فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)
سال دوازدهم، شماره ۴۶، پاییز ۱۳۹۱، صفحات ۲۶-۱

تأثیر آزادسازی مالی و تجاری بر نوسان‌پذیری تولید در ایران

محسن ابراهیمی* و حمیدرضا لارتی**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۴/۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۲/۶

چکیده

در دهه‌های اخیر، سیاست‌های آزادسازی مالی و تجاری مورد توجه اغلب کشورها قرار گرفته و نتایج مختلفی را برای آنها به دنبال داشته است. به همین منظور در این تحقیق به دنبال بررسی تأثیر آزادسازی مالی و تجاری بر نوسان تولید در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای دوره زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۶ هستیم.

نتایج نشان می‌دهد، در مدل نفتی، آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و معنادار و آزادسازی مالی تأثیر منفی و بی‌معنا بر نوسان تولید دارد. در مدل غیرنفتی نیز، هر دو متغیر تأثیر مثبت و معناداری بر نوسان تولید دارد. همچنین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود. مقدار ضریب تصحیح خطا نیز برابر با ۰/۴۹- به‌دست آمده است که میزان تعدیل به سمت مقادیر تعادلی را در بلندمدت نشان می‌دهد. آزمون-های ثبات ساختاری نیز گویای استحکام مدل طی دوره زمانی مورد نظر است.

طبقه‌بندی JEL: C22,E23,F13,F21.

کلیدواژه‌ها: آزادسازی مالی، آزادسازی تجاری، نوسان تولید، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی.

* دانشیار دانشگاه بوعلی سینا همدان، پست الکترونیکی: ebrahimimo@yahoo.com.

** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه بوعلی سینا همدان، پست الکترونیکی: lartih@gmail.com.

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

اهمیت اصلی جهانی‌سازی، حرکت دنیا به سمت آزادسازی تجاری و مبادلات مالی وسیع‌تر است که امروزه در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه مشاهده می‌شود. آزادسازی به هم‌گرایی بیشتر کالاها و بازارهای سرمایه منجر می‌شود که باعث دستیابی کشورها به رشد و رفاه بالقوه خواهد شد. هرچند ممکن است هم‌گرایی بیشتر به آسیب‌پذیری بالاتر نسبت به شوک‌ها منتهی شود. این آسیب‌پذیری، به‌ویژه برای کشورهای درحال‌توسعه به‌دلیل تخصص‌گرایی در تولید و منابع درآمدی محدود، سیاست‌های ناپایدار، بازارهای مالی ابتدایی و زیرساخت‌های ضعیف، بسیار بااهمیت است.

ویژگی برجسته اقتصاد بین‌المللی در بیست سال گذشته، از سویی، هم‌گرایی بیشتر مالی و تجاری در بین کشورهای درحال‌توسعه و از سوی دیگر، تکرار بی‌ثباتی مالی و بحران‌های اقتصادی بوده است. این عوامل به بحث بین کشورها در مورد شرایط مطلوب آزادسازی منجر شده است. ارتباطات تجاری بین کشورها در طول چهار دهه اخیر افزایش یافته است. از سوی دیگر، جریان‌های سرمایه برون‌مرزی از اواسط دهه هشتاد میلادی اوج گرفته است. به‌رغم آنکه ارتباطات تجاری به‌طور گسترده‌ای در بین کشورها گسترش یافته، تنها بخش کوچکی از کشورهای درحال‌توسعه که به نام« بازارهای نوظهور» شناخته می‌شوند، به صورت معناداری وارد عرصه هم‌گرایی مالی شده‌اند. برخی از این کشورها رشد بالایی را تجربه کردند، اما در معرض نوسان‌های شدیدی نیز قرار گرفتند که خود را به صورت بحران‌های مالی در طول پانزده سال اخیر نشان داد. این مشاهدات باعث ایجاد این پرسش شد که آیا هم‌گرایی بیشتر، ارتباطی با نوسان‌پذیری و رشد دارد؟

بخش‌های دیگر این مقاله به این ترتیب است: در قسمت دوم به مرور مبانی نظری می‌پردازیم. سپس، در بخش سوم، مطالعات انجام گرفته در گذشته را در دو قسمت مطالعات داخلی و خارجی بررسی می‌کنیم. در بخش چهارم به توصیف داده‌ها و مدل مورد استفاده می‌پردازیم. قسمت‌های پنجم و ششم به ترتیب به برآورد تجربی مدل و نتیجه‌گیری و پیشنهادها، اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری

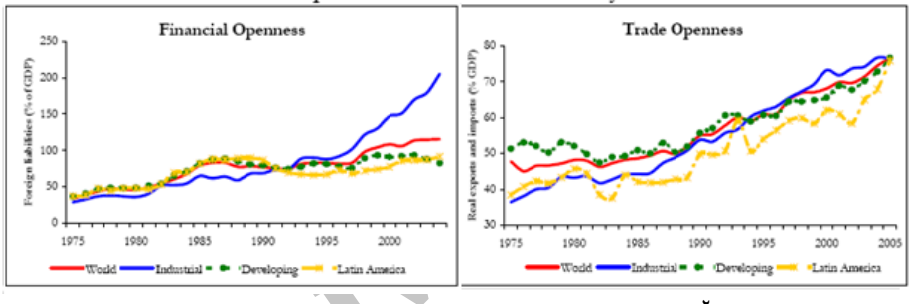
امروزه این توافق وجود دارد که کاهش نوسان چرخه‌های تجاری مشاهده شده در دهه‌های اخیر، ناشی از افزایش میزان هم‌گرایی‌های بین‌المللی تجاری و مالی است. نوسان رشد در جهان در ۲۰

Archive of SID

www.SID.ir

سال اخیر کاهش یافته است. به‌طور میانگین، انحراف استاندارد رشد در GDP[1] سرانه در سال ۲۰۰۵ تقریباً ۶۰درصد انحراف استاندارد در سال ۱۹۸۵، برای هر دو گروه کشورهای صنعتی و درحال‌توسعه بوده است. در همین زمان، با توجه به شکل شماره ۱، شاهد تمایل پایدار به باز بودن مالی و تجاری وسیع‌تر در هر دو گروه کشورهای صنعتی و درحال‌توسعه بودیم. باز بودن تجاری – با معیار صادرات و واردات حقیقی به صورت درصدی از GDP– از میانگین جهانی ۴۸ درصد از GDP در سال ۱۹۷۵ به ۷۷ درصد از GDP در سال ۲۰۰۵ افزایش یافته است. باز بودن مالی – با معیار بدهی‌های خارجی به صورت درصدی از GDP – از میانگین جهانی از ۸۰ درصد در سال ۱۹۷۵ به ۱۱۵درصد در سال ۲۰۰۵ رشد داشته است.

نمودار ۱- روند تغییرات آزادسازی مالی و تجاری در بین گروه‌های مختلف کشورها و جهان



مأخذ: کالدرون و همکاران[2]، ۲۰۰۸.

به لحاظ تئوریک (نظری)، باز بودن تجاری موجب رشد اقتصادی بالا و باثبات، سرریز دانش، نوآوری و کمک به تخصیص کاراتر منابع می‌شود، اما علاوه بر افزایش میانگین نرخ رشد GDP، با قرار دادن کشورها در معرض شوک‌های رابطه مبادله، باعث نوسان تولید نیز می‌شود. همچنین ممکن است نوسانات اقتصاد در سطح کلان را با جدا کردن بخش صادرات از سایر قسمت‌های اقتصاد کاهش دهد. باز بودن تجاری بیشتر می‌تواند نوسان رشد را از طریق افزایش نوسان صنایع قابل مبادله و هدایت اقتصاد به افزایش تخصص‌گرایی در تولید، افزایش دهد.

1- Gross Domestic Product
2- Calderón and K. Schmidt-Hebbel.

www.SID.ir

همچنین به نظر می‌رسد آزادسازی حساب سرمایه نقش مهمی در تحریک بحران‌های مالی ایفا کند (این ادعا با توجه به وجود برخی شواهد، مبنی‌بر علت اصلی بحران‌های تجربه شده توسط اقتصادهای نوظهور طی دهه‌های اخیر، بیان شده است). به شکل درخور تأملی، شواهد تجربی اندکی در حمایت از این دیدگاه که آزادسازی حساب سرمایه به خودی‌خود آسیب‌پذیری را در مقابل بحران‌ها افزایش می‌دهد، وجود دارد. بحران‌ها زمانی توجه بیشتری را به خود جلب می‌کنند که به‌طور خاص، نوسان پدیده‌های کلان اقتصادی را به‌شدت آشکار سازند. در اینجا نتایج از مطلوبیت کمتری برخوردارند (مدرکی وجود ندارد که هم‌گرایی مالی به منافع وعده داده شده مبنی‌بر تقسیم ریسک بین‌المللی توسعه یافته و کاهش نوسان مصرف، دست یابد).

توجه گسترده به محدود کردن نوسان اقتصاد کلان از سال‌های میانی دهه ۱۹۸۰ در بین کشورهای صنعتی آغاز شد. به نظر می‌رسد محدودیت نوسان تولید به‌عنوان یک رویه در اقتصادهای نوظهور و کشورهای درحال‌توسعه مورد توجه قرار گرفته است. هرچند، شواهد موجود براساس مطالعاتی است که از مدل‌های رگرسیونی متنوع، نمونه‌های مختلف کشورها و دوره‌های زمانی گوناگون استفاده کرده‌اند، اما این نتیجه به‌دست آمده است که رابطه تجربی سیستماتیکی بین آزادسازی مالی و نوسان تولید وجود ندارد.

کوز، پراساد[1] و ترونز[2] (۲۰۰۳)، بیان می‌کنند که گرایش اصلی در تحولات دینامیک نوسان نشان می‌دهد طی دهه ۱۹۹۰، متوسط کاهش نوسان رشد اقتصادی در اقتصادهای نوظهور از کشورهای صنعتی و کشورهای درحال‌توسعه با درآمد اندک، کمتر بوده است. مهم‌تر آنکه، آنها دریافتند، نسبت نوسان رشد مصرف به نوسان رشد درآمد در طول دوره اخیر جهانی‌سازی برای اقتصادهای نوظهور افزایش یافته است. این نسبت برای دو گروه دیگر از کشورها ثابت مانده است. آنچه جالب توجه بوده، تنها افزایش نوسان مصرف نیست (شاید به دلیل بحران‌های تجربه شده توسط این کشورها که با افزایش نوسان تولید همراه بود)، بلکه افزایش بیشتر نوسان تولید است. این امر نتیجه قابل توجهی در مورد منافع تئوریکی است که در مورد هم‌گرایی مالی گفته شد (این مسأله باعث می‌شود کشورها با تقسیم ریسک درآمدی، مصرف باثبات‌تری داشته باشند).

این نویسندگان همچنین دریافتند نوسان نسبی رشد مصرف با افزایش سطح آزادسازی مالی، افزایش می‌یابد، اما این افزایش تا سطح خاصی از هم‌گرایی ادامه دارد. در سطوح بالاتر هم‌گرایی

1- Prasad
2- Terrones

www.SID.ir

مالی، کشورها به منافع هم‌گرایی مالی به صورت تقسیم ریسک بهینه و ثبات مصرف نسبی بهتر در حالت خودکفایی اقتصادی، دست خواهند یافت. با چنین فروضی، بیشتر کشورهای صنعتی بالاتر از چنین سطحی از هم‌گرایی قرار گرفته‌اند و اغلب اقتصادهای نوظهور نیز به این سطح دست یافته‌اند.

نوسان تولید به‌طور عموم با تناوب و اندازه شوک‌هایی که بر اقتصاد مؤثرند، مرتبط است. ازاین‌رو، تعجب‌آور نخواهد بود که با آزادسازی بیشتر، نوسانات تولیدی بیشتری نیز مشاهده شود. با وجود این، اقتصاددانان معتقدند، آزادسازی تجاری رشد اقتصادی را به همراه دارد.

اثر تئوریک افزایش جریان مالی و تجاری بر نوسان تولید به عوامل متعددی بستگی دارد، ازجمله: ترکیب این جریانات، الگوی تخصص‌گرایی کشورها و منشأ شوک‌ها و...؛ برای مثال، هم‌گرایی مالی می‌تواند به نوسان کمتر تغییرات اقتصاد در کشورهای درحال‌توسعه که به لحاظ مالی در فقر سرمایه به‌سر می‌برند (از طریق دسترسی آنها به منابع سرمایه جهانی به‌منظور گسترش پایه‌های تولیدی)، کمک کند. هرچند، افزایش هم‌گرایی مالی می‌تواند به افزایش تخصص‌گرایی در تولید براساس مزیت نسبی منجر شود که طبعاً کشورها را در مقابل شوک‌های صنعتی آسیب‌پذیر می‌کنند. به‌علاوه تغییر ناگهانی برای جریان‌های سرمایه می‌تواند آغازگر دوره‌های رونق - رکود اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه‌ای باشد که فاقد بخش مالی قوی برای مقابله با نوسان جریان سرمایه هستند.

در واقع، باید گفت که عملکرد بهینه نظام اقتصادی در جامعه، وابسته به وجود دو بخش حقیقی و مالی کاراست، زیرا، عملکرد هر یک از این دو بخش بر عملکرد بخش دیگر تأثیر می‌گذارد. ازاین‌رو، بررسی تأثیر هم‌زمان متغیرهای توسعه مالی و آزادسازی تجاری بر تولید ناخالص داخلی ایران ضروری به نظر می‌رسد.

مطالعات انجام شده، تأثیر یکسانی از آزادسازی تجاری و مالی بر نوسان‌پذیری تولید در کشورهای مورد مطالعه به‌دست نیاورده‌اند.

- آیا سطح آزادسازی تجاری بر آثار آزادسازی مالی تأثیرگذار است؟

به نظر می‌رسد هم‌گرایی تجاری، جایگزینی هزینه – فایده بهتری نسبت به هم‌گرایی مالی داشته باشد. همچنین احتمال بحران‌های ناشی از آزادسازی مالی را کاهش و در صورت بروز بحران هزینه‌های آن را تخفیف می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعات اخیر نشان می‌دهد، برهم‌کنش بین هم‌گرایی تجاری و مالی می‌تواند بر خروجی‌های اقتصاد کلان تأثیر بگذارد. هم‌گرایی تجاری احتمال بحران‌های مالی همراه با توقف‌های ناگهانی و مشکلات حساب جاری را کاهش می‌دهد. اقتصادها با سطح آزادی کمتر، ناگریزند بیشتر کاهش ارزش نرخ ارز را در یک سطح تعادل حساب جاری تحمل کنند، به‌طور پی‌درپی با اثرات تعادل ترازنامه که از کاهش ارزش نرخ ارز ناشی می‌شود، مواجه شوند و در پایان، احتمال زیادی دارد که در بازپرداخت بدهی‌های خود با مشکلاتی روبه‌رو شوند.

آیا به لحاظ تجربی تأثیر آزادسازی تجاری بر احتمال مشکلات ناگهانی مهم است؟ کالوو[1]، ایزکوئیردو[2] و مژا[3] (۲۰۰۴)، نشان دادند که آزادسازی تجاری، کشورها را در مقابله با بحران‌های مالی شامل توقف‌های ناگهانی و بحران‌های ارزی (از طریق کنترل درون‌زای قدرت تجاری این اثر) کمتر آسیب‌پذیر می‌کند. فرانکل[4] و کالوو (۲۰۰۴) و کالوو (۲۰۰۵)، یافته‌های مشابهی را تأیید می‌کنند. آنها بیان می‌کنند که ۱۰ درصد افزایش در آزادسازی تجاری احتمال توقف‌های ناگهانی را تا حدود ۳۰ درصد کاهش می‌دهد.

برخی مطالعات بیان می‌کنند که هم‌گرایی تجاری باید نقش مهمی را در کاهش آثار بحران‌های مالی بر رشد و تسهیل بازسازی این خسارت‌ها ایفا کند. هزینه واقعی بحران‌های مالی به سطح باز بودن اقتصاد بستگی دارد، زیرا اقتصادهایی که آزادی کمتری دارند، باید انقباض بیشتری را در تقاضای کل داشته باشند یا تغییرات بیشتری را در نرخ ارز به‌منظور تعدیل شوک‌های بزرگ بپذیرند. هم‌گرایی تجاری، در یک سطح داده شده از کاهش ارزش نرخ ارز، می‌تواند به یک کشور درحال-توسعه از طریق انتقال رکود اقتصادی به خارج کمک کند. درآمدهای صادراتی نیز می‌تواند به بازپرداخت بدهی‌ها که در کشورهای درحال‌توسعه رقم قابل توجهی است، کمک کند. این پیش-بینی‌ها که با مطالعات تجربی اخیر تأیید شده است، نشان می‌دهد، در بین کشورهایی که توقف‌های ناگهانی و مشکلات حساب جاری را تجربه کرده‌اند، آن گروه که آزادی تجاری بیشتری داشته‌اند، متحمل آثار مخرب کمتری بر رشد اقتصادی بوده‌اند.

درحالی‌که به نظر می‌رسد هم‌گرایی تجاری در غیاب هم‌گرایی مالی به‌خوبی عمل می‌کند، چنین به نظر می‌رسد که هم‌گرایی مالی در غیاب هم‌گرایی تجاری به تخصیص ناصحیح منابع منجر

1- Calvo
2- Izquierdo
3- Mejia
4- Frankel

www.SID.ir

شود. ایچنگرین[1] (۲۰۰۱)، بیان می‌کند، تحت این شرایط، ممکن است جریان‌های سرمایه به سمت بخش‌هایی هدایت شوند که کشور در آن بخش‌ها مزیت نسبی نداشته باشد.

درواقع، به‌طور کلی، به نظر می‌رسد هم‌گرایی تجاری ریسک کمتری نسبت به هم‌گرایی مالی داشته باشد. مارتین و ری (۲۰۰۶)، تأکید دارند که این مسأله در یک مدل، هم‌گرایی تجاری تأثیری مثبت بر رشد دارد، اما هم‌گرایی مالی می‌تواند به مشکلات قیمتی دارایی و بحران‌های مالی منجر شود، درحالی‌که مدل‌های قبلی مطالعات به گونه‌های متنوعی از شکست‌های بازار (شامل محدودیت‌های اعتباری و مشکلات خطرات اخلاقی) به‌عنوان عوامل اصلی بحران‌های مالی یاد می‌کنند این نویسندگان معتقدند، هزینه‌های تجارت بین‌المللی کالا و دارایی به تنهایی می‌تواند آسیب‌پذیری کشورهای درحال‌توسعه را هنگام بحران‌های مالی افزایش دهد. این مدل مفهوم روشنی دارد: کشورهای درحال‌توسعه باید آزادسازی تجارت کالا را قبل از آزادی تجارت دارایی مالی انجام دهند[2].

۳- مروری بر مطالعات تجربی

در این بخش به بررسی مطالعات انجام گرفته در دو بخش مطالعات داخلی و خارجی می‌پردازیم.

۳-۱- مطالعات داخلی

شیوا (۱۳۸۰)، در مطالعه‌ای در مورد ایران در بازه زمانی ۱۳۷۷-۱۳۴۰، با استفاده از روش OLS به وجود رابطه علیت یک‌سویه از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی پی برد. کازرونی(۱۳۸۲)، در مطالعه‌ای در مورد ایران برای بازه زمانی ۱۳۷۵-۱۳۳۸، با استفاده از آزمون هم گرایی جوهانسون نشان داد که وجود رابطه بلندمدت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی تأیید می‌شود، اما به لحاظ آماری معنادار نیست. گرجی و علیپوریان (۱۳۸۵)، برای کشورهای عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۸، با استفاده از رگرسیون پنل دیتا، روش اثرات ثابت و روش حداقل مربعات معمولی OLS، نشان دادند، آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. کرباسی و پیری (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای برای ایران در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۵۰ با استفاده از روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) دریافتند، اثر آزادسازی تجاری بر تولید ناخالص

1- Eichengreen
2- Kose etal, 2006, PP.177-187.

www.SID.ir

داخلی مثبت و معنادار است. نیلی و راستاد (۱۳۸۲)، با استفاده از اطلاعات دو گروه از کشورهای صادرکننده نفت و آسیای شرقی در بازه زمانی ۱۹۹۹-۱۹۷۴، دریافتند ارتباط مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت کمتر از کشورهای آسیای شرقی است.

۳-۲- مطالعات خارجی

نتایج مطالعه کریستوپولوس و تسیوناس[1] (۲۰۰۴)، برای ۱۰ کشور درحال‌توسعه در بازه زمانی۲۰۰۰-۱۹۷۰، با استفاده از روش OLS کاملاً تعدیل شده، نشان داد، وجود رابطه علیت و بلندمدت یک-طرفه از توسعه مالی به رشد اقتصادی مورد تأیید است. مک‌کیج و استنگوس[2] (۲۰۰۵)، در مطالعه بین کشوری در بازه زمانی ۱۹۶۰-۱۹۵۵ با استفاده از روش GMM[3] تأثیر مثبت واسطه‌های مالی را بر رشد اقتصادی تأیید کردند. لیو و سو[4] (۲۰۰۶) در بررسی سه کشور تایوان، کره جنوبی و ژاپن در بازه زمانی ۲۰۰۱-۱۹۸۱، نشان دادند، توسعه مالی بر اقتصاد تایوان اثر مثبت، اما بر اقتصاد ژاپن و کره جنوبی اثر منفی دارد. هائو[5](۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای در مورد کشور چین در بازه زمانی ۱۹۹۹-۱۹۸۵، با استفاده از روش GMM نشان داد، توسعه واسطه‌های مالی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارند. ماریا بژان[6](۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای بین کشوری، شامل ۱۱۱ کشور، در بازه زمانی ۲۰۰۰-۱۹۵۰، با استفاده از روش پنل دیتا به نتایج زیر دست یافت: ۱- آزادسازی تجاری به‌طورعموم نوسان تولید را افزایش می‌دهد. ۲- اندازه دولت نوسان‌پذیری را افزایش می‌دهد. ۳- با کنترل کشورها برای متغیرهایی مانند اندازه دولت یا شوک‌های خارجی، اثر آزادسازی بر نوسان تولید منفی می‌شود. ابوبدر و ابوقرن[7] (۲۰۰۷)، در مطالعه مصر، با استفاده از روش خودرگرسون برداری، وجود رابطه علیت دوطرفه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را تأیید کردند. سزار کالدون و کلاس اشمیت هابل[8] (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای بین کشوری، شامل ۸۲ کشور در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۵ و به به روش رگرسیون پنل دیتا به نتایج زیر دست یافتند: ۱- آزادسازی تجاری، نوسان رشد را در کشورهایی با ساختار اقتصادی متنوع کاهش می‌دهد. ۲- آزادسازی مالی نوسان رشد را در کشورهایی

1- Christopoulos and Tsionas
2- McCaig and Stengos
3- Generalized Method of Moments
4- Liu and Hsu
5- Hao
6- Maria Bejan
7- Abu-Bader and Abu-Qarn
8- César Calderóna nd and Klaus Schmidt-Hebbel

Archive of SID

www.SID.ir

با نسبت (بدهی- دارایی) اندک، افزایش می‌دهد. ۳- رکود مالی داخلی اثر تثبیتی آزادسازی مالی را بر نوسان رشد از بین می‌برد. ۴- کشورهای با سطحی بالاتر از آزادسازی تجاری، بیشتر در معرض افت تولید هستند. ۵- کشورهای با آزادسازی مالی بیشتر، احتمال روبه‌رو شدن با کاهش شدید تولید حقیقی را بیشتر تجربه می‌کنند. نتایج مطالعات فیس و آبما[1] (۲۰۰۳) برای ۹ کشور جنوب شرق آسیا، بیان‌کننده وجود رابطه علیت یک‌سویه از سمت توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی است[2].

نوآوری اصلی این تحقیق را می‌توان در دو نکته اصلی جست‌جو کرد: ۱- در این مطالعه از خالص جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (جریان ورودی منهای جریان خروجی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) برای نشان دادن آزادسازی مالی استفاده شده است که در مطالعات گذشته مشاهده نمی‌شود. ۲- اقتصاد ایران یک بار با وجود تولیدات نفتی، صادرات و درآمدهای ناشی از آن و یک بار بدون وجود نفت و درآمدهای ناشی از آن مورد بررسی قرار گرفته است. با مقایسه این دو مدل به‌خوبی می‌توان آثار حذف نفت و درآمدهای ناشی از آن را بر نوسان‌پذیری اقتصاد مشاهده کرد.

۴- توصیف داده‌ها و انتخاب مدل

در ایران در دو دهه پیش از پیروزی انقلاب اسلامی، به علت سرازیر شدن درآمدهای عظیم نفتی به داخل کشور و افزایش درآمد ملی، تولید ناخالص داخلی تا اوایل دهه ۵۰ رو به رشد بود. این مسأله باعث شد همگام با اجرای سیاست‌های آزادسازی تجاری، آزادی تجاری (در این دوره)، شاهد روندی رو به رشد باشد که این موضوع تا اواخر دهه ۵۰ نیز ادامه یافت. با پیروزی انقلاب اسلامی و تغییر سیاست‌های کلی کشور و به دنبال آن با آغاز جنگ تحمیلی، روند رو به افزایش مبادلات تجاری در دهه‌های قبل، سیر نزولی به خود گرفت، اما با تحول سیاست‌های تجاری در کشور، اجرای سیاست‌های آزادسازی تجاری در دهه ۱۳۷۰ و افزایش حجم مبادلات تجاری (که با تأکید بیشتر بر افزایش صادرات بود)، شاخص آزادی تجاری سیر صعودی به خود گرفت.

سرمایه‌گذاری خارجی در ایران به‌عنوان معیاری برای آزادسازی مالی، با اعطای امتیازهای انحصاری دولت ایران به اتباع دولت‌های خارجی در زمان قاجار، آغاز شد. پس از تصویب قانون

1- Fase and Abma

۲- جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۸۸، صص ۱۱-۸

Archive of SID

www.SID.ir

جلب و حمایت از سرمایه در سال۱۳۳۴، FDI نیز در ایران تشویق شد، به‌گونه‌ای که بین سال‌های ۱۳۳۵ تا ۱۳۵۶، در مجموع، ۲۷۶ مورد سرمایه‌گذاری خارجی برای انتقال فناوری به ایران انجام گرفت. پس از پیروزی انقلاب اسلامی و وقوع جنگ تحمیلی عراق علیه ایران، وضعیت سرمایه-گذاری خارجی از حالت عادی خارج و شرایط دشواری در آن پدیدار شد. اصل ۸۱ قانون اساسی مبنی‌بر ممنوعیت دادن امتیاز به شرکت‌ها و مؤسسه‌های تجاری، صنعتی، کشاورزی و خدماتی خارجی نیز مزید بر علت شد و راه را برای ورود سرمایه‌های خارجی ناهموارتر کرد. مشخص نبودن حدود مالکیت بخش خصوصی، محدودیت‌ها و قانون‌های مربوط به انتقال ارز از کشور، قانون‌های محدودیت تجاری و...، از دیگر دلایل کاهش FDI در سال‌های پس از پیروزی انقلاب بودند. آمارها نشان می‌دهند که ورود FDI به کشور از سال ۱۳۷۳ دوباره آغاز شد، هرچند در سال‌های پس از پیروزی انقلاب نیز جریان ورود سرمایه‌ها به ایران به‌طور مطلق صفر نبود. جذب FDI در ایران بین سال‌های ۱۹۹۱ و ۲۰۰۳، از ۲۲/۵۹ میلیون دلار، به ۱۲۰ میلیون دلار تغییر یافت، اما متأسفانه دوباره در سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۵ دچار کاهش شد. براساس طبقه‌بندی سازمان انکتاد، در سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۵ میلادی، ایران از نظر ظرفیت جذب FDI به ترتیب در رتبه‌های ۵۷ و ۵۸ دنیا قرار گرفت، اما از لحاظ عملکرد جذب FDI تنها توانست رتبه ۱۳۰ و ۱۳۳ دنیا را کسب کند.

آزادسازی تجاری را می‌توان به صورت کاهش یا از میان برداشتن موانع تجاری که مانع جریان کالاها و خدمات بین کشورها می‌شود، تعریف کرد. در تحقیقات مختلف، معیارهای متفاوتی برای آزمون آثار باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است که می‌توان آنها را در ۴ دسته کلی قرار داد. اساسی‌ترین معیار باز بودن، سهم ساده تجارت بوده که عبارت است: از صادرات به‌علاوه واردات تقسیم بر GDP. تعداد زیادی از مطالعات، سهم تجارت را در GDP مورد استفاده قرار دادند و به رابطه مثبت و قوی بین رشد و آزادسازی رسیدند. می‌توان برای اندازه‌گیری میزان باز بودن تجاری یک کشور از«تراکم جمعیت» در رگرسیون رشد نیز استفاده کرد. معیار تراکم جمعیت که از طریق نسبت جمعیت کل به نواحی کل به‌دست می‌آید، بیان می کند کشورهای با تراکم بالاتر، بازتر هستند و ارتباط بین‌المللی بیشتری دارند. نتایج مطالعات تجربی نیز نشان می‌دهد که کشورهای با تراکم بیشتر، نسبت به کشورهای با تراکم کمتر، رشد سریع‌تری دارند، زیرا تمرکز جمعیت در این‌گونه کشورها بر تولید کالاهای صنعتی و صادراتی

Archive of SID

www.SID.ir

است که تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی آنان دارد. دومین گروه از معیارها، شامل معیارهای مربوط به محدودیت‌های تجارت است که نرخ متوسط تعرفه، مالیات بر صادرات، مالیات کل بر تجارت بین الملل و شاخص موانع غیرتعرفه‌ای را شامل می‌شود. تعرفه‌ها یکی از مستقیم‌ترین شاخص‌های محدودیت‌های تجاری هستند. دسته‌بندی سوم شامل ترتیبات دوجانبه پرداخت (BPA)[1]به‌عنوان معیاری از مبنای تجاری کشورها است. BPA عبارت است از: توافقی که توصیف‌کننده روش عمومی تسویه تراز تجاری بین دو کشور است. بعد از جنگ جهانی دوم، BPA به‌وسیله بیشتر کشورها برای تجارت مالی بدون دلار با دنیا مورد استفاده قرار گرفت و روشی را برای حل مشکل پول معتبر که بیشتر کشورها با آن مواجه بودند، ارایه کرد. دسته چهارم از معیارهای آزادسازی تجاری، استفاده از «نرخ ارز» است. عمومی‌ترین معیار استفاده در این طبقه، پریمیوم بازار سیاه بوده که نشان‌دهنده موفقیت کارکرد قیمت‌ها در بازار خارجی است[2].

آزادسازی مالی به وضعیتی گفته می‌شود که محدودیت‌های بازاری و اداری موجود بر حرکت سرمایه بین کشورها برداشته شود. برای اندازه‌گیری آزادسازی مالی از دو دسته معیار کلی استفاده می‌شود.

معیار سنتی که به صورت اندازه‌گیری میزان محدودیت جریان سرمایه بین کشورها است، از جمله: کنترل جریان ورودی در مقابل جریان خروجی، کنترل‌های مقداری در مقابل کنترل‌های قیمتی و محدودیت‌های نگهداری سرمایه به‌وسیله سرمایه‌گذاران خارجی.

صندوق بین‌المللی پول (IMF)[3] از گزارش‌های سالیانه توافقات مبادله، برای بیش از ۶۰ نوع مختلف از کنترل‌ها استفاده کرده که به معیار قانونی[4] معروف است[5]. معیار دیگری که به اندازه‌گیری این مسأله می‌پردازد که در عمل یک کشور تا چه اندازه با بازارهای بین‌المللی سرمایه ادغام شده، به معیار بالفعل[6] معروف است. این معیار براساس تفاوت‌های قیمتی است. در این حالت استدلال می‌شود که بدون توجه به جهت و مقدار جابه‌جایی سرمایه، هم‌گرایی حقیقی بازار سرمایه باید قیمت یکسانی را برای دارایی‌های مالی در بین کشورها نشان دهد[7].

1- Bilatral Payment Arrangement

۲- گرجی و علیپور، ۱۳۸۵، صص ۱۹۳-۱۸۹.

3- International Monetary Fund
4- De Jure
5- Calderon et al, 2004.
6- De Facto
7- Kose etal, Ibid.

www.SID.ir

در این تحقیق از معیار سهم ساده تجارت (صادرات و واردات به صورت درصدی از GDP) برای اندازه‌گیری آزادسازی تجاری و از متغیر جریان ورودی خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که جزئی از معیارهای DeFacto است استفاده می‌شود.از دیگر متغیرهایی که به‌عنوان معیاری برای آزادسازی مالی به کار رفته‌اند می‌توان به سبد سهام، بدهی‌های خارجی دولت و... اشاره کرد.

در ادامه، به بررسی تجربی آثار آزادسازی مالی و تجاری بر نوسان تولید با استفاده از دو گروه داده‌های سالانه، یک گروه از سال ۱۳۴۹ تا سال ۱۳۸۶ و گروه دیگر از سال ۱۳۵۲ تا سال ۱۳۸۵پرداخته می‌شود. تحلیل‌های اقتصادسنجی با استفاده از نرم‌افزار Micrifit 4.0 و Eviews از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) انجام گرفته است. در این مدل، متغیرهای مستقل به صورت درصدی از GDP به کار رفته‌اند.

فرم عمومی مدل استفاده شده به صورت زیر است :

$$VGDP = a_0 + a_1TO + a_2FO + U_t$$

که در این مدل:

VGDP: نوسانات تولید ناخالص داخلی (GDP) است.

TO: آزادسازی تجاری به صورت درصدی از GDP که به صورت $\frac{EX+IM}{\text{GDP}}$ محاسبه شده است. متغیرهای تولید ناخالص داخلی، صادرات و واردات به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ و برحسب دلار هستند.

FO: آزادسازی مالی به صورت درصدی از GDP که به صورت $\frac{FDI}{\text{GDP}}$ محاسبه شده است. متغیر جریان خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ و برحسب دلار است.

اطلاعات و آمار لازم برای برآورد مدل از لوح فشرده WDI 2008 و پایگاه اینترنتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

در این تحقیق، برای محاسبه نوسان تولید به پیروی از احمد[1] و سواردی[2] از روش هودریک-پریسکات استفاده می‌شود، ازاین‌رو، در ابتدا لازم است در مورد این روش توضیحاتی ارایه شود. در این روش یک سری داده را به دو جزء روند و نوسانات تجزیه می‌کنیم. این کار از طریق رابطه حداقل‌سازی زیر انجام می‌گیرد.

1- Abdullahi D. Ahmed
2- Sandy Suardi

Archive of SID

www.SID.ir

$$\min_{\{\tau_t\}} \quad \sum_{t=1}^{T}(x_t - \tau_t)^2 \; + \; \lambda \sum_{t=2}^{T-1}[(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

در رابطه بالا، λ یک مقدار ثابت بوده که نشان‌دهنده هزینه وارد کردن نوسانات در خط روند است. در مطالعات، مقدار λ برای داده‌های سالانه برابر ۱۰۰ در نظر گرفته می‌شود. افزایش مقدار λ به‌مثابه افزایش یکنواخت‌پذیری مدل خواهد بود. اگر λ صفر باشد، مجموع مربعات زمانی حداقل خواهد شد که $x_t = \tau_t$ باشد و اگر به سمت بی‌نهایت میل کند، آنگاه تغییرات سری زمانی ثابت خواهد بود و به عبارت دیگر، می‌توان نتیجه گرفت که یک روند خطی در سری زمانی وجود دارد. به عبارت ساده‌تر در تجزیه هودریک-پریسکات مقادیر بزرگ به معنای اعمال این قید است که تغییر در جزء روند تا حد ممکن کوچک باشد و این موضوع، زمانی اتفاق می‌افتد که روند خطی باشد. این روش به این دلیل دارای مزیت است که روش واحدی را برای تجزیه متغیرهای مختلف به‌کار می‌برد. با این توضیح، به بررسی تجربی مدل می‌پردازیم.

۴-۱-آزمون ایستایی متغیرها

در بررسی وجود رابطه علیت بین یک سری از متغیرها، نخستین مرحله، بررسی ایستایی متغیرها است. چنانچه متغیری ایستا نباشد، به عبارتی، با گذشت زمان توزیع احتمال آن متغیر تغییرکند، تحلیل‌های رگرسیونی با مشکل مواجه می‌شوند، اما ویژگی مهم مدل ARDL این است که می‌توان با استفاده از آن، متغیرهایی را با درجه ایستایی متفاوت بررسی کرد و نیازی به هم‌مرتبه بودن متغیرها نیست. به همین منظور نتایج این بررسی با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای هر دو مدل نفتی و غیرنفتی در زیر آمده است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد متغیر VGDP در سطح در مدل نفتی

با عرض از مبدأ و روند زمانی		با عرض از مبدأ	
0.0170: مقدار احتمال	-4.031274: مقدار آماره	0.0045 : مقدار احتمال	-3.956519 : مقدار آماره
مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد		مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد	
1% level	-4.252879	1% level	-3.639407
5% level	-3.548490	5% level	-2.951125
10% level	-3.207094	10% level	-2.614300

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد متغیر FO در سطح در مدل نفتی

با عرض از مبدأ و روند زمانی		با عرض از مبدأ	
0.0074: مقدار احتمال	-4.358205: مقدار آماره	0.0048: مقدار احتمال	-3.910004: مقدار آماره
مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد		مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد	
1% level	-4.234972	1% level	-3.626784
5% level	-3.540328	5% level	-2.945842
10% level	-3.202445	10% level	-2.611531

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرTO با دو تفاضل در مدل نفتی

با عرض از مبدأ و روند زمانی		با عرض از مبدأ	
0.0001: مقدار احتمال	-6.061505: مقدار آماره	0.0000 : مقدار احتمال	-6.103746 : مقدار آماره
مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد		مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد	
1% level	-4.296729	1% level	-3.670170
5% level	-3.568379	5% level	-2.963972
10% level	-3.218382	10% level	-2.621007

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

با مقایسه مقدار آماره به‌دست آمده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته با مقادیر بحرانی در سطوح مختلف درمی‌یابیم که در مدل نفتی، متغیرهای نوسان تولید و آزادسازی مالی پایا در سطح یا I(0) هستند و متغیر آزادسازی تجاری پایا از درجه دو یا I(2) است.

جدول ۴- نتایج آزمون ریشه واحد متغیر VGDP در سطح در مدل غیرنفتی

با عرض از مبدأ و روند زمانی		با عرض از مبدأ مبدأ	
0.0171: مقدار احتمال	-4.036679: مقدار آماره	0.0041: مقدار احتمال	-3.999345: مقدار آماره
مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد		مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد	
1% level	-4.262735	1% level	-3.646342
5% level	-3.552973	5% level	-2.954021
10% level	-3.209642	10% level	-2.615817

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵- نتایج آزمون ریشه واحد متغیر FO در سطح در مدل غیرنفتی

با عرض از مبدأ و روند زمانی		با عرض از مبدأ	
0.0074 : مقدار احتمال	-4.358205: مقدار آماره	0.0048 : مقدار احتمال	-3.910004: مقدار آماره
مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد		مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد	
1% level	-4.234972	1% level	-3.626784
5% level	-3.540328	5% level	-2.945842
10% level	-3.202445	10% level	-2.611531

جدول ۶- نتایج آزمون ریشه واحد متغیر TO با یک تفاضل در مدل غیرنفتی

با عرض از مبدأ و روند زمانی		با عرض از مبدأ	
0.0016: مقدار احتمال	-5.018515: مقدار آماره	0.0003 : مقدار احتمال	-5.014354: مقدار آماره
مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد		مقادیر بحرانی در سطوح خطای ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد	
1% level	-4.273277	1% level	-3.653730
5% level	-3.557759	5% level	-2.957110
10% level	-3.212361	10% level	-2.617434

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

مطابق نتایج جدول‌ها، متغیرهای نوسان تولید و آزادسازی مالی ایستا در سطح یا I(0) و متغیر آزادسازی تجاری ایستا با یک تفاضل یا I(1) است.

۵- برآورد مدل نفتی و آزمون فرضیه‌ها

تحلیل به روش ARDL، برپایه سه معادله پویا (کوتاه‌مدت)، بلندمدت و تحصیح خطا استوار است. نخست، معادله کوتاه‌مدت برای مدل تخمین زده می‌شود و سپس، ضرایب بلندمدت برآورد می‌شوند. پس از آن، مدل تصحیح خطای مرتبط با معادله بلندمدت از روش ARDL تخمین زده و در نهایت، ثبات ساختاری مدل بررسی می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۵-۱- برآورد مدل با استفاده از روش ARDL

در مدل‌هایی که به روش ARDL برآورد می‌شوند، نیازی به هم‌مرتبه بودن متغیرها نیست و می‌توان مدلی را در صورتی که دارای متغیرهایی با درجات انباشتگی مختلف است، برآورد کرد. ابتدا باید به‌وسیله یکی از معیارهای آکاییک، ضریب تعدیل شده، شوارتز - بیزین و حنان-کوئین، تعداد بهینه وقفه‌های مدل را مشخص کرد و چون معیار شوارتز- بیزین (SBC) امکان تخمین با کمترین وقفه را فراهم می‌کند، از این معیار استفاده می‌کنیم. روش کار به شرح زیر است:

مدل به‌شکلی که نوسانات تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر وابسته و متغیرهای آزادسازی مالی و تجاری به‌عنوان متغیرهای مستقل وارد مدل می‌شوند، برآورد می‌شود. ابتدا متغیر وابسته را روی مقادیر وقفه‌دار آن رگرس و با استفاده از معیارهای یادشده، تعداد وقفه بهینه را مشخص می‌کنیم، سپس، متغیر وابسته را روی تعداد وقفه انتخابی خود و متغیرهای مستقل با مقادیر وقفه‌دار رگرس و با معیارهای یادشده، تعداد بهینه وقفه متغیر مستقل را معین می‌کنیم. نتایج معیارهای آکاییک، شوارتز- بیزین و حنان-کوئین به‌منظور تعیین تعداد بهینه وقفه در جدول شماره ۷، نشان داده شده است. از آنجا تعداد مشاهدات اندک است، با توجه به آماره شوارتز – بیزین که کمترین تعداد وقفه را مشخص می‌کند، تعداد بهینه وقفه در مدل یک در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۷ – تعیین تعداد بهینه وقفه در مدل نفتی

Lag	Aic	Sc	HQ
0	57.24577	57.38045	57.29170
1	55.55998	56.09870*	55.74370
2	55.22846*	56.17121	55.54997*
3	55.32962	56.67641	55.78891

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، تعداد بهینه وقفه با توجه به معیار شوارتز – بیزین، ۱ تعیین شده است. سپس، به برآورد رابطه کوتاه‌مدت می‌پردازیم. نتایج حاصل از تخمین معادله کوتاه‌مدت در جدول شماره ۸، ارایه شده است.

نتایج نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر نوسان تولید دارد، اما آزادسازی مالی تأثیر منفی بر نوسان تولید دارد، اما این تأثیر به لحاظ آماری معنادار نیست. ضریب تعیین و آماره دوربین- واتسون نشان‌دهنده خوبی برازش و نبود خودهمبستگی در مدل است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۸ - ضرایب متغیرهای الگوی کوتاه‌مدت در مدل نفتی

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-7.88E+09	2.86E+09	-2.7500[.010]
VGDP(-1)	.32487	.14350	2.2639[.030]
TO	2.04E+08	6.73E+07	3.0353[.005]
FO	-2.71E+09	2.18E+09	-1.2437[.223]
R-Squared .36656		DW-statistic 1.8848	

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۵-۲- تخمین ضرایب بلندمدت مدل برآورد شده از روش ARDL

پس از تخمین معادله کوتاه‌مدت، ابتدا باید از وجود رابطه بلندمدت اطمینان حاصل کرد. پیش از آن، نخست برون‌زایی متغیرهای توضیحی را بررسی می‌کنیم. این کار با استفاده از آزمون هاسمن انجام می‌شود که نتایج آن در جدول شماره ۹، آمده است. مقادیر آماره F، LM و LR نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی‌بر برون‌زایی متغیرهای مستقل رد می‌شود.

جدول ۹- بررسی برون‌زایی متغیرهای مستقل با استفاده از آزمون هاسمن در مدل نفتی

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-3.05E+09	3.61E+09	-.84615[.404]
TO	912315.8	1.06E+08	.0085820[.993]
FO	1.52E+10	6.22E+09	2.4409[.021]
RTO	1.56E+08	1.96E+08	.79496[.433]
RFO	-1.98E+10	6.61E+09	-2.9929[.005]
Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(2)= 8.3739[.015]			
Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(2)= 8.3739[.015]			
Likelihood Ratio Statistic CHSQ(2)= 9.5709[.008]			
F Statistic، F(2, 30)= 4.7175[.017]			

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

سپس، با استفاده از آزمون جوهانسون می‌توان به بررسی وجود تنها یک رابطه بلندمدت بین متغیرها پی برد. نتایج این آزمون، مقدار روند و حداکثر مقادیر ویژه، در جدول شماره ۱۰، نشان داده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱۰- بررسی وجود تنها یک رابطه هم‌جمعی با استفاده از آزمون جوهانسون در مدل نفتی

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.507103	44.47466	29.79707	0.0005
At most 1 *	0.374733	19.71376	15.49471	0.0109
At most 2	0.089421	3.278595	3.841466	0.0702
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.507103	24.76089	21.13162	0.0147
At most 1 *	0.374733	16.43517	14.26460	0.0223
At most 2	0.089421	3.278595	3.841466	0.0702
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

مطابق نتایج آزمون یادشده، وجود تنها یک رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود. وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با آزمون بنرجی[1]، دولادو[2] و مستر[3] (۱۹۹۲) نیز تأیید می‌شود. در این آزمون، باید عدد یک را از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کم و بر مجموع انحراف معیارهای ضرایب مذکور تقسیم کرد. اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از مقادیر بحرانی موجود در جدول بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲)، یعنی ۳/۲۷- بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد و وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، می‌توان روابط بلندمدت را تفسیر کرد.

جدول ۱۱- نتایج رابطه بلندمدت در مدل نفتی

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-1.17E+10	4.41E+09	-2.6463[.013]
TO	3.03E+08	1.06E+08	2.8470[.008]
FO	-4.02E+09	3.38E+09	-1.1905[.243]

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

1- Banerjee
2- Dolado
3- Mester

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری در سطح ۵ درصد، تأثیر مثبت و معناداری بر نوسان تولید دارد. آزادسازی مالی نیز در سطح ۵ درصد، تأثیر منفی بر نوسانات تولید دارد، اما به لحاظ آماری بی‌معنی است.

۵-۳- آزمون تصحیح خطا (ECM[1])برای مدل برازش شده به روش ARDL

ویژگی مهم این مدل، آن است که مشخصات داده‌ها را پیش از انتخاب تکنیک‌های تخمین مدل، کاملاً می‌آزماید. به‌علاوه ساختار وقفه‌ها براساس فرآیند تولید داده‌ها برای متغیرها انتخاب می‌شوند نه براساس نظریه‌های اقتصادی. ECM اطلاعات مربوط خواص بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل را با عدم تعادل در فرآیند تعدیل بلندمدت نشان می‌دهد. هنگامی که هم‌انباشتگی وجود ندارد، با هر شوکی که باعث ایجاد عدم تعادل شود، یک فرآیند تعادلی پویا این عدم تعادل را برای رسیدن به تعادل بلندمدت به‌تدریج از بین می‌برد. ECM نوسانات کوتاه‌مدت مدل متغیر را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد، همچنین این آزمون تغییرات متغیر وابسته را به خطای تعادل دوره قبل مرتبط می‌سازد. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت به‌منظور رسیدن به مقادیر بلندمدت تعدیل می‌شود. نتایج حاصل در جدول شماره ۱۲، مشاهده می‌شود.

جدول۱۲- نتایج معادله تصحیح خطا درمدل نفتی

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dC	-7.88E+09	2.86E+09	-2.7500[.010]
dTO	2.04E+08	6.73E+07	3.0353[.005]
dFO	-2.71E+09	2.18E+09	-1.2437[.223]
ecm(-1)	-.67513	.14350	-4.7048[.000]

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

ضریب تعدیل در این مدل ۰/۶۷- به‌دست آمده است، یعنی در هر دوره، در حدود ۶۷ درصد از عدم تعادل از بین می‌رود و به مقدار بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

1- Error Correction Model

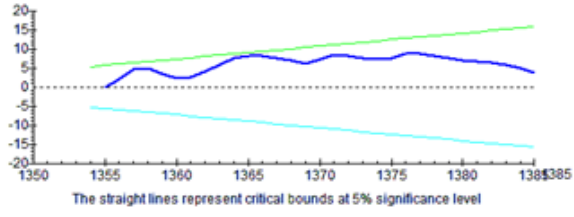
Archive of SID

www.SID.ir

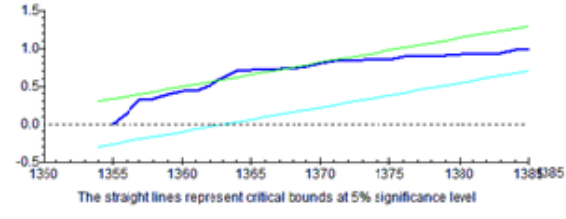
۵-۴- نتایج بررسی استحکام مدل با استفاده از آزمون‌های CUSUM[1] و CUSUM SQ[2]

براساس دو آزمون CUSUM و CUSUM SQ و با توجه به اینکه مدل به روش ARDL برآورد شده است، می‌توان گفت که مدل برآورد شده از استحکام مناسبی برخوردار است، زیرا آزمون منحنی مورد نظر بین فواصل اطمینان قرار دارد که نتایج آن در نمودارهای شماره ۲ و ۳، مشاهده می‌شود.

نمودار ۲- نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUM



نمودار ۳- نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUM SQ



مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نمودارها نشان می‌دهند که در سطح ۵ درصد پایداری رابطه بلندمدت قابل تأیید است.

۶- برآورد مدل غیرنفتی و آزمون فرضیه‌ها

۶-۱- برآورد مدل با استفاده از روش ARDL

براساس توضیحات ارایه شده در قسمت پیشین و مشابه با برآورد مدل نفتی در این بخش، به برآورد روابط مدل غیرنفتی می‌پردازیم. براساس جدول شماره ۱۳ و برپایه معیار شوارتز- بیزین تعداد بهینه وقفه یک است.

1- Cumulative Sum
2- Cumulative Sum of Squire

www.SID.ir

جدول ۱۳- تعیین تعداد بهینه وقفه در مدل غیرنفتی

Lag	AIC	SC	HQ
0	27.27171	27.40913	27.31726
1	26.71784	27.26749*	26.90004
2	26.55901*	27.52089	26.87784*

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج تخمین رابطه کوتاه‌مدت در جدول شماره ۱۴، آمده است.

جدول۱۴- ضرایب متغیرهای الگوی کوتاه‌مدت در مدل غیرنفتی

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-24078.3	11113.6	-2.1666[.039]
VGDP(-1)	.32177	.14318	2.2474[.032]
TO	2298.7	1157.2	1.9864[.057]
FO	18932.4	8185.7	2.3129[.028]
R-Squared .37799		DW-statistic 2.1586	

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

مطابق نتایج یادشده ضرایب تمام متغیرها، مثبت و معنادار است. در اینجا باید توجه کرد، برخلاف مدل اصلی که در آن آزادسازی مالی تأثیر منفی بر نوسان تولید داشت، در اینجا تأثیر مثبت بر نوسان تولید برجا می‌گذارد. همچنین ضریب تعیین و آماره دوربین- واتسون نشان‌دهنده خوبی برازش و نبود خودهمبستگی در مدل است.

۶-۲- تخمین ضرایب بلندمدت مدل برآورد شده از روش ARDL

نتایج بررسی برون‌زایی متغیرهای مستقل به شرح جدول شماره ۱۵، است.

جدول ۱۵- بررسی برون‌زایی متغیرهای مستقل با استفاده از آزمون هاسمن در مدل غیرنفتی

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-20788.1	14725.3	-1.4117[.169]
TO	1424.6	1696.9	.83948[.409]
FO	57487.9	21206.1	2.7109[.012]
RTO	-1569.5	2695.7	-.58221[.565]
RFO	-44169.4	23298.4	-1.8958[.069]
Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(2)= 5.2848[.071]			
Likelihood Ratio Statistic CHSQ(2)= 5.7761[.056]			
F Statistic F(2, 27)= 2.6706[.087]			

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی‌بر برون‌زایی متغیرهای مستقل در سطح ۱۰ درصد، رد می‌شود. هچنین نتایج آزمون جوهانسون برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت به صورت جدول شماره ۱۶، است.

جدول ۱۶- بررسی وجود تنها یک رابطه هم‌جمعی با استفاده از آزمون جوهانسون در مدل غیرنفتی

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.554804	44.96917	29.79707	0.0005
At most 1 *	0.358633	19.88269	15.49471	0.0102
At most 2 *	0.178993	6.113925	3.841466	0.0134
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.554804	25.08648	21.13162	0.0131
At most 1	0.358633	13.76877	14.26460	0.0598
At most 2 *	0.178993	6.113925	3.841466	0.0134
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج این آزمون نشان می‌دهد که وجود تنها یک رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود.

جدول ۱۷- نتایج رابطه بلندمدت در مدل غیرنفتی

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-35501.7	17614.8	-2.0154[.053]
TO	3389.3	1813.0	1.8695[.072]
FO	27914.4	13414.4	2.0809[.046]

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود آزادسازی تجاری و آزادسازی مالی در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر نوسان تولید دارند که به لحاظ آماری نیز معنادار است.

Archive of SID

www.SID.ir

۶-۳- آزمون تصحیح خطا (ECM)برای مدل برازش شده به روش ARDL

ضریب تعدیل در این مدل ۰/۶۷- به‌دست آمده است و معنادار است. مقدار ۰/۶۷ بدان معناست که در هر دوره حدود ۶۷ درصد از عدم تعادل از بین می‌رود و ضرایب کوتاه‌مدت به مقدار بلندمدت خود نزدیک می‌شوند.

جدول ۱۸- نتایج معادله تصحیح خطا در مدل غیرنفتی

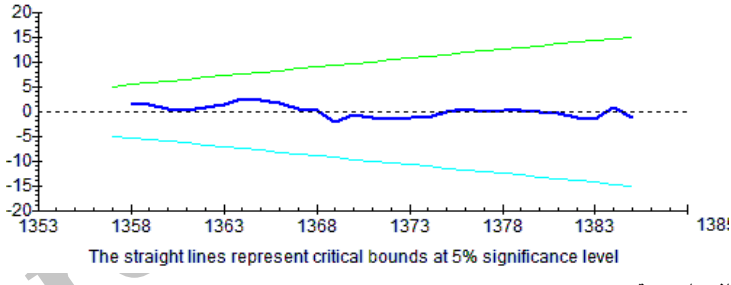
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dC	-24078.3	11113.6	-2.1666[.039]
dTO	2298.7	1157.2	1.9864[.057]
dFO	18932.4	8185.7	2.3129[.028]
ecm(-1)	-.67823	.14318	-4.7370[.000]

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۶-۴- نتایج بررسی استحکام مدل با استفاده از آزمون‌های CUSUM و CUSUM SQ

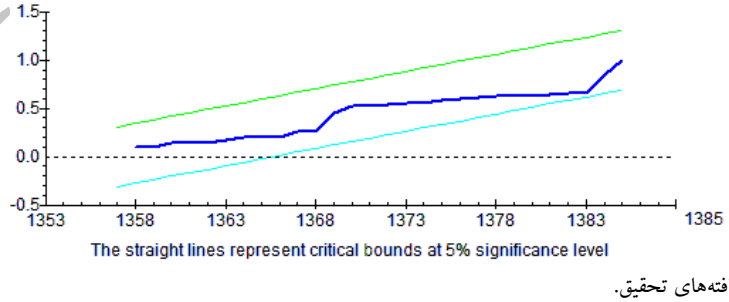
براساس با نمودارهای زیر، نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری CUSUM و CUSUM SQ نشان می‌دهد که در سطح ۵ درصد پایداری رابطه بلندمدت قابل تأیید است.

نمودار ۴- نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUM



مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نمودار ۵- نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUM SQ



مأخذ: یافته‌های تحقیق.

www.SID.ir

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر آزادسازی مالی و تجاری بر نوسانات تولید در اقتصاد ایران برای بازه زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۶، بوده است. به این منظور، تأثیر این دو متغیر در حضور و عدم حضور نفت در اقتصاد ایران بررسی شده است. نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل نفتی نشان داد که آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر نوسان‌پذیری تولید داشته است که از جمله دلایل آن می‌توان به سیاست‌های تجاری دوره جنگ تحمیلی اشاره کرد. در سال‌های پس از جنگ تحمیلی، ابتدا با استفاده از سیاست‌های جایگزینی واردات و سپس، بهره‌گیری از سیاست توسعه صادرات برای استفاده از منافع ناشی از تجارت تلاش شد. به همین دلیل، رشد پیوسته بخش تجارت خارجی در کشور و استفاده از مزیت‌های نسبی و گرایش به سمت بخش‌های دارای مزیت نسبی به‌منظور گسترش صادرات، سبب افزایش ارتباط بخش تجاری و ادغام در بازارهای جهانی شده است. این افزایش ادغام باعث شده که نوسانات اقتصاد جهانی و بحران‌های دیگر کشورها، به‌خصوص کشورهایی که شریک تجاری ایران هستند، بر نوسان‌پذیری تولید در ایران تأثیر مثبت و معناداری داشته باشد، اما آزادسازی مالی در مدل نفتی، تأثیر منفی بر نوسان‌پذیری تولید داشته و به لحاظ آماری نیز بی‌معنا بوده است. در مدل غیرنفتی نیز هر دو متغیر آزادسازی تجاری و آزادسازی مالی تأثیر مثبت و معناداری بر نوسان‌پذیری تولید داشته‌اند. بنابراین، حذف بخش نفت و درآمدهای ناشی از آن، سبب کاهش تأثیرگذاری دولت و درآمدهای نفتی بر نوسان‌پذیری تولید در اقتصاد ایران می‌شود.

بنابراین، به‌نظر می‌رسد برای کاهش نوسان‌پذیری تولید، می‌توان با ایجاد ارتباط قوی بین بخش‌های مالی و حقیقی اقتصاد، به توسعه پایه‌های تولید پرداخت تا از این طریق بتوان آثار منفی بحران‌های جهانی را بر اقتصاد ایران کاهش داد.

منابع

الف- فارسی

آرمن، سیدعزیز،امین تبعه ایزدی و فاطمه حسین‌پور (پاییز ۱۳۸۷)، مثلث توسعه مالی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی در ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۵، شماره ۳.

Archive of SID

www.SID.ir

جعفری صمیمی، احمد، صفر فرهنگ، مهدی رستم‌زاد و مهدی محمدزاده (زمستان ۱۳۸۸)، تأثیر توسعه مالی و آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی در ایران فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ۹، شماره ۴.

شیوا، رضا (تابستان ۱۳۸۰)، تأثیر تأمین مالی در درازمدت بر رشد و توسعه اقتصادی در ایران، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال۹، شماره ۳۴.

کرباسی، علیرضا و مهدی پیری (تابستان ۱۳۸۸)، بررسی رابطه میان آزادی تجاری و رشد اقتصادی در ایران (یک تحلیل هم‌جمعی)، مجله دانش و توسعه، سال ۱۶، شماره ۲۷.

گرجی، ابراهیم و معصومه علیپوریان (پاییز ۱۳۸۵)، تحلیل اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک، فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۴۰.

ب- لاتین

Ahmed, A. andSuardy, S (2009), Macroeconomic Volatility, Trade and Financial Liberalization in Africa, World Development, No. 10,Vol.37.

Calderón,C. andSchmidt-Hebbel, K (2008), Openness and Growth Volatility, Central Bank of Chile, Working Papers.

Calderón, C, Loayza, N. and Schmidt-Hebbel, K (2004), Openness, Vulnerability, and Growth, Eighth Annual Conference of the Central Bank of Chile.

Christopoulos, D. and Tsionas, E.G (2004), Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests, Journal of Development Economics, Vol.73.

Fase, M.M.G. and Abma, R.C.N (2003) Financial Envirement and Economic Growth in Selected Asia Countries, Journal of Asian Economics, Vol.14.

Giovanni, J. and Levchenko, A (2006) Trade Openness and Volatility, International Monetary Fund, No.219.

Hao, C (2006), Development of Financial Intermadiation and Economic Growth: the Chines Experience, China Economic Review, Vol.17.

Kose, A., Prasad, E. and Terrones, M (2006), How do Trade and Financial Integration Affect the Relationship Between Growth and Volatility? Journal of International Economics, Vol.69.

Liu, W. and Chen, M (2006), The Role of Financial Dvelopment in Economic Growth: The Experiences of Taiwan, Korea, and Japan, Journal of Asian Economics,Vo.17.

McCaig, B. and Stengos, T (2005), Financial Intermediation and Growth: Some Robustness Kesults, Economics Letters.

Archive of SID

www.SID.ir

Maria,B (2006), Trade Openness and Output Volatility, ITAM (Instituto Tecnologico Autonomo de Mexico), No.2759.

Nili, M. and Rastad, M (2007), Addressing the Growth Failure of the Oil Economies: The Role of Financial Development, the Quarterly Review of Economics and Finance, Vo.46.

Archive of SID

www.SID.ir