مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۵۸ و ۵۹، ص. ۱۰۵-۱۳۲.

گسترش مالی و رشد اقتصادی: آزمون‌های ریشه واحد و همگرایی در حضور تغییر جهت‌های ساختاری (شواهد تجربی از اقتصاد ایران ۱۳۷۴-۱۳۳۸)

نویسنده: علی حسین صمدی *

چکیده

هدف این مقاله، بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای گسترش مالی و رشد اقتصادی براساس آزمون همگرایی یوهانسن - ژوسلیوس و گریگوری - هانسن و آزمون‌های علیت از نوع گرنجر، می‌باشد. براساس اطلاعات سالیانه دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۴، این نتیجه به دست آمده است که فقط یک رابطه علّی کوتاه‌مدت بین این متغیرها در اقتصاد ایران و از گسترش مالی به رشد اقتصادی وجود دارد. این نتیجه از فرضیه رشد "به تبع عرضه" حمایت کرده و ایجاد و گسترش مؤسسات مالی جدید را برای انباشت سریع سرمایه، و در نهایت، رشد اقتصادی پیشنهاد می‌نماید.

۱. مقدمه

توسعه اقتصادی را می‌توان از دو جنبه بررسی کرد: جنبه کالایی یا واقعی[1] و جنبه مالی[2]. از جنبه

* عضو هیئت علمی و رئیس گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی شیراز

1. Real or Goods Aspect
2. Financial Aspect

واقعی، توسعه اقتصادی برحسب میزان ثروت، نیروی کار، تولید و درآمد مورد بحث قرار می‌گیرد و در جنبه مالی توسعه به نقش واسطه‌های مالی[1] در بسیج و هدایت پس‌اندازها به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد توجه می‌شود. در تحلیل فرایند توسعه اقتصادی معمولاً به نبود منابعی از قبیل سرمایه فیزیکی و توانایی‌های مدیریتی افراد (جنبه‌های واقعی) اشاره می‌شد، ولی مک کینون (۱۹۷۳) به انحرافات در بازارهای داخلی سرمایه در کشورهای در حال توسعه (به جای کمیابی منابع/ سرمایه) یعنی به جنبه مالی تأکید کرد و به طور مشخص این جنبه از تحلیل توسعه اقتصادی، از زمان انتشار مقاله گارلی - شاو (۱۹۵۵) جایگاه خود را در متون اقتصادی پیدا کرد، در حالی که پیش از آن، به فراموشی سپرده شده بود.

در سال ۱۹۱۱، شومپیتر به اهمیت نقش پول و اعتبار در فرایند توسعه اقتصادی اشاره کرده و بحث کرد که گسترش مالی[2] برای رشد اقتصادی ضروری است. گارلی و شاو (۱۹۵۵) با بررسی جنبه مالی توسعه اقتصادی به نقش تأمین مالی توسعه اقتصادی تأکید ورزیده و بیان کردند که نظریه‌های سنتی پول، بهره و درآمد، توجه ناکافی به روابط مهم معکوس بین توسعه واقعی و توسعه مالی داشته‌اند. گلداسمیت (۱۹۶۰) نیز عقیده داشت که فراساختارهای مالی[3]، رشد اقتصادی را شتاب داده و عملکرد اقتصادی را بهبود می‌بخشد. پاتریک (۱۹۶۶) با این که معتقد بود نظام مالی به سه شیوه می‌تواند بر انباشت سرمایه برای رسیدن به رشد اقتصادی اثر بگذارد، اما با مطرح کردن یک پرسش اساسی، رابطه علّی مطرح شده در متون اقتصادی را زیر سؤال برد.

مک کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) نیز به نقش آزادسازی مالی در فرایند توسعه اقتصادی کشورهایی که با مسئله سرکوب مالی مواجه می‌باشند[4]، تأکید کرده و باعث شدند که مکتب لیبرالیست‌های مالی پایه‌گذاری شود[5] (رماناتان و ساموئل، ۱۹۹۹؛ گارلی و شاو، ۱۹۵۵). مطالعات

---

۱. واسطه‌های مالی عموماً مرکب از بانک‌های تجاری (Commercial)، شرکت‌های تعاونی اعتباری، شرکت‌های اعتباری ساختمانی و سازمان‌های وام مسکن، شرکت‌های بیمه، بانک‌های بازرگانی (Merchant) و غیره می‌باشد (گاتاک، ۱۳۷۷، ص ۱۲۸).

2. Financial Deepening

3. Financial Superstructures

۴. برای بررسی مسئله سرکوب مالی (Financial Repression) و نقش آن در فرآیند رشد اقتصادی، نگاه کنید به: صمدی، ۱۳۷۸.

۵. برای بحث درباره تکامل تدریجی، عناصر، رهیافت‌ها و شرایط موفقیت در اجرای آزادسازی مالی، نگاه کنید به: رماناتان و ساموئل، ۱۹۹۹، صص ۲۰-۲۲).

فرای (۱۹۷۸) نیز در همین راستا بوده است. در بیشتر کشورهای در حال توسعه، بانک مرکزی یا دولت با دخالت در تعیین نرخ‌های بهره و تخصیص اعتبار، باعث ایجاد انحرافات در عملکرد بازار مالی گشته و منجر به بروز پدیده سرکوب مالی می‌شوند، و بنابراین، باعث اختلال در عملکرد واسطه‌های مالی می‌گردند. سیاست‌های آزادسازی مالی (یا رفع سرکوب مالی) در واقع، برای حذف یا کاهش این انحرافات اتخاذ می‌گردند.

براساس مطالب بالا می‌توان به جایگاه ویژه واسطه‌های مالی و عملکرد آنها به واسطه گسترش مالی در فرایند رشد اقتصادی اشاره کرد. در متون تجربی مربوط به آزمون مستقیم فرضیه گسترش مالی - رشد اقتصادی و براساس داده‌های مقطع عرضی، ژائو (۱۹۷۶) رابطه معناداری بین دو متغیر به دست نیاورده، ولی لانی و ساراک اوغلو (۱۹۸۳) یک رابطه مثبت و معنادار به دست می‌آورند (تورنتون، ۱۹۹۶). مورلی (۱۹۷۱)، مک کینون (۱۹۷۳)، شاو (۱۹۷۳)، فرای (۱۹۷۸)، دیاز - الجاندر (۱۹۸۵)، موری (۱۹۸۶) و لوین - لینگ (۱۹۹۳ الف، ۱۹۹۳ ب) با رگرس کردن مقادیر جاری متغیر نماینده[1] رشد اقتصادی بر مقادیر جاری متغیرهای نماینده گسترش مالی، به این نتیجه می‌رسند که ضریب گسترش مالی در الگوی رشد اقتصادی مثبت و از نظر آماری معنادار می‌باشد (دارات، ۱۹۹۶).

جانگ (۱۹۸۶) از داده‌های سالیانه ۵۶ کشور (شامل ۱۹ کشور صنعتی و ۳۷ کشور در حال توسعه، از جمله ایران) استفاده کرده و رابطه علّی یک طرفه بین گسترش مالی و رشد اقتصادی را به دست می‌آورد. سپس با تلفیق داده‌های سری زمانی و مقطع عرضی، نتیجه می‌گیرد که در کشورهای در حال توسعه، رابطه علیت عمدتاً از گسترش مالی به رشد اقتصادی برقرار می‌باشد، و بنابراین، گسترش مالی، علت رشد اقتصادی است. تورنتون (۱۹۹۶) براساس اطلاعات ۲۲ کشور از آسیا، آمریکای لاتین و حوزه کارائیب و با استفاده از آزمون‌های علیت گرنجر، رابطه این دو متغیر را بررسی کرده و نتیجه می‌گیرد که در هشت کشور، یک رابطه علّی دو طرفه وجود دارد. در هفت مورد گسترش مالی (در سطوح معناداری مختلف) منجر به رشد اقتصادی شده است. در شش کشور، رشد اقتصادی علت گسترش مالی بوده است و در کشور مکزیک از نظریه ساختار گرایان (مبنی بر به تعویق انداختن رشد اقتصادی به واسطه گسترش مالی) حمایت شده است.

1. Proxy Variable

دارات (۱۹۹۶) بـا اسـتفاده از روش هـمگرایـی و اطـلاعات کشـورهای عـربستان سـعودی (۱۹۶۸-۱۹۹۳)، ترکیه (۱۹۶۴-۱۹۹۳) و امارات مـتحده عـربی (۱۹۷۳-۱۹۹۲) بـه ایـن نـتیجه می‌رسد که در ترکیه (فقط) در بلندمدت رابطه یک طرفه از گسترش مالی به رشد اقتصادی برقرار است. اما در دو کشور دیگر، این رابطه فقط در کوتاه‌مدت تأیید شده است، و در بلندمدت، نتایج قابل اتکایی به دست نیامده است. اما به طور کلی، به نقش علّی گسترش مالی در فرایند رشد اقتصادی در این کشورها تأکید شده است.

در قسمت دوم این مقاله، روش‌های مورد استفاده در بررسی رابطه بین گسترش مالی و رشـد اقتصادی را مطالعه می‌نماییم و در بخش آخر با جمع‌بندی مطالب، پیشنهادهایی را ارائه می‌کنیم.

۲. روش شناسی موضوع

۲-۱. مباحث نظری

پاتریک (۱۹۶۶) با مطرح کردن این پرسش که کدام بخش (مالی یا واقعی) منجر به فرایند پویای توسعه اقتصادی می‌گردد، رابطه یک طرفه گسترش مالی و رشد اقتصادی را زیر سؤال برده و زمینه را برای مطالعات تجربی فراهم کرد. وی ضمن مطرح کردن ضرورت بررسی رابطه علّی بین متغیرهای گسترش مالی و رشد اقتصادی، فرضیه‌های تأمین مالی به تبع عرضه[1] و تأمین مـالی مـتکی بـه تقاضا[2] را مطرح کرد. این فرضیه‌ها، راهبردهای آلترناتیو برای تشویق رشد اقتصادی می‌باشند.

فرضیه رشد به "تبع عرضه" بیان می‌کند که گسترش مالی عاملی برای رشد اقتصادی است. در این صورت، ایجاد و گسترش مؤسسه‌های مالی جدید، ابزار مهمی برای انباشت سرمایه، و در نهایت، رشد اقتصادی است. بسط نظام مالی نیز باعث افزایش تقاضا برای خدمات مالی می‌گردد و با هدایت منابع کمیاب از پس‌اندازکنندگان کوچک به سرمایه‌گذاران بزرگ، بخش مالی گسترش یافته و منجر به رشد واقعی می‌گردد. بنابراین، می‌توان گفت پیشنهاد اصلی این فـرضیه ایـن است کـه بسـط و گسترش بخش مالی داخلی، منجر به بسط طرف واقعی اقتصادی می‌گردد.

1. Supply-Leading
2. Demand - Following

فرضیه تأمین مالی متکی به تقاضا الگوی علّی معکوسی را بحث می‌کند و بیان می‌کند که رشد بخش واقعی باعث تشویق بازار مالی داخلی می‌گردد. به عبارت دیگر، براساس این فرضیه، می‌توان گفت که بخش واقعی (و نه بخش مالی) منجر به فرایند پویای توسعه اقتصادی می‌گردد. اگر بخش واقعی اقتصاد توسعه یابد، تقاضاهای این طرف برای خدمات مالی مختلف جدید جامه عمل می‌پوشند و منجر به توسعه بازار مالی می‌گردد (دارات، ۱۹۹۶؛ جانگ، ۱۹۸۶). این پدیده هنگامی اتفاق می‌افتد که مؤسسه‌های مالی و خدمات آنها در پاسخ به تقاضای سرمایه‌گذاران و پس‌اندازکنندگان (در بخش واقعی اقتصاد) برای این خدمات ایجاد شود.

مسئله اساسی در آزمون‌های تجربی، انتخاب و معرفی متغیرهای نماینده برای متغیرهای رشد اقتصادی و گسترش مالی است. در مطالعات مختلف برای رشد اقتصادی از سه متغیر نماینده و برای گسترش مالی از چهار متغیر نماینده استفاده شده است. از تولید ناخالص ملی واقعی سرانه (EG1)، تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه (EG2) و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (EG3) به عنوان متغیرهای نماینده رشد اقتصادی و از نسبت حجم کل سپرده‌های بانکی (یعنی مجموع سپرده‌های دیداری و سپرده‌های پس‌انداز)[1] به تولید ناخالص داخلی (FD1)، نسبت اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به تعریف محدود پول (FD2)، نسبت تعریف وسیع پول به تولید ناخالص داخلی (FD3) و نسبت تعریف وسیع پول به تولید ناخالص ملی (FD4) به عنوان متغیرهای نماینده گسترش مالی در مطالعات جانگ (۱۹۸۶)، تورنتون (۱۹۹۶) و دارات (۱۹۹۶) استفاده شده است.

وگل و باسر (۱۹۷۶) بحث می‌کنند که معیار (FD2) پیچیدگی[2] بازارهای مالی داخلی را ارزیابی کرده و معیار (FD3) که اغلب متغیر پولی کردن اقتصاد[3] نامیده می‌شود، اندازه نظام مالی را اندازه‌گیری می‌کند. کاهش در نسبت (FD2) بدین معناست که متنوع‌سازی بالایی در مؤسسه‌های مالی صورت گرفته است و همچنین افزایش در متغیر (FD3) نشان دهنده گسترش بازار مالی در مقایسه با بخش

---

۱. در تعریف FD1=(M2-CP)/GDP، اسکناس و مسکوک در دست اشخاص (CP) به این علت از تعریف وسیع پول (M2) کم شده است که اسکناس و مسکوک در دست اشخاص از طریق شبکه بانکی به عنوان واسطه مورد استفاده قرار نمی‌گیرد (تورنتون، ۱۹۹۶).

2. Complexity

3. Monetization

غیرمالی (واقعی) اقتصاد می‌باشد. البته در نظر گرفتن این دو معیار به عنوان متغیر نماینده گسترش مالی خالی از اشکال نیست. زیرا تغییرات در این متغیرها ممکن است به جای نشان دادن گسترش مالی، بازتاب جای گزینی پول باشد (دارات، ۱۹۹۶).

۲-۲. مباحث اقتصادسنجی

۲-۲-۱. *آزمون‌های ریشه واحد و همگرایی در حضور تغییر جهت ساختاری*

پیش از انجام آزمون همگرایی، بررسی داده‌ها برای انتخاب نوع آزمون ایستایی یا ناایستایی سری‌های زمانی مورد استفاده ضروری است. برای این منظور از آزمون‌های دیکی - فولر و دیکی - فولر افزوده (ADF) به عنوان متداول‌ترین روش‌های آزمون ایستایی سری‌های زمانی استفاده می‌شود. پرون (۱۹۸۹) با کار پیشرو خود تأثیر تغییر جهت‌های ساختاری بر آزمون‌های ریشه واحد را مطرح کرده و به صورت تحلیلی و تجربی نشان داد که حضور تغییر جهت ساختاری در سری‌های زمانی ایستا می‌تواند موجب ریشه‌های واحد صوری گردد. پرون (۱۹۸۹) بیان کرد که هر گاه سری زمانی نوسان‌های ایستا در اطراف یک روند دارای تغییر جهت ساختاری داشته باشد، آزمون‌های متعارف ریشه واحد به سمت پذیرفتن فرضیه صفر اشتباه ریشه واحد اریب‌دار می‌گردد. بنابراین، پرون اشاره می‌کند که آزمون‌های ریشه واحد معمولی در حضور تغییر جهت ساختاری ممکن است که از قدرت پایینی برخوردار گردند. وی برای در نظر گرفتن تأثیر این تغییر جهت‌ها، تاریخ وقوع آن را معلوم فرض کرده و با در نظر گرفتن دو الگوی پسماند دور افتاده ابداعی (IOM)[1] و پسماند دورافتاده جمعی (AOM)[2] به بررسی این تغییر جهت‌ها بر آزمون‌های متعارف ریشه واحد

---

1. Innovation Outlier Model

این اصطلاحات به تبعیت از کار باکس و تیائو (۱۹۷۵) بوده و مشخص می‌کنند که تغییر به تابع روند جدید، به صورت تدریجی صورت می‌گیرد.

2. Additive Outlier Model

این الگو بیان می‌کند که تغییر به تابع روند جدید به صورت آنی رخ می‌دهد. نگارنده معتقد است که حوادث بزرگ از قبیل وقوع انقلاب، جنگ، تغییر جهت شدید در تصمیم‌گیری‌های مسئولان، باعث تغییرات آنی در تابع روند متغیرها می‌شوند.

پرداخت.[۱]

هندری و نیلی (۱۹۹۱) ضمن تشریح این مطلب که تمایز بین سری‌های زمانی با فرایند I(۰) به همراه تغییر جهت ساختاری و سری‌های زمانی ایجاد شده با فرایند I(۱) بسیار مشکل است، براساس آزمایش‌های شبیه سازی مونت کارلو به این مطلب اشاره می‌کنند که حتی شکستگی‌های کوچک در تابع روند می‌تواند قدرت آزمون‌های متعارف ریشه واحد را به شدت کاهش دهد. همچنین اندازه این آزمون‌ها تحت تأثیر این شکستگی‌ها قرار گرفته، و بنابراین، هنگامی که از آزمون‌های متعارف ریشه واحد برای سری‌های دارای تغییر جهت ساختاری استفاده کنیم، قدرت کمتری خواهند داشت.

در برخی مطالعات دیگر نیز مانند مطالعه پرون (۱۹۹۰)، راپاپورت و ریچلین (۱۹۸۹)، تاریخ تغییر جهت به صورت برون‌زا تعیین شده است. اما این فرض بعدها توسط کریستیانو (۱۹۹۲)، بانرجی، لامسداین و استوک (۱۹۹۲)، زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) و پژوهشگران دیگری به شدت مورد انتقاد قرار گرفته و روش‌هایی برای درون‌زا کردن و تعیین تاریخ براساس مشاهدات پیشنهادات شده است. آزمون‌های SUPERMUM اندریوز (۱۹۹۳)، فیلتر کالمن (هال، ۱۹۹۳) برآوردگر شبه حداکثر درست‌نمایی[۲] نیونس و همکاران (۱۹۹۵) و روش پیشنهادی گریگوری - هانسن (۱۹۹۶)، آزمون‌هایی هستند که مانند آزمون‌های قبلی برای تعیین تنها یک تغییر جهت ساختاری کاربرد دارند. اما روش‌های دیگری نیز برای تخمین چند نقطه شکستگی پیشنهاد شده است که می‌توان به مقالات بای (۱۹۹۷ و ۱۹۹۹)، بای و همکاران (۱۹۹۸)، بای و پرون (۱۹۹۸)، لی (۱۹۹۸)[۳] در بین سایر مقالات اشاره کرد. به طور کلی، الگوهای تغییر جهت ساختاری به دو دسته تقسیم می‌گردند:

---

۱. برای مطالعه بیشتر این الگوها و آزمون‌های ریشه واحد در حضور تغییر جهت ساختاری، نگاه کنید به: رائو، (۱۳۷۷)،فصل‌های ۳ و ۴.

2. Quasi - Maximum Liklihood Estimator

۳. در این مقاله، چهارچوب پیشنهادی کریستیانو (۱۹۹۲) برای ردیابی چند تغییر جهت ساختاری بسط داده شده است.

الگوی تغییر جهت ساختاری محض[1] و الگوی تغییر جهت ساختاری جزئی.[2] در الگوی محض، تمام پارامترها مقید به تغییر هستند، ولی در الگوی جزئی این قید و محدودیت وجود ندارد. مزیت الگوی تغییر جهت ساختاری جزئی در این است که در حفظ درجات آزادی کمک کرده و شامل تخمین بسیار کارآمد از پارامترهای رگرسیون می‌گردد. حفظ درجات آزادی در مطالعات دارای مشاهده کم و با رگرسورهای زیاد از اهمیت خاصی برخوردار است (بای، ۱۹۹۷؛ بای و پرون، ۱۹۹۸).

هر گاه براساس این روش‌ها وجود تغییر جهت ساختاری به اثبات برسد، برای بررسی ایستایی یا ناایستایی سری‌های زمانی مورد مطالعه باید از آزمون‌های ریشه واحد در حضور تغییر جهت ساختاری استفاده کرد که می‌توان به برخی از مطالعات مانند پرون (۱۹۸۹، آزمون‌های IO, AO)، سیلواپالی (۱۹۹۶)، لی و همکاران (۱۹۹۷)، آمسلر - لی (۱۹۹۵)، آزمون نقطه بهینه[3] دافور و کینگ (۱۹۹۱)، هوانگ و اشمیت (۱۹۹۶) و پرون و گل سنگ (۱۹۹۲) اشاره کرد.

در صورت تأیید ناایستا بودن متغیرهای مورد مطالعه براساس این روش‌ها، باید از آزمون‌های همگرایی در حضور تغییر جهت ساختاری استفاده کرد که می‌توان به آزمون‌های کامپوس، اریکسون و هندری (۱۹۹۶)، آزمون گریگوری - هانسن (۱۹۹۶)، گریگوری و نیسون و وات (۱۹۹۶) در بین سایر مطالعات اشاره کرد. استفاده از آزمون‌های همگرایی متعارف انگل - گرنجر (۱۹۸۷)، یوهانسن و ژوسلیوس (۱۹۹۰) و... در این حالت ممکن است منتج به نتایج اشتباهی گردد.

در این قسمت، به تشریح آزمون تعیین تاریخ تغییر جهت ساختاری گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) همچنین روش همگرایی گریگوری - هانسن (۱۹۹۶)، پرداخته و در مطالعه تجربی از این آزمون‌ها استفاده خواهیم کرد. در این آزمون، به فرم بسیار کلی همگرایی توجه شده و وجود یک تغییر جهت ساختاری در بردار همگرایی جایز شمرده شده است. فرضیه صفر این آزمون (یعنی نبود رابطه همگرایی) همانند آزمون‌های مرسوم بوده، ولی فرضیه رقیب آن با سایر آزمون‌ها تفاوت دارد. این آزمون برای ردیابی روابط همگرایی در حضور احتمالی تغییر جهت ساختاری طراحی شده است و

1. Pure-Structural Change Model
2. Partial-Structural Change Model
3. Point Optimal Test

یک آزمون همگرایی براساس جملات پسماند می‌باشد. از مزایای بارز این آزمون، این است که نقطه تغییر جهت (تاریخ شکستگی) را به صورت درون زا تخمین می‌زند.

گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) برای استخراج آماره آزمون خود از رگرسیون همگرایی متعارف زیر استفاده کرده‌اند:

$$y_{1t} = \alpha + \beta y_{2t} + e_t \qquad , t = 1,2,\ldots,T \qquad (۱)$$

که در آن y_{2t} یک بردار m متغیره و I(1) بوده و e_t یک متغیر I(0) فرض می‌شود.

در این آزمون، اشکال مختلفی برای الگوبندی تغییر جهت ساختاری در نظر گرفته شده است که به صورت زیر می‌باشند:

$$(C): \qquad y_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{th} + \beta y_{2t} + e_t \quad , \quad t = 1,2,\ldots,T \qquad (۲)$$

$$(C/T): \qquad y_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{th} + \beta y_{2t} + \gamma t + e_t \quad , \quad t = 1,2,\ldots,T \qquad (۳)$$

$$(C/S): \qquad y_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{th} + \beta_1 y_{2t} + \beta_2 y_{2t} D_{th} + e_t \quad , \quad t = 1,2,\ldots,T \qquad (۴)$$

معادله (۲) به الگوی تغییر در سطح[1]، معادله (۳) به الگوی تغییر در سطح به همراه روند[2] و معادله (۴) به الگوی تغییر رژیم (تغییر جهت ساختاری)[3] معروف می‌باشند.

D_{th} متغیر مجازی است و مقدار صفر چنانچه $t > [\lambda T]$ و مقدار یک در غیر این صورت به خود می‌گیرد.

گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) برای ردیابی روابط همگرایی در حضور احتمالی تغییر جهت ساختاری و همچنین تخمین نقطه شکستگی از جملات پسماند هر کدام از معادلات (۲) تا (۴) (بسته به فرضیه رقیب) استفاده کرده و آماره‌های آزمون فیلیپس (۱۹۸۷) و دیکی - فولر افزوده (ADF) را تغییر داده و آماره جدید را به صورت زیر پیشنهاد کرده‌اند که شرح مفصل آن در پیوست آمده است.[4]

1. Level Shift Model
2. Level Shift with Trend
3. Regim Shift Model

۴. مقادیر بحرانی مجانبی این آماره‌ها در سطوح ۱٪ و ۲/۵٪ و ۵٪ و ۱۰٪ برای ۱ تا ۴ رگرسور در مقاله گریگوری - هانسن (۱۹۹۶، ص ۱۰۹) آمده است.

$$\begin{cases} z_{\alpha}^{*} = \inf\ Z_{\alpha}(b) \\ b \in t \\ z_{t}^{*} = \inf\ Z_{t}(b) \\ b \in t \\ ADF^{*}(b) = \inf\ ADF(b) \\ b \in t \end{cases} \qquad (۵)$$

نقطه شکستگی (تاریخ تغییر جهت) را نیز سال مربوط به این آماره‌ها مشخص می‌کند.[۱]

۲-۲-۲. آزمون‌های علیت از نوع گرنجر

گرنجر (۱۹۶۹) با کار پیشرو خود، مفهوم علیت در اقتصاد سنجی را مطرح کرده و به تشریح آن و نحوه بررسی مسئله علیت بین سری‌های زمانی در قلمرو زمان[۲] و قلمرو فرکانس[۳] پرداخت. سیمز (۱۹۷۲) با بررسی رابطه بین دو متغیر پول و درآمد و با استفاده از خطوط پیشنهادی گرنجر، روش دیگری را مطرح کرد. از روش‌های پیشنهادی این دو پژوهشگر به طور وسیع و در زمینه‌های مختلف اقتصادی استفاده شده است.

زلنر (۱۹۷۹)، هاف (۱۹۷۶)، پیرس (۱۹۷۷)، هاف و پیرس (۱۹۷۷) و ژوک (۱۹۸۲) نیز هر کدام به طریقی به نحوه بررسی مسئله علیت بین دو یا چند سری زمانی در قلمرو زمان پرداخته‌اند. فصل مشترک همه این روش‌ها در استفاده از تعریف ارائه شده توسط گرنجر می‌باشد.

برای انجام آزمون‌های مرسوم از نوع گرنجر از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده می‌گردد. یکی از شرایط لازم برای کارآیی این روش تخمین، ایستا بودن[۴] متغیرهای مستقل و وابسته می‌باشد. هر گاه متغیرها ناایستا باشند، تخمین رگرسیون با استفاده از روش OLS امکان بروز

---

۱. گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) بیان می‌کنند که اساسی‌ترین نوع تغییر جهت ساختاری الگوی تغییر جهت یک زمانی است و برای بررسی احتمال وجود بیش از یک تغییر جهت به تحلیل‌های بسیار دقیق‌تری نیاز داریم.

2. Time Domain

3. Frequency Domain

4. Stationary

پدیده رگرسیون جعلی[1] را فراهم می‌آورد (گرنجر و نیوبولد، ۱۹۷۴). پیشرفت‌های اخیر در تحلیل سری‌های زمانی در اقتصاد سنجی این زمینه را فراهم کرده است که از متغیرهای ناایستا نیز استفاده گردد. در این زمینه، فنون همگرایی[2] در اواخر دهه ۱۹۸۰ معرفی شده و این تکنیک روشی برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین دو یا چند متغیر است که از متغیرهای ناایستا استفاده می‌کند.

براساس مطالب بالا می‌توان گفت که گام اول در انجام هر گونه تخمین در اقتصادسنجی بررسی ایستایی یا ناایستایی سری‌های زمانی است. هر گاه براساس روش‌های مناسب بررسی آزمون‌های ایستایی و آزمون‌های همگرایی، متغیرهای مورد استفاده ناایستا [I(1)] بوده، اما بین متغیرها وجود رابطه همگرایی تأیید نگردد، در این حالت نیز امکان بروز پدیده دیگری تحت عنوان "علیت جعلی"[3] فراهم می‌شود (اوکسلی و گریزلی، ۱۹۹۸). بنابراین، برای فایق آمدن بر همه مشکلات اشاره شده، در انجام آزمون‌های علیت براساس آزمون‌های گرنجر از یک روش سه مرحله‌ای به صورت زیر استفاده می‌شود.

مرحله اول: تعیین مرتبه هم بستگی متغیرهای موردنظر [I(?)] براساس روش‌های مناسب.

مرحله دوم: بررسی وجود یا نبود رابطه همگرایی بین متغیرهای موردنظر براساس روش‌های مناسب در صورت ناایستا بودن متغیرها.

مرحله سوم: بررسی وجود یا نبود رابطه علّی بین متغیرها با شیوه‌ها و روش‌های مناسب و صحیح.

پذیرش روش سه مرحله‌ای اشاره شده در بالا منجر به سه روش آلترناتیو آزمون علیت می‌گردد. در دو روش، این آزمون‌ها در حضور رابطه همگرایی انجام داده می‌شوند. هر گاه متغیرها I(1) بوده و رابطه همگرایی بین آنها وجود داشته باشد، رابطه علیت، دست کم در یک جهت وجود خواهد داشت.

این سه روش آلترناتیو آزمون به صورت زیر می‌باشند:

۱. انجام آزمون‌های علیت با متغیرهای I(1) در حضور رابطه همگرایی

۲. انجام آزمون‌های علیت با متغیرهای I(0) در حضور رابطه همگرایی

۳. انجام آزمون‌های علیت با متغیرهای I(0) و نبود رابطه همگرایی (آزمون پیشنهادی

1. Spurious Regression
2. Cointegration
3. Spurious Causality

گرنجر)

شیوه آزمون هر سه روش متفاوت می‌باشد که در زیر به شرح مختصری از آنها می‌پردازیم.[۱]

هر گاه وجود رابطه همگرایی تأیید گردد، آزمون‌های علیت را می‌توان با متغیرهای I(0) و I(1) انجام داد. در صورت استفاده از متغیرهای I(1) با دو متغیر X و Y معادلات زیر را باید تخمین بزنیم:

$$X_t = a + \sum_{i=1}^{m} b_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} c_j Y_{t-j} + u_t \qquad (۶)$$

$$Y_t = d + \sum_{i=1}^{q} e_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{r} f_j X_{t-j} + v_t \qquad (۷)$$

و در صورت استفاده از متغیرهای I(0) خواهیم داشت:

$$DX_t = a + \sum_{i=1}^{m} b_i DX_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} c_j DY_{t-j} + K.ECM_{t-1} + u_t \qquad (۸)$$

$$DY_t = d + \sum_{i=1}^{q} e_i DY_{t-i} + \sum_{j=1}^{r} f_j DX_{t-j} + L.ECM_{t-1} + v_t \qquad (۹)$$

و در صورت نبود رابطه همگرایی، تنها با متغیرهای I(0) این آزمون‌ها انجام می‌گیرند. در این حالت، معادلات (۸) و (۹) را بدون عبارات جمله اصلاح خطای با یک وقفه یک زمانی (ECM_{t-1}) تخمین می‌زنیم. د رمعادلات بالا X_t متغیری I(1) و DX_t متغیری I(0) می‌باشند و r,q,n,m طول وقفه بهینه می‌باشند.

از آن جا که نتایج آزمون‌های علیت نسبت به مشخص نمایی الگو بسیار حساس می‌باشند، تعیین تعداد وقفه‌های بهینه قبل از انجام آزمون‌ها ضروری است. پذیرش اختیاری مشخص نمایی (تصریح) وقفه‌ها می‌تواند باعث مشخص نمایی اشتباه رتبه فرایند اتورگرسیو (AR) شود. برای مثال، اگر تعداد وقفه‌های در نظر گرفته شده در الگو بسیار بزرگ باشد، برآوردها نااریب ولی غیرکارا خواهند شد. اگر این وقفه‌ها بسیار کوچک انتخاب شوند، برآوردها اریب‌دار شده ولی واریانس کوچک‌تری

۱. گرنجر (۱۹۶۹) آزمون علیت خود را با متغیرهای ایستای [I(0)] دارای میانگین صفر پیشنهاد و انجام داده است. هر گاه وجود رابطه همگرایی براساس روش‌های مرسوم و مناسب مورد تأیید قرار گیرد، آزمون علیت پیشنهادی گرنجر کارآیی خود را از دست می‌دهد و در این حالت باید از روش‌های پیشنهادی از نوع گرنجر که در روش‌های آلترناتیو به آنها اشاره شده است استفاده کرد.

خواهند داشت (ابهیارته، ۱۹۹۶). برای تعیین طول بهینه وقفه در این آزمون‌ها از روش‌های متعدد، از جمله تابع خود هم‌بستگی (SAC)، معیارهای اطلاعاتی آکایکی (AIC) و شوارز یا بیزی (BIC یا SC)، معیار اطلاعاتی (GVC)، آزمون دنباله‌ای، معیار حنان - کوئین، حداکثر لگاریتم درست‌نمایی، معیار خطای پیش‌بینی آکایکی و... استفاده می‌شود.

براساس تخمین معادلات بالا، Y (یا DY) هنگامی علت گرنجر X (یا DX) می‌باشد که فرضیه صفر $H_0 : C_1 = C_2 = ... = C_n = 0$ رد گردد. همچنین X (یا DX) در صورتی می‌تواند علت گرنجر Y (یا DY) باشد که فرضیه صفر $H_0 : f_1 = f_2 = ... = f_n = 0$ رد گردد. فرضیه رقیب در این حالت‌ها این است که حداقل یکی از C_i ها و یا f_i ها (یا در معادلات (۸) و (۹)، K و L) مخالف صفر باشد.

آماره مورد استفاده در آزمون فرضیه‌ها (یعنی معناداری توأم ضریب‌ها) در الگوهای ۶ تا ۹ که با OLS برآورد می‌گردند، آماره WALD تعمیم یافته (MWALD) اشمیت یعنی nF_1 و nF_2 دارای توزیع مجانبی کای مربع (CHSQ) با n و r درجه آزادی است که F_1 و F_2 آماره F معمولی برای آزمون توأم معنادار بودن C ها و F هاست. همچنین لوتکپول و لیمرز (۱۹۹۰) و تودا و فیلیپس (۱۹۹۱) نشان داده‌اند که در الگوهای دو متغیره ناایستای دارای رابطه همگرایی (یعنی روش اول)، آزمون والد توزیع مجانبی معمولی کای مربع خواهد داشت (اوکسلی و گریزلی، ۱۹۹۸).

۳. نتایج تجربی

آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد استفاده براساس آزمون مرسوم دیکی - فولر افزوده (ADF) نشان می‌دهد که تمام متغیرها در سطوح خود متغیری I(1) بوده و تفاضل مرتبه اول آنها متغیری I(0) می‌باشند.[۱]

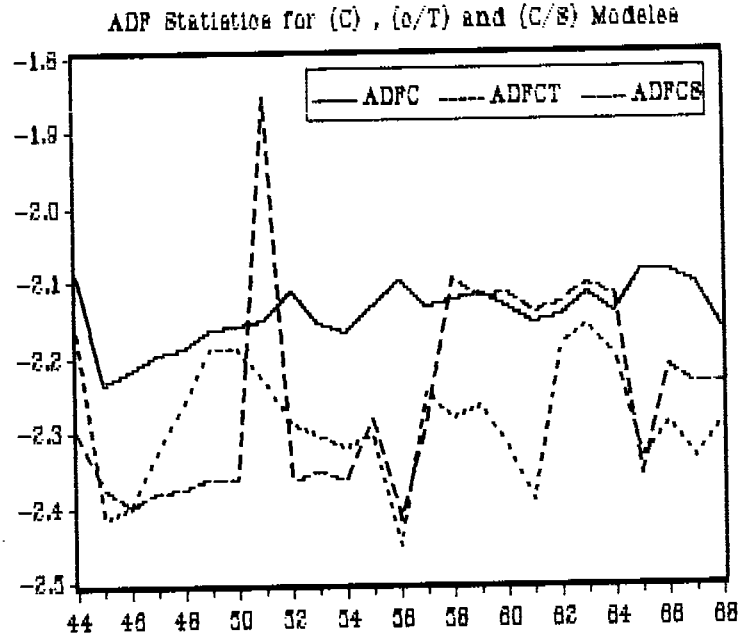
برای ردیابی رابطه همگرایی در حضور احتمالی تغییر جهت ساختاری، از آزمون همگرایی گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) استفاده شده است. نمودار و جدول ۱ براساس آماره ADF* پیشنهادی گریگوری - هانسن و با توجه به الگوهای (C), (C/T), (C/S) برای متغیرهای FD2 و EG2 نشان

۱. نتایج (در حالت حضور تغییر جهت ساختاری و نبود آن) در این جا گزارش نشده است.

می‌دهد که تغییر جهت ساختاری در سال ۱۳۵۶ رخ داده و نتایج، وجود رابطه همگرایی بین رشد اقتصادی و گسترش مالی را تأیید نمی‌کنند.[۱]

جدول ۱. نتایج آزمون همگرایی گریگوری - هانسن (۱۳۳۸-۱۳۷۴)

الگوی (C / S)	الگوی (C / T)	الگوی (C)
-2.4181[1356]	-2.4522[1356]	آماره ADF*: -2.23[1345]
اعداد داخل [.] نشان دهنده تاریخ تغییر جهت می‌باشد که به صورت درون‌زا و براساس پیش آزمون گریگوری - هانسن تخمین زده شده است.		



نمودار ۱. تغییر رژیم براساس آماره ADF گریگوری - هانسن

۱. این نتیجه براساس آزمون همگرایی یوهانسن - ژوسلیوس و براساس ۳ متغیر نماینده رشد اقتصادی و ۴ متغیر نماینده گسترش مالی نیز به دست آمده است. در این آزمون متغیر مجازی مربوط به تغییر ساختاری در نظر گرفته نشده است. نتایج در این مقاله گزارش نشده و در نزد نویسنده موجود می‌باشد.

با توجه به نتیجه به دست آمده از رابطه همگرایی بین متغیرهای مورد بررسی جدول‌های ۲، ۳ نتایج آزمون گرنجر را نشان می‌دهد. طول بهینه وقفه در این آزمون‌ها براساس معیار حداقل خطای پیش‌بینی‌نهایی آکایکی (FPE) تعیین شده است.

در جدول ۲ ملاحظه می‌گردد که فرضیه صفر "گسترش مالی علت گرنجر رشد اقتصادی نیست" تنها زمانی رد می‌شود که از تعریف (EG2) (تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی - به قیمت ثابت ۱۳۶۱) برای رشد اقتصادی و تمام متغیرهای نماینده گسترش مالی استفاده می‌گردد. در سایر موارد، فرضیه صفر مورد قبول قرار گرفته است. براساس جدول ۳ نیز می‌توان ملاحظه کرد که در تمام موارد فرضیه صفر "رشد اقتصادی علت گرنجر گسترش مالی نیست" تأیید شده است.

علاوه بر معیار آماره MWALD (معیار کای مربع) برای محدودیت‌های صفر، از معیار خطای پیش‌بینی نهایی آکایکی (FPE) نیز برای بررسی علیت استفاده می‌گردد. هر گاه $FPE(m^*, n^*) < FPE(m^*)$ باشد، این نابرابری اشاره به این مطلب می‌کند که گسترش مالی علت گرنجر رشد اقتصادی (یا برعکس) می‌باشد. با توجه به معیار (FPE) نیز مشاهده می‌گردد که گسترش مالی تنها زمانی علت گرنجر رشد اقتصادی است که معیارهای (FD2, EG2) را به ترتیب برای رشد اقتصادی و گسترش مالی بپذیریم و براساس این معیار رشد اقتصادی علت گرنجر گسترش مالی نیست.

نتایج به دست آمده موافق با نتیجه جانگ (۱۹۸۶) در مورد کشورهای در حال توسعه می‌باشد و از فرضیه رشد به تبع عرضه در اقتصاد ایران حمایت می‌کنند. بنابراین، ایجاد و گسترش مؤسسه‌های مالی جدید ابزار مهمی برای انباشت سرمایه، و در نهایت، رشد اقتصادی در اقتصاد ایران می‌باشد.

ذکر این نکته نیز ضروری است که چون اقتصاد ایران وابستگی شدید به درآمدهای نفتی دارد، عامل عمده علّی پشت سر توسعه مالی و اقتصادی ممکن است درآمدهای نفتی باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون علیت گرنجر: اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۷۴)

فرضیه صفر (H_0): "گسترش مالی علت گرنجر رشد اقتصادی نیست"

فرضیه H_0 براساس‌معیار MWALD	آماره MWALD	آماره WALD	فرضیه H_0 براساس‌معیار FPE	FPE(m* , n*)	FPE(m*)	n*	m*	متغیرهای‌نماینده
قبول	۴/۵۰	۱/۲۵۰	قبول	۰/۰۰۰۴۶۰	۰/۰۰۰۴۱۸	۱	۱	FD1→EG1
قبول	۳/۹۸	۰/۷۷۴	قبول	۰/۰۰۰۴۵۴	۰/۰۰۰۴۱۸	۱	۱	FD2→EG1
قبول	۶/۳۰	۲/۹۲۱۴	قبول	۰/۰۰۰۴۸۳	۰/۰۰۰۴۱۸	۱	۱	FD3→EG1
قبول	۶/۳۴	۲/۹۳۵۷	قبول	۰/۰۰۰۴۸۴	۰/۰۰۰۴۱۸	۱	۱	FD4→EG1
رد	۱۶/۷۶*	۰/۰۲۱	قبول	۰/۰۰۳۷۱۱	۰/۰۰۳۵۰۲	۱	۱	FD1→EG2
رد	۱۶/۸۴*	۰/۰۷۰۳	رد	۰/۰۰۳۲۰۹	۰/۰۰۳۵۰۲	۱	۱	FD2→EG2
رد	۱۶/۷۴*	۰/۰۰۵۵	قبول	۰/۰۰۳۷۱	۰/۰۰۳۵۰۲	۱	۱	FD3→EG2
رد	۱۶/۸۰*	۰/۰۳۱۷	قبول	۰/۰۰۳۷۱	۰/۰۰۳۵۰۲	۱	۱	FD4→EG2
قبول	۰/۱۵	۱/۲۰۶	قبول	۰/۲۴۶۷۵	۰/۲۲۳۸۶	۱	۱	FD1→EG3
قبول	۰/۳۳	۰/۰۱۹۲۵	قبول	۰/۲۳۷۶۵	۰/۲۲۳۸۶	۱	۱	FD2→EG3
قبول	۲/۱۲	۱/۷۸۹۲	قبول	۰/۲۵۱۲۱۱	۰/۲۲۳۸۶	۱	۱	FD3→EG3
قبول	۲/۵۰	۲/۱۵۸۲	قبول	۰/۲۵۴۰۴	۰/۲۲۳۸۶	۱	۱	FD4→EG3

* معنادار در سطح ۱٪

توضیح: در تمام متغیرهای نماینده از تفاضل مرتبه اول آنها استفاده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون علیت گرنجر: اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۷۴)

فرضیه صفر (H_0): "رشد اقتصادی علت گرنجر گسترش مالی نیست"

فرضیه H_0 براساس‌معیار MWALD	آماره MWALD	آماره WALD	فرضیه H_0 براساس‌معیار FPE	FPE(k* , e*)	FPE(k*)	e*	k*	متغیرهای‌نماینده
قبول	۲/۴۹	۰/۰۴۵۸	قبول	۰/۱۳۲۲۷	۰/۱۲۴۴۳	۱	۲	EG1→FD1
قبول	۳/۶۰	۱/۰۷	قبول	۰/۱۳۶۷۷	۰/۱۲۴۴۳	۱	۲	EG2→FD1
قبول	۲/۴۸	۰/۰۳۹۷	قبول	۰/۱۳۲۲۳	۰/۱۲۴۴۳	۱	۲	EG3→FD1
قبول	۱/۵۱	۰/۰۲۸	قبول	۰/۵۵۶۱	۰/۵۳۳۷	۱	۱	EG1→FD2
قبول	۱/۴۸	۰/۰۶۸۷	قبول	۰/۵۶۶۹	۰/۵۳۳۷	۱	۱	EG2→FD2
قبول	۶/۵	۴/۸۷	قبول	۰/۶۲۹۸	۰/۵۳۳۷	۱	۱	EG3→FD2
قبول	۵/۹۲	۰/۱۳۰۷	قبول	۰/۷۲۹۱	۰/۶۴۶۴	۱	۱	EG1→FD3
قبول	۵/۸۴	۰/۰۷۱	قبول	۰/۷۲۷۸	۰/۶۴۶۴	۱	۱	EG1→FD3
قبول	۶/۰۲	۰/۴۰۰۱	قبول	۰/۷۱۸۲	۰/۶۴۶۴	۱	۱	EG3→FD3
قبول	۴/۶۶	۰/۳۴۸	قبول	۰/۶۸۶۶	۰/۶۴۱۳	۱	۱	EG1→FD4
قبول	۴/۳۴	۰/۰۶۵	قبول	۰/۶۸۰۶	۰/۶۴۱۳	۱	۱	EG2→FD4
قبول	۴/۶۸	۰/۵۰۹۷	قبول	۰/۶۷۴۲	۰/۶۴۱۳	۱	۱	EG3→FD4

توضیح: در تمام متغیرهای نماینده از تفاضل مرتبه اول آنها استفاده شده است.

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تا قبل از انتشار مقاله گارلی - شاو (۱۹۵۵) در متون توسعه اقتصادی به جنبه‌های واقعی توسعه اقتصادی اهمیت خاصی داده می‌شد. اما گارلی - شاو (۱۹۵۵) با بررسی جنبه مالی توسعه اقتصادی، به نقش تأمین مالی توسعه اقتصادی اشاره کرده و گسترش مالی را علت رشد اقتصادی معرفی کردند. پاتریک (۱۹۶۶) با مطرح کردن این پرسش که کدام بخش (مالی یا واقعی) منجر به فرایند پویای توسعه اقتصادی می‌گردد، رابطه یک طرفه گسترش مالی و رشد اقتصادی را زیر سؤال برده و زمینه را برای مطالعات تجربی فراهم کرد. وی فرضیه‌های تأمین مالی به تبع عرضه (گسترش مالی علت رشد اقتصادی است) و تأمین مالی متکی به تقاضا (رشد اقتصادی علت گسترش مالی است) را مطرح کرد.

ارزیابی تجربی این فرضیه‌ها در کشورهای در حال توسعه عمدتاً از فرضیه رشد به تبع عرضه حمایت کرده است که می‌توان به مطالعه جانگ (۱۹۸۶) (در ۵۶ کشور که شامل ۳۷ کشور در حال توسعه و ۱۹ کشور صنعتی است) دارات (۱۹۹۶) (کشورهای ترکیه، عربستان سعودی و امارات متحده عربی) تورنتون (۱۹۶۶) (۲۲ کشور از آسیا، آمریکای لاتین و حوزه کارائیب) و سایر مطالعات اشاره شده در تورنتون (۱۹۶۶) و دارات (۱۹۶۶) اشاره کرد.

در این مطالعه، با استفاده از آزمون‌های همگرایی یوهانسن - ژوسلیوس و گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) و آزمون علیت گرنجر، از فرضیه تأمین مالی به تبع عرضه تنها در کوتاه‌مدت و با پذیرفتن متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه (به قیمت ثابت ۱۳۶۱) به عنوان متغیر نماینده رشد اقتصادی حمایت شده است. این نتیجه، موافق با نتیجه اکثر مطالعات انجام یافته در کشورهای در حال توسعه است و پیشنهاد می‌کند که ایجاد و گسترش مؤسسه‌های مالی جدید، ابزار مهمی برای انباشت سرمایه، و در نهایت، رشد اقتصادی در اقتصاد ایران است. صمدی (۱۳۷۸) نیز پیشنهاد کرده است که آزادسازی مالی و نسخ سرکوب مالی (یا رها کردن سقف نرخ بهره واقعی) در اقتصاد ایران به افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، و در نهایت، رشد اقتصادی منجر خواهد شد.

پیوست: نحوه محاسبه آماره آزمون پیشنهادی گریگوری - هانسن

برای هر نقطه شکستگی (b)، یکی از الگوهای ۲ تا ۴ را با روش OLS (بسته به فرضیه رقیب) تخمین زده و جملات پسماند آن را [$\hat{e}_{tb}$] محاسبه می‌کنیم. براساس این جملات پسماند، ضریب هم بستگی پیاپی مرتبه اول[1] را به صورت زیر محاسبه می‌کنیم:

$$\hat{\rho}_b = \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{tb}\,\hat{e}_{(t+1)b} \Big/ \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{tb}^{2} \qquad (۱۰)$$

با اصلاح اریب این ضریب، آماره آزمون فیلیپس (۱۹۸۷) را تغییر می‌دهیم. جملات پسماند مرحله دوم به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\hat{v}_{tb} = \hat{e}_{tb} - \hat{\rho}_b\,\hat{e}_{(t-1)b} \qquad (۱۱)$$

این اصلاح همچنین شامل تخمین زیر از مجموع موزون خودکوواریانس‌هاست:

$$\hat{\lambda}_b = \sum_{j=1}^{M} w\left(\frac{j}{M}\right)\hat{\gamma}_b(j) \qquad (۱۲)$$

که در آن M=M(T) مقدار بهینه پارامتر Bandwidth[2] (یا پارامتر وقفه برشی) و W(0) تابع وزن کرنل[3] بوده و هر کدام به شیوه خاصی تعیین می‌گردند.

برای تعیین طول بهینه پارامتر وقفه برشی یا پارامتر Bandwidth، اندریوز (۱۹۹۱) و اندریوز و موناهان (۱۹۹۲) برآوردگر خودکار Bandwidth[4] را به صورت زیر پیشنهاد کرده‌اند:[5]

---

1. First Order Serial Correlation

۲. اصطلاح Bandwidth در متون مربوط به تحلیل طیفی (Spectral Analysis) معادل وقفه برشی (Truncation Lag) می‌باشد (لی و موسی، ۱۹۹۶).

3. Kernel Weight Function 4. Automatic Bandwidth Estimator

۵. برای هر کرنل از فرم خاصی استفاده می‌شود که در این جا از کرنل طیف درجه دوم استفاده شده است. برای مطالعه بیشتر نحوه تخمین این برآوردگر، واریانس بلندمدت و مسائل جنبی آنها، نگاه کنید به، اندریوز، ۱۹۹۱؛ اندریوز و موناهان (۱۹۹۲).

$$\hat{M}_h = 1.3221\left[\hat{\alpha}(2).T\right]^{\frac{1}{5}} \qquad (۱۳)$$

در این معادله $\hat{\alpha}(2)$ تابعی از تابع چگالی طیف نامعلوم از ε_t بوده و به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\hat{\alpha}(2) = \sum_{a=1}^{P} w_a \left(\frac{4\hat{\rho}_a^{\,2}\hat{\sigma}_a^{\,4}}{\left(1-\hat{\rho}_a\right)^8} \right) \Bigg/ \sum_{a=1}^{P} w_a \left(\frac{\hat{\sigma}_a^{\,4}}{\left(1-\hat{\rho}_a\right)^4} \right) \qquad (۱۴)$$

در این رابطه $\hat{\rho}_a$ و $\hat{\sigma}_a$ به ترتیب، پارامترهای اتورگرسیو و واریانس ابداعی[1] و w_a وزن می‌باشد. معمولاً پیشنهاد شده است که در معادلات رگرسیون برای پارامتر ثابت وزن صفر و برای بقیه متغیرها وزن یک انتخاب گردد.

پارامتر واریانس ابداعی (σ_ξ^2) مجموع مربعات جملات خطای ناشی از رگرسیون زیر می‌باشد:[2]

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \beta y_{t-1} + \xi_t \qquad (۱۵)$$

در محاسبه تابع وزن کرنل نیز از کرنل‌های نرمال به صورت زیر استفاده می‌شود:[3]

$$w\left(\frac{j}{M}\right) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\left[\left(-\frac{1}{2}\right)\left(\frac{j}{M}\right)^2\right] \qquad , \quad j = 1,2,\ldots,M \qquad (۱۶)$$

در معادله (۱۲) میزان $\hat{\gamma}_h(j)$ به صورت زیر قابل محاسبه است:

---

1. Innovation Variance

۲. هنگامی که جملات خطا خود هم بسته باشند، توزیع‌های آماره دیکی - فولر به طور مجانبی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و این وابسته به دو پارامتر مزاحم (Nuisance Parameter) می‌باشد: واریانس ابداعی $\sigma_\xi^2 = \mathrm{LimT}^{-1}\sum \xi_t^2$ و واریانس بلندمدت $\sigma^2 = \mathrm{LimT}^{-1}(\sum \xi_t)^2$. پارامتر واریانس بلندمدت (Long- run Variance) نیز مطابق معادله (۲۱) قابل محاسبه است. برای مطالعه بیشتر، نگاه کنید به: لی و موسی، ۱۹۹۶.

۳. برای مطالعه بیشتر، نگاه کنید به: مک میلان و همکاران، ۱۹۸۹.

$$\hat{\gamma}_h(j) = \frac{1}{T}\sum_{t=j+1}^{T} \hat{v}_{(t-j)h}\,\hat{v}_{th} \qquad (۱۷)$$

براساس توضیحات بالا، تخمین ضریب هم‌بستگی پیاپی مرتبه اول با اریب اصلاح شده به صورت زیر خواهد شد:

$$\hat{\rho}_h^{*} = \sum_{t=1}^{T-1}\left(\hat{e}_{th}\,\hat{e}_{(t+1)h} - \hat{\lambda}_h\right) \Big/ \sum_{t=1}^{T-1}\hat{e}_{th}^{2} \qquad (۱۸)$$

آماره آزمون فیلیپس را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

$$Z_\alpha(h) = T\left(\hat{\rho}_h^{*} - 1\right) \qquad (۱۹)$$

$$Z_t(h) = \left(\hat{\rho}_h^{*} - 1\right) \Big/ \hat{S}_h \qquad (۲۰)$$

که در آن

$$\hat{S}_h^{2} = \hat{\sigma}_h^{2} \Big/ \sum_{t=1}^{T-1}\hat{e}_{th}^{2}$$

و $\hat{\sigma}_h^2$ واریانس بلندمدت $\hat{v}_h$ است و به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\hat{\sigma}_h^{2} = \hat{\gamma}_h(0) + 2\hat{\lambda}_h \qquad (۲۱)$$

آماره‌دیگر، آماره t ضریب $\hat{e}_{(t-1)h}$ درمعادله‌رگرسیون‌زیرمی‌باشدکه‌با ADF(b) نشان‌داده می‌شود:

$$\Delta\hat{e}_{th} = \alpha + \beta\hat{e}_{(t-1)h} + \gamma_1\Delta\hat{e}_{(t-1)h} + \ldots\ldots + \gamma_M\Delta\hat{e}_{(t-M)h} + \xi_t$$

و بنابراین:

$$\text{ADF(b)} = \text{t آماره}\left(\hat{e}_{(t-1)h}\right) \qquad (۲۲)$$

گریگوری - هانسن بیان می‌کنند که آماره‌های آزمون (۱۹)، (۲۰)، (۲۲) ابزارهای متعارف برای تحلیل روابط همگرایی بدون حضور تغییر جهت ساختاری (تغییر رژیم) می‌باشند و آماره پیشنهادی آنها در حضور احتمالی این تغییر جهت‌ها، کوچک‌ترین مقادیر آماره‌های (۱۹)، (۲۰) و (۲۲) در تمام نقاط ممکن شکستگی است که در رابطه (۵) داخل متن آمده است.

منابع

الف) فارسی

گاتاک، سابراتا. (۱۳۷۷). *اقتصاد پول در کشورهای در حال توسعه*. (علی حسین صمدی، مترجم). تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی (پژوهشکده بانک مرکزی).

رائو، باسکارا. (۱۳۷۷). *همگرایی و کاربردهای اقتصادی آن*. (علی حسین صمدی، مترجم). شیراز: نشر ساسان.

صمدی، علی حسین. (۱۳۷۸). سرکوب مالی و رشد اقتصادی در ایران: ارزیابی الگوی مک کینون - شاو. *مجله برنامه و بودجه*. شماره ۴۳ و ۴۴.

ب) انگلیسی

Abhayarthe, A.P.S. (1996). Foreign Trade and Economic Growth, Evidence from Sri Lanka, 1960-1992. *Applied Economics Letters.* 3, 567-570.

Amsler C. and Junsoo Lee. (1995). An LM Test for a Unit Root in the Presence of a Structural Change. *Econometric Theory.* 11, 359-368.

Andrews, D.W.K. (1991). Heteroskedaticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. *Econometrica.* 59/3, 817-858.

_____. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica.* 61/4, 821-859.

_____. and J.c.Monahan. (1992). An Improved Hetereoskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator. *Econometrica.* 60/4, 953-966.

Bai, J. (1997). Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models. *The Review of Economics and Statistics.* 551-563.

_____. (1998). A Note on Spurious Breaks. *Econometric Theory.* 14, pp. 663-665.

_____ and P. Perron. (1998). Estimation and Testing Linear Model with Multiple Structural Changes. *Econometrica.* 66.1, 47-78.

_____, R. L. Lumsdaine and G.H. Stock. (1998). Testing for and Dating Common Breaks in Multivariate Time Series, *Review of Economic Studies.* 65, 395-43.

Banerjee, A. R. L. Lumsdaine and J.H. Stock. (1992). Recursive and Sequential Tests of Unit Root and Trend Break Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics.* 10, 271-287.

Campos J., N. R. Ericsson and D.F. Hendry. (1996). Cointegration Tests in the Presence of Stuctural Breaks. *Journal of Econometrics.* 70, 187-220.

Chow, P.C.Y. (1987). Causality Between Export Growth and Industrial Development: Empirical Evidence from the NICs. *Journal of Development Economics.* 26/1, 55-63.

Christiano, L. J. (1992). Searching for Breaks in GNP, *Journal of Bussines and Economic Statistics.* 10, 237-250.

Dafour, J.M. and M.L. King. (1991). Optimal Invariant Tests for the Autocorrelated Coefficient in Linear Regressions with Stationary or Nonstationary AR(1) Errors. *Journal of Econometrics.* 47, 115-143.

Darrat A.F. (1996). Financial Deepening and Economic Growth in Some ERF Countries: An Empirical Enquiry. *The Economic Research Froum.* Working Paper, No. 9704.

Fry, M.J. (1978). Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development? *Journal of Money, Credit and Banking.* Vol. 10, No. 4, pp. 464-475.

Engle, R.F. and C.W.J. Granger. (1987). Cointegration and Error Correction:

Representation, Estimation and Testing. *Econometrica,* 55, 251-276.

Geweke, J. (1982). Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series. *Journal of American Statistical Association.* 77, 304-313.

Granger, C.W.J. and P. Newbold. (1974). Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics.* 2, 111-120.

Gregory A.W. and B.E. Hansen. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics.* 70, 99-126.

_____, J.M. Nason and D.G. Watt. (1996). Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships. *Journal of Econometrics.* 71, 321-341.

Gurly, J.G. and E.S. Show. (1955). Financial Aspects of Economic Development? *Journal of Money, Credit and Banking.* Vol. 10, No. 4, pp. 464-475.

_____. (1967). Financial Structure and Economic Development. *Economic Development and Cultural Change.* Vol. 15, No. 3, pp. 257-268.

Jung, W.S. (1986). Financial Development and Economic Growth: International Evidence. *Economic Development and Cultural Change.* Vol. 34, No. 4, pp. 333-346.

Hall, S.G. (1993). Modelling Structural Chang Using the Kalman Filter. *Economics of Planning.* 26, 1-13.

Hendery, D.F. and A.J. Neale. (1991). A Monte Carlo Study of the Effects of Structural Breaks on Tests for Unit Roots. in P. Hackle and A.H. Westlond (Eds). *Economic Structural Change: Analysis and Forecasting,* Springer-Verlag, Berlin.

Hwang. J. and P. Schmidth. (1996). Alternative Methods of Detrending and the Power of Unit Root Tests. *Journal of Econometrics.* 71, 227-248.

Johansen, S. and K. Joselius. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Infrence on

Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics.* 52, 169-210.

Laskar, M.R. and M.L. King. (1997). Modified Wald Test for Regression Disturbances. *Economics Letters.* 56, 5-11.

Lee, Jim. (1996). Testing for a Unit Roots in Time Series with Trend Breaks. *Journal of Macroeconomics.* 1813, 503-519.

Lee, Junsoo and D. Mossi. (1996). On Improvement of Philips-Perron Unit Root Tests Using Optimal Bandwidth Estimates. *Applied Economics Letters.* 3, 197-200.

_____, C. J. Hwang and Y. Shin. (1997). On Stationary Tests in the Presence of Structural Breaks. *Economic Letters.* 55, 165-172.

Mckinnon. (1973). *Money and Capital in Economic Development.* Washington D.C: Brooking Institution.

McMillan J., A. Ullah, and H. D. Vinod. (1989). Estimation of the Shape of the Demand Curve by Nonparametric Kernel Methods. In Raj B. (Ed). *Advanced in Econometrics and Modelling.* London: Kluwer Academic Publishers. 1989.

Nunes L. C., C. M. Kuan and P. Newbold. (1995). Spurious Break. *Econometric Theory.* 11, 736-749.

Oxley, L. (1993). Cointegration, Causality and Export - Led - Growth in Portugal, 1865-1985. *Economics Letters.* 43, 163-166.

_____ and D. Greasley. (1998). Vector Autoregression, Cointegration and Causality: Testing for Causes of the British Industrial Revolution. *Applied Economics.* 30, 1387-1397.

Patric. (1966). Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped

Countries. *Economic Development and Cultural Change.* Vol.14, No.2, pp. 174-189.

Patric. (1972). Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries: Reply. *Economic Development and Cultural Change.* Vol. 20, pp. 326-329.

Perron, P. (1998). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica.* 57, 1361-1401.

_____. (1990). Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. *Journal of Business and Economic Statistics.* 8. 153-162.

_____ and T. J. Vogelsang. (1992). Testing for a Unit Root with a Changing Mean; Corrections and Extensions. *Journal of Business and Economic Statistics.* 10, 467-470.

Ramanathan A. and A. Samuel. (1998-99). Financial Liberalization and Economic Development: The Theory and experience. *The Indian Economic Journal.* 46(1), 20-29.

Rappoport P. and L. Reichilin. (1998). Segmented Trends and Nonstationary Time Series. *Economic Journal.* 99, 168-77.

Show. (1973). *Financial Deepening in Economic Development.* Oxford: oxford University Press.

Silvapulle, R. (1996). Testing for a Unit Root in a Time Series with Mean Shifts. *Applied Economics Letters.* 3, 629-635.

Stock, J. and M. W. Watson. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica.* 61, 783-820.

Thomton J. (1996). Financial Deepening and Economic Growth in Developing Countries. *Applied Economic Letter. 3, 243-246.*

Wu, Jyh - Lin. (1998). Foreign Exchange Market Efficiency and Strctural Instability: Evidence from Taiwan. *Journal of Macroeconomics.* 1913, 591-607

Zivot, E. and D. W. K., Anderws. (1992). Further Evidence on Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics.* 10, 251-270.