیاس اقتصادی، بنگاه‌ها ترجیح می‌دهند که تمام تولید یک کالا را در یک مکان متمرکز کنند؛ با وجود هزینه حمل‌ونقل، منطقی به نظر می‌رسد که این مکان بازاری با تقاضای زیاد محصول باشد. کالاها در مقیاس اقتصادی ضعیف و یا هزینه حمل‌ونقل پایین توسط اقتصادهای کوچک تولید می‌شوند. اثر بازار داخلی در واقع بین اندازه بازار و صادرات کالاهایی که بر اساس مدل‌های تجاری مزیت نسبی وجود ندارد، ارتباط برقرار می‌کند (هانسن و جیانگ[3]، ۲۰۰۲).

چرا اثر بازار داخلی اتفاق می‌افتد؟ با وجود هزینه‌های تجارت، تولیدکنندگان مشتاق‌اند نزدیک منابع بزرگ تقاضا قرار بگیرند که بیانگر این واقعیت است که بیشتر تولیدکنندگان بازارهای کوچکتر را ترک می‌کنند (دیویس و ونشتاین، ۲۰۰۳)؛ زیرا یک افزایش x درصد در تقاضا برای یک کالا، منجر به افزایش بیشتر از x درصد در تولید می‌شود.

اثر بازار داخلی را می‌توان به دو گام تجزیه کرد: نخست واکنش کوتاه مدت به حرکت نیروی کار از خارج به داخل که باعث کاهش هزینه‌ها و ایجاد سود اضافی (در کوتاه‌مدت) برای بنگاه‌های داخل می‌شود که این امر منجر به ورود بنگاه‌های جدید به داخل می‌شود که به معنای خروج از خارج هم تلقی می‌گردد. دوم واکنش بلندمدت به ورود و خروج بنگاه‌ها که ورود بنگاه‌ها منبع اصلی اثر بازار داخلی خواهد بود. در ادامه اثر بازار داخلی به صورت گرافیکی نمایش داده می‌شود تا مفهوم آن راحت‌تر درک شود.

---

1. Increasing returns to scale
2. Strong scale economies
3. Hanson and Xiang

۲-۱. مرور ادبیات از دیدگاه نظری

فرض کنید که دو کشور وجود دارد: داخل (H) و خارج (F)[1]. نیروی کار داخل L و نیروی کار خارج L^* واحد است که تنها عامل اولیه تولید هست. کشورها فنّاوری یکسانی دارند. هر کشور دو کالا تولید می‌کند، کالای X (محصولات متمایز[2]) و کالای Y (محصولات همگن[3]). کالای Y در بازار رقابت کامل[4] فروخته می‌شود، در حالی که کالای X در بازار رقابت انحصاری[5] فروخته می‌شود. کالای Y با بازدهی ثابت نیروی کار تولید می‌شود. هر واحد نیروی کار یک واحد محصول تولید می‌کند. نرخ‌های دستمزد به واحد نرمال می‌شوند. تجارت بین‌الملل کالای X باعث تحمیل هزینه‌های نقل‌وانتقال[6] زیادی می‌شود، به این معنا که برای هر τ واحد کالای X حمل شده از خارج، تنها یک واحد وارد می‌شود؛ که این قیمت مصرف‌کنندگان نوع وارداتی را از p^* به τp^* افزایش می‌دهد که p^* قیمت کارخانه و $\tau > 1$ عامل هزینه نقل‌وانتقال هست.

در هر کشور کارگزاران[7] این تابع مطلوبیت را دارند:

$$u = X^{\mu}Y^{1-\mu}, 0 < \mu < 1 \qquad (۱)$$

که u تابع مطلوبیت، Y مصرف کالای Y و X مجموع مصرف محصولات متمایز را نشان می‌دهند.

$$X = \left[\sum_{i=1}^{n} c_i^{\rho} + \sum_{i=1}^{n^*}(c_i)^{\rho}\right]^{1/\rho}, 0 < \rho < 1 \qquad (۲)$$

مصرف هر نوع کالا با c_i نشان داده می‌شود و $\sigma \equiv 1/(1-\rho) > 1$ کشش جانشینی بین هر جفت انواع کالای X هست.

شاخص قیمت کالای X (که دوگان X کل هست) به این صورت هست:

---

1. Home and Foreign
2. Differentiated products
3. Homogeneous goods
4. Perfectly competitive market
5. Monopolistically competitive market
6. Ice berg
7. Agents

$$P_X = \left[\sum_{i=1}^{n} p_i^{\rho/(\rho-1)} + \sum_{i=1}^{n^*} (\tau p_i^*)^{\rho/(\rho-1)}\right]^{(\rho-1)/\rho} \quad (۳)$$

تابع تقاضای مصرف‌کنندگان داخلی برای محصول داخلی به این صورت هست:

$$c = p^{-\sigma}(P_X)^{\sigma-1}\mu L \quad (۴)$$

به طور مشابه، تابع تقاضای مشتق شده (شامل واحدهای از دست رفته توسط هزینه‌های نقل‌وانتقال) برای محصول خارجی از مصرف‌کنندگان داخلی به این صورت هست:

$$\tilde{c} = \tau(\tau p^*)^{-\sigma}(P_X)^{\sigma-1}\mu L \quad (۵)$$

p و p^* به ترتیب قیمت یک کالای تولید شده در داخل و خارج می‌باشند. تولید یک محصول متمایز با هزینه نهایی دائمی[1] α و β واحد نیروی کار به عنوان یک هزینه ثابت به دست می‌آید. در مجموع، تعداد محصولات در دسترس برای مصرف کنندگان خیلی زیاد می‌شود، هر تولیدکننده قیمتش را با کاربرد یک عامل تفاوت بین هزینه و قیمت دائمی بر هزینه نهایی به صورت زیر مشخص می‌کند.

$$p = p^* = \frac{\sigma\beta}{\sigma-1} \quad (۶)$$

ورود آزادانه باعث می‌شود که سود در بلندمدت صفر باشد، از این‌رو تولید تعادلی بلندمدت هر نوع x، ثابت و مستقل از سطح هزینه‌های تجارت است.

$$x = \frac{\alpha}{\beta}(\sigma - 1) \quad (۷)$$

قبل از بررسی تعادل تجارت، لازم است به فرایند ورود و خروج توجه شود. اگر در کوتاه‌مدت، تقاضا برای محصول متمایز شده از تولید بلندمدت x بیشتر شود، سود مثبت خواهد بود که این انگیزه‌ای برای ورود بنگاه‌های جدید به صنعت خواهد بود. به طور معکوس اگر تقاضای کوتاه‌مدت کوچک‌تر از x باشد تعدادی از بنگاه‌ها خارج خواهند شد. این فرایند ورود و خروج نقش مهمی در تعیین درجه اثر بازار داخلی دارد.

[1]. Constant marginal cost

۲-۲ تعادل تجارت

با بازگشت به تعادل تجارت با هزینه‌های تجاری مثبت، لازمه رسیدن به محصول تعادلی بازار این است که عرضه معادل تقاضا برای هر محصول داخلی باشد:

$$x = c + \tilde{c}^* \equiv C \qquad (۸)$$

با جانشینی معادله (۴) بجای c و معادله (۵) بجای $\tilde{c}^*$، در معادله (۸) و مبنی بر اینکه، $\emptyset \equiv \tau^{1-\sigma} < 1$ تابع تقاضای کل برای محصول داخلی (C) و مشابه خارجی (C^*) به دست می‌آید:

$$C = \frac{\mu}{p}\left(\frac{L}{n+\emptyset n^*}+\frac{L^*}{n+(n^*/\emptyset)}\right) \qquad (۹)$$

$$C^* = \frac{\mu}{p}\left(\frac{L}{(n/\emptyset)+n^*}+\frac{L^*}{\emptyset n+n^*}\right) \qquad (۱۰)$$

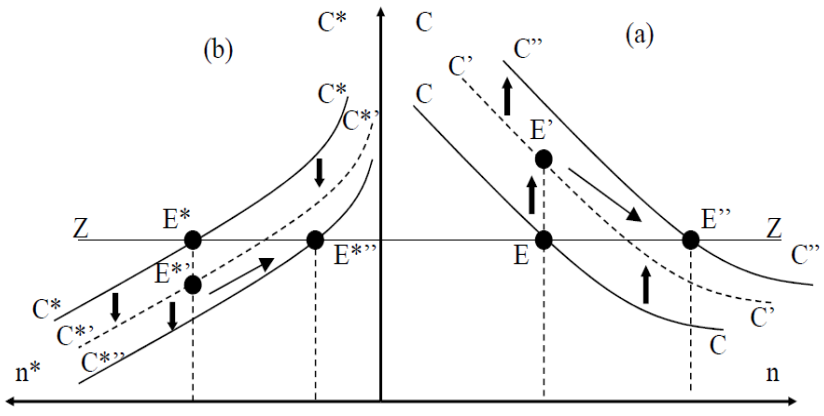
نمودار (۱) رابطه بین تعداد انواع کالا در هر کشور، n و n^*، سطح تقاضای هر نوع کالا، C و C^* به تصویر کشیده شده است. تقاضای کل با منحنی CC در پانل a (کشور داخل) و منحنی C^*C^* در پانل b (کشور خارج)، به ترتیب در فضای n, C و n^*, C^* نشان داده شده است. سطح تولید تعادلی بلندمدت x در تقاطع مشترک خط افقی ZZ با محور عمودی نشان داده شده است. تعادل اولیه با نقاط E و E^* نشان داده شده است. در امتداد منحنی CC (C^*C^*)، n^* (n) به‌عنوان یک متغیر برون‌زا رفتار می‌کند.

$$\frac{\partial C}{\partial n} = -\frac{\mu}{p}\left(\frac{L}{(n+\emptyset n^*)^2}+\frac{\emptyset^2 L^*}{(\emptyset n+n^*)^2}\right)<0 \qquad (۱۱)$$

$$\frac{\partial C}{\partial n^*} = -\frac{\mu\emptyset}{p}\left(\frac{L}{(n+\emptyset n^*)^2}+\frac{L^*}{(\emptyset n+n^*)^2}\right)<0 \qquad (۱۲)$$

معادله (۱۱) اشاره دارد که منحنی CC در n کاهنده است، در حالی که معادله (۱۲) نشان می‌دهد که منحنی CC هنگامی که یک افزایش در n^* رخ دهد به پایین جابجا می‌شود.

نمودار (۱): رابطه بین انواع کالا و سطح تقاضای هر نوع کالا در هر کشور



منبع: کی کوچی و لانگ،[1] ۲۰۱۰

حال فرض کنید که یک نیروی کار برون‌زا از خارج به داخل جابجا شود: در داخل، نیروی کار $L + \Delta L$ می‌شود، در حالی که در خارج نیروی کار $L^* - \Delta L$ می‌شود. می‌توان جابجایی نسبت به تعادل جدید را دو گام بیان کرد.

گام ۱: ابتدا در کوتاه‌مدت، تعداد انواع کالاها در هر کشور ثابت هست: افزایش در L که با کاهش در L^* یکی هست، منحنی CC را به بالا منتقل می‌کند ($C'C'$ نقطه‌دار) زیرا $\emptyset n^* < n^*/\emptyset$، در حالی که منحنی C^*C^* به پایین منتقل می‌شود ($C^{*\prime}C^{*\prime}$). تعادل کوتاه‌مدت جدید داخل (خارج) به دست می‌آید که با E' ($E^{*\prime}$) نشان داده می‌شود؛ بنابراین هر بنگاه داخلی (خارجی) یک افزایش (کاهش) در تقاضا نسبت به سطح تولید بلندمدت x تجربه می‌کند؛ زیرا قیمت‌ها به طور برآوردی در $\beta\alpha/(\sigma - 1)$ قرار می‌گیرند در حالی‌که در داخل هزینه متوسط ثابت کاهش می‌یابد، سود برای هر بنگاه داخلی افزایش می‌یابد. به طور مشابه سود برای هر بنگاه خارجی کاهش می‌یابد. این تغییرات انگیزه‌ای برای ورود بنگاه‌های جدید در داخل هست، در حالی‌که در خارج خروج اتفاق می‌افتد. (اگر خروج در خارج اتفاق نیفتد، تعداد تعادلی جدید بنگاه‌های داخلی در تقاطع منحنی $C'C'$ و خط ZZ مشخص خواهد شد). لازم به ذکر است که این جابجایی منحنی بیانگر اثر بازار داخلی نیست: چون‌که انتقال اولیه CC به نسبت افزایش در L هست، آن فقط به طور نسبی n را افزایش می‌دهد.

[1]. Kikuchi and Long

گام ۲: فرایند ورود و خروج فوق دور دوم انتقال منحنی را به همراه دارد و در نتیجه دور دوم فرایند ورود و خروج اتفاق می‌افتد. $C'C'$ به‌وسیله کاهش در n^* به بالاتر (به $C''C''$) جابجا می‌شود، در $C^{*\prime}C^{*\prime}$ به‌وسیله افزایش در n به پایین‌تر ($C^{*\prime\prime}C^{*\prime\prime}$) جابجا می‌شود؛ بنابراین تعادل بلندمدت جدید در نقطه E'' (برای داخل) و نقطه $E^{*\prime\prime}$ (برای خارج) به دست می‌آید. لازم به ذکر است که جابجایی دور دوم منبع اصلی اثر بازار داخلی را تشکیل می‌دهد. انتقال مخارج بین کشورها محرک یک فرایند ورود و خروج در هر کشور است که تقویت‌کننده نخستین فرایند ورود و خروج هست (کی کوچی و لانگ،۲۰۱۰).

۲-۳. پیشینه تحقیق

بررسی‌ها نشان می‌دهند که مطالعه چندانی در مورد اثر بازار داخلی در کشور صورت نگرفته است که دلیل آن جدید بودن نظریه و یا عدم وجود داده‌های منسجم برای انجام تحقیق بوده است و عمده مطالعات در خارج کشور به دو صورت نظری و تجربی انجام شده است که در ادامه به بررسی آن‌ها می‌پردازیم. این مطالعات بر مبنای نظریه کروگمن (۱۹۸۰) شکل گرفته است.

کروگمن (۱۹۸۰) یک مدل در چارچوب رقابت انحصاری با ویژگی، بازدهی نسبت به مقیاس افزایشی[1](IRS) با توجه به مدل دیگزیت و استیگلیتز[2] (۱۹۷۷) گسترش داد. او ابتدا بحث نظری با دو بخش IRS متفاوت در نوع تولید، دو کشور با اندازه یکسان با ترجیحات همانند در دو بخش IRS و یک عامل تولید، کار را بیان کرد. فرضیه تصویر آینه[3] برای کنترل اختلاف در قیمت عوامل (مانند دستمزد) و انتقال تمرکز به اندازه بازار نسبی به‌عنوان الگوی تجارت در بخش IRS هست. کروگمن نشان داد که در صورت عدم وجود موانع تجاری، یک توازن در تجارت در تعادل هر بخش IRS وجود دارد. او دریافت که کشورهایی با اندازه نسبی بازار بزرگ‌تر در بخش IRS داده شده میزبان تعداد نامتناسب بنگاه‌ها هستند؛ به عبارت دیگر، یک افزایش در اندازه نسبی بازار منجر به یک افزایش در تولید نسبی یک عامل بیشتر از یک‌به‌یک می‌شود. در نتیجه، کشور با اندازه بازار بزرگ‌تر به یک صادرکننده خالص تبدیل می‌شود. این پدیده اثر بازار داخلی نامیده می‌شود. مفهوم شهودی اثر بازار داخلی این است که بنگاه‌ها تمایل دارند در محل بازارهای بزرگ‌تر باشند تا موانع زیاد برای رسیدن به مشتریان خود را دور بزنند. در همین زمان تعدادی از بنگاه‌ها هنوز تولید در بازارهای کوچک‌تر را انتخاب می‌کنند زیرا حمایت‌های اعطاشده توسط

[1]. Increasing Returns to Scale
[2]. Dixit and Stiglitz
[3]. Mirror image assumption

موانع تجاری باعث می‌شود که آن‌ها تلقین کنند در سطح بالاتری از رقابت هستند (غزالیان،[1] ۲۰۰۵).

دیویس و ونشتاین (۱۹۹۹) با استفاده از چارچوب یک مدل بازدهی افزایشی جغرافیای اقتصادی با ویژگی‌های مدل هکشر و اوهلین اثر بازار داخلی در ساختار تولید ناحیه‌ای در ژاپن را مورد بررسی قرار دادند؛ که وجود بازار داخلی در هشت تا از نوزده بخش تولیدی از قبیل تجهیزات حمل ونقل، آهن و فولاد، ماشین‌آلات الکتریکی و شیمیایی تأیید شد.

ودر[2] (۲۰۰۳) در مطالعه خود به این پرسش پاسخ می‌دهد که آیا کشورها ممکن است کالایی را که در آن اثر داخلی بزرگ دارند را صادر کنند. او یک مدل ساده دو کشوری که تفاوت نسبی و مطلق در اندازه بازار داخلی در صنایع مختلف بین دو کشور وجود دارد را در نظر می‌گیرد و از داده‌های بریتانیا و امریکا برای ۲۶ صنعت در طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۷ استفاده می‌نماید. نتایج نشان داد که بازده فزاینده نسبت به مقیاس نقش مهمی در وجود اثرات بازار داخلی دارد و توسط هر دو نظریه‌های جدید و سنتی تجارت تأیید گردید. احتمال دارد که اندازه اثرات بازار داخلی درون یک گروه صنایع با درجه‌های مختلف مقیاس اقتصادی متفاوت باشد. همچنین مقیاس اقتصادی بالای صنایع ممکن است از بازار داخلی بزرگ‌تر سایر صنایع سودمندتر باشد؛ و اثرات بازار داخلی به هزینه‌های ثابت یا متوسط اندازه بنگاه بستگی دارد.

دیویس و ونشتاین (۲۰۰۳) با استفاده از اطلاعات کشورهای سازمان همکاری‌ها و توسعه اقتصادی (OECD) وجود اثرات بازار داخلی از تقاضای منحصربه فرد بر الگوی تولید را بررسی کردند. آن‌ها از یک مدل جغرافیای اقتصادی[3] در چارچوب مدل هکشر اوهلین (بر اساس مزیت نسبی) به همراه یک مدل جغرافیای اقتصادی استفاده کردند. بر اساس بنیان نظری مدل‌ها، مدل مزیت نسبی ساده اثرات بازار داخلی را پیش‌بینی نمی‌کند اما مدل جغرافیای اقتصادی این اثرات را پیش‌بینی می‌کند. مدل‌ها نقش مهم بازدهی افزایشی در تعیین ساختار تولید کشورهای سازمان همکاری‌ها و توسعه اقتصادی را نشان دادند. در چارچوب مدل‌های بررسی شده، موضوعات مزیت نسبی بر ساختار صنعتی مناسب و گسترده مؤثر هستند. حتی در سطح چهار رقمی، از یک سوم تا نصف ساختار تولید کشورهای سازمان همکاری‌ها و توسعه اقتصادی به نظر می‌رسد توسط مزیت نسبی ساده دولتی شده است. به هر حال بازدهی افزایشی نقش اساسی به‌ویژه هنگامی‌که به عنوان

---

1. Ghazalian
2. Weder
3. Economic geography

جغرافیای اقتصادی مطرح هست بازی می‌کند. به طوری که اثرات قابل اندازه‌گیری بر ساختار تولید یک دوم تا دو سوم محصول صنعتی سازمان همکاری‌ها و توسعه اقتصادی دارد.

کلاور[1] و همکاران (۲۰۱۱) به طور تجربی وجود اثر بازار داخلی را در صنعت اسپانیا را با هدف وجود و اهمیت این اثرات در تعیین مکان تولید مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در مطالعه خود از مدل‌های نظری کروگمن (۱۹۸۰)، ودر (۱۹۹۵) و دیویس و ونشتاین (۱۹۹۶ و ۱۹۹۹ و ۲۰۰۳) استفاده کردند. آن‌ها از ۱۷ ناحیه و ۹ بخش صنعتی از ۱۹۶۵ تا ۱۹۹۵ برای تعیین اثر بازار داخلی استفاده کردند. اثر بازار داخلی در ۴ تا از ۹ بخش تجهیزات حمل‌ونقل، پلاستیک، لاستیک، چوب، چوب‌پنبه و مبلمان، محصولات غیرفلزی معدنی، محصولات فلزی و ماشین‌آلات پیدا شد.

ماتسویاما[2] (۲۰۱۵) به بررسی یک چارچوب نظری جدید برای مطالعه الگوی تجارت بین کشورهای غنی و ضعیف با استفاده از اثر بازار داخلی پرداخت. در مدل او دو کشور وجود دارد که در موجودی سرانه نیروی کار و اندازه جمعیت با هم تفاوت دارند. در تعادل، در کشور غنی، خانوارهایی که به سطح استاندارد زندگی بالاتری می‌رسند مازاد تجاری از طریق HME دارند. از این رو صادرکننده خالص کالاهای با کشش درآمدی بالاتر می‌شوند.

توبال[3] (۲۰۱۶) یک مدل استاندارد برای اثر بازار داخلی بررسی می‌کند تا موانع ورودی که اجاره محلی ایجاد می‌کنند را معرفی کند. او نشان داد؛ اول، اثرات بازار داخلی افزایش می‌یابد؛ دوم، زمانی که کشورها دارای اندازه نابرابر هستند، کاهش برابر در هزینه تجارت، رفاه کشورهای کوچک را کاهش می‌دهد؛ سوم، افزایش موانع ورود در کشور دارای اندازه بازار بزرگ‌تر، رفاه آن کشور را افزایش می‌دهد چهارم، افزایش یک‌جانبه تعرفه‌های واردات باعث انتقال اجاره‌های خارجی به کشور داخل می‌شود.

یمینگ زو[4] (۲۰۱۸) این موضوع را بررسی می‌کند که تعاملات بین تمایز محصول، هزینه‌های حمل‌ونقل و هزینه‌های شهری، نابرابری فضایی را در یک مدل تعادل عمومی تعیین می‌کنند. در حالی‌که دستمزدها در مناطق بزرگ همیشه بالاتر است، HME در توزیع صنعتی در طیف محدودی از پارامترها رخ می‌دهد، به این معنی که HME در قیمت عامل بیشتر فراگیر است. او نشان می‌دهد که در HME معکوس نتایج شایع‌تر

---

1. Claver
2. Matsuyama
3. Tobal
4. Yiming Zhou

است؛ یعنی نادیده گرفتن هزینه‌های شهری در روش‌های نظری، تمایل به وجود HME را بیش از حد ارزیابی می‌کند. او همچنین نشان داد که تغییر در هزینه‌ها و هزینه‌های حمل‌ونقل بر نابرابری‌های منطقه‌ای و رفاه تأثیر می‌گذارد.

کاستینوت[1] و همکاران (۲۰۱۹) اثر بازار داخلی را در صنعت داروسازی جهانی بررسی کردند. نتایج نشان داد که همبستگی بین تقاضای داخلی پیش بینی شده و فروش خارج از کشور مثبت و بیشتر از همبستگی بین تقاضای داخلی پیش بینی شده و خرید از خارج از کشور است. و کشورها تمایل دارند که فروشنده خالص داروهایی باشند که دارای بیشترین تقاضا هستند.

ژیرالدو[2] (۲۰۱۹) یک مدل رشد اقتصادی درون‌زا را در یک اقتصاد آزاد با اثر بازار داخلی و ترجیحات غیر هموتتیک مورد مطالعه قرار داد. این مدل نشان می دهد که چگونه تجارت بین کشورهای مشابه منجر به همگرایی در رشد اقتصادی می شود. در حالی که تجارت بین کشورهای بسیار نامتقارن واگرایی ایجاد می کند. علاوه بر این، تجارت بین‌المللی لزوماً به معنای رفاه بیشتر نیست.

فلاحتی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی اثر بازار داخلی در صنعت ایران با استفاده از رهیافت ودر[3] (۲۰۰۳) مبتنی بر چارچوب تعادل عمومی پرداخته‌اند. آن‌ها جهت بررسی فرضیه خود مدل زیر را برآورد نموده‌اند.

$$\ln\frac{E_{hfi}}{E_{fhi}} = \beta_0 + \beta_1 \ln\frac{MZ_{hi}}{MZ_{fi}} + \beta_2 \ln\left(\frac{Gdpcapita_i}{Gdpcapita_j}\right) + \beta_3 \ln(exch) + \beta_4 \ln(Dis_{ij}) + \varepsilon_i \quad (۱۳)$$

که در آن $\frac{Gdpcapita_i}{Gdpcapita_j}$ نسبت درآمد سرانه واقعی ایران به سایر کشورها برای توضیح اثرات مشابهت تقاضا، exch متغیر نوسان نرخ ارز، Dis_{ij} فاصله تهران از پایتخت سایر کشورها، $\frac{E_{hfi}}{E_{fhi}}$ صادرات نسبی بین ایران و کشورهای خارجی در صنعت i و $\frac{MZ_{hi}}{MZ_{fi}}$ اندازه بازار نسبی بین ایران و کشورهای خارجی در صنعت i است. پارامتر β_1 کشش نسبی صادرات نسبت به اندازه بازار داخلی ایران است؛ به طوری که اگر پارامتر شیب مثبت باشد با افزایش بازار داخلی در یک بخش، صادرات نسبی آن بخش بیشتر خواهد بود.

---

1. Costinot
2. Giraldo
3. Weder

برای محاسبه اندازه بازار داخلی نسبی در هر بخش از آمار صادرات، واردات زیر بخش صنعت و ارزش‌افزوده هر زیر بخش استفاده بر اساس کدهای ISIC استفاده شده است. داده‌های صادرات و واردات ایران از گمرک ایران و داده‌های سایر کشورها از گزارش‌های مرکز تجارت جهانی و مقادیر ارزش‌افزوده از پایگاه داده‌های OECD استفاده شده است. کشورهای خارجی هم کشورهایی هستند که بیشترین تجارت درون صنعت با ایران داشته‌اند کشورهای چین، امارات، هند، کره جنوبی، ترکیه و سنگاپور.

نتایج مطالعه فلاحتی و همکاران (۱۳۹۷) نشان می‌دهد اثر بازار داخلی در ۱۷ بخش از ۲۱ بخش مورد بررسی، مثبت بوده است؛ یعنی در بخش‌های چرم، فرآورده‌های چرمی و کفش، پلاستیک و فرآورده‌های پلاستیکی، سایر محصولات کانی غیرفلزی، سایر تجهیزات حمل‌ونقلی و تولید مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده دیگر منفی و معنادار است؛ بنابراین، توسعه تقاضای بازار داخلی در بخش‌های مختلف صنعتی به شرط در نظر گرفتن سیاست‌های حمایت‌کننده از رقابت‌پذیری در کنار تقویت تجارت دوجانبه با کشورهای دارای ساختار تقاضای مشابه می‌تواند زمینه را برای نفوذ بهتر در بازارهای بین‌المللی فراهم کرده و منجر به رشد پایدار صادرات صنعتی کشور شود.

مطالعه فلاحتی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از روش ودر (۲۰۰۳) و بین کشوری انجام‌شده در حالی که این مطالعه از روش دیویس و ونشتاین و به صورت استانی انجام می‌گیرد. تعریف اثر بازار داخلی در این دو روش متفاوت هست در روش دیویس و ونشتاین اثر بازار داخلی تفاوت تقاضای نسبی برای یک صنعت در استان به کل صنایع استان و تقاضای نسبی همان صنعت در کشور نسبت به کل صنایع کشور را اندازه می‌گیرد. در حالی که در مطالعه فلاحتی و همکاران (روش ودر) اندازه بازار نسبی بین ایران و کشورهای خارجی بیانگر اثر بازار داخلی است.

جمع‌بندی مطالعات نشان می‌دهد که برآورد اثر بازار داخلی به دو صورت استانی یا ایالتی مانند دیویس و ونشتاین (۱۹۹۶)، کلاور و همکاران (۲۰۱۱) و یولیانگ و یومین (۲۰۱۱) و بین کشوری مانند دیویس و ونشتاین (۲۰۰۳) و ودر (۲۰۰۳) انجام‌شده است. می‌توان اثرات قوی جغرافیای اقتصادی را در داده‌های استانی نسبت به ملی حذف کرد زیرا هزینه حمل‌ونقل در جابجایی کالاها کمتر هست همچنین عوامل در سطح استانی تحرک بیشتری دارند.

۳. روش تحقیق

۳-۱. تشریح مدل تجربی

با توجه به مطالعات تجربی انجام شده و با استفاده از روش دیویس و ونشتاین (۱۹۹۶) مدل رگرسیونی اثر بازار داخلی به‌صورت زیر ارائه می‌شود.

$$X_{nc} = f(SH_{nc}, IDI_{nc}) \qquad (۱۴)$$

که در آن n صنایع، c استان‌ها، X_{nc} تولید صنعت n ام در استان c، است.
SH_{nc} تمایل استان c در تولید صنعت n ام به اختصاص منابع تولیدی خود بر اساس نسبت تولید هر صنعت در کشور به کل تولید صنایع کشور در غیاب تقاضای ویژه را نشان می دهد.

$$SH_{nc} = \frac{X_{ns}}{X_s} X_c \qquad (۱۵)$$

که s معرف کل کشور، X_{ns} بیانگر تولید صنعت n ام در کل کشور، X_s تولید صنایع کشور و X_c تولید کل صنایع استان c است.
IDI_{nc} تقاضای ویژه[1] برای صنعت n ام استان c را اندازه می‌گیرد و منعکس‌کننده اثر بازار داخلی است که وجود یا عدم وجود HME با آن بررسی می‌شود.

$$IDI_{nc} \equiv \left(\frac{D_{nc}}{D_c} - \frac{D_{ns}}{D_s}\right) X_c \qquad (۱۶)$$

نماد D جذب یا تقاضای داخلی است که می‌توان برای آن از تقریب استفاده نمود. برای مثال، کلاور و همکاران (۲۰۱۱) از ارزش‌افزوده ناخالص به هزینه عوامل به عنوان تقریب استفاده نموده اند. D_{nc} بیانگر تقاضا برای صنعت n ام استان c، D_c تقاضا برای کل صنایع استان c، D_{ns} تقاضا برای صنعت n ام در کل کشور و D_s تقاضای برای کل صنایع کشور است.
نماد IDI_{nc} مقدار تقاضای ویژه است. عبارت داخل پرانتز در معادله (۱۶) تفاوت تقاضای نسبی برای یک صنعت در استان به کل صنایع استان و تقاضای نسبی همان صنعت در کشور نسبت به کل صنایع کشور را اندازه می‌گیرد. اگر تمام استان‌ها تقاضای صنعتی به نسبت یکسان داشته باشند، IDI_{nc} صفر خواهد شد. هنگامی که تقاضای نسبی برای

[1]. Idiosyncratic demand

تولیدکنندگان یک صنعت در یک استان بیشتر (کمتر) از بقیه کشور باشد IDI_{nc} مثبت (منفی) خواهد شد. ضریب فزاینده این عبارت با X_c باعث می‌شود که IDI_{nc} مقیاس درست و واحدی در رگرسیون باشد.

با این تعاریف شکل عمومی به این صورت است:

$$X_{nc} = \alpha_{ng} + \beta_1 SH_{nc} + \beta_2 IDI_{nc} + \varepsilon_{nc} \qquad (۱۷)$$

پانویس nc نشان دهنده مقطع می باشد. به علت جلوگیری از پیچیدگی معادله از نوشتن پانویس tبرای زمان صرف نظر شده است.

اگر تولید کالاها درون یک استان نسبتی از تولید این کالاها در مابقی کشور باشد، پس SH_{nc} معادل سطح انتظاری تولید یک کالا در سطح تولید صنعت خواهد بود.

متغیر توضیحی SH_{nc} نشان دهنده مجموعه عوامل موجود اثر گذار بر تولید هست مانند زمین، نیروی کار، سرمایه و غیره. همچنین اثر بازار داخلی را جدا می‌کند و عوامل تورش زا را حذف می‌کند و بطور کلی متغیر کنترلی مناسبی هست.

با برآورد β_2 در معادله (۱۷) سه سناریو تعریف می‌شود: نخست، در زمینه مزیت نسبی بدون هزینه‌های حمل‌ونقل، ساختار جغرافیایی تقاضا هیچ اثری بر رفتار تولید ندارد بنابراین ضریب IDI_{nc} صفر و یا کوچک‌تر از صفر خواهد شد. دوم، در دنیای مزیت نسبی با هزینه‌های حمل‌ونقل و بدون بازدهی فزاینده، تقاضای ایجاد شده مکان تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما در نسبت کمتر. پس ضریب IDI_{nc} بین صفر و یک خواهد شد. در نتیجه به طور نسبی تقاضای بالا برای یک محصول در یک کشور عموماً منجر به این خواهد شد که کشور واردکننده خالص این کالا باشد و سوم، اگر ضریب IDI_{nc} بزرگ‌تر از یک باشد، یک افزایش در تقاضا برای صنعت n ام در استان c منجر افزایش به نسبت بیشتر در تولید X_{nc} و در نتیجه مازاد تولید خواهد شد. بنابراین به طور نسبی تقاضای بالا برای یک محصول در یک کشور عموماً منجر به این خواهد شد که کشور صادرکننده خالص این صنعت باشد. پس اثر بازار داخلی در این صنعت وجود دارد. نتیجه می‌گیریم که اثر بازار داخلی نقش مهمی در تعیین مکان تولید دارد (دیویس و ونشتاین ۲۰۰۳).

۳-۲. داده‌های آماری و روش برآورد

جامعه آماری در این پژوهش تمام استان‌های ایران[۱] و دوره مطالعه طی سال‌های ۱۳۸۰

[۱]. با توجه به تقسیمات استانی در دوره مورد مطالعه، استان تهران شامل تهران و کرج، و استان خراسان شامل خراسان رضوی، شمالی و جنوبی هست.

تا ۱۳۹۴ هست. داده‌های آماری استفاده شده برای تولید (X)، ارزش تولید محصولات به تفکیک صنایع استان‌های مختلف بر اساس آیسیک[1] دو رقمی مندرج در «نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر کشور» و برای طرف تقاضا یا جذب[2] (D)، مقادیر مربوط به ارزش‌افزوده صنایع استان‌های مختلف بر اساس آیسیک دو رقمی از اطلاعات مربوط به حساب‌های منطقه ایران منتشره شده توسط مرکز آمار ایران هست. داده‌های مربوط به شاخص قیمت‌های استانی از سایت بانک مرکزی استخراج گردیده است.

ابونوری و غلامی (۱۳۸۷) با برآورد نسبت تمرکز در صنایع ایران، صنایع رقابتی (مدل‌های ۱ تا ۴) و انحصار چندجانبه (مدل‌های ۵ تا ۸) را بر اساس ویژگی‌های بازار شناسایی نمودند. این صنایع عبارت‌اند از:

«تولید محصولات فلزی فابریکی به‌جز ماشین‌آلات و تجهیزات»،

«تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی»،

«تولید مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر»،

«تولید پوشاک ـ عمل‌آوردن و رنگ کردن پوست خزدار»،

«صنایع تولید زغال کک ـ پالایشگاه‌های نفت و سوخت‌های هسته‌ای»،

«تولید ماشین‌آلات اداری و حسابگر و محاسباتی»،

«تولید رادیو و تلویزیون و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی» و

«تولید سایر وسایل حمل‌ونقل»

اثر بازار داخلی در هر یک از صنایع با توجه به معادله (۱۷) بررسی و برآورد خواهد گردید. برای برآورد رگرسیون از داده‌های تابلویی پویا استفاده شده است.

۴. برآورد مدل

به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق معادله (۱۷) با توجه به مقطع و زمان به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$X_{it} = \beta_0 + \beta_1 SH_{it} + \beta_2 IDI_{it} + \varepsilon_{it} \begin{cases} t = 1380,1381,\ldots,1394 \\ i = 1.2,\ldots,28 \end{cases} \qquad (۱۸)$$

[1]. International Standard Industrial Classification (ISIC)

[2]. با توجه به در دسترس نبودن داده‌های طرف تقاضا یا جذب داخلی مانند کلاور و همکاران (۲۰۱۱) از حساب ارزش‌افزوده به قیمت عوامل تولید به عنوان تقریب استفاده شده است.

که در آن X_{it}، SH_{it} و IDI_{it} به ترتیب متغیرهای X_{nc}، SH_{nc} و IDI_{nc} در معادله (۱۷) در زمان t هستند. پانویس nc نشان دهنده مقطع (i) است. برای برآورد معادله (۱۸) داده‌های مربوط به ۲۸ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۴ جمع آوری شده است. همان‌طور که توسط هلتز-ایکین[1] و همکاران (۱۹۸۸)، حبیب‌الله و انگ[2] (۲۰۰۶)، ندیری و محمدی (۱۳۹۰) و گل‌خندان (۱۳۹۶) اشاره شده است، هرگاه در داده‌های تابلویی تعداد مقاطع بزرگ‌تر از دوره زمانی باشد (N>T)، به علت دوره زمانی نسبتاً کوتاه نیازی به آزمون ریشه واحد نخواهد بود. در این مطالعه تعداد مقاطع (استان‌ها) تقریباً دو برابر دوره زمانی است، لذا آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی برای متغیرهای تحقیق انجام نشده است. همچنین به دلیل کوتاه بودن دوره زمانی اولاً نیازی به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیست و ثانیاً چون تعداد استان‌ها از طول دوره زمانی بزرگ‌تر هست از برآوردگر داده‌های تابلویی پویا به جای ایستا استفاده شده است. بنابراین، در این تحقیق از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[3] داده‌های تابلویی پویا استفاده شده است.

برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی به دو دسته تقسیم می‌شود: برآوردگر تفاضل مرتبه اول (ارائه شده توسط آرلانو و بوند[4] (۱۹۹۱)) و برآوردگر سیستمی گشتاورهای تعمیم‌یافته (ارائه شده توسط بلوندل و بوند[5] (۱۹۹۸)). آرلانو و بوند (۱۹۹۱) پیشنهاد دادند که از وقفه متغیرهای وابسته در سطح به عنوان متغیر ابزاری استفاده شود؛ اما بلوندل و بوند (۱۹۹۸) و بوند[6] و همکاران (۱۹۹۵) نشان دادند، وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای حل این مشکل بلوندل و بوند (۱۹۹۸) برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را پیشنهاد داده‌اند که در یک سیستم، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند. البته باید گفت که نتایج به دست آمده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی بر پایه صحت فروضی که بر آن‌ها بنا شده‌اند هستند. بدین منظور، عموماً از دو آماره m_j و سارگان[7] استفاده می‌شود. آماره m_j برای آزمون عدم وجود خودهمبستگی پیاپی در جملات خطا و آماره سارگان برای آزمون اعتبار متغیرهای ابزارهای بکار برده شده در مدل است. در

---

1. Holtz-Eakin
2. Habibullah and Eng
3. system-GMM
4. Arrelano & Bound
5. Blundell and Bound
6. Bound
7. Sargan

این تحقیق، به دلیل کارایی بیشتر روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی نسبت به روش‌های رقیب، از برآوردگر System-GMM برای برازش مدل (۱۸) استفاده شده است. نتایج برآورد معادله (۱۸) برای هر یک از هشت صنعت مورد مطالعه، در جدول شماره (۱) ارائه شده است. در تمام هشت مدل برآورد شده سطح معناداری آماره M1 (آماره آزمون خودهمبستگی مرتبه اول) کوچک‌تر از ۰,۱ هست که حاکی از وجود خودهمبستگی مرتبه اول –ویژگی لاینفک مدل گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی- در جمله خطا است. مقدار سطح معنای آماره M2 (آماره آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم) در تمامی مدل‌ها بزرگ‌تر از ۰,۱ است؛ بنابراین فرضیه وجود خودهمبستگی مرتبه دوم در جملات خطای مدل رگرسیونی برآورد شده در سطوح مرسوم آماری رد می‌شود. سطح معناداری آماره سارگان (با توزیع کای-دو) در تمام برآوردها تقریباً برابر یک است. بر این اساس فرضیه معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده در برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته در سطوح مرسوم آماری رد نمی‌شود.

ضریب برآوردی IDI یا تقاضا میتواند دارای سه حالت باشد؛ اگر بزرگ‌تر از یک باشد نشان دهنده وجود اثر بازار داخلی است، اگر بین صفر و یک باشد نشان دهنده آن است که به طور نسبی تقاضای بالا برای محصولات این صنایع در درون کشور وجود دارد و منجر به این خواهد شد که کشور واردکننده خالص این کالا گردد و اگر کوچک‌تر از صفر باشد هیچ مزیتی وجود ندارد.

برآورد ضریب IDI یا تقاضا در صنعت «تولید رادیو و تلویزیون و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی» ۱/۲۰۳ شده است. بنابراین، ضریب تقاضا در این صنعت بزرگ‌تر از یک و بیانگر وجود اثر بازار داخلی در این صنعت می باشد.

ضریب تقاضا در سایر صنایع بین صفر و یک است و نشانی می‌دهد که مزیت نسبی در این صنایع وجود داشته و به طور نسبی تقاضای بالا برای محصولات این صنایع در کشور عموماً منجر به این خواهد شد که کشور واردکننده خالص این محصولات باشد یعنی اثر واردات بر صادرات غلبه کرده و موجب واردات خواهد شد.

جدول (۱): نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۸) با روش گشتاورهای تعمیم یافته داده‌های تابلویی پویا

مدل تولید پوشاک ـ عمل‌آوردن و رنگ کردن پوست خزدار		
ارزش احتمال	مقدار عددی ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰	۰/۲۸۸	1.X
۰/۰۰۰	۱/۲۰۲	SH
۰/۰۰۰	۰/۰۶۶	IDI
۰/۰۰۰	-۳۶۶	عرض از مبدأ
آزمون‌های تصریح		
ارزش احتمال	آماره	
۱/۰۰۰	سارگان	
۰/۰۶۹	m1	
۰/۵۸۳	m2	
۲۸	تعداد استان	
۱۵	تعداد سال	

مدل تولید سایر وسایل حمل‌ونقل		
ارزش احتمال	مقدار عددی ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰	۰/۵۳۶	1.X
۰/۰۰۰	۰/۲۰۵	SH
۰/۰۰۰	۰/۲۹۵	IDI
۰/۰۰۰	۱۱۶۷	عرض از مبدأ
آزمون‌های تصریح		
ارزش احتمال	آماره	
۱/۰۰۰	سارگان	
۰/۰۴۱	m1	
۰/۳۱۸	m2	
۲۸	تعداد استان	
۱۵	تعداد سال	

مدل تولید مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر		
ارزش احتمال	مقدار عددی ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰	۰/۱۴۳	1.X
۰/۰۰۰	۱/۳۴۳	SH
۰/۰۰۰	۰/۰۸۳	IDI
۰/۰۰۰	-۱۲۷۶	عرض از مبدأ
آزمون‌های تصریح		
ارزش احتمال	آماره	
۱/۰۰۰	سارگان	
۰/۰۳۱	m1	
۰/۳۰۹	m2	
۲۸	تعداد استان	
۱۵	تعداد سال	

مدل تولید رادیو و تلویزیون و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی		
ارزش احتمال	مقدار عددی ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰	۰/۵۵۳	1.X
۰/۰۰۰	۱/۰۰۲	SH
۰/۰۰۰	۱/۲۰۳	IDI
۰/۰۰۰	-۹۹۱	عرض از مبدأ
آزمون‌های تصریح		
ارزش احتمال	آماره	
۱/۰۰۰	سارگان	
۰/۰۵۸	m1	
۰/۲۶۵	m2	
۲۸	تعداد استان	
۱۵	تعداد سال	

مدل تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی		
ارزش احتمال	مقدار عددی ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰	۰/۳۰۱	1.X
۰/۰۰۰	۰/۳۷۶	SH
۰/۰۰۰	۰/۰۸۰	IDI
۰/۰۰۰	۱۱۷۹۳	عرض از مبدأ
آزمون‌های تصریح		
ارزش احتمال		آماره
۱/۰۰۰		سارگان
۰/۰۰۵		m1
۰/۱۲۸		m2
۲۸		تعداد استان
۱۵		تعداد سال

مدل تولید محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین‌آلات و تجهیزات		
ارزش احتمال	مقدار عددی ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰	۰/۲۶۹	1.X
۰/۰۰۰	۰/۴۴۵	SH
۰/۰۰۰	۰/۱۵۳	IDI
۰/۰۰۰	۴۴۶۸	عرض از مبدأ
آزمون‌های تصریح		
ارزش احتمال		آماره
۱/۰۰۰		سارگان
۰/۰۸۹		m1
۰/۱۹۰		m2
۲۸		تعداد استان
۱۵		تعداد سال

مدل تولید ماشین‌آلات اداری و حسابگر و محاسباتی		
ارزش احتمال	مقدار عددی ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰	۰/۴۳۲	1.X
۰/۰۰۰	۱/۹۹۶	SH
۰/۰۰۰	۰/۱۵۳	IDI
۰/۰۰۰	-۱۳۳۹	عرض از مبدأ
آزمون‌های تصریح		
ارزش احتمال		آماره
۰/۹۵۷		سارگان
۰/۰۴۶		m1
۰/۵۷۸		m2
۲۸		تعداد استان
۱۵		تعداد سال

مدل صنایع تولید زغال کک ـ پالایشگاه‌های نفت و سوخت‌های هسته‌ای		
ارزش احتمال	مقدار عددی ضریب	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰	۰/۰۱۰	1.X
۰/۰۰۰	۱/۲۸۶	SH
۰/۰۰۰	۰/۳۶۲	IDI
۰/۰۰۰	۰/۵۱۰۵۸	عرض از مبدأ
آزمون‌های تصریح		
ارزش احتمال		آماره
۱/۰۰۰		سارگان
۰/۰۸۳		m1
۰/۳۰۶		m2
۲۸		تعداد استان
۱۵		تعداد سال

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری

اثر بازار داخلی (HME) بیانگر این است که افزایش تقاضا برای یک کالا در کشور می‌تواند منجر به افزایش تولید آن کالا و در نهایت به افزایش صادرات منتهی شود. عمده مطالعات در زمینه‌ی اثر بازار داخلی بر اساس کروگمن (۱۹۸۰) می‌باشد که در ادامه توسط دیویس و ونشتاین طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۳ گسترش یافته‌اند. بررسی تجربی پیشینه تحقیق نشان می‌دهد که برآورد اثر بازار داخلی به دو صورت مدل‌های استانی و بین کشوری انجام شده است. می‌توان اثرات قوی جغرافیای اقتصادی را در داده‌های استانی نسبت به ملی نادیده گرفت، زیرا هزینه حمل‌ونقل در جابجایی کالاها کمتر می‌باشد. همچنین عوامل تولید در سطح استانی تحرک بیشتری دارند.

هدف اصلی در این پژوهش بررسی اثر بازار داخلی در تعدادی از صنایع در ایران که با توجه به مطالعه ابونوری و غلامی (۱۳۸۷) جزء صنایع رقابتی و انحصار چندجانبه هستند، با استفاده از روش دیویس و ونشتاین است. جامعه آماری استان‌های کشور و داده‌های موردنیاز صنایع منتخب از اطلاعات منتشره مرکز آمار ایران در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۴ جمع‌آوری گردید.

نتایج برآوردها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System-GMM) نشان می‌دهند که ضریب تقاضا در صنعت «تولید رادیو و تلویزیون و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی» از صنایع بازار انحصار چندجانبه (بر اساس ابونوری و غلامی ۱۳۸۷)، بیشتر از یک است که نشان دهنده وجود اثر بازار داخلی در ایران است. درنتیجه، سرمایه‌گذاری در این صنعت می‌تواند منجر به صادرات کالا و خدمات گردد در سه صنعت دیگر، از صنایع بازار انحصار چندجانبه، ضریب تقاضا بین ۰/۱۵۳ و ۰/۳۶۲ است.

در میان صنایع بازار رقابتی ضریب تقاضا بین ۰/۰۶۶ تا ۰/۱۵۳ برآورد شده است. با توجه به نتایج برآوردها ضریب تقاضا در صنایع بازار رقابت انحصار چندجانبه از صنایع بازار رقابت کامل بیشتر است. با توجه به ادبیات تحقیق در صنایعی که ضریب تقاضا بین صفر و یک است به طور نسبی تقاضای بالا برای محصولات در یک کشور عموماً منجر به این خواهد شد که کشور واردکننده خالص این کالا باشد؛ یعنی اثر واردات بر صادرات غلبه کرده و موجب واردات خواهد شد.

نتایج برآورد اثر بازار داخلی به تفکیک صنایع رقابت کامل و انحصار چندجانبه نشان می‌دهد، اثر بازار داخلی برای بالفعل نمودن مزیت صادراتی صنایع انحصار چندجانبه

(«تولید رادیو و تلویزیون و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی») وجود دارد. پس، توصیه می‌شود دولت با تحریک تقاضای تولیدات صنعتی فوق‌الذکر باعث افزایش تقاضای داخلی و در نتیجه افزایش تولید این بخش بیش از نیاز داخلی گردد تا مازاد تولید می‌تواند صادرات شود.

برآوردهای انجام شده برای صنایع منتخب بر اساس داده‌های آیسیک دو رقمی صورت گرفته است. اگر اثر بازار داخلی در صنایع بر حسب ISIC سه رقمی و یا چهار رقمی مورد بررسی قرار گیرد، صنایع بیشتری بررسی و ارزیابی خواهند شد. با توجه به محدودیت عدم دسترسی به داده‌های آماری در سطح ISIC سه رقمی و چهار رقمی امکان بررسی میسر نگردید. با توجه به مطالعه دیویس و ونشتاین (۲۰۰۳) اثر بازار داخلی در داده‌های آیسیک چهار رقمی نسبت به سه رقمی و دو رقمی بیشتر یافت می‌شود.

فهرست منابع:

ابونوری، اسمعیل و غلامی، نجمه (۱۳۸۷)، برآورد و مقایسه‌ی نسبت تمرکز در صنایع ایران با استفاده از الگوی لگنرمال، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، ۵(۱): ۱۱۱-۱۳۴.

افلاطونی، عباس (۱۳۹۲)، تجزیه‌وتحلیل آماری با Eviews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی، چاپ اول، انتشارات ترمه، تهران.

زرا نژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۸۴)، کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصاد سنجی، مجله اقتصاد مقداری، ۲(۴): ۲۱-۵۲.

سالواتوره، دومنیک (۱۳۸۷)، تجارت بین الملل، ترجمه حمیدرضا ارباب، نشر نی، تهران.

سوری، علی (۱۳۹۱)، اقتصادسنجی، ویراست چهارم، چاپ پنجم، نشر فرهنگ شناسی، تهران.

فلاحتی، علی، الماسی، مجتبی و گلی، یحیی (۱۳۹۷)، تحلیل اثر بازار داخلی با تأکید بر رفتار تجاری صنایع کارخانه‌ای ایران، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، ۱۲(۴۳): ۱۲۳-۱۳۸.

کازرونی، علیرضا (۱۳۸۶)، نظریه‌های تجارت بین‌الملل، انتشارات نور علم، همدان.

گجراتی، دامور (۱۳۸۳)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، چاپ سوم، انتشارات دانشگاه تهران، تهران.

گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۶)، مقایسهٔ تطبیقی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) و مؤلفه‌های آن بر مصرف انرژی در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته، اقتصاد تطبیقی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، سال چهارم، (۱): ۱۳۵-۱۵۴.

ندیری، محمد و محمدی، تیمور (۱۳۹۰)، بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال پنجم، ۱۵(۳)، ۱-۲۴.

سایت مرکز آمار ایران به نشانی:www. Amar.org.ir

سایت بانک مرکزی ایران به نشانی: www. cbi.ir

Arellano, M. & Bond, S. R. (1991), Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, Review of Economic Studies, 58: 277–297.

Armando, J. & Garcia P. (2013), Home market effects with endogenous costs of production, Journal of Urban Economics, 74: 47–58.

Blundell, R. W. & Bond, S. R. (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, Journal of Econometrics, 87: 115–143.

Bound, j., Jager, D. A. & Baker, R. M. (1995), Problem with instrumental variable estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak, journal of the American statistical association, 90: 443-450.

Claver, N., Castejón, C. & Gracia, F. (2011), The home market effect in the Spanish industry, 1965–1995. Ann RegSci, 46:379–396.

Costinot, A., Donaldson, D., Kyle, M. & Williams, H. (2019), The More We Die, The More We Sell? A Simple Test of the Home-Market Effect, The Quarterly Journal of Economics, 2(134): 843–894.

Davis, D., & Weinstein, D. (1996), Does Economic Geography Matter for International Specialization?, NBER Working Paper 5706.

Davis, D. & Weinstein, D., (1999), Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation, European Economic Review 43 (2): 379–407.

Davis, D. & Weinstein, D. (2003), Marketaccess, economic geography and comparative advantage: an empirical test, Journal of International Economics, 59(1): 1–23.

Ghazalian, P. L. (2005), Gravity Model, Border Effects and Home Market Effect: an Ownership- Basis Approach, Thesis Submitted to the College of Graduate Studies for the Degree of Doctor of Philosophy in the Department of Agricultural Economics University of Saskatchewan Saskatoon.

Giraldo, I. (2019), The Home Market Effect, Economic Growth, and the Dynamic Trade Patterns, The International Trade Journal, 6(33).

Habibullah, M. S. & Eng, Y. (2006), Does Financial Development Cause Economic Growth? A Panel Data Dynamic Analysis for the Asian Developing Countries, Journal of the Asia Pacific Economy, 11(4): 377-393.

Hanson. G. & Xiang C. (2002), The Home Market Effect and Bilateral Trade Patterns, Discussion Paper No. 481.

Hanson, G.H. & Xiang, C. (2004), The home market effect and bilateral trade patterns, American Economic Review, 94: 1108–1129.

Holtz-Eakin, D., Newey, W. & Rosen, H. S. (1988), Estimating vector autoregressions with panel data, Econometrica, 56: 1371–1396.

Krugman, P. R. (1980), Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of trade, American Economic Review, 70(5): 950-959.

Matsuyama, K. (2015), The Home Market Effect and Patterns of Trade Between Rich and Poor Countries, Discussion Papers 1519, Centre for Macroeconomics (CFM).

Pham, C. S., Lovely, M. E. & Mitra, D. (2014), The home-market effect and bilateral trade patterns:A reexamination of the evidence, International Review of Economics and Finance, 30: 120–137

Tobal, M. (2016), Regulatory Entry Barriers, Rent-Shifting and the Home Market Effect, Review of international Economics, 25(1): 76-97.

Weder, R. (2003), Comparative Home-Market Advantage: An Empirical Analysis of British and American Exports, Review of World Economics, 139 (2).

Xuliang, Z. & Yuemin, N. (2011), Evaluation of Role of Home Market Effects in China′s Manufacturing Industries, Chin. Geogra. Sci, 21(2): 211–221.

Zhou, Y. (2018), Spatial Inequality and Urban Costs: Revisiting the Home Market Effect, Available atSSRN: https://ssrn.com/abstract=3204479.