سنجش مجدد کمی از رابطه توسعه مالی ـ رشد: کاربرد مدل‌های ARDL و VDCM[1]

نویسندگان: فروزان محمدی*
سعید سلیمانی**
محمد سلیمانی***

چکیده

مطالعه حاضر، تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران را در دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۶، با استفاده از روش‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[2] (ARDL) و تابع تجزیه واریانس[3] (VDCM)، به‌طور کمی مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت،

1. مقاله حاضر، برگرفته از طرح تحقیقاتی با عنوان "عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ایران" است که با حمایت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه انجام شده است.

* عضو هیأت‌علمی گروه حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه
** کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی sd_solimani@yahoo.com
*** کارشناس‌ارشد مدیریت بازرگانی solimanimanage@yahoo.com

2. Autoregressive Distributed Lags
3. Variance Decomposition Function

اثر مثبت و معنی‌داری دارد. کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تولید واقعی نسبت به توسعه مالی بسیار کم است و حساسیت بسیار کم تولید واقعی نسبت به تغییرات کوتاه‌مدت و بلندمدت توسعه مالی را نشان می‌دهد، ولی کشش بلندمدت آن بیشتر از کشش کوتاه‌مدت آن است.

واژگان کلیدی: توسعه مالی، رشد اقتصادی، روش ARDL، روش VDCM

مقدمه

در تعداد زیادی از مطالعات نظری و تجربی در سطوح ملی و حتی منطقه‌ای، منابع و عوامل رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته‌اند و بیشتر در این باره بحث شده است که کدام منبع، عامل انباشت موجودی سرمایه و نیروی کار یا بهبود بهره‌وری و محرک رشد است. اما متأسفانه نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی تا قبل از دهه ۱۹۷۰ میلادی – قبل از مطالعات مک‌کینون[1] (۱۹۷۳) و شاو[2] (۱۹۷۳) – در سطح مطالعات بین‌المللی و حتی ملی اغلب نادیده گرفته شده است. با وجود کمبود این نوع مطالعات، در دهه‌های اخیر آزمون‌های نظری و تجربی برای بررسی این رابطه ارائه شده است. همچنین آثار بخش مالی بر اقتصاد واقعی به ندرت مورد توجه قرار گرفته است، به‌طوری که گلداسمیت[3] (۱۹۶۹) در کتاب خود می‌گوید:

«یکی از مشکلات عمده در زمینه مالی ... اثری است که ساختار مالی و توسعه بر رشد اقتصادی گذاشته‌اند» (گلداسمیت، ۱۹۶۹: ۳۹۰).

در بسیاری از مطالعاتی که درباره رشد در ایران انجام شده، مدل‌های ساده رشد و اخیراً مدل‌های رشد درون‌زا مورد بررسی قرار گرفته است. در مطالعات اخیر رشد که از مدل‌های رشد درون‌زا استفاده شده است، رابطه بین رشد اقتصادی و متغیرهایی مانند مخارج دولت، اندازه دولت، سرمایه انسانی، سرمایه اجتماعی، سرمایه فیزیکی، فناوری اطلاعات و سایر متغیرهای مهم و تأثیرگذار اقتصاد کلان

1. MacKinnon
2. Shaw
3. Goldsmith

مورد بررسی قرار گرفته؛ ولی رابطه رشد اقتصادی و توسعه مالی کمتر بررسی شده است. از این رو، مطالعه حاضر به منظور رفع این خلاء به بررسی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران می‌پردازد و به دنبال دستیابی به اهداف زیر است:

مهمترین هدف این مطالعه، آزمون ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۶ است. در پژوهش حاضر، پاسخگویی به سؤالات زیر مورد توجه است: ۱) بخش مالی چه نقشی در فرایند رشد اقتصادی ایران دارد؟ ۲) ماهیت و مسیر ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی چگونه است؟ ۳) توسعه مالی چه آثار مثبت یا منفی بر رشد اقتصادی دارد؟ چه نوع رابطه علی - یک‌سویه یا دوسویه- بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد؟

در مقاله حاضر، ابتدا ادبیات موضوع درباره جهت‌های مختلف پیوند توسعه مالی - رشد مرور می‌شود. سپس درباره روش پژوهش (روش‌های ARDL و VDCM) و نمودار واکنش‌های تکانه‌ای بحث می‌شود و در ادامه پس از تجزیه و تحلیل داده‌ها و انجام برآوردها، نتیجه‌گیری بیان می‌گردد.

مروری بر پیشینه پژوهش

لیانگ[1] و همکاران در سال ۲۰۰۶، رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در چین را در طول سال‌های ۱۹۵۲-۲۰۰۱ مورد بررسی قرار دادند. آنها از یک مدل خودرگرسیونی برداری چندمتغیره (VAR) به منظور تصریح ارتباطات بلندمدت میان توسعه مالی، رشد اقتصادی و سایر عوامل کلیدی رشد استفاده کرده‌اند. طبق نتایج پژوهش مذکور، رابطه علی یک‌سویه از رشد اقتصادی به توسعه مالی وجود دارد و نتایج پژوهش، یافته‌های همه مطالعات قبلی را مورد تأیید قرار می‌دهد (لیانگ و همکاران، ۲۰۰۶).

انور[2] و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده از مجموعه داده‌های پانل که مربوط به ۶۱ استان از کشور ویتنام در طول سال‌های ۱۹۹۷-۲۰۰۶ بود، رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی را در این کشور مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که هر چه نسبت اعتبارات بانکی به تولید

1. Liang
2. Anwar

ناخالص استانی(GPP) [1] بیشتر باشد، رشد اقتصادی در تایوان نیز از شدت بیشتری برخوردار می‌شود. همچنین اگر منابع بیشتری (مانند سرمایه سرمایه‌گذاران خصوصی و خارجی) به منظور توسعه بازار مالی سرمایه‌گذاری شود، آنگاه تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی قوی‌تر خواهد شد (انور و همکاران، ۲۰۰۹).

کارنیرو دماتوس[2] (۲۰۰۲) نیز رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در برزیل را مورد بررسی قرار داده است. به اعتقاد وی، گرچه به لحاظ نظری، دیدگاه غالب بر تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی دلالت می‌کند، اما موقعیت‌های مختلفی وجود دارد. برخی از نویسندگان معتقد هستند که در واقع این دو متغیر، پیوند مشخصی با یکدیگر دارند، درحالی‌که دیگران این ارتباط را به سادگی در زمینه تئوری تقاضا برای دارایی‌های مالی قرار می‌دهند.[3] در مقابل، با استفاده از داده‌های ۱۹۴۷– ۲۰۰۰، ۱۹۶۳– ۲۰۰۰ و ۱۹۷۰– ۲۰۰۰، نتایج تجربی آزمون علیت گرنجر، وجود آثار مستقیم و غیرمستقیم توسعه مالی بر رشد اقتصادی را تأیید کرده است، هنگامی که نسبت‌هایی همانند نسبت سپرده بانکی بخش خصوصی به GDP[4]، نسبت سپرده‌های سیستم مالی بخش خصوصی به GDP[5] و منابع عمومی سیستم مالی به M2[6]، به عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده می‌شوند (کارنیرو دمانتوس، ۲۰۰۲). فیسمن و همکاران (۲۰۰۴) ارتباط بین توسعه مالی و تخصیص منابع صنعتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت را تجزیه و تحلیل کردند. آنها پیشنهاد می‌کنند که در بلندمدت، اقتصادهای برخوردار از نرخ‌های بالای توسعه مالی، به‌طور نسبی بیشتر منابع خود را به صنایعی تخصیص دهند که به بخش مالی بیرونی[7] اتکا دارند (منظور بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی است)، زیرا این صنایع از مزیت رقابتی خوبی برخوردار هستند. در مقابل آنها نشان دادند که در کوتاه‌مدت بدون توجه به اتکای صنایع به بخش مالی بیرونی، توسعه مالی، تخصیص مجدد منابع را برای صنایعی تسهیل می‌کند که از فرصت‌های مناسب برای رشد برخوردار هستند (فیسمن[8] و همکاران، ۲۰۰۲). خلیفه

1. Gross Provincial Product (GPP)
2. Carneiro de Matos
3. درباره رابطه بین دو متغیر توسعه مالی و رشد اقتصادی، در بخش ۳-۱ بحث تکمیلی بیان شده است.
4. Banking Credit to Private Sector/ GDP
5. Financial System Credits to Private Sector/ GDP
6. Public Resources in the Financial System/ M2
7. Outside Finance
8. Fisman

آل یوسف[1] (۲۰۰۲) نیز در پژوهش خود، ماهیت و جهت ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را آزمون کرده است. وی از ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی برای ۳۰ کشور درحال‌توسعه در دوره زمانی ۱۹۷۰–۱۹۹۹ استفاده کرده است. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که رابطه علی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی، دوسویه[2] است (خلیفه آل یوسف، ۲۰۰۲).

روسو[3] و همکاران (۲۰۰۲) از یک رویکرد سه‌جانبه گرافیکی[4] به منظور تجزیه و تحلیل رابطه بین بخش مالی اقتصاد، تورم و رشد اقتصادی استفاده کردند. آنها این ارتباطات سه‌جانبه میان بخش مالی، رشد و تورم را به صورت داده‌های پانل برای ۸۴ کشور در دوره زمانی ۱۹۹۵–۱۹۶۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج معادلات استاندارد رشد آنها نشان می‌دهد که اگر میزان بالای توسعه مالی با میزان تورم کم همراه باشد، موجب دستیابی به نرخ‌های بالاتر رشد اقتصادی به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه می‌شود، اما توسعه مالی مقدار زیادی از قدرت تبیینی خود را در وضعیت تورم بالا از دست می‌دهد. به‌طور ویژه، به منظور حفظ رشد پایدار، رشد نسبتاً زیاد توسعه مالی، باید با افزایش کمی در سطح قیمت‌ها همراه باشد، درحالی‌که نرخ سالانه تورم، باید بین ۵ و ۱۴ درصد قرار داشته باشد. اگر نرخ تورم بالاتر از ۱۴ درصد باشد، افزایش در توسعه مالی قادر به حفظ رشد پایدار نیست (روسو و همکاران، ۲۰۰۲). کندال[5] (۲۰۰۹) با استفاده از یک نمونه واحد از داده‌های تولید خالص داخلی[6] (NDP) برای دویست و نه منطقه در نه ایالت هندوستان، ارتباط بین توسعه بخش بانکی، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در سطح مناطق را بررسی کرده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رشد مالی تعدادی از مناطق هندوستان، به دلیل توسعه محدود بخش بانکی محدود شده است؛ که این موضوع ممکن است بیانگر ارتباط غیرخطی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی باشد. همچنین یافته‌های پژوهش مذکور نشان می‌دهند که میزان بیشتری از سرمایه انسانی می‌تواند محدودیت مالی را کاهش دهد و به جدایی رشد از توسعه مالی کمک کند (کندال، ۲۰۰۹).

در ایران نیز تحقیقاتی در این باره انجام شده است، به طوری که شیوا (۱۳۸۰) اثر تأمین مالی در

1. Khalifa Al-Yousif
2. Bidirectional
3. Rousseau
4. Three-Dimensional Graphical Approach
5. Kendall
6. Net Domestic Product

درازمدت را بر رشد اقتصادی در ایران؛ شفیعی و همکاران (۱۳۸۵) آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی؛ پیرایی و همکاران (۱۳۸۳) اثر تغییر ساختار تأمین مالی بودجه بـر رشـد اقتـصادی در ایران؛ نظیفی (۱۳۸۳) و متمنی (۱۳۸۸) رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران؛ کمیجانی و همکاران (۱۳۸۶) رابطه علی تعمیق مالی و رشد اقتـصادی در ایـران؛ مهـرآرا و همکـاران (۱۳۸۸) رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کـشورهای منتخـب بـا روش دادههـای تلفیقـی پویـا در دوره ۲۰۰۳-۱۹۷۲؛ راستی (۱۳۸۸) رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک با استفاده از آزمون پاتریک؛ و عصاری و همکاران (۱۳۸۷ و ۱۳۸۸) نیز تأثیر توسعه مالی بر فقـر و نـابرابری در کشورهای عضو اوپک و نیز رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی را با مقایسه دو گروه کشورهای عضو اوپک و غیرنفتی مورد بررسی قرار دادهاند.

مبانی نظری

اندیشمندان بسیاری در نظریات خود درباره رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی بحث کـردهانـد. شومپیتر[1] (۱۹۱۱) استدلال میکند که خـدمات واسـطههـای مـالی، بـرای نـوآوریهـای فنـی و رشـد اقتصادی بسیار مهم هستند. طبق این فرض که اندازه یک سیستم مالی بهطور مثبت با عرضه و کیفیت خدمات مالی رابطه دارد، گلداسمیت (۱۹۶۹) به همبستگی مثبت بین توسعه مـالی و عملکـرد اقتـصادی در ۳۵ کشور استناد میکند. مککینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) نیز پیشنهاد میکنند که مداخله دولـت در توسعه سیستمهای مالی، مانعی در روند رشد اقتصادی است. آنها توسعه مالی را عامل تأثیرگذار بر رشـد اقتصادی میدانند. بهطور ویژه، آنها مدافع نظام مالی "آزاد"[2] هستند و معتقدند که این نـوع نظـام، قـادر به تحریک افزایش حجم صرفهجوییهای مالی و تخصیص سرمایه بـه اسـتفاده هـای بهینـهتـر اسـت. افزایش حجم صرفهجوییهای مالی و تخصیص سرمایه به اسـتفادههـای بهینـهتـر، حجـم و بهـرهوری سرمایه فیزیکی را افزایش میدهند و به رشد اقتصادی کمک میکنند. لوکاس[3] (۱۹۸۸) معتقد است که اقتصاددانان به شدت در خصوص اهمیت امور مالی نگران هستند.

1. Schumpeter
2. Liberalised
3. Lucas

لویس (۱۹۵۵) یکی از پیشگامان اقتصاد توسعه، ادعا می‌کند که رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دوسویه است. بازارهای مالی به عنوان نتیجه رشد اقتصادی توسعه می‌یابند که به نوبه خود، محرکی برای رشد واقعی هستند. پاتریک[1] (۱۹۶۶) همانند لویس معتقد است که رابطه پیشگامی عرضه[2] در مراحل اولیه توسعه اقتصادی هنگامی به وجود می‌آید که رابطه علت و معلولی از توسعه مالی به رشد اقتصادی ایجاد می‌شود، درحالی‌که رابطه تقاضاپیرو[3] در مراحل بعدی رشد اقتصادی، هنگامی غالب می‌شود که جهت رابطه علت و معلولی معکوس شود. بدیهی است هیچ توافق کلی در میان اقتصاددانان درباره رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود ندارد. بنابراین، در اینجا به عنوان یک راه عملی برای حل و فصل اختلافات، بررسی مطالعات تجربی راه مناسب‌تری است. برخی از مطالعات تجربی، به‌طور عمده با استفاده از روش‌های مقطعی نشان داده‌اند که میزان توسعه مالی، به خوبی میزان رشد اقتصادی را پیش‌بینی می‌کند (بنا و همکاران، ۲۰۰۷؛ کندال، ۲۰۰۹). برخی از مطالعات انجام شده درباره مدل‌های رشد درون‌زا نیز از نقش مثبت واسطه‌های مالی در رشد اقتصادی حمایت کرده‌اند (انور، ۲۰۰۹؛ آنگ، ۲۰۰۸؛ لیو و همکاران، ۲۰۰۶)، به استثنای پژوهش عصاری و همکاران (۱۳۸۷) که این نقش را منفی ارزیابی می‌کنند. محققین مذکور از این دیدگاه حمایت می‌کنند که توسعه مالی ممکن است موجب افزایش نرخ پس‌انداز، تحریک سرمایه‌گذاری، اجتناب از تسویه پیش از موعد سرمایه‌ها و کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری خارجی شود. همچنین توسعه مالی، بهره‌وری حاصل از تخصیص بهینه سرمایه را افزایش می‌دهد. بسیاری از محققین با استفاده از داده‌های سری زمانی و نیز داده‌های ترکیبی، رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند که در ادامه دیدگاه‌های آنها بررسی می‌شود. لیو و همکاران (۲۰۰۶) که با استفاده از مدل‌های رشد درون‌زا، رابطه بین توسعه مالی و منابع رشد در سه کشور آسیایی ژاپن، کره جنوبی و تایوان را مورد بررسی قرار داده‌اند، استدلال می‌کنند که سرمایه‌گذاری زیاد، رشد اقتصادی ژاپن را افزایش داده، درحالی‌که نسبت بالایی از سرمایه‌گذاری به GDP، برای ایجاد رشد در کره و تایوان ضروری نبوده، زیرا سرمایه‌گذاری در این کشورها به خوبی تخصیص نیافته است. همچنین

1. Patrick
2. Supply-Leading
3. Demand-Following

نرخ‌های بالای رشد صادرات واقعی، به رشد اقتصادی کره و تایوان کمک کرده است. نتایج آنها نشان می‌دهد که تجمیع مالی۱ و توسعه بازار سرمایه، بر رشد اقتصادی تایوان اثر مثبتی داشته، درحالی‌که آثار معکوسی بر سایر اقتصادها گذاشته است (لیو و همکاران، ۲۰۰۶).

لوینتل و خان[۲] (۱۹۹۹) ارتباط رشد اقتصادی، نرخ بهره و ژرفای (تعمیق) مالی[۳] را به صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$FD= f (LYP, R)$$

که FD برابر با نسبت کل بدهی‌های سپرده بانک‌های سپرده‌پذیر[۴] به GDPt-1 اسمی (با یک دوره وقفه)، LYP لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP) واقعی سرانه و R نیز نرخ بهره واقعی است. آنها معتقدند که F'y و F'r علامت مثبت دارند. بدین معنا که توسعه مالی، تابعی مثبت از درآمد واقعی و نرخ بهره واقعی است. در ادامه آنان بیان می‌کنند که تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، تابعی از موجودی سرمایه سرانه[۵] به صورت زیر است:

$$LYP=A(LKP)$$

که LKP لگاریتم موجودی سرمایه سرانه واقعی است. آنها معادله خود را در چارچوب مدل خود رگرسیون‌برداری (VAR) تخمین زدند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که تعمیق مالی به‌طور مثبت و معناداری بر میزان درآمد واقعی سرانه و نرخ بهره واقعی تأثیر گذاشته است. بردارهای محصول نیز در بیشتر موارد، بیانگر بازدهی کاهنده نسبت به موجودی سرمایه فیزیکی بودند. همچنین مطالعه آنها نشان داد که رابطه علی دوسویه‌ای بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در همه کشورهای مورد بررسی آنها وجود دارد (لوینتل و خان، ۱۹۹۹). لیانگ و همکاران نیز در سال ۲۰۰۶، با استفاده از مبانی نظری مطرح شده توسط لوینتل و خان، رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی را بررسی کردند. آنها معادله LYP فوق را با اضافه کردن متغیر درجه باز بودن اقتصاد (TR) به صورت زیر بیان می‌کنند و معتقد هستند که اضافه کردن متغیر TR به مدل ضروری است، زیرا در واقع، سهم قابل توجهی از رشد اقتصادی چین به تجارت بین‌المللی آن وابسته است.

$$LYP=A(LKP,TR)$$

1. Finance Aggregate
2. Luintel and Khan
3. Financial Depth
4. Ratio of Total Deposit Liabilities of Deposit Banks
5. Real Per Capita Capital Stock

محققان مذکور، دو شاخص برای توسعه مالی معرفی می‌کنند. شاخص اول، نسبت اعتبارات بانکی(BCR) [1] است که برابر با ارزش اعتبار داخلی ایجاد شده توسط مؤسسات مالی تقسیم بر GDP می‌باشد. آنها همچنین در کنار BCR، مقیاس دیگری از توسعه مالی را مورد توجه قرار می‌دهند که نسبت بدهی‌های سپرده [2] (DLR) است. DLR برابر با نسبت بدهی‌های سپرده مؤسسات مالی به GDP است. نتایج تخمین مدل VAR نشان می‌دهد که رابطه علی یک‌سویه‌ای از رشد اقتصادی به توسعه مالی وجود دارد که کاملاً از یافته‌های مطالعات قبلی متمایز است. انور و همکاران (۲۰۰۹) نیز که برای ۶۲ استان در کشور تایوان از روش پانل دیتا استفاده کردند، به منظور بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی، سه شاخص نسبت پس‌اندازها به GPP، نسبت اعتبارات به GPP، نسبت M2 به GDP، برای توسعه مالی در مقابل نرخ رشد سالانه تولید واقعی سرانه هر استان را مورد استفاده قرار دادند. یافته‌های آنها نیز بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی است. کریستوپولوس و همکاران (۲۰۰۴) نیز با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانل و تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی پانل، رابطه بلندمدت بین تعمیق مالی و رشد اقتصادی را برای ۱۰ کشور درحال‌توسعه مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های مطالعه آنها نیز بیانگر وجود یک رابطه تعادلی یک‌سویه از تعمیق مالی به رشد اقتصادی است. گاریای [3] و همکاران (۲۰۰۷) معادله زیر را برای بررسی رابطه توسعه مالی و رشد در سیپراس شمالی [4] بیان می‌کنند.

$$GY=f(GL, GX, IY, DEP, LOA)$$

در این معادله، GY نرخ رشد سالانه GDP واقعی است و GL رشد سالانه جمعیت، GX رشد سالانه صادرات، IY نسبت سرمایه‌گذاری داخلی به GDP و DEP، نسبت سپرده‌ها به GDP و LOA، نسبت بدهی به GDP، شاخص‌های توسعه مالی هستند. یافته‌های مطالعه مذکور نشان می‌دهد که توسعه مالی، تأثیر کم، اما مثبتی بر رشد اقتصادی در سیپراس شمالی داشته است. همچنین آزمون علیت گرنجر نشان داد که توسعه مالی علت رشد اقتصادی نیست (گاریای و همکاران، ۲۰۰۷).

1. Bank Credit Ratio (BCR)
2. Deposit Liabilities Ratio (DLR)
3. Güryay
4. Northern Cyprus

یافته‌های اکثر مطالعات انجام شده در ایران، بر وجود رابطه‌ای یک‌سویه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دلالت می‌کنند که جهت این رابطه، از رشد اقتصادی به توسعه مالی است. شیوا (۱۳۸۰) که پنج معیار[1] برای توسعه مالی به کار برده است، عقیده دارد که رشد اقتصادی موجب بهبود بازارهای مالی در ایران بین سال‌های ۱۳۵۵-۷۰ شده است. همچنین نرخ بهره واقعی منفی، بیانگر کنترل شدید بخش مالی در ایران از سوی دولت در دوران قبل و بعد از انقلاب بوده که کنترل‌های بعد از انقلاب شدیدتر نیز بوده است. در مطالعه کمیجانی و همکاران (۱۳۸۶) نیز که شاخص‌های متنوعی برای توسعه و تعمیق مالی به کار برده شده، بر وجود رابطه مثبت بین تعمیق مالی و رشد اقتصادی و وجود رابطه علی یک‌سویه از رشد اقتصادی به تعمیق مالی تأکید شده است. مهرآرا و همکاران (۱۳۸۸) نیز معتقد هستند که گرچه تقویت بازارهای مالی، میزان تولید را افزایش می‌دهد، اما لزوماً نمی‌تواند موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی شود. به اعتقاد راستی (۱۳۸۸) بخش مالی نتوانسته است نقش مؤثری در فرایند رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک ایفا کند. متمنی (۱۳۸۸) معتقد است که در اقتصاد ایران، رشد اقتصادی موجب بهبود توسعه مالی می‌شود. عصاری و همکاران (۱۳۷۷) بیان می‌کنند که توسعه مالی در کشورهای نفتی عضو اوپک در دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۴، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. تأثیر توسعه مالی بر انباشت سرمایه نیز در این کشورها منفی است. نظیفی (۱۳۸۳) با توجه به برآوردهای خود بیان می‌کند که توسعه مالی در دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۱، با وجود تأثیر مثبت بر حجم سرمایه‌گذاری از طریق کاهش کارایی سرمایه‌گذاری، موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. بر خلاف محققان فوق، میرمطهری (۱۳۸۷) معتقد است که ساختار مالی، اثر معنی‌داری بر میزان تولید اقتصاد ایران در طول دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۰ دارد.

با توجه به مبانی نظری فوق می‌توان گفت که در میان محققین مالی درباره وجود رابطه مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی و نیز در این باره که جهت رابطه علی باید از توسعه مالی به رشد باشد یا برعکس، توافقی وجود ندارد.

---

1. این معیارها عبارت‌اند از: نسبت نقدینگی بخش خصوصی به GDP، نسبت مطالبات بخش بانکی از بخش خصوصی به GDP، نسبت مطالبات نظام بانکی از بخش خصوصی به کل اعتبارات پرداختی، نسبت دارایی‌های بانک‌های تجاری و دارایی‌های داخلی نظام بانکی، نرخ بهره (سود سپرده) به عنوان معیار سرکوب مالی

داده‌ها و اندازه‌گیری شاخص‌ها

داده‌های مطالعه حاضر، از سایت بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی گردآوری شده است. به دلیل نبود اطلاعات کافی درباره متغیرهای اصلی این پژوهش، دوره زمانی مطالعه حاضر، ۳۵ سال (۱۳۵۲ – ۱۳۸۶) است و اطلاعات سیستم مالی و تجاری ایران در این دوره مورد بررسی قرار می‌گیرد.

طبق مبانی نظری، تابع تولید کاب- داگلاس[1] به‌طور کلی به صورت $Y = AL^{\alpha}K^{\beta}$ است. اگر تابع فوق را بر اساس اهداف مطالعه تعدیل کنیم، خواهیم داشت: $Y = A[K^{\beta}(TR)^{\gamma}(DLR)^{\delta}]$

پس از لگاریتم‌گیری از دو طرف این معادله و اضافه کردن متغیر نرخ بهره حقیقی (R) به معادله لگاریتم گرفته شده[2]، معادله نهایی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\log(Y) = \log(A) + \beta\log(K) + \gamma\log(TR) + \delta\log(DLR) + R \qquad (۱)$$

$$\log(GDP) = a + \beta\log(K) + \gamma\log(TR) + \delta\log(DLR) + R + \varepsilon$$

در مطالعه حاضر، تابع کاب- داگلاس، به دلیل کاربرد گسترده در اقتصادسنجی و به‌طور کلی در بحث‌های نظری اقتصاد؛ ساده بودن استفاده از آن نسبت به توابع تولید رقیب (توابع ترانسیندنتال[3]، ترنزلاگ[4] و غیره) که هر کدام در شرایط خاص خود مورد استفاده قرار می‌گیرند و نشان دادن کشش‌های متغیرهای به کار رفته نسبت به سطح تولید، مورد استفاده قرار گرفته است.

در معادله (۱)، ε جزء خطای مدل است.

بنابراین، معادله اصلی این مطالعه طبق مبانی نظری مطرح شده، به‌ویژه آثار لوینتل و همکاران

1. Cobb–Douglas Production Function

2. همان طور که می‌دانیم نرخ بهره حقیقی در ایران، در بیشتر سال‌ها منفی است، زیرا در بیشتر سال‌ها نرخ تورم بیشتر از متوسط نرخ سود سپرده‌های بانکی بوده است. حال اگر این مقادیر منفی به دست آمده نرخ بهره حقیقی را در تابع تولید وارد کنیم و از آن نیز مانند سایر متغیرها لگاریتم بگیریم، به دلیل منفی بودن مقادیر به دست آمده، نرم‌افزارهای آماری و اقتصادسنجی قادر به برآورد این متغیر در مدل نخواهند بود. به همین دلیل این متغیر مستقیماً وارد تابع تولید نشده است و به‌طور مجزا به آن اضافه می‌شود.

3. Transcendental

4. Translog

(۱۹۹۹)، لیانگ و همکاران (۲۰۰۶)، انور و همکاران (۲۰۰۹)، گاریای و همکاران (۲۰۰۷)، شیوا (۱۳۸۰) مهرآرا و همکاران (۱۳۸۸) فرمول‌بندی شده است.

در معادله (۱)، LGDP، معیار رشد اقتصادی می‌باشد و برابر با لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه است. لوینتل و همکاران (۱۹۹۹)، لیانگ و همکاران (۲۰۰۶)، انور و همکاران (۲۰۰۹)، گاریای و همکاران (۲۰۰۷)، عصاری و همکاران (۱۳۸۷) و مهرآرا و همکاران (۱۳۸۸) و تعداد زیادی از محققین خارجی مذکور، این شاخص را مورد استفاده قرار داده‌اند. این متغیر قدرت تبیین بیشتری در رابطه با رشد اقتصادی نسبت به GDP کل دارد. هستون[1] (۱۹۹۴) معتقد است که رقم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه نسبت به رقم تولید ناخالص داخلی واقعی کل برتر است و به دلیل برخی خطاهای ذاتی در برآورد سطح GDP و جمعیت، به تعدیل شدن گرایش دارد (هستون، ۱۹۹۴).

در پژوهش حاضر نیز همانند تحقیقات لوینتل و خان (۱۹۹۹) و لیانگ و همکاران (۲۰۰۶) از شاخص DLR یعنی نسبت کل سپرده‌های ایجاد شده توسط سیستم بانکی کشور به تولید ناخالص داخلی کشور استفاده شده است.[2] هر چند که طبق نظریه، درآمد (GDP) اثر مثبتی بر توسعه مالی دارد (یعنی مثبت بودن 'gy)، اما مبانی نظری فوق، بیانگر عدم توافق کلی محققین در این باره است. لوینتل و خان (۱۹۹۹) و لیانگ و همکاران (۲۰۰۶) معتقدند که در تحقیقات پیشین از برخی مقیاس‌های موجودی پول به GDP[3]، به عنوان نماینده‌ای برای توسعه مالی استفاده کرده‌اند. به اعتقاد آنها، این شاخص‌ها مشکلات زیادی دارند، زیرا موجودی‌های پول، به جای توسعه مالی به‌ویژه برای اقتصادهای درحال‌توسعه، بیشتر "پرداخت بدهی دولت از طریق انتشار پول"[4] را اندازه‌گیری می‌کنند؛ همچنین بین بدهی‌های مؤسسات مالی تمایز ایجاد نمی‌کنند؛ و سوم اینکه نمی‌توانند حجم واقعی ذخایر هدایت شده به بخش تولیدی را نشان دهند.

1. Heston

2. تعریف گسترده پول (M2) برابر با حجم اسکناس و مسکوک در دست مردم، سپرده‌های دیداری و غیردیداری است. با توجه به این تعریف، در مطالعه حاضر، فقط از حاصل جمع حجم سپرده‌های دیداری و غیردیداری استفاده گردید، و حجم اسکناس و مسکوک در دست مردم حذف شد. این کار طبق نظر لیونتل و خان (۱۹۹۹: ۳۸۵) به معنی کسر کردن پول در جریان از M2 است. دلیل کسر پول در جریان، نیز در ادامه بیان شده است.

3. Money Stock Over GDP

4. Monetization

در مطالعه حاضر، علاوه بر اندازه‌گیری رشد اقتصادی و توسعه مالی، مدل اطلاعات مناسبی در رابطه با کنترل سایر عوامل وابسته به هر کدام از متغیرهای رشد اقتصادی یا توسعه مالی را شامل می‌شود که عبارت‌اند از: نرخ بهره واقعی (R) که از متوسط نرخ انواع سپرده‌های بانکی تورم‌زدایی شده به دست آمده است.[1] از آنجایی که در مطالعات مک‌کینون (۱۹۷۳)، شاو (۱۹۷۳)، لوینتل و همکاران (۱۹۹۹)، لیانگ و همکاران (۲۰۰۶)، شیوا (۱۳۸۰) و نظیفی (۱۳۸۳) بیان شده است که نرخ بهره با میزان توسعه مالی در یک کشور ارتباط نزدیکی دارد، در این مطالعه نیز از نرخ بهره واقعی به عنوان متغیری که بیانگر عمق مالی است، در مدل (۱) استفاده شده، و با R نشان داده می‌شود. تجزیه و تحلیل مطالعات فوق نشان می‌دهند که GDP، عکس‌العمل مبهمی به آثار R نشان می‌دهد. اثر R بر پس‌اندازها و به تبع آن بر رشد اقتصادی، به قدرت نسبی آثار درآمدی و جانشینی بستگی دارد. بدین معنا که در برخی مطالعات مثبت بوده است که تعمیق مالی را نشان می‌دهد و در بعضی دیگر، منفی است که دخالت گسترده دولت در بخش مالی و کنترل بخش مالی را نشان می‌دهد.

متغیر دیگر مدل در مطالعه حاضر، لگاریتم سهم تجارت (LTR) است که از طریق ارزش کل صادرات در سال t بر GDPt (تولید ناخالص داخلی همان سال) به دست می‌آید. همان‌طور که لیانگ (۲۰۰۶) اعتقاد دارد، اضافه کردن متغیر TR به مدل ضروری است، زیرا در حقیقت، سهم قابل توجهی از رشد اقتصادی چین به تجارت بین‌المللی آن بستگی دارد؛ در این پژوهش نیز از آنجایی که سهم تجارت ایران (به ویژه صادرات نفت خام) در رشد اقتصادی آن، از سهم قابل توجهی برخوردار است، بنابراین از این متغیر نیز در مدل استفاده شد. این متغیر در واقع درجه باز بودن اقتصاد را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، با توسعه تجارت و باز شدن اقتصاد، قدرت رقابتی کشور با سایر رقبا در سطح بازارهای جهانی افزایش یافته است که موجب بهبود رشد و توسعه اقتصادی می‌شود. شفیعی و همکاران (۱۳۸۵) در مطالعه خود نشان می‌دهند که صادرات نفت خام و درآمدهای حاصل از آن، نقش مهمی در افزایش درآمدهای دولت دارد و افزایش درآمدهای دولت نیز برای رشد اقتصاد ایران از اهمیت برخوردار است.

متغیر نهایی مدل (۱)، موجودی سرمایه فیزیکی (LK) است که به صورت لگاریتم طبیعی

1. نرخ بهره اسمی منهای نرخ تورم= نرخ بهره واقعی

تشکیل سرمایه ثابت سرانه محاسبه می‌شود. این متغیر یکی از اجزای اصلی توابع تولید بوده که در مدل این مطالعه نیز وارد شده است. در مطالعات مک‌کینون (۱۹۷۳)، شاو (۱۹۷۳)، لوینتل و همکاران (۱۹۹۹)، لیانگ و همکاران (۲۰۰۶)، شفیعی و همکاران (۱۳۸۵)، عصاری و همکاران (۱۳۸۷) از این متغیر در مدل‌های برآوردی استفاده شده و به عنوان متغیری مهم و تأثیرگذار بر رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است.

آماره‌های توصیفی و همبستگی بین متغیرها

با استفاده از داده‌های سری زمانی برای متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LGDP)، لگاریتم شاخص توسعه مالی (LDLR)، نرخ بهره واقعی (R)، لگاریتم موجودی سرمایه ثابت (LK) و لگاریتم سهم نهایی تجارت (TR)، آماره‌های توصیفی آنها در جدول (۱) بیان شده است.

جدول (۱): خلاصه آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش (۱۳۸٦-۱۳۵۲، ۱۰۰=۱۳۷٦)

آماره	LGDP	LTR	R(%)	LK	LDLR
Mean میانگین	۱۲/۴۴۵	-۰/۷۳۴	-۷/۹۳۶	۰/۴۹۸	-۲/۳۳۲
Median میانه	۱۲/۳۹۸	-۰/۷۷۹	-۶/۱۸۳	۰/۴۴۴	-۲/۴۵۰
Std.Dev. انحراف معیار	۰/۲۹۸	-۱/۱۱۹	۸/۹۱۴	۰/۳۴۴	۲/۰۵۶
Correlation: LGDP	۱	-/۲۵۰	۰/۳۹۴	۰/۲۳۳	۰/۸۶۶

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، همبستگی بین LGDP و LTR، R، LK و LDLR به ترتیب برابر با ۰/۲۵۰-، ۰/۳۹۴، ۰/۲۳۳ و ۰/۸۶۶ است که لگاریتم شاخص توسعه مالی، از بالاترین همبستگی در بین متغیرهای پژوهش برخوردار است.

روش پژوهش

تخمین مدل (۱) در دو حالت انجام می‌شود: ۱) بررسی رفتار متغیر رشد اقتصادی در چارچوب

تک‌معادله‌ای؛ ۲) بررسی رفتار رشد اقتصادی در چارچوب سیستم معادله. در حالت اول، با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در حالت دوم نیز از روش تجزیه واریانس به منظور شناسایی سهم بی‌ثباتی هر یک از متغیرهای الگو، مانند توسعه مالی، نرخ بهره، ارزش تجارت و تشکیل سرمایه ثابت در توجیه نوسانات متغیر رشد اقتصادی استفاده می‌شود.

۱) تخمین مدل به روش ARDL

تجزیه و تحلیل از طریق روشARDL ، مبتنی بر تفسیر سه معادله پویا، بلندمدت و تصحیح خطا است. قبل از تخمین مدل و تجزیه و تحلیل آن بهتر است که پایایی متغیرهای مدل فوق مورد بررسی قرار گیرد. نتایج پایایی متغیرهای مدل در جدول (۲) بیان شده است.

جدول (۲): بررسی پایایی متغیرهای الگو طبق آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	مقادیر آماره‌های برآوردی دیکی فولر			
	در سطح		در تفاضا مرتبه اول	
	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
LGDP	۱/۶۹	-۱/۱۷	-۳/۷۵	-۵/۵۶
LDLR	-۰/۵۴	-۳/۱۳	-۳/۹۳	-۴/۰۴
R	-۳/۲۸	-۳/۳۸	-۶/۵۱	-۶/۵۸
LTR	-۱/۵۷	-۰/۶۱	-۴/۳۶	-۴/۸۰
LK	-۲/۰۹	-۲/۳۹	-۵/۱۰	-۵/۰۱
مقادیر بحرانی در سطح ۱٪	-۳/۶۶	-۴/۳۱	-۳/۶۵	-۴/۲۸
مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	-۲/۹۶	-۳/۵۷	-۲/۹۵	-۳/۵۶

فرض صفر، یعنی وجود ریشه واحد برای کلیه متغیرها به جز متغیرهای LGDP و LK، در حالت سطح رد می‌شود. دو متغیر مذکور نیز پس از یک بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. بنابراین با توجه به اینکه تقریباً تمامی متغیرهای الگو، هم‌انباشته از درجه یک هستند؛ برای برآورد الگو می‌توان از روش

ARDL استفاده کرد.[۱]

بدون داشتن هر گونه اطلاعات مقدماتی درباره جهت ارتباط بلندمدت بین رشد اقتصادی و توسعه مالی، معادله خودرگرسیونی زیر تخمین زده می‌شود:

$$\Delta LGDP_t = a_{0LGDP} + \sum_{i=1}^{n} b_{iLGDP}\Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{iLGDP}\Delta LDLR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{iLGDP}\Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} e_{iLGDP}\Delta LTR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} f_{iLGDP}\Delta LK_{t-i} + \lambda_{1LGDP}LGDP_{t-1} + \lambda_{2LGDP}LDLR_{t-1} + \lambda_{3LGDP}R_{t-1} + \lambda_{4LGDP}LTR_{t-1} + \lambda_{5LGDP}LK_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (٤)$$

که پارامترهای b، c، d، e و f ضرایب کوتاه‌مدت و λها ضرایب فزاینده بلندمدت تحت مدل ARDL هستند. این معادله به معادله پویا معروف می‌باشد که نتایج حاصل از تخمین این معادله، در جدول (۳) خلاصه شده است.

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد معادله پویا به منظور تعیین وقفه بهینه

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t [احتمال]
LGDP(-1)	۰/۴۳۴	۰/۱۱۱	۳/۹۲۹ [۰/۰۰۰]
LDLR	۰/۰۹۵	۰/۰۱۶	۵/۸۹۲ [۰/۰۰۰]
LTR	۰/۱۳۱	۰/۰۴۶	۲/۸۲۸ [۰/۰۰۸]
LK	۰/۱۸۷	۰/۰۴۹	۳/۷۵۴ [۰/۰۰۱]
Constant	۷/۲۷۸	۱/۳۹۳	۹/۲۲۴ [۰/۰۰۰]
R^2	۰/۹۷۷	$\overline{R}^2$	۰/۹۷۳
F-stat. F(5, 29)	۳۰۲/۵۴ [۰/۰۰۰]	Durbin's h- statistic	۱/۴۷۵ [۰/۱۴۰]

با توجه به جدول (۳)، مقدار ضریب تعیین مدل بیش از ۰/۹۵ است که بیانگر خوبی برازش آن

1. با توجه به اینکه یکی از خصوصیات الگوی ARDL این است که متغیرهای دخیل در الگو، باید درجه انباشتگی از صفر I(0) تا یک I(1) را دارا باشند، پس می‌توان از این روش برای تخمین روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده کرد (گجراتی، ۱۹۹۵).

می‌باشد. از بررسی احتمال آماره اچ- دوربین (h-w) برای این الگو می‌توان نتیجه گرفت که این الگو با مشکل خودهمبستگی مواجه نیست. همچنین مقدار احتمال آماره F نشان می‌دهد که الگوی تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی با احتمال بیش از ۹۹ درصد، از نظر آماری معنادار است.

ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی دوره گذشته، برابر با ۰/۴۳ بوده که حتی در سطح معنی‌داری یک درصد نیز معنادار است. این ضریب نشان می‌دهد که تأثیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی دوره گذشته بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص رشد، مثبت و معنی‌دار است و چنین نتیجه‌ای با این واقعیت سازگاری دارد که بهترین تبیین‌کننده هر متغیر، گذشته خود آن متغیر است.

شاخص در نظر گرفته شده برای توسعه بازار مالی(LDLR) در این الگو، بر رشد اقتصادی اثر مثبت دارد و بیانگر تأثیر مثبت توسعه مالی بر بخش واقعی (تولید ناخالص داخلی) است. دلیل آن می‌تواند هزینه کردن اعتبارات در فعالیت‌های مولد باشد که تأییدی بر کارایی و نظارت بیشتر در سیستم بانکی کشور در طول سال‌های اخیر است و می‌تواند دلیل کاهش معوقات بانکی باشد؛ زیرا یکی از شرایط وجود بخش مالی کارا و فعال که می‌تواند بر بخش واقعی اقتصاد تأثیر بگذارد، نظارت بر فعالیت بخش خصوصی و دولتی به منظور اجرای صحیح سرمایه‌گذاری‌های انجام شده از منابع مالی است (اکبریان و همکاران، ۱۳۸۸). از سوی دیگر، می‌توان ضریب شاخص توسعه مالی را به عنوان کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به توسعه مالی تفسیر کرد که در این حالت، مقدار این کشش کوچک‌تر از واحد (۰/۰۵۳) است که بیانگر حساسیت بسیار کم رشد اقتصاد ایران به بهبود وضعیت مالی کشور است. گرچه یافته‌های این مطالعه، بر تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران تأکید می‌کند، ولی این تأثیر چندان قابل توجه نیست. در واقع، می‌توان گفت که این مطالعه نیز تا حدودی نتایج سایر مطالعات درباره تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران را مورد تأیید قرار می‌دهد. زیرا یافته‌های این مطالعات، اغلب بیانگر عدم تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران یا اثر منفی آن بر رشد اقتصادی هستند و برخی دیگر نیز رشد اقتصادی را بر توسعه مالی مؤثر می‌دانند. شفیعی و همکاران (۱۳۸۵) در پژوهش خود بیان می‌کنند که کاهش درآمدهای نفتی، باعث کاهش درآمدهای دولت می‌شود. راستی (۱۳۸۸) استدلال می‌کند که استفاده از درآمدهای نفتی در کشورهای عضو اوپک، موجب عدم نیاز آنها به رشد و توسعه مالی شده است و به عبارت دیگر، رشد اقتصادی این کشورها ناشی از سایر عوامل

مانند صادرات نفت یا تشکیل سرمایه ناشی از درآمدهای ارزی نفتی، بوده است. بنابراین، رشد اقتصادی در ایران بیشتر به رشد درآمدهای نفتی بستگی دارد تا سایر متغیرهای اقتصادی.

ضریب برآورد شده برای متغیر لگاریتم نسبت کل صادرات به تولید ناخالص داخلی (LTR) با مقدار حدود ۰/۱۳، بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار شاخص باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی است و حساسیت کم تولید ناخالص داخلی نسبت به تغییرات حجم تجارت خارجی را نشان می‌دهد، ولی این حساسیت نسبت به حساسیت توسعه مالی بیشتر است، که دلیل این امر می‌تواند ناشی از اثر تعامل و رقابت با بازارهای جهانی و بهبود تکنولوژی مورد استفاده در کشور باشد. بنابراین هر چه اقتصاد کشور بازتر باشد، به واسطه رقابت با سایر کشورها و نیز انتقال تکنولوژی، میزان بهره‌وری و در نتیجه رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

همچنین ضریب متغیر نرخ بهره واقعی (R) نیز به دلیل بی‌معنی بودن، در سطح اطمینان پنج درصد از مدل حذف شد و تجزیه و تحلیل آن انجام نمی‌شود.[1] در پیوست (۱)، برآوردی از مدل همراه با متغیر نرخ بهره واقعی (R) به منظور بررسی و شناخت مشکل ایجاد شده توسط این متغیر در مدل بیان شده است.

ضریب برآورد شده برای لگاریتم سرانه موجودی سرمایه ثابت، برابر با ۰/۱۸۸ است که مثبت و معنی‌دار می‌باشد و کم کشش بودن تولید ناخالص داخلی نسبت به موجودی سرمایه ثابت سرانه را نشان می‌دهد. مقدار این کشش، نسبت به دو متغیر دیگر بزرگ‌تر است که حساسیت بیشتر رشد اقتصادی ایران نسبت به تغییرات در سرانه موجودی سرمایه ثابت را نشان می‌دهد.

پس از تخمین معادله پویا، باید با انجام آزمون F از وجود رابطه بلندمدت اطمینان حاصل کرد. برای انجام آزمون مورد نظر، فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرض مقابل آن در معادله فوق به صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0 \\ H_1 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 \neq 0 \end{cases}$$

مقدار آماره F مرتبط با این آزمون، با $F_{LGP}(LGDP \mid LDLR, R, LTR, LK)$ نشان داده می‌شود. آماره F توزیع غیراستاندارد دارد و به سه پارامتر وابسته است: اولاً، متغیرهای دخیل در

1. به منظور حذف این متغیر، از آزمون Wald نیز استفاده شد که به دلیل قابل قبول بودن مقدار آماره خی دو (۰/۲۰۹) از معادله (۱) حذف گردید.

الگوی ARDL ، درجه انباشتگی از صفر I(0) تا یک I(1) را دارا هستند. دوم اینکه، الگوی ARDL، عرض از مبدأ و (یا) متغیر روند را دارا باشد یا خیر، و سوم اینکه، متغیرهای توضیحی در الگوی مذکور چه تعداد باشند.[1]

مقدار این آماره، برابر با ۱۵/۴۴۲ است که از محدوده مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و شین (ابریشمی و مهرآرا، ۱۳۸۱: ۱۸۱-۲۰۹) در دو سطح ۹۹ درصد [I(0)=7.057, I(1)=7.815] و ۹۵ درصد [I(0)=5.776, I(1)=6.732] بیشتر است و رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد. یعنی وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، می‌توان روابط بلندمدت را تفسیر کرد. نتایج حاصل از این رابطه بلندمدت در زیر بیان شده است.

$$LGDP = 12.865 + 0.169 * LDLR + 0.232 * LTR + 0.330 * LK$$
$$(115.61)\quad (14.818)\qquad (2.574)\qquad (5.555)$$

همان‌طور که این برآورد نشان می‌دهد، ضرایب کلیه متغیرهای توضیحی در سطح معنی‌داری یک درصد معنی‌دار هستند. نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که توسعه مالی، رابطه مستقیمی با رشد اقتصادی دارد که این نتیجه، مبتنی بر مباحث نظری مربوط به رابطه رشد و توسعه مالی است. متغیرهای درجه باز بودن تجارت (LTR) و انباشت سرمایه ثابت سرانه (LK) نیز بر رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری دارند، به‌طوری که متغیر انباشت سرمایه سرانه، بیشترین تأثیر و کشش بلندمدت (۰/۳۳) بر رشد اقتصادی را در سطح معنی‌داری یک درصد دارد.

در ادامه به منظور بررسی اینکه تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در تولید به سمت تعادل بلندمدت چگونه انجام می‌شود، از مدلECM استفاده شده است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت تولید به منظور رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود و به عبارت دیگر، چند دوره طول می‌کشد تا تولید، به روند بلندمدت خود بازگردد. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول زیر بیان شده است. ضریب جمله تصحیح خطا در این

1. بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت برای الگوی تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی، با استفاده از روش "پسران و همکاران" و جداول مقادیر بحرانی ارائه شده توسط آنها انجام شده است. برای مطالعه بیشتر درباره این روش، به کتاب اقتصادسنجی کاربردی، تألیف دکتر حمید ابریشمی و دکتر محسن مهرآرا (۱۳۸۱) رجوع شود.

مدل، ۰/۵۶- به دست آمده است؛ یعنی در هر دوره کوتاه‌مدت، ۵۶ درصد از عدم تعادل (یا انحراف از روند بلندمدت) در تولید تعدیل می‌شود و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌گردد که روند تعدیل مناسبی می‌باشد و تقریباً با واقعیت‌های اقتصاد ایران هماهنگ است و شفیعی و همکاران نیز در پژوهش خود به مقدار حدود ۳۰ درصد برای اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۲ دست یافته‌اند.

$$\Delta LGDP = 7.278 + 0.095 * \Delta LDLR + 0.131 LTR + 0.187 \Delta LK - 0.566 ECM(-1)$$
$$(5.224)\ (5.892) \qquad (2.828) \qquad (3.754) \qquad (-5.118)$$
$$\text{R - Bar - Squared} = 0.518 \quad \text{F - stat. F}(4,\ 29) = 9.873\ [.000] \quad \text{DW - statistic} = 1.613$$

ecm = LGDP −۰/۱۶۹ *LDLR−۰/۲۳۲*LTR −۰/۳۳۰ *LK−۱۲/۸۶۵*C

همچنین معنادار بودن ضریب تصحیح خطا در مدل تصحیح خطا، بیانگر درون‌زایی متغیر وابسته است. ضرایب کوتاه‌مدت این الگو به دلیل نبود وقفه برای متغیرهای توضیحی در مدل تعیین وقفه بهینه، برابر با ضرایب مدل تعیین وقفه بهینه است.

تجزیه واریانس

در تجزیه و تحلیل، از مدل اولیه، یعنی مدلی که همراه با متغیر نرخ بهره حقیقی است، به منظور تجزیه و تحلیل کلیه عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل آثار متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو، با استفاده از روش‌های تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل انجام می‌شود. روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری نشان می‌دهد، از این رو، این روش را می‌توان آزمون علیت گرنجر خارج از دوره نمونه نامید. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر، در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. به عنوان مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود، به‌طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی، فقط طبق تکانه‌های وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده، به متغیرهای الگو تقسیم می‌شود؛ بدین ترتیب قادر

خواهیم بود سهم هر متغیر را بر تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه‌گیری کنیم (شفیعی، ۱۳۸۵).

نتایج حاصل از تجزیه واریانس برای متغیر رشد اقتصادی، در یک افق زمانی بیست‌ساله در جدول (۶) بیان شده است. با توجه به نتایج حاصله می‌توان گفت که سهم بی‌ثباتی متغیر LGDP که در ستون سوم (از سمت راست) نشان داده شده است، در توجیه نوسانات خود در کوتاه‌مدت با افق زمانی پنج‌ساله، ۷۹/۴ درصد، در میان‌مدت با افق زمانی ده‌ساله، ۵۳/۳ درصد و در بلندمدت با افق زمانی بیست‌ساله، ۴۳/۴ درصد است. متغیر LDLR در کوتاه‌مدت ۲/۸ درصد، در میان‌مدت ۱۱/۶ درصد و در بلندمدت ۹۶/۵ درصد است. سهم بی‌ثباتی متغیر LGDP در توجیه نوسانات رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت، ۹/۹ درصد، در میان‌مدت ۵/۵ درصد و در بلندمدت، ۰/۲۴ درصد است. سهم بی‌ثباتی متغیر LTR در توجیه تغییرات رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت، ۸/۹ درصد، در میان‌مدت، ۱۳/۷ درصد و در بلندمدت ۱۵/۵ درصد است. سهم بی‌ثباتی متغیر نرخ بهره حقیقی (R) نیز در کوتاه‌مدت، ۳/۶ درصد، در میان‌مدت، ۹/۴ درصد و در بلندمدت، ۱۰/۴ درصد است.

جدول (٦): نتایج حاصل از تجزیه واریانس برای متغیر LNY

R	LTR	LK	LDLR	LGDP	S.E.	Period
0	0	0	0	100	0.059512	1
0.151981	0.07518	1.050204	0.231231	98.4914	0.102567	2
0.127423	0.046901	6.84678	0.729121	92.24978	0.13662	3
0.698833	0.037159	9.067045	1.042837	89.15413	0.164839	4
3.65128	0.369719	13.81742	2.796672	79.36491	0.189755	5
1.157379	0.13224	7.695362	1.199965	89.81506		میانگین ۵ دوره
7.28384	0.941943	17.5509	5.152828	69.07049	0.216396	6
9.563316	1.405622	19.6168	7.680125	61.73414	0.24497	7
10.06646	1.615445	21.44205	9.7927	57.08335	0.274222	8
9.750537	1.618483	22.74201	11.01103	54.87794	0.301999	9
9.42659	1.570763	23.95456	11.76894	53.27914	0.327124	10
5.635584	0.853468	15.12086	5.578387	72.8117		میانگین ۱۰ دوره
9.411961	1.536632	25.08866	12.35268	51.61008	0.349471	11
9.708361	1.548571	25.98957	12.91814	49.83535	0.370017	12
10.09996	1.60118	26.69247	13.50462	48.10177	0.389762	13
10.36307	1.653581	27.19223	14.0395	46.75162	0.40897	14
10.42961	1.678991	27.56454	14.4671	45.85976	0.427579	15
10.37406	1.67724	27.88789	14.77086	45.28995	0.44537	16
10.30969	1.664709	28.19282	14.98522	44.84757	0.46217	17
10.30589	1.656776	28.48783	15.16479	44.38471	0.478049	18
10.36726	1.65928	28.75147	15.34102	43.88098	0.493267	19
10.45228	1.6698	28.96856	15.51964	43.38972	0.508089	20
8.028547	1.26463	21.62652	10.17206	58.90825		میانگین ۲۰ دوره

منبع: محاسبات پژوهش

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در مقاله حاضر، تلاش شد تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار گیرد. به لحاظ نظری، رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی، رابطه‌ای مستقیم است، اما از نظر تجربی این دیدگاه نظری در دوره‌های زمانی متفاوت و اقتصادهای مختلف، آثار مثبت و منفی دارد. حتی در برخی از مطالعات تجربی که برای یک کشور توسعه‌یافته در دوره‌های زمانی مختلف انجام شده است، هر دو نتیجه به دست آمده است که نشان می‌دهد در کشورهایی که از یک سیستم مالی پیشرفته برخوردار هستند و از لحاظ اقتصادی نیز به سطح مناسبی از توسعه دست یافته‌اند، توسعه مالی در بعضی از دوره‌های زمانی به دلیل عواملی ایجاد می‌شود که بر رشد اقتصادی اثر منفی دارند (همانند تورم شدید در یک دوره زمانی خاص و غیره) که در نتیجه، توسعه مالی نیز بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد.

نتایج حاصل از مطالعه حاضر نشان می‌دهد که توسعه مالی، اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت GDP واقعی سرانه اقتصاد نسبت به شاخص توسعه مالی بسیار کم است و حساسیت کم تولید واقعی اقتصاد ایران نسبت به تغییرات در شاخص توسعه مالی را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، اقتصاد ایران فاقد سازوکارهای درونی و پویای رشد می‌باشد و رشد اقتصادی عمدتاً از طریق تزریق منابع برون‌زا، همانند درآمدهای ارزی حاصل از نفت به اقتصاد حاصل شده است. متغیر دیگری که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفت، درجه باز بودن تجارت بود که این متغیر نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد و افزایش قدرت رقابت‌پذیری اقتصاد ایران به دلیل توسعه تجارت را نشان می‌دهد. بالاترین کشش‌ها در مدل مورد بررسی، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به موجودی سرمایه ثابت سرانه مربوط بود که بیانگر تأثیر عمده موجودی سرمایه ثابت بر رشد اقتصادی ایران است.

منابع

الف) فارسی

ابریشمی، حمید و محسن مهرآرا (۱۳۸۱) اقتصادسنجی کاربردی (با رویکردهای نوین) مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.

اکبریان، رضا و سیدمحسن حیدری‌پور (۱۳۸۸) بررسی تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵، پژوهشنامه اقتصادی، سال نهم، شماره سوم، صص ۶۳-۴۳.

پیرایی، خسرو و علیرضا پورفرج (۱۳۸۳) اثر تغییر ساختار تأمین مالی بودجه بر رشد اقتصادی در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۵، صص ۱۸۵-۲۱۲.

درگاهی، حسن و امرالله قدیری (۱۳۸۲) تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده رشد - اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درون‌زا)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۶، صص۱-۳۳.

راستی، محمد (۱۳۸۸) بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک: آزمون فروض پاتریک، بررسی‌های بازرگانی، شماره ۳۸ .

شفیعی، افسانه؛ برومند، شهزاد و تشکینی، احمد (۱۳۸۵) آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۶ (پیاپی ۲۳)، صص ۸۱-۱۱۲.

شیوا، رضا (۱۳۸۰) اثر تأمین مالی در درازمدت بر رشد و توسعه اقتصادی ایران، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۴، صص ۳۳-۶۵.

عصاری، عباس؛ علیرضا ناصری و مجید آقایی خوندابی (۱۳۸۸) توسعه مالی و رشد اقتصادی: مقایسه کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرنفتی درحال‌توسعه، با استفاده از روش گشتاورهای (GMM)تعمیم‌یافته، تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۲، صص۱۴۱-۱۶۱.

عصاری، عباس؛ علیرضا عصاری و مجید آقایی خوندابی (۱۳۸۸) تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک (OPEC)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره ۳، صص ۲۹-۵۱.

گجراتی، دامودار (۱۹۹۵) مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.

نظیفی، فاطمه (۱۳۸۳) توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، پژوهشکده امور اقتصادی، سال چهارم، شماره ۳، صص ۹۷-۱۲۹.

متمنی، مانی (۱۳۸۸) بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران، بررسی‌های بازرگانی، شماره ۳۴ فروردین و اردیبهشت ۸۸ .

مهرآرا، محسن و حسین طلاکش نائینی (۱۳۸۸) بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب با روش داده‌های تلفیقی پویا (۲۰۰۳-۱۹۷۹)، مجله دانش و توسعه (علمی- پژوهشی)، سال ۱۶، شماره ۲۶.

میرمطهری، سیداحمد (۱۳۸۶) آزمون رابطه میان رشد اقتصادی و ساختار مالی ایران، پژوهشنامه اقتصادی شماره ۷ (پیاپی ۲۴)، صص ۱۰۳-۱۱۶.

ب) انگلیسی

Alfranca, Oscar and Miguel-Angel Galindo (2006) Fiscal policy, income distribution and growth with environmental restrictions, Int. J. Public Policy, Vol. 1, No. 3.

Ang, James B. (2008) What are the mechanisms linking financial development and economic growth in Malaysia?, Economic Modelling 25 (2008), pp: 38–53.

Anwar, Sajid & Lan Phi Nguyen (2009) Financial development and economic growth in Vietnam, J Econ Finan, DOI 10.1007/s12197-009-9106-2.

Bena, Jan and Štěpán Jurajda (2007) Financial Development and Growth in Direct Firm-Level Comparisons, Working Paper Series 317, CERGE-EI, Prague.

Calderon, Cesar and Lin Liu (2003) The direction of causality between financial development and economic growth, Journal of Development Economics 72, pp: 321–334.

Carneiro de Matos, O. (2002) Financial Development and Economic Growth in Brazil: Causality Evidences, Brazilian Central Bank Working Paper N. 49.

Castaño Martínez, Soledad; Yolanda Fernández Jurado, Carlos Martínez de Ibarreta Zorita and Antonio Rúa Vieites (2006) Fiscal policy and economic growth: European Union experience, Int. J. Public Policy, Vol. 1, No. 3.

Christopoulos, Dimitris K.and Efthymios G. Tsionas (2004) Financial development and economic growth: evidence from panel unit root and cointegration tests, Journal of Development Economics 73, pp: 55–74.

Fasano, Ugo and Qing Wang (2001) Fiscal Expenditure Policy and Non-Oil Economic Growth: Evidence from GCC Countries, IMF working paper/01/195.

Fisman, Raymond and Inessa Love (2004) Financial Development and Growth in the Short- and Long-Run, World Bank Policy Research Working Paper 3319.

Fung, Michael K. (2009) Financial development and economic growth: Convergence or divergence?, Journal of International Money and Finance 28, pp: 56–67.

Goldsmith, R.W. (1969) Financial Structure and Development, Yale Univ Press, New Haven, CT.

Güryay, Erdal; Okan Veli Şafakli and Behiye Tüzel (2007) Financial Development and Economic Growth: Evidence from Northern Cyprus, International Research Journal

of Finance and Economics - Issue 8, pp: 57-62.
Heston, A. (1994) A brief review of some problems in using national accounts data in level of output comparisons and growth studies, Journal of Development Economics, 44, pp: 29–52.
Hung, Fu-Sheng (2009) Explaining the nonlinear effects of financial development on economic growth, J Econ, 97, pp: 41–65.
Jha, Sailesh K. (1999) Fiscal Policy, Income Distribution, and Growth, Asian Development Bank, EDRC Report Series NO. 67.
Khalifa Al-Yousif, Yousif (200) Financial development and economic growth another look at the evidence from developing countries, Review of Financial Economics 11, pp:131–150.
Kendall, Jake (2009) Local Financial Development and Growth, World Bank Policy Research Working Paper No. 4838.
Liang, Qi and Jian- Zhou Teng (2006) Financial Development and Economic Growth: Evidence from China, China Economic Review 17, pp: 395-411.
Luintel, Kul B and Mosahid Khan (1999) A quantitative reassessment of the finance–growth nexus: evidence from a multivariate VAR, Journal of Development Economics, Vol. 60, pp: 381–405.
Liu, Wan-Chun and Chen-Min Hsu (2006) The role of financial development in economic growth: The experiences of Taiwan, Korea, and Japan" Journal of Asian Economics 17, pp: 667–690.
McKinnon, R.I. (1973) Money and Capital in Economic Development" Brookings Institution, Washington, DC.
Nahum, Ruth-Aïda (2005) Income Inequality and Growth: A Panel Study of Swedish Counties 1960-2000, Working paper 8.
Patrick, H.T. (1966) Financial development and economic growth in underdeveloped countries, In: Coats, W.L., Jr., Khathhate, D.R. _Eds.., Reprinted in Money, and Monetary Policy in Less Developed Countries. Pergamon, 1980.
Peter L. Rousseau and Paul Wachtel (2000) Inflation, Financial Development and Growth, Working Paper Series.
Rousseau, Peter L and Hakan Yilmazkuday (2002) Inflation thresholds and the finance–growth nexus, Journal of International Money and Finance, 21, 777–793.
Schumpeter, J. A. (1911) The Theory of Economic Development, Harvard Univ. Press Cambridge, MA.
Shaw, E.S. (1973) Financial Deepening in Economic Development, Oxford Univ, Press New York.
Yang, Yung Y. and Myung Hoon Yi (2008) Does financial development cause economic growth? Implication for policy in Korea, Journal of Policy Modeling 30, pp: 827–840.

پیوست (۱)

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LGDP
34 observations used for estimation from 1353 to 1386

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LGDP(-1)	.46171	.071720	6.4376[.000]
LTR	.27855	.042673	6.5276[.000]
LK	.58102	.098578	5.8940[.000]
R	.2783E-3	.8697E-3	.32000[.751]
LDLR	.052654	.0087441	6.0217[.000]
C	.99736	.11016	9.0534[.000]

R-Squared	.97046	R-Bar-Squared	.96519
S.E. of Regression	.036160	F-stat. F(5, 28)	183.9785[.000]
Mean of Dependent Variable	1.6053	S.D. of Dependent Variable	.19380
Residual Sum of Squares	.036611	Equation Log-likelihood	67.9300
Akaike Info. Criterion	61.93	Schwarz Bayesian Criterion	57.3509
DW-statistic	1.9138	Durbin's h-statistic	.27656[.782]

Diagnostic Tests

* Test Statistics	* LM Version	* F Version	*
* A:Serial Correlation	*CHSQ(1)= .011601[.914]	*F(1, 27)= .0092154[.924]	*
* B:Functional Form	*CHSQ(1)= .34058[.559]	*F(1, 27)= .27319[.605]	*
* C:Normality	*CHSQ(2)= 1.3423[.511]	* Not applicable	*
* D:Heteroscedasticity	*CHSQ(1)= .41983[.517]	*F(1, 32)= .40007[.532]	*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dLGDP
34 observations used for estimation from 1353 to 1386

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLTR	.27855	.042673	6.5276[.000]
dLK	.58102	.098578	5.8940[.000]
dR	.2783E-3	.8697E-3	.32000[.751]
dDLR	.052654	.0087441	6.0217[.000]
dC	.99736	.11016	9.0534[.000]
ecm(-1)	-.53829	.071720	-7.5055[.000]

List of additional temporary variables created:
dLGDP = LGDP-LGDP(-1)
dTR = TR-TR(-1)
dLK = LK-LK(-1)
dR = R-R(-1)
dLDLR = LDLR-LDLR(-1)
dC = C-C(-1)
ecm = LGDP -.51748*LTR -1.0794*LK -.5170E-3*R -.097817*LDLR -1.8528*C

R-Squared .79687 R-Bar-Squared .76060
S.E. of Regression .036160 F-stat. F(5, 28) 21.9691[.000]
Mean of Dependent Variable .0063858 S.D. of Dependent Variable .073904
Residual Sum of Squares .036611 Equation Log-likelihood 67.9300
Akaike Info. Criterion 61.9300 Schwarz Bayesian Criterion 57.3509
DW-statistic 1.9138

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLNY and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LGDP
34 observations used for estimation from 1353 to 1386

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LTR	.51748	.097915	5.2850[.000]
LK	1.0794	.10241	10.5395[.000]
R	.5170E-3	.0016303	.31714[.753]
DLR	.097817	.016619	5.8858[.000]
C	1.8528	.091509	20.2474[.000]