بررسی اثر باز بودن تجاری و جهانی شدن اقتصادی بر اشتغال: رویکرد آزمون کرانه‌ها

احمد جعفری صمیمی[1] سامان قادری[2] صلاح‌الدین قادری[3] طه کتابی[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/٦/٤ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۲/۳۱

چکیده

هدف مطالعه حاضر بررسی اثر باز بودن تجاری و جهانی شدن اقتصادی بر اشتغال در ایران می‌باشد. برای این منظور از داده‌های سری زمانی سالهای ۱۳۵۸–۱۳۸۸ با به‌کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(ARDL) استفاده شده‌است. در این مطالعه علاوه بر شاخص سنتی درجه باز بودن تجاری به عنوان شاخص آزاد سازی تجاری، از شاخص جدید و جامع جهانی شدن اقتصاد KOF که شامل جریانهای واقعی تجارت از قبیل تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در پرتفولیو و همچنین موانع تجارت از قبیل محدودیتها و تعرفه‌ها بر روی جریانهای واقعی می‌باشد، استفاده شده‌است، همچنین در این مسیر از سایر متغیرهای کنترلی مؤثر بر سطح اشتغال از قبیل تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص صنعتی شدن و اندازه دولت استفاده شده‌است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که شاخص سنتی درجه باز بودن تجاری اثری منفی بر اشتغال ولی شاخص جدید جهانی شدن اقتصادی KOF اثری مثبت بر سطح اشتغال در ایران داشته‌است. بنابراین پیشنهاد می‌شود که در مطالعات تجربی آتی، به جای شاخص سنتی درجه باز بودن تجاری از شاخص جدید و جامع KOF به عنوان متغیر نماینده جهانی شدن استفاده گردد.

واژگان کلیدی: اشتغال، باز بودن تجاری، جهانی شدن اقتصادی، آزمون کرانه‌ها، ARDL، ایران.

JEL: F1, H5, C51.

۱. استاد اقتصاد دانشگاه مازندران، Email: jafarisa@umz.ac.ir.

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج(نویسنده مسئول)، Email: saman_e82@yahoo.com.

۳. کارشناس ارشد حسابداری، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، Email:ghaderi_acc@yahoo.com.

۴. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، Email: tahaketabi2005@yahoo.com.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

۱. مقدمه

منظور از آزادسازی تجاری، نوعی سیاست تجاری است که در مرحله اول آن حذف محدودیت‌های کمّی و در مراحل بعدی احیاناً یکسان‌سازی نرخهای واقعی حمایت برای همه بخشهای اقتصادی اتفاق می‌افتد. در نتیجه، تأثیرات بلندمدت این مراحل، کسب کارایی اقتصادی است که تولید و مصرف بیشتری را فراهم می‌سازد.

سیاستهای آزادسازی تجاری، دو هدف اساسی دارد، به گونه‌ای که اولین هدف آن، کمک به افزایش رشد اقتصادی و اشتغال از طریق بهبود تخصیص منابع وکارایی اقتصادی است. دومین هدف عمده آن، کمک به بهبود در تراز پرداخت‌ها به‌وسیله تقویت قدرت رقابتی بخش صادراتی اقتصاد و رشد و گسترش صادرات و کاراتر کردن بخش کالاهای جانشینی واردات است(کاظمی‌نائینی، ۱۳۸۲) اهمیت هر یک از این اهداف در کشورهای مختلف با اوضاع و ویژگی‌های اقتصادی مشخص، متفاوت است.

در سالهای اخیر، بسیاری ازکشورهای در حال توسعه به منظور افزایش کارایی اقتصادی خود از سیاستهای آزادسازی تجاری استفاده کرده‌اند. این امر بیانگر این موضوع است که در این کشورها مسأله اشتغال امر مهمی تلقی می‌شود که دولتها باید هدایت مؤثر و مستمر بر آن داشته باشند؛ زیرا فرایند توسعه با منابع انسانی ارتباط مستقیم دارد، و بهره‌گیری نامطلوب از منابع انسانی باعث استفاده ناکارا از امکانات و توقف توسعه اقتصادی خواهد شد(راپوسو و ماچادو[1]، ۲۰۰۲). از جمله عواملی که بر تقاضای نیروی انسانی ومیزان اشتغال موثر است، گسترش صادرات و رشد اقتصادی از طریق تجارت آزاد است. در وضعیت فعلی اقتصاد جهانی، آزادسازی تجاری از ابزار مهم و تعیین‌کننده در سرعت بخشیدن به مبادلات اقتصادی و تجاری است و زمینه‌ساز رقابت‌پذیری بین‌المللی از یک سو و مشارکت کشورها در فعالیتهای اقتصادی از سوی دیگر است(طیبی و ذاکرفر، ۱۳۸۶).

در کشورهای در حال توسعه این ترس و نگرانی وجود دارد که آزادسازی تجاری به کاهش و از دست دادن شغل و افزایش نابرابری منجر خواهد شد(لی، ۱۹۹۶). کشورهای ما نیز با نرخ بیکاری بالایی مواجه بوده و جهانی شدن نیز فرایند اجتناب‌پذیری شده‌است. سوال اساسی این است که آزادسازی تجاری و فرایند جهانی شدن چه تاثیری بر سطح اشتغال در کشور ایران دارد؟

1. Raposo and Machado

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

مطالعه حاضر با به‌کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(ARDL)، به بررسی اثر جهانی شدن اقتصادی بر اشتغال نیروی کار در کشور ایران، طی دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۸ می‌پردازد. در این مطالعه بر خلاف مطالعات پیشین، علاوه بر شاخص سنتی درجه باز بودن تجاری، از شاخص جدید جهانی شدن اقتصادی KOF که یک شاخص جامع و ترکیبی است، استفاده خواهد شد.

مطالعه حاضر در پنج بخش تنظیم شده‌است: پس از مقدمه در بخش اول، در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم پیشینه تحقیق ارایه می‌شود. بخش چهارم به تصریح، براورد مدل و آزمون فرضیه اختصاص دارد. در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده‌است.

۲. مبانی نظری تحقیق

بازار کار به دلیل ارتباط با سایر بازارهای اقتصادی، در حکم بازاری مهم در اقتصاد محسوب می‌شود. موضوع بازار کار در کشورهای در حال توسعه به دلایل مختلف اقتصادی و اجتماعی، حکایت از نبود تعادل دارد. نبود تعادل در بازار کار به این معناست که در دستمزدهای رایج، مقدار عرضه نیروی‌کار بر مقدار تقاضای آن فزونی می‌یابد و این شکاف به‌تدریج افزایش یافته که نتیجه آن بحران بیکاری و نبود اشتغال مناسب برای نیروی‌کار به‌ویژه جوانان و فارغ‌التحصیلان دانشگاهی است(ازوجی و عسگری، ۱۳۸۴). بازار کار در کشورهای در حال توسعه با توجه به اینکه اغلب در بخش تولید کاربر، تخصص دارند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است(لیارد و کوردوبا[1]، ۲۰۰۶).

به‌طورکلی، چنین تصور می‌شود که تجارت برای هر کشوری مفید است. موافقان و مخالفان پدیدهٔ جهانی شدن در دفاع از نظرات خود، به جنبه‌های مثبت و منفی بسیاری از جهانی شدن و به‌خصوص آزادسازی تجاری اشاره دارند. موافقان آزادسازی تجاری، معتقدند که در فرایند آزادسازی، بازار کار به سمت انعطاف‌پذیری بیشتر حرکت می‌کند و شفافیت آن گسترش یافته، در نتیجه تجارت و مبادلات اقتصادی، تقاضا برای نیروی متخصص را در بخش‌هایی که به بازار جهانی راه یافته‌اند، افزایش می‌یابد. افزایش کارایی عوامل تولید، ارتقای سرمایه‌گذاری در نیروی‌انسانی و سرمایهٔ فیزیکی، رشد تولید در بخش‌هایی که از مزیت نسبی برخوردارند، شفاف شدن ارتباط میان کارگر و کارفرما، رقابتی شدن بازار کار و حذف انحراف قیمت عوامل تولید، از جمله کار و سرمایه، از دیگر پیامدهای مورد انتظار این

1. Laird and Cordoba

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

اثرگذاری است. اما منتقدان آزادسازی تجاری نیز، به مشکلاتی از قبیل افزایش در بیکاری و نابرابری دستمزدها در کشورهای پیشرفته، افزایش استثمار کارگران در کشورهای در حال توسعه، افزایش در فقر و نابرابری جهانی اشاره می‌کنند. با وجود این موارد، اگر در چارچوب نظریه‌های تجارت بین‌الملل به مسأله تجارت آزاد نگریسته شود، بدون تردید، این پدیده برای کشورهای در حال توسعه که دارای نیروی کار فراوان هستند، بسیار مثبت تلقی می‌شود(کشاورز حداد و محرمی، ۱۳۸۵).

جهانی‌شدن از طریق رشد اقتصادی در سطوح بخشی وکل بر اشتغال اثرمی‌گذارد. نظریه هکشر- اوهلین برخی از جنبه‌های الگوی تجاری را به ویژه اینکه چراکشورهای درحال توسعه در مقابل واردات کالای نیازمندکارماهر، کالای کاربر را صادرمی‌کنند، توضیح می‌دهد. معمولاً تجارت بین‌الملل و سرمایه گذاری مستقیم خارجی شرکت‌هایی را که کارگران حقوق‌بگیر استخدام می‌کنند و اغلب در بخش رسمی فعالیت می‌کنند، شامل می‌شود. بنابراین دسترسی به بازارهای جهانی و جریان سرمایه‌ها بیشترین اثر را در تقاضای نیروی‌کار به وسیله شرکتها دارا می‌باشد، و رقابت در بازارکار می‌تواند این اثر را به تغییرات در مخارج یا درامدها درمیان کارگرانی که برای خودشان کار می‌کنند، برگرداند. یکی ازمواردی که درمدل هکشر-اوهلین به آن پرداخته می‌شود، وفورعوامل تولیداست. مطابق با این نظریه، کشورها در تولید کالاهایی متخصص می‌شوند که عوامل تولید آن کالاها را به‌طور فراوان دارند. کشورهای توسعه‌یافته، در تولید کالاهایی که از نیروی‌کار ماهر استفاده می‌شود، مهارت دارند و کشورهای در حال توسعه، در تولید کالاهایی که در آنها از نیروی‌کار غیرماهر استفاده می‌شود، مهارت می‌یابند. بنابراین رقابت بین‌المللی، منجر به افزایش اشتغال و کاهش بیکاری در هر دو کشور می‌شود.

شاخص جدید KOF[1]

در این مطالعه به شناخت شاخص جدید جهانی‌شدن که به‌وسیله مؤسسه‌اقتصادی KOF ارائه می‌شود، می‌پردازیم.

واژه KOF در حقیقت عنوان یک موسسه اقتصادی در سوئیس است که در قسمت فدرال تکنولوژی دانشگاه ETH[2] درگروه‌های مدیریت، فناوری و اقتصاد فعالیت می‌کند.

۱. لازم به ذکر است که شاخص جهانی‌شدن KOF توسط جعفری صمیمی و همکاران(۲۰۱۲a، ۲۰۱۲b)در مطالعات تجربی بکار گرفته شده است.

2. Eldgenossische Technische Hochschule Zurich(ETH)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

فعالیتهای این مؤسسه به سه قسمت تقسیم می‌شود:

۱. بخش چرخه کسب و کار؛
۲. بخش تغییرات ساختاری؛
۳. بخش اداری و پشتیبانی.

اسم این موسسه، مخفف عبارت آلمانی(Konjunkturforschungsstelle) به معنی مؤسسه تحقیقات در زمینه کسب‌وکار می‌باشد. این مؤسسه اقتصادی با پیش‌بینی و مطالعات خود در زمینه کسب و کار توانسته‌است در سراسر کشور سوئیس شهرت بسزایی کسب نماید.

شاخص جهانی شدن KOF نیز سالانه از سوی این مؤسسه منتشر می‌شود و همراه با آن زیرشاخص‌های جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن اجتماعی و جهانی شدن سیاسی نیز ارائه می‌شود.

از نظر این مؤسسه، جهانی شدن به روند ایجاد ارتباط میان عوامل در فواصل دور، از طریق جریان‌های مختلف از جمله: مردم، اطلاعات و افکار، کالا و سرمایه و ... اشاره دارد.

از دیدگاه این مؤسسه اقتصادی، جهانی شدن دارای سه جنبه بسیار مهم است:

جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن سیاسی و جهانی شدن اجتماعی.

شاخص جهانی شدن را در سال ۲۰۰۲ توسط این مؤسسه ساخت و دریهر[1]، گاستن[2] و مارتینز[3] آن را بسط دادند.

جنبه اقتصادی از جهانی شدن، به‌وسیله جریان‌های با مسافت طولانی از کالاها، سرمایه، خدمات، اطلاعات و آگاهی، که همراه با تبادل بازارهاست، معرفی می‌شود. در یک بیان کلی، جهانی شدن اقتصادی به دو زیربخش اصلی تقسیم‌بندی می‌شود:

اول) جریان‌های واقعی اقتصاد معمولاً برای اندازه‌گیری جهانی‌شدن اقتصادی به کار برده می‌شود. گروه اصلی جریان‌های واقعی اقتصاد، شامل اجزای زیر است:

تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری پرتفوی[4].

1. Dreher
2. Gaston
3. Martens
4. Portfolio Investment

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

داده‌های مربوط به تجارت و جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، از بانک جهانی[1] گرفته می‌شود و موجودی‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[2] از گزارش سرمایه‌گذاری جهانی، که کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل[3] ارائه می‌دهد، به‌دست می‌آید و آمارهای مربوط به سرمایه‌گذاری پرتفوی هم از آمارهای مالی صندوق بین‌المللی پول[4] نتیجه می‌شود. شایان ذکر است که تجارت به مجموعه صادرات و واردات یک کشور و سرمایه‌گذاری پرتفوی، به مجموع موجودی دارایی‌ها و بدهی‌های یک کشور گفته می‌شود که هر دو نسبت به تولید ناخالص داخلی[5] نرمال شده‌اند. همچنین برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مجموع خالص جریان‌های ورودی و خروجی و موجودی‌های آن، نرمال شده با تولید ناخالص داخلی، به حساب آورده می‌شود و برای اندازه‌گیری میزان استفاده از افراد و سرمایه‌های خارجی، از معیار پرداخت درامد به اتباع خارجی و سرمایه آنها استفاده می‌شود.

دوم) محدودیت‌ها بر سر تجارت و سرمایه

این گزینه به موانع بر سر تجارت و سرمایه با به‌کارگیری موانع پنهان واردات و متوسط نرخ‌های تعرفه و مالیات بر تجارت بین‌الملل(به‌عنوان سهمی از درامد جاری) به‌علاوه یک شاخص از کنترل‌های سرمایه اشاره دارد. با توجه به سطح معینی از تجارت، یک کشور با درامدهای بالاتر بدست‌آمده از جانب تعرفه‌ها، کمتر جهانی شده‌است.

برای نشان دادن شاخص کنترل سرمایه، از یک شاخص که به‌وسیله گوارتنی[6] و لاوسون[7] ارائه شده است، استفاده می‌شود. این شاخص بر پایه‌ی گزارش سالانه صندوق بین‌المللی پول روی ترتیبات و محدودیت‌های مبادله بنا شده‌است و شامل ۱۳ نوع مختلف از کنترل سرمایه می‌باشد. این شاخص با کم کردن تعدادی از محدودیت‌ها از عدد ۱۳ و ضرب نتایج در ۱۰ حاصل می‌شود. شاخص‌های متوسط نرخ تعرفه و موانع پنهان واردات نیز از نظریات این دو شخص گرفته شده‌است. گوارتنی و لاوسون نمره‌ای را از ۱۰ به کشورهایی که هیچ تعرفه‌ای را اعمال نمی‌کنند، اختصاص می‌دهند و با افزایش متوسط نرخ تعرفه ، به آن کشور رتبه‌های پایین‌تری اختصاص داده می‌شود. هرگاه متوسط نرخ تعرفه نزدیک به ۵۰ درصد شود،

1. World Bank(WB)
2. Stocks of Foreign Direct Investment
3. United Nations Conference on Trade and Development(UNCTAD)
4. International Monetary Fund(IMF)
5. Gross Domestic Product(GDP)
6. Gwartney
7. Lawson

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

این رتبه به سمت صفر میل می‌کند. منبع اصلی برای موانع پنهان واردات، گزارش رقابت جهانی است که از سوی انجمن اقتصاد جهانی[1] ارائه می‌شود.

بعد از معرفی متغیرها نوبت به نحوه ساخت شاخص می‌رسد. در این مرحله هرکدام از متغیرها(هم متغیرهای معرفی‌شده برای جهانی شدن اقتصادی و هم متغیرهای موجود در زیرشاخص‌های جهانی شدن اجتماعی و جهانی شدن سیاسی) به یک عدد در بازه ۱ تا ۱۰۰ تبدیل می‌شوند. عدد ۱۰۰ بالاترین ارزش و عدد ۱ کمترین ارزش می‌باشد. داده‌ها با توجه به درصدهایی از توزیع اصلی تبدیل می‌شوند، سپس وزن‌هایی برای هر زیرگروه انتخاب می‌شود. این وزن‌ها با استفاده از تجزیه و تحلیل مولفه‌های اصلی برای تمام کشورها و تمام سال‌ها محاسبه می‌شود.

داده‌ها به‌طور سالانه جمع‌آوری می‌شوند، اما از آنجا که همیشه داده‌ها برای تمامی سال‌ها و تمام کشورها به‌صورت کامل در دسترس نمی‌باشد، سعی می‌شود تا داده‌ها به گونه ای اختیار شوند که رابطه خطی با هم نداشته باشند، بنابراین به جای استفاده از روش برون‌یابی خطی از روش درون‌یابی خطی استفاده می‌شود و آخرین داده در دسترس را به جای داده مفقود قرار می‌دهند. هرگاه داده‌ها برای تمامی یک دوره مفقود باشند، وزن‌ها برای تصحیح این عارضه دوباره تعدیل می‌شوند و اگر تمامی داده‌ها در این دوره صفر باشند، وزن آن را صفر در نظر می‌گیرند. اگر داده‌ها برای محدوده‌های بسیار کوچک جمع‌آوری شده باشند، در این حالت شاخص کلی و زیرشاخص‌ها قابل محاسبه نمی‌باشند. شایان توجه است که اگر بیش از ۴۰ درصد از داده‌های زیرین مفقود باشند و یا حداقل دو تا از سه زیرشاخص قابل محاسبه نباشند، در این حالت مشاهدات، مفقوده اعلام می‌شوند.

هرکدام از زیرشاخص‌های[2] معرفی‌شده برای جهانی شدن اقتصادی و جهانی شدن اجتماعی و جهانی شدن سیاسی به یک عدد در بازه ۱ تا ۱۰۰ تبدیل می‌شوند. عدد ۱۰۰ بالاترین ارزش و عدد ۱ کمترین ارزش را دارد، سپس وزن‌هایی برای هر زیرگروه به ترتیب جهانی شدن اقتصادی ۳۶ درصد و جهانی شدن اجتماعی ۳۷ درصد و جهانی شدن سیاسی ۲۶ درصد انتخاب می‌شود و در نهایت شاخص‌کلی که یک شاخص ترکیبی است، از مجموع وزنی این زیرشاخص‌ها به‌دست می‌آید. در جدول ۱ شاخص‌ها و زیر شاخص‌های جهانی شدن KOF ارائه شده‌است:

1. World Economic Forum’s Global Competitiveness Report
2. Sub_Index

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

جدول ۱. ترکیب وزنی زیرشاخص‌های جهانی شدن KOF

شاخص‌ها و متغیرها	وزن‌ها (به درصد)
الف) جهانی‌شدن اقتصادی	**۳۶**
۱. جریان‌های واقعی	**۵۰**
تجارت (درصدی از GDP)	۲۱
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، موجودی‌ها(درصدی از GDP)	۲۸
سرمایه‌گذاری پرتفوی(درصدی از GDP)	۲۴
پرداختی‌ها به اتباع خارجی(درصدی از GDP)	۲۷
۲. محدودیت‌ها	**۵۰**
موانع پنهان واردات	۲۴
متوسط نرخ تعرفه	۲۷
مالیات بر تجارت بین المللی(درصدی از درامد جاری)	۲۶
محدودیت‌های حساب سرمایه	۲۳
ب) جهانی شدن اجتماعی	**۳۷**
۱.داده‌هایی از تماس‌های شخصی	**۳۴**
ترافیک تلفن	۲۵
نقل و انتقالات(درصدی از GDP)	۴
گردشگری بین‌المللی	۲۶
جمعیت اتباع خارجی در کشور(به صورت درصدی از جمعیت کل)	۲۱
نامه‌های بین‌المللی(سرانه)	۲۵
۲.داده‌های مربوط به جریان اطلاعات	**۳۵**
کاربران اینترنت(برای هر ۱۰۰۰ نفر)	۳۳
تلویزیون(برای هر ۱۰۰۰ نفر)	۳۶
تجارت در روزنامه‌ها(درصدی از GDP)	۳۲
۳. داده‌هایی از مجاورت فرهنگی	**۳۱**
تعداد رستوران‌های مک دونالد(سرانه)	۴۴
تعداد فروشگاه‌های ایکیا (سرانه)	۴۵
تجارت در کتاب(درصدی از GDP)	۱۱
ج) جهانی شدن سیاسی	**۲۶**
سفارتخانه‌های مستقر در کشور	۲۵
عضویت در سازمان‌های بین‌المللی	۲۸
میزان مشارکت در ماموریت‌های شورای امنیت سازمان ملل متحد	۲۲
معاهده‌های بین‌المللی	۲۵

منبع: مؤسسه‌ی اقتصادی KOF

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

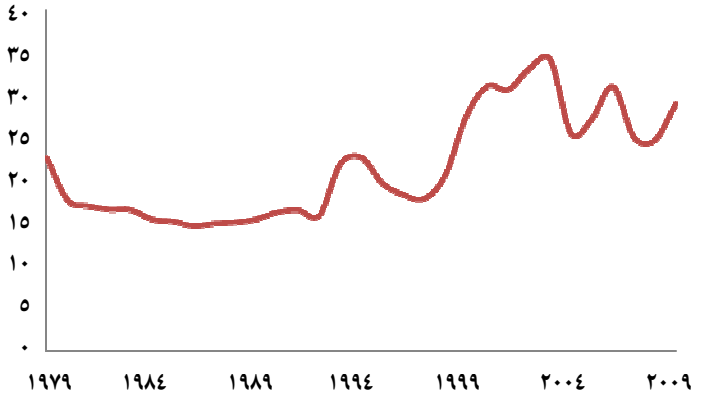
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

طبق جداول و رتبه‌بندی‌های ارائه‌شده از سوی این مؤسسه، در سال ۲۰۰۰ کشورهای بلژیک، هلند، سویس، اتریش و دانمارک به ترتیب با ارقام شاخص ۹۱/۹۲،۸۱/۷۲، ۹۱/۱، ۹۰/۲۱ و ۸۹/۷۷ توانسته‌اند رتبه‌های اول تا پنجم جهانی شدن را به خود اختصاص دهند. در همین سال دو کشور لائو و افغانستان، رتبه‌های آخر و ایران با میزان شاخص ۳۵/۵۵ در رتبه ۱۵۶ قرار گرفته است.

در سال ۲۰۰۱ جایگاه پنج کشور نخست و دو کشور آخر تغییری نیافته و ایران با رقم شاخص ۳۵/۵۵ رتبه ۱۵۷ را داشته‌است. در سال ۲۰۰۲ نیز پنج کشور برتر و دو کشور آخر از لحاظ جایگاه، تغییری نیافته‌اند اما ایران با رقم شاخص ۴۰/۶۶ در رتبه ۱۳۶ قرار گرفته و جهانی‌تر شده‌است. در سال ۲۰۰۳، ترتیب پنج کشور برتر به صورت بلژیک، هلند، اتریش، سویس و دانمارک تغییر یافته و افغانستان با رقم ۲۳/۵۱ در رتبه ۱۸۵ نشسته و نسبت به سال‌های قبل جهانی‌تر شده‌است و ایران نیز در این سال رقم ۴۱/۵۳ را داشته و رتبه آن ۱۳۷ بوده‌است. در سال ۲۰۰۴ ترتیب پنج کشور اول به صورت بلژیک، هلند، اتریش، دانمارک و سوئد است و سویس در رتبه ششم قرار گرفته‌است. در این سال کشورهای لائو، تیمور و افغانستان همچنان آخر و ایران با رقم ۳۸/۴۴ در رتبه ۱۵۵ جای گرفته‌است. در سال ۲۰۰۵ بلژیک، هلند، اتریش، دانمارک، سوئد و سویس کشورهای برتر و افغانستان از لحاظ این شاخص وضعیت بهتری داشته و به رقم ۲۷/۶۷ رسیده‌است. ایران نیز با رقم ۳۸/۸۳ در رتبه ۱۵۴ قرار می‌گیرد. در سال ۲۰۰۶ بلژیک، هلند، اتریش، دانمارک و سوئد در صدر و افغانستان با رقم ۲۷/۹۷ و ایران نیز با رقم ۴۰/۹۹ در رتبه ۱۵۱ قرار می‌گیرد. درسال ۲۰۰۷ پنج کشور برتر مانند سال قبل بوده و افغانستان با رقم ۳۰/۰۱ در رتبه‌ی ۱۸۰ و کشور لائو همچنان در پایین جدول است و ایران هم با رقم ۳۹/۰۷ در رتبه ۱۵۹ است. در سال ۲۰۰۸ ترتیب کشورهای برتر به ترتیب هلند، اتریش، دانمارک، سنگاپور و سوئد هستند. سویس به رتبه ۱۰ تنزل کرده و افغانستان و تیمور باز هم در آخر و ایران با رقم ۳۹/۰۶ در رتبه ۱۵۹ بعد از عراق و چاد قرار دارد. در ۲۰۰۹، بلژیک، ایرلند، هلند، اتریش، سنگاپور و سوئد در صدر بوده و تیمور در پایین جدول می‌باشد. افغانستان با رقم ۳۱/۳۵ در رتبه ۱۸۰ و ایران با رقم ۴۰/۶۸ در رتبه ۱۵۶ است که در همین سال عراق رتبه ۱۶۰ را به خود اختصاص داده‌است. در نمودار ۱ شاخص جهانی شدن اقتصادی KOF برای کشور ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۹ نشان داده شده‌است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]



نمودار ۱. شاخص جهانی شدن اقتصادی KOF برای کشور ایران

منبع: مؤسسه‌ی اقتصادی KOF

همان‌طور که در نمودار ۱ مشخص است، شاخص جهانی شدن اقتصادی KOF در دهه ۸۰ و ۹۰ میلادی مابین مقادیر ۱۵ تا ۳۰ در نوسان بوده‌است، اما این شاخص در دهه اخیر بین مقادیر ۲۵ تا ۳۵ متغیر بوده است و می‌توان نتیجه گرفت که طبق این شاخص در دهه اخیر ایران بیشتر به سمت آزادسازی تجاری روی آورده‌است.

۳. پیشینه تحقیق

در جدول ۲ خلاصه‌ای از مطالعات انجام‌شده در ارتباط با اثر آزادسازی تجاری بر اشتغال در خارج و داخل کشور و نیز نتایج این تحقیقات ارائه شده‌است. نتایج این تحقیقات اثرات متفاوتی از آزادسازی را به نمایش می‌گذارند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

جدول ۲. خلاصه‌ای از مطالعات انجام‌شده

مطالعه	کشور	دوره زمانی	متغیر	نتیجه
گلودر[1] **(۲۰۰۲)**	هند	دههٔ ۱۹۹۰	آزادسازی‌تجاری	رشد اشتغال
داس و جک آلین[2] **(۲۰۰۸)**	هند	۱۹۸۰–۱۹۹۰ ۱۹۹۰–۱۹۹۸	جهانی شدن و بازسازی اقتصادی	کاهش اشتغال
چاینمبری[3] **(۲۰۱۰)**	آفریقای جنوبی	۱۹۷۰–۲۰۰۸	آزادسازی‌تجاری	اثر معنادار ندارد
نیکلاس پورترافک[4] **(۲۰۱۰)**	OECD	۱۹۸۲–۲۰۰۰	مقررات‌زدایی بازار کار و جهانی شدن	حمایت از قراردادهای کار کاهش و جهانی‌شدن اثر معنادار ندارد
ازوجی و عسگری (۱۳۸٤)	اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای	۱۹۹۰–۲۰۰۱	درجه باز بودن تجاری	نقش تعیین‌کننده در ایجاد اشتغال دارد
مجاور حسینی و فیاض‌منش(۱۳۸۵)	ایران	جدول داده ستانده سال ۱۳۷۰	سناریوهای همسو با الحاق به WTO	اثر رشد در بخش کشاورزی و انقباض بخش‌های معدن و صنعت
کمیجانی و قویدل (۱۳۸۵)	ایران	۱۳۵۵–۱۳۷۵	درجه باز بودن اقتصادی	اثر مثبت در کوتاه‌مدت و منفی در بلندمدت
دادگر و ندیری (۱۳۸۵)	ایران	۱۳۵۸–۱۳۸۰	درجه باز بودن اقتصادی	اثر منفی بر اشتغال
طیبی و ذاکرفر (۱۳۸٦)	ایران	۱۳۳۸–۱۳۸۲	درجه باز بودن اقتصادی	اثر مثبت بر اشتغال

منبع: مطالعات تحقیق.

همان‌طور که در جدول ۲ نشان داده شده‌است بیشتر مطالعات پیشین از درجه باز بودن تجاری نوسان شاخص آزادسازی تجاری استفاده کرده‌اند. در این تحقیق علاوه بر درجه باز بودن تجاری از شاخص جهانی شدن اقتصادی KOF برای بررسی اثر آزادسازی تجاری بر اشتغال استفاده شده‌است که در ادامه به بررسی اثر این دو شاخص بر سطح اشتغال پرداخته می‌شود.

1. Gloder
2. Dhas and Jacqueline
3. Chinembiri
4. Niklas Potrafke

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

٤. تصریح و براورد مدل

٤.١. مدل

مطالعه حاضر با به کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(ARDL)، به بررسی اثر باز بودن تجاری و جهانی شدن اقتصادی سطح اشتغال می‌پردازد. مدل مورد استفاده برای اثر آزادسازی تجاری به صورت زیر است[۱]:

$$EMPLP_t = f(OPEN_t, GDPP_t, INDUS_t, FDI_t) \quad (۱)$$

همچنین برای بررسی اثر جهانی شدن اقتصادی بر اشتغال از شاخص KOF استفاده می‌شود و بدین منظور مدل دوم را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$EMPLP_t = f(KOF_t, GDPP_t, INDUS_t, FDI_t) \quad (۲)$$

متغیرهای مدل به شرح زیر می‌باشند:

EMPLP: نسبت شاغلان به کل جمعیت

برای اندازه‌گیری این متغیر از نسبت سطح شاغلان به کل جمعیت کشور طی دوره مورد بررسی استفاده شده‌است. لازم به ذکر است که برای هماهنگی با سایر متغیرهای مدل که به صورت نسبت می‌باشند، از متغیر نسبت شاغلان به کل جمعیت به جای سطح اشتغال استفاده شده‌است.

OPEN: درجه باز بودن تجاری کشور

برای اندازه‌گیری درجه باز بودن تجاری به عنوان شاخصی برای جهانی شدن تجارت از نسبت جمع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده‌است. طبق فرضیه تحقیق انتظار بر این است که رابطه بین شاخص آزادسازی تجاری و نسبت شاغلان مثبت ارزیابی شود.

KOF: شاخص جهانی شدن اقتصادی KOF

بر خلاف مطالعات گذشته، در این پژوهش از شاخص جدید و جامع جهانی شدن اقتصادی KOF برای اندازه‌گیری آزادسازی اقتصادی نسبت به شاخص سنتی درجه باز بودن تجاری که از نسبت جمع صادرات

۱. شایان ذکر است که بخشیاز مدل تحقیق،تابع تقاضای نیروی‌کار است که توسط هامرش(۱۹۹۳) و گلدار(۲۰۰۸) برای کشورهای در حال توسعه مطرح گردیده که با توجه به اقتصاد ایران تعدیل گشته است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

و واردات به تولید ناخالص داخلی به دست آمده، استفاده شده‌است. بر اساس فرضیه تحقیق انتظار بر این است که رابطه بین شاخص جهانی شدن اقتصادی و نسبت شاغلان مثبت ارزیابی شود.

GDPP: تولید ناخالص داخلی سرانه کشور

انتظار بر این است که رابطه بین شاخص تولید ناخالص داخلی سرانه و نسبت شاغلان مثبت ارزیابی شود.

INDUST: شاخص صنعتی شدن کشور

برای اندازه‌گیری شاخص صنعتی‌شدن از نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی استفاده شده‌است. هر چه کشورهای در حال توسعه صنعتی‌تر شوند و به سمت صنایع با کاربری بالا سوق پیدا کنند، انتظار بر این است که رابطه بین صنعتی شدن و نسبت شاغلان منفی ارزیابی شود.

GS: متغیر اندازه دولت

اندازه دولت که طبق تعریف اولیه رودریک[1](۱۹۹۸) و السینا و وازیارگ[2](۱۹۹۸) سهم(درصد) مخارج دولت در تولید ناخالص داخلی می‌باشد. انتظار بر این است که رابطه بین اندازه دولت و نسبت شاغلان مثبت ارزیابی شود.

برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدلهای مورد نظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها[3] که به‌وسیله پسران و همکاران[4](۲۰۰۱) ارائه گردید، تخمین زده شده است. این تخمین بررسی رابطه هم‌جمعی به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی، زمانی که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد را ممکن می‌سازد. پیش از این از روش‌های انگل-گرنجر و یوهانسون برای بررسی رابطه همجمعی میان متغیرها استفاده می‌شد، مسأله‌ای که در ارتباط با روش‌های مذکور وجود دارد، لزوم جمعی[5] بودن تمام متغیرها از درجه یک می‌باشد. مهمترین مزیت آزمون کرانه‌ها نسبت به روش‌های پیشین این است که بدون توجه به جمعی متغیرها از یک درجه (صفر یا یک) به تبیین روابط بلندمدت می‌پردازد.

به تبعیت از پسران و همکاران(۲۰۰۱) ما روش آزمون کرانه‌ها را با مدل‌سازی رابطه بلندمدت به عنوان یک مدل خودبازگشتی برداری[6] (VAR) از رتبه ρ در z_t به کار می‌بریم:

1. Rodrik
2. Alesina and Wacziarg
3. Bounds test
4. Pesaran et al
5. Integrated
6. Vector Autoregressive (VAR)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

$$Z_t = C_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1,2,3,..., T \quad (۳)$$

که در آن C_0 یک بردار(k+1) از عرض از مبدأها، و β یک بردار (k+1) از ضرائب روند[1] می‌باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۱) مدل VECM[2] زیر را برای رابطه فوق به دست آورده‌اند:

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta_t + \pi_t Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1,2,3,..., T \quad (۴)$$

در رابطه فوق $\pi = I_{k+1} \sum_{i=1}^{p} \psi_i$ و $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} \psi_i, i = 1,2,..., p-1$ به ترتیب حاوی اطلاعات بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشند. z_i برداری از متغیرهای y_i و x_i می‌باشد. y_i بردار متغیرهای وابسته I(1)می‌باشد که با EMPLP تعریف شده‌است و $x_t = [OPEN_t, GDPP_t, INDUS_t, GS_t]$ برای مدل اول و $x_t = [KOF_t, GDPP_t, INDUS_t, GS_t]$ برای مدل دوم که یک ماتریس برداری از رگرسورهای I(0) و I(1) است، که $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر، (i,i,d)[3] و واریانس همسان فرض شده‌است. علاوه بر این با این فرض که یک ارتباط بلندمدت یکتا میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی به دست می‌آید. پسران وهمکاران(۲۰۰۱) با توجه به وجود یا نبود و مقید یا غیرمقید بودن عرض مبدأ و روند، پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی نموده‌اند که به‌طور معمول در مطالعات تجربی حالت‌های سوم و پنجم بررسی می‌شود. مدل تصحیح خطای شرطی مربوط به این مقاله در دو حالت مذکور به صورت زیر می‌باشد:

حالت سوم- با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند برای مدل اول:

$$\Delta EMPLP_t = C_0 + \delta_1 EMPLP_t + \delta_2 OPEN_t + \delta_3 GDPP_t + \delta_4 INDUST_t + \delta_5 GS_t \quad (۵)$$
$$+ \sum_{i=1}^{p} \phi_i EMPLP_{t-i} + \sum_{n=1}^{q} \phi_i OPEN_{t-n} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l GDPP_{t-l} + \sum_{p=1}^{q} \eta_p INDUST_{t-p} + \sum_{m=1}^{q} \eta_m GS_{t-m} + \psi D_t + \varepsilon_t$$

حالت سوم- با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند برای مدل دوم:

$$\Delta EMPLP_t = C_0 + \delta_1 EMPLP_t + \delta_2 KOF_t + \delta_3 GDPP_t + \delta_4 INDUST_t + \delta_5 GS_t \quad (۶)$$

1. Trend
2. Vector Error Correction Model
3. Identically and Independently Distributed

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

$$+\sum_{i=1}^{p}\phi_i EMPLP_{t-i}+\sum_{n=1}^{q}\phi_i KOF_{t-n}+\sum_{l=1}^{q}\varphi_l GDPP_{t-l}+\sum_{p=1}^{q}\eta_p INDUST_{t-p}+\sum_{m=1}^{q}\eta_m GS_{t-m}+\psi D_t+\varepsilon_t$$

حالت پنجم- با عرض از مبدأ و روند نامقید برای مدل اول:

$$\Delta EMPLP_t=C_0+\beta t+\delta_1 EMPLP_t+\delta_2 OPEN_t+\delta_3 GDPP_t+\delta_4 INDUST_t+\delta_5 GS_t \quad (۷)$$
$$+\sum_{i=1}^{p}\phi_i EMPLP_{t-i}+\sum_{n=1}^{q}\phi_i OPEN_{t-n}+\sum_{l=1}^{q}\varphi_l GDPP_{t-l}+\sum_{p=1}^{q}\eta_p INDUST_{t-p}+\sum_{m=1}^{q}\eta_m GS_{t-m}+\psi D_t+\varepsilon_t$$

حالت پنجم- با عرض از مبدأ و روند نامقید برای مدل دوم:

$$\Delta EMPLP_t=C_0+\beta t+\delta_1 EMPLP_t+\delta_2 KOF_t+\delta_3 GDPP_t+\delta_4 INDUST_t+\delta_5 GS_t \quad (۸)$$
$$+\sum_{i=1}^{p}\phi_i EMPLP_{t-i}+\sum_{n=1}^{q}\phi_i KOF_{t-n}+\sum_{l=1}^{q}\varphi_l GDPP_{t-l}+\sum_{p=1}^{q}\eta_p INDUST_{t-p}+\sum_{m=1}^{q}\eta_m GS_{t-m}+\psi D_t+\varepsilon_t$$

در روابط فوق δ_iها ضرایب بلندمدت، C_0 عرض از مبدأ و ε_t جمله خطاهای نوفه سفید[1] می‌باشد. در آزمون کرانه‌ها گام نخست، تخمین رابطه ECM شرطی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به منظور آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با به‌کارگیری آزمون F، یعنی $H_N:\delta_1=\delta_2=\delta_3=\delta_4=\delta_5=0$ در مقابل $H_A:\delta_1\neq\delta_2\neq\delta_3\neq\delta_4\neq\delta_5\neq 0$ می‌باشد. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی برای انجام آزمون کرانه‌ها به‌وسیله نارایان[2] (۲۰۰۵) ارائه شده است: کرانه پایین برای متغیرهای توضیحی I(0) و کرانه بالا برای متغیرهای توضیحی I(1) در نظر گرفته شده‌اند. اگر آماره F بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر نبود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را رد نمود. اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد. در گام دوم بعد از اینکه آزمون هم‌جمعی انجام شد، می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1,q_1,q_2,q_3,q_4)$ شرطی را برای تصریح اول تخمین زد:

$$EMPLP_t=C_0+\beta t+\sum_{i=1}^{p}\delta_1\Delta EMPLP_{t-i}+\sum_{n=1}^{q_1}\delta_2\Delta OPEN_{t-n}+\sum_{l=1}^{q_2}\delta_3\Delta GDPP_{t-l} \quad (۹)$$
$$+\sum_{p=1}^{q_3}\delta_4\Delta INDUST_{t-p}+\sum_{m=1}^{q_4}\delta_4\Delta GS_{t-m}+\Psi D_t+\varepsilon_t$$

1. White Noise
2. Narayan

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

همچنین مدل بلندمدت $ARDL(p_1,q_1,q_2,q_3,q_4)$ شرطی را برای تصریح دوم به صورت زیر تخمین زده خواهد شد:

$$EMPLP_t = C_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p}\delta_1 \Delta EMPLP_{t-i} + \sum_{n=1}^{q_1}\delta_2 \Delta KOF_{t-n} + \sum_{l=1}^{q_2}\delta_3 \Delta GDPP_{t-l} \quad (۱۰)$$
$$+ \sum_{p=1}^{q_3}\delta_4 \Delta INDUST_{t-p} + \sum_{m=1}^{q_4}\delta_4 \Delta GS_{t-m} + \Psi D_t + \varepsilon_t$$

مدل ARDL بلندمدت شرطی:

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1,q_1,q_2,q_3,q_4)$ برای چهار متغیر را با استفاده از معیار شوارتز[1] تعیین نمود. درگام بعد شاخص‌های پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌وسیله تخمین ECM زیر برای مدل اول به دست می‌آید:

$$\Delta EMPLP_t = C_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p}\rho_i \Delta EMPLP_{t-i} + \sum_{l=1}^{q}\varphi_l \Delta OPEN_{t-l} + \sum_{p=1}^{q}\Omega_p \Delta GDPP_{t-p} \quad (۱۱)$$
$$+ \sum_{m=1}^{q}\eta_m \Delta INDUST_{t-m} + \sum_{n=1}^{q}\theta_n \Delta GS_{t-n} + \vartheta ecm_{t-1} + \varepsilon_t$$

همچنین تخمین ECM برای مدل دوم را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$\Delta EMPLP_t = C_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p}\rho_i \Delta EMPLP_{t-i} + \sum_{l=1}^{q}\varphi_l \Delta KOF_{t-l} + \sum_{p=1}^{q}\Omega_p \Delta GDPP_{t-p} \quad (۱۲)$$
$$+ \sum_{m=1}^{q}\eta_m \Delta INDUST_{t-m} + \sum_{n=1}^{q}\theta_n \Delta GS_{t-n} + \vartheta ecm_{t-1} + \varepsilon_t$$

در روابط فوق $\zeta,\theta,\eta,\Omega,\varphi,\rho$ ضرایب کوتاه‌مدت پویای هم‌جمعی مدل‌ها به سمت تعادل و ϑ سرعت تعدیل می‌باشد.

۲.٤. داده‌ها و روش تحقیق

در این تحقیق پس از جمع‌آوری داده‌ها برای کشور ایران طی دوره زمانی ۸۸-۱۳۵۸، به آزمون آنها از طریق نرم‌افزار Eviews پرداخته شده‌است. روش جمع‌آوری داده‌ها به‌صورت کتابخانه‌ای بوده و منبع

1. Schwarz Criterion

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

اطلاعات این پژوهش موسسه اقتصادی KOF و داده‌های نرم‌افزار بانک جهانی[1] و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد.

۳.٤. نتایج پژوهش

در جدول ۳ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته(ADF) و فیلیپس پرون(PP) برای متغیرهای نسبت شاغلان، جهانی شدن اقتصادی و درجه باز بودن تجاری آورده شده‌است.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد ADF و PP

آماره	$EMPLP_t$	lag	KOF_t	lag	$OPEN_t$	lag
$\tau_T(ADF)$	۱/۷۷۲	(۰)	−۲/۶۰۷	(۰)	۲/۴۷۶	(۶)
$\tau_\mu(ADF)$	۶/۱۹۴	(۰)	−۱/۱۴۲	(۰)	۱/۲۴۰	(۵)
$\tau(ADF)$	۱۶/۶۶۳	(۰)	۰/۳۵۴	(۰)	۰/۴۴۰	(۶)
$\tau_T(PP)$	۲/۴۷۶	(۶)	−۳/۰۳۹	(۳)	۱/۶۹۹	(۳)
$\tau_\mu(PP)$	۶/۲۰۳	(۳)	−۱/۰۵۸**	(۲)	۱/۴۴۶	(۲)
$\tau(PP)$	۱۴/۶۵۳	(۲)	۰/۲۵۲	(۳)	۰/۵۴۲	(۲)
	$\Delta EMPLP_t$	lag	ΔKOF_t	lag	$\Delta OPEN_t$	lag
$\tau_T(ADF)$	−۴/۴۰۶***	(۰)	−۲/۸۸۱	(۰)	۱/۶۳۴*	(۵)
$\tau_\mu(ADF)$	−۲/۸۰۱*	(۰)	−۲/۹۵۱**	(۰)	۲/۳۵۳	(۵)
$\tau(ADF)$	−۰/۷۵۱	(۰)	−۲/۹۱۸***	(۰)	۱/۶۷۵**	(۵)
$\tau_T(PP)$	−۴/۴۲۶***	(۱)	−۵/۰۶۱***	(۲)	۴/۶۶۱***	(۳)
$\tau_\mu(PP)$	−۲/۷۱۱*	(۲)	−۵/۱۳۵***	(۲)	۵/۰۵۳***	(۳)
$\tau(PP)$	−۰/۲۶۸	(۷)	−۵/۱۷۴***	(۲)	۴/۷۱۸***	(۳)

τ_T آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند، τ_μ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند و τ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است. Δ تفاضل مرتبه اول است. اعداد داخل پرانتز در آزمون ADF تعداد وقفه‌ها می‌باشد که به‌وسیله معیار شوارتز تعیین شده‌است. در آزمون pp اعداد داخل پرانتز $Newey\text{-}West\ Bandwith$ می‌باشد که به‌وسیله بارتلت-کرنل[2] تعیین شده‌است.
***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد می‌باشد.
منبع: محاسبات تحقیق.

1. World Bank
2. Bartlett-Kernel

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

در جدول۴ نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و شاخص صنعتی شدن و اندازه دولت آورده شده‌است. همانگونه که مشاهده می‌شود مطابق با هر دو آزمون فوق سه متغیر مذکور جمعی از درجه یک هستند.

جدول ٤. آزمون ریشه واحد ADF و PP

آماره	$GDPP_t$	lag	$INDUS_t$	lag	GS_t	lag
$\tau_T(ADF)$	-۲/۰۸۳	(۳)	۰/۱۵۷	(۲)	-۲/۳۶۴	(۶)
$\tau_\mu(ADF)$	-۱/۶۵۶	(۳)	-۱/۳۲۷	(۲)	-۱/۷۱۴	(۵)
$\tau(ADF)$	-۰/۱۲۱	(۱)	۳/۱۴۶	(۲)	-۱/۴۷۶	(۶)
$\tau_T(PP)$	-۰/۹۸۹	(۱)	۰/۰۲۶	(۷)	-۲/۹۵۴	(۳)
$\tau_\mu(PP)$	-۰/۵۴۰	(۴)	-۲/۵۹۹	(۲)	-۱/۵۲۲	(۲)
$\tau(PP)$	-۰/۱۸۱	(۱)	۵/۱۵۸	(۱۵)	-۲/۰۳۶	(۲)
	$\Delta GDPP_t$	lag	$\Delta INDUS_t$	lag	ΔGS_t	lag
$\tau_T(ADF)$	-۳/۲۰۷**	(۰)	-۵/۶۳۶***	(۱)	-۶/۸۶۱***	(۵)
$\tau_\mu(ADF)$	-۷/۲۴۰***	(۲)	-۵/۵۹۰***	(۱)	-۶/۶۶۴***	(۵)
$\tau(ADF)$	-۳/۲۵۲***	(۰)	-۶/۶۶۳***	(۰)	-۶/۶۲۲***	(۵)
$\tau_T(PP)$	-۳/۲۰۹**	(۳)	-۸/۴۹۷***	(۶)	-۸/۷۴۵***	(۳)
$\tau_\mu(PP)$	-۴/۱۵۱**	(۱۵)	-۸/۵۸۹***	(۷)	-۶/۶۸۹***	(۳)
$\tau(PP)$	-۳/۲۵۰***	(۳)	-۶/۶۱۶***	(۳)	-۶/۲۶۶***	(۳)

***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد می‌باشد.

منبع: محاسبات تحقیق.

در این پژوهش از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود. در جدول ۵ مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده‌است. به تبعیت از قاتیرچی‌اغلو[1] (۲۰۰۹) و با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۵) استفاده شده است.

1. Katircioglu

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

جدول ۵. مقایر بحرانی روش مدل‌سازی ARDL

K=5	0/10		0/05		0/01	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F_m	۲/۳۸۷	۳/۶۷۱	۲/۸۶۴	۴/۳۲۴	۴/۰۱۶	۵/۷۹۷
F_y	۲/۸۷۹	۴/۱۱۴	۳/۴۲۶	۴/۷۹۰	۴/۷۰۴	۶/۵۳۷

منبع: نارایان، ۲۰۰۵

مقادیر بحرانی آماره F به‌وسیله نارایان (۲۰۰۵) تعیین شده است و K بیانگر تعداد متغیرها در مدل ARDL است.

در جدول ۶ نتایج آزمون کرانه‌ها برای هر دو مدل ارائه شده‌است. آماره‌های به دست‌آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول ۵ مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر نبود ارتباط بلندمدت را رد نمود. بر عکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد، نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد. مشاهده می‌شود که هر دو آماره F_m و F_y در سطح معنی‌داری ۵ درصد برای هر دو مدل بزرگتر از مقادیر بحرانی جدول نارایان (۲۰۰۵) می‌باشند. بنابراین می‌توان گفت که در سطح معنی‌داری ۵ درصد آزمون کرانه‌ها مؤید وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای هر دو مدل است و از این رو وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را برای دو مدل نمی‌توان رد نمود.

جدول ٦. آزمون کرانه‌ها برای بررسی روابط بلندمدت

		با روند قطعی	بدون روند قطعی
	Lag	F_v	F_m
$F(EMPL_t \mid OPEN_t, GS_t, GDPP_t, INDUS_t)$	۱	۶/۲۹۰۵**	۴/۹۰۰۱**
$F(EMPL_t \mid KOF_t, GS_t, GDPP_t, INDUS_t)$	۱	۵/۵۶۶۸**	۴/۳۵۱۵**

منبع: محاسبات تحقیق.

مقادیر بحرانی آماره F به‌وسیله نارایان(۲۰۰۵) و مقادیر بحرانی آماره t به‌وسیله پسران و همکاران (۲۰۰۱) تعیین شده‌است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است و تعداد وقفه‌ها بر اساس معیار شوارتز تعیین شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

در جدول شماره ۷ خمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL برای مدل اول آورده شده‌است. مشاهده می‌شود که ضریب مربوط به درجه باز بودن جاری منفی و مطابق با انتظار می‌باشد که در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشد.

جدول ۷. تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL برای مدل اول

ARDL (1,1,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده‌است. متغیر وابسته می‌باشد.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
$OPEN_t$	-۰/۰۱۳۸۶	۰/۰۰۷۶۷	-۱/۸۰۷۱	(۰/۰۸۷)
GS_t	-۰/۰۰۰۲۰	۰/۰۰۰۰۸	-۲/۳۵۹۲	(۰/۰۰۵)
$GDPP_t$	۰/۰۰۰۰۰۵	۰/۰۰۱۰۸۲	-۰/۰۴۸۶	(۰/۸۵۶۹)
$INDUS_t$	۰/۰۰۰۳۰	۰/۰۰۰۱۳۹	۲/۱۵۸۲	(۰/۰۰۸۹)
C	۰/۰۲۹۶۲۴	۰/۰۱۵۸۵	۱/۸۶۸۰	(۰/۰۷۸)

منبع: محاسبات تحقیق.

همان‌طور که ضرایب بلندمدت نمایش داده‌شده برای مدل دوم در جدول ۸ نشان می‌دهد، ضریب مربوط به شاخص جهانی شدن KOF مثبت و مطابق با انتظار می‌باشد که احتمال مربوط به آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار است.

جدول ۸. تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL برای مدل دوم

ARDL (1,1,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده‌است. متغیر وابسته می‌باشد.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
KOF_t	۰/۰۰۰۳۵	۰/۰۰۰۱۵۳	۲/۵۷۸	(۰/۰۱۵)
GS_t	-۰.۰۰۳۶۴	۰/۰۰۱۱۳	-۳/۲۱۰	(۰/۰۰۳)
$GDPP_t$	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۹۴۸	(۰/۳۵۱)
$INDUS_t$	۰/۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۳۲۸	۲/۴۶۱	(۰/۰۲۰)
C	۰/۲۸۴۳۲	۰/۰۳۵۸۸	۷/۹۲۲	(۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق.

همچنین در ارتباط با ضرایب سایر متغیرها در هر دو مدل می‌توان گفت که ضریب مربوط به متغیر اندازه دولت(GS) در هر دو مدل منفی بوده، علامت آن مطابق با انتظار می‌باشد و احتمال مربوط به آن در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه(GDPP) بسیار کوچک تخمین زده شده‌است؛ اما احتمال مربوط به آن بزرگ بوده و معنی‌دار نمی‌باشد. ضریب شاخص صنعتی شدن کشور(INDUS) نیز مثبت و معنادار، و در سطح ۵ درصد تخمین زده شده‌است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

در جداول ۹ و ۱۰ نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای دو مدل اول و دوم آورده شده‌است. مشاهده می‌شود که در کوتاه‌مدت تمام متغیرها به جز متغیر اندازه دولت دارای تأثیری معنادار بر متغیر نسبت شاغلان در هر دو مدل می‌باشند. ضریب جمله تصحیح خطا در مدل اول ۰/۱۶- ، و در مدل دوم ۰/۲۶- تخمین زده شده‌است، که در سطح ۱ درصد معنادار و مطابق با انتظار می‌باشد؛ بنابراین می‌توان گفت که در مدلهای مورد استفاده در این مقاله تقریباً ۱۶ درصد و ۲۶ درصد از نبود تعادل به علت شوک‌های سال‌های قبل، در سال جاری به سمت تعادل همگراست.

جدول ۹. مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی برای مدل اول

تخمین رابطه(۱۴): ARDL(1,1,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده‌است. متغیر وابسته $\Delta EMPLP_t$ می‌باشد.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
$\Delta OPEN_t$	-۰/۰۱۵۴۹	۰/۰۰۷۷۵	-۱/۹۹۷۷	(۰/۰۶۱)
ΔGS_t	-۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱۶	-۰/۲۴۸۰۷	(۰/۸۰۶۹)
$\Delta GDPP_t$	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۰۵	۲/۵۱۳۹	(۰/۰۲۱)
$\Delta INDUS_t$	۰/۰۰۰۲۵	۰/۰۰۰۱۰	۰/۵۵۹۶	(۰/۰۱۷)
C	۰/۰۰۱۲۹۳	۰/۰۰۰۵۱	۲/۵۲۹۴	(۰/۰۱۰)
ECT_{t-1}	-۰.۱۶۱۷۳	۰/۰۳۲۲۸	-۵/۰۰۸۹	(۰/۰۰۰)
R^2=۰/۹۳۲	S.E.R=۰/۰۰۱		F-State=۳۵/۳۶	
$\overline{R}^2$=۰/۹۰۵	RSS=۰/۰۰۰۰۰۲		D.W=۲/۲۵	

منبع: محاسبات تحقیق.

جدول ۱۰. مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی برای مدل دوم

تخمین رابطه(۱۴): ARDL(1,1,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده‌است. متغیر وابسته $\Delta EMPLP_t$ می‌باشد.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
ΔKOF_t	۰/۰۰۰۲۳۶	۰/۰۰۰۱۱	۰/۰۱۳۵	(۰/۰۵۹)
ΔGS_t	-۰/۰۰۰۰۶۵	۰/۰۰۰۱۵	-۰/۴۲۷۴	(۰/۶۷۳)
$\Delta GDPP_t$	۰/۰۰۰۰۱۵	۰/۰۰۰۰۴۷	۴/۲۶۹۵	(۰/۰۰۰)
$\Delta INDUS_t$	۰/۰۰۶۶۱۵	۰/۰۰۲۷۷	۲/۴۵۸۹	(۰/۰۱۹)
C	۰/۰۳۱۱۲	۰/۰۰۹۷۲۸	۳/۱۹۹۳	(۰/۰۰۴)
ECT_{t-1}	-۰/۲۶۸۴	۰/۰۶۷۴۰	-۳/۹۸۳۱	(۰/۰۰۱)
R^2=۰/۷۸۱	S.E.R=۰/۰۰۲		F-State=۱۶/۴۲	
$\overline{R}^2$=۰/۷۲۴	RSS=۰/۰۰۰۱		D.W=۱/۸۹	

منبع: محاسبات تحقیق.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

در جداول ۱۱ و ۱۲ آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL آورده شده‌است. بر اساس نتایج این جداول، با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره آزمون فرض همسانی واریانس در بین اجزای اخلال را نمی‌توان رد نمود، بنابراین ناهمسانی واریانس در بین اجزای اخلال وجود ندارد، همچنین با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره آزمون فرض نبود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال را نمی‌توان رد نمود، لذا در بین اجزای اخلال خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

جدول ۱۱.آزمون‌های تشخیصی مدلARDL(1,0,0,0,0) برای مدل اول

آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون خودهمبستگی سریالی		
	احتمال	آماره		احتمال	آماره
CHSQ	(۰/۹۹۵)	۱/۳۴۷	CHSQ	(۰/۴۱۱)	۱/۷۷۷
F	(۰/۷۸۶)	۰/۵۷۳	F	(۰/۵۸۰)	۰/۵۶۳۷

منبع: محاسبات تحقیق.

جدول ۱۲. آزمون‌های تشخیصی مدلARDL(1,0,0,0,0) برای مدل دوم

آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون خودهمبستگی سریالی		
	احتمال	آماره		احتمال	آماره
CHSQ	(۰/۱۷۱)	۱/۸۷۰	CHSQ	(۰/۹۳۳)	۰/۰۰۷
F	(۰/۱۸۳)	۱/۸۶۱	F	(۰/۹۴۳)	۰/۰۰۵

منبع: محاسبات تحقیق.

۵. نتایج و توصیه‌های سیاستی

در مقاله حاضر، اثر باز بودن تجاری و جهانی شدن اقتصادی بر اشتغال برای کشور ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۸ ارزیابی شد. در این مطالعه علاوه بر شاخص سنتی درجه باز بودن تجاری از شاخص جدید و جامع جهانی شدن اقتصادیKOF به‌عنوان متغیر توضیحی آزادسازی تجاری استفاده شده‌است. که بدین منظور از دو مدل برای بررسی و مقایسه اثر این دو شاخص بر متغیر اشتغال بهره گرفته شده‌است. این شاخص جدید جهانی شدن هم جریانهای واقعی تجارت از قبیل تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در پرتفولیو و هم موانع تجارت از قبیل محدودیتها و تعرفه‌ها بر روی جریانهای واقعی را در خود داشته و با یک ترکیب وزنی از همه متغیرهای موثر در جریان تجارت، شاخص جدید را محاسبه می‌کند. پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مدل، به منظور بررسی وجود یا عدم وجود روابط بلندمدت آزمون کرانه‌ها انجام گردید و در نهایت به تخمین‌های ARDL پرداختیم. در مجموع

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهند که متغیرهای این مقاله جمعی از درجه صفر و یک هستند، از این رو آزمون کرانه‌ها برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها مورد استفاده قرار گرفت. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل این مقاله را تأیید می‌نماید. نتایج تخمین روابط بلندمدت بر اساس مدل ARDL انتخابی برای مدل اول که شامل شاخص سنتی درجه باز بودن تجاری می‌باشد، نشان می‌دهد که ضریب مربوط به شاخص درجه بازبودن تجاری منفی نشان می‌دهد که ضریب مربوط به شاخص جدید جهانی شدن اقتصادیKOF مثبت است و مطابق با انتظار و معنادار است؛ لذا تأثیر مثبت و معنادار این متغیر در بلندمدت بر نسبت شاغلان از کل جمعیت را نمی‌توان رد نمود. نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL انتخابی نشان می‌دهد که تمام متغیرها به جز متغیر اندازه دولت دارای تأثیر معنادار بر نسبت شاغلین هستند. ضریب جمله تصحیح خطا در مدل اول و دوم به ترتیب ۰/۱۶- و ۰/۲۶- تخمین زده شده است، که معنادار و مطابق انتظار می‌باشد. براساس نتایج این مطالعه، فرضیه اصلی تحقیق دال بر اثر مثبت آزادسازی تجاری بر سطح اشتغال برای شاخص جدید جهانی‌شدن اقتصادی KOF پذیرفته می‌شود اما این فرضیه برای شاخص سنتی درجه بازبودن تجاری مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. بنابراین استفاده از شاخص جدید و جامع KOF به عنوان متغیر نماینده جهانی شدن در مطالعات تجربی به جای شاخص سنتی درجه بازبودن تجاری از مهمترین پیشنهادهای این تحقیق است. همچنین بر اساس نتایج شاخص جدید جهانی‌شدن اقتصادی KOF، حرکت از اقتصاد بسته به سوی اقتصاد باز پیشنهاد می‌شود و نگرانی‌های کاهش امنیت شغلی و افزایش بیکاری کارگران غیرماهر از جمله هزینه‌های آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت است که باید با تدبیر، سیاست‌های حمایت از کارگران غیرماهر در کوتاه‌مدت، این هزینه کاهش یابد؛ اما در بلندمدت نگرانی عمده‌ای در مورد بازار کار و اشتغال در فرآیند آزادسازی تجاری وجود ندارد.در نهایت، رقابتی کردن بازار کار به منظور انعطاف‌پذیری بیشتر آن در کشور، افزایش و ارتقای قابلیتهای اشتغال با بسط،گسترش و تسهیل‌آموزشهای فنی‌وحرفه‌ای، اتخاذ سیاست‌های قوی و پایدار در سطوح بین‌المللی و ملی برای اشتغال‌آفرینی، بسط و ارتقای‌کارآفرینی، استفاده از برنامه‌های‌آموزشی و بازآموزی، جذب سرمایه‌گذاری‌های خارجی، یارانه‌های بیکاری برای بیکاری‌های بلندمدت از مهمترین سیاستگذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌ها در زمینه نیروی‌کار هستند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

منابع و مآخذ

ازوجی، علاء الدین و منصور عسگری(۱۳۸۴)، "ارزیابی عوامل موثر بر رشد اشتغال در اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای و توصیه‌های سیاستی برای بازارکار ایران"، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، سال پنجم شماره چهارم، صص ۵۰-۲۱.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی، حسابهای ملی ایران، سالهای ۱۳۵۸-۱۳۸۸.

دادگر، یدالله و محمد ندیری(۱۳۸۵)، "جهانی شدن و بازارکار درکشورهای درحال توسعه"، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، سال ششم، شماره اول، صص ۹۱-۶۵.

طیبی، سید کمیل و نرجس ذاکرفر(۱۳۸۶)، "تأثیرآزادسازی تجاری بر سطح اشتغال کشور"، *مجله توسعه و سرمایه*، سال اول، شماره۱، صص ۴۶-۲۷.

کمیجانی، اکبر و صالح قوی‌دل(۱۳۸۵)، "نقش آزادسازی تجاری بر بازار کار و اشتغال و برآورد تابع تقاضای نیروی کار در ایران"، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره ۲۰، صص ۱۳-۴۲.

کاظمی‌نائینی، شایسته(۱۳۸۲)، "اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی براشتغال زایی در ایران"، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*؛ رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان: اصفهان.

کشاورزحداد، غلامرضا و زهرا نجاتی محرمی(۱۳۸۵)، "آزادسازی تجاری و نابرابری دستمزدها در ایران سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۰"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۷، صص ۱۸۹-۲۱۹.

مجاورحسینی، فرشید و فرید فیاض‌منش(۱۳۸۵)، براورد اثرات بخش الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۷، صص ۶۴-۳۳.

Alesina, A., & Wacziarg, R.(1998), Openness, Country Size and Government.*Journal of Public Economics*, No. 69, pp. 305–321.

Chinembiri, E. K. (2010). An Empirical Assessment of the Impact of Trade Liberalization on Employment in South Africa, Trade & Industrial Policy Strategies, Australian Government.

Dhas, A. C and Jacqueline, H. M.,(2008), Impact of Globalisation and Economic Reforms on Employment in India, MPRA Paper, No. 9597.

Freeman, R. (1995). Are Your Wages Set in Beijing? ; Journal of Economic Perspectives, 9(3),No. 15, p.32.

Ghose, A. K. (2000). Trade Liberalization and Manufacturing Employment; ILO Employment Paper 2000/3, Geneva: International Labor Office.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

Gloder, B., (2002). Trade Liberalization and Manufacturing Employment: The case of India; ILO Employment Paper 2002/34.

Jafari Samimi, A., Ghaderi, S., Hosseinzadeh, R. and Nademi, Y.(2012a), Openness and Inflation: New Empirical Panel Data Evidence, *Economics Letters*, No. 117, pp. 573–577.

Jafari Samimi, A., Ghaderi, S. and Sanginabadi, B. (2012b). The Effects of Openness and Globalization on Inflation: An ARDL Bounds Test Approach, *Iranian Journal of Economic Studies*, 1(1). pp. 29-54.

Katircioglu, S.T. (2009). Higher Education and Economic Growth, *International Journal of Economics Perspectives*, pp. 1-17

Khezy, A. (2003), *Jobs and Incomes in a Globalizing World*, International Labor Organization (ILO).

Laird, S., and S. Cordoba (2006). Coping with Trade Reforms: A Developing-Country Perspective on the WTO Industrial Tariff Negotiations. London: Macmillan.

Lea, A.(1996).Income Inequality, Income Composition, Macroeconomic Trends: Israel, 1979-93, Economica, 63, Supplement, pp. 1-17

MacKinnon, J.G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics*. No.11. pp. 601-618.

Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests, *Applied Economics*. 37(17). pp. 1979–1990.

Narayan, P. K., & Smyth, R. (2005).Temporal Causality and the Dynamics of Exports, Human Capital and Real Income in China, *International Journal of Applied Economics.* 1(1). pp. 24-45.

Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, *Journal of the American StatisticalAssociation.* 90(429). pp. 268-281.

Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*. No.57. pp. 1361-1401.

Pesaran, M.H., & Shin, Y., & Smith, R.J. (2001).Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships.*Journal of Applied Econometrics.* 16. pp. 289 – 326.

Raposo, D. and Machado A. F. (2002).*Trade Liberalization and Labor Market*, www.cedeplar.ufmg.br.

Revenga, A. (1995). "Empolyment and Wage Effects on Trade liberalization: the Case of Mexican Manufacturing," *Journal of Labor Economics*, No.15. pp. 20–43.

Rodrik, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments? *Journal of Political Economy*, 106(5), pp. 997–1032.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]

Tomiura, E. (2001).*The Impact of Import Competition on Japanese Manufacturing Employmen*t, Research Institute for Economics and Business Administration , Kobe University, Japan.

Wood, A. (1994). North-South Trade, Employment and Inequality; Oxford: Clarendon Press.

World Bank (2011). World Development Indicators CD-ROM 2011, Washington, DC.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.3.2]