فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال سوم، شماره‌ی ۱۱، پاییز ۱۳۹۳
صفحات: ۲۷-۴۷

توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران: رویکرد تصحیح خطای غیرخطی

منصور زراءنژاد[۱]
عبدالکریم حسین‌پور[۲*]
ابراهیم انواری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۸/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۱/۲۸

چکیده

بازارهای مالی مغز سیستم اقتصادی و کانون اصلی تصمیم‌گیری هستند و چنانچه این بازارها با شکست و نارسایی مواجه شوند، عملکرد کل سیستم اقتصادی آسیب خواهد دید. این مطالعه به بررسی رابطه بلندمدت (همجمعی آستانه‌ای) توسعه بازارهای مالی با نابرابری درآمد در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ پرداخته است. نتایج حاصل بیانگر این هستند که هم‌جمعی آستانه‌ای میان متغیرهای مدل وجود دارد و نتایج آزمون TVAR-LR نشان می‌دهد که مدل تنها یک آستانه دارد. همچنین، نتایج حاصل بیانگر این است که توسعه بازار مالی تا یک حد آستانه‌ای، نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد و بعد از این حد آستانه‌ای، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. برای کاهش نابرابری درآمدی یک حد آستانه‌ای ضروری است. همچنین، سرعت تعدیل قبل و بعد از مقدار آستانه به‌ترتیب ۴۱ درصد و ۸۰ درصد هستند و سرعت تعدیل بعد از رسیدن به مقدار آستانه موردنظر بیشتر خواهد شد و بعد از مقدار آستانه در هر دوره ۸۰ درصد از عدم تعادل‌ها در دوره بعدی تصحیح می‌شود.

کلید واژه‌ها: توسعه مالی، همجمعی آستانه‌ای، نابرابری درآمدی، اقتصاد ایران

طبقه‌بندی JEL : C22، C88، E25، E44

۱. استاد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز **Email:** zarram@gmail.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز(*نویسنده مسئول) **Email:** k.hosseinpoor@gmail.com
۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز **Email:** e_anvari@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

پژوهش‌های علمی نشان می‌دهند که بازارهای مالی می‌توانند نقش مهمی در رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی دارند. سیستم کارای مالی، سرمایه را از پس‌اندازکنندگان به وام گیرندگان انتقال می‌دهد و منابع را به سمت پروژه‌های سرمایه‌گذاری مولد و سودده هدایت می‌کند. هر چه قدر بهره‌وری سرمایه‌گذاری بیشتر باشد نرخ رشد اقتصاد نیز می‌تواند بیشتر شود و نابرابری را کاهش دهد (کینگ و لوین[1]، ۱۹۹۳).

اهمیت توسعه بخش مالی کشور از آنجا نشأت می‌گیرد که بخش مالی کارآمد، نقش اساسی در تجهیز منابع مالی برای سرمایه‌گذاری، تشویق ورود و تجهیز سرمایه خارجی و بهینه‌سازی ساز و کار تخصیص منابع ایفا می‌کند. بازارهـای مالی به بازار دارایی‌های مالی با سـررسید کوتاه‌مـدت (بازار پول) و بازار دارایی‌های مالی با سررسید بلندمدت (بازار سرمایه) تقسیم‌بندی می‌شوند. نقش و اهمیت نظام مالی در فرآیند نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی کشورها به‌صورتی است که می‌توان اقتصادهای توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته را در درجه کارآمدی نظام مالی آن‌ها جستجو کرد (فقهی‌کاشانی، ۱۳۸۶).

برخی اقتصاددانان معتقدند که اثر توسعه مالی بر روی نابرابری درآمد بستگی به درجه‌ی توسعه مالی کشورها دارد. آن‌ها معتقدند که یک حد آستانه بهینه از شاخص توسعه بازارهای مالی برای کاهش نابرابری درآمد ضروری است. توسعه‌ی مالی می‌تواند تأثیرات عمیقی بر دسترسی به اعتبارات و خدمات مالی برای فقرا داشته باشد. طرفداران توسعه مالی بیان می‌کنند که توسعه مالی دسترسی بهتر به اعتبارات برای وام‌گیرنده‌ها برای یک سطح معین سپرده را افزایش می‌دهد (کیم و لین[2]، ۲۰۱۱). حال این پرسش مطرح می‌شود که اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در کشورمان چگونه است؟

سیستم مالی با کارآیی بیشتر، خدمات مالی بهتری را ارائه می‌کند و از این طریق اقتصاد را قادر می‌سازد تا نرخ رشد GDP بالاتر رود. بنابراین، اهمیت نقش واسطه‌های مالی و بازارهای مالی بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد. از طرف دیگر، اگر سیستم مالی در یک کشور در اختیار برخی گروه‌های خاص باشد توسعه این بازار می‌تواند نابرابری درآمد را تشدید کند. در نتیجه، رابطه بین توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی می‌تواند در یک کشور به‌صورت یک رابطه غیرخطی باشد. از این‌رو مسأله اصلی این تحقیق بررسی اثر توسعه بازارهای مالی بر روی نابرابری درآمد در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن سایر متغیرهای تأثیرگذار بر توزیع درآمدی از قبیل نرخ تورم، درآمد سرانه، مخارج دولت و بازبودن تجارت است. در قسمت دوم این تحقیق به بررسی چهارچوب نظری تحقیق و در قسمت سوم به بررسی پیشینه تحقیق و مطالعات

1. King and Levin
2. Kim and Lin

Archive of SID

www.SID.ir

داخلی و خارجی صورت گرفته در زمینه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران می‌پردازیم. در قسمت چهارم داده‌ها و در قسمت پنجم روش اقتصادسنجی بحث می‌شود. در دو قسمت آخر تحقیق نیز به تخمین مدل و نتیجه‌گیری می‌پردازیم.

۲. چهارچوب نظری

با توجه به تحولات بازارهای مالی، مفهوم توسعه مالی در دهه‌های پس از دهه هفتاد مورد توجه اقتصاددانان قرارگرفت. نظریه‌های مختلفی تاکنون در مورد نابرابری درآمدی و توسعه بازارهای مالی صورت گرفته است که به طور خطی و غیرخطی به ارتباط این دو متغیر پرداخته‌اند.

۲-۱. مدل پاگانو[1]

مدل پاگانو (۱۹۹۳) تاکید بر تاثیر شاخص توسعه مالی بر نابرابری درآمدی از طریق کانال رشد اقتصادی به طور خطی و معکوس دارد. برای بررسی رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی، بحث نظری می‌تواند بر مبنای مدل رشد درون‌زای پاگانو با فرض وجود یک نوع کالا (Y_t) و یک نوع نهاده یعنی سرمایه (K_t) باشد:

$$Y_t = f(K_t) \qquad (۱)$$

که در آن، K_t مجموع انباشت سرمایه شامل سرمایه‌های فیزیکی و انسانی است. اگر از معادله بالا نسبت به زمان دیفرانسیل بگیریم خواهیم داشت:

$$\frac{dY_t}{dt} = \frac{\partial f}{\partial K_t}\frac{dK_t}{dt} \qquad (۲)$$

با تقسیم کردن دو طرف معادله بالا بر Y_t خواهیم داشت:

$$\frac{dY/dt}{Y_t} = \frac{\left(\frac{\partial f}{\partial K_t}\right)\left(\frac{dK_t}{dt}\right)}{Y_t} \qquad (۳)$$

جمله سمت چپ برابر با نرخ رشد تولید g_Y و جمله سمت راست برابر نرخ رشد سرمایه یعنی g_K است. در این‌جا، نرخ رشد برابر با تولید نهایی سرمایه $f'(k_t)$ است. همچنین، نرخ سرمایه‌گذاری برابر است با:

1. Pagano

Archive of SID

www.SID.ir

$$\frac{(\frac{dK_t}{dt})}{Y_t} = \frac{I_t}{Y_t} \quad (۴)$$

که در آن، تغییر حجم سرمایه برابر سرمایه‌گذاری است. فرض می‌شود که اقتصاد بسته است و در حالت تعادل، بازارهای مالی مقدار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را برابر می‌کنند. همچنین، فرض می‌شود که بخشی از پس‌انداز $(1-\varphi)$ از سرمایه‌گذاری منحرف شده و صرف سرمایه‌گذاری نمی‌شود. تنها بخشی از پس‌انداز φ صرف سرمایه‌گذاری می‌شود:

$$\varphi S_t = I_t = \varphi s Y_t \quad (۵)$$

که در آن، s نرخ پس انداز است و برابر با $\frac{S_t}{Y_t}$ است. حال با ترکیب معادلات فوق خواهیم داشت:

$$g_Y = \frac{\frac{\partial f}{\partial K_t}}{Y_t}\left(\frac{dK_t}{dt}\right) = \frac{\frac{\partial f}{\partial K_t}}{Y_t}(I_t) = \frac{\frac{\partial f}{\partial K_t}}{Y_t}(\varphi s Y_t) \quad (۶)$$

$$g_Y = f'(k_t)\varphi s \quad (۷)$$

با استفاده از معادله (۷) که از نظریه‌های رشد درون‌زا استخراج شده است، می‌توان استنباط کرد که واسطه‌های مالی از سه راه بر رشد اقتصادی می‌توانند اثر بگذارند:

الف) با بهبود در بهره‌وری سرمایه، افزایش دادن $f'(k_t)$

ب) با افزایش سهم سرمایه‌گذاری از کل پس‌انداز، افزایش دادن φ

ج) با افزایش در نرخ پس‌انداز، افزایش دادن s

در نتیجه با افزایش هر یک از واسطه‌های مالی، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و در نتیجه نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد و تاثیر واسطه‌های مالی بر نابرابری درآمدی خطی و معکوس است.

۲-۲. فرضیه U معکوس گرین وود و جووانویچ[1]

این نظریه یک رابطه U شکل معکوس بین توسعه مالی و توزیع درآمد پیشنهاد می‌کند. گرین‌وود و جووانویچ (۱۹۹۰)، رابطه توسعه مالی و نابرابری را در قالب یک مدل رشد برون‌زا بررسی کردند. آن‌ها اقتصادی را در نظر گرفتند که زنجیره‌ای از افراد را در فاصله $(0,1)$ در بر گرفته است. در دوره t فردی که دارای ثروت K_t است در مورد تخصیص ثروت بین مصرف C_t و سرمایه‌گذاری I_t تصمیم‌گیری می‌کند،

1. Greenwood and Jovanovic

www.SID.ir

بدین صورت که $K_t = C_t + I_t$. شرط حدکثرسازی مطلوبیت دوران زندگی مورد انتظار برای آن بدین صورت است:

$$MAX\left\{E\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta' U(C_t)\right]\right\} : \text{با نرخ تنزیل } \beta \in (0,1) \qquad (۸)$$

دو نوع تکنولوژی تولید در این اقتصاد وجود دارد. اولین نوع ارائه‌گر یک بازدهی نسبتاً پایین اما مطمئن γ برای هر واحد سرمایه و دیگری نرخ بازدهی بسیار ریسکی‌تر، اما با ارزش انتظاری بالاتر که می‌تواند به‌وسیله یک تکانه فن‌آوری، که ترکیبی از $(\theta_t + \varepsilon_t)$ است، بیان شود. $\theta_t \in (\overline{\theta}, \underline{\theta})$ بیانگر تکانه‌های کلی و $\varepsilon_t \in (\overline{\varepsilon}, \underline{\varepsilon})$ بیانگر تکانه‌های غیرمتعارف با $E(\varepsilon_t) = 0$ است و حد پایین تکانه‌های ترکیبی مثبت فرض می‌شود.

توسعه واسطه‌های مالی از طریق جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات تعداد زیادی از پروژه‌ها، به‌نحوی‌که منجر به کشف تکانه‌های کلی θ_t شود، می‌تواند اصطکاک اطلاعاتی[۱] مربوط به سرمایه‌گذاری ریسکی را هم‌پوشانی[۲] کند. توسعه واسطه‌های مالی از طریق تجمیع، مبادله و تقسیم ریسک، به روند آرام و یکنواخت تکانه‌های غیرمتعارف کمک می‌کند.

علاوه‌بر این، همانند تاونسند[۳] (۲۰۰۶)، با فرض این که برای مشارکت در بازار مالی هزینه ثابت ورود به بازار γ وجود دارد، شرط ورود پر هزینه به بازار مالی نیز در مدل به‌کار گرفته شده است. با توجه به این هزینه ورود، هر عاملی نخواهد توانست فورا به بازار مالی بپیوندد و مشارکت در بازار مالی تنها به آن عواملی محدود می‌شود که میزان ثروت آن‌ها به یک حد آستانه مشخص برسد. بنابراین، در یک دوره زمانی معین، همه عامل‌ها می‌توانند به دو گروه طبقه‌بندی شوند، یعنی عامل‌هایی که در حال حاضر در بازارهای مالی هستند (مشارکت‌کنندگان) و عامل‌هایی که فعلاً در بازار مالی حضور ندارند (غیرمشارکت‌کنندگان).

---

۱. مسائلی مانند مخاطرات اخلاقی و انتخاب سوء ویژگی اساسی بازارهای سرمایه هستند. وجود این نقصان در بازار سرمایه باعث دسترسی نابرابر به اعتبارات داده شده می‌شود و بدین ترتیب گروهی از مردم نمی‌توانند به‌صورت بهره‌ور سرمایه‌گذاری کنند.

2. Overlapping
3. Townsend

Archive of SID
www.SID.ir

برای عامل‌هایی که در بازار مالی مشارکت ندارند، اگر تصمیم گرفته شود که بخشی از سبد دارایی‌ها در تکنولوژی‌های پرریسک در دوره t سرمایه‌گذاری شود، آن‌گاه ستاده سرمایه‌گذاری در شروع دوره $t+1$ به صورت زیر خواهد بود:

$$K_{t+1} = \mathrm{I_t}[\emptyset_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1 - \emptyset_t)\gamma] \quad (۹)$$

این معادله نشان می‌دهد که ثروت غیرمشارکت‌کنندگان تا اندازه زیادی تحت تأثیر نااطمینانی تکانه‌های غیرمتعارف قرار دارد. همچنین، برای عواملی که هم اکنون در بازار مالی مشارکت دارند بازدهی $\gamma(\theta)$ برای هر واحد از سرمایه که در سیستم مالی سرمایه‌گذاری شود، می‌تواند به‌دست آید و این واسطه‌های مالی هستند که تصمیم می‌گیرند در کدام پروژه سرمایه‌گذاری کنند و وجوه خود را چگونه تخصیص دهند. این کار براساس جمع‌آوری اطلاعات و تحلیل‌های پیشرفته صورت می‌گیرد. بنابراین، برای عاملی که مقداری از سرمایه خود را در بازار مالی در دوره t سرمایه‌گذاری می‌کند، ثروت در شروع دوره $t+1$ می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

$$K_{t+1} = \mathrm{I_t}\gamma(\theta_t) \quad (۱۰)$$

در معادله (۱۰)، تابع بازدهی تنها با ارجاع به تکانه کلی θ توضیح داده شده است؛ زیرا تکانه غیرمتعارف ε به‌وسیله واسطه‌های مالی تعدیل شده است. همانند گرینوود و جووانویچ (۱۹۹۰)، $W(K)$ را به‌عنوان تابع ارزش یک عامل که خارج از بازار مالی قرار دارد و $V(K)$ را به‌عنوان تابع ارزش یک مشارکت‌کننده مالی تعریف می‌کنیم. علاوه‌بر این، فرض می‌کنیم $F(\theta)$ و $G(\varepsilon)$ به‌ترتیب بیانگر تابع توزیع تجمعی θ و ε هستند.

در دوره t، تصمیم سرمایه‌گذاری برای یک عامل که فعلاً خارج از بازار مالی قرار دارد (غیرمشارکت‌کنندگان)، به حداکثر کردن تابع زیر وابسته خواهد بود:

$$\begin{aligned} W(K_t) = max_{I_t} \int u(K_t - \mathrm{I_t}) \\ + \mathrm{B} \int \max[W(K_{t+1}), V(K_{t+1} - 1)\,]\mathrm{dF}(\theta_{t+1}) d\mathrm{G}(\theta_{t+1}) \\ S.T: K_{t+1} = \mathrm{I_t}[\emptyset_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1 - \emptyset_t)\gamma] \end{aligned} \quad (۱۱)$$

همچنین برای مشارکت‌کنندگان در بازار مالی، معادله مشابهی می‌تواند نوشته شود:

$$V(K_t) = max_{I_t} \int u(K_t - \mathrm{I_t}) + \mathrm{B} \int \max[V(K_{t+1})\,]\mathrm{dF}(\theta_{t+1}) \quad (۱۲)$$

Archive of SID
www.SID.ir

$$S.T: K_{t+1} = I_t \gamma(\theta_t)$$

در معادله بالا، V بدون ارجاع به W تعریف شده است و برای هر نوع تجهیز سرمایه‌ای، $V(K_t) > W(K_t)$ است. این نشان می‌دهد که برای افرادی که در سیستم مالی قرار دارند K از ارزش بیشتری برخوردار است تا کسانی که در خارج از سیستم قرار دارند. بنابراین، هنگامی‌که یک فرد وارد بازار مالی می‌شود دیگر هرگز خارج نخواهد شد.

مدل نظری گرین وود و جووانویچ (۱۹۹۰)، راه‌حل پویایی برای رابطه بین تأمین مالی و نابرابری ارائه می‌کند، به این صورت که در مرحله اولیه توسعه هنگامی که واسطه‌های مالی کمتر توسعه‌یافته هستند، اقتصاد به آرامی رشد می‌کند. در مرحله میانی توسعه همراه با رشد اقتصادی سریع و توسعه مالی عمیق، نابرابری درآمدی بیشتر می‌شود و در مرحله‌ی بلوغ هنگامی که یک ساختار مالی بسیار توسعه یافت و عوامل بیشتری به بخش واسطه مالی دسترسی پیدا کردند درجه نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت و در نهایت ثابت و پایدار می‌شود. بنابراین، گرین‌وود و جووانویچ، یک رابطه U شکل معکوس بین توسعه مالی و توزیع درآمد پیش‌بینی کردند؛ یعنی توسعه مالی ممکن است در مراحل اولیه نابرابری درآمدی را بیشتر کرده، سپس هنگامی‌که درآمد به سطح متوسط افزایش یافت و خانوارهای بیشتری به بازارهای مالی دسترسی پیدا کردند، نابرابری کاهش می‌یابد. بنابراین، مدل گرین وود و جووانویچ (۱۹۹۰)، به‌صورت غیرخطی تأکید بر تأثیر توسعه بازار مالی بر نابرابری درآمدی دارد.

۲. پیشینه تحقیق

اهمیت رابطه بین بخش مالی و توزیع درآمد به‌تازگی و در مطالعه کلاسنس و پروتی[1] (۲۰۰۷) بیش از پیش نمایان شد. به عقیده وی پیش‌بینی نظری آثار بخش مالی بر نابرابری درآمدی دقیق نیست. برخی توسعه بخش مالی رسمی را به‌نفع افراد ثروتمند می‌دانند،[2] ولی در بیشتر موارد رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی منفی ارزیابی می‌شود.

بک، کنت و لوین[3] (۲۰۰۷) با استفاده از یک نمونه بین کشوری شامل ۷۲ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ رابطه بین توسعه واسطه‌های مالی و تغییرات در توزیع درآمد را بررسی کرده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در کشورهایی که از سطوح بالاتر توسعه واسطه‌های مالی

1. Claessens and Perotti
2. Rajan
3. Beck, Kunt and Levine

www.SID.ir

برخوردار هستند، نابرابری درآمدی با سرعت بیشتری کاهش می‌یابد. همچنین توسعه مالی از طریق ارتقاء درآمد افراد فقیر، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد.

بیتنکورت[1] (۲۰۰۶) در مطالعه خود به بررسی توسعه مالی و نابرابری درآمدی در برزیل در دهه‌های ۸۰ و ۹۰ میلادی با استفاده از سری‌های زمانی پانل پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داد که توسعه مالی و گسترش نهادهای مالی در برزیل تأثیر قوی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته است، اما به این معنی نیست که افراد فقیر توانسته‌اند از این توسعه مالی بهره‌مند شوند؛ زیرا عواملی مانند افزایش نرخ تورم مانع ورود افراد فقیر به این بازارها شده است. مهم‌ترین نتیجه‌ای که از این مقاله استنتاج می‌شود این است که هدایت بیشتر منابع مالی به سمت فقرا می‌تواند، نابرابری بالا در برزیل را کاهش داده و رفاه اقتصادی را بدون این که انحرافی در بازدهی اقتصادی ایجاد کند، افزایش دهد.

کلارک، ژو و زو[2] (۲۰۰۶) با به‌کارگیری داده‌های تابلویی برای ۸۳ کشور در حال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته در دوره‌ی زمانی ۱۹۶۰–۱۹۹۵، تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد را بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که در کشورهایی که از بخش مالی توسعه‌یافته‌تری برخوردار هستند، نابرابری کمتر بوده است و نابرابری درآمد همزمان با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. در نتیجه، هیچ گونه شاهد و مدرکی در مورد رابطه U شکل معکوس بین تأمین مالی و نابرابری پیدا نکردند.

کار اخیر کیم و لین (۲۰۱۱) یک استثناء است. آن‌ها به بررسی توسعه مالی و نابرابری درآمدی با استفاده از روش متغیرهای ابزاری آستانه‌ای در دوره‌ی زمانی۱۹۶۰– ۲۰۰۵ برای ۶۵ کشور جهان پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که پیش‌بینی تأثیر توسعه مالی بر روی نابرابری درآمدی به طور اساسی بستگی به این دارد که کشور در چه مرحله‌ای از توسعه‌ی مالی قرار داد. منافع توسعه مالی فقط زمانی اتفاق می‌افتد که کشور به یک سطح آستانه‌ای از توسعه مالی رسیده باشد. بعد از این مقدار، توسعه مالی نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. دلالت سیاستی این مطالعه آن است که سطح حداقل توسعه مالی یک پیش‌شرط برای کاهش نابرابری درآمدی از طریق مکانیزم توسعه مالی است.

در ایران مطالعات قابل توجهی در این خصوص یافت نمی‌شود. از طرفی دیگر، اگر مطالعه‌ای صورت گرفته است رابطه خطی بین متغیرها در نظر گرفته شده است. به‌عبارتی دیگر، همجمعی خطی را درنظر گرفته‌اند. مطالعه عصاری و همکاران (۱۳۸۸) از جمله معدود مطالعات مرتبطی است که تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری درآمدی را در کشورهای عضو اپک در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰–۲۰۰۴ با استفاده از

1. Bittencourt
2. Clark, Xu and Zou

www.SID.ir

گشتاورهای تعمیم‌یافته *(GMM)* بررسی کرده است. نتایج تحقیق نشان داد که توسعه مالی از طریق تأثیر بر رشد اقتصادی می‌تواند سهم بسزایی در کاهش فقر و نابرابری در کشورهای نفت‌خیز عضو اپک داشته باشد.

طیب‌نیا و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰–۲۰۰۵ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که توسعه مالی طی سال‌های مورد نظر باعث کاهش نابرابری درآمدی در این کشورها گردیده و میزان این تأثیر نیز به اندازه‌ای بوده است که می‌تواند به نحوی معنادار، الگوی توزیع درآمد موجود را تغییر دهد.

چنانچه از بررسی پیشینه تحقیق پیداست، تنها مطالعه کیم و لین (۲۰۱۱) در مورد بررسی رابطه میان توسعه مالی و نابرابری درآمدی با استفاده از مدل غیرخطی انجام شده است که در تحقیق حاضر قصد داریم از مدل غیرخطی کیم و لین (۲۰۱۱) برای برآورد رابطه بین متغیرها استفاده کنیم.

ولی بین تحقیق حاضر و تحقیق کیم و لین تفاوت عمده وجود دارد. کیم و لین رابطه میان توسعه مالی و نابرابری درآمدی را به روش متغیرهای ابزاری آستانه‌ای[1] *(TIV)* در دوره‌ی ۱۹۶۰–۲۰۰۵ و برای ۶۵ کشور جهان برآورد کرده‌اند. حال آن‌که تحقیق حاضر رابطه مورد نظر را برای اقتصاد ایران به روش مدل تصحیح خطای برداری آستانه ای[2] *(TVECM)* در دوره ۱۳۵۰–۱۳۹۰، (۲۰۱۱–۱۹۷۱) برآورد می‌کند. اما مهم‌ترین نقاط ضعف مطالعه کیم و لین (۲۰۱۱) این است که هیچ آزمونی در مورد ریشه واحد آستانه‌ای بر روی متغیرهای مدل، تعداد آستانه‌های بهینه و وجود هم‌جمعی آستانه‌ای بین متغیرهای مدل صورت نگرفته است. ولی این مطالعه این اقدامات را انجام می دهد. بنابراین، دو تحقیق از نظر نوع روش تخمین، دوره مورد بررسی، حجم نمونه و قلمرو مکانی تحقیق با یکدیگر تفاوت دارند. همچنین، در مطالعه حاضر از آزمون‌هایی مانند آزمون هانسن و سئو[3] (۲۰۰۴) و سایر آزمون ها برای بررسی و آزمون همجمعی غیرخطی غیرخطی بین متغیرها استفاده خواهد شد که در هیچ یک از مطالعات استفاده نشده است.

علاوه‌بر این، در این پژوهش اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران به‌گونه‌ای مدل‌سازی می‌شود که امکان آزمون دو نظریه رقیب که یکی مبتنی بر فرض رابطه خطی و دیگری بر فرض رابطه غیرخطی، فراهم می‌شود.

1. Threshold Instrumental Variable
2. Threshold Vector Error Correction Model
3. Hansen and Seo Test

Archive of SID

www.SID.ir

۳. داده‌ها

معیاری که برای اندازه‌گیری توسعه مالی به‌کار گرفته شده است، نسبت اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی توسط بانک‌ها تقسیم بر GDP است (لوین، ۲۰۰۰، مک کیبین، ۲۰۰۷، انگ، ۲۰۱۰[1]، کاوند و حسنوند، ۱۳۹۲ و سلیمی فر و همکاران، ۱۳۹۱). شاخصی که به‌طور گسترده برای نشان دادن شدت نابرابری مورد استفاده قرار می‌گیرد، ضریب جینی است. در این تحقیق نیز از این شاخص استفاده می‌گردد. از طرفی دیگر، اگر حاصل‌جمع صادرات و واردات را بر تولید ناخالص داخلی تقسیم کنیم شاخص باز بودن تجارت[2] حاصل می‌شود (فریمپونگ و ماربوه[3]، ۲۰۱۰).

آمارهای مورد استفاده در تخمین از حساب‌های ملی، منابع آماری و گزارش‌های منتشر شده توسط بانک مرکزی و سالنامه آماری سال‌های مختلف به‌صورت سری زمانی سالانه در دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۹۰ جمع‌آوری شده است.

٤. روش اقتصادسنجی

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش تخمین رگرسیون بر مبنای اقتصادسنجی با رویکرد همجمعی و مدل تصحیح خطا استفاده می‌شود. روش‌های تخمین و تحلیل روابط رگرسیونی در اقتصادسنجی معمولاً بر فرض وجود، یک رابطه‌ی خطی استوار است. رویکرد دیگر، تخمین و تحلیل روابط رگرسیونی بر مبنای فرض غیرخطی است. در این رویکرد، یکی از روش‌ها رگرسیون آستانه‌ای است. بر این اساس مدل آستانه ای به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Y = \theta_1' X_t + e_{1t} \qquad if \;\; q_t \le \gamma \qquad (۱۳)$$

$$Y = \theta_2' X_t + e_{2t} \qquad if \;\; q_t > \gamma \qquad (۱۴)$$

که در آن q_t متغیر آستانه‌ای است که مشاهدات را به دو بخش تقسیم می‌کند. در این مطالعه شاخص توسعه مالی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای استفاده می شود. Y متغیر وابسته (ضریب جینی)، X_t بردار متغیرهای مستقل شامل شاخص توسعه مالی، نرخ تورم، درآمد سرانه، مخارج دولت و بازبودن تجارت، e_{it} جزء خطا و γ مقدار متغیر آستانه است. مدل بالا نشان می‌دهد تا زمانی که متغیر آستانه‌ای کوچک‌تر مساوی مقدار

1. Levine, McKibbin and Ang
2. Trade openness
3. Frimpong. Marbuah

www.SID.ir

آستانه‌ای است؛ معادله رگرسیون مطابق با رابطه (۱۱) است. وقتی متغیر آستانه‌ای بزرگ‌تر از مقدار آستانه‌ای است، معادله رگرسیون به‌صورت رابطه (۱۲) است. متغیر مجازی $\mathrm{I_t}(\gamma)$ به‌صورت $\mathrm{I_t}(\gamma) = \{q_t \le \gamma\}$ تعریف می‌شود که $\{.\}$ نشان‌دهنده‌ی علامت تابع است. اگر $q_t \le \gamma$ باشد آن‌گاه $I = 1$ در غیراین‌صورت $I = 0$ است. با در نظر گرفتن $\mathrm{X_t I_t}(\gamma) = \mathrm{X_t}(\gamma)$ روابط (۱۱) و (۱۲) به‌صورت زیر نوشته می‌شوند:

$$Y = \theta' X_t + \rho' \mathrm{X_t}(\gamma) + e_t \ , \qquad e_t \approx iid(0, \delta_t^2) \tag{۱۵}$$

در این رابطه $\theta = \theta_2$ و $\rho = \theta_1 - \theta_2$ و جزء خطا $e = [e_{1t} \ e_{2t}]'$ است که θ، ρ و γ پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند. پس از پیش‌بینی برآوردگرها و پارامترها، مجموع مجذور خطای مدل به شکل زیر است:

$$S_1(\gamma) = \hat{\mathrm{e}}_\mathrm{t}(\gamma)' \hat{\mathrm{e}}_\mathrm{t}(\gamma) \tag{۱۶}$$

مقدار بهینه آستانه به شکل زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{\gamma} = argmin S_1(\gamma) \tag{۱۷}$$

که واریانس پسماند مدل به شکل زیر است:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \hat{e}_\mathrm{t}' \hat{e}_t = \frac{1}{T} S_1(\hat{\gamma}) \tag{۱۸}$$

پس از محاسبه $\hat{\gamma}$ بردارهای ضرایب $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\hat{\gamma})$ و $\hat{\rho} = \hat{\rho}(\hat{\gamma})$ باید برآورد شوند. براساس این مرحله رابطه (۱۱) و (۱۲) در قالب یک مدل TAR[1] دو گانه به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\mathrm{Y_t} = \left(\delta_{10} + \sum_\mathrm{i} \delta_{1\mathrm{i}} \mathrm{X_{it}}\right) \mathrm{I}[q_t \le \gamma] + \left(\delta_{20} + \sum_\mathrm{i} \delta_{2\mathrm{i}} \mathrm{X_{it}}\right) \mathrm{I}[q_t > \gamma] + e_t^* \tag{۱۹}$$

مقدار آستانه γ می‌تواند با برآورد رابطه (۱۷) با یافتن مینیمم مجموع مجذور خطاهای این معادله در یک برآورد چند مرحله‌ای حاصل شود (جستجوی گرید[2]).

1. Threshold Autoregressive
2. Grid Search

Archive of SID

www.SID.ir

متغیر آستانه‌ای می‌تواند براساس نظریه، هر یک از متغیرهای مدل انتخاب شود که در این رابطه شاخص توسعه مالی به‌عنوان متغیر حاشیه‌ای در نظر گرفته شده است. حال براساس مطالعه هانسن[1] (۲۰۰۲) و کاپ – شین[2] (۲۰۰۶) آماره LM را برای بررسی فرض وجود متغیر حاشیه‌ای به‌کار می‌بریم.

در این آزمون‌ها، وقتی برآوردگرها مشخص شدند، آزمون آماری انجام می‌شود. فرض صفر بیان می‌کند که اثر آستانه‌ای وجود نداشته و ناشناخته است. اما روش آزمون رابطه (۱۳) متفاوت است. این امر باعث می‌شود که آماره آزمون سنتی در نمونه‌های بزرگ مطابق توزیع χ^2 توزیع نشود و توزیع آن شکل غیراستاندارد و غیرمشابهی داشته باشد که توسط پارامترهای آستانه تصادفی[3] تحت تأثیر قرار گیرد و در نتیجه، مقدار بحرانی توزیع را نمی‌توان با شبیه‌سازی برآورد نمود. به‌منظور غلبه بر این مشکل، هانسن (۲۰۰۲) و کاپ – شین (۲۰۰۶) با استفاده از یک تابع توزیع نمونه بزرگ آماره‌ای را برای آزمون آماری استخراج کردند. فرض صفر بیان می‌کند که توزیع آماره p یکسان است و این آستانه می‌تواند به‌طور خودکار محاسبه شود. فرض صفر به شکل زیر بیان می‌شود:

$$H_0: \delta_{1i} = \delta_{2i} \ , \quad i = 0,1,2,3 \qquad (۲۰)$$

در رابطه (۱۸)، H_0 به معادله رگرسیونی مدل خطی رابطه (۱۷) برمی‌گردد. این فرض بدان معنا است که اثر آستانه‌ای وجود ندارد. برعکس، فرض یک نشان می‌دهد که بین دو رژیم تفاوت وجود دارد. یعنی، δ_{1i} و δ_{2i} متفاوتند.

با فرض این که S_0 و S_1 به ترتیب مجموع مجذور پسماندها با فرض صفر و فرض مقابل هستند، آماره F به‌صورت زیر ساخته می‌شود:

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \qquad (۲۱)$$

هانسن نشان داد در صورتی‌که اثر آستانه‌ای وجود دارد برآورد آستانه با میزان واقعی آستانه γ_0 سازگار است. به‌دلیل وجود پارامترهای تصادفی، توزیع نامتقارن از توزیع نرمال مناسب‌تر است. از این رو هانسن از برآوردگر حداکثر درست‌نمایی برای آزمون میزان آستانه برای به‌دست آوردن توزیع نامتقارن استفاده می‌کند. فرض صفر میزان آستانه به صورت $H_0: \gamma = \gamma_0$ است و آماره حداکثر درست‌نمایی به شکل زیر است:

1. Hansen
2. Kapetanios and Shin
3. Nuisance

Archive of SID

www.SID.ir

$$LR_1(\gamma_0) = \frac{S_1(\gamma_0) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (۲۲)$$

که $S_1(\gamma_0)$ و $S_1(\hat{\gamma})$ به‌ترتیب مجموع مجذور پسماندهای رابطه (۱۴) در حالت صحیح و برآوردشده هستند. توزیع مجانبی $LR_1(\gamma_0)$ می‌تواند برای تشکیل فاصله اطمینان مقدار آستانه برآورد شده استفاده شود. آماره $LR_1(\gamma_0)$ دارای توزیع نرمال نیست و هانسن (۲۰۰۳) منطق رد H_0، $C(\alpha) = -2Ln(1 - \sqrt{1-\alpha})$ را محاسبه نموده است که در آن $C(\alpha)$ مقدار بحرانی[1] در سطح اطمینان α است و بیان می‌کند اگر $LR_1(\gamma_0) \leq C(\alpha)$ باشد، آن‌گاه فرضیه صفر نمی‌تواند رد شود.

پس از بررسی وجود آستانه اول به‌منظور اطمینان از وجود اثر آستانه دوم، آزمون تکرار می‌شود. رد نشدن فرضیه صفر آزمون F_1 به این معناست که حداقل یک آستانه وجود دارد. بنابراین، با استفاده از همین روش به جستجوی آستانه دوم γ_2 می‌پردازیم. این آزمون برای بررسی وجود آستانه سوم و چهارم نیز می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد.

۵. تخمین مدل

قبل از برآورد مدل، برای اطمینان از ضرایب برآوردی مدل، می‌بایست آزمون‌های مانایی متغیرها را تعیین کرد. مطالعات جدید صورت گرفته حاکی از این است که آزمون‌های ریشه واحد سنتی مثل آزمون دیکی- فولر[2] یا فیلیپس- پرون[3] دارای قدرت توضیح‌دهندگی بسیار کمی هستند؛ زیرا بر پایه فرض تعدیل خطی استوار هستند (پیپنگر و گورینگ[4]، ۲۰۰۰، سئو، ۲۰۰۸). در تحقیق حاضر، آزمون نامانایی متغیرهای مدل در مقابل این فرضیه که متغیرها دارای رژیم آستانه‌ای هستند با استفاده از آزمون بک – بن – کاراسکو (۲۰۰۴) *(BBC)*[5] صورت گرفته است.[6]

جدول ۱: نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد *BBC*

متغیرها	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	نتیجه
Gini	۲۰/۰۸	۱۸/۴۰	**رژیم آستانه ای**
FD	۱۰۷/۹	۱۸/۴۰	**رژیم آستانه ای**

1. Crirical value
2. Dickey. Fuller
3. Philips and Perron
4. Pipenger and Georing
5. Bec, Ben and Carrasco

۶. تجزیه و تحلیل ها داده‌ها در نرم‌افزار R انجام شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

Open	۲۱/۰۹	۱۸/۴۰	**رژیم آستانه ای**
Infl	۳۸/۲	۱۸/۴۰	**رژیم آستانه ای**
IA	۶۴/۵	۱۸/۴۰	**رژیم آستانه ای**
Gs	۳۰/۶	۱۸/۴۰	**رژیم آستانه ای**

منبع: محاسبات تحقیق

که در آن متغیرها به شرح زیر تعریف شده اند:

Gini ضریب جینی، FD شاخص توسعه مالی، Open شاخص باز بودن اقتصاد، Infl نرخ تورم، IA درآمد سرانه و Gs نیز نسبت مخارج کل دولت به تولید ناخالص داخلی (اندازه دولت) است.

با توجه به جدول (۱) نتایج بیانگر این هستند که متغیرها مانا نیستند و دارای مقدار آستانه‌ای هستند؛ زیرا مقادیر آماره آزمون از مقدار بحرانی بیشتر است. در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد متغیرها رد می‌شود. بنابراین، نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی جهت برآورد استفاده کرد.

در مرحله دوم، با توجه به این که شاخص توسعه مالی را به عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته‌ایم باید بررسی کنیم که آیا این متغیر دارای مقدار آستانه‌ای است یا خیر؟ جهت بررسی مقدار آستانه، از آزمون *TVAR.LR* ارائه شده توسط هانسن (۱۹۹۹) استفاده می‌کنیم. در این آزمون سه فرضیه زیر بررسی می‌گردد:

الف- مدل خودرگرسیون برداری خطی[1] (*LVAR*) در مقابل مدل خودرگرسیون برداری تک آستانه‌ای (*1TVAR*)

ب- مدل خودرگرسیون برداری خطی (*LVAR*) در مقابل مدل خودرگرسیون برداری دو آستانه‌ای (*2TVAR*)

ج- مدل خودرگرسیون برداری تک‌آستانه‌ای (*1TVAR*) در مقابل مدل خودرگرسیون برداری دو آستانه‌ای (*2TVAR*)

نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲) نشان داده شده اند. نتایج فرضیه اول بیانگر این است که مقدار آماره آزمون با توجه به سطح احتمال از مقدار بحرانی بیشتر است. در نتیجه، فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن متغیرها رد می‌شود. نتایج فرضیه دوم نیز بیانگر این است که فرضیه صفر مبنی بر *LVAR* رد می‌شود. بنابراین، می‌توانیم فرضیه سوم را انجام دهیم. نتایج فرضیه سوم بیانگر این است که مقدار آماره آزمون با توجه به سطح احتمال از مقدار بحرانی کمتر است. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر یک مقدار آستانه پذیرفته می‌شود. درنتیجه، مدل تنها دارای یک مقدار آستانه است.

1. Linear Vector Autoregressive

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۲: نتایج حاصل از آزمون *TVAR.LR*

فرضیه ها	مقدار آماره آزمون	مقدار سطح احتمال (prob)	نتیجه
فرضیه الف	۴۹/۲۸	۰/۰۰	**فرضیه صفر رد می شود**
فرضیه ب	۳۷/۰۰	۰/۰۰	**فرضیه صفر رد می شود**
فرضیه ج	۱/۶۶	۱/۰۰	**فرضیه صفر رد نمی شود**

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به این که متغیر مورد نظر دارای یک مقدار آستانه است و مدل خطی نیست می‌توانیم در مرحله سوم با استفاده از آزمون سئو – تصحیح خطای آستانه‌ای[1] (۲۰۰۲) همجمعی را بین متغیرهای مورد نظر بررسی کنیم. در آزمون سئو فرضیه صفر عدم وجود هم‌جمعی و فرضیه مقابل وجود هم‌جمعی آستانه‌ای است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۳) نمایش داده شده است.

جدول ۳: نتایج حاصل از آزمون *TVECM.Seo*

فرضیه	مقدار آماره آزمون	مقدار سطح احتمال (prob)	نتیجه
عدم وجود همجمعی در مقابل همجمعی آستانه ای	۸۷/۸۱	۰/۰۰	**فرضیه صفر رد می شود**

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از آزمون سئو (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که فرضیه عدم وجود هم‌جمعی رد می‌شود و فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود. ولی این امکان وجود دارد که فرضیه صفر عدم وجود همجمعی نشانگر هم‌جمعی خطی باشد جهت اجتناب از این امر از آزمون هانسن – سئو[2] (۲۰۰۲) مبتنی بر تصحیح خطای آستانه‌ای استفاده می‌گردد. در این روش فرضیه همجمعی خطی در مقابل همجمعی آستانه‌ای آزمون می‌گردد.

جدول ٤: نتایج حاصل از آزمون *TVECM.HS*

فرضیه	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی	نتیجه
هم‌جمعی خطی در مقابل هم‌جمعی آستانه ای	۱۶/۳۷	۱۵/۵۶	**فرضیه صفر رد می شود**

منبع: محاسبات تحقیق

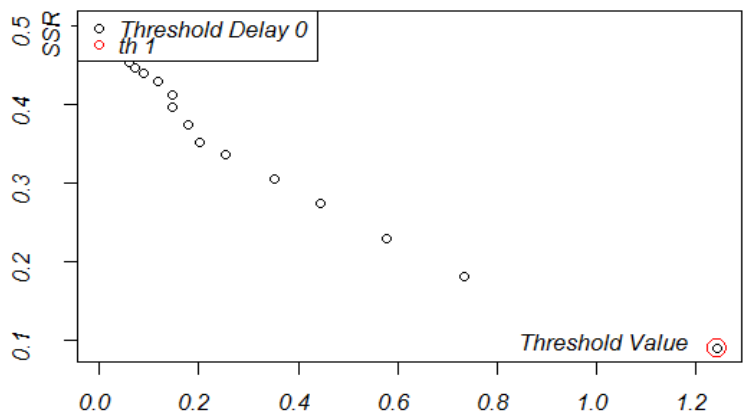
نتایج آزمون هانسن (۲۰۰۲) جدول (۴) بیانگر رد فرضیه صفر هستند. بنابراین، هر دو آزمون، وجود همجمعی آستانه‌ای بین متغیرها را تایید می‌کنند.

1. TVECM.SeoTest
2. Hansen and Seo

Archive of SID

www.SID.ir

در مرحله نهایی با توجه به وجود رابطه هم‌جمعی آستانه‌ای بین متغیرها، ضرایب مورد نظر با استفاده از روش تصحیح خطای آستانه‌ای تخمین زده می‌شوند. اما قبل از تخمین مدل تصحیح خطا باید مقدار آستانه تخمین زده شود. مقدار آستانه را با استفاده از روش جستجوی گرید[1] و مجموع مجذور خطاهای مدل تعیین می‌کنیم. با در نظر گرفتن شاخص توسعه مالی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای مقدار آستانه ۱/۲۴ برآورد می‌گردد.



شکل ۱: نتایج حاصل از تخمین مقدار آستانه با استفاده از روش جستجوی گرید

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از معادله تصحیح خطای آستانه‌ای با وجود یک مقدار آستانه با استفاده از روش سئو[2] (۲۰۰۹) در جدول (۵) نشان داده شده است.

الگوی تصحیح خطا تغییرات کوتاه‌مدت متغیرها را به تعادل بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در واقع، رفتار پویای کوتاه‌مدت متغیرها، از طریق تشکیل الگوی تصحیح خطا مورد بررسی قرار می‌گیرد. وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا (ECM) را فراهم می‌سازد. این الگوها که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند، در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزیی‌اند که شامل جملات پسماند مانا از یک رابطه بلندمدت، به‌عنوان متغیر مستقل هستند.

1. Grid Search
2. Seo

www.SID.ir

جدول ۵: نتایج حاصل از معادله تصحیح خطای آستانه‌ای

متغیرها	تخمین مقدار آستانه SSR=0.0891، $\gamma = 1.24$			
	$\gamma < 1.24$		$\gamma \geq 1.24$	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
ECM	-۰/۴۱	۰/۰۱	-۰/۸۰	۰/۰۲
Intercept	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰	۰/۰۵۷	۰/۰۱
FD	۰/۰۵۱	۰/۰۰	-۰/۱۱۱	۰/۰۱
Open	-۰/۰۱۱	۰/۰۳	-۰/۵۷۴	۰/۰۳
Infl	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۲	۰/۰۲
IA	-۰/۰۰۳	۰/۰۱	-۰/۰۴۳	۰/۰۰
Gs	-۰/۹۱	۰/۰۱	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از معادله تصحیح خطای آستانه‌ای بیانگر این است که قبل از رسیدن شاخص توسعه مالی به ۱/۲۴ (مقدار آستانه) افزایش شاخص توسعه مالی باعث افزایش ضریب جینی می‌گردد. به عبارتی دیگر، قبل از رسیدن به مقدار آستانه گسترش توسعه مالی موجب افزایش نابرابری درآمدی در جامعه می‌گردد. به این صورت که در مرحله اولیه توسعه هنگامی که واسطه‌های مالی کمتر توسعه‌یافته هستند، اقتصاد به‌آرامی رشد می‌کند. در این صورت جهت کاهش نابرابری درآمدی، اعتبارات تخصیصی بانک‌ها به بخش خصوصی باید افزایش یابد. ولی بعد از رسیدن به مقدار آستانه، توسعه مالی موجب کاهش نابرابری درآمدی (کاهش ضریب جینی) می‌گردد. در مرحله بلوغ (بعد از مقدار آستانه) هنگامی‌که یک ساختار مالی بسیار توسعه یافت و عوامل بیشتری به بخش واسطه مالی دسترسی پیدا کردند، درجه نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت و در نهایت ثابت و پایدار می‌شود. در نتیجه، یک حد آستانه بهینه از شاخص توسعه بازارهای مالی برای کاهش نابرابری درآمد ضروری است.

ضرایب تصحیح خطای آستانه‌ای از لحاظ اقتصادی و آماری معنادار هستند و بیانگر این هستند که سرعت تعدیل قبل و بعد از مقدار آستانه به‌ترتیب ۴۱ درصد و ۸۰ درصد هستند و سرعت تعدیل بعد از رسیدن به مقدار آستانه مورد نظر بیشتر خواهد شد و در هر دوره ۸۰ درصد از عدم تعادل‌ها در دوره بعدی تصحیح می‌شود.

باز بودن اقتصاد و درآمد سرانه، قبل و بعد از مقدار آستانه موجب کاهش نابرابری درآمدی (کاهش ضریب جینی) می‌گردند. در نتیجه، درجه باز بودن اقتصاد به‌عنوان شاخص جهانی‌شدن و درآمد سرانه می‌توانند بر نابرابری درآمدی تأثیرگذار باشد و به مقدار آستانه حساس نیستند.

Archive of SID

www.SID.ir

افزایش نرخ تورم نیز تأثیر معناداری بر روی نابرابری درآمدی دارد. ولی این متغیر به مقدار آستانه حساس است. به این معنا که قبل از رسیدن به مقدار آستانه مالی افزایش نرخ تورم موجب افزایش نابرابری درآمدی (افزایش ضریب جینی) می‌گردد؛ زیرا با توجه به محدود بودن بازارهای مالی، تورم از قدرت خرید درآمدها می‌کاهد و صاحبان درآمدهای ثابت و همه‌ی کسانی که نمی‌توانند درآمدهای خود را متناسب با افزایش قیمت‌ها بالا ببرند، زیان می‌بینند. ولی بعد از رسیدن به مقدار آستانه مالی با گسترش بازارهای مالی در جامعه و در صورت مشارکت مردم، نرخ تورم پایین می‌تواند موجب گسترش فعالیت‌های تولیدی و کاهش نابرابری درآمدی گردد.

بزرگ شدن اندازه دولت قبل از مقدار آستانه اثر منفی و معناداری بر روی نابرابری درآمدی دارد؛ به این معنا که با بزرگ شدن اندازه دولت نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. به همین دلیل، جهت کاهش نابرابری درآمدی توصیه می‌گردد اندازه دولت کاهش یابد. بعد از مقدار آستانه اندازه دولت هیچ تاثیری بر روی نابرابری درآمدی ندارد.

نتیجه‌گیری

رابطه بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد، از جمله روابط کلان اقتصادی است که در سال‌های اخیر در علم اقتصاد مطرح و مورد آزمون قرار گرفته است. توسعه بخش مالی و گسترش ابزارها و واسطه‌های مالی یکی از راه‌هایی است که می‌تواند تمرکز ثروت را کنترل نموده، امکانات بیشتری در اختیار افراد کمتر برخوردار قرار دهد و از این طریق نابرابری درآمدی را کاهش دهد.

در این پژوهش اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران به گونه‌ای مدل سازی شده است که امکان آزمون دو نظریه رقیب که یکی مبتنی بر فرض رابطه خطی و دیگری بر فرض رابطه غیرخطی است، فراهم گردد. نتایج آزمون *TVECM.HS* بیانگر همجمعی غیرخطی بین متغیرها است. نتایج بیانگر آن هستند که قبل از رسیدن به مقدار آستانه مورد نظر گسترش توسعه مالی موجب افزایش نابرابری درآمدی در جامعه می گردد. بعد از مقدار آستانه‌ای نیز گسترش توسعه بازارهای مالی روند نابرابری را کاهش می دهد. در نتیجه فرضیه U معکوس گرین وود و جووانویچ (۱۹۹۰) تایید می‌شود. باز بودن اقتصاد و درآمد سرانه، قبل و بعد از مقدار آستانه موجب کاهش نابرابری درآمدی می‌گردند.

Archive of SID

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

دهمرده، نظر و شکری، زینب (۱۳۸۹)؛ "اثرات توسعه مالی بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی؛ دوره ۱۸، شماره ۵۴: ۱۶۴-۱۴۷.

سلیمی فر، مصطفی؛ مجتهدی، سبا؛ حداد مقدم، ملیحه و زنده‌دل، هدی (۱۳۹۱)؛ "بررسی اثر تورم بر عملکرد بازارهای مالی در ایران طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۶". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران؛ دوره ۱، شماره ۲: ۱۷۷-۲۵۲.

طیب‌نیا، علی؛ زارعی، عباس و یاری، حمید (۱۳۸۹)؛ "بررسی تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی، مطالعه موردی کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا". فصلنامه سیاست‌های اقتصادی، دوره ۶، شماره ۲: ۱۵۴-۱۳۷.

عصاری، عباس؛ ناصری، علیرضا و آقایی‌خوندایی، مجید (۱۳۸۸)؛ " تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اپک"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۹، شماره ۳: ۵۱-۲۹.

www.SID.ir

فقهی کاشانی، محمد (۱۳۸۶)، تکمیل نهادهای مالی در کشور، انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی، چاپ اول، تهران.

کاوند، علی و حسنوند، داریوش (۱۳۹۲)؛ "بررسی تاثیر توسعه مالی بر عرضه صادرات غیر نفتی با کاربرد الگوی ARDL مورد ایران". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران؛ دوره ۲، شماره ۷: ۱۷۳-۱۹۵.

Ang, James, B., (2010); "Finance and inequality: the case of India", Southern Economic Journal, No. 76: 738–761.

Bec, F., M. B. Salem, and M. Carrasco (2004); "Tests for Unit-Root versus Threshold Specification With an Application to the Purchasing Power Parity Relationship", Journal of Business & Economic Statistics, No. 22: 382–395.

Beck, Thorsten, Demirgüç-Kunt, Asli, Levine, Ross, (2007); "Finance, inequality and the poor", Journal of Economic growth, No. 12: 27–49.

Bittencourt, Manoel. and Meyer, F.(2006); "Financial Development and Inequality: Brazil 1985-99", Department of Economics, University of Bristol, Discussion Paper No. 06/582.

Claessens, Stiji, Perotti, Enrico,(2007); "Finance and inequality: channels and evidence", Journal of Comparative Economics, No. 35: 748–773.

Clarke, George, G., Xu, Lixin, C., Zou, Heng-Fu, (2006); "Finance and income inequality: what do the data tell us? ", Southern Economic Journal, No. 72: 578–596.

Frimpong, Joseph. Marbuah George, (2010); "The Determinants of Private Sector Investment in Ghana: An ARDL Approach", European Journal of Social Sciences, Vol 15, NO. 2: 212-221

Greenwood, Jeremy, Jovanovic, Boyan, (1990) "Financial development, growth, and the distribution of income", Journal of Political Economy, No. 98: 1076–1107.

Hansen, Bruce E., (1996); "Inference When a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis", Econometrica, No.64: 413–430.

Hansen, Bruce E. (1999); "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference", *Journal of Econometrics*, No.39: 345-368.

Hansen, Bruce E. (2000); "Sample Splitting and Threshold Estimation", Econometrica. *Journal of Econometrics* 68(3): 575–603.

Hansen, B. and Seo, B. (2002); "Testing for two-regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models", Journal of Econometrics, No. 110: 293 – 318.

King, Robert G. & Levine, Ross, (1993), "Finance and growth :Schumpeter might be right", Policy Research Working Paper Series 1083, The World Bank.

Kim, D-H., Lin., S-C., (2011); "Nonlinearity in the financial development and income inequality nexus" Journal of Comparative Economics, No.39: 310-325.

Kim, D-H., Lin., S-C., (2011); "Nonlinearity in the financial development and income inequality nexus", Journal of Comparative Economics, No.39: 310-325.

Levine, Ross, Loayza, Norman, Beck, Thorsten, (2000); "Financial intermediation and growth: causality and causes", Journal of Monetary Economics, No. 46: 31–77.

Archive of SID

www.SID.ir

Pagano, Marco (1993); "Financial Markets and Growth- An Overview", *European Economic Review*, Vol. 37: 613-622.

Pippenger, M. K., and G. E. Goering (2000); "Additional Results on the Power of Unit Root and Cointegration Tests under Threshold Processes", Applied Economics Letters, 7(10): 641–44.

Seo, Myunghwan, (2006); "Bootstrap testing for the null of no Cointegration in a Threshold Vector Error Correction Model", Journal of Econometrics, vol. 127(1): 129-150.

Seo, M. H. (2009); "Estimation of non linear error-correction models", Working paper.

Townsend, Robert, M., Ueda, Kenichi, 2006. Financial deepening, inequality, and growth: a model-based quantitative evaluation-super-1. Review of Economic Studies, No. 73: 251–293.

Archive of SID

www.SID.ir