بـررسی اثـر تجـارت خارجی بر اشتغال و دستمزد نیروی کار بخش صنعت در ایران

محمدهادی زاهدی وفا [*]
توحید فیروزان سرنقی [**]

اقتصاد ایران در آستانه پیوستن به سازمان تجارت جهانی نیازمند مطالعات گسترده درباره آثار الحاق به WTO بر اقتصاد کشور است. در این راستا بازار کار به تبع آثاری که جهانی شدن بر بخشهای تولیدی اقتصاد بر جای می‌گذارد تحت تأثیر قرار گرفته و ساختار آن از حیث ترکیب انواع نیروی کار و دستمزد کارگران و در نتیجه توزیع درآمد دستخوش تغییرات می‌شود. در مقاله حاضر با استفاده از تحلیلهای آماری و روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) آثار

[*]. دکتر محمدهادی زاهدی وفا؛ عضو هیأت علمی دانشگاه امام صادق (ع).
E. mail: zahedi@isu.ac.ir
[**]. توحید فیروزان سرنقی؛ دانشجوی دکتری علوم اقتصادی- دانشگاه تربیت مدرس.
E. mail: t_firoozan@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

تجارت خارجی بر اشتغال و شکاف دستمزد مورد بررسی قرار گرفت. نتایج دلالت بر این امر دارد که صادرات به افزایش اشتغال و کاهش شکاف دستمزد و واردات به از دست رفتن مشاغل انجامیده است. در مورد واردات در حالیکه اثر واردات کالاهای سرمایه‌ای بر شکاف دستمزد منفی است، اثر واردات کالاهای مصرفی بی‌معنی است.

کلید واژه‌ها:

ایران، تجارت، دستمزد، نیروی انسانی، بخش صنعت، شکاف دستمزد، **ARDL**

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

تئوری هکچر- اوهلین- ساموئلسون (H–O–S) دلیل تجارت بین کشورها و یا دلیل وجود مزیت نسبی بین کشورها را، تفاوت نسبت موجودی عوامل (k/L) بین کشورها می‌داند. براساس این تئوری، تجارت، سبب برابری قیمتهای عوامل تولید میان کشورها می‌شود. در داخل کشورهای طرف تجارت نیز همگام با گسترش تجارت، با توجه به ساختار نیروی کار و الگوی تجارت تغییراتی در دستمزد نسبی کارگران ماهر و غیرماهر رخ می‌دهد. در کشورهای صنعتی و بویژه امریکا به موازات افزایش نابرابری در بین کارگران ماهر و غیرماهر- که در دهه ۷۰ میلادی روی داد- مطالعات و تحقیقات دامنه‌داری دربارهٔ اثر تجارت بر اشتغال و دستمزد انجام گرفت که تا به امروز ادامه دارد. این تحقیقات که بر مبنای تئوری (H–O–S) ریشه نابرابری را در تجارت و الگوی تجاری بین کشورها جستجو می‌کرد طرفداران و مخالفان زیادی یافته است. در این زمینه با توجه به اهمیت موضوع و پذیرش ایران به عنوان عضو ناظر در سازمان تجارت جهانی این مقاله به بررسی آثار تجارت خارجی بر اشتغال و دستمزد شاغلان کارگاههای صنعتی در ایران می‌پردازد. به عبارتی دیگر مطالعه ارتباط میان تجارت خارجی و متغیرهای اشتغال و شکاف دستمزد کارگران ماهر و غیرماهر و نحوه تعامل میان این متغیرها مسئله اصلی این نوشتار است.

تجارت و رابطه آن با نابرابری دستمزدها

بطور کلی در مورد تأثیرگذاری تجارت بر دستمزد و نابرابری بین نیروی کار ماهر و غیرماهر دو دسته از اقتصاددانان از هم قابل تفکیک هستند؛ دسته اول افرادی نظیر «لیمر»[1] و «ساچز و شاتز»[2] هستند که بین تجارت، اشتغال و نابرابری دستمزدها ارتباطی قائلند. این دسته معتقدند که برقراری افزایش تجارت بین کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته سبب شده که با افزایش واردات کشور پیشرفته (در اینجا مشخصاً امریکا) از کشورهای در حال توسعه سطح اشتغال و دستمزد نیروی کار ساده یا غیر ماهر در جامعه امریکا تنزل یابد و در

[1]. Leamer,1993.
[2]. Sachs & Shatz, 1994.

Archive of SID
www.SID.ir

مقابل، بر اشتغال و دستمزد نیروی کار متخصص نیز افزوده شود. بر این اساس در دیدگاه مذکور، افزایش نابرابری بین نیروی کار ماهر و غیرماهر معلول افزایش تجارت و گسترش پدیدهٔ جهانی شدن و بویژه ازدیاد صادرات کشورهای امریکای لاتین به امریکا قلمداد می‌شود. در این راستا ساچز و شاتز، نشان داده‌اند که افزایش تجارت امریکا با کشورهایی نظیر برزیل و مکزیک و بطورکلی، با کشورهایی که نسبت به امریکا از نیروی کار غیرماهر فراوان برخوردارند و نیز صادرات آنها که -اغلب کالاها و محصولات کاربر است- سبب افزایش نابرابری بین نیروی کار ماهر و غیرماهر امریکا و بخصوص کارگران شاغل در صنایع ساخت و تولید (کارخانه‌ای) این کشور شده است. دسته دوم؛ این اثرات را محدود دانسته و معتقدند کاهش اشتغال و دستمزد کارگران غیرماهر نسبت به کارگران ماهر در صنایع کارخانه‌ای امریکا ناشی از عوامل داخلی اقتصاد این کشور مانند گرایش به مصرف کالاهای بخش خدمات، پیشرفت تکنولوژی و رشد بهره‌وری است. «کروگمن»[1] (۱۹۹۵)، «کروگمن و لورنس»[2] (۱۹۹۳)، «لورنس و اسلوتر»[3] (۱۹۹۳) از این دسته‌اند. اما آنچه به لحاظ نظری سبب ایجاد نابرابری می‌شود این است که با افزایش واردات کالاهای کاربر از کشورهای در حال توسعه قیمت نسبی این نوع از کالاها کاهش می‌یابد؛ در نتیجه در داخل کشور واردکننده (کشور صنعتی) تقاضا برای نیروی کارغیرماهر که با شدت بالایی در تولید این کالاها بکار می‌رود، کاهش یافته و لذا دستمزد کارگران غیرماهر کم می‌شود. در مقابل، تقاضا برای نیروی کار ماهر و دستمزد نسبی آنها بالا می‌رود.

بدیهی است عکس این تغییرات باید در کشور در حال توسعه رخ دهد. به این معنی که با افزایش صادرات کالاهای کاربر و کالاهایی که نیروی کار غیرماهر در تولید آن نقش غالب را دارد باید تقاضا و دستمزد این دسته از کارگران بالا رفته و در نتیجه شکاف دستمزد بین کارگر ماهر و غیرماهر در این کشورها کاهش یابد. با این وجود کاهش در دستمزد نیروی کار غیرماهر در کشورهای در حال توسعه که تولیدات آنها کاربر بوده و در الگوی تجاری آنها همچنین کالاهایی سهم عمده در سبد صادراتشان دارد، سبب شده است تا برخی از

[1]. Krogman, (1995).
[2]. Krogman & Lawrence, (1993).
[3]. Lawrence & Slaughter, (1993).

Archive of SID
www.SID.ir

اقتصاددانان از این موضوع جهت ابطال مدل فراوانی عوامل در تجارت و توزیع درآمد- زمانیکه نیروی کار ماهر و غیرماهر مجزا باشند- استفاده کنند. در این باره بیشترین شواهد تجربی از سوی «وود»[1] و برای امریکای لاتین مورد بحث قرار گرفته است. وود عنوان می‌کند که آنچه به عنوان شکاف ناشی از مهارت در امریکای لاتین مشاهده شده شدیدتر از آن چیزی است که در شرق آسیا مشاهده شده است. او از شکافی که در شرق آسیا همگام با رشد تجارت ایجاد شده بود به عنوان شکافی باریک و ناچیز یاد می‌کند و از این رو تجربه امریکای لاتین را در مقابل تجربه شرق آسیا قرار می‌دهد. در توجیه و تبیین این پدیده، وود موارد زیر را برمی‌شمرد که به نظر می‌رسد در مورد ایران نیز تا حدی موضوعیت داشته باشد.

برخی از علل به زمان آزادسازی و گسترش تجارت بازمی‌گردد:

الف) ورود کشورهایی مانند چین با نیروی کار فراوان به بازارهای جهانی سبب شده است که در مقایسه با آن، کشورهای در حال توسعه‌ای مانند کشورهای امریکای لاتین واقعاً به صفت فراوانی نیروی کار شناخته نشوند.

ب) انفجار در پیشرفت تکنولوژی در دهه‌های ۸۰ و ۹۰ به نحوی که بکارگیری کارگران ماهر را سبب شده است.

ج) جابجایی بین‌المللی نیروی کار ماهر و سرمایه در دوره‌های اخیر.

د) برون‌سپاری[2] و رشد سریع آن در دهه ۹۰. شرکتها و بنگاههای کشورهای صنعتی که در مناطق مختلف جهان تولید را مدیریت می‌کنند اگرچه براساس استانداردهای امریکایی از نیروی کار غیرماهر استفاده می‌کنند؛ ولی بر اساس استانداردهای محلی و وضعیت کشورهای در حال توسعه از نیروی کار نسبتاً ماهر نیز سود می‌برند. «وینتر و همکاران»[3] در مقاله‌ای به نقل از «فین‌استرا و هانسن»[4] در مورد مکزیک، و «رابینز و گریندلینگ»[5] در مورد کاستاریکا گرایش مشابهی را در بکارگیری کارگران ماهر همراه با جهانی شدن تأیید نموده‌اند.

---

1. Wood, (1997).
2. Outsourcing
3. Winter & et al, (2004).
4. R. Feenstra & G. Hanson, (1995).
5. D. Robbins & T.H. Grindling, (1999).

Archive of SID
www.SID.ir

آنها با استفاده از روشهای کاملاً مقاوم ناپارامتری[1] و شواهد رگرسیونی نشان دادند که به واسطه افزایش انباشت سرمایه در اقتصاد به‌شکل ماشین‌آلات وارداتی چنین تمایلی ایجاد شده است. اگر جهانی شدن و گسترش تجارت، واردات کالاهای با سرمایه بالا را تشویق کند و اگر این واردات با تمایل به سمت بکارگیری کارگران و نیروی کار ماهر مصادف شود، در آن صورت گسترش تجارت و جهانی شدن به شکاف مهارت منتهی خواهد شد. بنابراین هیچ تضمینی نیست که در کشورهای در حال توسعه با گسترش تجارت، فقر محو شود. در واقع وقتی واردات بیشتر منجر به استخدام نیروی کار ماهر می‌شود کارگرانی که از حداقل سواد برخوردار نیستند فقیرتر می‌شوند. از این‌رو است که آزادسازی در بخش کشاورزی نیز مورد تأکید قرار می‌گیرد تا در رفع فقر و فقرزدایی مؤثر باشد. با آزادسازی در بخش کشاورزی کارگرانی که از حداقل مهارتها برخوردارند از منافع جهانی شدن بهره‌مند می‌شوند.

دلایل دیگر که در تبیین بروز شکاف مهارتها[2] بیان شده، ساختاری هستند. برای نمونه وود بیان می دارد که کشورهای امریکای لاتین به نسبت، از منابع طبیعی فراوانی برخوردارند در حالیکه کشورهای شرق آسیا نیروی کار غیرماهر فراوانی داشتند. در امریکای لاتین از آزادسازی به آزادسازی واردات تعبیر شد حال آنکه در شرق آسیا آزادسازی وسیله‌ای برای تشویق صادرات بود و لذا انگیزه‌ها در این مسیر هدایت شد و با گسترش سریع آموزشهای پایه، بهره‌وری و بنابراین عرضه نیروی کار ماهر بالا رفت. بعلاوه ساختار اولیه تعرفه‌ها در بسیاری از کشورهای امریکای لاتین بر حمایت از کارگران غیرماهر استوار شده بود و همین امر سبب کاهش دستمزد آنها همگام با آزادسازی بود[3]. در مقابل، شواهد نسبتاً اندکی هم در خارج از امریکای لاتین وجود دارد که افزایش نسبی کارگران زن و غیرماهر را در بخش صادراتی همگام با آزادسازی تجاری می رساند.[4]

در جمع‌بندی این قسمت می‌توان گفت که پیش‌بینی جزئیات آثار آزادسازی تجاری بر دستمزدها و اشتغال دشوار است؛ زیرا همانطور که دیدیم این موضوع به عوامل مختلفی

1. Completely Robust Nonparametric Methods
2. Skills-Gap
3. G. Hanson & A. Haroson, (1999).
4. Milnex & Wright, (1998).

Archive of SID
www.SID.ir

بستگی دارد. ساختار کالاهای صادراتی کشور و نقش منابع طبیعی در آن؛ ساختار کالاهای وارداتی و درجه جایگزینی عوامل کار و سرمایه در اقتصاد؛ نظام تعرفه؛ تکنولوژی و پیشرفت آن؛ سرمایه‌گذاری خارجی، بهره‌وری نیروی کار؛ برون‌سپاری و نحوه تعامل اقتصاد با نظام تولید جهانی؛ جابجایی عوامل کار و سرمایه در اقتصاد و نیز مهاجرت آن؛ ساختار بازارها؛ نوع دخالت دولت در اقتصاد و نحوه دخالت در نظام قیمتگذاری عوامل تولید و نهاده‌ها، از جمله عوامل اثرگذارند. برآیند عوامل و نحوهٔ کنش و واکنش آنها در نهایت، اثر تجارت را بر اشتغال و دستمزد تعیین خواهد کرد.

عوامل مؤثر بر اشتغال نیروی کار در فرایند جهانی‌شدن

اغلب پژوهشگران، عوامل مؤثر بر اشتغال را که در فرایند جهانی‌شدن تولید و گسترش تجارت اهمیت یافته‌اند، فناوری، تجارت و بهره‌وری می‌دانند. شایان ذکر است که در کنار این عوامل، عوامل دیگری مانند نهادها و قوانین موجود در کشور، سیاستهای اقتصادی و غیره نیز بر این پدیده مؤثرند؛ با این حال عوامل مذکور در روند جهانی‌شدن اهمیت روزافزونی یافته‌اند.

فناوری تولید به عنوان اولین عامل اثرگذار- که تأثیر معنی‌داری بر کاربری یا سرمایه‌بری تولید دارد- در جریان جهانی‌شدن دستخوش تغییرات عمده شده است. این تغییرات اغلب از آنجا ناشی می‌شود که کشورها برای داشتن سهم مناسب از تجارت جهانی و حفظ سهم خود از تجارت غالباً به داشتن تکنولوژی‌های بالا گرایش پیدا کرده و صادرات محصولات با تکنولوژی بالا را به خاطر افزایش قدرت رقابتی محصولات و حفظ بازار ترجیح داده‌اند. در این زمینه برخی از کشورهای در حال توسعه پیشگام بوده و سهم صادرات محصولات با تکنولوژی بالای آنها نسبت به سایر انواع محصولاتشان از لحاظ تکنولوژی[1] بیشترین تغییر و رشد را داشته است[2]. در کنار افزایش قدرت رقابتی توجه به نوآوری از دیگر

---

[1]. لال در مطالعه خود، صادرات صنعتی را از لحاظ سطح فناوری به چهار گروه تقسیم کرده است. الف) صادرات متکی بر منابع طبیعی (Resource Base). ب) صادرات متکی بر فناوری‌های پایین وکاربر(Low Technology). ج) صادرات متکی بر فناوری‌های متوسط(Medium Technology). و د) صادرات متکی بر فن‌آوری بالا (High Technology)

[2]. حسن درگاهی، ***استراتژی توسعه صنعتی کشور***، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه صنعتی شریف، (تهران، انتشارات دانشگاه صنعتی شریف، ۱۳۸٤)، ص ۳۹.

Archive of SID
www.SID.ir

علل تغییر در فناوری تولید بوده است. لازم به ذکر است که تأثیر تکنولوژی در ارتقای بهره‌وری سبب شده است که وجود شکاف تکنولوژیک و فناوری بین کشورها و شرکای تجاری از علل اصلی ایجاد نابرابریها، و بویژه نابرابری دستمزدها باشد. اما نتیجه مستقیم تغییر تکنولوژی، اثر آن بر اشتغال نیروی کار و ترکیب شاغلین از حیث ماهر و غیرماهر می‌باشد. تجربیات و مشاهدات مختلف حاکی از آن است که همگام با استخدام تکنولوژی‌های پیچیده و سرمایه‌بر، تقاضا برای نیروی کار ماهر و تحصیلکرده بالا می‌رود. دلایل متعددی برای این ارتباط مستفیم عنوان شده است که افزایش در نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی ماهر همزمان با بکارگیری تکنولوژی مهارت دوست[1] و مزیت نسبی نیروی کار تحصیلکرده و ماهر در استفاده و حل مشکلات برآمده از چنین تکنولوژی‌هایی از جمله آن است.[2]

عامل مهم دیگر بعد از فناوری تجارت است. واضح است که هر اندازه تولید و مصرف کالای داخلی و صادرات آن در یک کشور بالا باشد، به همان اندازه اشتغال بالایی در کشور وجود خواهد داشت. در مقابل وقتی ملتی گرایش به مصرف بیشتر کالاهای خارجی و واردات آن داشته باشد از بیکاری بالایی هم رنج خواهد برد. به این معنی بین واردات کالاهای مصرفی و بیکاری رابطه مستقیم، و بین صادرات کالا و بیکاری رابطهٔ منفی وجود دارد. از طرفی براساس تئوری تجارت بین‌الملل الگوی تجاری که بین کشورها برقرار می‌شود، با احتساب اینکه کالاهای صادراتی یا وارداتی آنها از همدیگر کاربر یا سرمایه‌بر باشد، بر اشتغال نیروی کار اثرگذار خواهد بود. بنابراین تجارت و الگوی تجاری کشور با سایر کشورها از عوامل تعیین‌کنندهٔ اشتغال نیروی کار محسوب می‌شود.

نتایج برخی از مطالعات تجربی

«کروگر»[3] نشان داده است که در کشورهای در حال توسعه گسترش تجارت و ایجاد زمینه‌های آزادسازی تجاری به رشد تولیدات کاربر انجامیده و بنابراین سبب افزایش اشتغال شده است. در مطالعات موردی کروگر، کشورهای در حال توسعه عموماً از تولیدات کارخانه‌ای

1. Skill-biased Technology
2. C, Morrison & S. Siegel, (2001).
3. Kruger, (1983).

Archive of SID
www.SID.ir

کاربر برخوردار بوده‌اند. در مواردی که برای کشوری با آزادسازی تجاری افزایش اشتغال اتفاق نیفتاده بود، کروگر انحراف در سایر بازارهای عوامل را علت آن دانسته است. در این رابطه، گفتنی است که وقتی قیمت سرمایه در اقتصادی دچار انحراف شده و از اندازه واقعی آن پایین‌تر باشد، بنگاهها به فناوری‌های سرمایه‌بر رو آورده و رشد اشتغال در چنین اقتصادهایی محدود خواهد بود.

«راما مارتین»[1] با بکارگیری مدل رقابت انحصاری و با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۹ بخش برای دوره ۸۹-۱۹۷۹ برای اروگوئه رابطهٔ مثبت معنی‌داری را بین حمایت از صنایع و اشتغال صنعتی مشاهده کرد. او هیچ اثر معنی‌داری را بر دستمزدها مشاهده نکرد.

«کوریه و هاریسون»[2] در مطالعه‌ای که در مورد صنایع مراکش انجام دادند به این نتیجه رسیدند که واکنشهایی که صنایع در اثر گسترش تجارت به اشتغال نشان داده‌اند، متأثر از ویژگیهای صنایع بوده و بویژه عامل مالکیت بنگاه از این حیث که دولتی است یا خصوصی، مهم می‌باشد. در کنار آن، وقتی حاشیه سود برای بنگاهی ناچیز بوده، آزادسازی تجاری سبب از دست رفتن مشاغل نیز شده بود. در اغلب صنایع هم اگرچه آزادسازی به کاهش حاشیه سود کمک کرده بود، لیکن هیچ تغییری در دستمزد و اشتغال رخ نداده بود؛ به عبارتی دیگر گسترش تجارت با کاستن از حاشیه سود، به احتمال بالا به افزایش رفاه عمومی، ارتقای کارایی و رقابتی شدن صنعت منجر شده بود.

نتایج کار مطالعاتی «آنا رونگا»[3] هم که در مورد مکزیک انجام شده است، چنین بیان می‌دارد که حذف موانع تعرفه‌ای، اثر آماری معنی‌داری بر اشتغال نداشته؛ ولی در نتیجهٔ حذف سهمیه‌های وارداتی، مشاغل اندکی از دست رفته است. او هم نظیر کروگر اشتغال پایین را به نقایص موجود در بازار عوامل تولید و انحراف در قیمتهای عوامل نسبت داده است. دربارهٔ اثرات تجارت بر دستمزدها نیز رونگا مشاهده کرد که بطور متوسط ۳ تا ۴ درصد دستمزد واقعی در صنایع کارخانه‌ای مکزیک کاهش داشته است. در برخی از صنایع کاهش دستمزد به

[1]. Rama Martin, (1994).
[2]. J. Currie & Ann Harison, (1997).
[3]. Ana Revenga, (1997).

Archive of SID
www.SID.ir

۱۰ تا ۱۴ درصد نیز رسیده است. در این مورد، او از بین رفتن انواع رانتها را عامل اصلی این کاهش برشمرده است.

«دادگر و ندیری» (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط جهانی شدن و بازار کار در کشورهای درحال توسعه (شیلی، ترکیه، مکزیک و هند) پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه در مورد ایران که با استفاده از داده‌های ترکیبی و آزمون اقتصادسنجی انجام گرفته است، حاکی از تأثیر منفی جهانی شدن بر اشتغال گروههای سه گانه صنعتی مورد بررسی؛ یعنی کل صنعت، صنایع واردات رقابتی و صنایع صادرات محور می‌باشد.

«کشاورزحداد و نجاتی» (۱۳۸۵) در مقاله‌ای بر مبنای تئوری استالپر- ساموئلسون و با استفاده از روشهای اقتصاد سنجی به بررسی تأثیر جهانی شدن، با معیار آزادسازی تجاری و کاهش در تعرفه‌ها بر نابرابری دستمزدها در ایران، پرداخته‌اند. مطابق با نتایج این مقاله، برازش مدل با در نظر گرفتن نرخ تعرفه ها به عنوان شاخص آزادسازی تجاری، نشان می‌دهد که کاهش در نرخ تعرفه‌ها، سبب کاهش در دستمزد افراد غیر ماهر و افزایش در دستمزد افراد نیمه ماهر و ماهر می‌شود. به عبارت دیگر، آزادسازی تجاری، سبب افزایش شکاف دستمزد میان افراد با سطوح مختلف مهارت می‌شود.

ویژگی صنعت در ایران

ساختار موجود صنعت کشور، از نظر سهم و جایگاه هر یک از رشته فعالیتها، در نتیجه تعامل سیاستهای بکار گرفته شده از طرف دولت از یکسو و واکنش تولید به تقاضای داخلی از سوی دیگر شکل گرفته است؛ به طوری که در طول چهل سال گذشته، این ویژگی، هم به دلیل انجام سرمایه‌گذاریهای مستقیم بخش دولتی در رشته فعالیتهای مختلف صنعتی حاصل شده و هم ناشی از سیاستهای حمایتی متعدد اعمال شده از سوی دولت بوده است. درونگرایی، مشخصه اصلی و مستمر صنعت کشور در طول تاریخ شکل‌گیری آنست. چنین رویکردی در توسعه صنعتی، منجر به اهمیت فوق‌العاده تقاضای داخلی در رشد صنعتی گردیده است. میزان بسیار محدود صادرات صنعتی، گواه این ادعا است که محصولات صنعتی

Archive of SID
www.SID.ir

اغلب به بازار داخلی عرضه می‌شوند.[1] با توجه به این ویژگیهای کلی بخش صنعت، در قسمتهای بعدی مقاله به بررسی نهاده‌بری، ترکیب نیروی کار ، دستمزد نسبی کارگران ماهر به غیرماهر و صادرات و واردات کالاهای صنعتی می‌پردازیم.

نهاده‌بری (کاربری) صنعت

در کنار مشخصات بخش صنعت مانند بافت توسعه نیافته، وابستگی فراوان به مواد اولیه و واسطه خارجی، درونگرایی و عدم توانایی در رقابت با صنایع خارجی، کاربر بودن فرایند تولید صنعتی نیز از ویژگیهای بخش صنعت کشور برشمرده شده است[2]. همچنین در مطالعه‌ای که به بررسی محتوی عوامل تولید[3] در تجارت خارجی ایران اختصاص دارد نتایج، حاکی از این واقعیت است که در صنایعی مانند صنایع چوب و محصولات چوبی، حمل و نقل، صنایع نساجی و خدمات بازرگانی که سهم عمده‌ای از صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده‌اند، نسبت سرمایه به کار پایین بوده و نسبتاً کاربر بوده‌اند و نه سرمایه‌بر[4]. با این وجود صادرات کالاهای سرمایه‌بر در حد صفر بوده است. گزارش سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی در این زمینه نشان می‌دهد صادرات کالاهایی با فناوری بالای صنعتی ایران در ابتدای برنامه سوم توسعه ناچیز و در حد صفر بوده؛ اما در سال پایانی برنامه درصد صادرات این کالاها در میان صادرات کالاهای صنعتی کشور به ۱/۶۷ درصد رسیده است[5].

---

[1]. مسعود نیلی و همکاران، ***استراتژی توسعه صنعتی کشور***، (تهران، وزارت صنایع و معادن، نسخه الکترونیکی، ۱۳۸۲).

[2]. اکبر کمیجانی و همکاران، ***تحلیلی پیرامون تجارت، تجربه عملی پیوستن برخی از کشورها به سازمان تجارت جهانی(WTO) و آثار اقتصادی الحاق ایران به آن***، وزارت امور اقتصادی و دارایی، معاونت امور اقتصادی، تهران، پاییز ۱۳۷٤. ص ٤٧٣.

[3]. Factor Content

[4]. بیژن باصری، «بررسی محتوی عوامل تولید در تجارت خارجی ایران، دومین همایش کاربرد تکنیک‌های داده- ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی و اجتماعی»، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، (اسفند ۱۳۸۱)، ص ۲۷۷.

[5]. صنایع هوافضا، کامپیوتر و اجزای آن، ارتباطات و مخابرات، تجهیزات الکترونیکی، ابزارهای علمی، محصولات شیمیایی و پتروشیمی از صنایع با فناوری بالا محسوب می‌شوند. سهم این صنایع در صادرات کشورهای امریکا، چین و ترکیه به ترتیب بیش از ۳۰، ۲۷ و ۲ درصد بوده است؛ نقل از: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، گزارش اقتصادی، (۱۳۸۳)، صص ۲۷۱-۲٦٦.

Archive of SID
www.SID.ir

از دیگر ویژگیهای تولید صنعتی در ایران علاوه بر موارد فوق، انرژی بر بودن تولید است. در این زمینه ایران در تولید آن دسته از کالاهای صنعتی انبوه انرژی‌بر، مانند فولاد، محصولات شیمیایی اساسی و سیمان یا کالاهای کاربر مانند محصولات نساجی و پوشاک تخصص یافته که با عرضه فراوان و رقابت شدید در بازارهای جهانی مشخص می‌شوند[1].

در مجموع آمار موجود بر کاربر بودن صادرات صنعتی ایران دلالت دارد. درباره واردات هم سهم بالای واردات از کشورهای اروپایی که غالباً صادرکننده کالاهای سرمایه‌بر و نیروی کار ماهر و دانش فنی بالا هستند نشانگر سرمایه‌بر بودن واردات صنعتی ایران است. در این زمینه بنا به آمار منتشر شده از سوی بانک مرکزی[2] واردات از کشورهای عضو اتحادیه اروپا در سالهای ۱۳۸۱ و ۸۲ به ترتیب ۹۰۹۷ و ۱۰۸۳۷ میلیون دلار بوده است. به عبارتی حدود ۴۱ درصد واردات کشور از این کشورها بوده است. قاره اروپا هم به تنهایی ۵۱/۸ درصد از واردات کشور را به خود اختصاص داده و اگر واردات از دیگر کشورهای صنعتی مانند ژاپن را به آمار فوق اضافه کنیم سرمایه‌بر بودن واردات و نقش بالای دانش فنی و نیروی کار ماهر در آن به خوبی نشان داده می‌شود.

ترکیب نیروی کار در بخش صنعت

آمار مربوط به ترکیب شاغلین بخش صنعت، از لحاظ دارا بودن تحصیلات دانشگاهی، گویای این واقعیت است که شاغلین غیردانشگاهی بخش عمده شاغلین در بخش صنعت هستند. در سال ۱۳۸۱ سهم شاغلان تحصیلکرده و دانشگاهی ۱۳/۸ درصد و شاغلان غیردانشگاهی ۸۶/۲ درصد بوده است. جدول نشان می‌دهد اگر چه در دهه اخیر به موازات افزایش دانش‌آموختگان دانشگاهها، شاغلان دانشگاهی و سهم آنها نسبت به کل شاغلان بخش صنعت بالا رفته، لیکن تا سال ۱۳۷۷ شاغلین دانشگاهی کمتر از ۱۰ درصد شاغلان کارگاههای صنعتی ده نفر نیروی کار و بالاتر بوده‌اند.

---

[1]. بهروز هادی زنوز، ***تجربه سیاستهای صنعتی در ایران (۸۰-۱۳۷٤)***، (تهران، مرکز پژوهشهای مجلس شورای اسلامی، تهران، پاییز ۱۳۸۲)، صص ۵۱-٤۸.

[2]. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه بانک مرکزی، سالهای مختلف.

Archive of SID
www.SID.ir

صنعت و تجارت

واردات صنعتی و سهم آن از کل واردات در اقتصاد ایران همواره بالا بوده است. بر اساس آمار موجود در دوره ده ساله ۸۲- ۱۳۷۳ بطور متوسط سهم واردات صنعتی از کل واردات کشور ۸۱ درصد بوده است. این آمار نشانگر آن است که سهم عمده درآمدهای نفتی صرف واردات کالاهای صنعتی شده است. با نگاهی به ترکیب واردات نیز چنین برمی‌آید که در سالهای ۸۲-۱۳۶۱ سهم کالاهای سرمایه‌ای از حدود ۲۰ درصد در اوایل انقلاب به ۴۲ درصد در سال ۱۳۸۲ رسیده است. سهم کالاهای واسطه‌ای در این مدت کاهش محسوسی داشته و از ۵۷/۹ درصد در سال ۱۳۶۱ به ۴۵/۸ درصد در سال ۱۳۸۲ رسیده است. متوسط سهم کالاهای واسطه‌ای در طول دوره، ۵۶/۶ درصد بوده است. کالاهای مصرفی هم با کاهش محسوسی از ۲۲ درصد به ۱۲ درصد رسیده است. به هر حال میزان واردات با توجه به طرفهای تجاری و مبدأ واردات کالا به کشور و نوع کشورها از لحاظ توسعه یافته و یا در حال توسعه، و نیز نوع واردات از جمله عواملی هستند که بر شدت اثرگذاری واردات بر اشتغال و شکاف دستمزد مؤثر هستند. ناگفته نماند که با افزایش میزان قاچاق کالا اثرات مخرب واردات بیشتر می‌شود. در طول سالهای مورد بررسی ترکیب صادرات غیرنفتی هم حکایت از تغییر ساختار به نفع صادرات کالاهای صنعتی دارد. هر چند میزان صادرات کالاهای صنعتی اندک است؛ با این وجود صادرات این کالاها از ۸ درصد در سال ۱۳۶۱ به ۶۴ درصد کل صادرات غیرنفتی در سال ۱۳۸۲ رسیده است و بطور متوسط نیز در طول دوره، یک سوم صادرات غیرنفتی به صادرات مصنوعات اختصاص داشته است.

تبیین ارتباط بین واردات اشتغال و دستمزد

در بندهای پیشین گفته شد که تجارت، پیشرفت فناوری و انباشت سرمایه و نیز تغییر در تقاضای داخلی از عوامل اثرگذار بر اشتغال بشمار می‌رود. از این رو در یک مدل ساده مطابق آنچه «تاچیباناکی، موریکاوا و نیشیمورا»[1] برای اقتصاد ژاپن انجام داده‌اند می‌توان تغییر در شمار شاغلین کارگاههای صنعتی را به صورت خلاصه ناشی از اجزای زیر دانست.

[1]. T. Tachibanaki, M. Morikawa and Nishimura, (1998).

Archive of SID
www.SID.ir

ΔL : تغییر تعداد شاغلان کارگاههای صنعتی در دوره مورد نظر

ΔL_Q : تغییر (افزایش) شمار شاغلان که با تغییرات ارزش افزوده همراه است.

ΔL_P : تغییر(کاهش) شمار شاغلان که با تغییر در بهره‌وری نیروی کار مرتبط است.

ΔL_A: تغییر(افزایش) شمار شاغلان که با تغییرات در تقاضای داخلی همراه است.

ΔL_{EX}: تغییر(افزایش) شمار شاغلان که با افزایش در صادرات همراه است.

ΔL_{IM}: تغییر(کاهش) شمار شاغلان که با افزایش در واردات همراه است. بنابراین در حالت کلی داریم:

$$\Delta L = \Delta L_Q - \Delta L_P = (\Delta L_A + \Delta L_{EX} - \Delta L_{IM}) - \Delta L_P$$

از آنجا که تغییر در بهره‌وری نیروی کار نه تنها از پیشرفت تکنولوژی؛ بلکه از افزایش انباشت سرمایه هم ناشی می‌شود، لذا در شرایطی که سایر عوامل ثابت فرض شوند، بهبود فناوری و انباشت سرمایه در کارگاههای صنعتی به افزایش بهره‌وری و کاهش اشتغال نیروی کار می‌انجامد. حال برای محاسبه اثر تغییرات در متغیرهای فوق بر اشتغال به صورت زیر عمل می‌کنیم. بر اساس آمار موجود بهره‌وری سرانه نیروی کار در کارگاههای صنعتی از ۳۴۵۵۵ هزار ریال در سال ۱۳۷۴ به ۵۰۷۶۴,۷ هزار ریال در سال ۱۳۸۱ رسیده است. به عبارتی دیگر متوسط رشد سالانه بهره‌وری در سالهای مورد بررسی ۵/۶۵ درصد بوده است. بدون افزایش در بهره‌وری و متناسب با همان بهره‌وری نیروی کار در سال اول بررسی؛ یعنی ۱۳۷۴ تعداد شاغلان کارگاههای صنعتی باید در حدود ۱۱۸۵۱۰۵ نفر می‌شد، بنابراین افزایش در بهره‌وری نیروی کار به کاهش اشتغال ۱۳۲۵۶۴ نفر انجامیده است؛ یعنی این تعداد افراد در نتیجهٔ افزایش بهره‌وری، ذخیره شده و به عبارتی بیکار شده‌اند. با توجه به افزایش شاغلان از ۸۰۶۶۸۹ نفر در ۱۳۷۴ به ۱۰۵۲۵۴۱ نفر، تغییرات کل عبارت خواهد بود از ($\Delta L = ۲۴۵۸۵۲$). با استفاده از آمار مربوطه ΔL_{EX} را هم به صورت زیر محاسبه می‌کنیم. در طول سالهای مورد بررسی صادرات کالاهای صنعتی ۱۰۵/۲۵ درصد رشد داشته است. در مطالعه‌ای که توسط خلیلی عراقی و سوری (۱۳۸۴) دربارهٔ «نقش عوامل طرف

Archive of SID
www.SID.ir

تقاضا در اشتغال بخشهای تولیدی» با استفاده از تکنیک داده و ستانده انجام شده، برای دوره ۷۳-۱۳۶۵ اثر عوامل طرف تقاضا از جمله صادرات و واردات بر اشتغال نیز محاسبه گردیده است. بر اساس نتایج کار مشترک آنها یک درصد افزایش در صادرات حدود ۰/۰۱۵ درصد موجب افزایش اشتغال گردیده و یک درصد افزایش در واردات موجب ۰/۱۵ درصد کاهش در اشتغال شده است. بنابراین اثر واردات در کاهش اشتغال ده برابر اثر گسترش صادرات بوده است. با این فرض که ساختار اقتصاد تغییر چندانی نداشته است ΔL_{EX} = ۱۲۷۳۶ بدست می‌آید؛ پس داریم:

۲۴۵۸۵۲ : ΔL (افزایش)

۳۷۸۴۱۶ : ΔL_Q (افزایش)

۴۹۳۲۸۳ : ΔL_A (افزایش)

۱۲۷۶۳ : ΔL_{EX} (افزایش)

۱۳۲۵۶۴ : ΔL_P (کاهش)

۱۲۷۶۳۰ : ΔL_{IM} (کاهش)

نتایج فوق، اهمیت واردات، بهره‌وری و تقاضای داخلی را در اثرگذاری بر اشتغال صنعتی در دورهٔ مورد بررسی(۸۱-۱۳۷۴) نشان می‌دهد. همچنین نتایج، نشانگر نقش ناچیز صادرات در اشتغالزایی بخش صنعت است. در مجموع، خالص اثر تجارت بر اشتغال در دورهٔ یادشده ۱۱۴۸۶۷- نفر می‌باشد.

تصریح و تخمین مدل

بیان مدل و متغیرها:

برای تحلیل اثر تجارت بر شکاف دستمزد، طبق تئوری کلاسیک تجارت بین‌الملل؛ شکاف دستمزد تابعی از متغیرهای مربوط به تجارت بین‌الملل؛ یعنی صادرات و واردات، و متوسط دستمزد در بخش صنعت و بهره‌وری نیروی کار فرض شده است. مدل مذکور مربوط به مطالعات سازمان بین‌المللی کار است که با انجام تعدیلاتی برای ایران استفاده می‌شود[1].

[1]. www.ilo.org/.../internat/understanding/studiesresults

Archive of SID
www.SID.ir

لازم به ذکر است از جمله متغیرهای تجارت بین‌الملل، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی(FDI) و نقش آن در اثرگذاری بر اشتغال و شکاف دستمزد است که به دلیل سهم ناچیز ایران از جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی و عدم وجود داده های قابل اعتماد؛ بویژه در بخش صنعت، این مورد از مدل حذف شد. به این ترتیب تابع مورد استفاده به شکل زیر خواهد بود :

$$LRWD = F(LXV, LKMV, LCMV, LVEMP, LAW, T)$$

که متغیرهای آن عبارتند از:

LRWD = لگاریتم اختلاف بین دستمزد سرانه کارگران ماهر و غیر ماهر به قیمت ثابت ۷۶ که به عنوان شکاف دستمزد کارگران ماهر و غیرماهر در نظر گرفته شده است،

LXV= لگاریتم نسبت صادرات صنعتی به ارزش افزوده به قیمت ثابت ۷۶

LVEMP= لگاریتم نسبت ارزش افزوده به تعداد شاغلان کارگاههای ده نفر به بالا به عنوان معیار بهره‌وری.

LAW= لگاریتم متوسط دستمزد کارگران کارگاههای صنعتی ده نفر نیروی کار به بالا.

LKMV= لگاریتم نسبت واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به ارزش افزوده به قیمت ثابت ۷۶.

LCMV= لگاریتم نسبت واردات کالاهای مصرفی به ارزش افزوده به قیمت ثابت ۷۶.

T= متغیر روند که نمایانگر تکنولوژی نیز هست.

بدیهی است طبق تئوری‌های تجارت انتظار داریم که ضریب مربوط به صادرات بر شکاف دستمزد در تخمین منفی و ضریب مربوط به واردات مصرفی نیز مثبت باشد. به این معنی که با افزایش صادرات کالاهای صنعتی از کشور که غالباً کاربر هستند شکاف دستمزد کاهش یافته و با افزایش واردات به کشور شکاف یاد شده افزایش یابد.

Archive of SID
www.SID.ir

داده‌ها و منابع آماری

عدم وجود داده‌های مناسب و کافی دربارهٔ نیروی کار، انجام مطالعات و تحقیقات مربوط به بازار کار را در ایران با مشکل مواجه ساخته است. مطالعه حاضر نیز از این قاعده مستثنی نیست؛ بویژه اینکه دربارهٔ دستمزد و حقوق انواع کارگران و کارمندان به تفکیکی که در این مطالعه منظور ما بود اطلاعات موجود حداقل بوده است. بنابراین برای محاسبه شکاف دستمزد با استفاده از داده‌های موجود درباره کارگاههای بزرگ صنعتی، دستمزد و مزایای پرداختی به کارگران و کارمندان استخراج شد و با توجه به ماهیت نیروی کار و نوع کار، دو گروه کارگران ماهر و غیرماهر بر مبنای تحصیلات دانشگاهی از هم تفکیک شدند. با استفاده از این متغیرها، شکاف دستمزد به عنوان اختلاف در سرانه دستمزد و حقوق کارگران ماهر و غیر ماهر محاسبه شد. بقیه متغیرها مربوط به کارگاههای بالای ده نفر نیروی کار می‌باشد. آمار مربوطه از نتایج آمارگیری سالهای مختلف مرکز آمار ایران استخراج شده است و سایر آمارها از ترازنامه بانک مرکزی و بانک اطلاعات سری زمانی داده‌های این بانک است.

بررسی ایستایی متغیرها

به منظور بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل از «آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته» استفاده کردیم. نتایج این آزمون به تفکیک سطوح و تفاضل مرتبه اول متغیرها در جدولهای شماره (۱) و (۲) ارائه شده است. بر اساس آزمون انجام شده، نتیجه می‌گیریم که فرض صفر وجود ریشه واحد برای متغیرهای LRWD ، LXV و LVEMP در تمامی سطوح بحرانی رد نمی‌شود و از این رو غیر از این سه متغیر، سایر متغیرها در سطح، ساکن هستند. به عبارت دیگر، سه متغیر فوق جمعی[1] از مرتبه یک I(1) و سه متغیر LAW و LKMV و LCMV نیز I(0) است.

با توجه به نتایج حاصل از ایستایی متغیرها و با عنایت به اینکه الگوی پویای خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل، I(0) یا I(1) هستند، کاربرد دارد؛ پس از این روش استفاده شد. از محاسن این روش انجام

[1]. Integrated

Archive of SID
www.SID.ir

تحلیلها در کوتاه‌مدت و بلند مدت است. این روش در نمونه‌های کوچک نیز به دلیل در نظر گرفتن پویاییهای کوتاه‌مدت بین متغیرها، از کارایی بالایی برخوردار است.[1] همچنین با تعیین وقفه های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب و منحصر به فرد را بدون پیش‌داوری و استفاده از نظریه‌های اقتصادی انتخاب کرد.[2]

نتایج حاصل از برآورد مدل

مدل مورد نظر با استفاده از نرم‌افزار Microfit4.1 برآورد شده است. در تخمین الگوی ARDL، از میان رگرسیون‌های مختلف و حداکثر سه وقفه، مدل (۱،۲،۰) بر اساس ضابطه شوارتز - بیزین، انتخاب شد که بر اساس آن برای متغیر LVEMP، دو وقفه و برای متغیر LXV، یک وقفه در نظر گرفته شده است. جدول شماره (۳) نتایج برآورد شده را ارائه می‌کند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای سطح متغیرها

	با عرض از مبدا و روند			با عرض از مبدا و بدون روند		
متغیر	ارزش بحرانی	آماره ADF	تعداد وقفه بهینه	ارزش بحرانی	آماره ADF	تعداد وقفه بهینه
LRWD	-۳/٦٦	-۱/٥٦	۱	-۳/۰۱	-۱/٤۹	۰
LXV	-۳/٦٤	-۱/۳٤	۰	-۳/۰۱	-۱/۹۲	۰
LAW	-۳/٦۹	-۴/۰۱	۳	-۳/۰۲	۰/۱	۱
LVEMP	-۳/٦٤	-۳/٤۱	۰	-۳/۰۱	۱/۲۹	۰
LKMV	-۳/٦٤	-۴/۱۰	۰	-۳/۰۲	-۱/۱۷	۱
LCMV	-۳/٦٤	-۵/۵۶	۰	-۳/۰۲	-۱/۱۱	۱

* آماره آزمون در سطح احتمال ۹۵ درصد ارائه شده است.

[1]. مولود احمد و دیگران، «تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران»، ***فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی***، سال هشتم، شماره اول، (بهار ۱۳۷۸)، ص ۳٤.

[2]. کامبیز هژبر کیانی و کیومرث سبزی، «تخمین تابع عرضه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران»، ***فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی***، سال ششم، شماره ۲۲، (پاییز ۱۳۸۵)، ص ۱۹۲.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها

	با عرض از مبدا و بدون روند			با عرض از مبدا و روند		
متغیر	تعداد وقفه بهینه	آماره ADF	ارزش بحرانی	تعداد وقفه بهینه	آماره ADF	ارزش بحرانی
LRWD	۰	-۳/۷۰	-۳/۰۲	۰	-۵/٦٦	-۳/٦٦
LXV	۰	-۳/۷۸	-۳/۰۲	۰	-٤/٤٥	-۳/٦٦
LVEMP	۰	-۶/۳۲	-۳/۰۲	۰	-٦/۲۱	-۳/٦٦

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی ARDL مربوط به LRWD

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LVEMP	۰/۰۷٦	۰/۱۱۱	-۰/٦۸
LVEMP(-1)	۰/٤۷٦	۰/۱۸۲	۲/٦۰
LVEMP(-2)	۰/٤٦۸	۰/۱۰۲	٤/٦۱
LXV	۰/۲٦٥	۰/۰۷۹	-۳/۳٤
LXV(-1)	۰/۱۱٥	۰/۰٦۷	-۱/۷۱
C	۱/٤٦٤	۰/۲٦۰	٥/٦۳
T	۰/۰٦۳	۰/۰۱۲	٥/٤٤
LAW	۰/٤٦۳	۰/۱٥۹	۲/۹۲
LKMV	-۰/٦٥٤	۰/۱٥۱	-٤/۳٥
LCMV	-۰/۱۸۸	۰/۱٥۲	-۱/۲۲
$R^2 = 0.975$	$\overline{R}^2 = 0.95$	$D.W = 2.92$	

همچنان که ملاحظه می‌شود R^2 مدل بالا بوده و دلالت بر قدرت مطلوب توضیح‌دهندگی متغیرهای توضیحی دارد. همچنین مدل برآورد شده از لحاظ عدم

Archive of SID
www.SID.ir

خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی، فرضهای کلاسیک مربوط به جمله اخلال را تأمین می‌کند. علامت ضرایب برآورد شده نیز مطابق با انتظار بوده و غالب ضرایب معنی‌دار هستند.

نتیجهٔ آزمون هم‌تجمعی[1] نیز با آماره آزمون ۲۳/۲ در مقابل مقدار بحرانی مربوط به ۹۵٪ دلالت بر وجود یک بردار هم‌تجمعی دارد. «پسران و شین»[2] (۱۹۹۷) ثابت می‌کنند که اگر بردار هم‌تجمعی حاصل از بکارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده- که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشد- بدست آید، افزون بر اینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتر نیز برخوردار خواهد بود.[3]

پیش از بحث پیرامون روابط تعادلی بلندمدت، ضروری است تا آزمون ریشه واحد فرضیه صفر عدم وجود همگرایی انجام شود؛ زیرا لازمه آنکه الگوی برآورد شده در روش ARDL به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته کمتر از یک باشد. در اینجا نظر به اینکه در سمت راست معادله برآورد شده متغیر وابسته با وقفه ظاهر نشده است، از آزمون ریشه واحد پسماندها نیز جهت اطمینان از وجود روابط تعادلی بلندمدت استفاده شد که نتایج نیز بر وجود این روابط دلالت دارد.

---

1. Cointegration
2. M. H. Pesaran and B. Pesaran, ***Microfit 4/0: An Interactive Econometric Software Pakage***, Oxford University Press, Oxford, (1997).
3. محمدعلی قطمیری، و جواد هراتی، «بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از یک الگوی خود توضیح توزیع شده در مورد ایران (۱۳۷۹- ۱۳۳۸)»، ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران***، سال هفتم، شماره ۲۳، (تابستان ۱۳۸٤)، ص ۲۲۷.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی بلندمدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
C	۱/٤٦	۰/۲٦	٥/٦۳
LVEMP	۰/۸۷	۰/۳۰	۲/۸٤
LXV	-۰/۳۸	۰/۳۳	-۱۱/٦۰
LAW	۰/٤٦	۰/۱٦	۲/۹۲
LKMV	-۰/٦٥	۰/۱٥	-٤/۳٥
LCMV	-۰/۱۹	۰/۱٥	-۱/۲۳
T	۰/٦۳	۰/۰۱۲	٥/٤٤

طبق جدول بالا روابط بلندمدت بین متغیرها حاکی از این است که:

الف) صادرات کالاهای صنعتی موجب کاهش شکاف دستمزد کارگران ماهر و غیرماهر در این بخش می‌شود. در این زمینه ضریب برآورد شده نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در صادرات کالاهای صنعتی به اندازه ۰/۳۸ درصد موجب کاهش شکاف دستمزد می‌گردد.

ب) واردات کالاهای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مواد خام رابطه منفی با شکاف دستمزد دارد. این امر بیانگر آن است که با افزایش واردات این کالاها و وجود رونق در بخش صنعت، وضعیت کارگران غیرماهر بهبود می‌یابد. ضریب مربوط به واردات کالاهای مصرفی به لحاظ آماری، بی‌معنی است. لازم به ذکر است که نسبت واردات در مدل‌های مختلف به صورت کلی وارد شد که با توجه به بی‌معنی بودن ضریب آن؛ واردات به صورت تفکیک شده لحاظ گردید.

ج) شکاف دستمزد با پیشرفت فناوری، رابطهٔ مستقیم دارد و با بهبود شیوه‌های تولید و تخصصی شدن آن شکاف دستمزد به ضرر کارگران غیرماهر بوده است.

د) با افزایش بهره‌وری نیروی کار، شکاف دستمزد زیاد می‌شود. به عبارتی کارگران ساده و غیرماهر به اندازه کارگران ماهر از منافع حاصل از بهره‌وری برخوردار نمی‌شوند. در مورد افزایش دستمزد متوسط نیز چنین وضعیتی مشاهده می‌شود. بطوری که بر اساس نتایج،

Archive of SID
www.SID.ir

می‌توان گفت همگام با افزایش دستمزد متوسط نیروی کار، شکاف دستمزد نیز بیشتر شده است.

پس از برآورد رابطهٔ تعادلی بلندمدت، می‌توان آن را در کوتاه مدت نیز برآورد نمود؛ بدین منظور از الگوی تصحیح خطا (ECM) که عدم تعادل‌های کوتاه مدت را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد، استفاده می‌کنیم. در این زمینه علامت ضریب جمله خطا طبق انتظار منفی است. نتایج این برآورد دلالت بر تصحیح کامل عدم تعادلها در یک دوره دارد.

نتیجه‌گیری

در این نوشتار با استفاده از تحلیلهای آماری و اقتصاد سنجی به بررسی اثر تجارت خارجی بر اشتغال و شکاف دستمزد در کارگاههای صنعتی پرداختیم. بررسیهای آماری با استفاده از نتایج برخی مطالعات قبلی نشان داد؛ که برخلاف واردات که سبب از بین رفتن ۱۲۷۶۳۰ فرصت شغلی در سالهای ۸۱- ۱۳۷۴ شده است، تأثیر صادرات ناچیز بوده است. بررسی اثر تجارت خارجی بر شکاف دستمزد هم مبنی بر وجود رابطهٔ منفی میان صادرات و شکاف دستمزد بود. بنابراین به نظر می‌رسد با وجود واردات گسترده ناشی از درآمد نفت، تجارت خارجی نه تنها به افزایش شکاف دستمزدها نینجامید؛ بلکه به کاهش شکاف نیز منجر شده است. بنابراین ایران در آستانهٔ الحاق به سازمان جهانی تجارت تقویت اقتصاد ملی و افزایش صادرات غیرنفتی و همچنین هدایت درآمد ارزی به سمت واردات کالاهای سرمایه‌ای خواهد توانست اقتصاد خود را در برابر امواج نابرابری ناشی از جهانی‌سازی و گسترش تجارت مصون دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

پی‌نوشتها:

۱. سالنامه آمار بازرگانی خارجی، گمرک جمهوری اسلامی ایران.

۲. باصری، بیژن. «جهانی شدن، اقتصاد نوین و بازار کار ایران». ***فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین***، سال اول، شماره ۱، (تابستان ۱۳۸۴): ۱۲۷-۱۱۰.

۳. باصری، بیژن. «بررسی محتوی عوامل تولید در تجارت خارجی ایران». ***دومین همایش کاربرد تکنیک‌های داده-ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی و اجتماعی***، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، اسفند ۱۳۸۱.

۴. ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالهای مختلف.

۵. خلیلی عراقی، سوری. «اشتغال در بخشهای تولیدی و نقش عوامل طرف تقاضا». ***مجله تحقیقات اقتصادی***، شماره ۶۸، (بهار ۱۳۸۴): ۳۰۴-۲۸۳.

۶. دادگر، یداله و ندیری، محمد. «جهانی شدن وبازار کار در کشورهای درحال توسعه». ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی***، سال ششم، شماره اول، (بهار ۱۳۸۵).

۷. درگاهی، حسن. ***استراتژی توسعه صنعتی کشور***. تهران: دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه صنعتی شریف، انتشارات دانشگاه صنعتی شریف، ۱۳۸۴.

۸. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، گزارش اقتصادی سال ۱۳۸۳ و نظارت بر عملکرد برنامه سوم توسعه، (۱۳۸۴).

۹. سالنامه آماری کشور، مرکز آمار ایران، سالهای مختلف.

۱۰. کشاورز حداد، غلامرضا و نجاتی محرمی، زهرا. «آزادسازی تجاری و نابرابری دستمزدها در ایران سالهای ۱۳۸۲-۱۳۸۰». ***تحقیقات اقتصادی***، شماره ۷۷، (بهمن و اسفند ۱۳۸۵).

۱۱. کمیجانی، اکبر و همکاران. ***تحلیلی پیرامون تجارت، تجربه عملی پیوستن برخی از کشورها به سازمان تجارت جهانی(WTO) و آثار اقتصادی الحاق ایران به آن***. وزارت امور اقتصادی و دارایی، معاونت امور اقتصادی، (پاییز ۱۳۷۴).

۱۲. مرکز آمار ایران، نتایج سرشماری کارگاههای ده نفر کارکن به بالا، سالهای ۱۳۸۳-۱۳۷۴.

۱۳. نماگرهای اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره‌های مختلف.

۱۴. هادی زنوز، بهروز. ***تجربه سیاستهای صنعتی در ایران (۸۰-۱۳۷۴)***. مرکز پژوهشهای مجلس شورای اسلامی، (پاییز ۱۳۸۲).

15. Currie, J and Harrison, A. "Sharing the Costs: The Impact of Trade Reform on Capital and Labor in Morocco"., ***Journal of Labor Economics***, Vol.15 No.3, (1997).

16. Morrison, C. "Quasi-fixed inputs in US and Japanese Manufacturing: a Generalized Leontief Restricted Cost Function Approach"., ***The Review of Economics and Statistics***, No. 70, (1988): 275–287.

17. Morrison, C. and Donald S. Siegel. "The Impact of Technology, Trade and Outsourcing on Employment and Labor Composition"., ***Scandinavian Journal of Economics***, 103(2), (2001): 241-264.

Archive of SID

www.SID.ir

18. Sachs, Jeffery D. and Shatz, Howard J. "Globalization and The U.S. Labor Market, U.S. Trade With Developing Countries And Wage Inequality"., ***American Economic Review***, Vol.86, No.2, (May 1996): 234-239.

19. Sachs, Jeffrey D. and Shatz, Howard J. "Trade and U.S. Manufacturing"., ***Brooking Papers on Economic Activity***, (1), (1994): 1-84.

20. Santos-Paulino, A. and Thirlwall, A.P. "Trade Liberalization and Economic Performance in Developing Countries- Introduction"., ***The Economic Journal***, No.114, (February, 2004): 1-3.

21. Tachibanaki, T. Morikawa, M. and Nishimura, T. "Economic Development In Asian Countries, and The Effect of Trade in Asia on Employment and Wages in Japan"., ***Asian Economic Journal***, Vol.12, No.2, (1998).

22. Winters L. Alan & Neil McCulloch & Andrew McKay. "Trade Liberalization and Poverty: The Evidence So Far"., ***Journal of Economic Literature***, Vol.42, Issue 1, (Murch 2004): 72-115.

23. Wood, A. "Openness and Wag Inequality in Developing Countries: the Latin American Challenge to east Asian Conventional Wisdom"., ***World Bank Economic Review***, Vol. 11, No. 1, (1997): 33-57.

24. Wood, A. "Globalization and the Rise in Labor Market Inequalities"., ***The Economic Journal***, No.108, September, (1998): 1463-1482.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست‌ها:

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(0,2,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LRWD
19 observations used for estimation from 1364 to 1382

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LVEMP	-.076048	.11149	-.68213[.512]
LVEMP(-1)	.47386	.18229	2.5994[.029]
LVEMP(-2)	.46815	.10156	4.6097[.001]
LXV	-.26508	.079436	-3.3370[.009]
LXV(-1)	-.11457	.066871	-1.7132[.121]
C	1.4636	.26001	5.6289[.000]
T	.063337	.011648	5.4374[.000]
LAW	.46277	.15853	2.9191[.017]
LKMV	-.65412	.15051	-4.3460[.002]
LCMV	-.18750	.15212	-1.2326[.249]

R-Squared	.97492	R-Bar-Squared	.94984
S.E. of Regression	.023264	F-stat. F(9, 9)	38.8712[.000]
Mean of Dependent Variable	3.5673	S.D. of Dependent Variable	.10387
Residual Sum of Squares	.0048710	Equation Log-likelihood	51.5947
Akaike Info. Criterion	41.5947	Schwarz Bayesian Criterion	36.8725
DW-statistic	2.9253		

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A:Serial Correlation	*CHSQ(1)= 5.3641[.021]	*F(1, 8)= 3.1471[.114]
B:Functional Form	*CHSQ(1)= .089629[.765]	*F(1, 8)= .037917[.850]
C:Normality	*CHSQ(2)= 2.5028[.286]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	*CHSQ(1)= .026075[.872]	*F(1, 17)= .023362[.880]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

www.SID.ir

برآورد بلندمدت

```
           Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
          ARDL(0,2,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****************************************************************************
 Dependent variable is LRWD
 19 observations used for estimation from 1364 to 1382
*****************************************************************************
 Regressor              Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
 LVEMP                      .86596             .30457            2.8432[.019]
 LXV                       -.37965            .032724          -11.6014[.000]
 C                          1.4636             .26001            5.6289[.000]
 T                         .063337            .011648            5.4374[.000]
 LAW                        .46277             .15853            2.9191[.017]
 LKMV                      -.65412             .15051           -4.3460[.002]
 LCMV                      -.18750             .15212           -1.2326[.249]
*****************************************************************************
```

```
         Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
          ARDL(0,2,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****************************************************************************
 Dependent variable is dLRWD
 19 observations used for estimation from 1364 to 1382
*****************************************************************************
 Regressor              Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
 dLVEMP                    -.076048             .11149           -.68213[.511]
 dLVEMP1                   -.46815             .10156           -4.6097[.001]
 dLXV                      -.26508            .079436           -3.3370[.008]
 dC                         1.4636             .26001            5.6289[.000]
 dT                        .063337            .011648            5.4374[.000]
 dLAW                       .46277             .15853            2.9191[.015]
 dLKMV                     -.65412             .15051           -4.3460[.001]
 dLCMV                     -.18750             .15212           -1.2326[.246]
 ecm(-1)                   -1.0000               0.00            *NONE*
*****************************************************************************
 List of additional temporary variables created:
 dLRWD = LRWD-LRWD(-1)
 dLVEMP = LVEMP-LVEMP(-1)
 dLVEMP1 = LVEMP(-1)-LVEMP(-2)
 dLXV = LXV-LXV(-1)
 dC = C-C(-1)
 dT = T-T(-1)
 dLAW = LAW-LAW(-1)
 dLKMV = LKMV-LKMV(-1)
 dLCMV = LCMV-LCMV(-1)
 ecm = LRWD   -.86596*LVEMP +   .37965*LXV   -1.4636*C  -.063337*T   -.46277*L
AW +   .65412*LKMV +   .18750*LCMV
*****************************************************************************
 R-Squared                        .91906   R-Bar-Squared                  .83813
 S.E. of Regression               .023264  F-stat.    F(  8,  10)   12.7749[.000]
 Mean of Dependent Variable      .6259E-3  S.D. of Dependent Variable     .057823
 Residual Sum of Squares          .0048710  Equation Log-likelihood        51.5947
 Akaike Info. Criterion           41.5947   Schwarz Bayesian Criterion     36.8725
 DW-statistic                     2.9253
*****************************************************************************
 R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
 dLRWD and in cases where the error correction model is highly
 restricted, these measures could become negative.
```


www.SID.ir