فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۸۳، تابستان ۱۳۹۶، ۱۸۲-۱۳۵

بررسی اثرات بازبودن تجارت و مذاکرات تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای ملحق‌شده به سازمان جهانی تجارت: رویکرد پانل دیتای پویا

عباس شاکری* یحیی فتحی**

دریافت: ۹۵/۱۱/۱۳ پذیرش: ۹۶/٤/۱۹

مذاکرات تجاری / سازمان جهانی تجارت (WTO) / رشد اقتصادی / بازبودن / پانل دیتای پویا

چکیده

عضویت در سازمان جهانی تجارت (WTO) یکی از مهم‌ترین چالش‌های اقتصاد ایران، بعد از رفع تحریم‌های بین‌المللی است. بر این اساس، پژوهش درباره آثار بالقوه فرآیند مذاکرات و عضویت در آن سازمان بر رشد اقتصادی کشور ضرورت اساسی دارد. هدف از این پژوهش بررسی آثار بالقوه الحاق به WTO بر رشد اقتصادی ایران از طریق برآورد و تحلیل رابطه بین بازبودن تجارت، فرآیند مذاکرات الحاق؛ و عضویت کامل در WTO با رشد اقتصادی، براساس تجربه کشورهای ملحق‌شده به آن سازمان است. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های تلفیقی ۱۷۹ کشور در سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵، مدل رشد اقتصادی درونزا با استفاده از روش پانل دیتای پویا و با رویکرد متغیرهای ابزاری (Panel GMM)، برآورد شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد رابطه مثبت و معناداری بین رشد اقتصادی و بازبودن تجارت، فرآیند مذاکرات الحاق و عضویت در WTO وجود دارد. از این‌رو می‌توان گفت

*. استاد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی shakeri.abbas@gmail.com
**. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی yahya.fathi@gmail.com
■ عباس شاکری، نویسنده مسئول.

که، اثرات الحاق به سازمان جهانی تجارت به دوره پس از عضویت کامل محدود نبوده، بلکه فرآیند مذاکرات الحاق نیز ــ به‌دلیل اصلاحات الزامی که در این فرآیند روی سیاست‌ها و نهادهای اقتصادی روی می‌دهد ــ رشد اقتصادی کشورهای ملحق‌شونده را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: F41, F43, F13, F14, B17, O19, O29, C33

مقدمه

در اجلاس نهم آنکتاد در سال ۱۹۹۶، جامعه بین‌المللی، مشارکت کشورهای درحال‌توسعه و اقتصادهای در حال‌گذار در نظام تجاری بین‌المللی از طریق عضویت در سازمان جهانی تجارت[1] (WTO) را وسیله‌ای مناسب برای به حداکثر رساندن منافع این کشورها در جریان جهانی‌شدن و آزادسازی شناخت. اساس این استدلال بر این اصل استوار است که عضویت در WTO به کشورها اجازه طراحی راهبردهای بلندمدت توسعه‌ای و سیاست‌های تجاری را در محیطی با ثبات‌تر و با قابلیت پیش‌بینی بیشتر می‌دهد[2].

آنکتاد[3]، در پژوهشی با عنوان «الحاق به WTO و سیاست‌های توسعه‌ای»، ضمن بررسی اجمالی، به جنبه‌های مختلف فرآیند الحاق به WTO پرداخته و تجربیات کشورها در این زمینه را به تصویر کشیده است. این تحقیق اهمیت الحاق به WTO برای کشورهای تازه‌ملحق‌شده را توضیح داده و چنین نتیجه می‌گیرد که تعهداتی که در جریان فرآیند مذاکرات الحاق به WTO ایجاد یا پذیرفته می‌شود، ضرورتاً متضمن تعمیق امتیازات کشور مورد نظر نیست، بلکه بهتر است به این تعهدات به‌مثابه نوعی سرمایه‌گذاری برای آینده نگریسته شود. به‌نظر می‌رسد این نگرش به لحاظ سیاسی نیز ملموس‌تر است. به این معنا که حتی اگر امتیازی در زمان حال (حین مذاکرات الحاق) به طرف‌های تجاری داده می‌شود، می‌توان امیدوار بود که در آینده منافع و پاداش به مراتب بیش‌تری نصیب کشور متقاضی الحاق نماید. از موضعی مشابه، عجم‌اوغلو، جانسون و رابینسون (۲۰۰۱) معتقدند سازمان جهانی تجارت، به‌عنوان نهاد جهانی تعیین‌کننده قواعد و الزامات چندجانبه تجاری، به دنبال آن است تا منافع حداکثری را برای کشورهای عضو ایجاد کند[4].

با اجماع اعضاء در بیست‌وسومین نشست شورای عمومی سازمان جهانی تجارت در ۲۶ مه ۲۰۰۵ (۵ خرداد ۱۳۸۴) درخواست عضویت ایران در این سازمان پذیرفته شد و با پذیرش آن، ایران به عضویت ناظر در سازمان جهانی تجارت درآمد و بنابراین، فرآیند عضویت کامل (الحاق) این سازمان را آغاز کرد. هرچند عضویت ایران در سازمان جهانی

1. World Trade Organization.
2. UNCTAD (2001).
3. Ibid (2001).
4. Acemoglu, Johnson and Robinson (2001).

تجارت (به عنوان عضو ناظر) می‌تواند به‌صورت بالقوه آثار و تبعات مهمی را در جهت توسعه تجارت خارجی و درنهایت رشد و توسعه اقتصادی کشور به‌دنبال داشته باشد، ولی بررسی‌های علمی انجام‌شده و تجربه سایر کشورهای تازه ملحق‌شده نشان می‌دهد برآیند مثبت یا منفی پیامدهای الحاق و موفقیت کشورها در فرآیند عضویت در سازمان جهانی تجارت به عوامل مختلفی، از جمله مدیریت فرآیند مذاکرات الحاق بستگی دارد. شناخت دقیق اقتصاد ملی و توانمندی‌ها، امکانات، فرصت‌ها و آسیب‌پذیری‌های آن دیگر ضرورت اساسی در این ارتباط است که تعیین صحیح مواضع مذاکراتی و تدوین استراتژی مذاکراتی کارآمد را میسر می‌سازد.

هدف از این پژوهش بررسی آثار بالقوه الحاق به WTO بر رشد اقتصادی ایران از طریق برآورد و تحلیل رابطه بین فرآیند مذاکرات تجاری الحاق؛ و عضویت کامل در WTO با رشد اقتصادی، براساس تجربه کشورهای ملحق‌شده به آن سازمان است. شواهد موجود نشان می‌دهد آثار الحاق به سازمان جهانی تجارت به دوره پس از عضویت کامل محدود نبوده، بلکه دوره نسبتاً طولانی فرآیند مذاکرات الحاق نیز، به این دلیل که عمده اصلاحات در قوانین و مقررات، الزامات، سیاست‌ها و نهادهای اقتصادی کشورهای متقاضی الحاق، در این دوره و در اثر فشار طرف‌های مذاکره‌کننده تجاری اتفاق می‌افتد، نقش به‌سزایی در اصلاحات اقتصادی، به‌ویژه بازشدن تجارت خارجی کشورهای ملحق‌شده، و در نتیجه اثر محسوس و معناداری در رشد اقتصادی این کشورها داشته است.

بر این اساس، در این پژوهش کوشیده شده با استفاده از داده‌های آماری ۱۷۹ کشور جهان (شامل ۱۲۸ کشور عضو موافقتنامه GATT و مؤسس WTO در سال ۱۹۹۵؛ ۳۳ کشور[1] به‌اصطلاح تازه‌ملحق‌شده به سازمان[2]؛ و ۱۸ کشور متقاضی عضویت، از جمله ایران، که مشغول فرآیند مذاکرات الحاق هستند) به بررسی تجربه رشد اقتصادی کشورهای ملحق‌شده به WTO پرداخته شود. برای این منظور با استفاده از مدل پانل دیتای پویا با رویکرد Panel GMM، به آزمون این فرضیه پرداخته شده که مذاکرات تجاری، به‌ویژه فرآیند مذاکرات الحاق به WTO، نیز در رشد اقتصادی کشورها مؤثر بوده است. از این‌رو،

۱. شایان ذکر است تا پایان سال ۲۰۱۶ تعداد ۳۶ کشور، علاوه بر ۱۲۸ کشور عضو مؤسس، به آن سازمان ملحق شده‌اند که اطلاعات ۳۳ کشور کفایت لازم برای مدل‌سازی را داشته است. همچنین، از بین ۲۲ کشور متقاضی عضویت اطلاعات تنها ۱۸ کشور قابل استناد بوده است.

2. Newly Acceeded Countries (NACs).

ابتدا مبانی نظری پژوهش تبیین شده و پس از آن ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش مرور شده است. همچنین، در بخشی از این پژوهش به تحلیل توصیفی و آماری وضعیت اقتصاد ایران، از نظر دو متغیر مهم مورد بررسی، یعنی تولید ناخالص داخلی سرانه و بازبودن تجارت، در مقایسه با کشورهای عضو سازمان جهانی تجارت پرداخته شده است. در گام بعدی مدل اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش برای برآورد مدل رشد درونزا به روش پانل دیتا و رویکرد متغیرهای ابزاری تصریح شده و در نهایت، در قسمت پایانی مقاله جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از پژوهش حاضر، و توصیه‌های سیاستی حاصل از آن برای سیاست‌گذاران کشور ارائه شده است.

دو تفاوت اصلی بین تحقیق حاضر و مطالعات مورد بررسی وجود دارد. اول این‌که، در این تحقیق دوره بررسی به سه دوره (قبل از پذیرش عضویت ناظر، فرآیند مذاکرات الحاق، عضویت کامل) تقسیم شده است. دوم این‌که، از مدل پانل دیتای پویا با رویکرد Panel GMM برای شبیه‌سازی جنبه‌های مختلف آثار الحاق به WTO (بازبودن[۱]، مذاکرات تجاری و عضویت کامل) با توجه به تجربه کشورهای ملحق‌شده و تعمیم آن به اقتصاد ایران استفاده شده است.

۱. مبانی نظری پژوهش

مسأله اساسی نظریه‌های رشد اقتصادی و تحلیل‌های تعادل بلندمدت، بررسی و تبیین علل تغییر در رشد اقتصادی کشورها در افق زمانی بلندمدت است. نظریه رشد اقتصادی برای اولین‌بار توسط اقتصاددانان کلاسیک همچون اسمیت و ریکاردو در قرن ۱۸ میلادی مطرح شد. بعد از بحران بزرگ در دهه ۱۹۳۰ کینز با ارائه مدل اقتصادی خود دیدگاه بسیاری از اقتصاددانان بعد از خود را در مورد عملکرد اقتصاد بازار تحت‌تأثیر قرار داد. کینز معتقد بود سطح تعادلی اشتغال و تولید در مجرای سیاست‌های کلان، تعادل کل اقتصاد را تعیین می‌کنند.[۲] مدل رشد سولو ـ سوان[۳] در یک چارچوب نئوکلاسیک، بر نقش محوری انباشت سرمایه (که موجب تغییر نسبت سرمایه به نیروی کار می‌شود) تأکید می‌ورزد. مدل ابتدایی

۱. هرجا از عبارت «بازبودن» استفاده شد منظور بازبودن تجارت (openness) است.

۲. جهت بررسی دقیق ایده‌های اقتصادی کینز به کتاب انقلاب کینزی (Klein, 1947) مراجعه شود.

3. Solow (1956) and Swan (1956).

سولو- سوان بر پایه تابع تولید کاب داگلاس ارائه شده و بر این نکته دلالت دارد که نرخ بازدهی سرمایه در کشورهای فقیر مضرب بزرگی از نرخ بازدهی سرمایه در کشورهای ثروتمند است، که البته داده‌ها چنین فرضی را تأیید نمی‌کند[1]. با استناد به این نکته، مدل سولو ـ سوان بسیاری از حقایق بنیادین درباره رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه و عملکرد متفاوت آن‌ها بیان نمی‌کند. حاصل نیز مجموعه‌ای از نظریات جدید رشد اقتصادی است که توسط رومر[2]، لوکاس[3]، و گروسمن و هلپمن[4] ارائه شده است. این نظریات فرآیند رشد تکنولوژیک را به‌صورت درونزا وارد مدل کرده‌اند.

اقتصاددانان برای توضیح تفاوت‌های قابل مشاهده بین نرخ رشد اقتصادی جوامع مختلف به الگوهای نظری متفاوتی روی آورده‌اند. به‌عنوان نمونه برجسته، الگوی رشد نئوکلاسیکی توسعه فناوری را به‌عنوان موتور رشد در نظر می‌گیرد و اقتصاد اندیشه و فناوری را در این الگو مورد بحث قرار می‌دهد[5]. در همین چارچوب، الگوی سولو، تفاوت در نرخ‌های سرمایه‌گذاری، تفاوت در نرخ‌های رشد جمعیت، و همچنین تفاوت‌های برونزا در فناوری، را مبنای تحلیل و توضیح تفاوت‌های درآمد سرانه (و نرخ‌های رشد جوامع مختلف) قرار داده است. همچنین، علت رشد پایدار در مدل سولو به «توسعه فناوری» نسبت داده می‌شود. به زعم سولو، بدون توسعه فناوری، رشد سرانه در نهایت به دلیل بازده نزولی سرمایه متوقف خواهد شد.

نکته حائز اهمیت در الگوی سولو این است که توضیح ظریف و دقیق‌تر علل تفاوت در نرخ‌های رشد میان کشورهای جهان را در قالب «اصل پویایی گذار[6]» ارائه می‌دهد. پویایی گذار این فرصت را به کشورها می‌دهد تا دارای نرخ‌های رشد متفاوت از نرخ‌های رشد بلندمدت خود باشند. این استدلال می‌تواند توضیح برای این امر باشد که چرا وقتی اقتصادی نرخ سرمایه‌گذاری خود را افزایش می‌دهد و به نسبت بالاتری از تولید فناوری دست می‌یابد، رشد سریع‌تری می‌یابد. گریگوری منکیو، دیوید رومر و دیوید ویل در

1. Mankiw (1995).
2. Romer (1986).
3. Lucas (1988).
4. Grossman and Helpman (1991).
۵. جونز (۱۳۷۹)؛ ص.۶۲.
6. Transition Dynamic.

گزارش معتبری که در سال ۱۹۹۲ با عنوان «مقاله‌ای در مورد تجربه رشد اقتصادی»[1] منتشر کردند، اثرات تجربی الگوی سولو را ارزیابی کرده و چنین نتیجه گرفتند که این الگو (در توضیح شرایط واقعی و تجربه کشورها) به‌خوبی عمل می‌کند.

در پژوهش حاضر نیز بسط رومری الگوی رشد سولو را مبنا قرار داده و به‌دنبال آن هستیم تا نحوه وارد کردن بخش خارجی اقتصاد (شاخص «بازبودن») در مدل رشد اقتصادی کشورها را در چارچوب این الگوی معتبر تبیین کرده و سپس تفاوت در نرخ رشد اقتصادی کشورهای ملحق‌شده در پیش از عضویت ناظر، ضمن فرآیند مذاکرات الحاق، و پس از عضویت کامل در WTO را (از طریق وارد کردن متغیرهای مجازی متناسب) بررسی کنیم. بر همین اساس، مطابق بسط رومر، فرض می‌کنیم در یک اقتصاد، محصول Y با ترکیبی از سرمایه فیزیکی K، نیروی کار متخصص H، و براساس یک تابع کاب داگلاس با بازدهی ثابت، تولید می‌شود:

$$Y=K^{\alpha}(AH)^{1-\alpha} \qquad (۱$$

در این تابع، A یک فناوری کارافزا را نشان می‌دهد که با نرخ g به صورت برونزا رشد می‌کند.

برای پرهیز از بحث‌های طولانی مربوط به بسط مدل[2]، فرض کنید آموزش کارگران غیرمتخصص (ساده) به مدت زمان u، براساس رابطه زیر، نیروی کار متخصص به میزان H را ایجاد می‌کند:

$$H= e^{\psi u}L \qquad (۲$$

که در آن ψ مقدار ثابت مثبت است.

سرمایه فیزیکی نیز با سرمایه‌گذاری بخشی از تولید، بجای مصرف آن، انباشته می‌شود. پس داریم:

$$K=S_k Y-dK \qquad (۳$$

1. Mankiw, Romer and Weil (1992).

۲. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به: جونز (۱۳۷۹)، رومر (۱۳۸۳).

که در آن، S_k نرخ سرمایه‌گذاری و d نرخ ثابت استهلاک است.

آنگاه می‌توان تابع تولید را برحسب محصول سرانه کارگر به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$y=k^{\alpha}(Ah)^{1-\alpha} \quad (۴$$

$$h= e^{\psi u}$$

رومر، در بسط مدل سولو، در الگوی خود عامل جدیدی برای توضیح چگونگی انتقال فناوری اضافه می‌کند و به این ترتیب، سازوکاری که کشورهای مختلف با استفاده از آن می‌توانند از کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای مختلف استفاده کنند را درونزا می‌کند.

فرض می‌شود کشورها به تولید کالای همگن Y، با استفاده از کارگر L و تعدادی از کالاهای سرمایه‌ای Xj بپردازند. همچنین، فرض می‌شود تعداد کالاهای سرمایه‌ای که کارگران می‌توانند استفاده کنند توسط سطح مهارت آن‌ها، یعنی h محدود است؛ پس:

$$Y=L^{1-\alpha}\int_0^{h}X_j^{\alpha}d_j \quad (۵$$

همچنین، فرض کنید در حال بررسی عملکرد اقتصادی یک کشور کوچک هستید که بالقوه از مرزهای فناوری بسیار دور است. عامل رشد این کشور در چگونگی آموختن استفاده از کالاهای سرمایه‌ای بسیار پیشرفته موجود در سایر کشورهای جهان است.

مجدداً ضمن صرف‌نظر از روش‌های بسط مدل، برای انباشت سرمایه خواهید داشت:

$$\int_0^{h(t)}X_j(t)d_j=K(t) \quad (۶$$

بنابراین، مقدار کل کالاهای سرمایه‌ای از هر نوع مورد استفاده در تولید برابر است با کل عرضه سرمایه خام. کالاهای واسطه‌ای در این الگو به‌عنوان کالاهای متقارن در نظر گرفته می‌شود، به‌طوری‌که برای تمام j، Xj=X بوده و این واقعیت همراه با معادله (۶) و تابع تولید در معادله (۵) به این مفهوم است که براساس الگوی سولو، تولید کل فناوری برای این اقتصاد به‌صورت تابع کاب ـ داگلاس است:

$$Y=K^{\alpha}(hL)^{(1-\alpha)} \quad (۷$$

رومر در الگوی خود «مهارت» را چگونگی یادگیری فرد برای استفاده از کالاهای واسطه‌ای تعریف می‌کند. به‌عبارت دیگر، براساس الگوی رومر پیشرفت فرد و استفاده وی از مواد دفع آفات گیاهی و تراکتور به جای بیل و گاوآهن موجب رشد اقتصادی می‌شود. به این ترتیب، افراد چگونگی استفاده از کالاهای سرمایه‌ای را از طریق معادله زیر می‌آموزند؛

$$\dot{h}=\mu e^{\psi u}A^{\gamma}L^{(1-\gamma)} \; ; \; 0<\gamma\leq 1 \; , \; \mu>0 \qquad (۸$$

در این معادله، u بیانگر زمانی است که یک فرد به‌جای کارکردن صرف انباشت مهارت می‌کند. A نیز نمایانگر مرز فناوری در جهان است. با توجه به الگوی رومر، فرض می‌شود مرز فناوری با نرخ ثابتی معادل g توسعه یابد؛ یعنی $\frac{\dot{A}}{A}=g$. یک‌بار دیگر با صرف‌نظر از روش‌های بسط مدل[1] می‌توان مقدار تولید سرانه کارگر در مسیر رشد متوازن را به‌صورت تابعی از متغیرهای برونزا و پارامترهایی به شرح زیر نوشت:

$$y^{*}(t)=\left(\frac{S_k}{n+g+d}\right)^{\alpha(1-d)}\left(\frac{\mu}{g}e^{\psi\mu}\right)^{1/\gamma}A^{*}(t) \qquad (۹$$

یکی از مفاهیم کلیدی معادله (۹) این است که تمام کشورها سهم یکسانی در نرخ رشد بلندمدت ــ که توسط نرخ توسعه مرز فناوری تعیین می‌شود ــ دارند.

بنابراین، سؤال مهمی که مطرح می‌شود این است که آیا پیش‌بینی نرخ رشد یکسان تمام کشورها در بلندمدت، با شواهد تجربی مطابقت دارد یا خیر. به‌خصوص این‌که نرخ‌های متوسط رشد (که طی دو یا سه دهه گذشته محاسبه شده‌اند) میان کشورها متفاوتند. مثلاً، درحالی‌که در دوره ۱۹۵۰–۱۹۶۰ نرخ رشد امریکا ۱٫۴ درصد بوده، اقتصاد ژاپن نرخ رشدی معادل ۵ درصد داشته است. این تفاوت‌ها در طول دوره‌های طولانی‌تر نیز وجود دارد. مثلاً، از سال ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۴، متوسط نرخ رشد سالانه اقتصاد امریکا ۱٫۸ درصد بوده، درحالی‌که در همین دوره، نرخ رشد انگلستان حدود ۱٫۳ درصد است. بنابراین، آیا تغییرات وسیع نرخ‌های متوسط رشد مشاهده‌شده با این الگو در تضاد است؟

پاسخ به این پرسش منفی بوده و درک دلیل آن بسیار مهم است؛ زیرا حتی با وجود عدم تفاوت نرخ رشد بلندمدت کشورها، می‌توان تغییرات وسیع نرخ‌های رشد را با استفاده

۱. جونز (۱۳۷۹)؛ صص ۱۶۰–۱۵۸.

از «اصل پویایی گذار» توضیح داد.[۱] به‌طورکلی، تا حدودی که کشورها بتوانند وضعیت خود را به لحاظ توزیع درآمد در بلندمدت تغییر دهند، می‌توانند نرخ‌های رشد متفاوتی داشته باشند. کشورهایی که زیر مسیر رشد متوازن و پایدار خود قرار دارند، باید نرخ رشد سریع‌تری از نرخ رشد g داشته باشند، و کشورهایی که در بالای مسیر رشد متوازن و پایدار خود قرار گرفته‌اند باید نرخ رشد کندتری را تجربه کنند. اما، چه عواملی سبب دور شدن یک اقتصاد از وضعیت شرایط پایدار خود می‌شود؟ دلایل متعددی وجود دارد که یکی از آن‌ها، رویداد تکانه در ذخایر سرمایه یک کشور (همچون از بین رفتن ذخایر سرمایه یک کشور در اثر جنگ)[۲] است. همچنین، سیاست‌های اصلاحی که سبب افزایش انباشت سرمایه و مهارت می‌شود نیز از جمله این عوامل در جهت مثبت است.

این دیدگاه کلی را می‌توان با نگاه دقیق‌تر به رفتار متغیرهای کلان اقتصادی از جمله GDP سرانه کشورهای مختلف در سال‌های گذشته نشان داد. این نکته بر این مهم دلالت دارد که در تفسیر تفاوت‌های نرخ‌های رشد میان کشورها باید با دقت و احتیاط بیش‌تری عمل کرد. حتی در یک دوره طولانی این رشدها می‌توانند متفاوت باشند. این دقیقاً همان چیزی است که الگوی رومر پیش‌بینی می‌کند؛ اما به این مفهوم هم نیست که نرخ‌های رشد بلندمدت میان کشورها متفاوت است. این واقعیت که ژاپن در چهل سال گذشته رشد سریع‌تری از امریکا داشته و رشد چین نیز در ۲۰ سال گذشته سریع‌تر از هر دوی این کشورها بوده است، چیز زیادی درباره زمینه‌های رشد بلندمدت این اقتصادها به ما نمی‌گوید. همچنین، این استنباط که ژاپن، چین و هند به عملکرد شگفت‌انگیز رشد اقتصادی خود ادامه بدهند نیز شبیه این نتیجه‌گیری است که بگوییم رشد اقتصادی در ایالات متحده بعد از سال ۱۹۵۰ به‌طور مستمر بیش‌تر از رشد اقتصادی انگلستان بوده است. تاریخ به ما نشان می‌دهد که حداقل این استنباط دوم صحیح نیست.

الگوی رومر نکته دیگری را نیز نشان می‌دهد، که مرکز ثقل الگوی نظری ما در پژوهش حاضر است. اصل پویایی گذار به سادگی یکی از خصوصیات معادله انباشت سرمایه در الگوی رشد نئوکلاسیک نیست، بلکه در این الگو پویایی گذار علاوه بر انباشت سرمایه درگیر

---

۱. ر. ک. به: جونز(۱۳۷۹)؛ صص ۷۳-۹۷.

۲. معتقدیم مهاجرت وسیع نخبگان و فرار مغزها نیز از جمله مهم‌ترین علل کاهش سرمایه انسانی یک کشور است که در دهه‌های اخیر در ایران با شدت فراوان رخ داده است. (برای اطلاع بیش‌تر ر.ک به: خاوری‌نژاد (۱۳۹۴)).

خصوصیات انتقال فناوری (از طریق بخش خارجی اقتصاد، در قالب سیاست‌های تجاری و از طریق پیوستن به همگرایی‌های بین‌المللی) در معادله (۸) نیز می‌باشد. مثلاً، فرض کنید کشوری می‌خواهد از تعرفه‌ها و سایر محدودیت‌های تجاری‌اش کاسته و درهای اقتصاد خود را به روی جهان بگشاید، این اصلاح سیاستی می‌تواند توانایی اقتصاد کشور را در انتقال فناوری از خارج افزایش دهد، این امر را می‌توان با افزایش m در معادله (۸) و (۹) نشان داد. براساس معادله (۹)، ارزش بالاتر m موجب افزایش سطح درآمد در شرایط پایدار می‌شود؛ به این معنا که در سطح جاری درآمد اقتصاد حالا زیر درآمد در شرایط پایدار قرار دارد. حالا اگر این حالت وجود داشته باشد چه اتفاقی می‌افتد؟ براساس اصل پویایی گذار، در این شرایط اقتصاد به‌سرعت رشد کرده و به سمت سطح بالاتری از درآمد حرکت می‌کند[۱]. این مطلب با این حقیقت آماری که کشورهایی که در جنگ جهانی دوم سرمایه‌های خود را از دست دادند، مثل ژاپن و آلمان، در ۶۰ سال گذشته سریع‌تر از ایالات متحده رشد کرده، و نیز کشورهایی که نرخ سرمایه‌گذاری‌شان را افزایش داده‌اند نیز سریع‌تر رشد یافته‌اند، سازگاری دارد[۲].

روش دیگر برای بیان رابطه بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی، مسأله سرمایه‌گذاری تجاری است. یک رویکرد مهم در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری، ارزیابی پروژه سرمایه‌گذاری تجاری براساس تحلیل هزینه ـ فایده است. در سمت هزینه‌های سرمایه‌گذاری، بازبودن اقتصاد از طریق تأثیرگذاری بر زیرساخت‌های اقتصادی، ارتباطات، ایجاد یک محیط تجاری پویا برای سرمایه‌گذاری و کارآفرینی، و کاهش زمینه‌های فساد اقتصادی هزینه‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد[۳]. در سمت دیگر، عوامل تعیین‌کننده سودآوری مورد انتظار از یک سرمایه‌گذاری را می‌توان در سه گروه طبقه‌بندی کرد: ۱) اندازه بازار؛ ۲) میزان توجه یک اقتصاد به تولید، به‌جای انحراف از آن؛ و ۳) میزان ثبات در شرایط اقتصادی[۴]. به این ترتیب، اندازه بازار یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده سودآوری یک سرمایه‌گذاری تجاری است و بنابراین، مهم‌ترین عامل در تعیین این موضوع است که آیا یک سرمایه‌گذاری انجام شود یا نه.

---

۱. جونز (۱۳۷۹)، ص ۱۶۷.
۲. شاکری (۱۳۸۷)، جلد اول، ۶۰۴.
۳. جونز (۱۳۷۹)، صص. ۱۷۰-۱۷۴.
۴. جونز (۱۳۷۹)، ۱۷۴.

براساس نتایج مطالعات انجام‌شده و تجربه کشورهای موفق در زمینه توسعه صنعتی و رشد اقتصادی، بازار مربوط به یک سرمایه‌گذاری خاص را نباید به مرزهای ملی یک کشور محدود کرد. میزان بازبودن یک اقتصاد برای تجارت بین‌الملل اثر بالقوه عمیقی بر اندازه بازار می‌گذارد. برای مثال، ساختن یک کارخانه تولید گرداننده‌های دیسک سخت در سنگاپور، اگر کل بازار محدود به داخل این کشور باشد، ایده خوبی نیست زیرا صرفه اقتصادی لازم را ایجاد نمی‌کند. اما سنگاپور یک لنگرگاه طبیعی در خطوط کشتیرانی بین‌المللی بوده و یکی از بازترین اقتصادهای جهان را دارد[۱]. شواهد تجربی نشان می‌دهد که کشورهایی که سیاست دولت‌هایشان، قویاً در راستای تولید و مخالف با جریانات انحرافی از تولید بوده و بر تجارت بین‌المللی نیز باز هستند، سرمایه‌گذاری بسیار بیش‌تری را به‌عنوان بخشی از GDP دارند[۲]. از سوی دیگر، براساس شواهد مطالعات تجربی، افراد در کشورهایی که اقتصاد بازتر و تجارت آزادتری داشته و به تولید بیش از فعالیت‌های غیرتولیدی گرایش دارند، سهم بیش‌تری از وقت خود را برای کسب مهارت و تخصص سرمایه‌گذاری می‌کنند[۳].

شاخص اقتصادی دیگر برای بیان رابطه بین تجارت و رشد اقتصادی، رشد بهره‌وری است. همان‌طورکه می‌دانید، علم اقتصاد بین دو منبع اصلی رشد GDP سرانه، یعنی انباشت سرمایه (اعم از سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی) و رشد بهره‌وری، تفاوت قائل شده و بازبودن اقتصاد بر هر دوی این منابع مؤثر بوده و همان‌گونه که اشاره شد، بازبودن اقتصاد به‌روی جریان‌های بین‌المللی کالا، خدمات و سرمایه به افزایش سرعت انباشت سرمایه کمک می‌کند[۴]. همچنین، بازبودن اقتصادی سرعت رشد بهره‌وری را از طریق انتقال و پیشرفت سریع‌تر فناوری توأم با ارتقاء و بهبود کارایی، بالا می‌برد[۵]. براین اساس، تجارت بین‌الملل از سه طریق می‌تواند بر نرخ رشد بهره‌وری اثر بگذارد: ۱) از طریق دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای خارجی (انتقال فناوری)؛ ۲) توسعه اندازه بازار گونه‌های جدید تولیدات (نوآوری)؛ و تسهیل در نشر بین‌المللی دانش عمومی (رشد مهارت‌های R&D و دانش مدیریت).[۶]

---

۱. جونز (۱۳۷۹)؛ صص ۷۵-۱۷۴.
۲. جونز (۱۳۷۹)؛ ص. ۱۷۹.
۳. جونز (۱۳۷۹)؛ صص ۸۱-۱۸۰.
4. Anderson and Babula (2008); p.8.
۵. فرانکل و رومر (۱۹۹۹).
6. Anderson and Babula (2008); p. 9.

درخصوص اهمیت «مذاکرات تجاری» نیز بررسی‌ها نشان می‌دهد ادبیات نظری اهمیت بیشتری برای رابطه بین سیاست‌های تجاری و رشد قائل است تا رابطه بین حجم تجارت و رشد. بنابراین، نتایج حاصل از بررسی رابطه بین موانع تجاری و رشد را نمی‌توان به‌طور مستقیم به اثرات تغییر حجم تجارت بر رشد اقتصادی نسبت داد. با وجود اینکه این دو مفهوم، یعنی حجم تجارت و موانع تجاری، ارتباط بسیار نزدیکی با هم دارند، ولی رابطه بین‌شان و رشد اقتصادی ممکن است تفاوت قابل ملاحظه‌ای داشته باشد؛ زیرا عوامل بسیار مهم دیگری نیز وجود دارند که بر بخش خارجی اقتصاد کشورها تأثیر می‌گذارند، نظیر عوامل جغرافیایی، اندازه کشور و سطح درآمد[1].

در نظریه تجارت بین‌الملل، منافع ایستای حاصل از تجارت یا زیان حاصل از محدودیت‌های تجاری به‌صورت یکجا و کلی بررسی شده‌اند. بنابراین، نظریه تجارت شواهد اندکی را از آثار تجارت بین‌الملل روی رشد و پیشرفت فنی در اختیار می‌گذارد. در مقابل، نظریه جدید تجارت بین‌الملل به روشنی بیان می‌کند که منافع تجارت می‌تواند از چند منبع بنیادی افزایش یابد که عبارتند از: تفاوت در مزیت‌های نسبی و بازدهی‌های فزاینده ناشی از مقیاس.

تفاوت‌های محسوس بین نرخ‌های رشد آسیای شرقی، امریکای لاتین، و کشورهای صحرای افریقا در چند دهه گذشته به یافته‌های جدیدی درباره اثرات سیاست‌های تجاری بر رشد اقتصادی انجامیده است. در بیش‌تر سال‌های قرن بیستم، صنعتی شدن ناشی از استراتژی جایگزینی واردات به استراتژی غالب بیشتر کشورهای درحال‌توسعه تبدیل شده بود. درحالی‌که کشورهای درحال‌توسعه امریکای لاتین که از استراتژی جایگزینی واردات تبعیت می‌کردند، نرخ رشد اقتصادی نسبتاً پایین را تجربه می‌کردند، کشورهای آسیای شرقی، با به‌کارگیری سیاست‌های توسعه صادرات، در حال سبقت از دیگر کشورها بودند. این رویداد احتمالاً می‌تواند چرایی سوق یافتن پژوهش‌های تجربی به‌سمت بررسی رابطه آزادسازی تجاری با عملکرد اقتصادی کشورها از اواخر دهه ۱۹۷۰ را توضیح بدهد.

از سوی دیگر، نظریه جدید تجارت بین‌الملل بینش مهمی را در فهم ارتباط بین تجارت و رشد ارائه نموده است. به‌عنوان مثال، اگر رشد اقتصادی از محل فعالیت‌های تحقیق و

1. Rodriguez and Rodrik (2001).

توسعه حاصل شود، در آن صورت، تجارت زمینه‌ای را فراهم می‌سازد تا کشور بتواند به دانش پیشرفت‌های فناورانه شرکای تجاری خود دسترسی یابد. افزون بر این، تجارت به تولیدکنندگان اجازه می‌دهد به بازارهای بزرگ‌تری دست یافته و توسعه R&D از طریق بازدهی‌های فزاینده را به نوآوری بسط دهند. به‌ویژه این‌که تجارت امکان دسترسی کشورهای درحال‌توسعه به کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای را (که نقش حیاتی در فرآیند توسعه آن‌ها دارد) فراهم می‌سازد. درنهایت، اگر موتور رشد یک کشور معرفی کالاهای جدید است، پس تجارت نقش مهمی در رشد آن کشور از طریق فراهم ساختن دسترسی به نهاده‌ها و عرضه محصولات جدید دارد. بنابراین، می‌توان گفت کشورهای درحال‌توسعه، در مقایسه با کشورهای درحال‌توسعه که خود از نوآوری محرومند، منافع بیش‌تری را از تجارت با کشورهای توسعه‌یافته (که دارای فناوری‌های نوآورانه هستند)، کسب می‌کنند[1].

۲. ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

۲ـ۱. بازبودن و رشد اقتصادی

رابطه بازبودن با رشد اقتصادی از مباحث پرطرفدار در ادبیات رشد و توسعه است. هرچند هنوز جواب قطعی برای آن یافت نشده‌است. مطالعات نظری رشد اقتصادی در بهترین حالت به یک رابطه پیچیده و مبهم بین موانع تجاری و رشد اقتصادی اشاره دارند. ادبیات رشد درونزا شامل انواع مختلفی از مدل‌هایی است که نشان می‌دهند موانع تجاری می‌تواند به افزایش یا کاهش رشد اقتصادی در گستره جهانی بینجامد[2].

فقدان تعریف روشن از آنچه تحت عبارت آزادسازی تجاری یا «بازبودن» می‌شناسیم، نیز چالش مهم دیگر این پژوهش‌ها است. تعریف بازبودن، در طی زمان به میزان زیادی از یک حد مرزی به حد مرزی دیگری، در حال نوسان و تغییر بوده است؛ ولی، پایه‌ای‌ترین معیار بازبودن، نسبت ساده تجارت است که عبارت است از حاصل تقسیم مجموع ارزش صادرات و واردات یک کشور بر ارزش تولید ناخالص داخلی (GDP) آن کشور، Openness = (X+M)/GDP. تعداد زیادی از مطالعات تجربی از نسبت تجارت به GDP

1. Huchect-Bourdon et al. (2011).

۲. ر.ک. به:

Romer(1990), Grossman and Helpman(1990), Rivera-Batiz and Romer(1991), Matsuyama (1992).

برای بازبودن اقتصاد استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه مثبت و قوی بین بازبودن و رشد اقتصادی وجود دارد.

یانیکایا[1] در مقاله خود با عنوان «بازبودن و رشد اقتصادی: بررسی تطبیقی بین کشوری» نشان می‌دهد آزادسازی تجاری رابطه ساده و سرراستی با رشد اقتصادی ندارد. وی برای این منظور از دو گروه سنجه‌های بازبودن برای کشورهای مورد بررسی در ۱۰ سال اخیر استفاده کرده است. یافته‌های این مقاله هم‌خوانی لازم با ادبیات نظری رابطه بین بازبودن و رشد اقتصادی را دارد. اما برخلاف نگاه رایج به اثرات محدودیت‌های تجاری بر رشد اقتصادی، نتایج برآوردهای اقتصادسنجی این مقاله نشان می‌دهد که به‌ویژه برای کشورهای درحال توسعه، رابطه مثبت و در بیش‌تر موارد رابطه معناداری بین موانع تجاری و رشد اقتصادی وجود دارد.

دوریک و گالی[2]، در مقاله‌ای با عنوان «بازبودن تجارت و رشد: چه کسی نفع می‌برد؟»، با بهره‌گیری از رویکرد مدل ساختاری به تحلیل منافع پویای تجارت در بین کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای کمترتوسعه‌یافته پرداخته‌اند. این دو با به‌کارگیری مدل پانل دیتا برای برآورد مدل رشد اقتصادی ۱۲۷ کشور در دو دوره ۱۹۸۰–۱۹۶۰ و ۲۰۰۰–۱۹۸۰ به این نتیجه رسیده‌اند که نخست، تخصص‌یافتن در کالاهای اولیه برای رشد اقتصادی نامناسب است؛ دوم، هرچند بازبودن باعث تقویت همگرایی در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ شده است، اما بعد از ۱۹۸۰ منافع تجارت بیشتر عاید کشورهای ثروتمند شده‌است، و عواید اندکی نصیب کشورهای درحال‌توسعه شده‌است؛ و سوم، بیشتر منافع پویای تجارت از طریق رشد بهره‌وری حاصل شده‌است و افزایش سرمایه‌گذاری سهم کمی داشته است.

شمس‌الدینی و دیگران[3] در مقاله‌ای با عنوان «بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و بازبودن تجارت»، به‌دنبال آزمون رابطه بین بازبودن تجارت (نسبت تجارت به GDP) و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا (MENA)، به این نتیجه رسیدند که پنج کشور از این مجموعه (الجزایر، اردن، کویت، لبنان و سوریه) که اقتصاد بازتری در مقایسه با بقیه دارند، در سال‌های ۲۰۰۵–۱۹۸۰ رابطه بلندمدت و معناداری بین بازبودن و رشد اقتصادی وجود داشته است.

1. Ibid (2003).
2. Dowrick and Golley (2004).
3. Shamsedini et al. (2010).

هاچت ـ بوردن و دیگران[1] نیز در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه بین بازبودن تجارت و رشد اقتصادی: نگاهی جدید به موضوع معیارهای بازبودن»، مدل رشد اقتصادی برای ۱۵۸ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۸۰ را به روش پانل دیتا، و به‌کارگیری سنجه‌های مختلف بازبودن، برآورد کرده و چنین نتیجه گرفتند که کشورهایی که کالاهای با کیفیت بالا صادر می‌کنند با سرعت بیش‌تری رشد می‌کنند؛ الگوی غیرخطی شاخص نسبت وابستگی تجاری نشان می‌دهد در کشورهایی که در صادرات کالاهای با کیفیت پایین تخصص پیدا می‌کنند، ممکن است تجارت اثر منفی روی رشد داشته باشد و کشورهایی که تنوع صادراتی بالاتری دارند رشد اقتصادی سریع‌تری را در نتیجه آزادسازی تجارت تجربه می‌کنند.

هاسین و سیدین[2] در مقاله‌ای با عنوان «رشد اقتصادی در کشورهای ASEAN-4: تحلیل پانل دیتا» به‌دنبال آزمون رابطه بین رشد اقتصادی و متغیرهای؛ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازبودن و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، در دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۱ با استفاده از سه رهیافت pooled، اثرات ثابت و اثرات متغیر برای مدل پانل دیتا نشان دادند هم بین خود متغیرها و هم بین متغیرها و رشد اقتصادی رابطه مثبتی وجود دارد. همچنین، در این مطالعه در بین متغیرهای مدنظر، FDI به‌عنوان کاراترین عامل شناسایی شد.

بوجانکا و اولمان[3] در مقاله خود با عنوان «اثرات آزادسازی اقتصادی بر رقابت‌پذیری ملی در مراکز اصلی قدرت جهانی» به‌دنبال پاسخ به این دو پرسش‌اند که آیا رقابت‌پذیری ملی از آزادسازی اقتصادی تأثیر می‌پذیرد یا خیر و ماهیت این تأثیرات چگونه است. ایشان چنین نتیجه گرفتند که رابطه مثبتی بین رقابت‌پذیری ملی و آزادسازی اقتصادی وجود دارد. آن‌ها همچنین، با بررسی همبستگی داده‌های GCR[4] و EFW[5] نشان دادند سطح آزادی اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر رقابت‌پذیری کشورهای مورد بررسی دارد. براساس بررسی‌های اقتصادسنجی انجام شده در این مقاله، کشورهایی که اقتصاد بازتری دارند رقابت‌پذیرتر هستند. همچنین، براساس یافته‌های ایشان، استاندارد زندگی، نرخ اشتغال، بهره‌وری، موازنه بازرگانی، جذابیت ملی، و توان دستیابی به اهداف به‌طور مستقیم توسط آزادی اقتصادی تعیین می‌شوند.

1. Huchet-Bourdon (2011).
2. Hussin and Saidin (2012).
3. Bujanca and Ulman (2013).
4. Global Competitiveness Report.
5. Economic Freedom of the World.

شن و اوزکان[1] اثر عوامل برونزای تعیین‌کننده GDP در کشورهای بریکس (برزیل، روسیه، هند، چین و افریقای جنوبی) و ترکیه در دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۰ را در مقاله‌ای با عنوان «عوامل بیرونی رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه: کاربرد پانل دیتا» مورد بررسی قرار داده‌اند. برای این منظور ایشان حساب جاری، صادرات، FDI و واردات انرژی را به‌عنوان عوامل برونزای تعیین‌کننده رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی منظور کرده و وجود رابطه بلندمدت بین این عوامل و رشد اقتصادی کشورهای مذکور در دوره مورد بررسی را از طریق آزمون‌های همبستگی پدرونی، کائو و جانسن فیشر اثبات کردند.

فنیرا[2]، در مقاله خود با عنوان «بازبودن تجارت و رشد در کشورهای درحال‌توسعه: تحلیل رابطه پس از مقایسه شاخص‌های تجارت»، که با رویکرد تحلیل مقایسه‌ای شاخص‌های تجارت برای ۸۲ کشور درحال‌توسعه طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۶ و با استفاده از برآورد مدل رشد از روش پانل دیتا انجام شده است، چنین نتیجه می‌گیرد که آزادسازی تجارت اثر ضعیفی در بهبود رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه داشته است.

وهاپی، سادیکو و پتکوسکی[3] نیز اخیراً مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل تجربی اثرات بازبودن تجارت بر رشد اقتصادی: شواهد کشورهای اروپای جنوب شرقی» منتشر کرده‌اند که در آن، با استفاده از برآورد پانل دیتا با رویکرد GMM سیستمی، به بررسی رابطه بین بازبودن و رشد اقتصادی در ده کشور جنوب شرقی اروپا در سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۶ پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که: ۱) اثرات بازبودن روی رشد مثبت است، هرچند این رابطه خیلی باثبات نیست؛ ۲) کشورهایی که درآمد سرانه بالاتری دارند بیشتر از بقیه کشورها از بازبودن منتفع شده‌اند.

گوهری (۱۳۸۷) نیز در پایان‌نامه خود با عنوان «بررسی رابطه میان درجه بازبودن اقتصاد و رشد اقتصادی» با استفاده از سیستم معادلات همزمان در سه بخش صنعت، خدمات و کشاورزی ۲۴ کشور جهان از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۴ به برآوردهای اقتصادسنجی پرداخته و نشان دادند درجه بازبودن و اندازه بازار داخلی در بخش‌های صنعت و خدمات اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی داشته است. بنابراین، به اعتقاد وی، تجارت زمینه افزایش صنعتی‌شدن در کشورهای درحال‌توسعه را فراهم می‌سازد.

1. Şen and Özkan (2014).
2. Fenira (2015).
3. Vehapi, Sadiku and Petkovski (2015).

طیبی (۱۳۹۲) در مطالعه خود، با استفاده از مدل پانل دیتای پویا به بررسی آثار درجه بازبودن تجاری کشورها و نیز مکانیزم جذب سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی بر سرمایه‌گذاری داخلی و رشد اقتصادی در ده کشور درحال‌توسعه آسیایی پرداخته است. براساس نتایج مطالعه وی، سرمایه‌گذاری داخلی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، درجه بازبودن تجاری و سرمایه انسانی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی این کشورها داشته، اما تورم و توسعه مالی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته‌اند. همچنین مشاهده شده که رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی اثر مثبت و معناداری بر سرمایه‌گذاری داخلی این کشورها دارد، اما درجه بازبودن تجاری اثر منفی و معناداری بر سطح سرمایه‌گذاری این کشورها در دوره بررسی داشته است.

کاوند (۱۳۹۶) نیز به بررسی اعتبار مدل رشد مقید به تراز پرداخت‌ها در ایران در سال‌های ۹۳-۱۳۵۷ پرداخته و نشان می‌دهد اگر دوره مذکور به دو دوره تقسیم شود: در دوره اول، متوسط نرخ‌های رشد مقید به تراز پرداخت‌ها از متوسط نرخ‌های رشد واقعی بیش‌تر می‌شود که می‌تواند ناشی از بیشتر بودن متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی از متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی باشد. در دوره دوم، متوسط نرخ‌های رشد مقید به تراز پرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی کاهش یافته و در برخی دهه‌ها منفی شده است. این امر در نتیجه کمتر شدن متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی از متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی است. در دوره دوم، تفاضل متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی نسبتا کمتر شده و این دو نرخ به هم نزدیک شده‌اند.

۲ـ۲. الحاق به WTO و رشد اقتصادی

مطالعات اخیر اختلاف نظرهای موجود درباره آثار الحاق به WTO بر منافع تجاری کشورهای عضو را پررنگ‌تر کرده‌اند. سوبرامانیان و وی[1] معتقدند WTO (و سلف آن GATT) به رشد و توسعه تجارت جهانی کمک شایان توجهی کرده‌اند، به‌طوری‌که طبق برآورد ما، تنها در سال ۲۰۰۰، WTO توانسته است باعث رشد ۴۴ درصدی واردات جهانی شده و آن را به میزان ۳۰۰۰ میلیارد دلار ارتقاء بخشد. سوبرامانیان و وی معتقدند

1. Subramanian and Wei (2003); 3.

عضویت در WTO می‌تواند هم کشورهای توسعه‌یافته و هم کشورهای درحال‌توسعه را (البته به روش‌های متفاوت) تحت تأثیر قرار دهد. ضمن این‌که، تأثیر عضویت در WTO بر بخش‌های مختلف اقتصاد هر کشور نیز کاملاً متفاوت خواهد بود.

این ارزیابی‌ها در مقالات دیگری به نقد کشیده شده‌اند: برای مثال رز[1]، معتقد است هیچ‌گونه شواهد و نتایج آماری معناداری درباره آثار عضویت در WTO بر جریان تجارت دوجانبه بین کشورهای عضو به دست نیامده است. همچنین، فرانتینو[2] آثار الحاق به WTO بر حکمرانی را تجزیه و تحلیل کرده است. وی آثار عضویت در موافقتنامه‌های تجارت آزاد امریکای شمالی[3] بر حکمرانی کشورهای عضو را مورد مقایسه قرار داده و چنین نتیجه می‌گیرد که تحلیل شاخص‌های حکمرانی جهانی هیچ‌گونه رابطه معناداری بین دوره مذاکرات یا حضور کشورهای عضو و پیشرفت حکمرانی آن‌ها نشان نمی‌دهد.

لی و وو[4] نیز در یک طرح پژوهشی با عنوان «الحاق به سازمان جهانی تجارت و رشد»، که در دانشگاه علوم و تکنولوژی هنگ کنگ به انجام رسانده‌اند، به‌دنبال پاسخگوئی به این سوال که، آیا عضویت در WTO به رشد اقتصادی سریع‌تر منجر می‌شود یا خیر؟، تحقیق خود را در حوزه تحقیقات رابطه بین رشد و بازبودن سازماندهی کرده و براساس رویدادسنجی الحاق ۷۴ کشور به WTO/GATT در دوره ۹۸-۱۹۶۰ به این نتیجه رسیدند که فقط کشورهای با درآمد بالا (با درآمد سرانه بیش از ۳۰۰۰ دلار) پس از عضویت توانسته‌اند به‌طور معناداری به رشد اقتصادی سریع‌تری دست یابند. این در حالی است که برای کشورهای با درآمد پایین، باز کردن اقتصاد برای پیوستن به همگرایی بین‌المللی و دستیابی به رشد سریع‌تر اقتصادی کافی نبوده است. همچنین، ایشان دریافتند اقتصادهای دارای نظام رویه‌های قضایی[5]، پس از الحاق رشد سریع‌تری را تجربه کرده‌اند، درحالی که اقتصادهای با منشاء قانونی قاره‌ای (اروپا) پیشرفت ملایمی داشته و اقتصادهای سوسیالیستی (سابق) رشد به‌مراتب کمتری داشته‌اند. براساس این یافته‌ها، بازبودن تنها در شرایطی به رشد اقتصادی بالاتر می‌انجامد که توسط نهادهای اقتصادی متناسب و کارآمد پشتیبانی شود.

1. Rose (2004,2005 and 2006).
2. Ktino (2006).
3. North American FTAs.
4. Li and Wu (2003).
5. Common Law Origin.

تانگ و وی[1] پیامدهای الحاق به سازمان جهانی تجارت بر درآمد و سرمایه‌گذاری را در کشورهای عضو مورد مطالعه قرار داده‌اند. این دو در مطالعات خود به شواهدی دست یافته‌اند که نشان می‌دهد الحاق به WTO تنها در صورتی به تحریک و جلب سرمایه‌گذاری خارجی و افزایش درآمد می‌انجامد که کشورها رویه‌های الحاق به WTO را با درایت و همه‌جانبه‌نگری اتخاذ کرده باشند. آن‌ها همچنین نشان دادند که الزامات سیاسی الحاق به WTO (فرایند مذاکرات الحاق)، به‌ویژه برای کشورهایی که از ضعف در حکمرانی برخوردار هستند، بسیار مفید و مؤثر بوده‌است.

گو و فنگ[2] در مقاله دیگری تحت عنوان «مدل‌سازی اثرات بحران مالی و الحاق به WTO بر صادرات چین به آلمان» با بهره‌گیری از روش سهم بازار ثابت[3] (CMS) به این نتیجه رسیده‌اند که، الحاق چین به سازمان جهانی تجارت اثر منفی کوتاه‌مدت بر صادرات چین و سهم بازار آن در محصولات صنعتی داشته است. لیکن، اثرات الحاق در بلندمدت بر صادرات و سهم بازار این کشور مثبت بوده است. همچنین، مدل CMS نشان داد که رشد ناشی از رقابت‌پذیری صادرات چین به آلمان بعد از پیوستن به WTO بیش‌تر از دوره قبل از الحاق آن کشور بوده است.

فتحی (۱۳۹۰) نیز با استفاده از تحلیل‌های مقایسه تطبیقی به بررسی اثرات الحاق به WTO بر سیاست‌های اقتصادی داخلی و شاخص‌های نهادی کشورهای تازه‌ملحق‌شده به آن سازمان، در مقایسه با اعضای مؤسس WTO و کشورهای غیرعضو، پرداخته و نشان می‌دهد وضعیت شاخص‌های مربوط به آزادسازی اقتصادی و تجاری و شاخص‌های نهادی عمده کشورهای ملحق‌شده به سازمان جهانی تجارت، نه‌تنها پس از عضویت کامل، بلکه در فرآیند مذاکرات الحاق نیز بهبود نسبی پیدا کرده است.

مطالعات خارجی و داخلی مورد بررسی به ابعاد مختلف موضوع پرداخته و هرکدام در بررسی بخشی از موضوعات و متغیرهای مورد نظر در مدل مفهومی این تحقیق راهگشا بوده‌اند. در حوزه مدل رشد و ارتباط آن با بازبودن می‌توان به مطالعات؛ رودریگز و رودریک (۲۰۰۱)، یانیکایا (۲۰۰۳)، دوریک و گالی (۲۰۰۴)، شمس‌الدینی و دیگران (۲۰۱۰)،

1. Tang and Wei (2006).
2. Gou and Feng (2013).
3. Constant Market Share.

هاسین و سیدین (۲۰۱۲)، بوجانکا و اولمان (۲۰۱۳)، هاچت ـ بوردن و دیگران (۲۰۱۳)، شن و اوزاکان (۲۰۱۴)، فنیرا (۲۰۱۵)، وهاپی، سادیکو و پتکوسکی (۲۰۱۵) و گوهری (۱۳۸۷) اشاره کرد. درباره آثار و پیامدهای الحاق به WTO مطالعات لی و وو (۲۰۰۳)، تانگ و وی (۲۰۰۶)، گو و فنگ (۲۰۱۳)، و فتحی (۱۳۹۰) مباحث قابل استفاده‌ای ارائه کرده‌اند. و بالاخره، در زمینه روش‌های مدل‌سازی و تحلیل کمّی مورد نیاز تحقیق حاضر از مطالعات یانیکایا (۲۰۰۳)، دوریک و گالی (۲۰۰۴)، شمس‌الدینی و دیگران (۲۰۱۰)، هاسین و سیدین(۲۰۱۲)، بوجانکا و اولمان (۲۰۱۳)، گو و فنگ (۲۰۱۳)، هاچت ـ بوردن و دیگران (۲۰۱۳)، شن و اوزکان (۲۰۱۴)، فنیرا (۲۰۱۵)، وهاپی، سادیکو و پتکوسکی (۲۰۱۵)،گوهری (۱۳۸۷)، و ندیری و محمدی (۱۳۹۰)، بهره فراوان برده‌ایم.

در عین حال، دو تفاوت اصلی بین تحقیق حاضر و مطالعات مورد بررسی وجود دارد. اول این‌که، در این تحقیق دوره بررسی به سه دوره (قبل از پذیرش عضویت ناظر؛ فرآیند مذاکرات الحاق؛ عضویت کامل) تقسیم شده است. دوم این‌که، از مدل پانل دیتای پویا با رویکرد Panel GMM برای شبیه‌سازی جنبه‌های مختلف آثار الحاق به WTO (بازبودن، مذاکرات تجاری و عضویت کامل) با توجه به تجربه کشورهای ملحق‌شده و تعمیم آن به اقتصاد ایران استفاده شده است؛ درحالی‌که مطالعات انجام‌شده تاکنون بیش‌تر آثار الحاق بر متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی کشورهای عضو یا ایران را برآورد یا مورد تحلیل قرار داده‌اند. با این وجود، هریک از مطالعات مورد بررسی در قسمت ادبیات موضوع و مطالعات انجام‌شده، نقش ارزنده‌ای در تکمیل دانش ما در حوزه‌های ذیربط تحقیق حاضر داشته است.

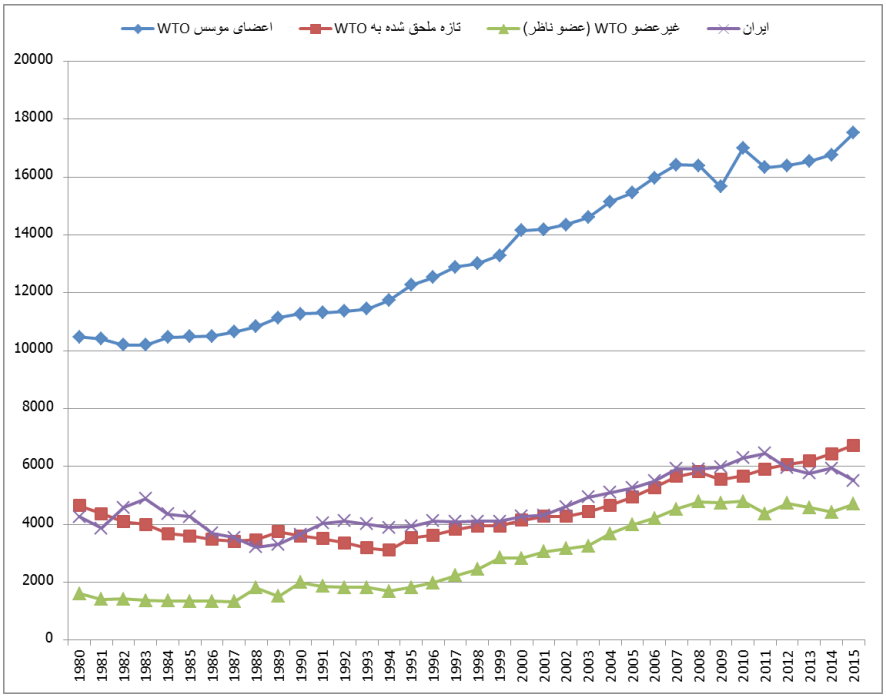
۳. بررسی تطبیقی وضعیت شاخص‌های اقتصادی ایران و کشورهای عضو مؤسس، ملحق‌شده و غیرعضو WTO

تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPPC)**:** جدول (۱) و نمودار(۱) روند تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰) را برای سه گروه کشورهای مورد بررسی در سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۸۰ نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، کشورهای مؤسس سازمان، به‌دلیل سابقه طولانی توسعه در این کشورهای پیشتاز اقتصاد جهانی، به‌ویژه

جدول ۱ـ مقایسه تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه ایران با کشورهای مورد نظر (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰)

سال	اعضای موسس WTO	تازه ملحق شده به WTO	غیرعضو WTO (عضو ناظر)	ایران
۱۹۸۰	۱۰,۴۸۲.۶۹	۴,۶۴۸.۳۰	۱,۶۱۲.۱۳	۴,۲۷۰.۰۹
۱۹۸۱	۱۰,۴۰۹.۴۷	۴,۳۶۹.۳۴	۱,۴۰۸.۴۴	۳,۸۷۲.۵۲
۱۹۸۲	۱۰,۲۰۳.۷۹	۴,۰۹۵.۶۵	۱,۴۲۹.۴۶	۴,۵۸۱.۴۵
۱۹۸۳	۱۰,۱۹۵.۲۷	۴,۰۰۳.۰۲	۱,۳۷۴.۶۶	۴,۸۸۵.۳۸
۱۹۸۴	۱۰,۴۶۰.۶۳	۳,۶۷۹.۷۶	۱,۳۵۷.۸۴	۴,۳۵۴.۹۷
۱۹۸۵	۱۰,۴۸۸.۹۸	۳,۶۰۰.۵۱	۱,۳۴۷.۹۲	۴,۲۶۱.۶۶
۱۹۸۶	۱۰,۵۰۳.۷۳	۳,۴۸۱.۴۱	۱,۳۴۵.۱۹	۳,۶۹۵.۰۵
۱۹۸۷	۱۰,۶۵۱.۳۸	۳,۴۱۰.۰۵	۱,۳۲۸.۷۳	۳,۵۴۸.۳۲
۱۹۸۸	۱۰,۸۴۰.۲۸	۳,۴۶۶.۵۷	۱,۸۰۶.۵۸	۳,۲۱۴.۱۴
۱۹۸۹	۱۱,۱۳۳.۳۷	۳,۷۵۰.۱۲	۱,۵۲۲.۷۶	۳,۳۰۵.۳۳
۱۹۹۰	۱۱,۲۶۹.۱۰	۳,۶۰۳.۳۲	۲,۰۰۰.۸۷	۳,۶۵۸.۸۳
۱۹۹۱	۱۱,۳۰۶.۴۶	۳,۵۰۴.۱۹	۱,۸۶۴.۲۱	۴,۰۴۳.۵۵
۱۹۹۲	۱۱,۳۶۹.۲۴	۳,۳۶۷.۵۵	۱,۸۲۷.۴۱	۴,۱۱۶.۴۰
۱۹۹۳	۱۱,۴۴۶.۳۵	۳,۱۹۳.۲۲	۱,۸۱۵.۶۷	۴,۰۰۸.۸۳
۱۹۹۴	۱۱,۷۳۹.۵۱	۳,۱۰۹.۵۵	۱,۶۸۷.۸۴	۳,۸۹۵.۰۹
۱۹۹۵	۱۲,۲۶۶.۹۴	۳,۵۲۸.۲۱	۱,۸۲۱.۵۱	۳,۹۳۴.۵۶
۱۹۹۶	۱۲,۵۳۳.۸۰	۳,۶۲۲.۶۲	۱,۹۷۶.۶۴	۴,۱۱۶.۹۹
۱۹۹۷	۱۲,۸۹۷.۳۵	۳,۸۲۰.۹۶	۲,۲۳۸.۹۳	۴,۰۹۷.۷۷
۱۹۹۸	۱۳,۰۰۵.۰۵	۳,۹۴۵.۶۳	۲,۴۴۴.۳۳	۴,۱۰۴.۷۵
۱۹۹۹	۱۳,۲۹۳.۹۰	۳,۹۵۰.۶۹	۲,۸۳۸.۵۱	۴,۱۱۱.۷۱
۲۰۰۰	۱۴,۱۵۰.۴۷	۴,۱۴۱.۴۸	۲,۸۲۴.۶۸	۴,۲۸۱.۳۶
۲۰۰۱	۱۴,۱۸۶.۷۹	۴,۲۷۲.۸۸	۳,۰۵۸.۳۵	۴,۳۲۰.۶۲
۲۰۰۲	۱۴,۳۵۷.۴۶	۴,۲۷۲.۲۷	۳,۱۵۸.۸۲	۴,۶۰۸.۷۰
۲۰۰۳	۱۴,۶۰۹.۶۶	۴,۴۳۶.۷۲	۳,۲۵۷.۷۳	۴,۹۴۶.۵۴
۲۰۰۴	۱۵,۱۴۵.۵۵	۴,۶۶۰.۴۰	۳,۶۸۴.۱۷	۵,۱۰۱.۵۱
۲۰۰۵	۱۵,۴۵۳.۰۵	۴,۹۴۰.۲۵	۳,۹۸۹.۹۷	۵,۲۵۵.۵۵
۲۰۰۶	۱۵,۹۶۶.۳۳	۵,۲۷۲.۴۴	۴,۲۱۵.۲۶	۵,۴۹۲.۶۰
۲۰۰۷	۱۶,۴۱۸.۲۸	۵,۶۵۹.۰۰	۴,۵۲۹.۲۰	۵,۹۲۶.۶۵
۲۰۰۸	۱۶,۳۸۹.۶۸	۵,۸۲۳.۶۹	۴,۷۸۱.۴۰	۵,۹۱۴.۶۱
۲۰۰۹	۱۵,۶۶۸.۶۹	۵,۵۵۵.۹۱	۴,۷۴۰.۳۶	۵,۹۸۲.۲۱
۲۰۱۰	۱۶,۹۹۹.۲۹	۵,۶۷۰.۵۹	۴,۷۹۶.۷۴	۶,۲۹۹.۹۲
۲۰۱۱	۱۶,۳۳۰.۱۰	۵,۹۱۶.۳۳	۴,۳۶۸.۰۳	۶,۴۵۵.۲۱
۲۰۱۲	۱۶,۳۹۳.۴۶	۶,۰۷۲.۱۵	۴,۷۳۱.۵۲	۵,۹۵۱.۶۱
۲۰۱۳	۱۶,۵۴۵.۴۰	۶,۱۸۴.۲۴	۴,۵۸۴.۰۳	۵,۷۶۲.۵۲
۲۰۱۴	۱۶,۷۷۲.۸۸	۶,۴۴۵.۵۳	۴,۴۲۷.۰۰	۵,۹۳۶.۵۴
۲۰۱۵	۱۷,۵۱۸.۹۸	۶,۷۳۰.۵۶	۴,۷۰۸.۵۴	۵,۵۱۰.۲۵
متوسط دوره	**۱۳,۳۱۶.۸**	**۴,۴۵۰.۱**	**۲,۸۰۲.۹**	**۴,۶۶۱.۸**

منبع: محاسبات محقق



نمودار ۱ـ مقایسه روند تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه ایران با کشورهای مورد نظر (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰)

کشورهای توسعه‌یافته، با فاصله قابل‌ملاحظه‌ای نسبت به دو گروه کشورهای دیگر، دارای GDP سرانه بالاتری هستند. در سال ۲۰۱۵، متوسط تولید ناخالص داخلی این ۱۲۸ کشور به ۱۷۵۱۹ دلار رسیده که سالانه به‌طور متوسط ۱٫۴۸ درصد رشد داشته است. کشورهای تازه‌ملحق‌شده در سطح پایین‌تر از کشورهای مؤسس ولی بالاتر از کشورهای غیرعضو سازمان قرار دارند و متوسط GDP سرانه آن‌ها از حدود ۴۶۴۸ دلار در سال ۱۹۸۰ به ۶۷۳۰ دلار در سال ۲۰۱۵ افزایش یافت که البته رشد متوسط سالانه آن اندکی کمتر از گروه اول و در حدود ۱٫۰۶ درصد در سال بوده است. این در حالی است که متوسط GDP سرانه کشورهای غیرعضو WTO در سال ۲۰۱۵ تنها ۴۷۰۸ دلار بوده است. البته با وجود نوسانات دوره‌ای که جز در موارد خاص طبیعت سیکل‌های تجاری محسوب می‌شود، روند این شاخص برای این گروه از کشورها نیز صعودی بوده و سالانه به‌طور متوسط ۳٫۱۱ درصد رشد داشته است. همچنین، نرخ رشد کشورهای غیرعضو WTO (که به‌استثنای

ایران اقتصادهای خیلی کوچک در مقیاس جهانی محسوب می‌شوند) بیش‌تر به‌دلیل مقادیر بسیار پایین GDP سرانه آن‌ها در سال‌های ابتدایی دوره بوده و می‌توان گفت فرضیه «مزیت عقب‌ماندگی» در مورد این گروه از کشورها صادق است.

متوسط GDP سرانه ایران بالاتر از کشورهای غیرعضو و به‌طور متوسط در حد میانگین کشورهای تازه‌ملحق‌شده به WTO قرار دارد. شاخص GDP سرانه ایران به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰، از حدود ۴۲۷۰ دلار در سال ۱۹۸۰ به سطح ۶۴۵۵ دلار در سال ۲۰۱۱ افزایش یافته که هرچند در مقایسه با کشورهای مؤسس سازمان و اعضای ناظر WTO، روند رشد ملایم‌تری را تجربه کرده است (سالانه ۱/۳۴ درصد)، ولی سرعت رشد اقتصاد ایران در این سال‌ها از متوسط رشد کشورهای تازه ملحق‌شده بیش‌تر بوده است. در سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۵ ــ به‌ویژه به‌دلیل تحریم‌های بین‌المللی هسته‌ای ــ شاخص GDP سرانه ایران کاهش یافته و درنهایت به سطح ۵۵۱۰ دلار در سال ۲۰۱۵ تنزل یافته است. پیش‌بینی می‌شود باتوجه به رفع تحریم‌های بین‌المللی و رشد اقتصادی کشور در دو سال گذشته روند بهبودی این شاخص سرعت بیش‌تری یابد.

بانک جهانی در تازه‌ترین گزارش خود، نرخ رشد اقتصادی ایران در سال ۲۰۱۶ را ۴/۶ درصد برآورد و برای سال ۲۰۱۷ نیز ۵/۲ درصد پیش‌بینی کرده است. براساس گزارش «چشم‌انداز اقتصادی ایران» بانک جهانی، ایران در سال ۲۰۱۷ پس از کشور جیبوتی بالاترین نرخ رشد اقتصادی را در منطقه خاورمیانه و شمال افریقا خواهد داشت[1]. همچنین، بنابر پیش‌بینی این بانک، نرخ رشد اقتصادی ایران در سال‌های ۲۰۱۸ و ۲۰۱۹ نیز به‌ترتیب ۴/۸ و ۴/۵ درصد خواهد بود. این در حالی است که بانک جهانی (۲۰۱۷) نرخ رشد اقتصادی جهان در سال ۲۰۱۶ را به میزان ۲/۳ درصد برآورد کرده که در مقایسه با سال پیش از آن ۰/۴ درصد کاهش دارد.

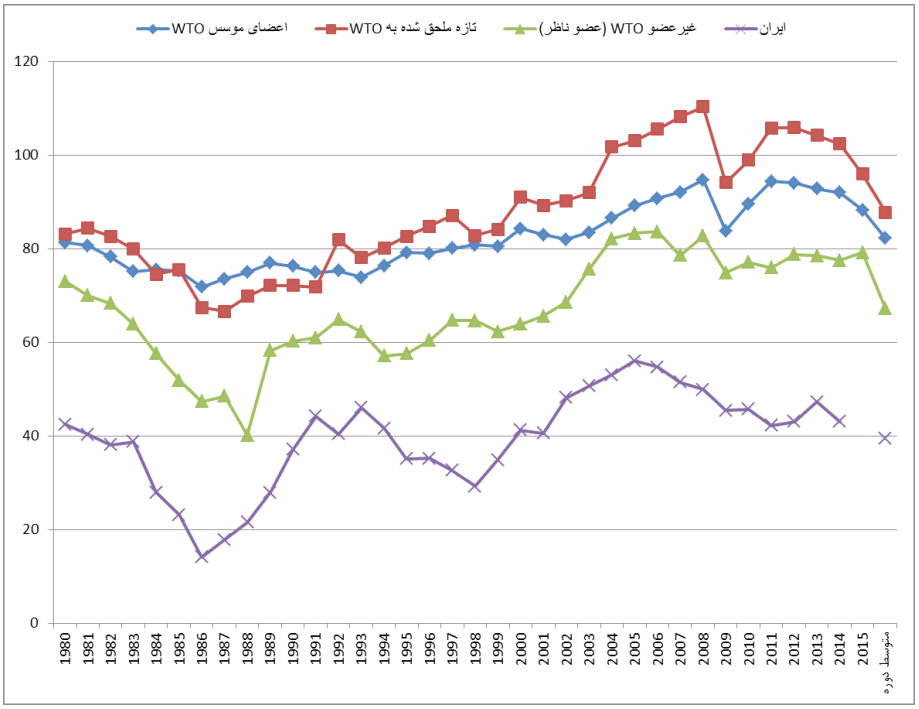
شاخص بازبودن تجارت: همان‌طورکه در جدول (۲) و نمودار (۲) مشاهده می‌شود، روند شاخص نسبت تجارت به GDP در هر سه گروه کشورهای مورد بررسی، به‌رغم برخورداری از بعضی نوسانات دوره‌ای، صعودی است. در سال ۱۹۸۰ متوسط شاخص بازبودن برای اعضای مؤسس WTO حدود ۸۱/۵ درصد بوده و تا سطح ۹۴/۷ درصد در

1. The World Bank (2016).

جدول ۲ـ مقایسه تغییرات شاخص بازبودن تجارت ایران با کشورهای مورد نظر

سال	اعضای مؤسس WTO	تازه ملحق‌شده به WTO	غیر عضو WTO (عضو ناظر)	ایران
۱۹۸۰	۸۱/۳۵	۸۳/۱۴	۷۳/۰۷	۴۲/۴۸
۱۹۸۱	۸۰/۶۵	۸۴/۴۲	۷۰/۰۰	۴۰/۳۱
۱۹۸۲	۷۸/۲۶	۸۲/۶۸	۶۸/۳۴	۳۸/۰۶
۱۹۸۳	۷۵/۱۳	۷۹/۹۰	۶۳/۸۷	۳۸/۷۳
۱۹۸۴	۷۵/۵۳	۷۴/۵۲	۵۷/۶۳	۲۷/۹۳
۱۹۸۵	۷۵/۳۱	۷۵/۵۴	۵۱/۸۹	۲۳/۱۷
۱۹۸۶	۷۱/۷۹	۶۷/۴۰	۴۷/۳۷	۱۴/۱۴
۱۹۸۷	۷۳/۵۲	۶۶/۶۴	۴۸/۵۰	۱۷/۸۸
۱۹۸۸	۷۴/۹۹	۶۹/۸۳	۴۰/۱۶	۲۱/۵۸
۱۹۸۹	۷۶/۹۵	۷۲/۱۴	۵۸/۲۷	۲۷/۹۴
۱۹۹۰	۷۶/۳۱	۷۲/۱۳	۶۰/۲۳	۳۷/۰۸
۱۹۹۱	۷۴/۹۷	۷۱/۷۹	۶۱/۰۲	۴۴/۱۹
۱۹۹۲	۷۵/۲۹	۸۱/۹۲	۶۴/۸۹	۴۰/۴۰
۱۹۹۳	۷۳/۹۱	۷۸/۱۳	۶۲/۲۰	۴۶/۰۴
۱۹۹۴	۷۶/۴۱	۸۰/۱۹	۵۷/۰۸	۴۱/۶۱
۱۹۹۵	۷۹/۲۱	۸۲/۶۶	۵۷/۵۷	۳۵/۱۴
۱۹۹۶	۷۸/۹۸	۸۴/۸۳	۶۰/۴۲	۳۵/۲۲
۱۹۹۷	۸۰/۰۹	۸۷/۱۱	۶۴/۶۹	۳۲/۶۵
۱۹۹۸	۸۰/۸۶	۸۲/۸۴	۶۴/۶۱	۲۹/۲۳
۱۹۹۹	۸۰/۵۱	۸۴/۱۲	۶۲/۲۷	۳۴/۸۹
۲۰۰۰	۸۴/۳۳	۹۱/۰۰	۶۳/۹۰	۴۱/۲۶
۲۰۰۱	۸۲/۹۶	۸۹/۲۴	۶۵/۶۲	۴۰/۵۴
۲۰۰۲	۸۲/۰۱	۹۰/۲۸	۶۸/۶۱	۴۸/۱۷
۲۰۰۳	۸۳/۴۴	۹۲/۰۳	۷۵/۶۲	۵۰/۶۸
۲۰۰۴	۸۶/۴۹	۱۰۱/۷۸	۸۲/۱۹	۵۳/۰۹
۲۰۰۵	۸۹/۱۷	۱۰۳/۰۳	۸۳/۳۰	۵۶/۰۵
۲۰۰۶	۹۰/۷۸	۱۰۵/۵۱	۸۳/۶۶	۵۴/۶۹
۲۰۰۷	۹۲/۱۰	۱۰۸/۱۶	۷۸/۵۹	۵۱/۵۲
۲۰۰۸	۹۴/۷۱	۱۱۰/۳۲	۸۲/۷۶	۴۹/۹۰
۲۰۰۹	۸۳/۷۷	۹۴/۱۶	۷۴/۸۶	۴۵/۴۲
۲۰۱۰	۸۹/۶۲	۹۸/۹۱	۷۷/۰۸	۴۵/۷۴
۲۰۱۱	۹۴/۴۰	۱۰۵/۷۹	۷۵/۹۶	۴۲/۲۱
۲۰۱۲	۹۴/۰۶	۱۰۵/۸۸	۷۸/۷۸	۴۳/۰۹
۲۰۱۳	۹۲/۸۳	۱۰۴/۲۵	۷۸/۵۱	۴۷/۲۶
۲۰۱۴	۹۱/۹۶	۱۰۲/۴۰	۷۷/۵۲	۴۳/۰۶
۲۰۱۵	۸۸/۲۷	۹۵/۹۶	۷۹/۲۱	
متوسط دوره	**۸۲/۲۵**	**۸۷/۸۰**	**۶۷/۲۳**	**۳۹/۴۷**

منبع: محاسبات محقق.



نمودار ۲ـ مقایسه روند تغییرات شاخص بازبودن تجارت ایران با کشورهای مورد نظر

سال ۲۰۰۸ افزایش یافته است. با وقوع بحران مالی جهانی در این سال و درپیش‌گرفتن سیاست‌های حمایت‌گرایانه در اکثر اقتصادهای بزرگ جهان ــ از جمله امریکا ــ اندکی از سرعت رشد تجارت جهانی کاسته شد و نسبت تجارت به GDP این گروه از کشورها با کاهش نسبی به حدود ۸۸/۲۷ درصد در سال ۲۰۱۵ رسید؛ درحالی‌که، کشورهای تازه ملحق‌شده به WTO همزمان با فرآیند مذاکرات الحاق و عضویت کامل در آن سازمان، تجارت خود را با سرعت بیش‌تری رشد داده و متوسط شاخص بازبودن تجارت برای این گروه کشورها از حدود ۸۳ درصد در سال ۱۹۸۰ به سطح ۱۰۸/۱۶ درصد در سال ۲۰۰۸ افزایش یافت. البته این کشورها هم از اثرات نسبی بحران مالی جهانی مصون نماندند و نسبت تجارت‌شان تا ۹۵/۹۶ درصد GDP تنزل یافت.

نکته مهم دیگری که تقریباً برای تمام کشورهای مورد بررسی صادق است، سیر نزولی

شاخص بازبودن تجارت در سال‌های پیش از تأسیس WTO است، اما به‌محض تأسیس این سازمان در سال ۱۹۹۵ (که خود نتیجه رویکرد آزادسازی تجاری کشورها در مذاکرات تجاری دور اروگوئه است)، شاهد کاهش تعرفه‌ها و دیگر محدودیت‌های تجاری و در نتیجه، سرعت گرفتن رشد تجارت از رشد اقتصادی کشورها و درنهایت سیر صعودی نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی آن‌ها هستیم (البته همان‌طورکه اشاره شد، بعد از بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ یک وقفه نسبی در آن اتفاق افتاده است).

در مورد ایران به‌عنوان بزرگترین اقتصاد غیرعضو WTO موضوع متفاوت‌تر به‌نظر می‌رسد. اول این‌که، متوسط شاخص بازبودن برای اقتصاد ایران همواره پایین‌تر از هر سه گروه کشورها بوده و حاکی از بسته‌تر بودن کشور ما در مقایسه با دیگر کشورهای قابل مقایسه جهان است. متوسط نسبت تجارت به GDP ایران در دوره بررسی حدود ۳۹ درصد بوده است که حدود نصف کشورهای غیرعضو WTO است. این‌درحالی‌است‌که ایران یک اقتصاد نفتی است، و اگر صادرات غیرنفتی را در نظر بگیریم اقتصاد کشور در مقایسه با مقیاس خود بسیار بسته می‌باشد. دوم این‌که، با همه بسته بودن، به هر حال اقتصاد ایران از روندهای جهانی در امان نبوده و تحت تأثیر نوسانات مثبت و منفی اقتصاد جهانی قرار گرفته است. لذا این استدلال که عدم همگرایی در اقتصادی جهانی می‌تواند اقتصاد کشور را از انواع نوسانات جهانی محفوظ بدارد کاملاً مردود است.

با توجه به شکاف نسبی موجود بین متوسط تعرفه‌های مورد عمل ایران با بقیه کشورهای مورد بررسی، توصیه می‌شود نسبت به ساماندهی تدریجی تعرفه‌های کشور اقدام شود. در این‌باره، توجه به ساختار منطقی تعرفه‌ها باید به نحوی تأکید شود که حمایت‌ها به‌سمت محصولات کشاورزی و صنایع مزیت‌دار و نوپا اصلاح شود. به این ترتیب، بخش‌های مزیت‌دار اقتصاد کشور امکان بیش‌تری برای مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی یافته و به رشد بالاتری دست می‌یابد.

۴. تصریح مدل و تحلیل نتایج برآوردها

در این پژوهش برای آن‌که بتوانیم همزمان اثرات پویایی در خصوصیات کشورها و اثرات زمان را در قالب یک مدل پانل دیتای پویا (Panel GMM) بسنجیم، داده‌های تلفیقی ۱۷۹

کشور جهان ــ شامل ۱۲۸ کشور عضو موافقتنامه GATT و مؤسس WTO در سال ۱۹۹۵؛ ۳۳ کشور ملحق‌شده به سازمان (از ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۶)؛ و ۱۸ کشور متقاضی عضویت (از جمله ایران) که مشغول فرآیند مذاکرات الحاق هستند ــ در سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ در قالب داده‌های پانل، به‌کار گرفته شده است.

با توجه به ماهیت داده‌های تلفیقی، از نظر گستردگی اطلاعات در مقاطع (۱۷۹ کشور) و دوره‌های زمانی (۳۶ سال)، از مدل اقتصادسنجی پانل دیتا (Panel Data) استفاده شده و یکی از مزایای فراوانی که برای روش پانل دیتا برمی‌شمارند، توانایی آن در مدل ساختن پویایی‌های فردی است. بیش‌تر مدل‌های اقتصادی نشان می‌دهند رفتار جاری به رفتار گذشته وابسته است، بنابراین، در بیشتر موارد مایلیم یک مدل پویا در سطح اشخاص (اعم از حقیقی یا حقوقی ــ نظیر بنگاه‌ها یا کشورهای مختلف) تخمین بزنیم، این توانایی مختص و منحصربه مدل‌های پانل دیتا است[1]. از آنجا که رشد اقتصادی کشورها نیز بدون تردید در معرض رفتارها و ویژگی‌های گذشته نهادها و سیاست‌های اقتصادی کشورهای مختلف قرار دارد، از این‌رو، مناسب است در تخمین مدل رشد اقتصادی از این ویژگی منحصربه‌فرد مدل‌های پانل‌دیتا بهره بگیریم.

مدل فرضی این تحقیق برای برآورد اثرات بازبودن و الحاق به WTO بر رشد اقتصادی، در قالب بسط رومری الگوی رشد سولو (در بردارنده تجارت خارجی) به شکل زیر در نظر گرفته شده است:

$$y_{it}=X'_{it}\beta+D'_{it}\gamma+\alpha+u_i+\varepsilon_{it} \qquad (۱۰$$

که در آن، y_{it} بیانگر GDP سرانه، X_{it} ماتریس متغیرهای مستقل تعیین‌کننده رشد اقتصادی براساس مبانی نظری رشد (همچون موجودی نیروی‌کار، موجودی سرمایه، تشکیل سرمایه ثابت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بازبودن و ...) و D_{it} ماتریس متغیرهای مجازی الحاق به WTO (شامل دوره فرآیند مذاکرات الحاق و دوره عضویت کامل) است.

در مدل‌های پانل، روش اثرات ثابت برآوردگر متداولی است که اثرات ویژگی‌های کشوری (زمان ثابت) و تغییرات/خصوصیات زمانی (افراد ثابت) هر دو را در برمی‌گیرد.

1. Verbeek (2004); p. 360.

اما، برآورد مدل‌های ایستا یا درون‌گروهی و همچنین مدل‌های پویا با استفاده از OLS به‌طور بالقوه به نتایج تورش‌دار می‌انجامد. این مدل‌ها معمولاً با مشکلات پیش‌پاافتاده‌ای مواجه‌اند، به‌ویژه در مدل‌های رگرسیون رشد. اول این‌که متغیرهای توضیحی بالقوه درونزا بوده و ممکن است با خطای اندازه‌گیری مواجه باشند ــ به‌ویژه وقتی دوره زمانی کوتاه باشد؛ دوم این‌که متغیرهای حذف‌شده ممکن است برآوردها را با تورش مواجه کنند[1].

برای مواجهه با این مشکلات، آرلانو و باند[2] مدل پانل دیتای پویا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] را پیشنهاد دادند که از متغیر برونزای باوقفه به‌عنوان متغیر توضیحی استفاده می‌کند. در استراتژی برآورد آرلانو و باند لازم است از تفاضل مرتبه اول[4] برای از بین بردن اثر خاص کشوری استفاده شود. برای مثال:

$$lny_{it}-lny_{it-1}=\alpha_0+\gamma(lny_{it-1}-lny_{it-2})+\beta'(lnX_{it}-lnX_{it-1})+(\varphi_t-\varphi_{t-1})+(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{it-1}) \quad (11$$

از آنجا که جمله خطای $(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{it-1})$ توسط متغیر وابسته باوقفه جدید $(lny_{it-1}-lny_{it-2})$ تصحیح می‌شود، از این‌رو، برآوردگر درون‌گروهی تورش‌دار خواهدبود. بلاندل و باند[5] نشان داده‌اند که برآوردگرهای تفاضل مرتبه اول GMM برای زمانی که سری‌های زمانی پیوسته هستند و دوره زمانی کوتاه است به‌نظر عملکرد ضعیفی داشته باشند؛ زیرا سطح باوقفه سری‌ها ابزار ضعیفی را برای معادلات تفاضلی فراهم می‌کند. ضعف دیگر استفاده از برآوردگر تفاضل این است که فرآیند تفاضل‌گیری برای حذف اثر خاص کشوری، اطلاعات تغییرات مقطعی در سطح را نیز از بین می‌برد[6].

به این ترتیب، مدل پانل دیتای خودرگرسیو، با متغیرهای برونزای مورد نظر، به‌علاوه متغیر وابسته باوقفه، را به‌عنوان یک مدل پویای خطی به شکل زیر در نظر می‌گیریم:

$$y_{it}=(X'_{it}\beta+\gamma y^{it-1}+\alpha_i+\varepsilon_{it} \quad (12$$

1. Vehapi et al. (2015); p.22.
2. Arellano and Bond (1991).
3. Panel Generalized Method of Moments/ Dynamic Panel Data.
4. First Difference.
5. Blundell and Bond (1998).
6. Vehapi et al., ibid, p. 22.

اگر مدل را با روش OLS تخمین بزنیم قطعاً به یک برآوردگر سازگار برای دست نمی‌یابیم، زیرا طبق تعریف y_{it-1} و ε_{it-1} همبسته هستند، حتی اگر T به‌سمت بی‌نهایت میل کند. برای حل این مشکل، بلاندل و باند (۱۹۹۸) رویکرد متغیرهای ابزاری[1] (روش Panel GMM) را معرفی کردند. این روش ابزارهایی به‌کار می‌گیرد که در عین همبسته‌بودن با متغیرهای توضیحی درونزا با متغیر وابسته ناهمبسته باشد. برای مثال، y_{it-2} با $y_{it-1}-y_{it-2}$ همبسته است درحالی‌که با ε_{it-1} همبسته نیست. به این ترتیب، رویکرد Panel GMM می‌تواند برآوردگرها را یکدست کرده و مسأله تقلیل نمونه را اصلاح کرد[2]. از جمله دیگر مزایای رویکرد پانل دیتای پویا به روش Panel GMM می‌توان به حل مشکل درونزا بودن متغیرهای توضیحی (وربیک، ۲۰۰۴؛ گرین[3])؛ کاهش یا رفع هم‌خطی در مدل (وربیک، ۲۰۰۴)؛ حذف متغیرهای ثابت در طی زمان[4]؛ و افزایش بعد زمانی متغیرها[5] اشاره کرد.

همچنین باید توجه داشت سازگاری برآوردگر Panel GMM به دو فرضیه اساسی متکی است. اول این‌که مجموعه متغیرهای ابزاری باید معتبر باشد، یعنی با جملات خطا همبسته نباشد. این فرضیه با استفاده از آزمون سارگان و هانسن[6] سنجیده می‌شود. دوم این‌که باید عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم (AR2) در پسماندها تأیید بشود، زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی ارزیابی می‌شود که مرتبه خودهمبستگی جملات اخلال از مرتبه دو نباشد. این فرضیه نیز با استفاده از آزمون همبستگی سریالی آرلاندو و باند[7] آزموده می‌شود. شایان ذکر است، روش پانل دیتای پویا به روش Panel GMM هنگامی به‌کار می‌رود که تعداد مشاهدات در برش مقطعی (N) بیش‌تر از طول دوره (T) باشد (باند، ۲۰۰۲؛ وربیک[8]؛ بالتاجی، ۲۰۰۸). همچنین، آلوارز و آرلانو[9] نشان دادند در کل وقتی N و T هر دو به سمت بی‌نهایت میل می‌کنند برآوردگر GMM سازگار خواهد بود[10].

1. Instrumental Variables.
2. Verbeek (2004); pp.361-363.
3. Green (2008).
4. Baltagi (2008).
5. Hsiao (2003).
6. Sargan and Hansen.
7. Arellando – Bond Serial Correlation Test.
8. Verbeek (2004).
9. Alvarez and Arelanno (2003).
10. Verbeek (2004), ibid, p.365.

برای اولین‌بار کاسلی و دیگران[1] از پانل دیتای پویا به روش Panel GMM برای برآورد مدل‌های رشد اقتصادی استفاده کردند. ساکس[2] نیز معتقد است بررسی و تعیین درآمد سرانه باید مبتنی بر مدل‌های پویا انجام شود. همچنین، باند و دیگران[3] استفاده از این روش برای برآورد مدل‌های رشد را بررسی کرده‌اند.

برای نشان دادن این امر که آیا رابطه معناداری بین بازبودن از یک‌سو، و الحاق به WTO (فرایند مذاکرات الحاق؛ و عضویت کامل) از سوی دیگر، با رشد اقتصادی وجود دارد، با پشتوانه‌های نظری و تکنیکی ارائه شده، و با ملاک قراردادن الگوی تکامل‌یافته سولو (بسط رومری)، و الگوی ارائه شده توسط منکیو و دیگران[4]، صورت خطی مدل رشد خود را به شکل زیر در نظر می‌گیریم:

(۱۳

$$\log(GDPPC)_{it}=\beta_0+\beta_1\log(GDPPC)_{it-1}+\beta_2\log(EMPLOY)_{it}+\beta_3\log(GFCFG)_{it}+\beta_4\log(FDI)_{it}+\beta_5\log(CPI)_{it}+\beta_6\log(OPENNESS)_{it}+\beta_7\log(WTO\text{-}NEGO)_{it}+\beta_8\log(WTO\text{-}ACCESS)_{it}+\varepsilon_{it}$$

طبق مدل سولو، تحت «فرضیه همگرایی مشروط»[5] انتظار می‌رود ضریب $\log(GDPPC)_{it-1}$

1. Caselli, et al. (1996).
2. Sachs (2003).
3. Bond, et al. (2001).
4. Mankiw et al. (1992)

۵. فرضیه همگرایی مشروط (the conditional convergence hypothesis) در کنار فرضیه همگرایی در رشد که از فروض مدل رشد نئوکلاسیک است مطرح شده و درواقع توضیحی بر عدم رشد کشورهای فقیر در دوره‌های رشد پیوسته کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای درحال‌توسعه پیشرو از یک سو، و رشد پرشتاب برخی کشورهای کمتر توسعه‌یافته و با درآمد سرانه پایین در زمان رشد کند کشورهای با درآمد بالا است، که مورد اخیر مزیت عقب‌ماندگی (The Advantages of Backwardness) نامیده می‌شود. به‌عبارت دیگر، شرط تحقق رشد بالا در کشورهای با درآمد سرانه پایین، و بهره‌مندی این کشورها از مزیت‌های عقب‌ماندگی، این است که یک سری تغییر و تحولات در این جوامع به‌وقوع پیوندد، که از آن جمله می‌توان به تغییرات نهادی، حکمرانی و رشد دموکراسی، اصلاح زیرساخت‌های اقتصادی، تغییر در رفتار مصرف و پس‌انداز مردم، کیفیت نیروی انسانی و ... اشاره کرد. مزیت عقب‌ماندگی نیز به این معنی است که کشورهای کمترتوسعه‌یافته و با درآمد سرانه پایین، یک سری ویژگی‌ها هستند، نظیر ظرفیت‌های بالقوه سرمایه انسانی و منابع طبیعی برای جذب سرمایه‌گذاری‌های خارجی، ظرفیت‌های خالی در بخش‌های مختلف، مصرف محدود، ...، که در صورت تحقق شرایط پیش‌گفته می‌توانند به همگرایی در رشد و حتی دستیابی به رشدهای بالاتر اقتصادی دست پیدا کنند. (برای مطالعه بیش‌تر ر.ک. به: جونز، ۱۳۷۹ و تیماکوا، ۲۰۱۱).

منفی و معنادار باشد[۱]. به عبارت دیگر، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، انتظار می‌رود کشورهایی که درآمد سرانه پائین‌تری دارند، نسبت به کشورهای با درآمد سرانه بالاتر، با نرخ سریع‌تری رشد کنند[۲].

موجودی نیروی کار (EMPLOY)، یا به تعبیر اقتصادی آن جمعیت فعال، یکی دیگر از عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی به‌حساب می‌آید. اندازه نیروی کار می‌تواند رشد اقتصادی بالقوه کشورها را به میزان زیادی تحت‌تأثیر قرار دهد[۳].

همان‌طورکه در بحث مبانی نظری رشد اقتصادی نیز اشاره شد، انباشت سرمایه فیزیکی، یکی از عوامل مهم و تعیین‌کننده رشد اقتصادی است[۴]، چراکه بنگاه‌های اقتصادی می‌توانند از طریق انباشت سرمایه به دانش دست پیدا کنند. ضمن‌این‌که، بعضی از سرمایه‌گذاری‌ها می‌تواند به بازدهی فزاینده مقیاس منجر شده و در نتیجه رشد اقتصادی را تقویت نماید. در این مطالعه از نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی[۵] (GFCFG) به‌عنوان پراکسی برای انباشت سرمایه فیزیکی استفاده شده‌است. براساس ادبیات نظری، ضریب این متغیر مثبت پیش‌بینی می‌شود.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) برای اندازه‌گیری تأثیر منابع خارجی سرمایه‌گذاری روی رشد اقتصادی، وارد مدل شده‌است. رابطه بین این متغیر و رشد اقتصادی می‌تواند مثبت یا منفی باشد. کارکویچ و لوین[۶] برای بررسی رابطه بین FDI و رشد اقتصادی از برآوردگر GMM استفاده کرده‌اند، لیکن آن‌دو شواهد قوی برای پشتیبانی این نتیجه به‌دست نیاورده‌اند که، FDI اثر مثبت روی رشد اقتصادی دارد.

در این مطالعه، به تبعیت از اکثر مطالعات تجربی موجود، از نسبت ارزش کل تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی (X+M/GDP)، برای اندازه‌گیری بازبودن (OPEN-NESS) استفاده شده‌است، ملاکی که بانک جهانی هم در بانک اطلاعات خود (WDI)

---

۱. سولو (۱۹۵۶)؛ بارو و مارتین (۱۹۹۵).

2. Vehapi, et al. (2015); p.21.

3. Hotchkiss (2009).

۴. سولو (۱۹۵۶)؛ رومر (۱۹۸۶).

۵. شایان ذکر است با توجه به این‌که مقدار این متغیر در مقاطعی منفی بوده است، برای این‌که امکان لگاریتم‌گیری را داشته باشیم با استفاده از رابطه ریاضی ساده (1+GFCFG/100) جایگاه نمودار مربوطه در محور عمودی را از دامنه (۱-،۱+) به (۰،۲+) انتقال داده‌ایم که البته در این انتقال نوسانات کاملا حفظ می‌شود. درباره برخی دیگر از متغیرها، از جمله CPI عیناً و FDI به روشی تقریبا مشابه، نیز همین تمهید اعمال شده است.

6. Carkovic and Levin (2005).

برای سنجش بازبودن ارائه کرده است. همان‌طورکه در مرور ادبیات موضوع و مطالعات انجام شده نیز به تفصیل اشاره شد، تعدادی از مطالعات تجربی از رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و بازبودن حمایت کرده‌اند (مثل دالر، ۱۹۹۲؛ دالر و کری، ۲۰۰۲؛ ساکس و وارنر، ۱۹۹۵)، لیکن علامت رابطه بین این دو متغیر هنوز مبهم است، چنان‌که پاره‌ای از مطالعات انجام شده هم رابطه باثباتی بین آن‌ها پیدا نکرده‌اند (نظیر رودریگز، ۲۰۰۷).

اما نوآوری اصلی این مطالعه به معرفی دو متغیر مجازی جدید برای بررسی آثار الحاق به WTO بر رشد اقتصادی مربوط می‌شود. ما در این مطالعه برای سنجش اثرات الحاق به WTO بر رشد اقتصادی کشورهای عضو این سازمان ابتدا دو دوره مهم «دوره فرآیند مذاکرات الحاق»، برای ۳۳ کشور ملحق‌شده به سازمان و ۱۸ کشوری که مشغول فرآیند مذاکرات الحاق هستند، و «دوره عضویت کامل»، برای این ۳۳ کشور به‌علاوه ۱۲۸ کشوری که از ابتدای شکل‌گیری GATT، ولی هر کدام در یک سال خاص، به عضویت GATT/ WTO درآمده‌اند، را از هم تفکیک کرده، و سپس دو متغیر مجازی، تحت عناوین WTO_ NEGO و WTO_ACCESS برای آن‌دو تعریف کرده‌ایم. انتظار ما این است که، با توجه به نقشی که فرآیند مذاکرات الحاق، و عضویت در WTO در اصلاحات قوانین و مقررات، نهادها، سیاست‌ها، رویه‌ها، الزامات و اقدامات کشورهای عضو، ملحق‌شده و متقاضی عضویت این سازمان دارد، رابطه بین این دو متغیر مجازی و رشد اقتصادی مثبت باشد.

ابتدا، برای این‌که از اعتبار آزمون‌های مختلف مطمئن شویم و کمیت‌های بحرانی توزیع‌های مذکور کمیت‌های صحیحی برای انجام آزمون‌های مورد نظر و تحلیل نتایج باشند، بایستی مطمئن شویم که متغیرهای مدل ایستا هستند. به‌عبارتی، میانگین، واریانس و کوواریانس آن‌ها در طول زمان ثابت باقی می‌ماند. این کار برای پرهیز از وقوع یک رگرسیون کاذب، که در داده‌های تلفیقی نیز همانند سری‌های زمانی مصداق پیدا می‌کند، ضروری است. برای این منظور از آزمون‌های لوین و لین و چو[1] (LLC)، ایم، پسران و شین[2] (ISP) و فیشر[3] (ADF) برای بررسی ایستایی داده‌های تلفیقی متغیرهای مدل استفاده شده‌است. جدول (۳) نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای تک‌تک متغیرهای مورد استفاده در مدل را نشان می‌دهد.

1. Levin, Lin & Chu.
2. Im, Pesaran, and Shin W-stat
3. ADF – Fisher Chi-square

جدول ۳ـ نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل

متغیر	آزمون‌ها					
	LLC		IPS		ADF	
	سطح	تفاضل مرتبه‌اول	سطح	تفاضل مرتبه‌اول	سطح	تفاضل مرتبه‌اول
Log(GDPPC)	۱/۹۹۶۶۵ (۰/۹۷۷۱)	-۳۸/۷۷۰۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۲/۳۶۹۲ (۱/۰۰۰)	-۴۰/۲۴۲۷ (۰/۰۰۰۰)	۲۸۹/۱۷۳ (۰/۹۸۸۳)	۲۱۴۰/۴۶ (۰/۰۰۰۰)
Log(EMPLOY)	-۶/۱۴۳۶۴ (۰/۰۰۰۰)	-۳۰/۳۷۹۰ (۰/۰۰۰۰)	۱/۱۰۹۹۸ (۰/۸۶۶۵)	-۳۵/۰۷۵۸ (۰/۰۰۰۰)	۴۱۷/۳۰۴ (۰/۰۰۰۶)	۱۷۵۷/۷۸ (۰/۰۰۰۰)
Log(1+GFCFG/100)	-۳/۹۴۴۹۸ (۰/۰۰۰۰)		-۵/۶۹۹۰۸ (۰/۰۰۰۰)		۴۸۰/۶۳۵ (۰/۰۰۰۰)	
Log(1+FDIG/100)	-۱۵/۹۳۲۲ (۰/۰۰۰۰)		-۱۸/۳۷۰۸ (۰/۰۰۰۰)		۱۰۲۹/۸۲ (۰/۰۰۰۰)	
Log(1+CPI/100)	-۹۹/۲۵۰۲ (۰/۰۰۰۰)		-۴۷/۸۰۳۵ (۰/۰۰۰۰)		۲۹۱۴/۸۵ (۰/۰۰۰۰)	
Log(OPENNESS)	-۳/۹۳۴۱۱ (۰/۰۰۰۰)		-۳/۷۴۰۱۷ (۰/۰۰۰۱)		۴۶۹/۵۴۲ (۰/۰۰۰۰)	

منبع: محاسبات محقق.

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر آزمون ریشه واحد، مبنی بر وجود ناایستایی در اکثر متغیرها بدون لحاظ روند زمانی و تفاضل‌گیری، و در مورد Log(GDPPC) و log(EMPLOY)، با تفاضل مرتبه اول[1] در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد شده‌است. بنابراین این اطمینان حاصل شده‌است که، تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل ایستا هستند.

دومین آزمونی که انجام آن برای پرهیز از رگرسیون کاذب و اطمینان از برآورد یک رگرسیون صحیح ضرورت دارد، آزمون هم‌جمعی[2] بین متغیرها، قبل از برآورد مدل، می‌باشد، به‌ویژه وقتی که مثل حالت فوق بعضی از متغیرها در سطح ناایستا باشند، تا پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، الگوی مورد نظر تخمین زده شود. آزمون هم‌جمعی

۱. از آنجا که پایه و اساس روش GMM استفاده از تفاضل‌گیری است، پس مسأله تفاضل مرتبه اول این متغیرها هم به‌صورت خودکار در این روش برطرف می‌شود.

2. Cointegration.

فردی یوهانسن[1]، معروف به آزمون هم‌جمعی پسماند Kao، برای مجموعه متغیرهای مدل، باتوجه به آماره ADF و احتمال مربوط به آن، حاکی از رد فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل، در سطح اطمینان ۹۹ درصد است (تابلو۱). بر این اساس می‌توان گفت، بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مدل یک رابطه بلندمدت وجود دارد. از این رو، با اطمینان از صحت رگرسیون به تخمین مدل و تحلیل نتایج آن می‌پردازیم.

تابلو ۱ـ خروجی آزمون هم‌جمعی متغیرهای مدل

Kao Residual Cointegration Test
Series: LOG(GDPPC) LOG(GDPPC(-1)) DLNEMPLY LOG(1+GFCFG /100) LNFDI(-1) LOG(1+CPI(-1)/100) LOG(OPENNESS) WTO_NEGO WTO_ACCESS
Date: 01/25/17 Time: 12:46
Sample: 1980 2015
Included observations: 6444
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: No deterministic trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

	t-Statistic	Prob.
ADF	-28.81900	0.0000
Residual variance	0.002292	
HAC variance	0.001496	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID)
Method: Least Squares
Date: 01/25/17 Time: 12:46
Sample (adjusted): 1994 2014
Included observations: 2791 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.914603	0.025589	-35.74138	0.0000
D(RESID(-1))	0.037174	0.019223	1.933858	0.0532

R-squared	0.430888	Mean dependent var	6.50E-05
Adjusted R-squared	0.430684	S.D. dependent var	0.053736
S.E. of regression	0.040545	Akaike info criterion	-3.572074
Sum squared resid	4.584913	Schwarz criterion	-3.567822
Log likelihood	4986.829	Hannan-Quinn criter.	-3.570539
Durbin-Watson stat	1.835192		

منبع: محاسبات محقق.

1. Individual Johonsen Cointegration Test/Kao Residual Cointegration Test.

جدول (۴) نتایج تخمین مدل با استفاده از تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی داده‌های تلفیقی را نشان می‌دهد. همان‌طورکه پیش‌تر استدلال شد، مدل پیشنهادی این پژوهش از نوع پویا (Panel GMM) است، چراکه روش‌های Pooled OLS و پانل دیتای کلاسیک با اثرات ثابت، به‌دلایلی که ذکر شد، نمی‌توانند مشکل همبستگی اثرات مقطعی با متغیرهای توضیحی را حل کنند. بنابراین، در ادامه بحث، تحلیل‌های خود را روی نتایج مدل پویای Panel GMM (تابلو۲) متمرکز خواهیم کرد.

تابلو ۲ـ نتایج رگرسیون پانل دیتای پویا به روش Panel GMM

Dependent Variable: LOG(GDPPC)
Method: Panel Generalized Method of Moments
Transformation: First Differences
Date: 01/16/17 Time: 11:22
Sample (adjusted): 1994 2014
Periods included: 21
Cross-sections included: 153
Total panel (unbalanced) observations: 2822
White period instrument weighting matrix
Instrument specification: @DYN(LOG(GDPPC),-2) LOG(1+GFCFG(-1)/100) LOG(1+GFCFG(-2)/100) LOG(EMPLOY(-2)) LNFDI(-1) LNFDI(-2)
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPPC(-1))	0.890857	7.68E-05	11596.86	0.0000
DLNEMPLY	0.822343	0.000292	2819.434	0.0000
LOG(1+GFCFG/100)	0.063051	0.000109	576.7885	0.0000
LNFDI	0.060139	0.001545	38.92293	0.0000
LOG(1+CPI(-1)/100)	-0.046837	1.35E-05	-3475.672	0.0000
LOG(OPENNESS)	0.078644	0.000124	631.7800	0.0000
WTO_NEGO	0.103752	0.000119	874.1581	0.0000
WTO_ACCESS	0.128992	6.79E-05	1900.750	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (first differences)

Mean dependent var	0.022926	S.D. dependent var	0.049837
S.E. of regression	0.057509	Sum squared resid	9.306768
J-statistic	127.4819	Instrument rank	155
Prob(J-statistic)	0.875680		

مأخذ: محاسبات محقق.

جدول ٤ـ نتایج رگرسیون از طریق تکنیک‌های مختلف برآورد
(متغیر وابسته: Ln(GDPPC))

متغیرها	Pooled OLS	Fixed Effects (قبل‌ازلحاظ بازبودن و متغیرهای مجازی WTO)	Fixed Effects (پس‌از لحاظ بازبودن و متغیرهای مجازی WTO)	Panel GMM (قبل‌از لحاظ بازبودن و متغیرهای مجازی WTO)	Panel GMM (پس‌از لحاظ بازبودن و متغیرهای مجازی WTO)
C	−۰/۱۷۴۵۸ (۰/۰۴۷۸)	۰/۵۳۹۰۰۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۷۴۶۹۸ (۰/۰۰۰۰)	–	–
Ln(GDPPC(-1))	۰/۹۹۶۷۰۰ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۳۴۳۹۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۳۳۳۸۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۲۳۵۹۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۸۹۰۸۵۷ (۰/۰۰۰۰)
Ln(EMPLOY)	۰/۳۴۶۲۶۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۳۰۱۰۰۰ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۹۶۱۶۰ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۸۲۶۲۱ (۰/۰۰۰۰)	۰۸۲۲۳۴۳ (۰/۰۰۰۰)
LN(GFCFG)	۰/۲۳۲۲۲۸ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۸۷۶۹۵ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۷۵۵۹۰ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۶۵۵۹۰ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۶۳۰۵۱ (۰/۰۰۰۰)
Ln(FDI)	۰/۰۰۰۹۲۹ (۰/۸۶۰۵)	−۰/۰۰۷۲۷۱ (۰/۳۳۳۴)	۰/۰۰۷۵۰۶ (۰/۳۷۰۲)	۰/۰۷۵۶۰۵ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۶۰۱۳۹ (۰/۰۰۰۰)
Ln(CPI(-1))	−۰/۰۲۰۸۱۵ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۰۳۰۰۸۳ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۰۲۹۳۹۴ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۰۵۲۴۸۱ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۰۴۶۸۳۷ (۰/۰۰۰۰)
Ln(OPENNESS)	۰/۰۰۳۱۶۶ (۰/۰۶۳۲)	–	۰/۰۰۹۶۹۷ (۰/۰۴۰۸)	–	۰/۰۷۸۶۴۴ (۰/۰۰۰۰)
WTO_NEGO	۰/۰۲۳۱۲۶ (۰/۰۰۰۰)	–	۰/۰۲۷۹۴۴ (۰/۰۰۰۱)	–	۰/۱۰۳۷۵۲ (۰/۰۰۰۰)
WTO_ACCESS	۰/۰۰۸۴۹۶ (۰/۰۵۷۹)	–	۰/۰۳۵۴۸۸ (۰/۰۰۰۰)	–	۰/۱۲۸۹۹۲ (۰/۰۰۰۰)
R2	۰/۹۹۹۰۹۶	۰/۹۹۹۳۱۰	۰/۹۹۹۳۱۶	–	–
Adjusted R2	۰/۹۹۹۰۹۳	۰/۹۹۹۲۶۸	۰/۹۹۹۲۷۳	–	–
F-static	۴۳۰۶۱۵/۷ (۰/۰۰۰۰۰۰)	۲۳۷۱۰/۸۹ (۰/۰۰۰۰۰۰)	۲۳۴۷۸/۵۲ (۰/۰۰۰۰۰۰)	–	–
Durbin-Watson	۱/۴۶۸۶۶۷	۱/۶۷۲۷۰۳	۱/۶۷۳۵۸۱	–	–
AR(1)				۰/۸۰۰۴۲۰ (۰/۰۰۰۰)	۰/۷۱۷۹۱۴ (۰/۰۰۰۰)

متغیرها	Pooled OLS	Fixed Effects (قبل‌ازلحاظ بازبودن و متغیرهای مجازی WTO)	Fixed Effects (پس‌از لحاظ بازبودن و متغیرهای مجازی WTO)	Panel GMM (قبل‌از لحاظ بازبودن و متغیرهای مجازی WTO)	Panel GMM (پس‌از لحاظ بازبودن و متغیرهای مجازی WTO)
AR(2)				۰/۴۰۸۵۷۷ (۰/۵۰۷۴)	۰/۳۹۳۳۹۴ (۰/۴۵۲۸)
Sargan, J-static (prob J-static)				۱۴۵/۷۲۰۳ (۰/۵۳۷۵۹۷)	۱۲۷/۴۸۱۹ (۰/۸۷۵۶۸۰)
Instrment rank				۱۵۳	۱۵۵
S.E. of regression				۰/۰۵۹۵۸۰	۰/۰۵۷۵۰۹
Wald-Test (Std. Err.)				–	C(6)=0.000124 C(7)=0.000119 C(8)=0.000068

مأخذ: محاسبات محقق.

همان‌طور که گفته شد، شرط اول استفاده از مدل پانل دیتای پویا به روش Panel GMM این است که، تعداد مشاهدات در برش مقطعی (N) بیشتر از طول دوره (T) باشد. با توجه با این‌که در مطالعه حاضر تعداد کشورها (۱۷۹کشور) بیشتر از تعداد سال‌های مورد نظر (۳۶ سال) است، لذا این شرط تأمین می‌شود.

دو شرط دیگر به دو فرضیه اساسی سازگاری برآوردگرهای Panel GMM بر می‌گردد. اول این‌که، مجموعه متغیرهای ابزاری بایستی معتبر باشند، یعنی با جملات خطا همبسته نباشند. این فرضیه با استفاده از آزمون سارگان و هانسن سنجیده شده‌است. همان‌طورکه در تابلو (۲) مشاهده می‌شود، در مطالعه حاضر تعداد شش متغیر ابزاری از متغیرهای مستقل باوقفه به‌کار گرفته شده‌است که آزمون سارگان و هانسن و آماره J مربوط به آن، که از توزیع با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش‌ازحد مشخص برخوردارند، آزمون صفر مبنی‌بر همبسته‌بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌کند، و از این‌رو، حاکی از معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد استفاده و در نتیجه، تأیید اعتبار نتایج برای تفسیر است. دوم این‌که، باید عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم (AR2) در پسماندها تأیید بشود، مطابق اطلاعاتی که در جدول (۴) ارائه شده است، این فرضیه نیز

با استفاده از آزمون همبستگی سریالی آرلاندو و باند[1] مورد آزمون قرار گرفته و در سطح اطمینان ۹۹ درصد تأیید شده است. بنابراین، می‌توان گفت مرتبه خودهمبستگی در تفاضل مرتبه اول جملات اخلال از مرتبه یک بوده و لذا مدل برآورد شده با تفاضل وقفه‌دار مرتبه اول، مدل مناسبی بوده و دارای تورش تصریح نیست.

چنانچه در تابلو (۲) و نیز در مقایسه تطبیقی با سایر تکنیک‌های رگرسیون داده‌های تلفیقی (جدول۴) نشان داده شده‌است، نظیر عمده مطالعات تجربی مورد بررسی (نظیر وهاپی و دیگران، ۲۰۱۵؛ یانیکایا، ۲۰۰۳؛ هاچت ـ بوردن، ۲۰۱۳)، ضریب متغیر $\log(GDPPC)_{it-1}$ برخلاف الگوی سولو، مثبت و با توجه به آماره t در سطح احتمال ۹۹ درصد معنادار است. به این ترتیب، در این مطالعه فرضیه همگرایی مشروط یا «مزیت عقب‌ماندگی» رد می‌شود. به این معنا که در دوره مطالعه، رشد اقتصادی دوره‌های گذشته به‌مثابه افزایش موجودی سرمایه، بستر دستیابی به رشد بالاتر برای اقتصاد کشورهای مورد بررسی شده است.

ضریب شاخص موجودی نیروی کار (EMPLOY)، نیز، به‌عنوان یکی دیگر از عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی، در مدل برآوردی، در تطابق با مبانی نظری رشد اقتصادی و نتایج مطالعات تجربی موجود (نظیر یانیکایا، ۲۰۰۳؛ دوریک و گالی، ۲۰۰۴؛ وهاپی، ۲۰۱۵؛)، مثبت و در سطح احتمال ۹۹ درصد معنادار است. به‌عبارت بهتر و براساس آنچه هاچکیس[2] هم اشاره کرده است، اندازه نیروی کار رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی در دوره مطالعه را به میزان زیادی تحت‌تأثیر قرار داده است.

ضریب نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی (GFCFG) که به‌عنوان پراکسی برای انباشت سرمایه فیزیکی وارد مدل شده، در تطابق با ادبیات نظری، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار برآورد شده است. بنابراین، براساس نتایج این پژوهش می‌توان گفت برآیند سرمایه‌گذاری‌ها در کشورهای مورد بررسی در دوره مطالعه توانسته است به بازدهی فزاینده مقیاس منجر شده و در نتیجه رشد اقتصادی آن‌ها را تقویت کند، هرچند این برآورد، باتوجه به مقدار ضریب متغیر (۰/۰۶۳۰۵۱) کشش‌پذیری بالایی برای رابطه بین دو متغیر نشان نمی‌دهد.

در این مطالعه رابطه بین منابع خارجی سرمایه‌گذاری (FDI) و رشد اقتصادی، با

1. Arellando – Bond Serial Correlation Test.
2. Hatchkiss (2009).

توجه به ضریب مثبت و معنادار این متغیر، مثبت ارزیابی می‌شود. هرچند، اندازه ضریب متغیر (۰/۰۶۰۱۳۹) کشش‌پذیری رشد اقتصادی نسبت به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشورهای مورد بررسی در دوره مطالعه را در سطح پائینی نشان می‌دهد. همچنین همان‌طورکه قبلاً نیز اشاره شد، رابطه بین رشد اقتصادی و FDI در ادبیات تجربی رشد رابطه باثباتی نبوده، و شواهد قوی برای پشتیبانی این نتیجه به‌دست نیامده است[1].

برای تفکیک رابطه بین متغیرهای توضیحی ساختاری (فاندامنتال) و رشد اقتصادی از اثرات نوسانات تورم قیمت‌ها، با ارجاع به مطالعات تجربی (نظیر بارو، ۲۰۱۳؛ و دیگران، ۲۰۰۱؛ برونو و ایسترلی، ۱۹۹۸) شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) را (به‌عنوان پراکسی تورم اقتصادی) وارد مدل کرده‌ایم. همان‌طورکه در جدول (۴) مشاهده می‌شود، مطابق مبانی نظری رشد اقتصادی و مطالعات تجربی موجود، ضریب این متغیر منفی و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. به این معنا که تورم اقتصادی و تداوم آن (باتوجه به معنادار بودن متغیر با وقفه) رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی در دوره مطالعه را ــ هرچند به میزانی اندک ــ محدود ساخته است.

یکی از سه متغیر اصلی که در این مطالعه روی اثرات آن بر رشد اقتصادی تمرکز داریم، بازبودن تجارت است. طبق نتایج برآورد مدل (تابلوی ۲)، ضریب متغیر OPENNESS براساس مدل پانل دیتای پویا با رویکرد Panel GMM مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. این نتایج یافته‌های برخی مطالعات تجربی (نظیر دالر، ۱۹۹۲؛ دالر و کری، ۲۰۰۲؛ ساکس و وارنر، ۱۹۹۵) را پشتیبانی می‌کند، لیکن این رابطه نیز با توجه به مقدار ضریب مربوطه (۰/۰۷۸۶۴۴) رابطه قوی و باثباتی نشان نمی‌دهد.

همان‌طورکه پیش‌تر نیز اشاره شد، نوآوری اصلی این مطالعه به معرفی دو متغیر مجازی جدید برای بررسی آثار الحاق به WTO بر رشد اقتصادی کشورهای ملحق‌شده به آن سازمان، تحت عناوین WTO_NEGO و WTO_ACCESS مربوط می‌شود. برای این‌که تأثیر افزوده شدن این دو متغیر مجازی بر مدل را بسنجیم، از دو ترفند مکمل در اقتصادسنجی کمک گرفته‌ایم. در ترفند اول، ابتدا مدل را بدون لحاظ کردن این متغیرها تخمین زده و سپس اثرات نسبی افزودن آن‌ها بر مدل را سنجیده‌ایم، همان‌طورکه در جدول (۴) مقایسه

1. Vehapi, et al. (2015); p. 21.

شده است، اضافه شدن این دو متغیر مجازی هم، همانند بازبودن، باعث بهبود نسبی نتایج رگرسیون شده است؛ برای مثال، میزان خطای معیار رگرسیون[1] از ۰/۰۵۹۵۸۰ به ۰/۰۵۷۵۰۹، کاهش یافته، و احتمال آماره J نیز از ۰/۵۳۷۵۹۷ به ۰/۸۷۵۶۸۰ افزایش یافته است. در ترفند دوم (که از نظر فنی قابل دفاع‌تر است)، از ابزار معتبر اقتصادسنجی با عنوان «تشخیص ضرایب» برای سنجش اعتبار ضرایب رگرسیون استفاده شده است. همان‌طورکه در تابلوی (۳) نشان داده شده، با توجه به نتایج آزمون محدودیت ضرایب والد[2] حذف این دو متغیر مجازی در سطح احتمال ۹۹ درصد رد می‌شود. به‌عبارت دیگر، اضافه شدن این دو متغیر مجازی به مدل، همانند بازبودن، باعث بهبود نسبی نتایج رگرسیون شده و اثر مثبت آن‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی در دوره مطالعه تأیید می‌شود.

تابلو ۳ـ آزمون تشخیص ضرایب والد

Wald Test:
Equation: EQ111_GMM_01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5771251.	(3, 2814)	0.0000
Chi-square	17313753	3	0.0000

Null Hypothesis: C(6)=0, C(7)=0, C(8)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	0.078644	0.000124
C(7)	0.103752	0.000119
C(8)	0.128992	6.79E-05

Restrictions are linear in coefficients.

مأخذ: محاسبات محقق.

1. S.E. of Regression.
2. Wald Coefficient Restrictions.

به این ترتیب، نتایج برآورد مدل رشد اقتصادی، با استفاده از روش پانل دیتای پویا با رویکرد Panel GMM، نشان می‌دهد ضریب هر دو متغیر مجازی مورد نظر مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. به‌عبارت دیگر، نتایج مدل فرضیه مطالعه حاضر را تأیید می‌کند، مبنی بر این‌که، اثرات الحاق به سازمان جهانی تجارت به دوره پس از عضویت کامل محدود نبوده، بلکه فرآیند مذاکرات الحاق نیز ــ به‌دلیل اصلاحاتی که در ساختار نهادهای اقتصادی (از جمله قوانین و مقررات)؛ در سیاست‌های اقتصادی و تجاری (نظیر سیاست‌های تعرفه‌ای و اقدامات و الزامات مربوط‌به موانع غیرتعرفه‌ای)؛ و در سیاست‌ها و الزامات و اقدامات مربوط به سرمایه‌گذاری، تجارت خدمات، حقوق مالکیت فکری و ...، روی می‌دهد ــ رشد اقتصادی کشورهای ملحق‌شده را تقویت کرده است.

جمع‌بندی و ملاحظات

در این پژوهش تلاش کردیم با استفاده از داده‌های آماری ۱۷۹ کشور جهان و با استفاده از مدل پانل دیتای پویا با رویکرد Panel GMM، به آزمون این فرضیه بپردازیم که مذاکرات تجاری، به‌ویژه فرآیند مذاکرات الحاق به WTO، نیز همانند عضویت کامل در سازمان جهانی تجارت، بر رشد اقتصادی کشورها مؤثر است.

پژوهش حاضر دو تفاوت عمده با مطالعات مشابه دارد. اول این‌که، در این پژوهش دوره بررسی به سه دوره (قبل از پذیرش عضویت ناظر؛ فرآیند مذاکرات الحاق؛ عضویت کامل) تقسیم شده‌است. دوم این‌که، از مدل پانل دیتای پویا با رویکرد Panel GMM برای شبیه‌سازی جنبه‌های مختلف آثار الحاق به WTO (بازشدن تجارت، مذاکرات تجاری و عضویت کامل)، با توجه به تجربه کشورهای ملحق‌شده، و تعمیم آن به اقتصاد ایران استفاده شده است.

در این مطالعه فرضیه همگرایی مشروط یا «مزیت عقب‌ماندگی» رد شده‌است، به این معنی که، در دوره مطالعه، رشد اقتصادی دوره‌های گذشته، به‌مثابه افزایش موجودی سرمایه، بستر دستیابی به رشد بالاتر برای اقتصاد کشورهای مورد بررسی عمل کرده‌است. از این رو، براساس یافته‌های این پژوهش می‌توان گفت با توجه به برخورداری ایران از درآمد سرانه متوسط به پایین، وجود ظرفیت‌های خالی فراوان، وجود پتانسیل‌های قابل توجه سرمایه انسانی و منابع طبیعی و مزیت‌های نسبی بالقوه، رشد اقتصادی ایران نیز می‌تواند

تحت شرایطی (با توجه به فرضیه همگرایی مشروط) در دوره‌های بلندمدت استمرار یافته و انباشت آثار مثبت آن شتاب‌بخش رشدهای آتی اقتصاد کشور باشد.

یافته‌های این پژوهش دستاورد هاچکیس (۲۰۰۹) را به‌خوبی پشتیبانی کرده و نشان می‌دهد اندازه نیروی کار رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی در دوره مطالعه را به میزان زیادی تحت‌تأثیر قرار داده است. از این‌رو، ظرفیت قابل ملاحظه سرمایه انسانی در ایران، به‌ویژه انباشت زیاد نیروی انسانی تحصیل‌کرده، در صورت فراهم شدن سایر شرایط، می‌تواند پتانسیل قابل اتکایی برای رشد اقتصادی کشور در دوره‌های آتی محسوب شود. لذا، یکی دیگر از توصیه‌های سیاستی این مقاله، توجه به بخش خارجی اقتصادی برای مواجهه با معضل بیکاری فزاینده است، زیرا قطعاً در کوتاه‌مدت ظرفیت‌های فعال اقتصادی داخلی پاسخگوی این حجم از عرضه نیروی انسانی نیست.

براساس نتایج این پژوهش، برآیند سرمایه‌گذاری‌ها، و نیز منابع خارجی سرمایه‌گذاری (FDI) در کشورهای مورد بررسی توانسته است به بازدهی فزاینده مقیاس در دوره مطالعه منجر شده و در نتیجه رشد اقتصادی‌شان را تقویت کند، هرچند این برآورد، باتوجه به مقدار ضریب متغیر (۰/۰۶۳۰۵۱) کشش‌پذیری بالایی را برای رابطه بین دومتغیر نشان نمی‌دهد، لیکن با توجه به پتانسیل موجود نیروی کار، نسبت بالای نیروی انسانی تحصیل‌کرده و منابع عظیم طبیعی در ایران اثر سرمایه‌گذاری روی رشد اقتصادی در بلندمدت می‌تواند متفاوت باشد.

همان‌طورکه پیش‌تر نیز اشاره شد، نوآوری اصلی این مطالعه به معرفی دو متغیر مجازی جدید برای بررسی آثار الحاق به WTO بر رشد اقتصادی کشورهای ملحق‌شده به آن سازمان، تحت عناوین WTO_NEGO و WTO_ACCESS مربوط می‌شود. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که، اضافه شدن این دو متغیر مجازی به مدل، همانند بازبودن، باعث بهبود نسبی نتایج رگرسیون شده و اثر مثبت آن‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی در دوره مطالعه تأیید می‌شود. به عبارت دیگر، نتایج مدل فرضیه مطالعه حاضر را تأیید می‌کند، مبنی بر این که، اثرات الحاق به سازمان جهانی تجارت به دوره پس از عضویت کامل محدود نبوده، بلکه فرآیند مذاکرات الحاق نیز ــ به‌دلیل اصلاحاتی که در ساختار نهادهای اقتصادی (از جمله قوانین و مقررات)؛ در سیاست‌های اقتصادی و تجاری (نظیر سیاست‌های تعرفه‌ای و اقدامات و الزامات مربوط‌به موانع غیرتعرفه‌ای)؛ و در سیاست‌ها و

الزامات و اقدامات مربوط به سرمایه‌گذاری، تجارت خدمات، حقوق مالکیت فکری و ...، روی می‌دهد ــ رشد اقتصادی کشورهای ملحق‌شده را تقویت کرده است.

یافته‌های این پژوهش می‌تواند متولیان سیاست تجاری، مسئولان مذاکرات تجاری، و مذاکره‌کنندگان تجاری کشور را متوجه اهمیت فرآیند مذاکرات الحاق نماید، با این توصیه سیاستی مهم که، با توجه به نقش این مذاکرات و الزامات، اصلاحات و اقدامات مترتب بر آن در رشد اقتصادی بالقوه کشور، و با توجه به اهمیتی که فرآیند مذاکرات تجاری دوره الحاق در اصلاح سیاست‌ها و نهادهای اقتصادی و در نتیجه در رشد و توسعه اقتصادی کشورهای متقاضی عضویت دارد، بایستی با شناخت کامل از ساختار و ظرفیت‌های اقتصادی کشور و بخش‌های مختلف آن به پای میز مذاکرات بروند. همچنین، باید حساسیت‌ها نسبت به آثار الحاق را از همان سال‌های اول فرآیند مذاکرات تجاری مصروف داشته و اثر هر نوع توافق دو و چندجانبه، مبنی بر اصلاح یک رویه، یک قانون، یک سیاست و ...، را با نهایت حساسیت نسبت به آثار احتمالی آن بر رشد اقتصادی و توسعه صنعتی در نظر گرفت.

متوسط شاخص بازبودن برای اقتصاد ایران همواره پایین‌تر از هر سه گروه کشورها بوده و حاکی از بسته‌تر بودن ایران در مقایسه با دیگر کشورهای قابل مقایسه جهان است. لیکن با وجود بسته‌بودن، به هر حال اقتصاد ایران از روندهای جهانی در امان نبوده و تحت تأثیر نوسانات مثبت و منفی اقتصاد جهانی قرار می‌گیرد. لذا این استدلال که عدم‌همگرایی در اقتصاد جهانی می‌تواند اقتصاد کشور را از انواع نوسانات و آسیب‌پذیری‌های جهانی محفوظ بدارد، کاملاً مردود است. برای این منظور، با توجه به شکاف نسبی موجود بین متوسط تعرفه‌های مورد عمل ایران با بقیه کشورهای مورد بررسی، توصیه می‌شود نسبت به ساماندهی تدریجی تعرفه‌های کشور اقدام شود. در این خصوص، توجه به ساختار منطقی تعرفه‌ها به‌نحوی که حمایت‌ها به سمت محصولات کشاورزی و صنایع مزیت‌دار و نوپا اصلاح شود مورد تأکید است. به این ترتیب، بخش‌های مزیت‌دار اقتصاد کشور امکان بیش‌تری برای مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی یافته و امکان دستیابی به رشد بالاتری را پیدا می‌کنند.

منابع

جونز، چارلز آی. (۱۹۹۷)؛ مقدمه‌ای بر رشد اقتصادی، ترجمه حمید سهرابی و غلامرضا گرایی‌نژاد، انتشارات سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۹.

خاوری‌نژاد، سعید. (۱۳۹۴)؛ اقتصاد سیاسی مهاجرت نخبگان ایران: بررسی جنبه‌های نظری و عملی مهاجرت نخبگان ایران در سال‌های ۱۳۷۰-۹۰، انتشارات دنیای اقتصاد، تهران، ۱۳۹۴.

رومر، دیوید (۲۰۰۱)؛ اقتصاد کلان پیشرفته ـ جلد اول، ترجمه مهدی تقوی، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی، ۱۳۸۳.

شاکری، عباس (۱۳۸۷)؛ اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاست‌ها، انتشارات پارس نویسا، تهران، ۱۳۸۷.

طیبی، کمیل (۱۳۹۲)؛ «اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه بازبودن تجاری بر سرمایه‌گذاری داخلی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ۱۰ کشور درحال‌توسعه آسیایی)»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و یکم، شماره ۶۷، پاییز ۱۳۹۲، صص ۱۵۲-۱۳۱.

فتحی، یحیی (۱۳۹۰)؛ «تحولات مورد نیاز در سیاست‌ها و نهادهای اقتصادی ایران در راستای الحاق به سازمان جهانی تجارت»، پژوهشنامه بازرگانی، ش ۵۸.

کاوند، علی (۱۳۹۶)؛ «بررسی مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها در ایران در دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ش ۸۲، صص ۱۵۲-۱۲۳.

گوهری قرائی، فرشید (۱۳۸۷)؛ «بررسی رابطه میان درجه بازبودن اقتصاد و رشد اقتصادی»، رساله دکترای اقتصاد، استاد راهنما: دکتر ناصر خیابانی، دانشگاه علامه طباطبائی، دانشکده اقتصاد.

مؤسسه جهانی مکنزی (۲۰۱۶)؛ ایران: فرصت رشد یک تریلیون دلاری؟، ترجمه سلیمانی و یارمحمدی، شهریور ۱۳۹۵.

ندیری، محمد و تیمور محمدی (پائیز ۱۳۹۰) «بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا»، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال پنجم، ش ۳، صص ۱-۲۴.

Acemoglu, Daron; S. Johnson and J. Robinson (2001); "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, no.91(5), pp.1369-1401.

Acemoglu, Daron and James Robinson (2005); "The Role of Institutions in Growth and Development", *Comossion on Growth and Development*, Working Paper.

Alvarez, J. and M. Arellano (2003); "The Time Series and Cross-Section Asymptotics of Dynamic Panel Data Estimators", *Econometrica*, no.71, pp.1121–1159.

Anderson, Lill and Ronald Babula (2008); "The Link Between Openness and Long-Run Economic Growth", *Journal of International Commerce and Economics*, Web version, pp.1-20.

Anderson, James E. and J. Peter Neary (1992); *Anew Approach to Evaluating Trade Policy*, The World Bank, November 1992, WPS1022.

Arellano, Manuel (2003); *Panel Data Econometrics*, Oxford, Oxford University Press.

Arellano, Manuel and Stephen Bond (1991); "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, no.58, pp.277–294.

Arellano, Manuel and Olympia Bover (1995); "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, no.68, pp.29–51.

Blundell, Richard and Stephen Bond (1998); "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, no.87, pp.115—143.

Bound, J., Jaeger, D. A. and R. M. Baker (1995); "Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation between the Instrument and the Endogenous Variable is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, no.90, pp.443–450.

Bond, Stephen, et al. (2001); "GMM Estimation of Empirical Growth Models", *Economics Papers*, Web version, November 2001 (https://ideas.repec.org/p/nuf/econwp/0121.html).

Bujanca, Gimia-Virginia and Simona-Roxana Ulman (2013); "The Impact of the Economic Freedom on National Competitiveness in the Main Economic Power Centres in the World", 7th International Conference on Globalization and Higher Education in Economics and Business Administration, GEBA2013, published by Elsevier, 2015.

Carkovic, Maria and Ross Levin (2005); *Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth, Institute for International Economics*, Centre for Global Development, Washington, DC, April 2005.

Caselli, Francesco, et al. (1996); "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, September 1996, vol. 1, issue 3, pp.363–389.

Dowrick, S. and J. Golley (2004); "Trade Openness and Growth: Who Benefits?", *Oxford Review of Economic Policy*, no.20(1), pp.38-56.

Edwards, S. (1993); "Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries", *Journal of Economic Literature*, no.31, pp.1358-1393.

Fenira, Mohamed (2015); "Trade Oenness and Growth in Developing Countries: An Analysis of the Relationship after Comparing Trade Indicators", *Asian Economic and Financial Review*, no.5(3); pp.468-482.

Ferrantino, M. J. (2006); "Policy Anchors: Do Free Trade Agreements Serve as Vehicles for Developing Country Policy Reform?", *US International Trade Commission*, no. 2006-04-A.

Frankel, A. J. and D. Romer (1999); "Does Trade Cause Growth?", *The American Economic Review*, no.89(3), pp.379-399.

Guo, Zhichao and Yuanhua Feng (2013); "Modeling of the Impact of the Financial Crisis and China's Accession to WTO on China's Export to Germany", *Economic Modeling*, no.31, pp.474-483.

Grossman، G. and E. Helpman (1990); "Comparative Advantage and Long Run Growth",

American Economic Review, no. 80, pp.796-815.

Hotchkiss, Julie L. (2009); "Decomposing Changes in the Aggregate Labor Force Participation Rate", *Federal Reserve Bank of Atlanta*, Working Paper 2009-06.

Huchet-Bourdon, M.; L. C. Mouel ans M. Vijil (2011); "The Relationship between Trade Openness and Economic Growth: Some New Insights on the Openness Measurement Issue", *XIIIeme Congres de I'Association Europeenne des Economistes Agricoles* (EAAE); pp. 1-17.

Hussin, Fauzi and Nooriani Saidin (2012); "Economic Growth in ASEAN-4 Countries: A Panel Data Analysis", *International Journal of Economics and Finance*, vol. 4, no. 9, pp. 119-129.

Irwin, D. A. and M. Tervio (2002); "Does Trade Raise Income? Evidence from the Twentieth Century", *Journal of International Economics*, vol. 58, pp. 1-18.

Leamer, Edward E. (1988); *Cross-Section Estimation of the Effects of Trade Barriers, Empirical Methods for International Trade*, edited by Robert C. Feenstra, Cambridge, Mass.: MIT Press.

Levine, R. and D. Renelt (1992); "A Sensivity Analysis of Cross-country Growth Regressions", *American Economic Review*, no.82(4), pp.942-963.

Li, David D. and Changqi Wu (2003); *WTO Accession and Growth, Depatment of Economics*, Hong Kong University of Science and Technology, October 2003.

Mankiw, N. G. (1995); "The Growth of Nations", *Brookings Papers on Economic Activity*, no.1, pp.276-326.

Mankiw, G.; P. Romer and D. Weil (1992); "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, no.107(2), pp.407-437.

Rivera-Batiz, L., Romer, P. (1991); "Economic Integration and Endogenous Growth", *Quarterly Journal of Economics*, no.106, pp.531–555.

Rivera-Batiz, L.A., Xie, D. (1993); "Integration Among Unequals", *Regional Science and Urban Economics*, no.23, pp.337-54.

Rodríguez, F. R. and D. Rodrik (2001); "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic›s Guide to the Cross-National Evidence", *National Bureau of Economic Research (NBER)*, Macroeconomics Annual 2000, no.15: pp.261-338.

Rose, Andrew K. (2004); "Do We Really Know that WTO Increases Trade?", *American Economic Review*, no.94, pp.98-114.

Rose, Andrew K. (2005); "Does WTO Make Trade More Stable?", *Open Economies Review*, no.16(1), pp.7-22.

Rose, Andrew K. (2006); "The Effect of Membership in the GATT/WTO on Trade: Where Do We Stand?", Web version, (http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/WTOSurvey.pdf).

Romer, Paul (1990); "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98, no. 5, part 2, oct. 1990, s71-S102.

Şen, Ali and Gökçen Özkan (2014); "External Determinants of Economic Growth in

Developing Countries: Panel Data Analysis", *Journal of İ.İ.B.*, Marmara Üniversity, vol. XXXVI, no. I, pp. 15-28.

Shamsadini, Solmaz, Reza Moghaddasi and Mahdieh Kheirandish (2010); "Relashionship between Trade Openness and GDP Growth: A Panel Data Analysis", *World Applied Sciences Journal*, no.8(7); pp.906-911.

Subramanian, Arvind and Shang-Jin Wei (2003); "The WTO Promotes Trade, Strongly but Unevenly", National Bureau Of Economic Research 1050 Massachusetts Avenue Cambridge, MA 02138 October 2003.

Tang, M. K. and S. J. Wei (2006); "Does WTO Accession Raise Income?", *International Monetary Fund*, WP/06, Washington DC.

UNCTAD (2001); *WTO Accession and Development Policies*, United Nations, New York and Geneva.

Vehapi, Sadiku and Petkovski (2015); "Empirical Analysis of the effects of Trade Openness on Economic Growth: An Evidence of South East European countries", *Procedia Economics and Finance,* no.19, pp.17-26.

Verbeek, Marno (2004); *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., West Sussex, England.

World Bank (2016); *Iran's Economic Outlook*.

World Bank (2017); *Global Economic Prospects: Weak Investment in Uncertain Times*.

World Bank (2017); *World Development Indicators Data Bank*: *2016*.

Yanikkaya, Halit (2003); "The Openness and Economic Growth: A Cross-Country Empirical Investigation", *Journal of Development Economics*, no.72, pp.57-89.