فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره‌های ۲۱ و ۲۲، تابستان و پاییز ۱۳۸۹، صفحات ۱۴۵- ۱۶۴

اثر جهانی شدن تجاری و مالی بر اندازه دولت در ایران

سعید کریمی پتانلار *
دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر
سامان قادری **
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر
بهرام سنگین آبادی ***
کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۱/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۳/۱۲

چکیده

هدف مطالعه حاضر بررسی اثر جهانی شدن اقتصاد بر اندازه دولت است. در این راستا، از درجه باز بودن تجاری و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌ترتیب به‌عنوان شاخص‌های جهانی شدن تجارت و جهانی شدن مالی استفاده می‌شود. همچنین از میان سایر متغیرهای کنترلی مؤثر بر اندازه دولت؛ رشد اقتصادی، صنعتی شدن و رشد شهرنشینی در نظر گرفته می‌شود. بدین منظور از داده‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۶ و با به‌کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود. نتایج حاکی از آن است که جهانی شدن تجاری بر اندازه دولت تأثیر مثبت دارد. به‌عبارت دیگر، با گسترش جهانی شدن تجاری، بر حجم فعالیت‌های اقتصادی دولت افزوده می‌شود. از طرف دیگر نتایج تخمین‌ها حاکی از آن است که جهانی شدن مالی از نظر آماری تأثیر معنادار بر اندازه دولت ندارد.

واژه‌های کلیدی: جهانی شدن تجاری، جهانی شدن مالی، اندازه دولت، آزمون کرانه‌ها، ARDL، ایران

طبقه‌بندی JEL: C51, H50, F19

---

* پست الکترونیکی: s.karimi@umz.ac.ir
** مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: saman_e82@yahoo.com
*** پست الکترونیکی: b.sanginabadi@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

1. مقدمه

جهانی‌شدن جنبه‌های گوناگون دارد، اما شواهد نشان می‌دهد که این پدیده بیشتر مقوله‌ای اقتصادی است؛ به‌گونه‌ای که یکی از برجسته‌ترین تحولات سال‌های اخیر، همگرایی و ادغام اقتصادهای ملی در اقتصاد جهانی است. مشخصه اصلی این روند، رشد سریع تجارت جهانی و آزادسازی تجاری در کشورها است. بدون تردید، خاستگاه اولیه جهانی شدن اقتصاد، تجارت است.

جهانی‌شدن اقتصاد را می‌توان مترادف با آزادسازی اقتصادی در سطوح ملی و بین‌المللی دانست. منظور از آزادسازی ملی، خصوصی‌سازی، کاهش مداخله دولت در اقتصاد و حرکت به سوی بازار آزاد است و هدف از آزادسازی بین‌المللی کاهش موانع بر سر راه تجارت کالاها و خدمات، جریانات سرمایه و انتقال فناوری است. با این تعریف از جهانی شدن، تمامی شاخص‌های آزادی اقتصادی و نیز شاخص‌های باز بودن تجاری و مالی در شمار شاخص‌های جهانی شدن قرار می‌گیرند. دو شاخص عمده برای جهانی شدن تجاری و مالی به‌ترتیب نسبت تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی و نسبت جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی هستند.[1]

در زمینه جایگاه دولت در عصر جهانی شدن دو نگرش افراطی وجود دارد: در یک نگرش، قدرت دولت در فرایند جهانی شدن رو به زوال و اضمحلال خواهد بود و به حداقل ممکن خواهد رسید که سیطره بازار و بخش خصوصی در این نگرش، برجسته و مملوس است. از سوی دیگر، نگرش نئولیبرالیسم معتقد است که در عصر جهانی شدن، وظایف و اختیارات دولت بیش از هر زمان خواهد بود؛ زیرا فرایند جهانی شدن به‌همراه خود اختلالات فراوانی را ایجاد می‌کند که نیاز است دولت‌ها برای تصحیح آن، با نقش فعال‌تری در اقتصاد حضور پیدا کنند. لازم است به این نکته نیز اشاره شود که در این میان، نگرش‌های بینابینی هم وجود دارد.[2]

جهانی شدن با تقویت بازار همراه است. این پدیده، هم در دید فرایندی و هم در دید پروژه‌ای، کمینه کردن حجم دولت را دنبال می‌کند. از دید بسیاری، میان اتحاد با اقتصاد جهانی و حجم دولت رابطه منفی وجود دارد. چنین فرض می‌شود که تأثیرگذاری مداخلات دولت در اقتصادهای یکپارچه شده، کمتر است و ادغام بین‌المللی بازارها، ابزاری برای بهبود کارایی و کارکردهای دولت در سطح ملی است. رودریک[3] (1998) در مقاله خود تحت‌عنوان «چرا اقتصادهای بازتر دولت‌های بزرگتری دارند»، خلاف ایده فوق را مطرح نمود. وی معتقد است

---

[1] Dadgar and Naji Maidani (2003)
[2] Nadiri (2004)
[3] Rodrik

Archive of SID

www.SID.ir

دولت و بازارها در اقتصادهای باز تا درجه‌ای مکمّل یکدیگرند. وی در مطالعه خود نشان می‌دهد که در اقتصادهایی که مزایای بیشتری از بازارهای جهانی به‌دست آورده‌اند و بازتر بوده‌اند، نقش دولت‌ها در اقتصاد ملی سریع‌تر گسترش یافته است. همچنین مطالعه سوانک[1] (2002) نشان می‌دهد که افزایش در تحرک بین‌المللی سرمایه (جهانی شدن مالی) با کاهش مخارج رفاه اجتماعی و کاهش پایه‌های مالیاتی همراه است. زیرا جهت تسریع در ورود سرمایه به کشور می‌بایست معافیت‌ها و بخشودگی‌های مالیاتی اعمال گردد که حاصل آن کاهش درآمدهای مالیاتی دولت و در نهایت کوچک‌تر شدن اندازه دولت است. هر چند نتایج مطالعات تجربی خلاف این تفکر را نشان داده است.

مقاله حاضر با استفاده از داده‌های دوره زمانی 1352-1386 کشور، به آزمون دو فرضیه می‌پردازد: الف) جهانی‌شدن تجاری بر اندازه دولت اثر مثبت دارد. ب) جهانی‌شدن مالی بر اندازه دولت اثر منفی دارد.

ادامه مقاله حاضر در سه بخش تنظیم شده است. در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه می‌شود. بخش سوم به تصریح، برآورد مدل و آزمون فرضیه اختصاص دارد. در بخش چهارم نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

2. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

جهانی شدن به فرایندی اشاره دارد که از طریق آن اقتصادهای ملی بازتر شده و بیشتر تحت تأثیر اقتصاد فراملی قرار می‌گیرند. صندوق بین‌المللی پول، جهانی شدن را ادغام وسیع‌تر و عمیق‌تر تعریف می‌کند. به‌عبارت دیگر، جهانی شدن رشد وابستگی متقابل اقتصادی کشورها در سراسر جهان از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالاها، خدمات و جریان سرمایه در ماورای مرزها و همچنین از طریق پخش گسترده‌تر و وسیع‌تر فناوری است.[2]

مفهوم جدید دیگر، وضعیت دولت در عصر جهانی شدن اقتصاد است که سؤال‌های فراوانی را پیش‌روی محققان و دولت‌ها قرار داده است. سؤالاتی از این قبیل که اصولاً ویژگی‌ها و وظایف دولت در عصر جهانی شدن کدام است؟ آیا اندازه دولت نسبت به قبل از فرایند جهانی شدن کوچک‌تر می‌شود؟ آیا می‌توان تصور کرد که دولت به‌همراه جهانی شدن، بزرگ‌تر شود؟ این سؤالات، محور اساسی اندیشه نقش دولت در عصر جهانی شدن اقتصاد است.

درجه باز بودن اقتصاد، توسعه یافتگی و تنوع اقتصادی را منعکس می‌کند. هر چه تکیه اقتصاد به تجارت خارجی بیشتر باشد تقاضا برای مخارج دولت برای حفظ ثبات و مقابله با

---

[1] Swank
[2] Nazari and Bazarganni Kia (2004)

Archive of SID

www.SID.ir

ریسک بالاتر، بیشتر خواهد بود. همچنین هدف‌گیری سیاست‌های دولت در حمایت از اقتصاد داخلی در مقابل نوسانات ایجاد شده در کشورهای خارجی باعث افزایش مخارج دولت می‌شود. بنابراین، سرمایه‌گذاری به نسبت بالای خارجی به افزایش مخارج دولت منجر می‌شود.[1]

معیارهای مختلفی برای سنجش اندازه دولت در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است، از قبیل نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت تولید بخش عمومی به تولید کل، نسبت اشتغال بخش عمومی به کل اشتغال، سهم سرمایه‌گذاری دولتی از سرمایه‌گذاری کل کشور و نظایر آنها است. در این مقاله از متداول‌ترین معیار سنجش اندازه دولت یعنی نسبت مخارج کل دولت به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود.

در زمینه گسترش نقش دولت، کلاسیک‌ها تنها خواستار حضور دولت در انجام فعالیت‌های اصلی خود مانند تولید کالاها و خدمات عمومی، تأمین حقوق مالکیت، ضمانت اجرایی قراردادها و دفاع از کشور بودند. اما در سال‌های پس از بحران دهه 1930 به‌ویژه طی سال‌های 1950 و 1960 که دوران طلایی گسترش نقش دولت در اقتصاد بوده است، دولت‌ها در این بخش‌ها خوب عمل نکرده و در بسیاری از اوقات نقض‌کننده اصلی قانون بوده‌اند. به همین دلیل توجه مجدد سیاست‌مداران به بازسازی این فعالیت‌ها و تجدید نظر پیرامون حضور دولت در اقتصاد، امری مهم و ضروری جهت بهبود عملکرد بازار گردید.

تانزی[2] (2000) بیان می‌دارد که در اقتصاد بازار دلایل اندکی برای دخالت مستقیم دولت در فعالیت‌های تولیدی وجود دارد. در مقابل دولت باید تمرکز خود را بر ارتقاء کارایی اقتصاد از طریق خصوصی‌سازی، حذف کنترل قیمت‌ها، حذف یارانه‌های غیرهدفمند، باز کردن درهای اقتصاد، جمع‌آوری و انتشار اطلاعات، مقررات‌زدایی، برقراری و ایجاد بدنه قانونی شفاف، قرار دهد.

در روند رو به رشد جهانی شدن و پر رنگ شدن نقش اقتصاد بازاری، ضمن این که دولت باید قواعد دست و پاگیر را حذف و بوروکراسی را کاهش دهد، باید نقش مهمی را در برقراری قوانین و مقررات به‌ویژه در بخش‌هایی مانند بازار سرمایه و اعتبارات، صنایع مهم از قبیل ارتباطات، حمل‌ونقل و انرژی ایفا کند. زیرا در جامعه مدرنی که تعداد زیادی کالاها و خدمات تولید می‌شود که اکثر مصرف‌کنندگان اطلاعات کمی راجع به آنها دارند، این امر یک نیاز و ضرورت به‌شمار می‌آید. بنابراین، در یک اقتصاد بازاری نیاز شدیدی به برقراری قوانین و قواعد بازی و همچنین فراهم کردن دسترسی آسان به اطلاعات است. اما نیازی نیست تا دولت به‌جای

[1] Dadgar and Nazari (2008)
[2] Tanzi

Archive of SID

www.SID.ir

بازار تصمیم بگیرد. مطالعات اخیر نشان داده است که تفاوت عمده در مخارج عمومی کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته در این است که کشورهای توسعه یافته برای حفاظت شهروندان از خطرهای ممکن مانند بیکاری، بازنشستگی، بیماری‌ها و ریسک‌های موجود در برخی فعالیت‌های اقتصادی بیشترین تلاش را می‌کنند.[1]

در ارتباط با افزایش مخارج بخش عمومی و بهبود رفاه شهروندان، اشوکنچ و تانزی[2] (2005) این نظریه را که رشد مخارج بخش عمومی رفاه را افزایش می‌دهد به چالش کشیدند. آنها نشان دادند که رابطه قابل تشخیصی بین سطح مخارج عمومی و شاخص توسعه انسانی[3] وجود ندارد بدین معنا که کشورهایی با مخارج بالا و رفاه بالا و همچنین کشورهایی با مخارج پایین و رفاه بالا وجود دارند.

از طرف دیگر سرعت نوآوری‌های فناورانه، رشد بازارها، توسعه خدمات مالی و جهانی شدن، نقش دولت را در جهان امروز به کلی تغییر داده است. امروزه بحث‌های پیرامون دولت الکترونیکی، تجارت الکترونیکی و بازارهای پیشرفته ارز، وضعیت اقتصاد جهان را دگرگون ساخته و لزوم تغییر ماهیت دولت از دولت‌های امروزی به دولت‌های الکترونیکی امری اجتناب‌ناپذیر به‌نظر می‌رسد. این پیشرفت‌ها نقش مهمی را در کاهش هزینه‌های معاملاتی[4] ایفا می‌کنند.[5] تانزی[6] (2005) محدودیت‌های عملکردی دولت در قرن 21 را به‌شرح زیر بیان می‌کند:

- دولت باید به رقابت و شفافیت بازارها کمک کند و از حقوق مصرف‌کنندگان به‌خوبی صیانت نماید.
- دولت باید از طریق توسعه بازارهای خارجی و اینترنتی، آزادی انتخاب مصرف‌کنندگان را افزایش دهد و از تولید کالاها و خدماتی که بخش خصوصی می‌تواند تولید کند، خودداری نماید.
- نهادهای سیاسی فقط در صورتی باثبات خواهند بود که به‌وسیله سازمان‌هایی که میل به ادامه بقا دارند حمایت شوند. بنابراین، بخش اساسی اصلاحات سیاسی ـ اقتصادی ایجاد چنین سازمان‌هایی باید باشد.
- تغییر نهادها و تغییر نظام‌های اعتقادی کارگزاران برای اصلاحات موفق امری ضروری است، زیرا این الگوی ذهنی افراد و کارگزاران است که انتخاب‌ها را شکل می‌دهد.

---

[1] Devaraja and Hemmer (1997)
[2] Schuknecht and Tanzi
[3] Human Development Index
[4] Transaction Cost
[5] Tanzi (2004)
[6] Tanzi (2005)

Archive of SID

www.SID.ir

- رشد بلندمدت اقتصادی مستلزم توسعه قانون و محافظت از آزادی‌های سیاسی و مدنی است.

در مورد نقش اقتصادی دولت اولین بررسی به اقتصاددان مشهور آلمانی؛ واگنر[1] (1890) نسبت داده شده است که به قانون واگنر یا قانون توضیح رشد دولت مشهور است. وی بیان می‌کند؛ «با رشد درآمد سرانه اقتصاد، اندازه نسبی بخش عمومی نیز افزایش می یابد.» قانون واگنر بر مبنای حرکتی تجربی استوار است. افزایش درآمدها و گسترش شهرنشینی در نتیجه صنعتی شدن می‌تواند پیامدهای خارجی و جانبی خاص خود را به همراه داشته باشد. بدیهی است خود این امر، مستلزم دخالت بیشتر دولت در اقتصاد است. لذا واگنر ظهور بخش‌های خدمات بانکی دولتی، خدمات قانونی، رشد هزینه‌های عمومی آموزش و پرورش و خدمات بهداشتی ارائه شده توسط بخش عمومی را مورد تأکید قرار داده و کشش درآمدی تقاضای آنها را محاسبه نموده است. از نظر واگنر، این خدمات دارای حساسیت درآمدی تقاضای بیش از یک است. از این‌رو، با افزایش درآمد واقعی در اقتصاد مخارج عمومی برای این خدمات به نسبت بیشتری افزایش می‌یابد و این به نوبه خود باعث افزایش نسبت مخارج عمومی به تولید ناخالص ملی می‌شود.

کامرون[2] (1978) در مطالعه‌ای برای 18 کشور سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه به بررسی رابطه بین بازبودن اقتصاد و اندازه دولت پرداخت. وی دریافت که افزایش باز بودن تجارت (جمع صادرات و واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی) منجر به رشد مخارج دولتی می‌شود. به این دلیل ریسک رقابت در اقتصاد بین‌الملل افزایش می‌یابد.

ابی‌زاده و یوسفی[3] (1988) عوامل مؤثر بر افزایش مخارج دولت در کانادا را مورد بررسی قرار دادند. الگوی ارائه شده آنها ابعاد سیاسی و اقتصادی رشد مخارج دولت را شامل می‌شد. نتایج مطالعه آنها حاکی از ارتباط مثبت و همبستگی شدیدی بین درجه باز بودن اقتصاد و نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی (اندازه دولت) داشت.

رودریک (1998) با نگاه به تجارت بین‌الملل توضیح متفاوتی برای رشد اندازه دولت عرضه کرده است. وی در مقاله‌ای با عنوان «چرا اقتصادهای بازتر دولت‌های بزرگتری دارند» برای 23 کشور سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه به موضوع مهم و در حد خود تعجب‌آوری پرداخته است. رودریک[4] (1997) بر اساس مطالعه کامرون (1979) با ارائه شواهد و مدارکی از این 23 کشور نشان داد که هر چه اقتصاد داخلی با دنیای خارج ارتباط بیشتری برقرار نماید و در معرض ریسک‌های بین‌المللی قرار گیرد، اندازه دولت نیز افزایش می‌یابد. وی بیان می‌کند که

[1] Wagner
[2] Cameron
[3] Abizadeh and Yosefi
[4] Rodrik

Archive of SID

www.SID.ir

هر چقدر اقتصاد یک کشور بازتر شود، این کشور در قبال نوسانات قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی که به شکل شوک‌های رابطه مبادله ظاهر می‌شوند، آسیب‌پذیرتر خواهد بود. از این رو دولت‌ها از طریق ایجاد برنامه‌های حمایتی مختلف از بیکاران و دیگر برنامه‌های اجتماعی می‌توانند ریسک چنین نوساناتی را برای شهروندان کاهش دهند. ارائه چنین خدماتی از طرف دولت نیازمند انجام هزینه‌های قابل توجهی است. به نظر رودریک در کشورهای در حال توسعه که دولت فاقد توانایی لازم برای ارائه مؤثر چنین خدماتی است، گسترش دولت برای استخدام افراد بیشتر و حمایت آنها از ریسک‌های ناشی از تجارت بین‌الملل انتخابی طبیعی است.

در مطالعه رودریک که با مقایسه بین درجه باز بودن اقتصاد که به واسطه شاخص سهم تجارت در تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری جهانی شدن اقتصاد و حجم دولت که به‌واسطه شاخص مخارج دولت در تولید ناخالص داخلی سنجیده می‌شود، نشان داده شده که یک ارتباط مثبت، قوی و محکم بین باز بودن اقتصاد و اندازه دولت وجود دارد. همچنین رودریک معتقد است دولت و بازارها در اقتصادهای باز تا درجه‌ای مکمل هم بوده‌اند و در اقتصادهایی که مزایای بیشتری از بازارهای جهانی به‌دست آورده‌اند (بازتر بوده‌اند) اندازه دولت‌ها سریع‌تر رشد و گسترش یافته است. رودریک در توضیح این امر که چرا با افزایش تجارت و باز بودن اقتصادها، حجم دولت و مخارج آن افزایش می‌یابد، این فرضیه را بیان می‌کند که «مخارج دولتی در اقتصادهایی که در معرض ریسک بیرونی زیادی واقع شده‌اند، نقش کاهنده ریسک را بازی می‌کند». وی الزام دولت به ارائه بیمه اجتماعی را مهم‌ترین عامل در افزایش مخارج می‌داند و می‌گوید دولت‌ها با این عمل، سهمی را در تعدیل و کاهش خطرات ناشی از مواجه شدن با تجارت جهانی به عهده می‌گیرند. وی توضیح می‌دهد که برخی معتقدند پایین آوردن مقیاس دولت، بدون توجه به نااطمینانی‌های اقتصادی ایجاد شده توسط جهانی شدن، ممکن است به‌طور واقعی به آینده آزادی تجارت جهانی لطمه وارد سازد.[1]

بریتس چگیر و هیتیچ[2] (2002) رابطه مثبتی بین آزادی مالی و آزادی اقتصادی با رشد مخارج رفاهی به‌دست آوردند که نتایج مطالعه آنها از مطالعه رودریک حمایت می‌کرد. سانز و ولاسکوئز[3] (2003) اثر آزادی اقتصادی بر اندازه دولت را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه شاخص آزادی مالی (سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان شاخص آزادی مالی) و تکانه‌های داخلی و خارجی ناشی از آزادی مالی نیز استفاده شده است. نتایج یافته‌ها از اثر مثبت آزاد بودن اقتصاد بر بخش‌های مخارج سلامت و تأمین اجتماعی حکایت داشت که با مطالعه و یافته‌های

[1] Dadgar and Nazari (2008)
[2] Bretschger and Hettich
[3] Sanz and Velazquez

Archive of SID

www.SID.ir

رودریک سازگار بود. گارین و تراسک[1] (2005) استدلال رودریک را مورد سنجش قرار دادند. آنها به این نتیجه رسیدند که کشورهایی که دارای درجه باز بودن اقتصادی کمتری هستند رشد مخارج دولت‌شان بیشتر است. این مطالعه اثرگذاری آزادی تجارت را بر رشد اندازه دولت مورد پذیرش قرار داد.

بناروچ و پاندی[2] (2008) با بررسی داده‌های مربوط به 96 کشور جهان در دوره زمانی 2000-1970 در چارچوب داده‌های ترکیبی به بررسی رابطه علّی میان باز بودن تجاری و اندازه دولت پرداختند. نتایج، بیانگر وجود رابطه علّی منفی و معنادار اندازه دولت با باز بودن تجاری است. همچنین آنها در یک مدل جداگانه با به‌کارگیری روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت فرضیه جبرانی رودریک را آزمون کردند که نتیجه نشان داد ارتباط معناداری میان بازبودن تجاری و اندازه دولت وجود ندارد.

مطالعه کاه و همکاران[3] (2008) برای 4 کشور عضو اتحادیه جنوب شرق آسیا در دوره زمانی (2006-1974) با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه توضیحی[4] نشان داد که باز بودن تجاری بر اندازه دولت اثر مثبت و معناداری دارد. مطالعه رام[5] (2009) با به‌کارگیری داده‌های مربوط به 150 کشور در سال‌های 1960 تا 2000، در قالب مدل رگرسیون با داده‌های ترکیبی به‌طور جداگانه اثر اندازه کشور بر باز بودن تجاری، اثر اندازه کشور روی اندازه دولت و اثر باز بودن تجاری بر اندازه دولت را مورد مطالعه و آزمون قرار داد. برآوردها به روش رگرسیون با اثرات ثابت نشان داد، اندازه کشور بر باز بودن تجاری اثر مثبت و معناداری دارد و اندازه کشور بر اندازه دولت تأثیر معناداری ندارد. همچنین باز بودن تجاری بر اندازه دولت به‌گونه‌ای مثبت و معنادار اثر می‌گذارد.

شهباز و همکاران[6] (2010) در مطالعه خود با به‌کارگیری روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده[7] و مدل تصحیح خطا[8] برای داده‌های کشور پاکستان، به آزمون فرضیه کامرون (1978) و و رودریک (1998) می‌پردازند که در نهایت این فرضیه مورد تأیید قرار می‌گیرد. دادگر و نظری[9] (2008) با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری به‌بررسی تأثیر جهانی شدن اقتصاد

---

[1] Garen and Trask
[2] Benarroch and Pandey
[3] Kueh et al.
[4] ARDL
[5] Ram
[6] Shahbaz et al.
[7] Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)
[8] Error Correction Model (ECM)
[9] Dadgar and Nazari

Archive of SID

www.SID.ir

بر اندازه دولت در ایران طی دوره 1353-1385 می‌پردازند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد جهانی‌شدن تجارت در ایران باعث رشد اندازه دولت شده و بیشترین توضیح‌دهندگی رشد اندازه دولت را در اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

در دهه‌های اخیر، اشکال مختلف جریان‌های بین‌المللی سرمایه نیز از رشد بالایی برخوردار بوده است. از جمله می‌توان به سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی،[1] سرمایه‌گذاری خارجی در اوراق بهادار، وام‌های بانکی، اوراق قرضه و سهام که از آن به سرمایه‌گذاری سبد دارایی خارجی تعبیر می‌شود، اشاره نمود. این افزایش در سرمایه‌گذاری و تجارت را می‌توان تا حد زیادی ناشی از سیاست‌های گسترده آزادسازی تجاری و مالی در کشورهای مختلف دنیا دانست. برای اندازه‌گیری باز بودن مالی از شاخص‌های مختلفی همچون: گردش روزانه ارز خارجی، ذخایر اعتبارات بانکی فرامرزی، دارایی‌های بانکی فرامرزی، خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نیز خالص جریان سرمایه خصوصی[2] به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود.[3] در این تحقیق از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان شاخص باز بودن مالی استفاده شده است. باز بودن مالی بر خلاف باز بودن تجاری دارای بر اندازه دولت اثر منفی دارد. همان‌طور که سوانک (2002) نشان می‌دهد افزایش در تحرک بین‌المللی سرمایه با کاهش مخارج رفاه اجتماعی همراه است که جهت ورود سرمایه بیشتر بایستی پایه‌های مالیاتی کاهش یابند که این موضوع کاهش درآمدهای مالیاتی دولت و در نهایت کوچک‌تر شدن اندازه دولت را به‌همراه خواهد داشت.[4]

3. تصریح و برآورد مدل

3-1. مدل

مدل پایه‌ای برای بررسی اثر جهانی شدن تجاری و مالی بر اندازه دولت با الهام از مبانی نظری و ادبیات تجربی به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$GS_t = f(FDI_t, TR_t, GDPP_t, INDUS_t, UP_t) \qquad (1)$$

---

[1] Foreign Direct Investment (FDI)

[2] Private Capital Flows (PCF)

[3] Dadgar and Naji Maidani (2003)

[4] علاوه بر مطالعه سوانک (2002)، مطالعات دیگری همچون کویجانو و گیشا (2006)، لیبراتی (2006) و شهباز و همکاران (2010) اثر منفی باز بودن مالی بر اندازه دولت را ارزیابی کرده‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

GS_t اندازه دولت که براساس تعریف اولیه رودریک (1998) و السینا و وازیارگ[1] (1998) سهم (درصد) مخارج دولت در تولید ناخالص داخلی است. TR_t درجه باز بودن تجاری کشور است که برای اندازه‌گیری درجه باز بودن تجاری به‌عنوان شاخصی برای جهانی شدن تجارت از نسبت جمع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. بر اساس فرضیه رودریک انتظار بر این است که رابطه بین شاخص جهانی شدن تجارت و اندازه دولت مثبت ارزیابی شود.

$GDPP_t$ تولید ناخالص داخلی سرانه کشور است. FDI_t نسبت خالص جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی کشور است. از این متغیر به‌عنوان شاخص باز بودن مالی استفاده شده است و انتظار بر این است که با اندازه دولت رابطه منفی داشته باشد. $INDUST_t$ شاخص صنعتی شدن کشور است. برای اندازه‌گیری شاخص صنعتی شدن از نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. هر چه کشور صنعتی‌تر باشد، اندازه دولت کوچکتر است. بنابراین، رابطه بین صنعتی شدن و اندازه دولت منفی ارزیابی می‌شود. UP_t نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت است. همان‌طور که بناروچ و پاندی[2] (2008) بیان می‌دارند انتظار بر این است که ارتباط بین شهری شدن و اندازه دولت منفی باشد.

برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل مورد نظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها[3] که توسط پسران و همکاران[4] (2001) ارائه گردید، تخمین زده شده است. پیش از این از روش‌های انگل ـ گرنجر و یوهانسون برای بررسی رابطه هم‌جمعی میان متغیرها استفاده می‌شد، مسئله‌ای که در ارتباط با روش‌های مذکور وجود دارد لزوم هم‌جمع[5] بودن تمام متغیرها از درجه یک است. مهم‌ترین مزیت آزمون کرانه‌ها نسبت به روش‌های پیشین این است که بدون توجه به هم‌جمع بودن متغیرها از یک درجه (صفر یا یک) به تبیین روابط بلندمدت می‌پردازد.

به تبعیت از پسران و همکاران (2001)، این مقاله از روش آزمون کرانه‌ها و با مدل‌سازی رابطه بلندمدت به‌عنوان یک مدل خودرگرسیونی برداری[6] (VAR) از رتبه r استفاده می‌کند:

---

[1] Alesina and Wacziarg
[2] Benarroch and Pandey
[3] Bounds Test
[4] Pesaran et al.
[5] Integrated
[6] Vector Autoregressive (VAR)

Archive of SID

www.SID.ir

$$Z_t = C_0 + b_t + \sum_{i=1}^{p} f_i Z_{t-i} + e_t, t = 1,2,3,..., T \quad (2)$$

z_i برداری از متغیرهای y_i و x_i است. C_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها و b یک بردار (k+1) از ضرائب روند[1] است. پسران و همکاران (2001) مدل VECM[2] زیر را برای رابطه فوق به‌دست آورده‌اند:

$$\Delta Z_t = C_0 + b_t + p_t Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + e_t, t = 1,2,3,..., T \quad (3)$$

$$\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} y_i, i = 1,2,..., p-1 \text{ و } p = I_{k+1} \sum_{i=1}^{p} y_i$$

y_i بردار متغیرهای وابسته I(1) است که با Lny_i تعریف شده و $x_t = [FDI_t, TR_t, GDPP_t, INDUS_t, UP_t]$ یک ماتریس برداری از متغیرهای توضیحی I(0) و I(1) است، $e_t = (e_{1t}, e'_{2t})'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر، (i,i,d)[3] واریانس همسان فرض شده است. علاوه بر این، با این فرض که یک ارتباط بلندمدت واحد میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی به‌دست می‌آید. پسران و همکاران (2001) با توجه به وجود یا عدم وجود و مقید یا غیرمقید بودن عرض مبدأ و روند، پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی نموده‌اند. به‌طور معمول در مطالعات تجربی حالت‌های سوم و پنجم مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل تصحیح خطای شرطی مربوط به این مقاله در دو حالت مذکور به‌صورت زیر است:

حالت سوم ـ با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند:

$$\Delta GS_t = c_0 + d_1 GS_{t-1} + d_2 FDI_{t-1} + d_3 TR_{t-1} + d_4 GDPP_{t-1} + d_5 INDUS_{t-1} + d_6 UP_{t-1}$$
$$+ \sum_{i=1}^{p} \Delta GS_{t-i} + \sum_{k=1}^{q} j_k \Delta FDI_{t-k} + \sum_{l=1}^{q} h_l \Delta TR_{t-l} + \sum_{m=1}^{q} h_m \Delta GDPP_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} q_n \Delta INDUS_{t-n}$$
$$+ \sum_{s=1}^{q} z_s \Delta UP_{t-s} + \Psi D_t + e_t$$

حالت پنجم ـ با عرض از مبدأ و روند نامقید:

[1] Trend
[2] Vector Error Correction Model (VECM)
[3] Identically and Independently Distributed

Archive of SID

www.SID.ir

$$\Delta GS_t = c_0 + bt + d_1 GS_{t-1} + d_2 FDI_{t-1} + d_3 TR_{t-1} + d_4 GDPP_{t-1} + d_5 INDUS_{t-1} + d_6 UP_{t-1}$$
$$+\sum_{i=1}^{p} \Delta GS_{t-i} + \sum_{k=1}^{q} j_k \Delta FDI_{t-k} + \sum_{l=1}^{q} h_l \Delta TR_{t-l} + \sum_{m=1}^{q} h_m \Delta GDPP_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} q_n \Delta INDUS_{t-n}$$
$$+\sum_{s=1}^{q} z_s \Delta UP_{t-s} + \Psi D_t + e_t$$

در روابط فوق d_iها ضرائب بلندمدت، c_0 عرض از مبدأ است. در آزمون کرانه‌ها گام نخست، تخمین رابطه ECM شرطی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به‌منظور آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با به‌کارگیری آزمون فرضیه F به‌شرح زیر است:

$$H_N : d_1 = d_2 = d_3 = d_4 = d_5 = d_6 = 0$$
$$H_A : d_1 \neq d_2 \neq d_3 \neq d_4 \neq d_5 \neq d_6 \neq 0$$

برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها توسط نارایان[1] (2005) ارائه شده است: کرانه پائین 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 هم‌جمع بودن متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را رد نمود. اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد نمود. در نهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. در گام دوم، می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ شرطی به‌شرح زیر را تخمین زد:

$$GS_t = c_0 + bt + \sum_{i=1}^{p} d_1 \Delta GS_{t-i} + \sum_{k=1}^{q_1} d_2 \Delta FDI_{t-k} + \sum_{l=1}^{q_2} d_3 \Delta TR_{t-l} + \sum_{m=1}^{q_3} d_4 \Delta GDPP_{t-m} +$$
$$\sum_{n=1}^{q_4} d_5 \Delta INDUS_{t-n} + \sum_{s=1}^{q_5} d_6 \Delta UP_{t-s} + \Psi D_t + e_t$$

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ برای پنج متغیر را با استفاده از معیار شوارتز[2] تعیین نمود. در گام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به وسیله تخمین ECM زیر به‌دست می‌آید:

[1] Narayan
[2] Schwarz Criterion (SC)

Archive of SID

www.SID.ir

$$\Delta GS_t = c_0 + bt + \sum_{i=1}^{p} r_i \Delta GS_{t-i} + \sum_{k=1}^{q} j_k \Delta FDI_{t-k} + \sum_{l=1}^{q} \Omega_l \Delta TR_{t-l} + \sum_{m=1}^{q} h_m \Delta GDPP_{t-m}$$

$$+ \sum_{n=1}^{q} q_n \Delta INUS_{t-n} + \sum_{s=1}^{q} z_s \Delta UP_{t-s} + J ecm_{t-1} + e_t$$

در روابط فوق z, q, h, Ω, j, r ضرایب کوتاه‌مدت پویای مدل‌ها به سمت تعادل و J پارامتر سرعت تعدیل می‌باشد.

2-3. روش تحقیق

در این تحقیق پس از جمع‌آوری داده‌ها برای کشور ایران طی دوره زمانی 1352-1386، به آزمون فرضیه‌ها با استفاده از نرم‌افزار Eviews پرداخته شده است. روش جمع‌آوری داده‌ها به‌صورت کتابخانه‌ای بوده و منبع اطلاعات این پژوهش، داده‌های نرم‌افزار بانک جهانی[1] است.

3.3. نتایج پژوهش

در جدول 1 نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) برای متغیرهای اندازه دولت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن تجاری آورده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود مطابق آزمون‌های مذکور، اندازه دولت و درجه باز بودن تجاری I(1) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی I(0) است.

جدول 1. نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP

آماره	GS_t	lag	FDI_t	lag	TR_t	lag
$t_T(ADF)$	-1/122	(0)	-3/122**	(0)	2/476	(6)
$t_m(ADF)$	-2/996	(0)	-3/549**	(0)	1/240	(5)
$t(ADF)$	-0/883	(0)	2/928***	(0)	0/440	(6)
$t_T(PP)$	-1/076	(1)	-3/234**	(3)	1/699	(3)
$t_m(PP)$	-3/203	(3)	-3/552**	(2)	1/446	(2)
$t(PP)$	-0/883	(0)	-2/990***	(3)	0/542	(2)
	ΔGS_t	*lag*	ΔFDI_t	lag	ΔTR_t	lag
$t_T(ADF)$	-6/406***	(0)	-6/927***	(0)	1/634*	(5)
$t_m(ADF)$	-6/301***	(0)	-6/800***	(0)	2/353	(5)
$t(ADF)$	-6/341***	(0)	7/046***	(0)	1/675**	(5)

[1] World Bank, WDI

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول 1. نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP

آماره	GS_t	lag	FDI_t	lag	TR_t	lag
$t_T(PP)$	-6/406***	(0)	7/091***	(2)	4/661***	(3)
$t_m(PP)$	-6/301***	(0)	-6/952***	(2)	5/053***	(3)
$t(PP)$	-6/510***	(2)	-7/224***	(2)	4/718***	(3)

t_T آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند، t_m آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند و t 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 است که توسط معیار شوارتز تعیین شده است. در آزمون pp اعداد داخل پرانتز *Newey-West Bandwith* است که توسط بارتلت ـ کرنل[1] تعیین شده است. ***، ** و * به مفهوم رد فرضیه صفر به‌ترتیب در سطح 1 درصد، 5 درصد و 10 درصد است.

در جدول 2 نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP برای تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص صنعتی شدن و نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت آورده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود مطابق هر دو آزمون فوق، سه متغیر مذکور I(1) هستند.

جدول 2. نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP

آماره	$GDPP_t$	lag	$INDUS_t$	lag	UPG_t	lag
$t_T(ADF)$	-2/083	(3)	0/157	(2)	-0/501	(1)
$t_m(ADF)$	-1/656	(3)	-1/327	(2)	-2/228	(1)
$t(ADF)$	-0/121	(1)	3/146	(2)	-1/779	(1)
$t_T(PP)$	-0/989	(1)	0/026	(7)	-0/349	(3)
$t_m(PP)$	-0/540	(4)	-2/599	(2)	1/992	(3)
$t(PP)$	-0/181	(1)	5/158	(15)	2/045	(3)
	$\Delta GDPP_t$	lag	$\Delta INDUS_t$	lag	ΔUPG_t	lag
$t_T(ADF)$	-3/207**	(0)	-5/636***	(1)	-3/681***	(0)
$t_m(ADF)$	-7/240***	(2)	-5/590***	(1)	-3/632**	(0)

[1] Bartlett-Kernel

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول 2. نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP

آماره	$GDPP_t$	lag	$INDUS_t$	lag	UPG_t	lag
$t(ADF)$	-3/252***	(0)	-6/663***	(0)	-3/176***	(0)
$t_T(PP)$	-3/209**	(3)	-8/497***	(6)	-3/681***	(0)
$t_m(PP)$	-4/151**	(15)	-8/589***	(7)	-3/632**	(0)
$t(PP)$	-3/250***	(3)	-6/616***	(3)	-3/097***	(1)

***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح 1 درصد، 5 درصد و 10 درصد است.

با توجه به اینکه درجه جمعی داده‌ها همسان نیست، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود. در جدول 3 مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. به تبعیت از قاتیرچی‌اغلو[1] (2009) و با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از 80 داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان (2005) استفاده شده است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است.

جدول 3. نتایج مقادیر بحرانی روش مدل‌سازی ARDL

K=6	0/10		0/05		0/01	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	1(1)
F_{III}	2/387	3/671	2/864	4/324	4/016	5/797
F_V	2/879	4/114	3/426	4/790	4/704	6/537

در جدول 4 نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. آماره‌های به‌دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول 3 مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد نمود. در نهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. مشاهده می‌شود که هر دو آماره F_{III} و F_V در سطح استاندارد 5 درصد بزرگتر از مقادیر بحرانی جدول نارایان (2005) هستند. بنابراین، می‌توان گفت که در سطح معناداری 5 درصد آزمون کرانه‌ها وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید می‌کند و از این‌رو وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را نمی‌توان رد نمود.

[1] Katircioglu

Archive of SID

www.SID.ir

جدول 4. آزمون کرانه‌ها

		با روند	بدون روند
	Lag	F_V	F_{III}
$F\ (GS_t \mid FDI_t, TR_t, GDPP_t, INDUS_t, UP_t)$	1	5/081**	4/916**

توجه: مقادیر بحرانی آماره F توسط نارایان (2005) و مقادیر بحرانی آماره t توسط پسران و همکاران (2001) تعیین شده است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است. تعداد وقفه‌ها بر اساس معیار شوارتز تعیین شده است.

در جدول 5 تخمین ضرائب بلندمدت مدل ARDL گزارش شده است. همان‌طوری‌که مشاهده می‌شود ضریب مربوط به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) منفی و مطابق انتظار است اما احتمال مربوط به آن بزرگ بوده و در سطح 10 درصد معنادار است. علامت ضریب مربوط به متغیر درجه باز بودن تجاری (TR) مثبت بوده و علامت آن مطابق انتظار است و احتمال مربوط به آن در سطح 1 درصد معنادار است. مقدار ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPP) بسیار کوچک تخمین زده شده و علامت آن مطابق انتظار بوده اما احتمال مربوط به آن بزرگ است و معنادار نیست. مقدار ضریب شاخص صنعتی شدن کشور (INDUS) بزرگ تخمین زده شده است، علامت آن مطابق انتظار بوده و در سطح 1 درصد معنادار است. ضریب نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت (UP) مثبت بوده و احتمال مربوط به آن در سطح 5 درصد معنادار است.

جدول 5. تخمین ضرائب بلندمدت با استفاده از روش ARDL

ARDL (0,2,1,2,1,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته GS_t است.				
	ضریب	**انحراف معیار**	**آماره t**	**احتمال**
FDI_t	-1/169	0/585	-1/999	(0/055)
TR_t	0/237	0/042	5/563	(0/000)
$GDPP_t$	0/002	0/001	1/411	(0/168)
$INDUS_t$	-123/568	23/562	-5/244	(0/000)
UP_t	0/340	0/125	2/707	(0/011)
C	5/336	4/159	1/282	(0/209)

در جدول 6 نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL آورده شده است. مشاهده می‌شود که در کوتاه‌مدت تنها متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه دارای تأثیر معنادار بر متغیر

Archive of SID

www.SID.ir

اندازه دولت است. ضریب جمله تصحیح خطا به میزان 0/94- تخمین زده شده که از نظر آماری کاملاً معنادار و علامت آن مطابق انتظار است. بنابراین، می‌توان گفت که در مدل مورد استفاده در این مقاله تقریباً 94 درصد از عدم تعادل به‌علت تکانه‌های سال قبل، در سال جاری از بین می‌رود.

جدول 6. مدل تصحیح خطا براساس مدل ARDL انتخابی

ARDL (0,2,1,2,1,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته ΔGS_t است.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
ΔFDI_t	0/416	0/290	1/431	(0/165)
ΔFDI_{t-1}	0/699	0/293	2/379	(0/026)
ΔTR_t	0/087	0/030	2/904	(0/080)
$\Delta GDPP_t$	-0/005	0/001	-2/773	(0/108)
$\Delta GDPP_{t-1}$	-0/010	0/002	-4/836	(0/000)
$\Delta INDUS_t$	-63/784	18/132	-3/517	(0/001)
ΔUP_t	0/478	0/355	1/347	(0/191)
DW	2/766	0/825	3/350	(0/002)
C	-0/174	0/389	-0/447	(0/658)
ECT_{t-1}	-0/944	0/107	-8/785	(0/000)

$R^2 = 0.840$	SER=0.906	F =13.44(0.000)	SC=3.339
$\overline{R}^2 = 0.777$	RSS=18.881	DW=2.327	AC=2.885

توجه: DW متغیر موهومی مربوط به جنگ ایران و عراق است. AC معیار آکایک و SER خطای استاندارد رگرسیونی است.

در جدول 7 نتایج آزمون‌های واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی گزارش شده است. براساس نتایج این جدول، با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره t فرضیه همسانی واریانس در بین اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود، بنابراین واریانس ناهمسانی در بین اجزاء اخلال وجود ندارد. همچنین با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره t فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی در اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود، لذا در بین اجزاء اخلال خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول 7. آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL (0,2,1,2,1,0)

آزمون واریانس ناهمسانی			آزمون خودهمبستگی		
	آماره t	احتمال t		آماره t	احتمال t
CHSQ	0/072	(0/788)	CHSQ	0/993	(0/369)
F	0/077	(0/780)	F	3/281	(0/193)

4. نتایج و توصیه‌های سیاستی

در مقاله حاضر، اثر جهانی شدن تجاری و مالی بر اندازه دولت برای کشور ایران طی دوره زمانی 1352-1386 مورد ارزیابی قرار گرفت. از مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر توضیحی جهانی شدن تجاری، از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان متغیر توضیحی جهانی شدن مالی و از سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر توضیحی اندازه دولت استفاده گردید. ابتدا آزمون‌های ریشه واحد انجام شد، پس از آن به‌منظور بررسی وجود یا عدم وجود روابط بلندمدت آزمون کرانه‌ها انجام گردید و در نهایت مدل ARDL برآورد شد.

نتایج تخمین روابط بلندمدت بر اساس مدل ARDL انتخابی نشان می‌دهد که ضریب مربوط به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منفی است و مطابق انتظار است اما در سطح استاندارد از نظر آماری معنادار نیست، از این‌رو تأثیر این متغیر در بلندمدت بر مخارج دولت مورد تأیید قرار نگرفت. ضریب مربوط به متغیر درجه باز بودن تجاری مثبت و از نظر آماری معنادار بوده که علامت آن مطابق انتظار است. لذا تأثیر مثبت و معنادار این متغیر در بلندمدت بر اندازه دولت تأیید می‌شود. نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL انتخابی نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن تجاری دارای تأثیر معنادار بر اندازه دولت نیستند. براساس نتایج این مطالعه، فرضیه جبرانی رودریک درباره اثر مثبت جهانی شدن تجارت بر اندازه دولت پذیرفته می‌شود اما فرضیه اثر باز بودن مالی که سبب کاهش اندازه دولت می‌شود پذیرفته نمی‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که جهانی شدن اقتصاد (جهانی شدن تجاری) سبب رشد اندازه دولت در اقتصاد ایران می‌شود. لذا براساس نتایج مقاله پیشنهاد می‌شود ریسک‌های خارجی احتمال پیوستن به سازمان تجارت جهانی مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد و از هم اکنون به‌دنبال راه‌حل‌های مناسب از قبیل: آزادسازی، مقررات‌زدایی مؤثر و همه‌جانبه، خصوصی‌سازی و ایجاد فضای رقابتی در داخل کشور جهت مقابله با ریسک‌های بین‌المللی باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

مآخذ

Abizadeh, S., & Yosefi, M. (1988). Growth of government expenditures: The case of Canada. *Poblic Finance Quarterly*, 16(1), 78-100.

Alesina, A., & Wacziarg, R. (1998). Openness, country size and government. *Journal of Public Economics*, 69(3), 305–321.

Benarroch, M., & Pandey, M. (2008). Trade openness and government size. *Economics Letters*, 101(3), 157-159.

Bretschger, L., & Hettich, F. (2002). Globalization, capital mobility and tax competition: Theory and evidence for OECD countries. *European Journal of Political Economy*, 18(4), 695-716.

Cameron, D. R. (1978). The expansion of the public economy: A comparative analysis. *The American Political Science Review*, 72(4), 1243–1261.

Dadgar, Y., & Naji Maidani, A. (2003). Indices of economic globalization and Iran's situation. *Journal of Trade Studies*, 29, 103-135, (in Persian).

Dadgar, Y., & Nazari, R. (2008). The impact of globalization on government size in Iran. *Journal of Trade Studies*, 48, 1-38, (in Persian).

Devaraja, S., & Hemmer, J. S. (1997). *Public expenditure and risk reduction*. Paper Presented at the IIPF Congress, Kyoto, Japan.

Garen, J., & Trask, K. (2005). Do more open economies have bigger governments? Another look. *Journal of Development Economics*, 77(2), 533-551.

Katircioglu, S. T. (2009). Higher education and economic growth, *International Journal of Economics Perspectives*, 1-17

Kueh, J. S. H., & Chin-Hong, P., & Chiew-Meu, W. (2008). Bounds estimation for trade openness and government expenditure nexus of ASEAN-4 countries. *MPRA Paper 12351*. University Library of Munich, Germany.

Liberati, P. (2006). Trade openness, financial openness and government size. Università di Urbino "Carlo Bo". ISE. Revised version, August 2006. Retrieved from http://www.dauphine.fr/globalisation/liberati.pdf

Nadiri, M. (2004). Globalization and challenges of government. *Danesh Pazhohan*. (Autumn & Winter), 6. 12-21, (in Persian).

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990.

Nazari, M., & Bazargani Kia, M. (2004). Impact of globalization on textile, clothing and leather Industries during 1978-99. *Economic Research*, 64,103-126, (in Persian).

Archive of SID

www.SID.ir

Pesaran, M. H., & Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Quijano J. M., & Gaecia, D. R. (2006). *Causality and determinants of government spending and economic growth: The philippines experience 1980-2004, Hong Kong Convention and Exhibition Centre,* June 28-30. Hong Kong, China.

Ram, R. (2009). Openness, country size, and government size: Additional evidence from a large cross-country panel. *Journal of Public Economics*, 93(1-2), 213-218.

Rodrik, D. (1997). *Has globalization gone too far.* Washington D. C.: Institute for International Economics.

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

Sanz I., & Velazquez, F. J. (2003). *Does globalization increase government size? An analysis of the effects of foreign direct investment on total government expenditures and its components.* Mimeo.

Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2005). *Reforming public expenditure in industrialized countries: Are there trade-offs? European Central Bank Working Paper* 435.

Shahbaz, M., Ur Rehman, H., & Amir, N. (2010). The impact of trade and financial-openness on government size: A case study of pakistan. *Journal of Quality and Technology Management*, 6, 105-118.

Swank, D. (2002). *Global capital, political institutions and policy change in developed welfare states*. Cambridge: Cambridge University Press.

Tanzi, V. (2000). *Policies, institutions and the dark side of economics***.** Cheltenham, UK. Elgar Publisher.

Tanzi, V. (2005). The economic role of the state in the 21st century. *Cato Journal*, 25(3), 617-638.

Tanzi, V. (2004). Globalization and the need for fiscal reform in developing countries. *Journal of Policy Modeling*, 26(4), 525-542.

Wagner, R. E. (1890). *Classics in the theory of public finance* (Eds) R. A. Musgrave and A. T. Peacock, London: Macmillan.

World Bank (2009). World development indicators CD-ROM, Washington, D. C.

Archive of SID

www.SID.ir