مدلسازی اقتصادی
Economic Modelling
دوره ۱۶. شماره ۵۷. بهار ۱۴۰۱ صفحه‌های ۶۷ تا ۸۵.

علمی

آزمون تجربی فرضیه منحنی کوزنتس مالی برای ایران[1]

محبوبه فراهتی*، لیلا سلیمی**

DOI: 10.30495/ECO.2022.1947144.2605

تاریخ دریافت:
۱۴۰۰/۰۹/۲۲
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۱/۰۲/۲۹

طبقه‌بندی JEL:
O15, O11, O40

واژگان کلیدی:
رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، توسعه مالی

چکیده

هدف این مقاله آزمون تجربی فرضیه منحنی کوزنتس مالی با استفاده داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۷- ۱۳۶۱ در اقتصاد ایران است. بدین منظور، سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی و ضریب جینی به‌ترتیب، به‌عنوان شاخص‌هایی از رشد اقتصادی و نابرابری درآمد مورد استفاده قرار گرفته‌اند. افزون‌بر این، با به‌کارگیری روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، چندین شاخص توسعه مالی برای ایجاد یک شاخص کلی (ترکیبی) ادغام شده‌اند. نتایج حاصل از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی نشان می‌دهند که در بلندمدت، یک رابطه U معکوس میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد وجود دارد که فرضیه منحنی کوزنتس را تأیید می‌نماید. با ارتقای سطح توسعه مالی، نقطه بازگشت منحنی کوزنتس در سطح پایین‌تری از رشد اقتصادی قرار می‌گیرد. این یافته‌ها شواهدی دال بر تأیید فرضیه کوزنتس مالی بلندمدت برای ایران ارائه می‌دهند. براین اساس، پیشنهاد می‌شود که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی به موازات سیاست‌های رشدی، سطح توسعه مالی را با هدف توزیع عادلانه‌تر درآمد ارتقاء دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد لیلا سلیمی به راهنمای خانم دکتر محبوبه فراهتی در دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری دانشگاه سمنان است.

* استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: m.farahati@semnan.ac.ir
** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه سمنان، ایران، پست الکترونیکی: l_salimi73@semnan.ac.ir

۱. مقدمه

برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی همواره با این پرسش مواجه بوده‌اند که آیا رشد اقتصادی موجب افزایش نابرابری در توزیع درآمد می‌شود یا خیر. اقتصاددانان کلاسیک از قدیم اعتقاد داشتند که رشد اقتصادی به همراه توزیع درآمد امکان‌پذیر نیست. آنان معتقد بودند که یکی از شرایط لازم برای ایجاد رشد سریع اقتصادی، تشدید نابرابری در توزیع درآمد است؛ زیرا با توجه به اینکه تقریباً تمام درآمد گروه‌های کم‌درآمد صرف هزینه‌های مصرفی می‌گردد، رشد اقتصادی وابسته به پس‌انداز گروه‌های پردرآمد جامعه – که اساس سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کنند– است. طبق این استدلال، هر نظام اقتصادی که برپایه نابرابری بیشتر درآمد پایه‌گذاری شده باشد، در مراحل اولیه توسعه از رشد اقتصادی بالاتری نسبت به نظام اقتصادی طرح‌ریزی شده براساس توزیع عادلانه درآمدها برخوردار است (نیلی و فرح‌بخش، ۱۳۷۷: ۱۲۳).

براساس نظر کوزنتس[1] (۱۹۹۵) در مسیر توسعه اقتصادی، نابرابری درآمد نخست افزایش‌یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به‌تدریج کاهش می‌یابد؛ یعنی، در مرحله اولیه رشد، توزیع درآمد نابرابرتر می‌شود و با ادامه یافتن رشد اقتصادی توزیع درآمد به سمت برابری پیش می‌رود. بنابراین، براساس فرضیه کوزنتس ارتباط U معکوس شکل میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد وجود دارد.

در این راستا، فرضیه کوزنتس مالی توسط نیکلوسکی[2] (۲۰۱۳) مطرح شد که طبق این فرضیه رابطه U معکوس میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد و همچنین، رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد. این درحالی است که بایاردی و مورانا[3] (۲۰۱۶) فرضیه کوزنتس مالی را ارتباط معکوس میان توسعه مالی و نقطه بازگشت منحنی کوزنتس می‌دانند.

توسعه مالی هم از طریق رشد اقتصادی و هم از طریق افزایش دسترسی به اعتبارات می‌تواند بر الگوی توزیع درآمد مؤثر باشد. گرین‌وود و جوانویک[4] (۱۹۹۰) اندازه واسطه‌های مالی و رشد اقتصادی را به‌طور درونزا و تفکیک‌ناپذیری به یکدیگر وابسته می‌دانند. ارتباط تنگاتنگ میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در این مدل با دیدگاه گلداسمیت[5]، مک‌کینون[6] و شاو[7] سازگار است و در عین حال، در آن شرایطی مشابه فرضیه کوزنتس تحقق می‌یابد؛ به این معنا که جامعه در مسیر گذار از جامعه ابتدایی با نرخ رشد اقتصادی پایین به جامعه توسعه‌یافته با نرخ رشد اقتصادی سریع، دوره‌ای موقت از گسترش شکاف میان فقیر و غنی و افزایش نابرابری درآمد را تجربه می‌کند. بنابراین، طبق این دیدگاه رابطه U معکوس شکلی میان توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد. رابطه میان توسعه مالی و نابرابری درآمدی برای سیاست‌گذاران از آن جهت اهمیت دارد که می‌توانند چگونگی تأثیرگذاری سیاست‌ها را بر توزیع درآمد بررسی نمایند و در صورتی‌که توسعه مالی باعث کاهش نابرابری درآمدی گردد، سیاست‌ها به سمت ایجاد و گسترش مؤسسات مالی بهتر و کاراتر سوق پیدا می‌کند (پیرایی و بلیغ، ۱۳۹۴: ۲).

[1] Kuznets
[2] Nikoloski
[3] Baiardi & Morana
[4] Greenwood & Jovanovic
[5] GoldSmith
[6] McKinnon
[7] Shaw

هدف از مقاله این است که به پیروی از بایاردی و مورانا (۲۰۱۶) فرضیه منحنی کوزنتس مالی در ایران به‌صورت تجربی طی سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۹۷ بررسی شود. در ادامه، بعد از مقدمه در بخش دوم، ادبیات پژوهش مرور می‌شود؛ بخش سوم و چهارم به روش و یافته‌های پژوهش اختصاص یافته و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۲. مروری برادبیات تحقیق

سیمون‌کوزنتس در سال ۱۹۵۵ جامعه‌ای با دو بخش سنتی یا کشاورزی و مدرن یا صنعتی را درنظر گرفت و با استفاده از آمار و اطلاعات سه کشور انگلیس، آلمان و ایالات متحده آمریکا نشان داد که در گذار از اقتصاد سنتی به اقتصاد مدرن، نابرابری درآمد نخست افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به تدریج کاهش می‌یابد. به اعتقاد کوزنتس در مراحل اولیه توسعه با شکل‌گیری اقتصاد مدرن در کنار اقتصاد سنتی و با توجه به آنکه تعداد کمی از مردم توانایی انتقال به بخش مدرن را دارند. اختلاف سطح دستمزد میان دو بخش موجب افزایش نابرابری در توزیع درآمد می‌شود. در مراحل بعدی توسعه، تعداد بیشتری از مردم جذب بخش مدرن می‌شوند و به‌تدریج با توجه به کمیابی نیروی کار در بخش سنتی، سطح دستمزد در این بخش افزایش و با نزدیک شدن به سطح دستمزد بخش مدرن، نابرابری در توزیع درآمد کاهش می‌یابد. این الگو، بعداً به نام منحنی U- معکوس کوزنتس معروف شد. رابطه U معکوس میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را می‌توان به شکل معادله (۱) نشان داد:

$$y = a + bx + cx^2 \quad (۱)$$

که در آن، y و x به‌ترتیب، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی (درآمد سرانه) هستند. فرضیه کوزنتس زمانی صادق است که ضرایب x و x^2 به‌ترتیب، مثبت و منفی باشند. با ماکزیمم کردن معادله (۱) نسبت به x، درآمد سرانه در نقطه بازگشت منحنی کوزنتس به‌دست می‌آید:

$$x^* = -\frac{b}{2c} \quad (۲)$$

به پیروی از برادفورد[1] و همکاران (۲۰۰۵)، با مشتق‌گیری از معادله (۱) نسبت به زمان و جای‌گذاری معادله (۲) در آن خواهیم داشت:

$$\frac{\partial y}{\partial t} = (b + 2c)\frac{\partial x}{\partial t} \quad (۳)$$

$$\frac{\partial y}{\partial t} = \alpha(x - x^*)g$$

که در آن، $g \equiv \frac{\partial x}{\partial t}$ نرخ رشد درآمد سرانه واقعی و $\alpha \equiv 2c < 0$ است. با فرض $g > 0$، زمانی که $x < x^*$ است نابرابری افزایش می‌یابد و به ازای $x > x^*$ نابرابری کاهش می‌یابد. بایاردی و مورانا (۲۰۱۶) درآمد سرانه در نقطه بازگشت منحنی کوزنتس (x^*) را تابعی از توسعه مالی در نظر گرفته‌اند:

$$x^* = \lambda_0 + \lambda_1 f \quad (۴)$$

[1] Bradford

که در آن λ_1 و λ_0 پارامتر هستند. $\lambda_1 < 0$ بدان معناست که کشوری با بازارهای مالی توسعه‌یافته‌تر در مقایسه با کشوری با بازارهای مالی کمتر توسعه‌یافته در سطح درآمد سرانه پایین‌تری به نقطه بازگشت منحنی کوزنتس می‌رسد. حال با جای‌گذاری معادله (٤) در معادله (٣) خواهیم داشت:

$$\frac{\partial y}{\partial t} = \beta_1[(x - (\lambda_0 + \lambda_1 f)]g \quad (٥)$$

اگر از معادله (٥) نسبت به زمان انتگرال گرفته شود، با این فرض که نابرابری درآمد (y)، نرخ رشد درآمد سرانه (g) و توسعه مالی (f) در طول زمان ثابت می‌باشند، معادله (٦) به‌دست می‌آید که در آن t=1...,T و μ ثابت انتگرال است:

$$y_t = \mu + \beta_1[(x - (\lambda_0 + \lambda_1 f)]gt \quad (٦)$$

از آنجا که نابرابری درآمد (y)، نرخ رشد درآمد سرانه (g) و توسعه مالی (f) در طول زمان ثابت نیستند، معادله (٦) به‌صورت معادله (٧) بازنویسی می‌شود که در آن μ عرض از مبدا است:

$$y_t = \mu + \beta_1 x_t g_t + \beta_2 g_t + \beta_3 f_t g_t \quad (٧)$$

برای آنکه رابطه U معکوس میان نابرابری درآمد و رشد اقتصادی وجود داشته باشد، باید $\beta_1 \equiv 2\,\alpha < 0$ باشد. به‌علاوه، اگر $\beta_3 \equiv -\beta_1\,\lambda_1 < 0$ باشد، رابطه معکوس بین سطح توسعه مالی و نقطه بازگشت منحنی کوزنتس وجود دارد. همچنین،، $\beta_2 \equiv -\beta_1\,\lambda_0$ می‌تواند هرمقداری داشته باشد. با استفاده از ضرایب β_1، β_2 و β_3 می‌توان پارامترهای ساختاری λ_1 و λ_0 را به‌صورت $\lambda_1 \equiv \frac{-\beta_3}{\beta_1} < 0$ و $\lambda_0 \equiv \frac{-\beta_2}{\beta_1}$ به‌دست آورد. به‌طورخلاصه، منفی بودن ضریب β_1 دلالت‌بر تأیید فرضیه کوزنتس دارد. چنانچه ضرایب β_1 و β_3 همزمان منفی باشند، فرضیه کوزنتس مالی نیز تایید می‌شود.

در ادامه، مطالعات انجام‌شده داخلی و خارجی به‌اختصار مرور می‌شوند. جلیلیان و کرک پاتریک[1] (٢٠٠٢) برای منتخبی از کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه طی سال‌های١٩٩٠- ١٩٦٥ نشان داده‌اند نابرابری درآمد با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. همچنین،، نتایج رابطه U معکوس کوزنتس را تایید می‌کنند.

کلارک[2] و همکاران (٢٠٠٦) با استفاده از روش OLS و تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته و داده‌های ٨٣ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه طی سال‌های ١٩٩٥-١٩٦٠ نشان می‌دهند با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی نابرابری کاهش می‌یابد.

نیکولوسکی (٢٠١٠) با به‌کارگیری مدل پانل پویا برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه طی دوره زمانی ١٩٦٢-٢٠٠٦ نشان می‌دهد رابطه میان نابرابری و توسعه مالی به شکل U وارون است.

نیکولوسکی (٢٠١٣) با استفاده از داده‌های پانل برای کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته در دوره زمانی ١٩٦٢-٢٠٠٦ نشان می‌دهند رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری درآمد و همچنین،، میان نابرابری درآمد و رشد اقتصادی وجود دارد.

[1] Jalilian & Kirkpatrick
[2] Clarke

شهباز و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از مدل تصحیح خطا برای ایران طی سال‌های ۱۹۶۹–۲۰۱۱ نشان دادند، در کوتاه‌مدت توسعه مالی نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد؛ اما رشد اقتصادی نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. همچنین، طبق نتایج آزمون کرانه‌ها در بلندمدت رابطه میان توسعه مالی و نابرابری درآمد U معکوس شکل است.

آکان[1] و همکاران (۲۰۱۷) فرضیه منحنی کوزنتس مالی مبنی بر رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری درآمد را برای ۲۰ کشور اروپایی طی دوره زمانی ۱۹۶۲–۲۰۱۳ تایید نموده‌اند.

بایاردی و مورانا (۲۰۱۸) برای ۱۹ کشور منطقه یورو طی دوره زمانی ۱۹۸۵–۲۰۱۳ نشان می‌دهند، ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد به شکل U معکوس است و سطح توسعه مالی نیز روی نقطه بازگشت منحنی تاثیر منفی دارد که این نتیجه تاییدکننده فرضیه منحنی کوزنتس مالی است.

اوزدمیر[2] (۲۰۱۹) برای مجموعه‌ای از کشورها طی دوره زمانی ۱۹۹۳–۲۰۱۳ نشان می‌دهد فرضیه منحنی کوزنتس مالی مبنی بر رابطه U وارون میان توسعه مالی و نابرابری درآمد تایید نمی‌شود.

یونسی و بچتینیب[3] (۲۰۲۰) برای کشورهای گروه بریکس[4] طی دوره زمانی ۲۰۱۵–۱۹۹۵ نشان می‌دهند رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری درآمد و میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد وجود دارد.

کاویا و شجین[5] (۲۰۲۰) نشان می‌دهند طی سال‌های ۲۰۱۴– ۱۹۸۴ در کشورهای با درآمد بالا رابطه میان توسعه اقتصادی و نابرابری درآمد و همچنین، رابطه میان توسعه مالی و نابرابری درآمد U معکوس شکل است درحالی که در کشورهای با درآمد متوسط و درآمد بالا این روابط U شکل است. از طرفی رابطه معکوس میان نقطه بازگشت منحنی کوزنتس و سطح توسعه مالی برای کشورهای مورد نظر تایید نمی‌شود.

سالم و یارمحمدی (۱۳۹۰) با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی و داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۲–۱۳۸۶ نشان می‌دهند رابطه U معکوس شکل میان توسعه مالی و نابرابری درآمد در ایران وجود دارد.

جابری خسروشاهی و همکاران (۱۳۹۱) با به‌کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۲– ۱۳۸۷ نشان می‌دهند در بلندمدت فرضیه U معکوس کوزنتس و فرضیه U معکوس گرین وود– جووانویچ برای ایران تایید می‌شود.

زراءنژاد و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از مدل تصحیح خطای غیرخطی و داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۰ –۱۳۹۰ نشان می‌دهند توسعه بازارهای مالی تا یک حدآستانه‌ای، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد و بعد از این حد آستانه‌ای، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد.

میرباقری هیر و شکوهی‌فرد (۱۳۹۵) برای منتخبی از کشورهای اسلامی طی دوره زمانی ۲۰۰۰–۲۰۱۴ نشان می‌دهند رابطه U معکوس شکل میان توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد.

آل عمران و شکوهی‌فرد (۱۳۹۵) برای منتخبی از کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی طی دوره زمانی ۲۰۰۱–۲۰۱۵ نشان می‌دهند رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد.

[1] Akan
[2] Özdemir
[3] Younsi & Bechtinib
[4] BRICS
[5] Kavya & Shijin

رضا قلی‌زاده و آقایی (۱۳۹۸) با استفاده از مدل پانل پویا و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان می‌دهند رابطه خطی و منفی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی در هر سه گروه استان‌های توسعه‌یافته، کمتر توسعه‌یافته و توسعه نیافته ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹٤ وجود دارد.

فراهتی و سلیمی (۱۳۹۹) با استفاده از مدل ARDL و داده‌های دوره زمانی ۱۳٦۱-۱۳۹۵ نشان می‌دهند در بلندمدت فرضیه‌ی گرین وود- جوانویک رد و فرضیه منحنی کوزنتس برای ایران تأیید می‌شود.

۳. تصریح مدل تجربی

در این پژوهش به پیروی از بایاردی و مورانا (۲۰۱٦) معادله رگرسیونی زیر طی سال‌های ۱۳٦۱-۱۳۹۷ به‌صورت تجربی برای ایران آزمون می‌شود:

(۸)

$$GINI_t = \alpha + \beta_1 EDG_t + \beta_2 G + \beta_3 FDG_t + \delta_1 GS_t + \delta_2 INF_t + \delta_3 INF_t^2 + \delta_4 U_t + \delta_3 INF_t^2 + \delta_4 U_t + \varepsilon_t$$

که درآن، GINI شاخص نابرابری درآمد، FD شاخص توسعه مالی، ED رشد اقتصادی (درآمد سرانه)، G نرخ رشد اقتصادی (نرخ رشد درآمد سرانه)، $EDG = ED \times G$ و $FDG = FD \times G$ است.

در این مطالعه، تکنیک تحلیل مؤلفه اصلی[1] (PCA) برای ایجاد یک شاخص کلی توسعه مالی از ترکیب سه زیرشاخص توسعه مالی به‌کار گرفته می‌شود که عبارتند از: نسبت تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (CPG)، نسبت تعهدات نقدی[2] سیستم بانکی یا نقدینگی (M_2) به تولید ناخالص داخلی (MG) و نسبت ارزش کل سهام مبادله‌شده به تولید ناخالص داخلی (TSG). این نسبت‌ها سه بعد مهم توسعه‌یافتگی بازارهای مالی (بازار پول و بازار سرمایه) را تبیین می‌کنند.

نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی پرکاربردترین و در عین حال، ساده‌ترین شاخص برای توسعه مالی است و نخستین‌بار، در مطالعات گلداسمیت (۱۹٦۹) و مک کینون (۱۹۷۳) به‌کار رفت. این شاخص بیانگر نسبت اندازه واسطه‌های مالی رسمی به فعالیت‌های اقتصادی است. معمولا، فرض می‌شود که اندازه واسطه‌های مالی به‌طور مثبت با خدمات مالی ارائه شده مرتبط است (سالم و عرب یارمحمدی، ۱۳۹۰: ۱۳۸).

همچنین، فرض می‌شود سیستم‌های مالی که اعتبارات بیشتر را به شرکت‌های خصوصی می‌دهند اصرار بیشتری به تحقیق و بازرسی از شرکت‌ها، اعمال کردن کنترل شرکتی، ارائه خدمات مدیریت ریسک، تجهیز پس‌اندازها و تسهیل معاملات دارند تا سیستم مالی که اعتبارات متمرکز خود را به دولت یا شرکت‌های تحت مالکیت دولت می‌پردازد (رفعت و جزی‌زاده، ۱۳۹۵: ۳۵).

نسبت ارزش کل سهام مبادله‌شده به تولید ناخالص داخلی، توانایی خرید و فروش آسان اوراق بهادار را نشان می‌دهد و بیان دیگری از عمق بازار مالی مبتنی بر اوراق بهادار (سهام) در کشور می‌باشد. هرقدر این نسبت بزرگتر باشد، به همان نسبت مبادله اوراق بهادار آسانتر انجام می‌گیرد (دادگر، ۱۳۸۸).

[1] Principal Component Analysis
[2] Liquidity Liabilities

نتایج تحلیل مؤلفه اصلی برای شاخص‌های توسعه مالی در جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به بخش پائینی جدول، سه مؤلفه اصلی PCA1، PCA2 و PCA3 به‌دست آمده است که هر یک از آنها به‌صورت یک ترکیب خطی از متغیرهای اولیه CPG، MG و TSG تعریف می‌شود. افزون بر این، مقادیر ویژه ماتریس واریانس-کواریانس متغیرهای اولیه در بخش بالایی جدول گزارش شده‌اند. هر یک از این مقادیر ویژه بیانگر واریانس یکی از مؤلفه‌های اصلی است و بردار ویژه (استانداردشده) مربوطه نیز بیانگر وزن‌ها یا ضرایب متغیرهای اولیه در ترکیب خطی تشکیل‌دهنده آن مؤلفه است. هریک از مؤلفه‌های اصلی، درصدی از کل واریانس متغیرهای اولیه را بازنمایی می‌کند (توضیح می‌دهد) که در بخش بالایی جدول گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مؤلفه‌های اصلی PCA1، PCA2 و PCA3 به‌ترتیب ۹۰/۸۵، ۸/۵۵ و ۰/۶ درصد از کل واریانس متغیرهای اولیه را توضیح می‌دهند. بر این اساس، اولین مؤلفه اصلی (PCA1) به‌تنهایی ۹۰/۸۵ درصد از کل واریانس یا تغییرپذیری متغیرهای اولی را توضیح می‌دهد و به‌عنوان شاخص کلی توسعه مالی انتخاب می‌شود.

جدول ۱. نتایج تحلیل مؤلفه اصلی برای شاخص‌های توسعه مالی

مؤلفه	مقدار ویژه (واریانس)	درصد واریانس (درصد)	درصد تجمعی واریانس (درصد)
PCA1	۰/۰۴۲۷۹۲۹	۹۰/۸۵	۹۰/۸۵
PCA2	۰/۰۰۴۰۲۵۸۵	۸/۵۵	۹۹/۴
PCA3	۰/۰۰۰۲۸۲۳۴۷	۰/۶	۱۰۰
مؤلفه‌های اصلی (بردارهای ویژه نرمال شده)			
متغیر اولیه	PCA1	PCA2	PCA3
CPG	۰/۵۵۰۷	۰/۸۰۸۸	-۰/۲۰۶۲
MG	۰/۸۳۲۹	-۰/۵۴۸۷	۰/۰۷۲۲
TSG	۰/۰۵۴۷	۰/۲۱۱۵	۰/۹۷۵۸

منبع: یافته‌های پژوهش

در این مطالعه، متغیرهای اندازه دولت (GS)، نرخ بیکاری (U) و نرخ تورم[1] (INF) به‌عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است. بیکاری از جمله عوامل مهمی است که بر توزیع درآمد اثرگذار است. بدیهی است که گروه کثیری از افراد زندگی خود را از طریق فروش منابع کاری خود تأمین می‌نمایند و عدم وجود فرصت‌های مناسب برای عرضه این عامل می‌تواند تأثیر بسزایی در وضعیت زندگی افراد، فقر و محرومیت و گسترش نابرابری داشته باشد. از این‌رو، هر چه میزان مشارکت نیروی کار فعال در فعالیت‌های اقتصادی کمتر باشد در نهایت میزان شدت فقر و نابرابری در جامعه افزایش خواهد یافت و بالعکس با افزایش تقاضا برای کار و کاهش بیکاری که در نهایت به افزایش درآمدها منجر می‌شود وضعیت زندگی مردم بهتر شده و شدت فقر و نابرابری در جامعه کاهش می‌یابد (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹: ۲).

[1] متغیر نرخ تورم با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات (Hodrick–Prescott filter) هموار شده است.

دولت می‌تواند به‌صورت مستقیم با پرداخت‌های انتقالی و یارانه‌ها و به صورت غیرمستقیم با ایجاد فرصت‌های شغلی بیشتر برای افراد جامعه نابرابری درآمد را تحت تاثیر قرار دهد (آفونسو[1] و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۱).

برخی اقتصاددانان معتقدند یک تورم ملایم در سیستم اقتصادی آثاری مثبت بر اوضاع اقتصادی دارد و اینگونه استدلال می‌شود با توجه به اینکه گروه کم درآمد جامعه معمولاً بدهی دارند افزایش تورم به کاهش ارزش واقعی بدهی منجر می‌شود و به عبارت دیگر، نوعی کمک برای آنها به شمار می‌آید. البته این نکته قابل توجه است که این مطلب در شرایطی صحیح است که افراد کم درآمد به منابع مالی گسترده و سیستم بانکی جهت دریافت تسهیلات دسترسی داشته باشند (کمیجانی و محمدزاده، ۱۳۹۳: ۸). از طرفی افزایش تورم می‌تواند قدرت خرید پول را از سه کانال درآمد حقیقی، ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی و ارزش حقیقی دارایی‌های پولی کاهش داده و موجب افزایش نابرابری درآمد شود (شاکری و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۹-۳۰).

برخی از مطالعات از قبیل گالی و اندرهوون[2] (۲۰۰۱)، آمورنتام[3] (۲۰۰۸) و مونین[4] (۲۰۱٤) این دیدگاه را مطرح می‌کنند که اثر تورم بر نابرابری درآمد بستگی به سطح تورم دارد؛ به‌طوری‌که در نرخ‌های پائین تورم، افزایش تورم موجب کاهش نابرابری درآمد می‌شود، اما پس از یک حد آستانه‌ای، این اثر مثبت می‌شود. به‌عبارت دیگر، ارتباط میان نرخ تورم و نابرابری درآمد می‌تواند غیر خطی (U شکل) باشد. بر این اساس، متغیر نرخ تورم به فرم درجه دو در سمت راست معادله (۸) ظاهر شده است که اجازه می‌دهد ارتباط غیرخطی احتمالی آن با نابرابری درآمد برقرار شود.

- توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش ضریب جینی (GINI)، شاخص ترکیبی توسعه مالی (FD)، درآمد سرانه به قیمت ثابت ۱۳۹۰ بر حسب هزار میلیارد ریال (ED)، نرخ رشد درآمد سرانه (G)، نسبت مخارج دولت به GDP (GS)، نرخ بیکاری (U) و نرخ تورم (INF) است. داده‌های آماری نابرابری درآمد (هزینه) در فاصله سال‌های ۱۳٦۱-۱۳٦۲ تنها به‌صورت گروهی (با انتهای باز) در دسترس است. بنابراین، ضریب جینی این سال‌ها با استفاده از مدل پارامتریکی پیشنهادی ابونوری (۱۳۷۱) برآورد شده است. داده‌های توزیع درآمد از سال ۱۳٦۳ به‌صورت ریز داده موجود است. در نتیجه، شاخص ضریب جینی در فاصله سال‌های ۱۳۹۷-۱۳٦۳ با استفاده از ریز داده‌ها برآورد شده است. شاخص توسعه مالی از ترکیب سه شاخص نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (CPG)، نسبت تعهدات نقدی سیستم بانکی یا نقدینگی (M_2) به تولید ناخالص داخلی (MG) و نسبت ارزش کل سهام مبادله‌شده به تولید ناخالص داخلی (TSG) با استفاده از روشتحلیل مؤلفه‌های اصلی محاسبه گردیده است. اطلاعات مربوط به شاخص‌های توسعه مالی، درآمد سرانه، مخارج دولت، نرخ تورم و نرخ بیکاری طی دوره ۱۳٦۱-۱۳۹۷ از مرکز آمار و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است.

[1] Afonso
[2] Galli & Vander Hoeven
[3] Amornthum
[4] Monnin

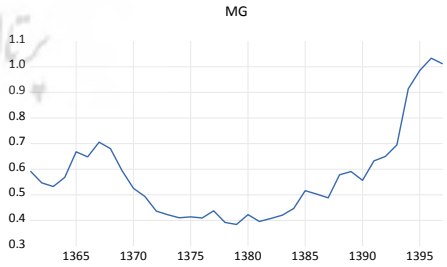
جدول ۱. آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرها

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
GINI	۳۷	۰/۴۲۲۸	۰/۰۳۸۵	۰/۳۵۲۲	۰/۵۴۶۶
ED	۳۷	۶۵/۱۵۰۵	۱۲/۹۸۴۶	۴۳/۴۳۶۲	۸۵/۶۱۵۳
G	۳۷	۰/۰۱۴۲	۰/۰۶۲۵	-۰/۱۳۱۶	۰/۱۸۱۴
FD	۳۷	۰/۶۶۱۵	۰/۱۹۴۳	۰/۴۴۲۷	۱/۱۵۲۷
GS	۳۷	۰/۱۸۹۳	۰/۰۳۰۸	۰/۱۴۳۱۰	۰/۲۹۱۸
UNEM	۳۷	۱۲/۱۷۱۹	۱/۴۷۳۹	۹/۰۸۰۰	۱۴/۴۰۰۰
INF	۳۷	۱۹/۲۷۵۷	۳/۰۱۰۶	۱۴/۳۸۲۲	۲۵/۰۱۶۴

منبع: بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

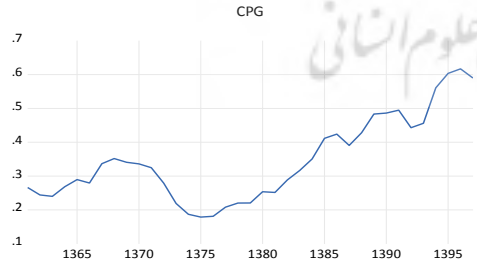
علاوه بر این، نمودارهای مربوط به شاخص‌های توسعه مالی و شاخص ترکیبی برای بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۱ به‌ترتیب در نمودارهای (۱) تا (۴) و شاخص ضریب جینی (GINI) برای بازه زمانی مورد نظر در نمودار (۵) ترسیم شده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود شاخص کلی توسعه مالی از سال ۱۳۶۱تا ۱۳۶۸ همزمان با جنگ تحمیلی دارای نوسان بوده و روند پایداری ندارد. با پایان یافتن جنگ برای چندین سال یعنی تا سال ۱۳۷۶ سیر نزولی داشته است. این شاخص از سال ۱۳۷۸ بیشتر روندی صعودی طی کرده است؛ به‌طوری‌که مقدار آن از ۰/۴۵ در سال ۱۳۷۸ به ۱/۱۷۱۳ در سال ۱۳۹۷ رسیده است. همچنین،، نمودار(۵) نشان می‌دهد شاخص ضریب جینی طی سالهای ۱۳۶۱ تا ۱۳۶۳ روندی نزولی طی کرده است و پس از آن تا سال ۱۳۸۶ روندی بیشتر روبه‌کاهش داشته است. این شاخص طی سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲روندی نزولی از خود نشان داده است و پس از آن تا سال ۱۳۹۵روندی صعودی طی کرده است. کمترین ضریب جینی طی دوره مورد بررسی مربوط به سال ۱۳۹۲ و برابر با ۰/۳۶۵ است.

نمودار ۲. نسبت نقدینگی (M_2) به تولید ناخالص داخلی در ایران

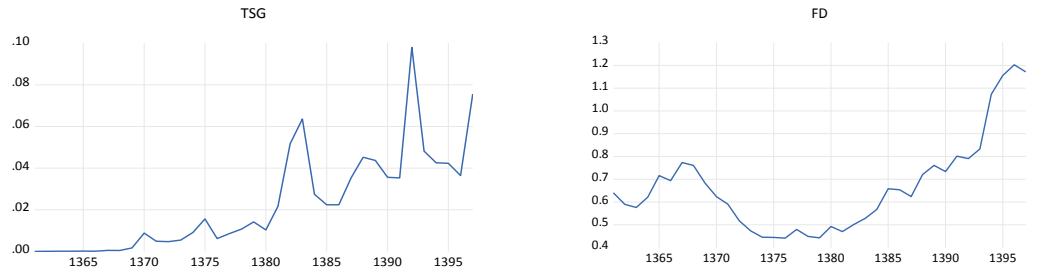


نمودار ٤. شاخص ترکیبی توسعه مالی در ایران

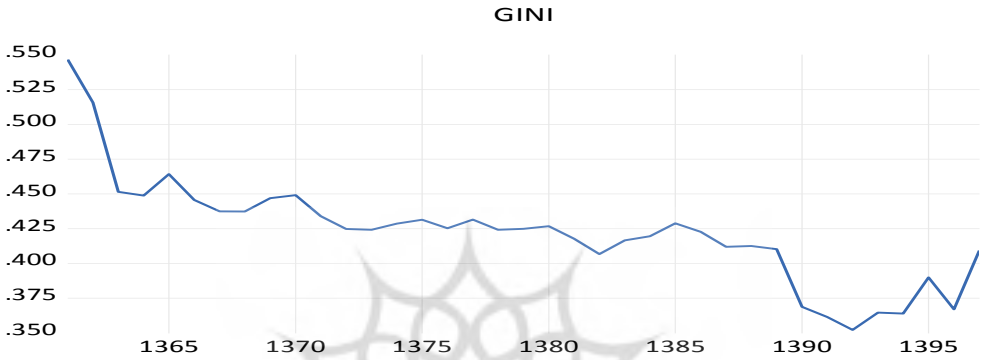
نمودار ۱. نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی در ایران



نمودار ۳. نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی در ایران



منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۵. شاخص ضریب جینی

منبع: یافته‌های پژوهش

٤. برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این مطالعه، آزمون‌های رایج دیکی- فولرتعمیم‌یافته[1] و فیلیپس- پرون[2] جهت بررسی وضعیت مانایی سری‌های زمانی (تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها) به‌کار گرفته شده‌اند. نتایج به‌کارگیری هر یک از آزمون‌ها با تصریح‌های مختلف به ترتیب در جداول (۲) و (۳) پیوست گزارش شده‌اند. با توجه به این نتایج، هر متغیر دارای مرتبه انباشتگی صفر یا یک است. بنابراین، شرط لازم برای به‌کارگیری رویکرد هم‌انباشتگی مبتنی بر ARDL مبنی بر اینکه متغیرهای تحت بررسی ترکیبی از I(0) و I(1) باشند، تامین می‌شود.

٤-١. مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL)

در این مطالعه، رویکرد هم‌انباشتگی مبتنی بر مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی[3] (ARDL) که توسط پسران و همکاران[4] (۱۹۹٦)، پسران و شین[5] (۱۹۹۸) و پسران و همکاران (۲۰۰۱) معرفی شده است، جهت آزمون هم‌انباشتگی و برآورد روابط بلندمدت میان متغیرها در هر یک از معادلات مذکور به‌کار گرفته می‌شود. در این رویکرد، نخست، تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها در مدل ARDL(p, q) زیر تعیین می‌شود:

[1] Augmented Dickey-Fuller (ADF)
[2] Phillips-Perron (PP)
[3] Autoregressive Distributed Lag
[4] Pesaran
[5] Shin

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\theta}_j' \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (۹)$$

که $\boldsymbol{x}_t$ یک بردار $k \times 1$ از رگرسورهای چندگانه و $\boldsymbol{\theta}_j$ یک بردار $k \times 1$ از ضرایب مربوطه است. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی[1] مانند معیار اطلاعاتی آکائیک[2] (AIC) و معیار اطلاعاتی شوارتز[3] (SIC) استفاده کرد. گام بعدی، به‌کارگیری آزمون باند جهت تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرها است. برای این منظور، نخست، مدل رگرسیونی (۹) در یک فرم تصحیح خطا به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \boldsymbol{\theta}' \boldsymbol{x}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \boldsymbol{\varphi}_j' \Delta \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (۱۰)$$

که $\rho = \sum_{j=1}^{p} \phi_j - 1$، $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} \phi_i$ برای $j = 1, \dots, p-1$، $\boldsymbol{\theta} = \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\theta}_j$، $\boldsymbol{\varphi}_0 = \boldsymbol{\theta}_0$، $\boldsymbol{\varphi}_j = -\sum_{i=j+1}^{q} \boldsymbol{\theta}_j$ برای $j = 1, \dots, q-1$. سپس، فرضیه صفر عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها ($\rho = 0$ و $\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}$) آزمون می‌شود. چنانچه وجود رابطه هم‌انباشتگی (بلندمدت) میان متغیرها تشخیص داده شود، می‌توان این رابطه را در فرم زیر برآورد نمود:

$$y_t = \beta_0 + \boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{x}_t + u_t. \quad (۱۱)$$

که ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیحی به‌صورت $\boldsymbol{\beta} = -\boldsymbol{\theta}/\rho$ و $\beta_0 = -\alpha/\rho$ تعریف می‌شوند که می‌توان پس از برآورد معادله (۹) یا (۱۰)، براساس این روابط برآوردهایی را برای ضرایب بلندمدت به‌دست آورد. لازم به‌ذکر است که ضریب ρ در مدل (۱۰)، سرعت تعدیل[4] نامیده می‌شود. این ضریب بیان می‌کند که در هر دوره زمانی چه سهمی از انحراف (مثبت یا منفی) متغیر وابسته از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود.

در این مطالعه، مدل ARDL بدون در نظر گرفتن عرض از مبدا و روند زمانی برآورد و تعداد وقفه‌های بهینه استفاده از معیار اطلاعاتی شوارتز (SIC) تعیین شده است. با توجه به آزمون ARCH فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس را در سطح اطمینان قابل قبولی نمی‌توان رد نمود. براساس آماره جارکو–برا (JB)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم نرمال بودن جملات اخلال رد شده است و بنابراین باقیمانده‌های مدل نرمال می‌باشند. براساس نتایج آماره F، مدل به لحاظ آماری معنادار است. آماره دوربین– واتسون DW نیز نشان می‌دهد مدل فاقد مشکل خودهمبستگی است. همچنین، طبق نتایج آزمون LM در مدل، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی جملات اخلال را نمی‌توان در سطح اطمینان قابل قبولی رد نمود. نتایج این آزمون‌ها در پیوست گزارش شده است.

به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آماره آزمون F که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) پیشنهاد شده است استفاده می‌شود. در آزمون F، فرض صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه‌ی بلندمدت می‌باشد. باتوجه به نتایج جدول (۲)، مقدار آماره محاسباتی ۸/۹۶۵۱ به‌دست آمده است که با توجه به بیشتر بودن آماره F محاسباتی از باند (مقدار بحرانی) بالا در سطح معنی‌داری ۱ درصد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

[1] Information Criterion
[2] Akaike Information Criterion
[3] Schwarz Information Criterion
[4] Speed of Adjustment

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی

آماره آزمون (F)	سطح معنی‌داری	مقادیر بحرانی	
		باند پائین	باند بالا
۸/۹۶۵۱	٪۱۰	۱/۷	۲/۸۳
	٪۵	۱/۹۷	۳/۱۸
	٪۲/۵	۲/۲۲	۳/۴۹
	٪۱	۲/۵۴	۳/۹۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در مرحله بعد می‌توان ضرایب بردار بلندمدت را برآورد و تفسیر نمود. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

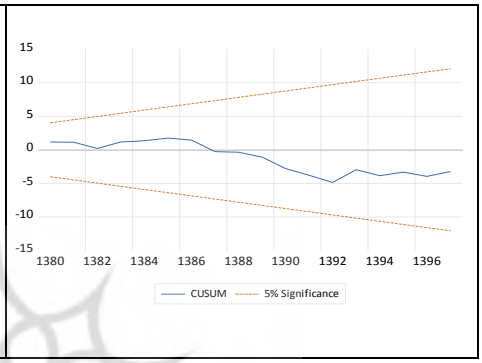
جدول ۳. نتایج برآورد مدل تجربی

بردار (ضرایب) بلندمدت			
نام متغیر	ضرایب	آماره آزمون(t)	مقدار احتمال آماری (p-value)
EDG_t	-۰/۰۱۸۷	-۱/۹۵۷۹	۰/۰۶۵۹
G_t	۱/۴۱۳۲	۳/۳۸۳۷	۰/۰۰۳۳
FDG_t	-۱/۱۱۰۸	-۲/۷۳۴۰	۰/۰۱۳۶
GS_t	۱/۱۲۷۵	۶/۸۵۰۹	۰/۰۰۰۰
INF_t	۰/۰۱۴۲	۲/۵۱۵۴	۰/۰۲۱۶
${INF^2}_t$	۰/۰۰۰۱	۱/۰۸۰۸	۰/۲۹۴۱
$UNEM_t$	-۰/۰۰۹	-۱/۶۸۳۴	۰/۱۰۹۶
مدل تصحیح خطا (ECM)			
نام متغیر	ضرایب	آماره آزمون(t)	مقدار احتمال آماری (p-value)
ΔEDG_t	-۰/۰۰۵۰	-۲/۵۷۸۸	۰/۰۱۸۹
ΔG_t	۰/۳۸۳۹	۴/۰۶۸۹	۰/۰۰۰۷
ΔG_{t-1}	۰/۱۴۳۲	۵/۷۴۴۵	۰/۰۰۰۰
ΔFDG_t	-۰/۱۳۴۳	-۱/۱۲۷۶	۰/۲۷۴۳
ΔGS_t	۰/۱۱۴۵	۱/۶۹۰۲	۰/۱۰۸۲
ΔGS_{t-1}	-۰/۲۵۵۵	-۳/۲۲۹۶	۰/۰۰۴۶
ΔINF_t	۰/۱۷۲۳	۹/۶۷۱۷	۰/۰۰۰۰
ΔINF_{t-1}	-۰/۱۶۷۰	-۹/۷۴۸۸	۰/۰۰۰۰
$\Delta UNEM_t$	-۰/۰۰۰۹	-۰/۷۳۶۶	۰/۴۷۰۹
سرعت تعدیل			
$\hat{\rho}$	انحراف معیار	آماره t	$p-value$
-۰/۶۱۶۸	۰/۰۶۱۸	-۹/۹۸۰۶	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

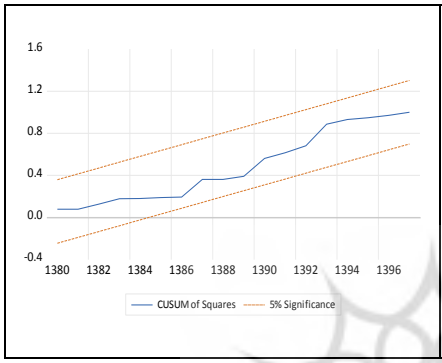
موضوع دیگر در ارتباط با رویکرد ARDL، ثبات و پایداری مدل برآورد شده است. برای این منظور از آزمون‌های رایج پسماند تجمعی[1] (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی[2] (CUSUMQ) که توسط براون[3] و دیگران (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است، جهت بررسی پایداری مدل‌های برآورد شده استفاده شده است. همانطور که در نمودارهای (۱) و (۲) دیده می‌شود، مسیر حرکت آماره آزمون‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی، برای دوره‌های مختلف، بین دو خطوط بحرانی قرار دارد. براین اساس فرضیه صفر پایداری مدل نمی‌تواند در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شود.

نمودار ۱. آزمون پایداری CUSUM



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. آزمون پایداری CUSUMSQ



منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور آزمون تجربی فرضیه منحنی کوزنتس مالی برای ایران، لازم است دو فرضیه آماری برای ضرایب β_1 و β_3 در معادله رگرسیونی (۸) آزمون شوند. با توجه به توضیحات بخش دوم، رد فرضیه صفر $H_{0,1}: \beta_1 \geq 0$ در یک سطح معنی‌داری قابل قبول، دلالت بر منفی بودن این ضریب و در نتیجه تأیید فرضیه کوزنتس دارد. علاوه بر این، رد همزمان فرضیه‌های $H_{0,1}: \beta_1 \geq 0$ و $H_{0,3}: \beta_3 \geq 0$ دلالت بر منفی بودن هر دو ضریب و در نتیجه تأیید فرضیه کوزنتس مالی دارد. با توجه به جدول (۳)، مقادیر احتمال آماری (p-value) که برای ضرایب β_1 و β_3 گزارش شده‌اند، مربوط به آزمون فرضیه دو طرفه برای معناداری هر یک از آنها هستند. این درحالیست که برای هر کدام از آزمون‌های یکطرفه (چپ) فوق، بایستی مقدار احتمال آماری مربوطه محاسبه شود. نتیجه این محاسبات در جدول (٤) ارائه شده است.

جدول ٤. آزمون فرضیه آماری برای منحنی کوزنتس مالی

آزمون آماری فرضیه صفر $H_{0,1}: \beta_1 \geq 0$			
نام متغیر	ضریب برآورد شده $(\hat{\beta}_1)$	آماره آزمون (t_1)	مقدار احتمال آماری (p_1)
EDG	-۰/۰۱۸۷	-۱/۹۵۷۹	۰/۰۳۲۹
آزمون آماری فرضیه صفر $H_{0,3}: \beta_3 \geq 0$			
نام متغیر	ضریب برآورد شده $(\hat{\beta}_3)$	آماره آزمون (t_3)	مقدار احتمال آماری (p_3)
FDG	-۱/۱۱۰۸	-۲/۷۳٤۰	۰/۰۰٦۸

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Cumulative Sum
[2] Cumulative Sums of Squares
[3] Brown

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقادیر احتمال آماری برای فرضیه‌های اول و دوم به‌ترتیب معادل ۰/۰۳۲۹ و ۰/۰۰۶۸ به‌دست آمده‌اند. بر این اساس، فرضیه صفر $H_{0,1}: \beta_1 \geq 0$ در سطح معنی‌داری ۵ درصد $(\alpha = 0/05)$ و فرضیه صفر $H_{0,3}: \beta_3 \geq 0$ در سطح معنی‌داری ۱ درصد $(\alpha = 0/01)$ رد شده و فرضیه‌های مقابل مبنی بر منفی بودن این ضرایب پذیرفته می‌شوند. در نتیجه، فرضیه منحنی کوزنتس مالی برای ایران تأیید می‌شود. این بدان معناست که رابطه میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد به‌شکل U معکوس است. از طرف دیگر، ارتباط معکوسی میان سطح توسعه مالی و نقطه بازگشت منحنی کوزنتس وجود دارد.

با توجه به معادله (۸) مشتق GINI نسبت به G به‌صورت $\beta_1 FD + \beta_2 + \beta_3 ED$ به‌دست می‌آید. با توجه به ضرایب برآورد شده در جدول (۳)، در صورت افزایش یک واحدی نرخ رشد درآمد سرانه، انتظار می‌رود ضریب جینی به اندازه $0.014132 - (0.000187 \times FD) - (0.011108 \times ED)$ تغییر نماید. در نتیجه، با توجه به معناداری آماری ضرایب، میزان اثرگذاری نرخ رشد درآمد سرانه بر نابرابری درآمد بستگی به سطح درآمد سرانه و سطح توسعه مالی دارد.

نتایج نشان می‌دهند نرخ بیکاری تاثیر معنی‌داری بر نابرابری درآمد ندارد درحالیکه نسبت مخارج دولت به PPP تاثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمد دارند. در ارتباط با متغیر نرخ تورم، ضریب این متغیر مثبت و معنادار است ولی ضریب مربع آن به لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین، ارتباط میان نرخ تورم و نابرابری درآمد به صورت خطی و مثبت است.

نتایج برآورد مدل تصحیح خطا در بخش پائینی جدول (۳) گزارش شده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب وقفه اول عبارت تصحیح خطا معادل ۰/۶۱۶۸- برآورد شده است و در سطح ۱٪ معنی‌داری است. با توجه به آن، در هر دوره زمانی، ۶۱/۶۸ درصد انحراف (مثبت یا منفی) متغیر وابسته از مسیر تعادلی خود تصحیح می‌شود. همچنین،، می‌توان آزمون فرضیه آماری در خصوص منفی بودن ضرایب ΔEDG_t و ΔFG_t جهت بررسی فرضیه کوزنتس مالی در کوتاه‌مدت را انجام داد. با توجه به نتایج جدول مقدار احتمال آماری برای آزمون فرضیه منفی بودن ΔEDG_t معادل ۰/۰۰۹۴ به‌دست می‌آید. با این وجود، مقدار احتمال آماری برای آزمون فرضیه منفی بودن ضریب ΔFG_t معادل ۰/۱۳۷۱ محاسبه می‌شود. این نتایج نشان می‌دهند اگرچه فرضیه کوزنتس در کوتاه‌مدت تأیید می‌شود، اما فرضیه کوزنتس مالی مبنی بر تأثیر منفی سطح توسعه مالی بر نقطه بازگشت منحنی کوزنتس تأیید نمی‌شود.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

کوزنتس (۱۹۵۵) این فرضیه را مطرح نمود که در مسیر توسعهٔ اقتصادی نابرابری درآمد نخست افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به تدریج کاهش می‌یابد یعنی در مرحله اولیه رشد، توزیع درآمد نابرابرتر می‌شود و با ادامه یافتن رشد اقتصادی توزیع درآمد به سمت برابری پیش می‌رود. این الگو، بعداً به نام منحنی U معکوس کوزنتس معروف شد. در این راستا تصریح جدیدی از منحنی کوزنتس تحت عنوان منحنی کوزنتس مالی توسط بایاردی و مورانا (۲۰۱۶) مطرح شد. در فرضیه کوزنتس مالی علاوه بر آنکه رابطه میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد به شکل U معکوس است، ارتباط معکوسی میان توسعه مالی و نقطه بازگشت منحنی کوزنتس وجود دارد.

هدف این پژوهش آزمون تجربی فرضیه «منحنی کوزنتس مالی» در خصوص ارتباط میان توسعه مالی، رشد اقتصادی و

نابرابری درآمد با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۳۶۱-۱۳۹۷ برای ایران است. بدین منظور، سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی و ضریب جینی به‌ترتیب به‌عنوان شاخص‌هایی از رشد اقتصادی و نابرابری درآمد مورد استفاده قرار گرفته‌اند. علاوه بر این، تکنیک تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) برای ایجاد یک شاخص کلی توسعه مالی از ترکیب سه زیر شاخص توسعه مالی مشتمل بر نسبت تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، نسبت تعهدات نقدی سیستم بانکی یا نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش کل سهام مبادله‌شده به تولید ناخالص داخلی به‌کار گرفته شده است. سپس، یک مدل تجربی تصریح و با استفاده از رویکرد ARDL برآورد شده است.

نتایج تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی نشان می‌دهند که در بلندمدت، فرضیه کوزنتس مبنی بر وجود رابطه U معکوس شکل میان رشد اقتصادی (درآمد سرانه) و نابرابری درآمد تایید می‌شود. علاوه بر این، با افزایش سطح توسعه مالی، منحنی کوزنتس به سمت چپ منتقل می‌شود. به عبارت دیگر، ارتباط معکوسی میان سطح توسعه مالی و نقطه بازگشت منحنی کوزنتس وجود دارد؛ به‌طوری‌که ارتقاء سطح توسعه مالی موجب می‌شود نابرابری درآمد در سطح پایین‌تری از درآمد سرانه به حدکثر مقدار خود برسد. این شواهد تجربی دلالت بر تأیید فرضیه منحنی کوزنتس مالی در بلندمدت دارند. از طرف دیگر، نتایج برآورد مدل تصحیح خطا نشان می‌دهند که اگرچه فرضیه کوزنتس مبنی بر ارتباط U معکوس شکل میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت نیز تأیید می‌شود، اما سطح توسعه مالی تأثیری بر ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد ندارد. به‌عبارت دیگر، فرضیه منحنی کوزنتس در افق کوتاه‌مدت مصداق تجربی برای اقتصاد ایران ندارد.

با توجه به نتایج فوق، اجرای سیاست‌های کلان اقتصادی در جهت بهبود رشد اقتصادی می‌تواند کاهش نابرابری درآمد را نیز به‌دنبال داشته باشد. با این وجود، مطابق با فرضیه منحنی کوزنتس، روند کاهشی نابرابری درآمد پس از دستیابی به سطح معینی از درآمد سرانه (نقطه بازگشت منحنی کوزنتس) آغاز می‌شود که ممکن است دور از دسترس باشد. اما همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند توسعه مالی می‌تواند این سطح آستانه‌ای درآمد سرانه را در بلندمدت کاهش داده و دستیابی به آن را تسریع نماید. بنابراین، پیشنهاد می‌شود به موازات سیاست‌های رشدی، ارتقاء سطح توسعه مالی جهت توزیع عادلانه‌تر درآمد توسط برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی هدف‌گذاری شود.

افزایش اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی یکی از راههای ارتقاء سطح توسعه مالی است. خصوصی‌سازی بانکهای دولتی، افزایش کمی و کیفی بانک‌های خصوصی و بسترسازی جهت حضور بانک‌های خارجی منجر به افزایش کارایی و رقابت در امور بانکی می‌شود که این امر می‌تواند اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی که کارایی و سودآوری انتظاری بالاتری دارند را افزایش دهد. از طرفی گسترش بازار سرمایه و ایجاد امکان دسترسی تمامی افراد به بازار سرمایه می‌تواند موجب بهبود توسعه مالی شود.

طبق نتایج اثر متغیرهای نرخ تورم و اندازه دولت بر نابرابری درآمد در بلندمدت مثبت و معنادار است درحالیکه نرخ بیکاری اثر معناداری بر نابرابری درآمد در بلندمدت ندارد. در این راستا رفع موانع ساختاری در اقتصاد، اجرای سیاست‌های افزایش تولید و عرضه، کنترل قیمت کالاهای وارداتی، کنترل نرخ رشد نقدینگی و کنترل فشار تقاضا می‌تواند منجر به کاهش تورم و کاهش نابرابری گردد. از طرفی اندازه دولت نیز اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. افزایش اندازه دولت و مداخلات و تصدیگری‌های نادرست دولت در اقتصاد می‌تواند موجب تخصیص ناکارآمد منابع عمومی جامعه، گسترش رانت‌جویی، اختلال در عملکرد سیستم بازار و افزایش نابرابری درآمد شود.

منابع

- آل عمران، رویا، شکوهی‌فرد، سیامک (۱۳۹۵). تحلیل اثر توسعه بخش مالی بر شاخص توزیع درآمد: (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)، *اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، ۵(۲): ۴۳-۷۴.
- پیرایی، خسرو، بلیغ، نفیسه (۱۳۹۴). رابطه توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۵(۳): ۱-۲۱.
- جابری خسروشاهی، نسیم، ناهیدی، محمدرضا، نوروزی، داوود (۱۳۹۰). تاثیرتوسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران، فصلنامه *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲(۶): ۲۸-۱۷۳.
- دادگر، یداله، نظری، روح اله (۱۳۸۸). ارزیابی شاخص‌های توسعه مالی در ایران، کنفرانس بین المللی توسعه نظام تامین مالی در ایران (با رویکرد نوآوری های مالی)، ۲۰ تا ۲۲ اردیبهشت ۱۳۸۸، مرکز مطالعات تکنولوژِی دانشگاه صنعتی شریف، تهران.
- دهمرده، نظر، صفدری، مهدی، شهیکی تاش، میثم (۱۳۸۹). تاثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران؛ ۱۳۵۳-۱۳۸۶، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۴(۵۴): ۲۵-۵۵.
- رفعت، بتول، جزی‌زاده، الهه (۱۳۹۳). بررسی اثر توسعه مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۶(۳): ۲۹-۴۶.
- زراء نژاد، منصور، حسین‌پور، عبدالکریم، انواری، ابراهیم (۱۳۹۳). توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمد دراقتصاد ایران رویکرد تصحیح خطای غیرخطی، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۱۱): ۲۷-۴۷.
- سالم، علی اصغر، عرب یارمحمدی، جواد (۱۳۹۰)، بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران، *فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۹(۵۸): ۱۲۷-۱۵۱.
- شاکری، عباس، جهانگرد، اسفندیار، اقلامی، سمیه (۱۳۹۲). اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۳(۴): ۲۷-۵۳.
- فراهتی، محبوبه، سلیمی، لیلا (۱۳۹۹). تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران، دومین کنفرانس بین المللی نوآوری در مدیریت کسب و کار و اقتصاد، ۱۹ شهریور ۱۳۹۹، تهران.
- قلی‌زاده، مهدیه، آقایی، مجید (۱۳۹۸). توسعه مالی و نابرابری مقایسه استان‌های توسعه‌یافته کمترتوسعه‌یافته و توسعه‌نیافته در کشور ایران، *برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۹(۳۳): ۱۵-۲۸.
- کمیجانی، اکبر، محمدزاده، فریدون (۱۳۹۳). تاثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی، *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*،۲۲(۶۸): ۵-۲۴.
- میر باقری هیر، میر ناصر، شکوهی‌فرد، سیامک (۱۳۹۵). بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده‌های تابلویی)، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷(۲۵): ۹۷-۱۱۲.
- نیلی، مسعود، فرح‌بخش، علی (۱۳۷۷). ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد، *مجله برنامه‌ریزی و بودجه*، ۳۴ و ۳۵: ۱۵۴-۱۲۱.
- Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2008). Income distribution determinants and public spending efficiency. Working Papers Department of Economics 2008/05, ISEG - Lisbon School of Economics and Management, Department of Economics, Universidade de Lisboa.
- Akan, Y., Köksel, B., & Destek, M. A. (2017). The financial Kuznets curve in European Union. *EconWorld2017 Rome Proceedings*, 25-27.

- Amornthum, S. (2004). Income inequality, inflation and nonlinearity: the case of Asian economies. *available at: www2. hawaii. edu/~ amornthu/pdf/Paper610. pdf*.
- Baiardi, D., & Morana, C. (2016). The financial Kuznets curve: Evidence for the euro area. *Journal of Empirical Finance*, *39*, 265-269.
- Baiardi, D., & Morana, C. (2018). Financial development and income distribution inequality in the euro area. *Economic Modelling*, *70*, 40-55.
- Bradford, D. F., Fender, R. A., Shore, S. H., & Wagner, M. (2005). The environmental Kuznets curve: exploring a fresh specification. *Contributions in Economic Analysis & Policy*, *4*(1), 1-28.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, *37*(2), 149-163.
- Clarke, G. R., Xu, L. C., & Zou, H. F. (2006). Finance and income inequality: what do the data tell us?. *Southern economic journal*, *72*(3), 578-596.
- Galli, R. (2001). Is inflation bad for income inequality: The importance of the initial rate of inflation.
- Goldsmith, R. W. (1969). Financial structure and development (No. HG174 G57).
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of political Economy*, *98*(5, Part 1), 1076-1107.
- Jalilian, H., & Kirkpatrick, C. (2002). Financial development and poverty reduction in developing countries. *International journal of finance & economics*, *7*(2), 97-108.
- Kavya, T. B., & Shijin, S. (2020). Economic development, financial development, and income inequality nexus. *Borsa Istanbul Review*, *20*(1), 80-93.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1): 1-28.
- McKinnon, R.I. (1973). Money and Capital in Economic Development. Washington, Brookings Institution Press.
- Monnin, P. (2014). Inflation and income inequality in developed economies. *CEP Working Paper Series*.
- Nikoloski, Z. (2010). Financial Sector Development and Income Inequality: Is there a Financial Kuznets Curve?. *Available at SSRN 1703224*.
- Nikoloski, Z. (2013). Financial sector development and inequality: is there a financial Kuznets curve?. *Journal of International Development*, *25*(7), 897-911.
- Özdemir, O. (2019). Rethinking the financial Kuznets curve in the framework of income inequality: Empirical evidence on advanced and developing economies. *Economics and Business Letters*.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31: 371-413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, *16*(3), 289-326.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1996). *Testing for the'Existence of a Long-run Relationship'* (No. 9622). Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Shahbaz, M., Loganathan, N., Tiwari, A. K., & Sherafatian-Jahromi, R. (2015). Financial development and income inequality: is there any financial Kuznets curve in Iran?. *Social Indicators Research*, *124*(2), 357-382.
- Younsi, M., & Bechtini, M. (2020). Economic growth, financial development, and income inequality nn BRICS oounrrees: doss uu znsss' nnvrr ddd U-shaped curve exist?. *Journal of the Knowledge Economy*, *11*(2), 721-742.

پیوست:

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

سطح				تفاضل اول			
متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value	متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value
GINI	C	-۳/۸۱۸۲	۰/۰۰۶۱	ΔGINI	C	-۳/۶۶۱۳	۰/۰۱۰۴
	C/T	-۲/۳۷۹۶	۰/۳۸۲۹		C/T	-۳/۴۱۲۹	۰/۰۶۹۲
	No	-۲/۳۱۳۲	۰/۰۲۲۴		No	-۲/۷۰۵۹	۰/۰۰۸۶
EDG	C	-۵/۰۶۳۳	۰/۰۰۰۲	ΔEDG	C	-۶/۵۷۲۵	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۵/۰۶۰۲	۰/۰۰۱۲		C/T	-۶/۲۱۹۱	۰/۰۰۰۱
	No	-۵/۰۷۸۹	۰/۰۰۰۰		No	-۶/۶۷۸۶	۰/۰۰۰۰
G	C	-۴/۹۷۶۲	۰/۰۰۰۳	ΔG	C	-۶/۰۸۱۳	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۴/۹۷۴۳	۰/۰۰۱۵		C/T	-۵/۷۶۲۶	۰/۰۰۰۲
	No	-۵/۰۴۸۵	۰/۰۰۰۰		No	-۶/۱۸۴۹	۰/۰۰۰
FDG	C	-۴/۲۸۲۳	۰/۰۰۱۹	ΔFDG	C	-۴/۵۸۵۳	۰/۰۰۰۹
	C/T	-۴/۱۷۸۰	۰/۰۱۲۲		C/T	-۴/۴۲۴۲	۰/۰۰۷۰
	No	-۵/۲۳۱۰	۰/۰۰۰۰		No	-۴/۶۴۶۷	۰/۰۰۰۰
GS	C	-۴/۰۲۵۱	۰/۰۰۳۵	ΔGS	C	-۵/۸۱۰۴	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۳/۶۶۳۷	۰/۰۳۸۲		C/T	-۵/۸۹۵۸	۰/۰۰۰۱
	No	-۱/۴۶۵۸	۰/۱۳۱۲		No	-۵/۸۰۹۳	۰/۰۰۰۰
U	C	-۲/۵۴۱۳	۰/۱۱۴۶	ΔU	C	-۵/۴۶۷۱	۰/۰۰۰۱
	C/T	-۲/۶۴۴۷	۰/۲۶۴۲		C/T	-۵/۳۸۴۵	۰/۰۰۰۵
	No	-۰/۳۲۶۰	۰/۵۶۰۹		No	-۵/۵۴۸۲	۰/۰۰۰۰
INF	C	-۳/۴۱۷۵	۰/۰۱۷۴	ΔINF	C	-۲/۹۹۷۹	۰/۰۴۵۸
	C/T	-۳/۵۸۴۲	۰/۰۴۶۸		C/T	-۲/۸۲۳۲	۰/۱۹۹۸
	No	-۰/۱۰۴۳	۰/۶۴۰۰		No	-۳/۰۷۸۸	۰/۰۰۳۲
INF^2	C	-۳/۵۶۷۵	۰/۰۱۲۱	ΔINF^2	C	-۲/۹۴۸۰	۰/۰۵۱۰
	C/T	-۴/۱۰۴۹	۰/۰۱۴۶		C/T	-۲/۷۵۹۲	۰/۲۲۱۶
	No	-۰/۳۶۷۰	۰/۵۴۴۴		No	-۳/۰۳۲۲	۰/۰۰۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش. نمادهای C، C/T و No به‌ترتیب نشانگر تصریح‌های با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، با عرض از مبدأ و روند زمانی و بدون عرض از مبدأ و روند زمانی هستند. مقادیر احتمال آماری (p-value) بر حسب مقادیر بحرانی مک‌کینون محاسبه شده‌اند. فرضیه صفر بیانگر وجود ریشه واحد است.

جدول ۲. نتایج آزمون فیلیپس-پرون

سطح				تفاضل اول			
متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value	متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value
GINI	C	-۳/۷۹۳۳	۰/۰۰۶۵	ΔGINI	C	-۵/۰۹۲۷	۰/۰۰۰۲
	C/T	-۴/۰۹۵۹	۰/۰۱۴۰		C/T	-۵/۴۳۰۳	۰/۰۰۰۵

سطح				تفاضل اول			
متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value	متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value
	No	-۱/۵۷۱۰	۰/۱۰۸۰		No	-۵/۱۰۲۰	۰/۰۰۰۰
EDG	C	-۵/۰۶۸۲	۰/۰۰۰۲	ΔEDG	C	-۸/۱۵۶۷	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۵/۰۶۰۳	۰/۰۰۱۲		C/T	-۷/۹۲۱۰	۰/۰۰۰۰
	No	-۵/۰۸۱۶	۰/۰۰۰۰		No	-۸/۹۱۵۹	۰/۰۰۰۰
G	C	-۴/۹۸۰۱	۰/۰۰۰۲	ΔG	C	-۹/۱۹۷۲	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۴/۹۷۴۵	۰/۰۰۱۵		C/T	-۸/۸۹۰۳	۰/۰۰۰۰
	No	-۵/۰۵۹۲	۰/۰۰۰۰		No	-۹/۴۵۳۲	۰/۰۰۰۰
FDG	C	-۵/۱۳۸۱	۰/۰۰۰۲	ΔFDG	C	-۸/۸۸۲۲	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۵/۱۳۹۴	۰/۰۰۱۰		C/T	-۸/۶۲۰۱	۰/۰۰۰۰
	No	-۵/۲۳۱۰	۰/۰۰۰۰		No	-۹/۱۰۹۳	۰/۰۰۰۰
GS	C	-۴/۰۴۸۰	۰/۰۰۳۳	ΔGS	C	-۵/۸۱۰۷	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۳/۶۶۸۴	۰/۰۳۷۸		C/T	-۵/۸۹۵۵	۰/۰۰۰۱
	No	-۱/۴۳۳۴	۰/۱۳۹۰		No	-۵/۸۱۰۲	۰/۰۰۰۰
U	C	-۲/۶۹۵۰	۰/۰۸۴۷	ΔU	C	-۵/۵۵۱۸	۰/۰۰۰۱
	C/T	-۲/۸۱۱۲	۰/۲۰۲۷		C/T	-۵/۴۴۷۶	۰/۰۰۰۴
	No	-۰/۲۹۸۹	۰/۵۷۱۰		No	-۵/۶۵۴۰	۰/۰۰۰۰
INF	C	-۲/۴۳۰۵	۰/۱۴۰۸	ΔINF	C	-۳/۲۷۷۷	۰/۰۲۳۷
	C/T	-۲/۵۲۹۹	۰/۳۱۲۸		C/T	-۳/۹۷۸۳	۰/۰۱۸۹
	No	۰/۴۸۹۲	۰/۸۱۶۰		No	-۲/۹۷۶۶	۰/۰۰۴۱
INF^2	C	-۳/۳۲۵۹	۰/۰۲۱۰	ΔINF^2	C	-۳/۴۴۴۲	۰/۰۱۵۹
	C/T	-۳/۳۲۳۹	۰/۰۷۸۶		C/T	-۳/۹۴۰۵	۰/۰۲۰۶
	No	۰/۱۰۷۰	۰/۷۱۰۳		No	-۳/۲۳۸۶	۰/۰۰۲۰

منبع: یافته‌های پژوهش. نمادهای C، C/T و No به‌ترتیب نشانگر تصریح‌های با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، با عرض از مبدأ و روند زمانی و بدون عرض از مبدأ و روند زمانی هستند. مقادیر احتمال آماری (p-value) بر حسب مقادیر بحرانی مک‌کینون محاسبه شده‌اند. فرضیه صفر بیانگر وجود ریشه واحد است.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تشخیصی

آزمون	آماره آزمون	*Prob*
ARCH	۰/۰۱۷۶	۰/۸۹۵۱
LM Test	۲/۲۵۸۲	۰/۱۳۵۰
JB	۰/۶۸۹۵	۰/۷۰۸۴
R-squared	۰/۹۴	
$DW-statistic$	۲/۹۴۵۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی