

مثلث توسعه‌ی مالی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی در ایران

دکتر سید عزیز آرمن، امین تبعه ایزدی و فاطمه حسین پور*

تاریخ وصول: 1386/12/21 تاریخ پذیرش: 1387/9/18

چکیده:

در این مقاله به بررسی اعتبار فرضیه‌های تعقیب تقاضا، هدایت عرضه، رشد صادرات محور، رشد واردات محور و همچنین فرضیه‌هایی مبتنی بر روابط متقابل بین توسعه‌ی مالی و الگوی تجارت بین الملل برای ایران در قالب یک تحلیل علی پرداخته شده است. در این تحقیق از مدل اتو رگرسیو با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. برای بررسی رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرها از مدل‌های علیت گرنجری استفاده شده است. از علیت تودا و یاماموتو نیز برای تشخیص جهت علیت استفاده شده است. نتایج مدل‌های علی حاکمی از تأیید فرضیه‌ی تعقیب تقاضا در کوتاه مدت و فرضیه‌ی رشد صادرات محور بوده است. همچنین، وجود رابطه‌ی علیت یک طرفه از توسعه‌ی مالی به واردات در بلند مدت تأیید شده است.

طبقه بندی *JEL*: F_{13} , C_{12}

واژه‌های کلیدی: توسعه‌ی مالی، هدایت عرضه، تعقیب تقاضا، علیت گرنجری

* به ترتیب، استادیار و دانشجویان کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید چمران

(saarman2@yahoo.com)

۱- مقدمه

شناخت و آگاهی نسبت به تأثیرات متقابل متغیرهای کلان اقتصادی، یکی از ملزومات گزینش سیاست صحیح جهت دستیابی به اهداف کلان اقتصادی است. دیدگاه‌های نظری و تجربی متفاوتی در مورد نحوه تأثیر این متغیرها بر هم وجود دارد. بنابراین، شناخت و تعیین نوع رابطه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی در هر کشور، مستلزم انجام تحقیق علمی بر اساس داده‌های مربوط به آن کشور است. در این مقاله به بررسی روابط علی بین سه متغیر کلان اقتصادی رشد اقتصادی، توسعه مالی و تجارت خارجی پرداخته شده است. بررسی رابطه‌ی علی بین این سه متغیر که در مطالعه‌ی کاتریک اغلو^۱ و همکاران (2007) مثلث نامیده شده است، چند فرضیه را به طور همزمان مورد آزمون قرار می‌دهد. در مورد رابطه‌ی بین توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی، فرضیه‌های تعقیب تقاضا^۲ و هدایت عرضه^۳ و در مورد رابطه‌ی رشد اقتصادی و تجارت خارجی نیز فرضیه‌هایی رشد صادرات محور^۴ و رشد واردات محور^۵ آزمون شده است. در مورد رابطه‌ی بین توسعه‌ی مالی و تجارت نیز آزمون فرضیه‌هایی انجام شده است. مقاله‌ی حاضر مشتمل بر پنج قسمت است. در بخش دوم به بررسی برخی از نظریات و تحقیقات انجام شده در مورد نوع ارتباط ممکن میان متغیرهای مذکور پرداخته شده است. در بخش سوم در مورد داده‌ها و در بخش چهارم درباره‌ی مدل‌های مورد استفاده بحث شده است. در بخش پنجم، یافته‌های تحقیق ارائه شده است و در بخش ششم نیز به ارائه‌ی نتیجه‌گیری و جمع بندی پرداخته شده است.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

ادبیات و پیشینه‌ی مطالعات انجام گرفته در رابطه با موضوعات مطرح شده در این تحقیق را با توجه به ماهیت موضوع می‌توان به سه زیر بخش تقسیم بندی کرد که مطالعات مربوط به هر زیر بخش به صورت زیر است.

¹ Katricioglu

² Demand-following hypothesis

³ Supply-leading hypothesis

⁴ Export-led hypothesis

⁵ Import-led hypothesis

2-1- روابط متقابل بین توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی

تأثیر گذاری توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی یکی از مهمترین موضوعات مطرح شده در ادبیات رشد اقتصادی است که بحث‌های زیادی را به خود اختصاص داده است. برخی بر این باورند که بازارهای مالی دارای نقشی کلیدی در فرآیند رشد اقتصادی است. در مقابل، برخی از مطالعات به بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر توسعه‌ی مالی پرداخته‌اند.

به طور کلی، تحقیقات انجام شده در مورد بررسی رابطه‌ی این دو متغیر را می‌توان به دو دسته تفکیک کرد. دسته‌ی اول تحقیقاتی هستند که به بررسی وجود و ماهیت ارتباط علی و غیرعلی این دو متغیر با یکدیگر پرداخته‌اند و تحقیق حاضر از این نوع است. دسته‌ی دوم نیز بر شناسایی کانال‌های انتقال اثرات از توسعه‌ی مالی به رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند.

شومپیتر⁶ در سال 1911 ارتباط بین توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی را مورد مطالعه قرار داد. پس از آن محققان بسیاری این ارتباط را بررسی کردند. امروزه تأثیر گذاری توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی، به خوبی درک شده است، اما چون جهت علیت بین این دو متغیر بیانگر مفاهیم متفاوتی برای انجام سیاست گذاری‌ها است، تحقیق برای کشف نوع رابطه و جهت علیت بین این دو متغیر در کشورهای مختلف ادامه دارد.

پاتریک⁷ (1966) دو رابطه‌ی علی ممکن بین توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی را معرفی می‌کند. رابطه‌ی اول که وی از آن با عنوان فرضیه‌ی تعقیب تقاضا یاد می‌کند، مبین این دیدگاه است که تقاضا برای خدمات مالی به رشد محصول واقعی در بخش‌های مختلف اقتصادی بستگی دارد. بنابراین، شکل گیری و بسط مؤسسات مالی مدرن و افزایش دارایی‌های مالی و خدمات آنها عکس‌العملی در برابر تقاضای سرمایه گذاران و پس‌اندازکنندگان برای این خدمات در اقتصاد است. طبق این فرضیه، رشد سریعتر درآمد ملی واقعی به افزایش تقاضای سرمایه گذاران برای نقدینگی و در نتیجه واسطه‌های مالی می‌شود. پاتریک معتقد است که در این حالت، بسط سیستم مالی نتیجه‌ی رشد اقتصادی است. در دومین رابطه‌ی علی ممکن بین توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی که فرضیه‌ی هدایت عرضه نامیده شده

⁶ Schumpeter

⁷ Patrick

است، جهت علیت از توسعه‌ی مالی به سمت رشد اقتصادی است. وی همچنین معتقد است که بخش مالی برای انجام این وظیفه از دو طریق وارد عمل می‌شود: با انتقال منابع از بخش‌های سنتی و کم رشد به بخش‌های مدرن و پیشرو در فرآیند رشد و همچنین با تحریک و ارتقاء انگیزه‌های کار آفرینی در بخش‌های مدرن که مبین این مطلب است که خلق مؤسسات مالی و افزایش کیفیت و کمیت خدمات آنها، قبل از وجود تقاضا برای آنها اتفاق می‌افتد. به عبارتی دیگر، دسترسی به خدمات مالی، موجب ایجاد تقاضا برای این خدمات در بخش‌های مدرن و پیشرو در فرآیند رشد سبب می‌شود.

بر اساس نظر پاتریک معتقد است در مراحل ابتدایی توسعه، جهت علیت از توسعه‌ی مالی به رشد اقتصادی است (فرضیه‌ی هدایت عرضه) و در سطوح بالای توسعه، جهت علیت از رشد اقتصادی به توسعه‌ی مالی است (تحقق فرضیه‌ی تعقیب تقاضا).

پس از پاتریک محققان بسیاری اقدام به آزمون تجربی فرضیه‌های پاتریک کردند. مک کینون⁸ (1973)، کینگ و لوین⁹ (1993)، نسور و کوگلر¹⁰ (1998)، و هالیکی اغلو¹¹ (2007) در مطالعات خود فرضیه‌ی هدایت عرضه را تایید کرده‌اند، در حالی که گلداسمیت¹² (1969)، جانگ¹³ (1986) و گوریای¹⁴ و همکاران (2007) و سوخکیان¹⁵ (2007) فرضیه‌ی تعقیب تقاضا را پذیرفته‌اند.

دی گریگوریو و گویداتی¹⁶ (1995) رابطه‌ی بلند مدت بین رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از وجود همبستگی مثبت بین رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی در اکثر کشورهای مورد مطالعه بوده است. نکته‌ی قابل توجه در این تحقیق، تأیید وجود رابطه‌ی منفی بین این دو متغیر برای کشورهای آمریکای لاتین است. کار و پنتی کاست¹⁷ (2000) رابطه‌ی علی بین

⁸ McKinnon

⁹ King and Levine

¹⁰ Nessuer and Kugler

¹¹ Halicioglu

¹² Goldsmith

¹³ Jung

¹⁴ Guryay

¹⁵ Soukhakian

¹⁶ De Gregorio and Guidotti

¹⁷ Kar and Pentecost

توسعه مالی و رشد اقتصادی در ترکیه را مورد آزمون قرار داده‌اند. در این تحقیق پنج شاخص متفاوت برای توسعه مالی در نظر گرفته شده است و سپس آزمون علیت گرنجری توأم با همجمعی مورد استفاده قرار گرفته است. بر اساس نتایج علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی نسبت به انتخاب شاخص توسعه مالی حساس بوده است.

کالدرون و لیو¹⁸ (2003) با استفاده از تجزیه جیوئیک برای داده‌های 109 کشور توسعه یافته و در حال توسعه در دوره 94 - 1960 جهت علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را مورد آزمون قرار دادند. یافته‌های آنها حاکی از آن است که توسعه مالی عموماً به رشد منجر شده است. دوم اینکه علیت دو طرفه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی برقرار بوده است. سوم اینکه تعمیق مالی در کشورهای در حال توسعه بیش از کشورهای توسعه یافته در رابطه‌ی علی نقش داشته است. در نهایت اینکه تعمیق مالی رشد اقتصادی را از دو طریق انباشت سریعتر سرمایه و رشد بهره‌وری ارتقاء داده است. ابوبادر و ابو قارن¹⁹ (2006) این رابطه‌ی علی را برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا مورد آزمون قرار داده‌اند. بر اساس یافته‌های این تحقیق نتایج نسبت به شاخص انتخابی برای توسعه مالی حساس بوده است.

نظیفی (1380) به بررسی تأثیرات توسعه مالی بر رشد اقتصادی و تعیین کانال انتقال دهنده‌ی تأثیرات توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره 81 - 1338 پرداخته است. نتایج حاکی از تأثیر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی در سال‌های مورد بررسی بوده است.

با توجه به نتایج تحقیقات انجام گرفته در این زمینه، نمی‌توان به جمع بندی جامعی در مورد رابطه‌ی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دست یافت و از این رو، بررسی نوع رابطه در ایران مستلزم به کارگیری روش‌های جدیدتر در انجام تحقیق در مورد ایران است که مقاله‌ی حاضر به بررسی این مهم پرداخته است.

¹⁸ Calderon and Liu

¹⁹ Abu-Bader and Abu-Qaren

2-2- روابط متقابل بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی

اولین نظریاتی که در ادبیات تجارت بین الملل وجود دارد مربوط به مکتب سوداگری²⁰ است. پیروان این مکتب موازنه‌ی مثبت تجاری را به عنوان رونق اقتصادی تلقی می‌کردند. سپس سایر اقتصاددانان به ارائه‌ی نظریات متفاوتی در مورد رابطه‌ی تجارت خارجی و رشد اقتصادی پرداختند. در مورد رابطه‌ی رشد اقتصادی و تجارت خارجی، نظریات متفاوت و گاه متناقضی وجود دارد که ناچار به دسته بندی این نظریات در چند دسته‌ی کلی هستیم. تئوری‌های موجود در مورد تأثیر تجارت خارجی بر رشد اقتصادی را می‌توان به دو دسته تفکیک کرد. دسته اول موافقان تجارت آزاد را شامل می‌شود. این دسته که از تجارت آزاد به عنوان موتور رشد اقتصادی یاد می‌کنند، معتقدند که تجارت آزاد رشد اقتصادی را شتاب می‌دهد. دیوید هیوم²¹ تجارت خارجی را موتور رشد اقتصادی و توسعه‌ی سیاسی و اقتصادی می‌داند. آدام اسمیت²² منافع تجارت آزاد در سال 1776 به طور منسجم در کتاب ثروت ملل بحث کرده است و نظریه‌ی مزیت مطلق را ارائه نموده است. دیوید ریکاردو²³ ضمن ارائه‌ی نظریه‌ی مزیت نسبی، آزادی تجارت را به هدف مشخص و ثابتی در سیاست اقتصادی انگلستان مبدل کرد. بعد از اسمیت و ریکاردو، استوارت میل²⁴ اعتقاد داشت که تجارت بین الملل به کارآیی بیشتر عوامل تولید در سطح بین المللی می‌انجامد که وی آن را مزیت مستقیم تجارت خارجی در نظر گرفت. وی همچنین معتقد بود که تجارت بین الملل با بسط و گسترش بازار کالا و خدمات منجر به ارتقاء سطح فرآیند تولید می‌شود.

دسته‌ی دوم، مخالفان تجارت آزاد را در برمی‌گیرد. این دسته معتقدند که تجارت عامل مهمی در کاهش رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشورهای در حال توسعه است. از این دسته می‌توان فردریش لیست²⁵ را نام برد. وی معتقد است که آزادی تجارت در جهان فکر ایده آلی است که تنها در آینده‌ی دور قابل دسترس است. به نظر او هر کشور باید با وضع تعرفه‌ی گمرکی و حتی ممنوعیت ورود کالاهای

²⁰ Mercantilism

²¹ David Hume

²² Adam Smith

²³ David Ricardo

²⁴ Stuart Mill

²⁵ Friedrich List

خارجی به تقویت بنیان‌های تولیدی خود بپردازد. سینگر²⁶ (1950) ضمن انجام تحقیق جامعی در مورد رابطه‌ی مبادله، ثابت کرد که رابطه‌ی مبادله به زیان کشورهای صادرکننده‌ی مواد اولیه، در حال تغییر است. وی در سال 1982 نیز بر ادامه‌ی این روند نزولی تأکید کرد. بر اساس نظر سینگر سیاست تجارت آزاد برای کشورهای در حال توسعه فقط در صورتی مناسب است که شرایط بین‌المللی برای آن مساعد باشد در غیر این صورت، سیاست تجارت آزاد به زیان کشورهای در حال توسعه خواهد بود. گونار میردال²⁷ و رائل پریش²⁸ از جمله محققین مخالف تجارت آزاد بوده‌اند.

این که رشد اقتصادی چه تأثیری بر تجارت خارجی دارد، بستگی به دو عامل دارد. اول اینکه رشد اقتصادی نرخ رشد تولید کالاهای صادراتی و نرخ رشد تولید کالاهای وارداتی را چگونه تحت تأثیر قرار می‌دهد (اثر تولیدی). دیگر اینکه الگوی مصرفی کشور در اثر رشد اقتصادی چگونه تغییر می‌کند (اثر مصرفی). به طور کلی، تغییرات حجم تجارت در فرآیند رشد بستگی به خالص آثار مصرفی و تولیدی داشته است. اگر آثار تولیدی و مصرفی هر دو موافق تجارت باشند، حجم تجارت به تناسب محصول از رشد سریعتری برخوردار خواهد شد و رشد حامی تجارت اتفاق می‌افتد. اگر آثار تولیدی و مصرفی هر دو مخالف تجارت باشند، حجم تجارت به تناسب محصول از رشد کمتری برخوردار خواهد شد و حتی ممکن است کاهش (رشد ضد تجارت) باشد. اگر تولید مخالف تجارت و مصرف موافق تجارت باشد یا به عکس، تغییرات در حجم تجارت بستگی به اثر خالص این دو نیروی متضاد دارد. در شرایطی که اثر تولیدی و اثر مصرفی هر دو خنثی باشند، نرخ رشد تجارت با نرخ رشد محصول یکسان خواهد شد و رشد خنثی رخ خواهد داد. در ادامه به چند مطالعه‌ی تجربی که با هدف روشن ساختن نوع رابطه بین رشد اقتصادی و تجارت خارجی در کشورهای مختلف انجام شده است، اشاره می‌شود.

اکانایاکه²⁹ (1999) رابطه‌ی علی بین صادرات و رشد اقتصادی در هشت کشور در حال توسعه‌ی آسیایی را با استفاده از داده‌های سال‌های 1960-97 مورد آزمون قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که علیت دو طرفه بین رشد صادرات و

²⁶ Singer

²⁷ Gunnar Myrdal

²⁸ Raul Perbisch

²⁹ Ekanayake

رشد اقتصادی در کشورهای هند، اندونزی، کره، پاکستان، فیلیپین، سری لانکا و تایلند وجود داشته است. اکبر و نقوی³⁰ (2000) اقدام به آزمون علیت و بررسی رابطه‌ی رشد اقتصادی و صادرات کرده‌اند. آنها در این تحقیق با استفاده از مدل‌های مختلف به بررسی روابط بین متغیرهای کلان در دوره‌ی 98 - 1975 پرداخته‌اند. نتایج علیت حاکی از وجود رابطه‌ی علیت یک طرفه از درآمد به صادرات بوده است. دوئل³¹ (2001) در مطالعه‌ای به بررسی علیت بین صادرات و تولید و همچنین نقش صادرات در رشد ایرلند پرداخت. وی با استفاده از یک تابع تولید تعمیم یافته که متغیرهایی از جمله صادرات را نیز در بر می‌گیرد، قصد ساختن مدلی برای آزمون فرضیه‌ی رشد صادرات محور را داشته است. نتایج به دست آمده از این مطالعه حاکی از وجود رابطه‌ی علیت دو طرفه بین صادرات و رشد اقتصادی بوده است.

ووهرا³² (2001) رابطه‌ی رشد اقتصادی و صادرات در کشورهای کمتر توسعه یافته را بررسی کرد. وی داده‌های مربوط به پنج کشور آسیایی را در دوره‌ی 93 - 1973 مورد آزمون قرار داده است. نتایج تجربی حاکی از وجود یک رابطه‌ی مثبت و معنی دار بین صادرات و رشد اقتصادی بوده است.

دریستساکی³³ و همکاران (2004) رابطه‌ی علی بین تجارت، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی برای یونان را طی دوره‌ی 2002 - 1960 آزمون کردند. بر اساس نتایج آزمون علیت گرنجری رابطه‌ی علی دو طرفه بین رشد اقتصادی و صادرات وجود داشته است.

سیلاقی و یوانا³⁴ (2006) فرضیه‌ی رشد تجارت محور برای رومانی در دوره‌ی 2004 - 1998 را بررسی کرده‌اند. نتایج به دست آمده حاکی از وجود رابطه‌ی علیت یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به سمت صادرات بوده است. این در حالی است که وجود رابطه‌ی علیت بین واردات و رشد رد شده است.

توفیقی (1380) رابطه‌ی میان رشد اقتصادی و رشد صادرات را در دو مدل جداگانه تخمین زده است. مدل اول برای داده‌های سالانه در دوره‌ی 78 - 1338 و

³⁰ Akbar and Naqvi

³¹ Doyle

³² Vohra

³³ Dritsaki

³⁴ Silaghi and Ioana

مدل دوم برای داده‌های فصلی در دوره‌ی 79 - 1373 با استفاده از مدل VAR برآورد شده است. نتایج تخمین هر دو مدل نشان می‌دهد که صادرات غیر نفتی و صادرات خدمات فنی مهندسی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی می‌گذارند.

مهدوی و جوادی (1384) ارتباط علی بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران را بررسی کردند. در این تحقیق داده‌های مربوط به ایران با استفاده از مدل‌های علیت گرنجر و هشیائو مورد آزمون قرار گرفته‌اند. نتایج مدل‌های علی تأثیر رشد تجارت خارجی را بر رشد اقتصادی تأیید می‌کند. همچنین، نتایج نشان دهنده‌ی وجود یک رابطه‌ی دو طرفه بین رشد واردات و رشد اقتصادی بدون نفت بوده است.

رحیمی بروجردی (1384) در مطالعه‌ی نظری، ارتباط تئوری‌های رشد درون‌زا و درجه‌ی باز بودن تجارت بین الملل را بررسی کرد. در این مورد نیز در مطالعات تئوریک و تجربی، نظریات و نتایج متفاوتی در مورد رابطه‌ی این دو متغیر به دست آمده است. بنابراین، مرور ادبیات موضوع برای اظهار نظر در مورد نوع رابطه‌ی دو متغیر در هر کشور کافی نیست و مستلزم انجام بررسی بیشتر و مخصوص برای هر کشور است.

2-3- روابط متقابل بین تجارت خارجی و توسعه‌ی مالی

متغیرهای توسعه‌ی مالی و تجارت خارجی به عنوان دو متغیر که به شدت با رشد اقتصادی وابسته‌اند، در ادبیات رشد معرفی شده‌اند. رابطه‌ی متقابل این دو متغیر نیز اخیراً مورد توجه برخی از اقتصاددانان و محققان قرار گرفته است. از اولین تحقیقات و مطالعاتی که در این زمینه انجام شده است، می‌توان به تحقیق کلتزر و باردن³⁵ (1987) اشاره کرد. آنها با ادغام بخش مالی با مدل هکشر و اوهلین نشان دادند که توسعه‌ی بخش مالی به کشورها یک مزیت نسبی در صنایعی که بیشتر به تأمین سرمایه از طریق استقراض متکی‌اند، اعطا می‌کند. علاوه بر آن بالدوین³⁶ (1989) اشاره می‌کند که بازارهای مالی منبعی مهم برای مزیت نسبی بین کشورها هستند. از طرفی دیگر، همان طور که پیش‌تر ذکر شد،

³⁵ Keletzer and Bardhan

³⁶ Baldwin

برخی از محققان بر این نکته اصرار دارند که توسعه‌ی بخش مالی اغلب از بخش حقیقی پیروی می‌کند و آن را هدایت نمی‌کند.

بک³⁷ (2002) با بسط مدل ارائه شده توسط کلتزر و باردهن به دنبال کشف رابطه‌ی احتمالی بین توسعه‌ی مالی و تجارت بین الملل بوده است. وی در این تحقیق با استفاده از تحلیل‌های تئوریک و تجربی قصد بررسی رابطه‌ی احتمالی این دو متغیر را داشته است. وی معتقد است که کشف رابطه‌ی بین این دو متغیر به چند دلیل دارای اهمیت است. اول اینکه اگر این فرضیه اثبات شود که سطح توسعه‌ی مالی بر ساختار تراز تجاری مؤثر است، اهمیت توسعه‌ی بخش مالی جهت دستیابی به توسعه‌ی اقتصادی علاوه بر تأثیر آن بر رشد اقتصادی مشخص می‌شود و بنابراین، بر تقدم و اهمیت اصلاحات بخش مالی که باید در میان بحث‌ها سیاستگذاران بگنجد، می‌افزاید. دوم اینکه کشف رابطه‌ی بین توسعه‌ی مالی و ساختار تجارت بین الملل دارای کاربردهایی در تئوری تجارت بین الملل است. اثبات وجود رابطه بین این دو متغیر به معنی آن است که اختلاف سطح توسعه‌ی مالی در بین کشورها به پیش بینی جریان تجارت کمک می‌کند. نتایج تحقیق بک این رابطه را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که هم از نظر تئوریک و هم از نظر تجربی، کشورهایی که از سطح بالاتر توسعه‌ی مالی برخوردارند، دارای سهم بالاتری از صادرات کالاهای صنعتی (به دلیل نوع تابع تولید آنها) در تولید ناخالص داخلی و تراز تجاری خود هستند. کاتریک اغلو و دیگران (2007) نیز به بررسی علی روابط بین سه متغیر رشد اقتصادی، توسعه‌ی مالی و تجارت پرداخته‌اند و نتایج نشان دهنده‌ی تأثیر علی تجارت بر توسعه‌ی مالی و بالعکس است. در تحقیق حاضر نیز این رابطه برای اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌گیرد.

3- داده‌ها

در این بخش به تعریف و بررسی متغیرهای به کار برده شده در این تحقیق که دوره‌ی زمانی 85-1340 را پوشش می‌دهند، پرداخته می‌شود.

لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال 1376 به عنوان شاخص رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است. در مطالعات بسیاری از نسبت مجموع کل صادرات و واردات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص آزادی

³⁷ Beck

تجاری و تجارت خارجی استفاده شده است. همچنین مطالعات زیادی وجود دارد که صادرات و واردات را به صورت جداگانه برای تشخیص آثار فردی آنها به کار برده‌اند. در این مقاله نیز به علت ماهیت تحقیق، از لگاریتم صادرات حقیقی کالا و خدمات و لگاریتم واردات حقیقی کالا و خدمات به طور جداگانه استفاده می‌شود. ذکر این نکته ضروری است که تمامی مقادیر حقیقی به قیمت ثابت سال 1376 می‌باشند. انتخاب شاخص مناسب برای توسعه‌ی مالی در ایران نیاز به بحث بیشتری دارد. شاخص‌هایی نظیر نرخ بهره، تعاریف مختلف پول و بدهی‌های نقدی مالی مثل سپرده‌ها و اعتبارات از جمله متغیرهایی هستند که در کارهای تحقیقاتی انجام شده به عنوان نماینده‌ی توسعه‌ی مالی معرفی شده‌اند. نظیفی (1384) ضمن بحث پیرامون گزینش شاخص مناسب توسعه‌ی مالی در ایران، با توجه به خصوصیات اقتصاد ایران و اینکه در ایران توسعه‌ی مالی در بخش بانکی رخ می‌دهد، نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها و مؤسسات مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی را به عنوان شاخص مناسب توسعه‌ی مالی در ایران برگزیده است. کالدرون و لیو (2003) با توجه به این تعریف از توسعه مالی که آن را بهبود در مقدار، کیفیت و کارایی خدمات واسطه‌ای مالی در نظر می‌گیرد و این فرآیند را مشتمل بر ترکیبی از تعداد زیادی فعالیت و موسسه می‌داند، معتقدند که یک شاخص به تنهایی نمی‌تواند این متغیر را با به صورت جامع در برگیرد و باید از دو شاخص رایج برای ارزیابی توسعه‌ی مالی استفاده کرد. آنها از متغیر نسبت پول گسترده به تولید ناخالص ملی به عنوان شاخص اول استفاده کرده‌اند و بر این باور بوده‌اند که مقدار بیشتر این شاخص، نمایانگر بخش مالی بزرگتر و بنابراین، توسعه‌ی بیشتر واسطه‌های مالی است. شاخص دوم نسبت اعتبارات اعطایی واسطه‌های مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی است که از نظر بسیاری از محققان شاخص مناسب‌تری نسبت به سایر شاخص‌های انتخابی جهت نمایش توسعه‌ی مالی است. در تحقیقات جدید انتخاب دو شاخص و نماینده برای نشان دادن توسعه‌ی مالی بیشتر مورد توجه و استفاده‌ی محققان قرار گرفته است. سوخکیان (2007) و هالیکی اگلو (2007) از این ترکیب شاخص‌ها برای بررسی توسعه‌ی مالی استفاده کرده‌اند. در تحقیق حاضر نیز با در پیش گرفتن این رویه، نسبت پول گسترده (M_2) به تولید ناخالص داخلی اسمی به عنوان نخستین شاخص و نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها و مؤسسات مالی به بخش خصوصی به تولید

ناخالص داخلی اسمی به عنوان شاخص دوم توسعه‌ی مالی استفاده شده است. این متغیرها نیز به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند.

4- روش‌های اقتصادسنجی

ضریب همبستگی شاخصی برای وجود برعلیت نیست و استفاده از این ضریب برای نشان دادن رابطه‌ی علی بین دو متغیر گمراه کننده است. برای بررسی ارتباط علی بین دو متغیر، از مدل‌های علی استفاده می‌شود. مشهورترین آزمون علیت در ادبیات اقتصادسنجی آزمون علیت گرنجر است. در روش گرنجر ابتدا مشخص شود که چه مقدار از y جاری توسط مقادیر گذشته‌ی y توضیح داده می‌شود. سپس آزمون می‌شود که آیا افزودن مقادیر با وقفه‌ی x می‌تواند این توضیح را بهبود بخشد. اگر x به پیش بینی y کمک کند یا به عبارتی دیگر، اگر ضرایب x با وقفه از لحاظ آماری معنی‌دار باشد گفته می‌شود x علت y است. شکل دو متغیره‌ی مدل علی گرنجر به صورت زیر است:

$$y_t = a + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j x_{t-j} + u_t \quad (1)$$

$$x_t = b + \sum_{i=1}^r g_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^s d_j y_{t-j} + v_t$$

فرضیه‌ی صفر مورد آزمون در مدل گرنجر این است که در رگرسیون اول x علت گرنجری y نیست، برای $q, \dots, 3, 2, 1, i$ ، عبارت $\beta_i = 0$ صادق باشد. برایت معادله‌ی دوم نیز دو نیز y علت گرنجری x نیست، اگر برای $q, \dots, 3, 2, 1, i$ ، $\delta_i = 0$ باشد.

جیوئیک (1984) بیان می‌کند که اعتبار این آزمون به رتبه‌ی مدل خود رگرسیون برداری (VAR) و درجه‌ی پایایی متغیرها بستگی دارد و اگر متغیرها ناپایا باشند، اعتبار این آزمون کاهش می‌یابد. گرنجر (1986) بیان می‌کند که این آزمون علیت در چارچوب معادلات بالا، زمانی معتبر است که متغیرها هم‌جمع نباشند. پس در ابتدا باید پایایی متغیرها و سپس هم‌جمع‌ی بین آنها بررسی شود. اگر جمعی³⁸ از درجه‌ی یک بوده ولی هم‌جمع نباشند، می‌توان مدل خود رگرسیون

³⁸ Integrated

برداری بالا را روی تفاضل مرتبه‌ی اول آنها اعمال کرد و سپس آزمون را انجام داد. با این نوع آزمون، علیت کوتاه مدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین، گرنجر در سال 1988 بیان می‌کند که در صورت وجود رابطه‌ی همجمعی بین دو متغیر، علیت به مفهوم گرنجری حداقل در یک جهت بین آنها وجود خواهد داشت. به هر حال، اگر چه آزمون همجمعی وجود یا عدم وجود رابطه‌ی علیت گرنجری بین متغیرها را معین می‌کند، اما جهت رابطه‌ی علیت را نمی‌تواند مشخص کند. انگل و گرنجر در سال 1987 چنین بیان کرده‌اند که اگر دو متغیر x و y هم‌جمع باشند، همواره یک الگوی تصحیح خطا بین آنها وجود خواهد داشت. بنابراین، می‌توان برای بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین متغیرها از یک مدل تصحیح خطای برداری استفاده کرد. اگر متغیرهای مورد بررسی، برای مثال جمعی از درجه‌ی یک و هم‌جمع نیز باشند، استفاده از یک مدل اتورگرسیو برداری روی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها به جای استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری، برای بررسی رابطه، علیت گرنجری بین متغیرها به علت حذف جزء تصحیح خطا، واریانس معادله رگرسیون را افزایش می‌دهد و بنابراین، آماره‌ی والد مورد نظر اریب‌دار می‌شود و این مسأله قضاوت‌های نادرست در مورد جهت رابطه‌ی علیت را به دنبال دارد. الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه‌ی تعادلی بلند مدت (که توسط جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو که رفتار بلند مدت و کوتاه مدت را به هم مربوط می‌سازد به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= C_0 + \sum_{i=1}^k b_i \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta x_{t-1} + r_i ECT_{t-1} + u_t \\ \Delta x_t &= C_0 + \sum_{i=1}^k g_i \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k z_i \Delta y_{t-1} + h_i ECT_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (2)$$

این الگو برای زمانی است که دو متغیر $I(1)$ و هم‌جمع باشند. r و h در روابط بالا، ضریب تعدیل کوتاه مدت هستند. این ضرایب نشان می‌دهند که در هر دوره‌ی کوتاه مدت چند درصد از انحراف از رابطه‌ی تعادلی بلند مدت اصلاح می‌شود. در رابطه‌ی (2) علیت گرنجری را می‌توان به روش‌های زیر بررسی کرد:

- 1) با استفاده از آزمون t در مورد معنی داری ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه
- 2) استفاده از آزمون F یا W (والد) در مورد معنی داری مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی
- 3) استفاده از آزمون F یا W در مورد معنی داری مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی همراه با ضریب عبارت تصحیح خطا

علاوه بر تعیین جهت علیت گرنجری بین متغیرها، مدل تصحیح خطای برداری امکان تمایز میان علیت کوتاه مدت و بلند مدت را نیز به وجود می‌آورد. معنی دار نبودن ضریب تصحیح خطای همراه با مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی، به معنی عدم وجود رابطه‌ی علیت بلند مدت است. معنی‌دار نبودن مجموع وقفه‌های متغیر توضیحی نیز نشان دهنده‌ی عدم وجود رابطه‌ی علیت کوتاه مدت می‌باشد.

در این تحقیق از مدل علیت دیگری که به وسیله‌ی تودا و یاماموتو در سال 1995 معرفی شده است استفاده می‌شود.

4-1- آزمون علیت تودا و یاماموتو

تودا و یاماموتو³⁹ در سال 1995 یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل اتورگرسیو برداری تعدیل یافته برای بررسی علیت گرنجری پیشنهاد کرده‌اند. آنها استدلال می‌کنند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه‌ی همجمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش باید ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه‌ی مدل اتورگرسیو برداری (k) را با استفاده از معیارهایی همچون آکائیک و شوارتز-بیزین تعیین کرد و بیشترین درجه‌ی جمعی ($d \max$) متغیرهای مورد بررسی را نیز با استفاده از آزمون‌های متداول مشخص نمود. سپس یک مدل اتورگرسیو برداری با تعداد وقفه‌های ($k+d \max$) تشکیل داد. فرآیند انتخاب وقفه، زمانی معتبر خواهد بود که $d \max \leq k$ باشد.

اگر مدل دو متغیره‌ی زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم که $k+d \max = 2$ باشد، خواهیم داشت:

³⁹ Toda and Yamamoto

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a^{(1)}_{11} & a^{(1)}_{12} \\ a^{(1)}_{21} & a^{(1)}_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a^{(2)}_{11} & a^{(2)}_{12} \\ a^{(2)}_{21} & a^{(2)}_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

که در آن بردار جملات اخلاص و از نوع اغتشاش سفید است.

در این روش برای آزمون فرضیه‌ی "علت گرنجری x نیست"، محدودیت $a_{12}^{(1)} = a_{12}^{(2)} = 0$ آزمون می‌شود. آماره‌ی آزمون مورد استفاده، آماره‌ی والد است که دارای توزیع C^2 مجانبی با درجه‌ی آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های فرضیه‌ی صفر است. آماره‌ی آزمون مورد استفاده صرف نظر از اینکه متغیرهای x و y پایا از هر درجه‌ای، هم‌جمع و یا غیرهم‌جمع باشند، معتبر است. زاپاتا و رامبالدی⁴⁰ (1997) مزیت این روش بی‌نیازی از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های همجمعی سیستم و کفایت اطلاع از رتبه‌ی مدل اتورگرسیو برداری و حداکثر درجه‌ی جمعی متغیرها برای انجام این آزمون می‌دانند.

با توجه به اینکه قبل از انجام آزمون‌های علت گرنجری در چارچوب معادلات (1) و (2) نیازمند انجام پیش آزمون‌هایی از قبیل آزمون‌های پایایی و همجمعی هستیم، در این قسمت به بررسی این آزمون‌ها می‌پردازیم.

جهت آزمون پایایی متغیرهای تحت بررسی از آزمون متداول دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود و برای بررسی همجمعی بین متغیرها و محاسبه‌ی رابطه‌ی بلند مدت احتمالی از روش اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌گردد.

4-2- روش اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی

مطالعات زیادی از تکنیک یوهانسن جهت تعیین رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرهای مورد نظر استفاده کرده‌اند. ولی در مطالعات اخیر روش جایگزینی با عنوان اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی (ARDL) ارائه شده است. این روش چندین مزیت نسبت به روش یوهانسن دارد. نخست اینکه مدل ARDL از نظر آماری برای تعیین رابطه‌ی همجمعی در نمونه‌های کوچک کارا تر است (قاتاک و سدیکی،⁴¹

⁴⁰ Zapata and Rambaldi

⁴¹ Ghatak and Siddiki

(2001)، در حالی که تکنیک‌های یوهانسن برای اعتبار به نمونه‌ای با حجم بالا نیاز دارد. دومین مزیت روش *ARDL* این است که در حالی که سایر روش‌های همجمعی مستلزم آن هستند که همه‌ی متغیرها از درجه‌ی جمعی یکسانی برخوردار باشند، روش *ARDL* را می‌توان زمانی که متغیرها $I(1)$ یا $I(0)$ باشند به کار برد. بنابراین، روش *ARDL* از بروز مشکلات آزمون‌های مقدماتی همراه با روش‌های استاندارد همجمعی که مستلزم دسته بندی متغیرها به دو دسته $I(1)$ و $I(0)$ بودند، جلوگیری می‌کند (پسران، 2001⁴²). با توجه به این که مرحله‌ی اول در هر تکنیک همجمعی تعیین درجه‌ی جمعی متغیرهای مورد بررسی است و نتایج این مرحله بستگی به این دارد که کدام آزمون مورد استفاده قرار گیرد، آزمون‌های متفاوت می‌تواند به نتایج متفاوت و گاه متناقضی منجر شود (بهمنی اسکویی، 2004⁴³). برای مثال کاربرد آزمون‌های سنتی ریشه‌ی واحد مثل آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (*ADF*) ممکن است به غلط این نتیجه را حاصل کند که ریشه‌ی واحد در سری وجود دارد، در حالی که در حقیقت سری زمانی حول یک شکست ساختاری در مدل پایا است (پرون، 1987⁴⁴ و 1997). پس زمانی که در مورد خصوصیات ریشه‌ی واحد داده‌ها مطمئن نیستیم، اتخاذ راهکار *ARDL* برای کارهای تجربی مناسب‌تر است. همچنین، با اتخاذ روش *ARDL* این امکان وجود دارد که متغیرهای متفاوت در مراحل تخمین رابطه‌ی بلند مدت، تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی متفاوتی باشند در حالی که در مدل‌های مبتنی بر روش یوهانسن این امکان وجود ندارد.

مدل *ARDL* در حالت کلی با معادلات زیر ارائه می‌شود:

⁴² Pesaran

⁴³ Bahmani - Oskooee

⁴⁴ Perron

$$ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$$

$$f(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)x_{it} + d'w_t + u_t \quad (4)$$

$$f(L, p) = 1 - f_1L + f_2L^2 - \dots - f_pL^p$$

$$i = 1, 2, \dots, k$$

$$b_i(L, q_i) = 1 - b_{i1}L - b_{i2}L^2 - \dots - b_{iq_i}L^{q_i}$$

که:

که در آن L نشانگر عملگر وقفه و ω یک بردار S^{-1} از متغیرهای قطعی شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و دیگر متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت است. وقفه‌ی بهینه در این روش بر طبق معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین تعیین می‌شوند. حساسیت بلند مدت در روش تخمین روابط بلند مدت $ARDL$ برگزیده را می‌توان از روابط زیر استخراج کرد (پسران و پسران، 1997 و ویلسون و چودری، 2004):

$$\hat{q}_i = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq_i}}{1 - \hat{f}_1 - \hat{f}_2 - \dots - \hat{f}_q} \quad (5)$$

و رابطه‌ی بلند مدت همجمعی به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t - \hat{q}_0 - \hat{q}_1 x_{1t} - \hat{q}_2 x_{2t} - \dots - \hat{q}_k x_{kt} = e_t \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

در این معادله جزء ثابت یا عرض از مبدأ نیز به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\hat{q}_0 = \frac{\hat{b}_0}{1 - \hat{f}_1 - \hat{f}_2 - \dots - \hat{f}_p} \quad (7)$$

در کارهای تجربی (شبهه تحقیق حاضر) روش $ARDL$ در دو مرحله به شرح زیر انجام می‌شود.

مرحله‌ی اول: این مرحله جهت اطمینان از وجود رابطه‌ی همجمعی و بلند مدت است و در مدل دو متغیره به صورت زیر انجام می‌شود.

$$\Delta x_t = a_0 + \sum_{i=1}^k b_{i1} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i1} \Delta y_{t-i} + s_1 x_{t-1} + s_2 y_{t-1} + e_{1t} \quad (8)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^k b_{i2} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i2} \Delta x_{t-i} + w_1 y_{t-1} + w_2 x_{t-1} + e_{2t}$$

در معادله‌ی اول رابطه‌ی (8) که متغیر x متغیر وابسته است فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت میان متغیرها $S_1 = S_2 = 0$ را در برابر فرضیه‌ی مخالف $(H_1: S_1 \neq S_2 \neq 0)$ با استفاده از آماره‌ی F که آن را $F_x(X/Y)$ می‌نامیم آزمون می‌شود. توزیع مجانبی این آماره بدون در نظر گرفتن درجه‌ی انباشتگی متغیرهای مستقل مدل، استاندارد نیست. بدین منظور پسران و همکاران (1996) مقادیر بحرانی مناسب را با توجه به تعداد متغیرهای موجود در مدل و وجود یا عدم وجود عرض از مبدأ یا روند زمانی تولید و ارائه کرده‌اند. این مقادیر بحرانی شامل دو ستون می‌باشد که یک ستون با فرض اینکه تمامی متغیرها $I(0)$ هستند و دیگری با فرض اینکه تمامی متغیرها $I(1)$ هستند محاسبه شده‌اند.

اگر آماره‌ی محاسباتی بیشتر از حد بالای محدوده‌ی مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران تجاوز کند فرضیه‌ی صفر عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرها رد می‌شود. اگر آماره‌ی محاسباتی کمتر از حد پایین این محدوده باشد، فرضیه‌ی صفر را نمی‌توان رد کرد و چنانچه آماره‌ی محاسباتی درون محدوده‌ی مقادیر بحرانی قرار گیرد، لزوم بررسی شرایط پایایی متغیرها برای نتیجه‌گیری مطرح می‌شود و در برخی از حالات، نتیجه‌ی غیر قابل تعیین و غیر قابل استنباط خواهد بود. در صورت رد فرضیه‌ی صفر و پذیرش وجود رابطه‌ی بلند مدت، مرحله‌ی دوم که گزینش مدل $ARDL$ مناسب و تخمین ضرایب بلند مدت است، انجام می‌شود.

4- یافته‌های تحقیق

در جدول (1) نتایج مربوط به آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته ارائه شده است. همان طور که از جدول مشخص است، تمامی متغیرهای تحت بررسی، جمعی از درجه‌ی یک می‌باشند. به عبارتی دیگر، این متغیرها $I(1)$ هستند.

جدول 1: نتایج آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

| متغیر | وقفه بهینه | | مقدار آماره آزمون بدون روند | مقدار آماره آزمون با روند | مقدار بحرانی بدون روند | مقدار بحرانی با روند | نتیجه |
|--------|------------|-----|--------------------------------|------------------------------|---------------------------|-------------------------|-----------|
| | AIC | SBC | | | | | |
| LX | ۱ | ۱ | -۲/۴۲ | -۲/۴۳۵ | -۲/۹۳۲ | -۳/۵۱۸۹ | پایا نیست |
| DLX | ۱ | ۰ | -۴/۷۶۵۷ | -۴/۶۹۸۲ | -۲/۹۳۳۹ | -۳/۵۲۱۷ | پایا است |
| | | | -۴/۶۵۵۳ | -۴/۵۹۲۷ | | | |
| LM | ۱ | ۱ | -۲/۳۵۶۵ | -۲/۳۱۲۰ | -۲/۹۳۲۰ | -۳/۵۱۸۹ | پایا نیست |
| DLM | ۰ | ۰ | -۴/۳۰۶۴ | -۴/۳۱۲ | -۲/۹۳۳۹ | -۳/۵۲۱۷ | پایا است |
| LGDPR | ۲ | ۲ | -۲/۲۴۹۹ | -۲/۶۶۸۱ | -۲/۹۳۲۰ | -۳/۵۱۸۹ | پایا نیست |
| | ۰ | ۲ | -۲/۰۸۶۳ | -۲/۶۶۸۱ | | | |
| DLGNPR | ۱ | ۱ | -۲/۷۵۱۱ | -۲/۷۷۱۸ | -۲/۹۳۳۹ | -۳/۵۲۱۷ | پایا است |
| | ۱ | ۰ | | -۴/۸۲۵۳ | | | |
| LRDC | ۴ | ۰ | -۱/۳۷۸۰ | -۱/۸۰۲۷ | -۲/۹۳۲۰ | -۳/۵۱۸۹ | پایا نیست |
| | | | -۰/۷۳۴۷۲ | -۱/۰۵۷۴ | | | |
| DLRDC | ۳ | ۰ | -۳/۲۱۷۴ | -۳/۱۴۴۱ | -۲/۹۳۳۹ | -۳/۵۲۱۷ | پایا است |
| | | | -۵/۴۴۰۶ | -۵/۴۵۶۸ | | | |
| LRM۲ | ۱ | ۱ | -۱/۸۶۰۵ | -۱/۸۲۹۳ | -۲/۹۳۲۰ | -۳/۵۱۸۹ | پایا نیست |
| DLM۲ | ۰ | ۰ | -۴/۲۴۳۷ | -۴/۱۸۲۲ | -۲/۹۳۳۹ | -۳/۵۲۱۷ | پایا است |

مأخذ: نتایج تحقیق

برای شناسایی کامل شکل صحیح آزمون علیت گرنجری متناسب با داده‌ها باید وجود رابطه‌ی همجمعی بین متغیرها نیز مورد آزمون قرار گیرد. نتایج مربوط به آزمون وجود رابطه‌ی همجمعی از روش اتورگرسیو با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در جدول (2) ارائه شده است. در مورد جدول (2) ذکر این نکته ضروری است که با توجه به تأکید بهمنی اسکویی و گواسومی⁴⁵ (2003) بر حساسیت این آزمون نسبت به تعداد وقفه‌ی انتخابی، گزینش تعداد وقفه‌ی بهینه با استفاده از معیارهای مرسوم یعنی شوارتز - بیزین و آکاییک انجام شده است. البته با توجه به ماهیت سالانه‌ی داده‌ها و محدودیت مشاهدات حداکثر تعداد وقفه دو وقفه در نظر گرفته شد.

⁴⁵ Bahmani-Oskooee and Goswami

جدول 2: نتایج آزمون وجود رابطه‌ی بلند مدت از روش *ARDL*

| نتیجه‌ی رابطه‌ی بلند | حدود بحرانی بدون عرض از مبدأ | حدود بحرانی با عرض از مبدأ | مقدار آماره‌ی آزمون | متغیر مستقل | متغیر وابسته |
|----------------------|------------------------------|----------------------------|---------------------|------------------|------------------|
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LRM _۲ | LGNPR |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LGNPR | LRM _۲ |
| × | ۲/۳۴۲ | ۲/۴۵۸ | | LRDC | LGNPR |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LGNPR | LRDC |
| ** | ۲/۳۴۲ | ۲/۴۵۸ | | LX | LGNPR |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LGNPR | LX |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LM | LGNPR |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LGNPR | LM |
| × | ۲/۳۴۲ | ۲/۴۵۸ | | LX | LRM _۲ |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LRM _۲ | LX |
| * | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LM | LRM ₂ |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LRM _۲ | LM |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LX | LRDC |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LRDC | LX |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LM | LRDC |
| × | | ۴/۷۸۸ | ۴/۰۴۲ | LRDC | LM |

مأخذ: نتایج تحقیق

* و ** به معنی رد فرضیه H_0 (تأیید وجود رابطه بلند مدت) به ترتیب در سطح معنی داری 5% و 10% است و علامت × عدم رد فرضیه H_0 (عدم وجود رابطه هم‌جمع) را نشان می‌دهد.
توجه: در مواردی که در برآورد معادلات، عرض از مبدأ معنی دار نشده است از مقادیر بحرانی بدون عرض از مبدأ استفاده شده است.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (2)، تنها در دو مورد از موارد تحت بررسی، وجود رابطه‌ی بلند مدت (هم‌جمع) بین متغیرها تأیید می‌شود. بنابراین، انجام مرحله‌ی دوم روش *ARDL* برای کشف رابطه‌ی بلند مدت، فقط در همین دو مورد دنبال می‌شود. همچنین، به خاطر اینکه تمامی متغیرهای مورد بررسی جمعی از درجه‌ی یک هستند، مقادیر بالایی حدود بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران، معیار و ملاک نتیجه‌گیری در مورد وجود رابطه‌ی هم‌جمع خواهد بود. بنابراین، حالت مبهم و غیر قابل نتیجه‌گیری پیش نمی‌آید.

با توجه به نتایج آزمون‌های پایایی و هم‌جمع، به‌گزینه‌ی شکل صحیح آزمون علیت گرنجری که با داده‌های تحقیق سازگار باشد پرداخته می‌شود. در مواردی که وجود رابطه‌ی هم‌جمع اثبات نشده است، آزمون علیت به شکل معادلات (1) انجام گرفته است، با این تفاوت که به جای سطوح متغیرها از تفاضل مرتبه‌ی اول آنها استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (3) ذکر شده است.

جدول 3: نتایج بررسی علیت کوتاه مدت بین متغیرهای غیر هم‌جمع

| متغیر وابسته | متغیر مستقل | AIC | تعداد وقفه | آماره F | احتمال (P VALUE) | نتیجه |
|-------------------|-------------------|-----|------------|----------|------------------|--------------------------|
| | | SBC | | | | |
| DLGDPR | DLRM ₂ | ۱ | | 0/۰۱۳۸۳۰ | ۰/۹۰۷ | DLGDPR⇒DLRM ₂ |
| DLRM ₂ | DLGDPR | ۱ | | ۵/۶۱۷۲ | 0/۰۲۳ | |
| DLGDPR | DLRDC | ۱ | | ۱/۲۶۰۲ | 0/۲۶۸ | DLGDPR⇒DLRDC |
| DLRDC | DLGDPR | ۱ | | ۶/۱۹۴۵ | 0/۰۱۷ | |
| DLRM ₂ | DLX | ۱ | | 0/۰۳۰۲۹۰ | 0/۸۶۳ | علیت وجود ندارد |
| DLX | DLRM ₂ | ۱ | | 0/۱۰۰۸۹۰ | 0/۷۵۲ | |
| DLRDC | DLX | ۱ | | ۱/۱۶۴۶ | 0/۲۸۷ | علیت وجود ندارد |
| DLX | DLRDC | ۱ | | ۲/۹۸۳۷ | 0/۵۸۸ | |
| DLRDC | DLM | ۱ | | ۳/۵۷۶۲ | 0/۰۶۶ | DLM⇒DLRDC |
| DLM | DLRDC | ۱ | | 0/۵۴۰۸۹ | ۰/۴۶۶ | |
| DLGDPR | DLM | ۲ | | ۱/۷۳۹۴ | 0/۱۸۹ | علیت وجود ندارد |
| | | ۱ | | ۱/۹۴۴۲ | 0/۱۷۱ | |
| DLM | DLGDPR | ۲ | | ۱/۰۲۶۶ | 0/۳۶۸ | علیت وجود ندارد |
| | | ۱ | | ۲/۲۰۰۷ | 0/۱۴۵ | |

مأخذ: نتایج تحقیق

همان طور که اشاره شد، نتایج آزمون علیت نسبت به انتخاب تعداد وقفه حساس است (گوک،⁴⁶ 1984). به طوری که اگر طول وقفه‌ی انتخابی کمتر از طولی وقفه‌ی واقعی باشد، حذف وقفه‌های مناسب ایجاد اریب خواهد کرد و اگر طول وقفه‌ی انتخابی بیشتر از طول وقفه‌ی واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل *VAR* باعث ناکارایی تخمین می‌شود (چنگ و لای،⁴⁷ 1997). با توجه به این حساسیت، از معیارهای متفاوتی جهت انتخاب وقفه بهینه استفاده شده است که نتایج آن در جداول ارائه شده تفکیک شده‌اند.

نتایج ارائه شده در جدول (3) حاکی از وجود علیت یک طرفه از رشد اقتصادی بر توسعه‌ی مالی در کوتاه مدت است که این رابطه در مورد هر دو شاخص توسعه‌ی مالی صادق می‌باشد. این نتایج مبین تأیید فرضیه‌ی تعقیب تقاضا در ایران است. بین صادرات و شاخص‌های توسعه‌ی مالی و همچنین بین رشد اقتصادی و واردات در کوتاه مدت رابطه‌ی علیت تأیید نشده است. به عبارتی دیگر، فرضیه‌ی تأثیر علی متقابل توسعه‌ی مالی و صادرات و همچنین، فرضیه‌ی

⁴⁶ Geweke⁴⁷ Cheng and Lai

رشد واردات محور در ایران تأیید نمی‌شود. در بررسی رابطه‌ی بین واردات و اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی، علیت یک طرفه از واردات به اعتبارات به دست آمده است.

در ادامه آزمون علیت بر روی متغیرهایی که وجود رابطه‌ی بلند مدت بین آنها تأیید شد انجام گرفت. در این حالت چارچوب صحیح آزمون علیت، مدل ارائه شده توسط معادلات (2) یعنی شکل تصحیح خطای این آزمون خواهد بود. نتایج این آزمون در جدول (4) ارائه شده است.

جدول 4: نتایج بررسی علیت کوتاه و بلند مدت بین متغیرهای هم‌جمع

| متغیر وابسته | متغیر مستقل | تعداد وقفه | علیت کوتاه مدت (PValue) | علیت بلند مدت | |
|--------------|-------------|------------|----------------------------|------------------------------|---|
| | | | | ضریب ECT_{T-1} (PValue) | ضریب ECT_{T-1} توأم با وقفه‌های متغیر مستقل |
| DLGDPR | DLX | AIC= 2 | 0/954 | 0/001 | 0/010* |
| | | SBC= 1 | 0/827 | 0/000 | 0/000* |
| DLX | DLGDPR | AIC= 2 | 0/093* | 0/005 | 0/022* |
| | | SBC= 1 | 0/054* | 0/020 | 0/041* |
| DLRM2 | DLM | AIC= 1 | 0/797 | 0/719 | 0/808 |
| | | SBC= 1 | | | |
| DLM | DLRM2 | AIC= 1 | 0/548 | 0/020 | 0/058* |
| | | SBC= 1 | | | |

*: پذیرش وجود علیت بلند مدت در سطح معنی داری 10%

*: پذیرش وجود علیت کوتاه مدت در سطح معنی داری 10%

نتایج ارائه شده در جدول (4) حاکی از وجود رابطه‌ی علیت دو طرفه بین صادرات و رشد اقتصادی ایران در بلند مدت است. این نتایج همچنین وجود رابطه‌ی علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به صادرات در کوتاه مدت را نیز تأیید می‌کند. این نتایج مبین تأیید فرضیه‌ی رشد حامی صادرات در کوتاه مدت و بلند مدت و نیز رشد صادرات محور ایران بلند مدت می‌باشد. در بررسی رابطه‌ی بین واردات و نسبت نقدینگی، علیرغم اینکه علیت کوتاه مدت در هیچ یک از جهات برقرار نیست، ولی در بلند مدت رابطه‌ی علیت یک طرفه از نسبت نقدینگی به سمت واردات تأیید می‌شود. این نتیجه را می‌توان به تأیید تأثیر توسعه‌ی مالی بر تجارت خارجی در ایران تعبیر کرد.

در ادامه‌ی این پژوهش نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو در جدول (5) آمده است. نکته‌ی حائز اهمیت در مورد نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو این است که در مواردی که علیت بین متغیرهای غیر همجمع مورد آزمون قرار گرفت، نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو با نتایج آزمون علیت گرنجری یکسان است، ولی در بررسی رابطه‌ی علی بین متغیرهای همجمع (علیرغم تأکید مبدعان این روش بر اعتبار نتایج مدل حتی در صورت وجود رابطه‌ی همجمعی بین متغیرها)، نتایج به دست آمده از این روش با نتایج به دست آمده از فرم تصحیح خطای علیت گرنجری به شدت متناقض است.

جدول 5: نتایج آزمون علیت به روش تودا و یاماموتو

| متغیرهای مورد بررسی | حداکثر درجه‌ی انباشتگی | وقفه‌ی بهینه* | طول وقفه آزمون | آماره آزمون C^* | احتمال (PValue) | نتیجه |
|---------------------|------------------------|---------------|----------------|-------------------|-----------------|---|
| LGDPR LM | 1 | AIC=2 | 3 | 5/0731 | 0/167 | علیت وجود ندارد |
| | | | | 2/6441 | 0/303 | |
| | | SBC=1 | 2 | 1/7992 | 0/407 | |
| | | | | 2/2615 | 0/186 | |
| LGDPR LX | 1 | AIC=1 | 2 | 4/5961 | 0/100 | علیت یکطرفه $LX \rightarrow LGNPR$ |
| | | SBC=1 | | 0/28407 | 0/868 | |
| LGDPR LRM2 | 1 | AIC=2 | 3 | 1/0120 | 0/798 | علیت یکطرفه $LGDPR \rightarrow LRM2$ |
| | | | | 10/3645 | 0/016 | |
| | | SBC=1 | 2 | 1/1679 | 0/558 | |
| | | | | 7/7900 | 0/020 | |
| LGNPR LRDC | 1 | AIC=2 | 3 | 0/89772 | 0/826 | علیت یکطرفه $LGDPR \rightarrow LRDC$ |
| | | SBC=2 | | 9/8920 | 0/019 | |
| LX LRM2 | 1 | AIC=2 | 3 | 4/3586 | 0/225 | علیت وجود ندارد |
| | | | | 2/8052 | 0/423 | |
| | | SBC=1 | 2 | 0/76841 | 0/681 | |
| | | | | 1/5981 | 0/450 | |
| LX LRDC | 1 | AIC=2 | 3 | 2/2060 | 0/531 | علیت وجود ندارد |
| | | | | 2/4133 | 0/332 | |
| | | SBC=1 | 2 | 0/62849 | 0/730 | |
| | | | | 2/8722 | 0/238 | |
| LM LRDC | 1 | AIC=2 | 3 | 2/9223 | 0/404 | علیت یکطرفه $LM \rightarrow LRDC$ |
| | | | | 8/0482 | 0/045 | |
| | | SBC=1 | 2 | 2/5242 | 0/283 | |
| | | | | 4/4506 | 0/108 | |
| LM LRM2 | 1 | AIC=2 | 3 | 1/2520 | 0/741 | علیت یکطرفه $LM \rightarrow LRM2$ |
| | | | | 13/2990 | 0/004 | |
| | | SBC=1 | 2 | 5/8781 | 0/745 | |
| | | | | 7/6696 | 0/022 | |

* با توجه به حساسیت این آزمون نسبت به انتخاب تعداد وقفه‌ی بهینه، جهت اطمینان از نتایج به دست آمده، وقفه‌های بهینه‌ی پیشنهادی از هر دو معیار آکاییک و شوارتز - بیزین و نتایج هر یک آورده شده است.

6- نتیجه گیری

هدف از انجام این مطالعه‌ی بررسی رابط متقابل سه متغیر کلان اقتصادی شامل توسعه‌ی مالی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی در ایران طی دوره‌ی 85-1340 بوده است. در این مقاله برای روشن شدن نوع این روابط، با استفاده از یک تحلیل علی اقدام به آزمون چند فرضیه شد و با انجام آزمون‌های پایایی و همجمعی

متغیرهای مورد بررسی، چارچوب مناسب و صحیح آزمون علیت گرنجری گزینش شد. در این مطالعه علاوه بر آزمون علیت گرنجری، آزمون علیت دیگری که فارغ از پیش آزمون‌های پایایی و همجمعی است، مورد استفاده قرار گرفت. نتایج بررسی رابطه‌ی بین توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی حاکی از وجود رابطه‌ی علی از رشد اقتصادی به توسعه‌ی مالی است که این نتیجه مبین تأیید فرضیه‌ی تعقیب تقاضا در مورد ایران است. همچنین، علیت دو طرفه بین رشد اقتصادی و صادرات در بلند مدت تأیید شد. به عبارتی دیگر، فرضیه‌ی رشد صادرات محور و همچنین رشد حامی صادرات در ایران در دوره‌ی مورد بررسی تأیید گردید. دیگر نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی علیتی بین واردات و رشد اقتصادی در ایران تأیید نشد؛ یعنی دلیلی برای تأیید فرضیه‌ی رشد واردات محور و رشد حامی واردات یافت نشد. ارتباط دیگری که به لحاظ پیشینه‌ی تحقیقی نسبت به دو رابطه‌ی قبلی کمتر بررسی شده است، ارتباط بین توسعه‌ی مالی و تجارت خارجی است. نتایج حاصل از بررسی ارتباط این دو متغیر در ایران حاکی از تأیید علیت یک طرفه از حجم نقدینگی (به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه‌ی مالی) به واردات در بلند مدت است. از طرفی دیگر، علیت کوتاه مدت از واردات به اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (یکی دیگر از شاخص‌های توسعه‌ی مالی) مورد تأیید قرار گرفت.

فهرست منابع

توفیقی، حمید. (1380). تأثیر صادرات بر رشد اقتصادی ایران با تأکید بر صادرات خدمات فنی و مهندسی. پژوهشنامه اقتصادی، 6: 49-73.

حیدریان، حسن و سید حسین سقائیان نژاد. (1379). تعیین ارتباط علی بین صادرات و رشد اقتصادی با استفاده از الگوهای VAR به روش رگرسیون به ظاهر نامرتب تکراری (ISUR) در ایران. مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، 30 و 31: 40-68.

کميجانی، اکبر و محمد نادعلی. (1386). بررسی رابطه تعمیق مالی و رشد اقتصادی در ایران. پژوهشنامه بازرگانی، 44: 23-47.

مهدوی، ابوالقاسم و شاهین جوادی. (1384). آزمون تجربی رابطه تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران. پژوهشهای اقتصادی، 5(4): 1-20.

نظیفی، فاطمه. (1380). توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران. پژوهشنامه اقتصادی، 14: 97-130.

- Abu-Bader, S. & A. S. Abu-Qarn. (2006). Financial Development and Economic Nexus: Time Series Evidence from Middle Eastern and North African Countries. Discussion paper No. 06-09.
- Akbar, M & Z.F. Naqvi. (2003). Export Diversification and Structural Dynamic Growth Process, The Case of Pakistan. The Pakistan Development Review, 4: 573-589.
- Bahmani, O. M. & G. G. Goswami. (2003). Smuggling as Another Cause of Failure of the PPP. Journal of Economic Development, 28 : 23-38.
- Bahmani, O. M. (2004). ARDL Approach to Test the Productivity Bias Hypothesis. Review of Development Economics, 8(3): 483-488.
- Baldwin, R.E. (1989). Exporting the Capital Markets: Comparative Advantage and Capital Market Imperfections. in Audretsch, D. (Ed.), The Convergence of International and Domestic Markets, Chapter 5, North-Holland Press, New York, NY.
- Beck, T. (2002). Financial Development and International Trade: Is There a link?. Journal of International Economics, 57: 107-31.
- Calderon, C. & L. Liu. (2003). The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth. Journal of Development Economics, 72: 321-334.
- Cheng , B.S. & T.W. Lai. (1997). An Investigation of Cointegration and Causality between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan. Energy Economics, 19, 435-444.
- De Gregorio, J. & P. Guidotti. (1995). Financial Development and Economic Growth. World Development, 23: 433-448.

- Doyle, E. (2001). Export-Output Causality and the Role of Exports in Irish Growth: 1950-1977. *International Economic Journal*, 2(15): 147-161.
- Dritsaki, M., C. Dritsaki & A. Adamopoulos. (2003). A Causal Relation between Trade, Foreign Direct Investment and Economic Growth for Greece. *American Journal of Applied Sciences*, 1(3): 230- 235.
- Ekanayake, E.M. (1999). Export and Economic Growth in Asian Developing Countries. *Journal of Economic Development*, 24(2): 43-56.
- Engle, R.F. & C.W.J. Granger. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55: 251-276.
- Geweke, J. (1984). Inference and Causality in Economic Time Series Models. *Handbook of Econometrics*, 2, Amsterdam: North Holland.
- Giles, D. (1997). Causality between the Measured and Underground Economies in New Zeland. *Applied Economic Letters* 4: 63-67.
- Goldsmith, R.W. (1969). *Financial Structure and Development*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Granger, C.W.J. (1986). Development in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48: 213-228.
- Granger, C.W.J. (1988). Some Recent Development in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics* 2: 11-120.
- Gurley, J.G. & E.S. Shaw. (1967). Financial Aspects of Economic Development. *American Economic Review*, 45: 515-538.
- Güray, E., O.V. Şafaklı & B. Tüzel. (2007). Financial Development and Economic Growth: Evidence from Northern Cyprus. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 8.
- Halicioglu, F. (2007). A Multivariate Causality Analysis of Export and Growth for Turkey. MPRA paper, University of Munich, No. 3565.
- Halicioglu, F. (2007). The Financial Development and Economic Growth Nexus for Turkey. MPRA paper, University of Munich, No.3566.
- Jung, W.S. (1986). Financial Development and Economic Growth: International Evidence. *Economic Development and Cultural Change*, 34: 333-346.
- Kar, M. & E.J. Pentecost. (2000). Financial Development and Economic Growth in Turkey: Further Evidence on the Causality Issue. *Economic Research Paper*, Loughborough University, No. 27.
- Kartirioglu, S.T., N. Kahyalar & H. Benar. (2007). Financial Development, Trade and Growth Triangle: The Case of India. *International Journal of Social Economics*, 34(9): 586-598.

- Keho, Y. (2009). Inflation and Financial Development: Cointegration and Causality Analysis for the UEMOA Countries. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 27.
- King, R.G. & R. Levine. (1994). Capital Fundamentalism, Economic Development and Economic Growth. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40: 259-29.
- Kletzer, K. & P. Bardhan. (1987). Credit Markets and Patterns of International Trade. *Journal of Development Economics*, 27: 57-70.
- Levine, R. (2000). Law, Finance, and Economic Growth. *Journal of Financial Intermediation*, 8: 36-67
- Mavrotas, G. & R. Kelly. (2001). Old Wine in New Bottles: Testing Causality between Saving and Growth. *The Manchester School*, 69: 97-105.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, DC: Brookings Institution.
- Neusser, K. & M. Kugler. (1998). Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries. *Review of Economics and Statistics*, 80: 636-646.
- Pahlavani, M., E. Wilson. & A. Worthington. (2005). Trade-GNP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model. *American Journal of Applied Sciences*, 7: 1158-1165.
- Patrick, H.T. (1966). Financial Sector Development and Economic Growth in Underdeveloped Economies. *Economic Development and Cultural Change*, 14: 174-189.
- Perron, p.(1997). Lag Length Selection and Construction of Unit Root Tests With Good Size and Power. *Economic Society*, 69(6): 1519-1554.
- Pesaran, M. & B. Pesaran. (1997). *Working With Microfit 4.0 Interactive Econometric Analysis*. (Oxford: Oxford University Press.).
- Pesaran, M. H. & R. Smith. (1998). Structural Analysis of Cointegration VARs. *Journal of Economic Surveys*, 12: 471-505
- Pesaran, M., Y. Shin & R. Smith. (2000). Bounds Testing Approach to the Analysis of Level Relationship. *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 9907.
- Pesaran, M., Y. Shin & R. Smith. (2001). Bounds Testing Approach to the Analysis of Level Relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- Pesaran, M.H. & Y. Shin. (1996). Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71: 117-143.
- Schumpeter, J.A. (1912). *Theorie Der Wirtschaftlichen Entwicklung*. Leipzig: Dunker & Humblot. [The Theory of Economic Development, translated by R. Opie. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Silaghi, P. & M. Ioana. (2007). Testing Trade-Led Growth Hypothesis for Romania. MPRA paper, University of Munich, No.1321.

- Singer, H.W. (1950). U.S. Foreign Investment in Underdevelopment Areas. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, No. 40.
- Soukhakian, N. (2007). Financial Development and Economic Growth in Iran: Evidence from Co-Integration and Causality Tests. *International Journal of Economic Perspectives*, 1(2): 56-63.
- Toda, H.Y. & T. Yamamoto. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics* 66: 225-250.
- Vohra, R. (2001). Export and Economic Growth: Further Time Series Evidence From Less-Developed Countries. *International Advances in Economic Research*, 7(3): 345-350.
- Zapata, H.O. & A.N. Rambaldi. (1997). Monte- Carlo Evidence on Cointegration and Causation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59: 285-29.

