

# ارزیابی تأثیر جهانی شدن تجارت بر استغال

## (بخش صنعت در ایران)

تاریخ دریافت: ۸۴/۷/۳۰

یدالله دادگر

تاریخ تأیید: ۸۴/۸/۲۱

دانشیار دانشگاه شهید بهشتی

محمد نذیری

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

### چکیده

مقاله حاضر به بررسی تأثیر جهانی شدن تجارت بر استغال صنعتی در ایران در یک دوره ۲۹ ساله (۱۳۵۲-۱۳۸۰) اختصاص دارد. در این رابطه دو فرضیه آزمون شده است: یکی این که جهانی شدن در بلندمدت تأثیر افزایشی بر استغال صنعت دارد؛ دوم این که جهانی شدن بر استغال زایی صنایع صادرات محور اثر افزایشی و بر استغال زایی صنایع واردات رقابتی اثر کاهشی دارد. برای آزمون این فرضیه‌ها از شیوه آزمون داده‌های ترکیبی (Panel Data) باگک آمار صنعت در سطح کدهای دو رقمی ISIC (دیرایش دوم) استفاده شده است. از میان شاخص‌های موجود برای بررسی تأثیر جهانی شدن، از شاخص تجارت به تولید ناخالص داخلی استفاده شده که از معروف‌ترین شاخص‌ها برای آزمون‌های تجربی در ارتباط با جهانی شدن است. نتایج آزمون‌های صورت گرفته حاکی از تأثیر منفی جهانی شدن بر استغال زایی کل صنعت - صنایع واردات رقابتی و صنایع صادرات محور - دارد. در حالی که فرضیات اصلی این پژوهش رد شده‌اند، اما با توجه به ساختار اقتصادی ایران و پیوند آن با جهانی شدن اقتصاد قابل توجیه می‌باشد.

وازگان کلیدی: جهانی شدن، صنعت، استغال، صنایع صادرات محور، صنایع واردات رقابتی.

طبقه بندی موضوعی: F16

### مقدمه

جهانی شدن پدیده‌ای در حال گسترش و تکامل بوده و در تمام عرصه‌های زندگی مدرن امروز در جریان است؛ مهمترین و بارزترین وجهه آن نیز در اقتصاد متاور شده است. از یک سو پیشرفت‌های سریع و گسترده تکنولوژی و کاهش هزینه‌های حمل و نقل و ارتباطات - کاهش موانع طبیعی تجارت - روند رو به رشد و فزآیندهای را در تجارت بین‌المللی کالاها و خدمات و انتقال عوامل تولید - سرمایه، نیروی کار و تکنولوژی - ایجاد نموده است. از سوی دیگر با آزادسازی، مقررات‌زدایی اصلاحات گستره اقتصادی و تجاری در سطح جهان - کاهش موانع مصنوعی

تجارت - در دهه‌های اخیر - که عمدتاً با هدایت و توصیه صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی و نیز تأسیس سازمان تجارت جهانی صورت گرفته - روند پرشتابی به این فرایند بخشیده است. این امر به گونه‌ای است که حتی در موارد زیادی ایجاد موانع مصنوعی نیز نتوانسته مانع آن شود؛ مثلاً بودن بازار کشورها، از جمله ایران از کالاهای ساخت کشورهایی مانند چین، کره، ژاپن، مالزی و... شاهدی بر این مدعاست.

هرچند پیشتر اقتصاددانان، جهانی شدن را به معنای یکپارچگی و ادغام بیشتر و گستردگی اقتصادها از طریق افزایش جریان تجارت و عوامل تولید می‌دانند، اما تعاریف و برداشت‌های گوناگونی از آن ابراز می‌شود. برخی جهانی شدن را فرایندی می‌دانند که مرزهای بین کشورها را کمزنگتر کرده و ارتباطات را گسترش داده است. گروهی دیگر آن را یک فرایند اجتماعی می‌دانند که قیود جغرافیایی را کنار زده است (واترز، ۱۳۷۹). عده‌ای عقیده دارند که به یک تعریف جامع نمی‌توان رسید (Scholte, 2000). صندوق بین‌المللی پول (IMF) جهانی شدن را در رشد متقابل اقتصادی کشورها در سراسر جهان از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالاهای و خدمات و جریان سرمایه در ماورای مرزها و همچنین از طریق نشر گستره و سریع‌تر تکنولوژی می‌داند (بهکیش، ۱۳۸۱: ۲۵). استیگلیتز جهانی شدن را عبارت از: «نژدیک شدن کشورها و ملت‌های جهان که در نتیجه کاهش شدید هزینه‌های حمل و نقل و ارتباطات و نیز رفع موانع مصنوعی که در راه جریان کالاهای و خدمات، سرمایه، دانش و - تا حدودی نیز افراد - قرار دارد» می‌داند (استیگلیتز، ۲۰۰۲: ۳۱). جغرافی دانان اقتصادی، جهانی شدن را به معنای «انتقال و تغییر در مکان فعالیت اقتصادی در پی انتباش و کاهش مسافت‌ها و فاصله‌ها می‌دانند (Crafts, and Venables, 2001).

این پدیده تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر اقتصاد کشورها بر جای گذاشته و بازارهای مختلف اقتصادی را دچار تحولی اساسی نموده است. تأثیر بر بازار کار کشورها به طور اعم و بر اشتغال، دستمزد، رفاه، توزیع درآمد، مصرف و موقعیت کاری نیروی کار کشورها به طور اخص از جمله مباحث اساسی جهان شدن می‌باشد. جهانی شدن اقتصاد دارای دو بعد عمدۀ افزایش تجارت کالاهای و خدمات نهایی در بین کشورها - بعد غالب جهانی شدن اقتصاد - و افزایش در تحرک بین‌المللی عوامل تولید - سرمایه، تکنولوژی و تا حدی نیروی کار - می‌باشد. این دو بعد و زیربخش‌های آن تأثیرات متفاوتی بر بازار کار ایجاد می‌نماید. طبق عقیده گروهی از محققان، جهانی شدن در کشورهای در حال توسعه موجب کاهش صنایع سنگین و سرمایه‌بر و در نتیجه کاهش اشتغال در این گونه صنایع و افزایش صنایع کاربر و صادرات محور، و در نتیجه افزایش اشتغال زایی این گونه صنایع خواهد شد. با افزایش اشتغال، دستمزد نیروی کار شاغل در این گونه

صنایع - نیروی کار غیرماهر - افزایش خواهد یافت و این امر منجر به تعديل شکاف درآمدی نیروی کار ماهر و غیرماهر در این کشورها خواهد شد. عکس این نتیجه در کشورهای توسعه یافته به بار می آید، طی این فرآیند سهم بخش های مختلف اقتصادی در اشتغال به طرق مختلف تغییر خواهد یافت که به موهب طبیعی و انسانی یک کشور، ظرفیت های تکنولوژیکی و زیرساخت های آن کشور و درجه رقابت پذیری اقتصاد داخلی آن کشور در گذشته بستگی دارد. روند ایجاد و نابودی مشاغل (Job Generation and Job Distraction) از جمله مسائل موجود در این فرآیند است. این فرآیند همراه با از دست دادن مشاغل دربخش هایی است که به وسیله دولت و با موانع تجاری حمایت می شوند. از طرف دیگر ادغام با بازارهای جهانی همراه با ایجاد مشاغل فراوانی به ویژه در بخش های صادرات محور خواهد بود و از آن جا که نابودی مشاغل سریع تر از ایجاد مشاغل اتفاق می افتد، در نتیجه، ادغام با اقتصاد جهانی می تواند برای مدتی همراه با نزدیکی بالا باشد. شناخت دقیق این فرآیند و آگاهی از تأثیرات آن بر متغیرهای مختلف اقتصادی - به ویژه در کشورهایی مانند ایران که این پدیده در آن در حال تکامل بوده و آثار کامل آن هنوز نمایان نشده است - به منظور بهره گیری از فرصت ها و کاهش تهدیدهای آن امری ضروری و عقلانی است.

مطالعات نشان می دهد که صنعت به عنوان محوری ترین بخش در فرآیند توسعه و رشد اقتصادی هر کشور، تأثیر فراوانی از پدیده جهانی شدن می پذیرد (Ghose, 2000:3). اشتغال به عنوان یکی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی و نیز بخش بازار کار صنعتی تغییرات فراوانی را در طی این فرآیند شاهد خواهد بود. این مقاله به ارزیابی و آزمون تأثیر جهانی شدن تجارت بر اشتغال صنعتی پرداخته و دو فرضیه زیر را مورد آزمون قرار می دهد:

- ۱- جهانی شدن اقتصاد در بلندمدت بر اشتغال صنعتی اثر افزایشی دارد.
- ۲- جهانی شدن اقتصاد بر اشتغال صنایع واردات رقابتی اثر کاهشی و بر اشتغال صنایع صادرات محور اثر افزایشی دارد.

مباحث مقاله در چند بخش تنظیم شده است که به ترتیب به بررسی پیوند جهانی شدن و بازار کار، مطالعات انجام شده، تبیین مدل و متد آزمون و تحلیل نتایج آزمون اختصاص دارد.

## ۲- ادبیات نظری و پیشینه بحث

انقلاب صنعتی افق تازه ای در تقسیم کار و تخصص به وجود آورد. با تغییر الگوهای تجارت، نظریه های اقتصاددانان در مورد اهمیت تجارت خارجی و تأثیر آن بر ابعاد مختلف زندگی اقتصادی نیز

تغییر یافت. در توجیه اقتصادی تجارت اولین قدم را آدام اسمیت برداشت. آدام اسمیت مبنای تحلیل خود از اقتصاد و تجارت را بر تقسیم کار و تخصص بر مبنای مزیت مطلق بنا نهاد. پس از اسمیت، ریکاردو تجارت بین‌الملل را در چارچوب نظریه اصلی ارزش کار، تحلیل ت Mood و نظریه مزیت نسبی را ارائه کرد. اولین دیدگاهی که به ارتباط بین اشتغال و دستمزد با تجارت پرداخت، دیدگاه هکش اوهلین (H-O) بود. پل ساموئلسون نیز قضیه برابر شدن قیمت عوامل تولید را که از نتایج نظریه (H-O) بود، اثبات کرد؛ به همین دلیل این نظریه، به نظریه هکش - اوهلین - ساموئلسون (H-O-S) معروف شد. وود توانست با ارائه تفسیری، این دیدگاه را که به خاطر برخی از فروض ساده‌اش مانند یکسان بودن تکنولوژی در بین کشورها، مورد انتقاد واقع شده بود، از بن‌بست نجات دهد (Wood, 1994: 34-54). در بررسی تأثیرات تجارت بر اشتغال و دستمزد، اقتصاددانان از دو شیوه متفاوت که هر دو شیوه مبتنی بر قضیه هکش - اوهلین می‌باشند، استفاده می‌کنند. یک نگرش به اقتصاددانان تجارت بین‌الملل و نگرش دیگر به اقتصاددانان کار اختصاص دارد.

طبق نگرش اقتصاددانان تجارت بین‌الملل، تجارت خارجی، قیمت کالاها را در بین کشورها تحت تأثیر قرار می‌دهد، تغییر در قیمت کالاها باعث تغییر در قیمت عوامل تولید در درون کشورها می‌شود چون تقاضای نسبی عوامل تغییر می‌کند. در وضعیت اولیه، که قیمت عوامل هنوز تغییر نکرده، تغییر در قیمت کالاها وارداتی در درون یک کشور، باعث تغییر در سود نهایی کارخانه‌های درون یک کشور می‌شود و در نتیجه، کارخانه‌ها منابع خود را به سمت صنایع سودآور سوق می‌دهند و تخصیص منابع به سمت صنایع با سودآوری کم، کاهش می‌باید. با توجه به عرضه ثابت عوامل، این تغییرات در تقاضا منجر به تغییر در قیمت عوامل می‌شود.

طبق قضیه استاپلر - ساموئلسون (S-S)، رقابت وارداتی منجر به تغییر تقاضای نیروی کار به سمت نیروی کار ماهر در کشورهای توسعه یافته و نیروی کار غیرماهر در کشورهای در حال توسعه می‌شود. تجارت، قیمت کالاها سرمایه‌بر را در جنوب و کالاها کاربر را در شمال کاهش می‌دهد و در نتیجه صنایع تولیدی در شمال به سمت تولید کالاها سرمایه‌بر، و در جنوب به سمت تولید کالاها کاربر حرکت می‌کند و این امر موجب افزایش دستمزد نیروی کار غیرماهر نسبت به نیروی کار ماهر در جنوب و افزایش دستمزد نیروی کار ماهر نسبت به نیروی کار غیرماهر در شمال می‌گردد. اقتصاددانان کار از طریق حجم و اندازه تجارت و محتوا عامل بودن (Factor Content) آن، تأثیر تجارت را بر دستمزدها و اشغال را در چارچوب تئوری هکش - اوهلین - ساموئلسون (H-O-S) تجزیه و تحلیل می‌کنند. این مطالعات بر مقدار مهارت، کار و سرمایه‌ای که در جریان تجارت نهفته است، تأکید دارند. این مطالعات سعی دارند از طریق تغییرات در عوامل تولید نهفته

در خالص صادرات یک کشور، تغییرات نسبی در عرضه و تقاضای نیروی کار ماهر و غیرماهر آن کشور و در نتیجه تغییرات ایجاد شده در دستمزدهای نیروی کار ماهر و غیرماهر را برآورد کنند (Freeman, 1995:15-32).

مطالعه کروگر (Krueger, 1983)، اولین کار تحقیقی است که به بررسی ارتباط بین اشتغال و تجارت در کشورهای در حال توسعه پرداخته است. کروگر به تحلیل سیاست‌های تجاری و اشتغال در ده کشور در حال صنعتی شدن پرداخت. او و همکارانش بیان کردند که حرکت به سمت رژیم سیاسی خنثی منجر به کاربرتر شدن تولید در این کشورها شد، است. آنها بیان کردند که اصلاح تجاری منجر به افزایش اشتغال شده و نیروی کار نیز به سمت بخش کاربر تجاری انتقال یافته است. در دهه ۱۹۹۰ مطالعاتی با نگرش تعادل جزئی برای برخی کشورهای در حال توسعه - که بیشتر در حوزه آمریکای لاتین واقعند - مانند ارگوئه، مکزیک و مراکش صورت گرفته است.

rama (1994)، با به کارگیری کدهای ۴ رقمی صنعت اروگونه در بین سال‌های ۱۹۸۶ - ۱۹۷۸، به اندازگیری تأثیر آزادسازی تجاری بر تخصیص دوبله مشاغل و دستمزدهای حقیقی بخش صنعت اروگونه پرداخت. نتایج وی نشان می‌داد که اصلاحات تجاری تأثیر زیادی بر سطح اشتغال در بخش‌های صنعتی داشته، اما بر دستمزدهای حقیقی مؤثر نبوده است. رونجا (Revenga, 1997) با به کارگیری آمار سطح کارخانه برای مکزیک، کاهش اندکی را در اشتغال سطح کارخانه‌ای این کشور در دوران آزادسازی تجارت مشاهده کرده است.

کورو و هریسن (Currie, and Harrison 1997) نیز با به کارگیری آمار سطح کارخانه برای مراکش در بین سال‌های ۱۹۸۴ - شروع آزادسازی در آن کشور - و ۱۹۹۰ تأثیر اصلاحات را بر اشتغال بسیار اندک یافته‌اند. وود (Wood, 1994) به تحلیل آثار و ابعاد تجارت شمال و جنوب بر اشتغال و نابرابری‌های دستمزدی در این دو ناحیه پرداخته است. لوینسون (Levinsohn, 1999) با بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر اشتغال در کشور شیلی، اندازه کارخانه را در رابطه با پیامدهای حاصل شده در اشتغال بسیار مهم تلقی کرده است.

رابینز و گیندلینگ (Robbins and Gindling, 1999) شواهد فراوانی را ذکر می‌کنند که نشان می‌دهد آزادسازی تجاری در کاستاریکا منجر به افزایش تقاضای نسبی کارگران ماهر گردیده است. گرین، دیسکرسان و آربچه (Green and Arbache, 2001)، سطح و پراکندگی دستمزد و اضافه دستمزد نیروی کار ماهر و ترکیب اشتغال را در پیش و پس از آزادسازی تجاری در کشور بزری‌بل برسی کرده‌اند. یافته‌های آنها حاکی از افزایش بازدهی آموزش دانشگاهی و کاهش بازدهی در

سطوح میانی آموزشی بوده است. گوس (Ghose,2000) به بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر اشتغال و دستمزدها در دو کشور پیشرفت - ژاپن و آمریکا- و ده کشور در حال توسعه پرداخت. وی بیان کرد که تأثیر منفی تجارت بر اشتغال کشورهای پیشرفتne اندک بود. اما آزادسازی تجاری منافع فراوانی را برای کشورهای در حال توسعه به بار آورده است. رودریک (Rodrik,1997) افزایش حساسیت تقاضای نیروی کار به همراه بازتر شدن اقتصاد را مطرح نموده که در کشورهای مختلفی مورد آزمون تجربی قرار گرفته است.

### ۳- تبیین مدل و منابع آماری

وود،(Wood,1996)، در چارچوب مدل هکشر- اوهلین، بیان کرده است که جهانی شدن اقتصاد و وجه غالب آن یعنی افزایش تجارت، دارای دو نوع تأثیربخشی (Sectoral effects) و تأثیر عاملی(Factorial effects) بر اقتصاد کشورهای است. تأثیرات بخشی تجارت، تولید کالاهای دارای «عامل تولید فراوان» را افزایش و تولید کالاهای دارای «عامل تولید کمیاب» را کاهش می دهد. تأثیر عاملی جهانی شدن تجارت که خود ناشی از تغییر و تحولات بخشی در تولید کالاهاست، تقاضا (قیمت) عوامل تولید فراوان را افزایش و تقاضا (قیمت) عوامل تولید کمیاب را کاهش می دهد. این مقاله تأثیر جهانی شدن تجارت را بر اشتغال با توجه به تأثیرات عاملی بررسی می کند. یعنی آیا با توجه به تغییرات صورت گرفته در ساختار تولید - مثلاً افزایش رشد صادرات- تغییری در تقاضای نیروی کار روی می دهد یا نه؟ برخی از مطالعات صورت گرفته در این زمینه، با توجه به تأثیر تغییر در موائع تجاری- موائع تعرفه ای و سهمیه بندی ها- بر اشتغال به بررسی این موضوع پرداخته اند (مانند مطالعه Revenga 1997, Rama 1994,Currie and harrison 1997 و ...). اما به دلیل آن که در دوره مورد مطالعه در مقاله روند تغییر در موائع گرگی در ایران مشخص نبوده و از سوی دیگر همان گونه که هریسن و هانسون (Harrison and Hanson 1999) نیز بیان کرده اند، تابعی مطالعات از طریق تغییر در موائع تجارت، به واسطه تأثیرات بخشی که به واسطه تغییر و اجرای دیگر سیاست های کلان اقتصادی در طی زمان، مبهم می گردد، ما به طور مستقیم تأثیر افزایش باز بودن تجارت - مثلاً افزایش میل به صادرات- بر تقاضای نیروی کار را بررسی می نماییم.

در این مقاله برای آزمون فرضیه های مورد نظر، مدل زیر را مطرح می کنیم:

$$EM_{it} = f(WA_{it}, PR_{it}, R_{it}, OP_{it})$$

این مدل، تابع تقاضای نیروی کاری است که توسط هامرمش (Hamermesh 1993) مطرح و به طور

تفصیلی بررسی شده است. تنها تفاوت این مدل با مدل ایشان، وجود یک متغیر دیگر (متغیر OP) در مدل می‌باشد. توضیح متغیرهای مطرح شده در مدل به شرح زیر است:

EM: متغیر اشتغال؛

WA: جبران خدمات حقیقی پرداختی به ازای هر نفر شاغل؛

PR: تولید حقیقی؛

R: نرخ تسهیلات اعطایی بانک‌ها به صنایع در سال‌های مختلف؛

OP: شاخص جهانی شدن و باز بودن اقتصاد؛

طبق تئوری‌های اقتصادی، رابطه بین دستمزد و اشتغال منفی است، زیرا اساساً با افزایش دستمزد حقیقی، تقاضای نیروی کار به وسیله صاحبان صنایع کاهش می‌یابد. در مقابل رابطه بین تولید و اشتغال رابطه‌ای مستقیم است. وجود متغیر تولید در میان متغیرهای تزویژی تابع تقاضای عوامل، در تحقیقات تجربی انجام پذیرفته در مرور کشورهای در حال توسعه معمول است (مثل تحقیق Fani and de Melo, 1996)؛ زیرا این کشورها غالباً پایین‌تر از ظرفیت خود به تولید می‌پردازند. رابطه بین نرخ تسهیلات اعطایی به صنایع و اشتغال رانمی توان به طور دقیق تعیین کرد. این امر به مکمل بودن یا جانشین بودن بین سرمایه و نیروی کار بستگی دارد. از آن‌جا که سرمایه هم می‌تواند مکمل نیروی کار و هم جانشین آن باشد، نتیجه نهایی به غلبه یکی از این دو بستگی دارد. در صورت مکمل بودن سرمایه و نیروی کار، رابطه بین نرخ تسهیلات و اشتغال معکوس خواهد بود و در صورتی که سرمایه و نیروی کار جانشین هم باشند، رابطه، مذکور مستقیم خواهد بود.

برای نشان دادن جهانی شدن و باز بودن اقتصاد، از شاخص نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی - که یکی از مشهورترین شاخص‌های مورد استفاده در پژوهش‌های تجربی برای بررسی تأثیر جهانی شدن بر سایر متغیرهای اقتصادی است - استفاده شده است. شاخص‌های دیگر مانند شاخص‌های ترکیبی بنیاد هریچ و مؤسسه فریزر علی‌رغم امتیازات فراوان و توجه به ابعاد مختلف این فرایند، برای تأمین هدف ما در این پژوهش مناسب نیستند، زیرا مقصود ما در این‌جا آزمون تجربی ارتباط بین جهانی شدن و اشتغال صنعتی در دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۰ است؛ اما اطلاعات شاخص هریچ از سال ۱۹۹۶ به بعد موجود است و برای قبل از آن موجود نیست؛ شاخص فریزر گرچه قدیمی‌تر است و از سال ۱۹۷۵ موجود است، اما برای هر ۵ سال یک بار محاسبه و منتشر می‌گردد. در نتیجه از این شاخص نیز نمی‌توان در مطالعه حاضر استفاده کرد، حتی اگر این شاخص‌ها، سال‌های مورد نظر ما را نیز پوشش می‌داد برای این تحقیق کافی نبودند؛ زیرا ما فقط قادر به ارزیابی تأثیر درجه باز بودن اقتصاد بر کل اشتغال صنعتی بوده و امکان ارزیابی تأثیر آن بر صنایع صادرات محور و واردات

رقابتی به صورت جدایانه را نداریم. از آن جا که ما در مقاله دو فرضیه را مطرح نمودیم که در طی آن اشتغال در کل صنعت و صنایع صادرات محور افزایش و اشتغال در صنایع وارداتی کاهش می‌یابد، برای بررسی این فرضیه‌ها و برای نشان دادن شاخص باز بودن اقتصاد-متغیر OP-از سه نوع شاخص و متغیر فرعی استفاده شده است؛ یعنی ما در مدل به جای متغیر OP، تک تک این متغیرها را قرار داده و به طور جدایانه هر یک را با مدل مورد اشاره و به همراه سایر متغیرها مورد آزمون قرار دادیم که جمماً سه مدل می‌شود. نتایج به دست آمده در قسمت پنجم مقاله انعکاس یافته است. متغیرهای مورد نظر به شرح زیر است:

TR: نسبت مجموع واردات و صادرات صنعتی (تجارت خارجی) به تولید ناخالص داخلی؛

IM: نسبت واردات صنعتی به تولید ناخالص داخلی؛

EX: نسبت صادرات صنعتی به تولید ناخالص داخلی؛

وارادات و صادرات صنعتی از تطبیق کدهای تجارت خارجی و کدهای صنعت در سطح دو رقمی کدهای ISIC ویرایش دوم حاصل شده است.

بر اساس تعریفهای اقتصادی، اگر کشوری دارای مزیت نسبی در تولید کالاهای کاربر بashaد و عامل مورد استفاده، فراوان در تولید کالاهای صادراتی آن کشور، تیروی کار باشد، با فرض ثبات سایر شرایط، افزایش در میل به صادرات منجر به انتقال تابع تقاضای نیروی کار به سمت بالا شده و اشتغال افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر واردات جانشین تولید داخلی شده و -با ثبات سایر شرایط- انتظار می‌رود که این امر منجر به کاهش تقاضای نیروی کار صنعتی گردد. نسبت مجموع واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی نیز تأثیر خالص صادرات و واردات را نشان خواهد داد.

در این مدل‌ها غیر از متغیر نرخ تسهیلات، تمام متغیرها در هر سه آزمون به صورت لگاریتمی آزمون شده‌اند و از آن جا که برای حقیقی کردن نرخ تسهیلات اسمی، نرخ تورم از آن کم شده و در اکثر سال‌های مورد بررسی نرخ تورم از نرخ تسهیلات اسمی بیشتر است، در نتیجه نرخ تسهیلات حقیقی منفی شده و امکان آزمون متغیر مربوطه به صورت لگاریتمی وجود ندارد. مدل‌هایی که از دو طرف لگاریتمی (log-log) می‌باشند، دارای ویژگی‌های این مدل‌ها این است که، کشش متغیر کارهای کاربردی بسیار کارآمد می‌سازد. یکی از ویژگی‌های این مدل‌ها این است که، کشش متغیر وابسته نسبت به متغیرهای توضیحی - درصد تغییرات متغیر وابسته به متغیر توضیحی - را اندازه می‌گیرد. از دیگر ویژگی‌های این‌گونه مدل‌ها این است که اگر مدل مورد بررسی با مشکل واریانس ناهمسانی مواجه باشد، تبدیل لگاریتمی غالباً ناهمسانی را کاهش می‌دهد.

### ۳-۱- منابع و آمار و اطلاعات به کار رفته

در این قسمت از چهار سری آمار و اطلاعات استفاده شده است. آمار مربوط به اشتغال، دستمزد و تولید کارگاه‌های صنعتی از داده‌های کارگاه‌های بزرگ صنعتی - ده نفر شاغل به بالا - که توسط مرکز آمار چاپ می‌شود، اخذ شده است. آمار واردات و صادرات صنعتی از داده‌های بازرگانی خارجی ایران - واردات و صادرات - که توسط گمرک جمهوری اسلامی ایران چاپ می‌شود، استخراج شده است. آمار تخریج تسهیلات اعطایی به صنعت از گزارش اقتصادی و تراز نامه سال‌های مختلف که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به چاپ رسیده، به دست آمده است. تولید ناخالص داخلی حقیقی در مبنای سال پایه CD ۱۳۷۶ نیز از ۱۳۵۲-۱۳۸۰ می‌باشد. سال ۱۳۵۲ اولین سالی است که آمار نظر گرفته شده برای آزمون مدل سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۰ می‌باشد. آمار تخریج تسهیلات اعطایی به صنعت از گزارش اقتصادی و تراز نامه سال‌های مختلف که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به چاپ رسیده، به دست آمده است. دوره زمانی در نظر گرفته شده برای آزمون مدل سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۰ اولین سالی است که آمار صنایع توسط مرکز آمار تهیه شده و سال ۱۳۸۰ نیز آخرین سالی است که در هنگام تدوین مقاله آمار صنعت برای آن در دسترس بوده است.

آمار صنعت مورد استفاده در اینجا کدهای ISIC دو رقمی ویرایش دوم (صنایع نه - گانه) صنعت بوده است. از آنجا که مبنای اعلام آمارهای صنعت تا پیش از سال ۱۳۷۳ کدهای ISIC ویرایش دوم (Rev2) و از سال ۱۳۷۳ به بعد کدهای ISIC ویرایش سوم (Rev3) بوده، باید بین این دو نوع کد تطبیق می‌گردید و از آنجا که برگرداندن آمار کدهای ISIC ویرایش دوم به کدهای ISIC دو رقمی ویرایش سوم غیرممکن بوده، کدهای ISIC دو رقمی ویرایش سوم را به کدهای ISIC دو رقمی ویرایش دوم تبدیل نمودیم. از آنجا که آمار واردات و صادرات موجود در سالنامه گمرک، مربوط به تمام کالاهای وارداتی و صادراتی - اعم از صنعتی و غیرصنعتی - کشور است، باید بین واردات و صادرات صنعتی و غیرصنعتی تفاوت کیک صورت پذیرد که برای محاسبه آنها لازم است بین کدهای ISIC فعالیت‌های صنعتی و کدهای آمار واردات و صادرات (کد HS و CCCN) نیز تطبیق صورت گیرد. در ضمن آمار به کار رفته در مورد صنعت، مربوط به کارگاه‌های بزرگ صنعتی - ده نفر کارگر به بالا - است، اما آمار واردات و صادرات صنعتی، مربوط به تمام صنایع - کارگاه‌های بزرگ و کوچک صنعتی - می‌باشد. البته از آنجا که بیش از ۸۰٪ ارزش افزوده صنعت به کارگاه‌های بزرگ صنعتی اختصاص دارد، درنتیجه اکثر واردات و صادرات صنعت نیز با این بخش ارتباط پیدا می‌کند. از سال ۱۳۵۲ تا سال ۱۳۵۹ آمار صادرات نفت نیز همراه آمار صادرات کشور - در کد ۲۷ گمرک - ذکر شده که این آمار برای این سال‌ها از صادرات

۱- آمار تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۰ از گزارش اقتصادی و تراز نامه سال ۱۳۸۰ استخراج شده است.

کشور کسر شده است. دستمزدها به واسطه شاخص قیمتی مصرف کننده (CPI) و تولید نیز بر اساس شاخص قیمتی عمدۀ فروشی (WPI) بر مبنای سال ۱۳۷۶ به عناصر حقیقی تبدیل شده‌اند. واردات و صادرات نیز بر اساس شاخص کالاهای وارداتی و صادراتی بر اساس سال پایه ۱۳۷۶ حقیقی شده‌اند. نرخ تسهیلات اسمی نیز با کم کردن نرخ تودم از آن، به نرخ تسهیلات حقیقی تبدیل شده است. در ضمن آمار صنعت برای سال‌های ۱۳۵۶ و ۱۳۵۷ و آمار واردات و صادرات برای سال ۱۳۷۱ یافت نشد.<sup>۱</sup>

#### ۴- روش آزمون

برای بررسی تأثیر جهانی شدن بر اشتغال بخش صنعت، از شیوه اقتصادسنجی، «ترکیب داده‌های مقطوعی با سری زمانی» یعنی شیوه داده‌های تابلویی (Panel Data) بوده است. این شیوه نسبت به شیوه‌های غیرترکیبی که فقط بعد مقطوعی یا سری زمانی متغیرها را بررسی می‌کنند دارای مزایایی است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

الف - تعداد مشاهدات قابل دسترس و درجات آزادی را به دلیل استفاده همزمان از داده‌های مقطوعی و داده‌های سری زمانی افزایش می‌دهد.

ب - اصولاً تفکیک اثرات اقتصادی بدون استفاده از داده‌های ترکیبی ممکن نیست.

ج - به واسطه اجرای این شیوه می‌توان رفتار واحدهای خاص را در طول زمان با هم مقایسه نمود. از آن‌جا که داده‌های ترکیبی با افراد، بنگاه‌ها، ایالات، کشورها و از این نوع واحدها در طی زمان ارتباط دارند، وجود ناهمسانی و اوریانس در این واحدها محدود می‌شود و تخمین‌زن‌ها در داده‌های ترکیبی کارتر از سایر تخمین‌زن‌ها در موارد مشابه هستند (Green, 2003: 557).

د - در این شیوه با ارائه داده برای هزاران واحد، تورشی را که ممکن است در نتیجه لحاظ افراد یا بنگاه‌ها حاصل شود حداقل می‌سازند.

ه - در قالب داده‌های ترکیبی با ارائه داده هم خطی بین داده‌ها نیز کاهش می‌یابد. تغییرپذیری بیشتر، احتمال هم خطی بین داده‌ها نیز کاهش می‌یابد.

و - این شیوه تأثیراتی را که نمی‌توان به سادگی در داده‌های مقطوعی و سری زمانی - به طور مستقل - مشاهده کرد، ارائه می‌دهد، یعنی ابزار مطمئن‌تری را برای تحلیل ماهیت جمله‌های اخلال مشاهده نشده (Unobserve) و یا نهفته (Latent) فراهم می‌سازد (Baltagi, 2001: 3-6).

---

۱- آمار واردات و صادرات سال ۱۳۷۲ نیز در مجموعه آمار بازرگانی خارجی موجود نبود، از این رو از سالنامه آماری استخراج شده است.

ضرایب در داده‌های ترکیبی به دو شیوه و در قالب دو الگوی متمایز برآورده می‌شود که عبارتند از:

۱-الگوی اثرات ثابت یا FE (Fixed Effects Model)

۲-الگوی اثرات تصادفی یا RE (Random Effects Model)

در الگوی نخست، عرض از مبدأ رگرسیون خطی برای همه واحدها متفاوت است، یعنی:

$$y_{it} = \delta_i + X'_{it} \beta + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$$

در حالی‌که در الگوی دوم عرض از مبدأ برای همه واحدها مورد بررسی یکسان است، ولی جمله خطای تصادفی برای همه واحدها وجود دارد، یعنی:

$$y_{it} = \alpha + \delta_i + X'_{it} \beta + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma^2_t); \delta_i \sim \text{IID}(0, \delta^2)$$

بنابراین، در این الگو عبارت  $\varepsilon_{it}$  به مثابة جمله خطای عمل می‌کند که از دو جزء تشکیل شده است، جزء خاص فردی - برای هر واحد - که در طول زمان تغییر نمی‌کند و جزء عام که در طول زمان به صورت ناهمبسته تغییر می‌کند.

یکی از پرسش‌های اساسی در آزمون مدل بر اساس شیوه داده‌های ترکیبی این است که از کدام یک از این دو شیوه برای تخمین مدل استفاده نمائیم. بسیاری از صاحب‌نظران اقتصادسنجی توصیه می‌کنند که بیشتر از RE استفاده شود(Green,op.cit:576). با فرض  $E(\delta_i | X_{it}) = 0$ ، ضرایب برآورده شده  $\beta$  توسط این دو شیوه مساوی خواهد بود. در غیر این صورت، اگر تعداد واحدها با توجه به دوره زمانی خیلی زیاد نباشد، برای استفاده بهتر از اطلاعات در دسترس، لازم است که از آزمون RE استفاده کیم، زیرا اگر از شیوه FE استفاده نماییم، میزان زیادی از درجه آزادی را از دست خواهیم داد. در عین حال نگرش FE دارای مزیتی قابل توجه است و آن این است که در قالب آن  $\delta_i$  و  $X_{it}$  همبستگی وجود داشته باشد و در رویکرد ناهمبسته نیستند. زیرا ممکن است بین  $\delta_i$  و  $X_{it}$  همبستگی وجود داشته باشد و در رویکرد RE به این همبستگی توجه نشود و متجر به ناسازگاری تخمین‌زن‌ها به علت حذف برخی از متغیرها گردد. پس به همین دلیل، بهتر است از شیوه FE استفاده نمود. اما با تمام این اوصاف بهترین شیوه برای تشخیص این که باید از کدام یک از این دو شیوه استفاده نمود آزمون هاوسمن(Hausman Test) است که طبق فرضیه  $H_0$  آن فرض می‌شود که بین  $\delta_i$  و متغیرهای توضیحی مدل، همبستگی وجود ندارد، یعنی:

$$H_0 : E(\delta_i | X_{it}) = 0$$

که طبق آن مدل OLS و GLS تخمین زده شده به شیوه FE هردو سازگارند، اما OLS ناکارا است. در نتیجه تحت فرضیه ( $H_0$ ) دو تخمین زن نباید به طور سیستماتیک متفاوت باشند، اما طبق فرضیه مقابله ( $H_1$ ) مدل OLS تخمین زده شده سازگار است، اما مدل GLS ناسازگار خواهد بود. آزمون هاوسمن (HT) از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$HT = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [\hat{V}(\hat{\beta}_{FE}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})$$

این آزمون دارای توزیع  $\chi^2$  با درجه آزادی  $k$  می‌باشد، اگر این فرضیه رد شود، می‌توان از شیوه RE استفاده کرد، در غیر این صورت باید از روش FE استفاده کرد (Ibid: 576). یکی از مشکلات این آزمون این است که گاهی عدد محاسباتی آن عددی منفی می‌شود و حال آن که توزیع  $\chi^2$  منفی نیست؛ در چنین موقعیتی شیوه مناسب آن است که عدد به دست آمده را صفر فرض نموده و از شیوه تخمین RE برای آزمون مدل استفاده نماییم (Ibid:386). در این مقاله آزمون هاوسمن برای سه مدل تخمین زده شده، محاسبه گردید، تا روشش شود که در تخمین مدل‌های مورد نظر از کدام یک از شیوه‌های آزمون (FE یا RE) استفاده گردد. نتایج این آزمون حکایت از آن دارد که در تمام مدل‌های برآورده شده باید از شیوه RE استفاده نمود.

#### ۴- آزمون های ریشه واحد برای مدل‌های برآورده شده

پیش از برآورده شدن مدل به شیوه داده‌های ترکیبی باید داده‌های آماری از لحاظ مانایی برسی شوند. ادبیات اخیر در رابطه با ریشه واحد بیان می‌کند که این آزمون در مدل‌های برآورده شده به شیوه داده‌های ترکیبی قدرت بیشتری از آزمون‌های ریشه واحد در سری‌های زمانی دارد. هرچند آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های ترکیبی مشابه سری‌های زمانی صورت می‌گیرد، اما این دو شیوه یکسان نیستند. این آزمون در داده‌های ترکیبی بر مواردی که تعداد دوره‌های زمانی (T) زیاد، اما تعداد واحدهای داده‌های مقطعی (N) اندک و یا متوسط است، تمرکز دارد. در صورتی که در تخمین معادلات در اقتصادستنجی از داده‌های نامانا استفاده شود به دلیل این که این داده‌ها در طی زمان دارای واریانس، میانگین و کوواریانس با ثباتی نیستند، از این‌رو آمارهای T و F

۱- نتایج آزمون هاوسمن برای مدل‌های مختلف به شرح زیر است:

الف) مدل حاوی متغیر TR (نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP بدون نفت)  $HT = -32/56$

ب) مدل حاوی متغیر IM (نسبت واردات به GDP بدون نفت)  $HT = -75/91$

ج) مدل حاوی متغیر EX (نسبت صادرات به GDP بدون نفت)  $HT = -2/94$

محاسباتی معتبر نبود، و مدل برآورده شده تورش دار و غیرقابل استفاده خواهد بود (Baltagi,op.cit.chaper2)، نرم افزار V5 Eveiws قادر به محاسبه پنج نوع از آزمون های ریشه واحد در داده های ترکیبی است که این آزمون ها عبارتند از: آزمون های لوین، لین و چو، (Levin , Lin And Chu, 2002) آزمون بریتانگ (Breitung 2000) آزمون ایم، پسaran و شین، (Im , Pesaran And Shin, 2003) و آزمون های نوع فیشر که از ADF و PP استفاده می کنند. یعنی آزمون های مادلا و وو (Maddala and Wa,1999)، چوی (Choi,2001) و هادری (Hadri,1990)، (User Guide Eviews V5 : 514)

همان گونه که بیان شد، در این مقاله سه نوع مدل تخمین زده شده است که همگی دارای چهار متغیر یکسان و هر کدام حاوی یک متغیر متفاوت و منحصر به فرد می باشند. آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی و نامانایی تک تک متغیرهای مشابه و متغیرهای منحصر به فرد مدل ها انجام پذیرفته است که نتایج این آزمون ها نشان می دهد که متغیرهای R و WA در سطح مانا هستند، اما متغیرهای EM و PR در سطح مانا نبوده و با تفاضل گیری مرتبه اول مانا می شوند. در بررسی مانایی متغیرهای منحصر به فرد هر مدل نیز - یعنی متغیرهای IM,EX,TR-Mشخص شد که تمام این متغیرها در سطح، دارای ریشه واحد بوده، اما با تفاضل گیری مرتبه اول دارای ریشه واحد نبوده و مانا می شوند.

#### ۴-۲- آزمون همجمعی (Cointegration Test)

هر چند شرایط مانایی متغیرها در داده های ترکیبی را می توان از طریق تفاضل گیری تأمین کرد، اما برای حفظ اطلاعات بلندمدت در رابطه با سطح متغیرها در داده های ترکیبی روش همجمعی ابداع شده است. این روش کمک می کند تا بتوان رگرسیون را بدون هراس از کاذب بودن براساس سطح متغیرها در داده های ترکیبی برآورد کرد. مفهوم اقتصادی همجمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر در داده های ترکیبی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می شوند تا یک رابطه بلندمدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود آنها دارای روند تصادفی باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می کنند، به گونه ای که تفاضل بین آنها به اثبات است. بنابراین مفهوم همجمعی تداعی کنندۀ وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می کند. آزمون های همجمعی در داده های ترکیبی مبتنی بر آزمون ریشه واحد در باقیمانده یک رگرسیون همجمع داده ترکیبی می باشد. اگر ما مدلی همانند مدل  $y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + U_{it}$

داشته باشیم. و در آن هر یک از متغیرها با  $d$  بار تفاصل‌گیری مانا گردند، پس دارای  $d$  ریشه واحد هستند و در این حالت گفته می‌شود که این مدل جمع از مرتبه  $d$  یا  $(d)I$  می‌باشد. حال اگر در این مدل داده ترکیبی دو متغیر  $Y_{it}$  و  $X_{it}$  هر دو  $(d)I$  باشند، به طور معمول دو ترکیب خطی از  $Y_{it}$  و  $X_{it}$  نیز  $(d)I$  می‌باشند؛ اما اگر ضرایب ثابتی مانند  $\beta$  و  $\alpha$  به گونه‌ای وجود داشته باشند که جمله اخلال رگرسیون مربوط به متغیرهای  $Y_{it}$  و  $X_{it}$ ،  $U_{it} = Y_{it} - \alpha - \beta X_{it}$  دارای مرتبه جمعی کمتر از  $d$  مثلاً  $(d-b)I$  باشد که  $b > 0$ . یعنی آن گاه می‌توان بیان کرد که  $Y_{it}$  و  $X_{it}$  همچون از مرتبه  $(d,b)$  می‌باشند (Baltagi, Op.Cit, Chapter4). در این مقاله آزمون همچویی برای تک تک مدل‌ها صورت پذیرفته است که نتایج به دست آمده حاکی از هم انباعش بودن آنها می‌باشد.

## ۵- مدل‌های برآورد شده و تحلیل نتایج:

همان‌گونه که بیان شد آزمون هاوسمن نشان می‌دهد که برای تخمین تمام این مدل‌ها باید از شیوه RE استفاده کرد. نتایج به دست آمده به شرح زیر است.

### ۱- نتایج مدل بالحاظ متغیر TR:

$$\text{Log EM} = -1/209 - 0/117 \log WA + 0/771 \log PR - 0/0092R - 0/106 \log TR$$

SE:	(0/485)	(0/054)	(0/031)	(0/002)	(0/019)
-----	---------	---------	---------	---------	---------

t:	-2/495	-2/173	25/285	-5/006	-5/702
----	--------	--------	--------	--------	--------

$$R^2=0/97 \quad D.W=0/591$$

### ۲- نتایج مدل بالحاظ متغیر IM:

$$\text{logEM} = -1/185 - 0/114 \log WA + 0/77 \log PR - 0/009R - 0/096 \log IM$$

SE:	(0/484)	(0/055)	(0/031)	(0/002)	(0/019)
-----	---------	---------	---------	---------	---------

t:	-2.446	-2.057	25.164	-4.97	-5.207
----	--------	--------	--------	-------	--------

$$R^2=0/97 \quad D.W=0/585$$

- 
- ۱- در تخمین این مدل‌ها هم از GDP بدون نفت و هم GDP با نفت استفاده گردید. از آن جا که نتایج این مدل‌ها تفاوت بسیار اندکی داشتند و تغییری در تحلیل نتیجه آزمون‌ها ایجاد نمی‌کرد، از بیان نتایج GDP با نفت صرف نظر شده است. همان‌طور که اشاره شد، آزمون‌ها در سطح کدهای دو رقمی ISIC ویرایش دوم می‌باشد. اما اگر امکان تطبیق کدهای ISIC چهار رقمی ویرایش سوم برای سه سال، ۱۳۷۹، ۱۳۷۸ و ۱۳۸۰ توسط مرکز آمار صورت گرفته است. تمام این مدل‌ها برای سه سال مورد اشاره نیز آزمون شدند. اما از آن جا که بیشتر نتایج به دست آمده در آزمون‌های این سال‌ها، به دلیل زیاد بودن تعداد مشاهدات و کم بودن سال‌های مورد آزمون، معنادار نبودند از آنها چشم پوشی گردید.

### ۳- نتایج آزمون بالحاظ متغیر EX :

$$\begin{array}{l} \text{logEM} = -2/214 - 0/214 \text{logWA} + 0/85 \text{logPR} - 0/008 \text{R} - 0/069 \text{logEX} \\ \text{SE:} \quad (0/556) \quad (0/062) \quad (0/034) \quad (0/002) \quad (0/009) \\ t: \quad -3/983 \quad -3/427 \quad 25/21 \quad -4/491 \quad -7/018 \\ R^2 = 0/97 \quad D.W = 0/567 \end{array}$$

همان‌گونه که نتایج به دست آمده از این مدل‌ها نشان می‌دهد، تمام ضرایب تخمین زده شده در سطح  $0/05 \alpha = 0$  معنادار بوده و از لحاظ آماری قابل اتکا می‌باشدند. ضریب تعیین  $R^2$  نیز که معیاری برای برآذش کلی رگرسیون می‌باشد، در هر سه مدل در حدود ۹۷٪ است که نشان‌دهنده خوبی برآذش مدل‌های برآورده شده است. از آنجاکه در آزمون این مدل‌ها از شیوه آزمون داده‌های ترکیبی استفاده شده در نتیجه مشکل همخطی در مدل بدین وسیله رفع می‌گردد. همچین در آزمون این مدل‌ها از روش GLS و نیز تبدیل لگاریتمی استفاده شده است. بدین وسیله مشکل واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی در برآورده مدل نیز - در صورت وجود - رفع شده است. با توجه به این‌که یکی از شرایط استفاده از آزمون دوربین - واتسون برای تشخیص خودهمبستگی عدم وجود مشاهده مفقوده در داده‌های است. مقدار عددی دوربین - والستون به دست آمده در این مدل‌ها نمی‌تواند نمایانگر خودهمبستگی مشبت باشد، چون بیان شد که در برخی از سال‌ها آمار مورد نیاز در دسترس نبوده است.

همان‌گونه که از لحاظ تئوریکی نیز انتظار می‌رفت، در تمام مدل‌های مورد آزمون، رابطه بین دستمزد حقیقی و اشتغال منفی و رابطه بین تولید حقیقی و اشتغال مشبت می‌باشد. ارتباط بین نرخ تسهیلات و اشتغال نیز منفی است هر چند تأثیر نرخ تسهیلات بر اشتغال بسیار اندک می‌باشد. طبق نتایج به دست آمده از این سه مدل، تأثیر متغیرهای نسبت مجموع صادرات و واردات، نسبت مجموع واردات، نسبت مجموع صادرات به تولید ناخالص داخلی - به عنوان شاخص‌های نشان‌دهنده جهانی شدن و باز بودن اقتصاد - بر اشتغال منفی بوده است. همان‌گونه که بیان شد در مدل‌هایی که از دو طرف لگاریتمی هستند، ضریب برآورده شده نشان‌دهنده کشش می‌باشدند. مثلاً بر اساس مدل اول، ادرصد افزایش در نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP، منجر به کاهش  $1/06$  درصد اشتغال در کل صنعت شده است، یعنی باز بودن اقتصاد که به عنوان شاخص جهانی شدن اقتصاد به کار رفته است، تأثیر منفی بر متغیر اشتغال در بخش صنعت داشته است. نتیجه به دست آمده در صنایع وارداتی طبق فرضیه و براساس مبانی تئوریکی است؛ یعنی جهانی شدن تجارت بر صنایع وارداتی تأثیر منفی بر جای گذاشته است. اما نتیجه به دست آمده در دو مدل دیگر، یعنی کل صنعت و صنایع صادراتی برخلاف فرضیه‌های مطرح شده و در صنایع صادراتی کاملاً بر خلاف انتظار است. زیرا همان‌گونه که بیان شد، اگر کشوری در

تولید کالاهای کاربر مزیت نسبی داشته باشد، انتظار می‌رود که با افزایش صادرات، اشتغال در صنایع مربوطه افزایش یابد. در توجیه این تأثیر منفی جهانی شدن تجارت بر صنایع صادرات محور و کل صنعت دلایلی چند را می‌توان ذکر نمود:

۱- تأثیر احتمالی بهره‌وری: با افزایش بازبودن اقتصاد بهره‌وری و کارایی در اقتصاد افزایش می‌یابد. یکی از ویژگی‌های صنایع ایران پایین بودن بهره‌وری و کارایی نسبت به استانداردهای متعارف بهره‌وری جهانی است، در نتیجه همراه با بازتر شدن اقتصاد و حرکت صنایع به سمت رقابتی‌تر شدن، بهره‌وری افزایش می‌یابد و با افزایش بهره‌وری صنایع تولیدی از شاغلان خود می‌کاهند.

۲- تأثیر قوانین کار: با توجه به بررسی‌های صورت گرفته (بهکیش، ۱۳۸۱، فصل ۱۴) قانون کار در ایران غیر منعطف بوده در نتیجه باعث افزایش هزینه‌های تولید و از دست دادن توان رقابتی صنایع کشور می‌گردد. با بازتر شدن اقتصاد صنایع تولیدی کشور برای کاهش هزینه‌های تولیدی و بالا بردن درجه رقابت‌پذیری مجبور به کاهش شاغلان و استفاده از سرمایه می‌شوند.

۳- ویژگی‌های دور زمانی: طی دوره گزینش شده، (۱۳۵۲-۱۳۸۰) شاهد نوسانات زیادی در سیاست‌های دولت به ویژه در پخش صادراتی بوده‌ایم. در ضمن این سال‌ها را می‌توان به سه دوره متمایز تقسیم نمود. دوره اول سال ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ می‌باشد که همراه افزایش شدید قیمت نفت و سال‌های پرتلاطم قبل از انقلاب می‌باشد. در پی افزایش شدید قیمت نفت در این دوره، دولتمردان سیاست‌های جانشینی واردات را عملأً رها نموده و سیاست درهای باز را اتخاذ نموده و از حمایت‌های تجاری شدیداً کاستند. با واردات شدید کالاهای از خارج بسیاری از صنایع کشور از جمله صنایع صادراتی که در حال رسیدن به مزیت نسبی بودند عملأً در حال ورشکستگی قرار گرفتند. دوره دوم سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۶۸ است. از ویژگی‌های این دوره می‌توان به حاکمیت تفکر دولتی بر اقتصاد، ملی شدن صنایع کلیدی توسط دولت، حاکمیت مدیریت کم تجربه، آسیب‌پذیری شدید بسیاری از صنایع و زیرساخت‌های کشور در اثر جنگ، محاصره اقتصادی و انزوا از اقتصاد جهانی اشاره کرد. دوره سوم شامل سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۸۰ است. در طی این دوره و با پایان یافتن جنگ تحملی حرکت به سمت سیاست‌های باز اقتصادی در ایران آغاز شد. فروپاشی شوروی سابق و پایان جنگ سرد، اتخاذ سیاست‌های باز اقتصادی و آزادسازی‌های گسترده اقتصادی در اکثر کشورهای جهان به ویژه در عصر تعديل ساختاری، ورود کشورهای پر جمعیتی مانند هند و چین به عرصه اقتصاد جهانی و ظهور سازمان تجارت جهانی از جمله تحولات به وجود آمده طی این دوره می‌باشد. با آزادسازی‌های

صورت گرفته و کاهش حمایت‌ها، صنایع گوناگون در معرض شوک‌های خارجی واقع شدند و از آنجاکه غالباً صنایع صادراتی در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران از صنایع واردات رقابتی کوچک‌تر بوده و دارای شاغلان کمتری هستند، این نوع صنایع در مواجهه با شوک‌های بیرونی تأثیرات بیشتری را می‌پذیرند، زیرا صنایع صادراتی نسبت به صنایع واردات رقابتی دسترسی کمتری به منابع مالی دارند.

**۴- دشواری کدها:** همان‌طور که اشاره شد، صادرات صنعتی از تطبیق کدهای دو رقمی ISIC صنعت با کدهای گمرک (HS) حاصل شده است و اصولاً این تطبیق حتی در سطح کدهای دو رقمی یک تطبیق کامل و عاری از نقص نیست. از سوی دیگر کدهای ISIC دو رقمی که مبنای آزمون اقتصادستجوی بوده، است خود از ترکیب زیر کدهای سه و چهار رقمی ISIC به دست می‌آید که برخی صادراتی، برخی وارداتی و حتی برخی دیگر غیرتجاری می‌باشد. درنتیجه تأثیر دقیق‌تر پیوند کدها و شاخص‌هایی مانند نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی زمانی معنادارتر خواهد بود که بتوان از کدهای چهار رقمی استفاده کرد.

**۵- دیگر دشواری‌ها:** پدیده جهانی شدن یک پدیده تکاملی است که روند رو به رشد و فراینده آن از دهه نود میلادی آغاز شد، و کشورهای مختلف را با توجه به شرایط خاصشان تحت تأثیر قرار داده، ایران از جمله کشورهایی است که نسبت به سایر کشورها دیرتر وارد(Late Comer) این فرایند شده و درنتیجه شاید اظهار نظر درباره تأثیرپذیری آن نیازمند زمان باشد. در واقع آنچه که ما به عنوان یک دوره بلند مدت برای ارزیابی تأثیرپذیری صنایع کشور مطرح کردیم، احتمالاً در این زمینه یک دوره کوتاه مدت باشد و برای اظهار نظر در زمینه تأثیرات بلندمدت آن نیازمند زمان بیشتری هستیم. سنگینی هزینه‌های ایجاد اشتغال در بخش صنعت، دشواری افزایش سرمایه‌گذاری، سودآوری نسبی سرمایه‌گذاری دلالی در فعالیت‌های غیرصنعتی و غیرمولد- نسبت به بخش صنعت- کمبود تقاضای کافی برای محصولات صنعتی در کشور- در مقابل مشابه خارجی- فقدان برنامه‌ریزی استراتژیک در بخش صنعت، ناکارآمدی مدیریت بخش صنعتی و موارد مشابه مزید بر علت است. از طرف دیگر به نظر می‌رسد با توجه به این که قسمت عمده سیاست‌های اصلاحی در جهت مهیا کردن بخش‌های اقتصاد و آغاز حرکت به سمت جهانی شدن در طی سال‌های برنامه سوم صورت گرفته، قاعده‌تاً نتایج این سیاست‌ها تا سال ۱۳۸۰ ظاهر نشد، و احتمال می‌رود، اگر امکان توسعه آمار و اطلاعات تا سال‌های اخیر ممکن بود نتایج به دست آمده می‌توانست متفاوت از این نتایج باشد.

### نتیجه گیری:

در این مقاله با ارائه مدلی از تابع تقاضای نیروی کار به همراه شاخص نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص نمایانگر جهانی شدن به بررسی تأثیر جهانی شدن بر استغال صنعتی در سطح کدهای دو رفی (ویرایش دوم) صنعت در ایران با روش داده‌های ترکیبی پرداختیم. برای بررسی این پدیده بر استغال از سه شاخص نسبت مجموع صادرات و واردات صنعتی به تولید ناخالص داخلی، نسبت واردات صنعتی به تولید ناخالص داخلی و نیز نسبت صادرات صنعتی به تولید ناخالص داخلی- به عنوان شاخص‌های نشان‌دهنده جهانی شدن- استفاده شده است. نتایج تمام مدل‌های آزمون شده حاکی از تأثیر منفی جهانی شدن بر استغال می‌باشد. این نتیجه در صنایع واردات رقابتی نتیجه‌ای قابل انتظار بوده، اما در کل صنعت و نیز صنایع صادرات محور برخلاف فرضیه مطرح شده می‌باشد. دلایل این امر احتمالاً در افزایش بهره‌وری صنایع با بازتر شدن اقتصاد، قوانین کار ایران، تغییرات صورت گرفته در سیاست‌های دولت در ارتباط با صنعت در طی دوره مورد بررسی، روند رو به رشد و تکاملی جهانی شدن در ایران، نوع شاخص به کار رفته برای آزمون تجربی جهانی شدن و یا در ترکیب یا تطبیق کدهای صنعت و کدهای بازرگانی بوده، است. می‌توان نتیجه گرفت که در صورت افزایش رقابت‌پذیری بخش صنعت در ایران در میان مدت، به همراه فراهم آوردن زمینه‌های پذیرش ایران در WTO و تبدیل امتیاز نظارتی فعلی ایران به عضویت رسمی و دائمی، افزایش تولید دانش در تخصص‌های صنعتی، همکاری بیشتر دولت با صنعت‌گران، اصلاح مقررات کار در بخش صنعت، تجربه‌آموزی بنگاه‌های صنایع بخش خصوصی از پیشرفت صنعت در کشورهای صنعتی، تلاش برای بازسازی و نوسازی صنایع کشور و موارد مشابه، حداقل در دهه ۲۰۲۰ میلادی، تقاضای بنگاه‌های صنعتی برای استخدام نیروی کار نیمه ماهر و ماهر، افزایش یابد. پیش شرط دستیابی به نتیجه فوق، اقدام به مطالعه کارشناسی اساسی جهت ایجاد تحول در بخش صنعت است که باید در یک فرایند استراتژیک و با تعامل و همکاری بخش‌های خصوصی و دولتی، به همراه آموزش فنی و اطلاع‌رسانی عمومی و حل و فصل دشواری‌های ارتباط صنایع داخلی با الگوهای موفق خارجی همراه باشد (در صورت نیاز می‌توان نتایج کامپیوتری ضمیمه مقاله اولیه را ملاحظه نمود).

### منابع:

- ۱\_ استیگلیتز، جوزف، جهانی سازی و مسائل آن، ترجمه: حسن گلریز، نشر نی، تهران، ج اول، ۱۳۸۳.
- ۲\_ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سال‌های مختلف.

- ۳- \_\_\_\_\_، حساب‌های ملی ایران از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۹.
- ۴- بهکش، محمد Mehdi, اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن، نشری، تهران، ج دوم، ۱۳۸۱.
- ۵- دادگر، بی‌الله و ناجی علی اکبر، شاخص‌های جهانی شدن و موقعیت ایران، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۹.
- ۶- گمرک جمهوری اسلامی ایران، سالنامه گمرک، آمار بازرگانی خارجی (واردات و صادرات)، سال‌های مختلف.
- ۷- مرکز آمار ایران، آمار کارگاه‌های بزرگ صنعتی، سال‌های مختلف.
- ۸- \_\_\_\_\_، بازرگانی خارجی بر حسب طبقبندی بین‌المللی کالاهای و خدمات ISIC در سال‌های ۱۳۷۹، ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹.
- ۹- \_\_\_\_\_، سالنامه آماری، سال‌های مختلف.

- 10- Baltagi, Badi H. **Econometric Analysis of Panel Data**, Second Edition, West Sussex, England: John Wiley & Sons, 2001
- 11- Crafts, N. and Venables, A. J. **Globalization in History**, London School of Economics, NBER, 2001
- 12- Currie, J. and A. Harrison. *Sharing the Costs*, Journal of Labor Economics, Vol. 15, No. 3, pp.44-71, 1997
- 13- Faini, R and J. De Melo, Trade Liberalization, Employment and Migration: Some Simulations for Morocco, in OECD, 1996
- 14- Freeman, R. *Are Your Wages Set in Beijing?* Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 3, pp. 15-32, 1995
- 15- Freeman, R. and Katz, L. **Industrial Wage and Employment Determination in an Open Economy**. Chicago: University of Chicago Press/NBER, pp. 235-259, 1991
- 16- Ghose, Ajit K. **Trade Liberalization and Manufacturing Employment**, ILO Employment Paper 2000/3. Geneva: International Labor Office, 2000
- 17- Green, F. Et al. **A Picture of Wage Inequality and the Allocation of Labor**, World Development, 29: pp.1923-1939, 2001
- 18- Greene, William. **Econometric Analysis**, Fifth Edition. Prentice Hall, 2003
- 19- Hamermesh, D. **Labor Demand**, Princeton: Princeton University Press, 1993
- 20- Hanson, G.H. and A. Harrison. *Trade Liberalization and Wage Inequality in Mexico*, Industrial and Labor Relations Review, Vol. 52, No. 2, pp. 271-288, 1999
- 21- \_\_\_\_\_, *Who Gains from Trade Reform? Some Remaining Puzzles*, Journal of Development Economics, Vol 59, pp.125-154, 1999
- 22- Harald, Beyer; et al. *Trade liberalization and Wage Inequality*, journal of Development Economics .Vol .59(1999) pp .103-123, 1999
- 23- Krueger, A.O. **Trade and Employment in Development Countries**, Univ. of Chicago Press, Chicago, 1983
- 24- Levinsohn, J. *Employment Responses to International Liberalization in Chile*, Journal of International Economics, Vol. 47, pp. 321-344, 1999
- 25- Rama, Martín. **The Labor Market and Trade Reform in Manufacturing**. Washington, D.C: The World Bank, 1994
- 26- Revenga, A. *Exporting Jobs? Employment and Wages in US Manufacturing*. Quarterly Journal of Economics, 1992
- 27- Revenga, Ana. *Employment and Wage Effects of Trade Liberalization*. Journal of Labor Economics 15(3): S20-S43, 1997
- 28- Robbins,D,Et al. **Trade Liberalization and the Relative Wages - in Costa Rica**, Review of Development Economics 3(2): pp.140-54, 1999

- 29- Rodrik, D. **Has Globalization Gone Too Far?** Institute for International Economics, Washington, DC, 1997
- 30- Scholte, J. A, **Globalization**, Cambridge University Press, 2000.
- 31- User Guide, Eviews, V5.
- 32- Wood, Adrian. **North-South Trade, Employment and Inequality, Oxford**: Clarendon Press, 1994
- 33- **Trade and Employment Creation: Possibilities and Limitations**, In OECD, 1996
- 34- Openness and Wage Inequality in Developing Countries:, *World Bank Economic Review* 11(1): pp. 33-58, 1997

