

## اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران

دکتر زهرا (میلا) علمی\* / فائزه آریانی\*\*

پذیرش: ۹۱/۹/۲۰

دریافت: ۹۰/۱۲/۲۲

توسعه مالی / توزیع درآمد / گشتاور تعمیم یافته (GMM) / مدل‌های پانل پویا و ایستا

### چکیده

با توجه به نقش و اهمیت نهادها و مؤسسات مالی و ارتباط آن با نابرابری، هدف اساسی این مطالعه بررسی اثر توسعه بازارهای مالی بر توزیع درآمد در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۸ استان ایران، در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ بوده است. برای این منظور، ابتدا داده‌های مربوط به ضریب جینی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP)، هزینه دولتی، تورم و متغیر جانشین توسعه و عمق مالی یعنی شاخص کارایی مالی، جمع‌آوری و سازماندهی شده و سپس، الگو با استفاده از مدل‌های پانل پویا و ایستا و برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، برآورد شده است. براساس نتایج به دست آمده از متغیر جانشین توسعه و عمق مالی، شاخص کارایی اثر معناداری بر کاهش نابرابری استان‌های ایران دارد. هزینه دولتی نیز بر خلاف نرخ تورم از جمله عوامل محرک برای کاهش نابرابری است. همچنین در این مطالعه، رابطه U معکوس کوزنتس در استان‌های کشور ایران تأیید شد و براساس نتایج به دست آمده می‌توان گفت توسعه مالی در ایران باعث کاهش نابرابری می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E44, D31.

## مقدمه

بر اساس نظریه‌های سنتی توسعه، دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر و ایجاد فرصت‌های مناسب اقتصادی برای گروه‌های کم‌درآمد، محور استراتژی‌های توسعه است؛ اما با گذشت زمان مشخص شد هرچند کشورها نرخ‌های سریع رشد اقتصادی داشتند، اما گروه‌های کم‌درآمد و فقیر از منافع ناشی از آن بهره‌چندانی نبردند. نارسایی‌های بخش‌های اقتصادی، رکود، بیکاری شدید، تغییرات جمعیتی و اقتصادی موجب شده است تا اقشار کم‌درآمد از کمک‌های دولت و سایر پیشرفت‌های جامعه بهره‌مند نشوند.

به عبارت دیگر، برای توزیع مناسب درآمد علاوه بر رشد اقتصادی مستمر، ابزارهای و سیاست‌های دیگری نیز لازم است؛ از بین روش‌ها و ابزارهای مختلف می‌توان به خدمات مالی و اعتباری‌ای اشاره کرد که امکان مشارکت گسترده افراد کم‌درآمد در فعالیت‌های اقتصادی را فراهم می‌آورد. تأثیر توسعه مالی بر متغیرهای واقعی امری پذیرفته شده است؛ افزون بر این، در حال حاضر رشد اقتصادی تنها مسیر تأثیر بخش مالی بر بخش واقعی اقتصاد نیست و توسعه مالی از مسیرهای دیگری نظیر مصرف و توزیع درآمد بخش واقعی اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

تئوری‌های نابرابری درآمدی و توسعه مالی، پیش‌بینی‌های متفاوتی از رابطه این دو متغیر بیان کرده‌اند. به این صورت که توسعه مالی در ابتدا باعث افزایش نابرابری شده و سپس با افزایش متوسط درآمد و دسترسی اکثر خانوارها به واسطه‌ها و خدمات مالی، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. برعکس آن، برخی مدل‌های دیگر یک رابطه منفی خطی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی پیشنهاد می‌کنند و نشان می‌دهند توسعه بازارها و واسطه‌های مالی به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند.<sup>1</sup>

در این مطالعه با توجه به اهمیت موضوع و ضرورت توجه به این مسأله در ایران - که همواره از ناکارآمدی بازارهای مالی آسیب دیده است - با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۸ استان ایران در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ و به کارگیری روش داده‌های تابلویی، تأثیر توسعه بازارهای مالی بر توزیع درآمد استان‌های ایران بررسی شده است. این مقاله در چهار بخش تدوین شده که بخش اول آن به مرور ادبیات تحقیق اختصاص یافته است. در بخش

1. Banerjee and Newman (1993); Galor and Zeira (1993).

دوم به داده‌ها و الگوی مورد مطالعه اشاره می‌شود. اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد با استفاده از داده‌های تابلویی استان‌های ایران در بخش سوم برآورد شده است. بخش چهارم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته و در نهایت، مقاله با منابع پایان می‌یابد.

## ۱. مروری بر ادبیات موضوع تحقیق

### ۱-۱. مبانی نظری توسعه مالی و توزیع درآمد

دیدگاه‌های اقتصادی، اثرگذاری توسعه مالی بر توزیع درآمد را از طریق کانال‌های مختلف تأیید می‌کنند. در حالت کلی، دو فرضیه متفاوت درباره اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد، یعنی فرضیه U معکوس (گرین‌وود و جووانوویچ<sup>۱</sup>) و فرضیه خطی (بانرجی و نیومن<sup>۲</sup>؛ گالور و زیرا<sup>۳</sup>) در ادبیات اقتصادی وجود دارد.

در فرضیه رابطه U معکوس توسعه مالی و توزیع درآمد، گرین‌وود و جووانوویچ راه‌حل پویایی برای رابطه میان توسعه مالی و نابرابری ارائه کردند. به این صورت که با افزایش توسعه واسطه‌های مالی، نابرابری درآمدی به شکل U معکوس خواهد بود. یعنی در مراحل اولیه رشد اقتصادی که واسطه‌های مالی کم‌تر توسعه یافته‌اند، بهبود این واسطه‌ها سبب گسترش نابرابری می‌شود؛ اما همزمان با بهبود رشد اقتصادی در مرحله میانی، افزایش متوسط درآمد موجب کاهش نابرابری درآمد می‌شود و این زمانی است که خانوارهای بیش‌تری به این واسطه‌های مالی و خدمات آن دسترسی می‌یابند. سرانجام، در مرحله نهایی رشد اقتصادی با توسعه واسطه‌های مالی، درجه نابرابری کاهش یافته و در نهایت ثابت و پایدار می‌شود.

گرین‌وود و جووانوویچ، رابطه تأمین مالی و توزیع درآمد را در قالب یک مدل رشد درون‌زا بررسی کرده‌اند. به‌عنوان مثال، اقتصادی در نظر گرفته می‌شود که زنجیره‌ای از افراد را در فاصله (۱ و ۰) در بر گرفته است. در دوره  $t$ ، فردی با ثروت  $K_t$ ، در مورد تخصیص ثروت میان مصرف  $C_t$  و سرمایه‌گذاری  $I_t$  تصمیم می‌گیرد، یعنی خواهیم داشت:

$$K_t = C_t + I_t \quad (1)$$

1. Greenwood and Jovanovich (1990).

2. Banerjee and Newman (1993).

3. Galor and Zeira (1993).

شرط حداکثرسازی مطلوبیت دوران زندگی مورد انتظار برای آن به صورت زیر است:

$$B \in (0, 1) \quad \text{MAX} \{E[\sum_{t=0}^{\infty} B^t u(C_t)]\} \quad \text{با نرخ تنزیل} \quad (۲)$$

در این اقتصاد دو نوع تکنولوژی تولید وجود دارد، اولین نوع نشان‌دهنده بازدهی نسبتاً پایین اما مطمئن  $\gamma$  برای هر واحد سرمایه است؛ در حالی که دیگری نرخ بازدهی پرریسک‌تر، اما با ارزش انتظار بالاتری را فراهم آورده و به وسیله شوک تکنولوژی که ترکیبی است از  $(t_0 + t_1)$  بیان می‌شود و در آن،  $\theta_1 \in (\underline{\theta}, \bar{\theta})$  بیانگر شوک‌های کلی و  $\varepsilon_1 \in (-\varepsilon, \varepsilon)$  شوک‌های غیر متعارف با  $E(\varepsilon_1) = 0$  است.

توسعه واسطه‌های مالی از طریق جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات تعداد زیادی از پروژه‌ها - به نحوی که به کشف شوک‌های کلی  $\theta_1$  منتهی شود - مخاطره اخلاقی<sup>۱</sup> مربوط به سرمایه‌گذاری ریسکی را نیز هم‌پوشانی<sup>۲</sup> کند. توسعه واسطه‌های مالی از طریق تجمیع، مبادله و تقسیم ریسک، به روند آرام و یکنواخت شوک‌های غیرمتعارف کمک می‌کند. برخی دیگر از نظریات برعکس فرضیه U معکوس‌گرین‌وود - جووانوویچ، رابطه خطی و منفی‌ای را میان توسعه مالی و توزیع درآمد عنوان می‌کنند. گالور و زیرا، الگوی پویای توزیع درآمد را در اقتصادی در نظر گرفته‌اند که سرمایه‌گذاری غیرقابل تقسیم بوده و نسل‌های مختلف توسط ارث به یکدیگر مربوط می‌شوند.

عاملان اقتصادی می‌توانند به‌عنوان نیروی کار غیرماهر در هر دوره کار کرده و یا در اولین دوره در سرمایه‌انسانی سرمایه‌گذاری کنند و در دومین دوره به‌عنوان نیروی کار ماهر مشغول به کار شوند؛ اما واضح است که نتیجه نقصان بازار سرمایه، ایجاد محدودیت در دسترسی سرمایه‌انسانی به اعتبارات خارجی برای تأمین وجوه لازم برای سرمایه‌گذاری است.

اقتصادی را با یک کالای مصرفی در نظر بگیرید که یا از طریق فناوری‌هایی تولید می‌شود که به افراد ماهر نیاز دارند و یا از طریق فناوری‌هایی که نیازی به این افراد ندارند. دستمزد کارگران ماهر و غیرماهر به ترتیب  $W_s$  و  $W_u$  است، به این صورت که  $W_s > W_u$ ،

1. Moral Hazard.

2. Overlapping.

یک عامل با ثروت  $y$  است که در دوره دوم مصرف ( $c$ ) می کند و سرمایه ای به میزان  $b$  ( $b=y-c$ ) برای فرزندانش خواهد گذاشت. وجوه مورد نیاز برای سرمایه گذاری در سرمایه انسانی برابر  $H$  است. افرادی که وام گرفته اند نرخ بهره  $i$  را می پردازند که از نرخ بهره  $r$  که با آن وام می دهند، بزرگ تر است.

فرض کنید تابع مطلوبیت این عامل  $U=c^\alpha b^{1-\alpha}$  است. بنابراین با حل حداکثر تابع مطلوبیت با توجه به قید  $y=c+b$ ،  $b^*=(1-\alpha)y$  و  $U^*=\theta y$  به دست می آید. بنابراین، مطلوبیت ( $U^*_U(X)$ ) عاملی که مقدار  $X$  را به ارث می برد اما آن را صرف سرمایه گذاری در سرمایه انسانی نمی کند، به شکل زیر است:

$$U^*_U(X)=\theta[(X+W_u)(1+r)+W_u] \quad (3)$$

اگر عامل میراث از سرمایه گذاری در سرمایه انسانی (یعنی  $X>h$ ) بزرگ تر انتخاب شود، مطلوبیت ( $u^*_s$ ) به این صورت است:

$$u^*_s(X)=\theta[(X-h)(1+r)+W_s] \quad (4)$$

همچنین می دانیم اگر  $u^*_s \geq u^*_U$  باشد، افراد سرمایه گذاری در آموزش را انتخاب می کنند. این شرط می تواند به صورت  $W_s-h(1+r) \geq W_u(2+r)$  نیز نشان داده شود. اگر فرد مجبور است برای آموزش قرض بگیرد، می توان رابطه (۵) را نوشت:

$$X \geq F = \frac{W_u(z+r) - W_s + h(1+i)}{i-r} \quad (5)$$

همچنین فرض کنید  $X_t$  بیانگر میراث دریافتی توسط فرد متولد شده در زمان  $t$  باشد. میراثی که او برای فرزندانش باقی می گذارد ( $b(X_t)$ ) را نیز می توان به صورت زیر نوشت:

$$f(X) = \begin{cases} (1-\alpha)[(X_t+W_u)(1+r)+W] & \text{if } X_t < f \\ (1-\alpha)[(X_t-h)(1+i)+W_s] & \text{if } f \leq X_t \leq h \\ (1-\alpha)[(X_t-h)(1+r)+W_s] & \text{if } X_t \geq h \end{cases} \quad (6)$$

در نتیجه، این گونه استنباط می شود که توزیع ثروت برای سطح بلندمدت درآمد

موضوع بسیار مهمی است و به دلیل میراث، نابرابری بین نسلی دائمی و همیشگی بوده و در بلندمدت یک دو قطبی ثروت بین نیروی کار فاقد مهارت با درآمد پایین ایجاد خواهد شد. در هر حال، توسعه بازارهای مالی دسترسی خانواده‌های فقیر به اعتبارات را راحت‌تر می‌کند. با توسعه بازارهای مالی، محدودیت‌های اعتباری پیش روی عوامل کم‌درآمد کم‌تر شده و این امر به نوبه خود به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند.

پیش‌بینی‌های مشابهی نیز در مدل بانرجی و نیومن مشاهده می‌شود. آن‌ها یک رابطه منفی و خطی میان تأمین مالی و توزیع درآمد پیشنهاد کرده‌اند که در آن، توسعه بازارهای مالی و واسطه‌های مالی از طریق حذف نقصان بازار سرمایه، منجر به فراهم آوردن فرصت‌های بیش‌تر برای افراد کم‌درآمد برای دریافت وام و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های پر بازده، و در نهایت کاهش نابرابری درآمدی می‌شود.

طبق نظر آقیون و بولتون<sup>۱</sup>، در مراحل اولیه توسعه به دلیل انباشت کم سرمایه، نرخ بهره بالا بوده و ثروتمندان وام‌دهنده از نرخ بالای بهره منتفع می‌شوند و ثروت‌شان سریع‌تر از گروه‌های میانی وام‌گیرنده رشد می‌کند؛ در نتیجه نابرابری افزایش می‌یابد. در مراحل بعدی توسعه، نرخ بهره به تدریج کاهش می‌یابد. کاهش نرخ بهره در بازار سرمایه به نفع وام‌گیرندگان و به ضرر وام‌دهندگان است. بنابراین، ثروت طبقه متوسط به تدریج به ثروتمندان نزدیک شده و نابرابری کاهش می‌یابد.

در این صورت، طبقه متوسط برای سرمایه‌گذاری نیاز کم‌تری به گرفتن وام داشته، و به دلیل کاهش سهم دیگران در تأمین مالی سرمایه‌گذاری، انگیزه طبقه میانی برای حداکثر کردن سود و تلاش برای موفقیت پروژه‌های‌شان افزایش می‌یابد؛ در عین حال انگیزه ثروتمندان کاهش می‌یابد. بنابراین، افزایش کارآیی تولید در اثر یک سیاست باز توزیع، مشروط بر این است که نتیجه افزایش تلاش و انگیزه طبقات میانی و فقیر از کاهش تلاش و انگیزه طبقه غنی بیش‌تر باشد. در این شرایط، دولت می‌تواند در مسیر رشد اقتصادی و استفاده از سیاست مناسب، باز توزیع درآمد را افزایش دهد. در این صورت، کارآیی و برابری نه تنها ناسازگار نیست، بلکه هر دو امکان‌پذیر خواهند بود.

1. Banerjee and Newman (1993).

2. Aghion and Bolton (1992, 1997).

محدودیت‌های اعتباری یکی از اصلی‌ترین عوامل ایجاد و تداوم فقر است. عدم دسترسی به اعتبارات موجب می‌شود افراد فقیر نتوانند از فرصت‌های سرمایه‌گذاری استفاده کنند. بنابراین، در اقتصادی که از سطوح پایین توسعه مالی برخوردار است، محدودیت‌های زیاد برای کسب اعتبارات، می‌تواند باعث نابرابری درآمدی زیادی شود. آنچه از مطالعه فرضیات هردو گروه بر می‌آید حاکی از آن است که توسعه مالی موجب کاهش نابرابری درآمدی و ارتقای رشد اقتصادی می‌شود.

## ۱-۲. مطالعات تجربی توسعه مالی و توزیع درآمد

ناتوانی نظریات اقتصادی در توجیه رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی، به شکل‌گیری مطالعات تجربی بسیار گسترده در این زمینه منجر شده است. این مطالعات تجربی با بهره‌گیری از داده‌های اقتصادی مختلف و به کارگیری الگوهای اقتصادسنجی متفاوت می‌کوشند رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی را مشخص کنند. از مهم‌ترین این مطالعات در ایران می‌توان به تقوی و دیگران (۱۳۹۰)، تقوی و خلیلی عراقی (۱۳۸۴) اشاره کرد.

در مورد اثر بازارهای مالی بر توزیع درآمد همواره اختلاف نظر بوده است. با این وجود، با مراجعه به مطالعات تجربی می‌توان مطالعاتی را مشاهده کرد که در آن، توسعه بازارهای مالی با گسترش دسترسی به خدمات مالی میان دهک‌های پائین درآمدی، به کاهش فقر منجر شده است.

لی و زو<sup>۱</sup>، اثر تعمیق مالی بر نابرابری درآمدی از سال ۱۹۷۴ تا سال ۱۹۹۴ را در ۴۹ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه بررسی کرده‌اند. براساس نتایج مطالعه آن‌ها، توسعه مالی به کاهش نابرابری منجر شده است. همچنین، نتایج مطالعه آن‌ها در چین نشان می‌دهد که توسعه بازارهای مالی، متوسط درآمد ۸۰ درصد جمعیت میانی کشور چین را افزایش داده است.

جلیلیان و کرک پاتریک<sup>۲</sup> در یک مطالعه تجربی، برای آزمون اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد، از داده‌های پانل چند کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته در سال‌های ۱۹۶۵ تا ۱۹۹۰ استفاده کرده‌اند. براساس نتایج حاصل، نابرابری درآمدی همزمان با توسعه بازارها و

1. Li and Zou (1998).

2. Jalilian and Kirkpatrick (2002).

واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. همچنین، نتایج تجربی آن‌ها فرضیه U معکوس کوزنتس را تأیید می‌کند.

کلارک و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۳)، در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی اقتصادسنجی پویای پانل، اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد را در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۵ بررسی کرده‌اند. براساس نتایج مطالعه آن‌ها، در کشورهایی که بخش مالی توسعه‌یافته‌تری دارند، نابرابری کم‌تر است. همچنین، نابرابری درآمدی همزمان با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. به این ترتیب، نتایج تجربی آن‌ها فرضیه‌های خطی مطرح‌شده توسط گالور و زیرا<sup>۲</sup> را به شدت تأیید می‌کند. با این وجود، کلارک و همکارانش مدرکی در مورد رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری نیافته‌اند.

طبق نظر بک و همکاران<sup>۳</sup>، کشورهایی که واسطه‌های مالی توسعه‌یافته‌تری دارند، درآمد پایین‌ترین دهک سریع‌تر از سرانه GDP متوسط رشد کرده و توزیع درآمد بهبود می‌یابد. همچنین براساس مطالعه آنان، حدود ۴۰ درصد تأثیر بلندمدت توسعه مالی بر رشد درآمدی دهک پایین جمعیت به دلیل تأثیر توسعه مالی بر کاهش نابرابری و ۶۰ درصد آن به علت تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی است.

لیانگ<sup>۴</sup>، در دو مقاله به‌طور جداگانه اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی چین را بررسی کرده است. در مطالعه مربوط به مناطق شهری، دوره زمانی مطالعه وی بعد از اصلاحات مالی (سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۰) انتخاب شده و الگوی مورد استفاده روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) بوده است. نتایج این تحقیق، نشانگر اثر مثبت توسعه مالی بر کاهش نابرابری درآمدها است.

لیانگ (۲۰۰۶)، در مقاله‌ی دیگر خود، رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در مناطق روستایی چین را در سال‌های ۱۹۹۱-۲۰۰۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) بررسی کرده است. نتایج این تحقیق نشان‌دهنده رابطه خطی و منفی توسعه مالی و نابرابری درآمدی است.

1. Clarke and Others (2003).

2. Galor and Zeira (1993).

3. Beck and Others (2004).

4. Liang (2006).



باکارزا و ریوجا، با مطالعه کشوری در منطقه کارائیب و با استفاده از الگوی اقتصاد سنجی پویای پانل، اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد را بررسی کرده‌اند. براساس نتایج این تحقیق، دهک‌های پایین درآمدی تحت تأثیر توسعه مالی قرار نمی‌گیرند؛ اما دهک‌های دوم و سوم در اثر توسعه مالی، وضعیت درآمدی بهتری خواهند داشت. در این مطالعه تأکید شده است که توسعه مالی در کشورهای توسعه‌نیافته اثر چندانی بر توزیع درآمد نخواهد داشت.

طبق نظر زوانگ و دیگران<sup>۲</sup>، توسعه مالی علاوه بر افزایش رشد اقتصادی منجر به کاهش فقر در کشورهای درحال توسعه نیز می‌شود. با این وجود، آن‌ها مدرکی برای رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری نیافتند.

در ایران مطالعات اندکی درباره اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد انجام شده است که به ترتیب تقدّم تاریخی به شرح زیراند:

حسن‌زاده و همکاران (۱۳۸۵)، تأثیر اعتبارات خرد اعطاشده بر کاهش فقر و افزایش درآمد سرانه ۲۸ استان ایران در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ را بررسی کرده‌اند. تأثیر متغیر نسبت تسهیلات قرض‌الحسنه (جایگزین متغیر اعتبارات خرد) بر روی متغیر درآمد سرانه (شاخص کاهش نابرابری) نشان می‌دهد کاهش فقر از طریق اعطای اعتبارات خرد، فقط از مسیر ایجاد اشتغال و برابری فرصت‌های شغلی امکان‌پذیر است.

طبق نظر عصارای و همکاران (۱۳۸۷)، توسعه مالی از طریق تأثیر بر رشد اقتصادی می‌تواند سهم به‌سزایی در کاهش فقر و نابرابری کشورهای عضو اوپک داشته باشد. آن‌ها در مطالعه خود، نخست فرایند علت و معلولی توسعه مالی، رشد اقتصادی و فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک را در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴ آزمودند. سپس، با استفاده از داده‌های تابلویی پویا، ایستا و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته، اثر توسعه مالی بر فقر را بررسی کرده‌اند.

زارعی (۱۳۸۷)، با استفاده از داده‌های تابلویی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا در سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵، نشان می‌دهد که رشد اقتصادی این کشورها در ۱۵ سال منتهی به

1. Bacarreza and Rioja (2008).

2. Zhuang et al. (2009).

سال ۲۰۰۵، فقرگرا بوده و درجه فقرگرایی آن بالا است؛ بنابراین، با توجه به اثرات توسعه مالی بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌توان نتیجه گرفت که توسعه مالی در سطوح کلان به نفع افراد فقیر بوده است.

سالم و عرب یارمحمدی (۱۳۹۰)، با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۶، اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران را به گونه‌ای که امکان بازسنجی دو نظریه رقیب که یکی ناظر بر رابطه خطی و دیگری ناظر بر رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد است، مدل‌سازی کرده‌اند. براساس نتایج مطالعه آن‌ها، توسعه مالی رابطه منفی و معناداری با توزیع درآمد داشته و این رابطه با فرضیه گرین‌وود جووانوویچ غیرخطی مطابقت دارد. همچنین، با افزایش درآمد سرانه، نابرابری توزیع درآمد با نرخ منفی افزایش می‌یابد.

طبق مطالعه جابری خسروشاهی و دیگران (۱۳۹۱)، ارتباط توسعه مالی و ضریب جینی مثبت و کاهنده است. آن‌ها در مطالعه خود، اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد را در دوره زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۷ و با استفاده از روش الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) آزموده‌اند. براساس نتایج مطالعه آن‌ها، سرمایه انسانی و تورم اثر مثبتی بر توزیع درآمد داشته و ضرایب برآورد در طول دوره مورد مطالعه باثبات هستند.

براساس مبانی نظری ارائه شده و مطالعات انجام شده قبلی، می‌توان چنین استنباط کرد که بازارها و واسطه‌های مالی با ساختار مناسب، هزینه‌های اطلاعات و مبادلات را کاهش داده و به این طریق، جریان تخصیص منابع را بهبود بخشیده و با افزایش پس‌انداز منجر به افزایش نرخ رشد می‌شود. همچنین، با افزایش دسترسی به اعتبارات و واسطه‌های مالی توسعه یافته از طریق تسهیل شرایط ورود برای بنگاه‌های جدید، نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت.

## ۲. معرفی داده‌ها و الگوی تحقیق

### ۲-۱. داده‌ها

در این مطالعه برای ارزیابی اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد از داده‌های تابلویی استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ استفاده شده است. متغیرهای به کاررفته در این مطالعه شامل ضریب جینی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) سرانه، هزینه دولتی، تورم و

متغیر جانشین توسعه و عمق مالی یعنی شاخص کارایی مالی بوده است.

به دلیل آن که معیار مستقیمی برای اندازه‌گیری درجه توسعه نظام بانکی یا بازار اوراق بهادار وجود ندارد، برای اندازه‌گیری حجم نظام بانکی از معیارهای جانشین و برای اندازه‌گیری درجه توسعه‌یافتگی مالی از فعالیت بازار اوراق بهادار استفاده می‌شود. در مطالعه کمیجانی و نادعلی (۱۳۸۶) به هفت شاخص بانکی معرف توسعه مالی و تعمیق مالی اشاره شده است. این شاخص‌ها عبارت‌اند از:

نرخ سود واقعی بانکی، شاخص ابزاری توسعه مالی، شاخص ژرفای مالی، شاخص بنیانی مالی، شاخص ساختاری مالی، شاخص اندازه واسطه‌گرهای مالی و شاخص کارایی مالی که در این مطالعه از آن استفاده شده است (برابر با نسبت بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی (GDP) است).

در این پژوهش برای سنجش نابرابری از ضریب جینی استفاده شده است. ضریب جینی معیاری است که به‌طور وسیع برای نشان دادن شدت نابرابری استفاده می‌شود و به جینی<sup>۱</sup> (۱۹۱۲) منتسب شده است و بعدها توسط ریسی<sup>۲</sup>، دالتون<sup>۳</sup>، اتکینسون<sup>۴</sup>، نیوبری<sup>۵</sup> و دیگران مورد بررسی و تحلیل بیش‌تری قرار گرفت.

همچنین، برای بررسی دقیق‌تر تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد، اثر سایر عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در معادله رگرسیون با لحاظ کردن متغیرهای لازم کنترل می‌شود. متغیرهای کنترل، وقفه متغیر وابسته، نرخ تورم (رشد شاخص قیمت‌های شهری)، نرخ رشد GDP و هزینه دولتی (مجموع عملکرد اعتبارات هزینه‌ای دستگاه‌های اجرایی از محل درآمد عمومی و عملکرد تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استان‌ها از محل درآمد عمومی) را شامل می‌شود. داده‌ها از مرکز آمار ایران در سال‌های مختلف جمع‌آوری شده‌اند و متوسط متغیرهای تحقیق در دوره هفت ساله (سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵) برای استان‌های کشور در جدول (۱) ارائه شده است.

1. Gini (1912).
2. Ricci (1916).
3. Dalton (1920).
4. Atkinson (1970).
5. Newbery (1970).

جدول ۱- میانگین هفت ساله (۱۳۷۹-۱۳۸۵) متغیر وابسته و متغیرهای کنترل به کاررفته در مطالعه

| استان                   | میانگین شاخص توسعه مالی | میانگین ضریب جینی | میانگین تولید ناخالص داخلی | میانگین نرخ تورم | میانگین هزینه دولتی |
|-------------------------|-------------------------|-------------------|----------------------------|------------------|---------------------|
| آذربایجان شرقی          | ۱۷/۲۵                   | ۰/۴۳              | ۵۰۳۲۰/۸۹                   | ۱۲/۴۰            | ۳۴۶۵/۷۱             |
| آذربایجان غربی          | ۲۷/۲۹                   | ۰/۴۰              | ۲۷۱۸۷/۴۷                   | ۱۲/۷۷            | ۲۸۵۰/۵۷             |
| اردبیل                  | ۳۹/۷۶                   | ۰/۳۹              | ۱۳۲۲۵/۵۳                   | ۱۱/۹۹            | ۱۶۲۷/۸۶             |
| اصفهان                  | ۱۰/۲۶                   | ۰/۴۰              | ۸۳۰۸۷/۴۳                   | ۱۳/۳۹            | ۴۴۴۰/۷۱             |
| ایلام                   | ۵۰/۴۷                   | ۰/۴۴              | ۱۱۵۸۸/۷۹                   | ۱۳/۰۷            | ۱۲۸۴/۵۷             |
| بوشهر                   | ۳۰/۳۰                   | ۰/۳۸              | ۲۹۶۱۱/۰۶                   | ۱۱/۶۱            | ۱۸۸۰/۴۳             |
| تهران                   | ۱۲/۹۱                   | ۰/۴۰              | ۳۳۷۰۸۶/۴۹                  | ۱۳/۹۶            | ۸۲۲۶/۷۱             |
| چهارمحال<br>بختیاری     | ۵۲/۸۴                   | ۰/۳۴              | ۸۳۳۵/۹۳                    | ۱۳/۳۱            | ۱۳۸۲/۱۴             |
| خراسان                  | ۲۰/۲۹                   | ۰/۴۱              | ۸۱۵۲۶/۹۳                   | ۱۱/۶۱            | ۷۷۶۳/۵۷             |
| خوزستان                 | ۱۱/۵۲                   | ۰/۳۴              | ۳۲۱۹۶۸/۲۰                  | ۱۳/۳۸            | ۵۶۵۶/۲۹             |
| زنجان                   | ۳۱/۴۶                   | ۰/۴۴              | ۲۰۰۶۳/۳۰                   | ۱۳/۳۰            | ۱۲۹۳/۲۹             |
| سمنان                   | ۲۸/۳۴                   | ۰/۳۲              | ۱۰۴۹۴/۰۹                   | ۱۲/۱۲            | ۹۴۹/۸۶              |
| سیستان و<br>بلوچستان    | ۷۴/۸۲                   | ۰/۴۴              | ۱۵۳۴۵/۹۸                   | ۱۲/۶۹            | ۲۵۴۳/۸۶             |
| قزوین                   | ۲۱/۰۳                   | ۰/۳۸              | ۵۷۴۰۴/۹۰                   | ۱۳/۹۶            | ۴۹۷۵/۰۰             |
| قم                      | ۱۷/۳۷                   | ۰/۳۵              | ۱۹۵۵۹/۴۷                   | ۱۲/۴۷            | ۱۱۹۶/۰۰             |
| کردستان                 | ۲۰/۲۷                   | ۰/۳۵              | ۱۳۱۳۱/۰۷                   | ۱۱/۹۳            | ۱۰۳۰/۵۷             |
| کرمان                   | ۴۹/۴۸                   | ۰/۳۸              | ۱۲۹۷۲/۲۷                   | ۱۲/۴۳            | ۱۹۱۸/۴۳             |
| کرمانشاه                | ۳۲/۴۵                   | ۰/۴۵              | ۳۶۰۴۸/۲۹                   | ۱۳/۰۲            | ۳۴۰۴/۵۷             |
| کهگیلویه و<br>بویر احمد | ۴۶/۹۶                   | ۰/۴۱              | ۱۹۵۶۹/۲۶                   | ۱۴/۴۷            | ۲۶۷۹/۴۳             |
| گلستان                  | ۹/۷۵                    | ۰/۴۰              | ۵۶۷۶۴/۸۷                   | ۱۲/۶۰            | ۱۲۶۶/۱۴             |
| گیلان                   | ۳۴/۵۳                   | ۰/۴۷              | ۱۸۱۰۳/۱۳                   | ۱۲/۴۵            | ۱۹۶۲/۵۷             |

| استان         | میانگین شاخص توسعه مالی | میانگین ضریب جینی | میانگین تولید ناخالص داخلی | میانگین نرخ تورم | میانگین هزینه دولتی |
|---------------|-------------------------|-------------------|----------------------------|------------------|---------------------|
| لرستان        | ۲۴/۲۵                   | ۰/۴۱              | ۳۰۲۶۵/۵۷                   | ۱۲/۷۱            | ۲۹۷۰/۸۶             |
| مازندران      | ۴۲/۲۰                   | ۰/۴۱              | ۱۶۶۶۶/۶۶                   | ۱۳/۹۷            | ۲۲۹۰/۱۴             |
| مرکزی         | ۱۵/۴۲                   | ۰/۳۹              | ۴۵۸۷۶/۶۷                   | ۱۲/۶۷            | ۳۴۴۳/۰۰             |
| هرمزگان       | ۱۷/۱۲                   | ۰/۴۴              | ۲۹۵۰۵/۵۹                   | ۱۲/۸۵            | ۱۶۴۷/۰۰             |
| همدان         | ۳۵/۸۱                   | ۰/۳۵              | ۲۴۹۴۳/۵۹                   | ۱۳/۲۴            | ۲۰۲۱/۷۱             |
| یزد           | ۲۴/۸۵                   | ۰/۴۴              | ۱۹۴۹۴/۱۴                   | ۱۲/۸۰            | ۲۰۰۰/۸۶             |
| تعداد مشاهدات | ۱۶۸                     | ۱۹۶               | ۱۶۸                        | ۱۹۶              | ۱۹۶                 |

منبع: محاسبات تحقیق.

در سال‌های اخیر وضعیت مالی در ایران بهبود نسبی یافته است. افزایش سهم بانک‌های غیردولتی در صنعت بانکداری، افزایش سهم بخش خصوصی از اعتبارات بانک‌ها، کاهش تمرکز در بخش بانکی و افزایش نسبت تسهیلات اعطایی به سپرده‌های بخش غیردولتی را می‌توان از جمله عوامل بهبود نسبی توسعه مالی کشور ذکر کرد.

اما می‌توان چنین گفت که کاهش دستوری نرخ سود بانکی در شرایط تورمی، افزایش نقش دولت در تنظیم و تخصیص اعتبارات بانکی و همچنین محدودیت استفاده از اوراق مشارکت دولت در تأمین مالی هزینه‌های اجرایی طرح‌های اقتصادی از عوامل محدودکننده توسعه مالی کشور بوده است.

اطلاعات مربوط به سه دهه منتهی به سال ۱۳۸۵، توزیع درآمد در ایران را به این شکل نشان می‌دهد که تمرکز درآمد کشور نسبت به بسیاری از کشورهای جهان شدت بیش‌تری داشته است. برای ارائه تصویری از توزیع درآمد در ایران، به‌سختی می‌توان از دهه ۴۰ عقب‌تر رفت؛ زیرا آمارهای منسجم و قابل‌اتکایی برای دهه‌های پیش از آن در دست نیست و تنها می‌توان به برخی برآوردهای غیردقیق بسنده کرد. روند توزیع درآمد از سال ۱۳۷۹ تا سال ۱۳۸۱، نیز حدوداً ۰/۴۲ بوده است. ضریب جینی از سال ۱۳۸۳ به بعد، روند افزایشی داشته است. این ضریب در جامعه شهری و روستایی رو به افزایش گذاشته و این امر نشان‌دهنده شکاف درآمدی میان دهک‌های مختلف است. در فاصله سال‌های ۱۳۸۳

تا ۱۳۸۵، توزیع درآمد در مناطق شهری از مناطق روستایی مناسب‌تر است. در واقع، توزیع درآمد در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری پرنوسان‌تر و نامتعادل‌تر بوده است.

## ۲-۲. الگوی تحقیق

روش داده‌های تابلویی در تشخیص و اندازه‌گیری اثراتی که در مطالعات مقطعی و سری زمانی خاص به راحتی قابل پیش‌بینی نیستند، توانایی بهتری دارد و اجازه می‌دهد مدل‌های در مقایسه با داده‌های مقطعی یا سری زمانی خاص، رفتار پیچیده‌تری ساخته و مورد آزمایش قرار دهند<sup>۱</sup>. بنابراین در این تحقیق از روش داده‌های تابلویی استفاده شده و برای برآورد الگو از نرم‌افزار ایویوز<sup>۲</sup> استفاده شده است.

اما مسأله اساسی در استفاده از روش‌های برآورد معمول مانند روش حداقل مربعات خطا و ماکزیمم درست‌نمایی، آن است که این برآوردگرها در حالت تعداد مشاهدات زیاد و دوره زمانی کم برای پارامترهای داده‌های تابلویی پویا ناسازگارند. از آن‌جا که ممکن است برخی از فرض‌های معمول مدل رگرسیون مانند ناهمبستگی متغیر توضیحی و مؤلفه‌های خطا، برقرار نباشد، روش‌های دیگری مانند متغیرهای ابزاری پیشنهاد شده است که عموماً بر اساس تفاضل‌ها عمل می‌کنند؛ زیرا، به‌طور کلی در یک مدل تعداد برآوردگرهای به‌دست‌آمده بر اساس این متغیرها برای یک پارامتر به‌عنوان یک روش (GMM) زیاد بوده است، لذا روش گشتاوری تعمیم‌یافته جایگزین برای برآوردیابی مدل‌های رگرسیون خطی پویای پانلی ارائه شده است.

بنابراین برای برآورد الگوی داده‌های تابلویی پویا از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده که توسط آرلانو و باند<sup>۳</sup> گسترش یافته است. در الگوی پانل پویا، وقفه متغیر وابسته با جمله اخلاص همبستگی داشته و به این جهت از وقفه متغیر وابسته و وقفه سایر متغیرها به‌عنوان ابزاری برای وقفه متغیر وابسته مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM استفاده می‌شود. در این بخش از پژوهش، دو الگوی (۷) و (۸) برای بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد ارائه می‌شود.

1. Baltagi (2005).

2. Eviews 6.

3. Arellano and Bond (1991).

## ۲-۲-۱. الگوی اول

به منظور ارزیابی اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمد بر اساس پیشنهاد باکارزا و ریوجا<sup>۱</sup> از الگوی (۷) استفاده می‌شود:

$$Y_{i,t} - Y_{i,t-1} = (\alpha - 1)Y_{i,t-1} + \beta FD_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

که در آن  $Y$  لگاریتم ضریب جینی،  $FD$  متغیر کلیدی مورد مطالعه یعنی لگاریتم شاخص توسعه مالی و  $X$  بردار متغیرهای توضیحی شامل لگاریتم متغیرهای کنترل است. این فرضیه باید آزمون شود که آیا ضریب  $\beta$  مثبت و معنی‌دار است یا خیر؟ وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست معادله (۶) بیانگر تصریح پویای مدل است.  $\eta$  تأثیرات مشاهده‌نشده هر کشور و  $\varepsilon$  جزء خطا است. اندیس  $i$  نشان‌دهنده استان و اندیس  $t$  نشان‌دهنده زمان است.

متغیرهای کنترل عبارت‌اند از: نرخ تورم (شاخصی از وضعیت اقتصاد کلان)، هزینه دولتی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (همانند مطالعه دلار و کری<sup>۲</sup>) است.

## ۲-۲-۲. الگوی دوم

بر اساس مبانی نظری ارائه‌شده، گرینوود و جوانوویچ<sup>۳</sup> فرضیه غیرخطی اثر توسعه مالی بر نابرابری ( $U$  معکوس کوزنتس) را پیشنهاد کرده‌اند. برای بررسی آزمون  $U$  معکوس کوزنتس از الگوی (۸) استفاده شده است<sup>۴</sup>:

$$Y_{i,t} - Y_{i,t-1} = (\alpha - 1)Y_{i,t-1} + \beta FD_{i,t} + \gamma X_{i,t} + GDP^2_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

که در آن  $GDP^2$  توان دوم  $GDP$  سرانه است. بقیه متغیرهای استفاده‌شده در مدل، همانند الگوی اول هستند.

1. Bacarreza and Rioja.

۲. این متغیرها در مطالعه بک و همکاران (۲۰۰۷) استفاده شده است.

3. Dollar and Kraay (2002).

4. Greenwood and Jovanovic (1990).

5. Liang (2006).

### ۳. برآورد الگو

این قسمت به برآورد دو الگوی (۷) و (۸) اختصاص یافته است. به این منظور، ابتدا مانایی لگاریتم تمام متغیرهای به کاررفته در مدل آزمون می‌شود. برای این منظور از سه روش مهم آزمون‌های ریشه واحد با داده‌های تابلویی استفاده شده است. برای تشریح این آزمون‌ها، الگوی  $AR(1)$  بین بخشی (۹) در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_{it} = \rho_i Y_{it-1} + X_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

که در آن  $Y_{it}$  متغیر مورد بررسی (متغیرهای کنترل و وابسته)،  $i=1, 2, \dots, N$  معرف استان‌ها،  $t=1, 2, \dots, T_i$  تعداد مشاهدات سری زمانی در هر استان،  $X_{it}$  عرض از مبدأ و روند،  $\delta_i$  ضریب خودهمبستگی و  $\varepsilon_i$  جمله اخلاص بوده که فرض می‌شود در بین استان‌های مختلف مستقل از یکدیگرند. اگر  $|\rho_i| < 1$  باشد، در این صورت متغیر مورد نظر مانا و چنانچه  $|\rho_i| = 1$  باشد،  $Y_i$  دارای ریشه واحد و نامانا تلقی می‌شود.

در این آزمون، دو پیش فرض برای  $\rho_i$  وجود دارد، اول این که فرض می‌شود عوامل مشترکی میان استان‌های مختلف وجود دارد به طوری که  $\rho_i$  همه استان‌ها یکسان است ( $\rho_i = \rho$ ) به ازای هر  $i$  یا برای تمام استان‌ها). آزمون LLC<sup>۱</sup>، برتونگ<sup>۲</sup> و هدری<sup>۳</sup> براساس این فرض پایه گذاری شده‌اند.

فرض دوم این است که  $\rho_i$  استان‌ها یکسان در نظر گرفته نشود. آزمون IPS<sup>۴</sup> و آزمون فیشر<sup>۵</sup> نیز بر این فرض استوارند. همچنین فرضیه صفر در آزمون هدری، عدم وجود ریشه واحد است؛ درحالی که در سایر آزمون‌ها فرضیه صفر عبارت است از وجود یک ریشه واحد. خلاصه نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۲) ارائه شده است. براساس نتایج این جدول، متغیرهای مذکور پس از یکبار تفاضل گیری براساس کلیه آماره‌های عنوان شده مانا شده‌اند.

1. Levin, Lin and Chu (2002).

2. Breitung (2002).

3. Hadri (2003).

4. Im, Pesaran and Shin (2003).

5. Fisher (1999).



جدول ۲- نتایج آزمون‌های ریشه واحد متغیر وابسته و متغیرهای کنترل به کار رفته در مطالعه

| متغیر                          | روش آزمون                   | آماره آزمون<br>(P-value) | نتیجه آزمون                              |
|--------------------------------|-----------------------------|--------------------------|--|
| ضریب جینی                      | Hadri Z-stat                | ۷/۵۰ (۰/۰۰۰)             | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
|                                | Im, pesaran and Shin W-stat | -۴/۶۶ (۰/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
|                                | Levin, Lin and Chu t        | -۱۲/۴۶ (۰/۰۰۰)           | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
| تفاضل مرتبه اول<br>ضریب جینی   | Hadri Z-stat                | ۵/۵۰ (۰/۰۰۰)             | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
|                                | Im, pesaran and Shin W-stat | -۲/۷۴ (۰/۰۰۳)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
|                                | Levin, Lin and Chu t        | -۲۸/۱ (۰/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
| کارایی مالی                    | Hadri Z-stat                | ۶/۶۲ (۰/۰۰۰)             | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
|                                | Im, pesaran and Shin W-stat | -۴/۳۸ (۰/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
|                                | Levin, Lin and Chu t        | -۸/۰۵ (۰/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
| تفاضل مرتبه اول<br>کارایی مالی | Hadri Z-stat                | ۶/۶۲ (۰/۰۰۰)             | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
|                                | Im, pesaran and Shin W-stat | -۶/۵ (۰/۰۰۰)             | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
|                                | Levin, Lin and Chu t        | -۵۴/۸۵ (۰/۰۰۰)           | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.      |
| تولید ناخالص<br>داخلی          | Hadri Z-stat                | ۱۰/۳۶ (۰/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود. |
|                                | Im, pesaran and Shin W-stat | ۱۶/۰۸ (۱/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می‌شود. |

| متغیر                              | روش آزمون                   | آماره آزمون<br>(P-value) | نتیجه آزمون                              |
|------------------------------------|-----------------------------|--------------------------|--|
| تولید ناخالص داخلی                 | Levin, Lin and Chu t        | ۲۱/۷۱ (۱/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می شود. |
|                                    | Hadri Z-stat                | ۵۴/۸۶ (۰/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
|                                    | Im, pesaran and Shin W-stat | -۲/۴۹ (۰/۰۰۶)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
| تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی | Levin, Lin and Chu t        | -۲۶/۰۶ (۰/۰۰۰)           | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
|                                    | Hadri Z-stat                | ۶/۴۹ (۰/۰۰۰)             | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
|                                    | Im, pesaran and Shin W-stat | -۱/۸۹ (۰/۰۲۹)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
| تورم                               | Levin, Lin and Chu t        | -۸/۶۹ (۰/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
|                                    | Hadri Z-stat                | ۵۴/۸۶ (۰/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
|                                    | Im, pesaran and Shin W-stat | -۲/۴۹ (۰/۰۰۶)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
| تفاضل مرتبه اول تورم               | Levin, Lin and Chu t        | -۲۶/۰۶ (۰/۰۰۰)           | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
|                                    | Hadri Z-stat                | ۹/۶۶ (۰/۰۰۰)             | فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می شود  |
|                                    | Im, pesaran and Shin W-stat | ۱۷/۳۵ (۱/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می شود  |
| هزینه دولتی                        | Levin, Lin and Chu t        | ۲۷/۲۲ (۱/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی پذیرفته می شود  |
|                                    | Hadri Z-stat                | ۲۲/۴۲ (۰/۰۰۰)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |
|                                    | Im, pesaran and Shin W-stat | -۱/۷۱ (۰/۰۰۴)            | فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می شود       |

| نتیجه آزمون                        | آماره آزمون<br>(P-value) | روش آزمون            | متغیر                       |
|------------------------------------|--------------------------|----------------------|-----------------------------|
| فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود | ۲۰/۴ - (۰/۰۰۰)           | Levin, Lin and Chu t | تفاضل مرتبه اول هزینه دولتی |

منبع: محاسبات تحقیق.

از آن‌جا که ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی متغیرها، مانا (و بدون روند تصادفی) باشد، به کمک تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی می‌توان رابطه بلندمدت را آزموده و برآورد کرد. آزمون هم‌انباشتگی به‌هنگام استفاده از داده‌های تابلویی به روش پیشنهادی پدرونی<sup>۱</sup> انجام می‌شود. نتایج این آزمون (با فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی برای این آزمون) در جدول (۳) آمده است.

براساس نتایج ارائه‌شده در جدول (۳) هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین ضریب جینی و تولید ناخالص داخلی در دو آماره گروه در سطح ۱ درصد پذیرفته می‌شود. این نتایج نشان‌گر وجود یک ارتباط قوی بلندمدت میان ضریب جینی، شاخص توسعه مالی، نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی و هزینه‌های دولتی در استان‌های ایران است.

### جدول ۳- نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

| بدون عرض از مبدأ |           | روش آزمون           |
|------------------|-----------|---------------------|
| آماره آزمون      | (P-value) |                     |
| -۴/۱۲۳           | ۱/۰۰۰     | Panel v-Statistic   |
| ۳/۰۴۵            | ۰/۹۹۸     | Panel rho-Statistic |
| -۵/۰۸۰           | ۰/۰۰۰     | Panel PP-Statistic  |
| -۷/۱۲۳           | ۰/۰۰۰     | Panel ADF-Statistic |
| ۵/۶۶۷            | ۱/۰۰۰     | Group rho-Statistic |
| -۷/۲۸۰           | ۰/۰۰۰     | Group PP-Statistic  |
| -۱۲/۴۴۵          | ۰/۰۰۰     | Group ADF-Statistic |

منبع: محاسبات تحقیق.

با اطمینان از مانایی متغیرهای به کاررفته در مدل برآورد هر دو الگو، ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدأ جداگانه برای هر یک از استان‌ها، از آماره  $F$  استفاده می‌شود. با توجه به این که میزان آماره محاسبه شده برای دو الگو به ترتیب  $۲۶/۹۹$  و  $۲۷/۹۸$  از آماره جدول بزرگ‌تر است، بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با سطح اطمینان بالای  $۹۹$  درصد رد می‌شود. در نتیجه، روش حداقل مربعات (رگرسیون مقید) اعتبار نداشته و باید عرض از مبدأهای متفاوتی (روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) را در مدل لحاظ کرد.

از آزمون هاسمن<sup>۱</sup> برای انتخاب یکی از دو روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شده است. آماره  $X^2$  به دست آمده از محاسبات برای هر دو الگو به ترتیب برابر است با  $۸۷/۰۲$  و  $۶۹/۰۲$  که بزرگ‌تر از مقدار آماره  $X^2$  جدول است. بنابراین، روش اثرات ثابت برای برآورد هر دو الگو تأیید می‌شود.

همچنین، از آن‌جا که وقفه متغیر وابسته در سمت راست با تأثیرات مقطعی ویژه هر استان ( $\eta_i$ ) ارتباط دارد. در تصریح الگو با استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، برآورد الگو تورش دار و ناسازگار می‌شود. لذا، از روش گشتاورهای تعمیم یافته‌ای (GMM) استفاده می‌شود که توسط آرانو و باند توسعه یافته است.

در این روش، برای رفع خودهمبستگی متغیر وابسته با وقفه و جزء اخلاص، از وقفه سایر متغیرها به عنوان ابزار در برآورد دومرحله‌ای GMM استفاده شده و برای آزمون سازگاری برآوردگر GMM نیز از آماره سارگان<sup>۲</sup> بلندل و باند<sup>۳</sup> استفاده می‌شود. براساس نتایج به دست آمده، هیچ‌گونه ارتباطی میان اجزای خطا و ابزارهای به کاررفته وجود ندارد و ابزارهای مورد استفاده از اعتبار لازم برخوردارند.

### ۳-۱. نتایج برآورد الگوی اول

نتایج حاصل از برآورد اثر توسعه مالی (متغیرهای جانشین توسعه و عمق مالی شامل شاخص کارایی مالی) به عنوان متغیر توضیحی اصلی و دیگر متغیرهای کنترل (همان‌طور که

1. Hausman test (1980).

2. Sargan.

3. Blundell & Bond (1998).

در الگوی (۱) مشخص شده‌اند) در جدول (۴) نشان داده شده است. براساس نتایج به دست آمده، علامت تمام ضرایب با تئوری سازگار بوده و از لحاظ آماری در سطح بالایی معنادار است. ضریب شاخص کارایی مالی حاکی از آن است که در صورت گسترش یک درصدی بازارها و نهادهای مالی در استان‌های ایران، نابرابری درآمدی به میزان ۰/۱۶ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، تورم از عواملی است که به افزایش نابرابری دامن زده است.

### جدول ۴- نتایج برآورد اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد با تصریح لگاریتمی (الگوی اول)

| متغیر وابسته لگاریتم ضریب جینی |         |       |                   |
|--------------------------------|---------|-------|-------------------|
| احتمال                         | آماره t | ضرایب | متغیرهای توضیحی   |
| ۰/۰۰۰۱                         | -۴/۱۴   | -۰/۱۶ | شاخص کارایی مالی  |
| ۰/۰۴۰                          | ۲/۰۵    | ۰/۰۹  | نرخ تورم          |
| ۰/۰۰۰۹                         | -۳/۳۹   | -۰/۰۱ | هزینه دولتی       |
| ۰/۰۰۰۰                         | ۵/۹۴    | ۰/۰۱  | نرخ رشد GDP       |
| ۰/۰۰۰۱                         | -۳/۹۴   | -۰/۲۵ | وقفه متغیر وابسته |
|                                | ۰/۵۰۹   |       | آزمون سارگان*     |

\* براساس فرضیه صفر، ابزارهای مورد استفاده با باقیمانده‌ها ارتباطی ندارند.

\*\* کلیه متغیرها به صورت لگاریتم هستند.

منبع: محاسبات تحقیق.

### ۳-۲. نتایج برآورد الگوی دوم

در برآورد الگوی دوم از مدل داده‌های تابلویی پویا استفاده شده است؛ زیرا، در مدل‌های پویای پانل تعداد مشاهدات باید به اندازه کافی بزرگ بوده و برای تمام سال‌های مشاهده وجود داشته باشد تا تفسیر نتایج به دلیل تورش زیاد با مشکل مواجه نشود. نتایج برآورد الگوی دوم در جدول (۵) آمده است.

## جدول ۵- آزمون نظریه U معکوس کوزنتس

| متغیر وابسته لگاریتم ضریب جینی |         |       |                      |
|--------------------------------|---------|-------|----------------------|
| احتمال                         | آماره t | ضرایب | متغیرهای توضیحی      |
| ۰/۰۰۰۸                         | -۳/۴۲   | -۰/۱۸ | شاخص کارایی مالی     |
| ۰/۰۰۴۵                         | ۴/۵۳    | ۰/۱۶  | نرخ تورم             |
| ۰/۰۰۵۳                         | -۲/۸۳   | -۰/۲۸ | هزینه دولتی          |
| ۰/۰۰۰۰                         | ۴/۴۵    | ۰/۰۵  | نرخ رشد GDP          |
| ۰/۰۳                           | -۲/۱۳   | -۰/۰۷ | توان دوم نرخ رشد GDP |
| ۰/۰۰۰۰                         | -۴/۷۲   | -۰/۲۵ | وقفه متغیر وابسته    |
|                                | ۰/۸۸    |       | آزمون سارگان*        |

\* براساس فرضیه صفر، ابزارهای مورد استفاده با باقیمانده‌ها ارتباطی ندارند.

\*\* کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی هستند.

منبع: محاسبات تحقیق.

براساس نتایج جدول (۵)، رابطه نابرابری درآمد و سطح رشد اقتصادی در استان‌های ایران در دوره مورد بررسی، تأیید می‌شود. ضرایب حاصل از برآورد مدل نیز در سطح بالای معناداری هستند. همچنین، ضریب شاخص توسعه مالی حاکی از آن است که اگر بازارها و نهادهای مالی در استان‌های ایران به میزان یک درصد گسترش یابند، نابرابری درآمدی به اندازه ۰/۱۸ درصد کاهش پیدا می‌کند. همچنین، رابطه U معکوس کوزنتس به لحاظ آماری در مدل معنی‌دار است که این یافته در مطالعات گوییدی و دیگران (۲۰۱۰) نیز تأیید شده است.

## جمع‌بندی و ملاحظات

در این مقاله با استفاده از الگوهای پانل پویا و ایستا، اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد استان‌های ایران در دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ بررسی شده است. براساس نتایج به دست آمده متغیر جانشین توسعه و عمق مالی، شاخص کارایی اثر معناداری بر کاهش نابرابری استان‌های ایران دارد. هزینه دولتی نیز برخلاف نرخ تورم، از عوامل محرک کاهش نابرابری محسوب

می‌شود. همچنین، در این مطالعه رابطه U معکوس کوزنتس در استان‌های ایران تأیید شده و براساس نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت توسعه مالی در ایران باعث کاهش نابرابری خواهد شد.

علی‌رغم آن‌که رشد و گستردگی بخش مالی در دهه‌های اخیر از نظر اندازه و فعالیت محدود شده، اما در اقتصاد اهمیت بیش‌تر یافته است. اگرچه سیستم مالی ایران روند مثبتی را آغاز کرده است، اما کماکان کم‌عمقی و عدم پیچیدگی این بازارها محسوس است. بنابراین، با توجه به نتایج به‌دست آمده، برای توسعه و پیشرفت سیستم مالی که به کاهش نابرابری در آمدی در استان‌های ایران می‌انجامد، استفاده از ظرفیت بازار اوراق بهادار برای تجهیز منابع، تنوع ابزارهای مالی و گسترش خصوصی سازی در عرصه مالی هم‌گام با رشد اقتصادی در استان‌های کشور توصیه می‌شود.

## منابع

- تقوی، مهدی، حسین امیری و عادل محمدیان (۱۳۹۰)؛ «توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای منا با استفاده از روش پانل پویا GMM»، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)، شماره ۱۰، صص. ۶۳-۸۲.
- تقوی، مهدی و مریم خلیلی عراقی (۱۳۸۴)؛ «عوامل مؤثر بر سرکوب مالی و سلسله مراتب تأثیر آن‌ها در اقتصاد ایران با به کارگیری مدل‌های تصمیم‌گیری گروهی»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۲، صص. ۹۱-۱۱۳.
- زارعی، عباس (۱۳۸۷)؛ «بررسی تأثیر توسعه مالی بر فقر مطالعه موردی: کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- جابری خسروشاهی، نسیم، محمدرضا محمدوند ناهیدی و داود نوروژی (۱۳۹۱)؛ «تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران»، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۶، صص. ۱۷۳-۲۰۸.
- حسن‌زاده، علی، علاءالدین ازوجی و صالح قوی‌دل (۱۳۸۵)؛ «بررسی آثار اعتبارات خرد در کاهش فقر و نابرابری‌های درآمدی»، اقتصاد اسلامی، شماره ۲۱۱، صص. ۳۲-۴۶.
- سالم، علی اصغر، جواد عرب‌یارمحمدی (۱۳۹۰)؛ «بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران»، روند پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۹، صص. ۱۲۷-۱۵۱.
- عصاری، عباس، علیرضا ناصری و مجید آقایی (۱۳۸۸)؛ «تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک (OPEC)»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۳، صص. ۲۹-۵۱.
- کمیحانی، اکبر و محمد نادعلی (۱۳۸۶)؛ «بررسی رابطه علی تعمیق مالی و رشد اقتصادی در ایران»، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۴، صص. ۲۳-۴۷.
- Arellano, M., and S. R. Bond (1991); "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, no. 58, pp. 277-297.
- Bacarreza, G. and F. Rioja (2008), "Financial Development and the Distribution of Income in Latin America and the Caribbean", Institute for the Study of Labor, IZA DP, no. 3796.
- Balioune, M. (2008); "Financial Development and Income in North Africa",



- International Advances in Economic Research*, no. 14, pp. 422-432.
- Banerjee, A. V., and A. F. Newman (1993); "Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of Political Economy*, no. 2, pp. 274-298.
- Beck, T., Demiraguc-kunt, A. and R. Levin (2004); "Finance, Inequality and Poverty: Cross-country Evidence", World Bank Policy Research Working Paper, 3338, World Bank, Washington D.C.
- Beck, T., Demiraguc-kunt, A. and R. Levin (2007); "Finance, Inequality and Poor", *Journal of Economic Growth*, vol.12, no.1.
- Blundell, R. W. and Bond, S. R. (1998); "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, no. 87, pp. 115-143.
- Breitung, J. and Mayer, W. (1994); "Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?", *Applied Economics*, no. 26, pp. 353-361.
- Clarke, G., Xu, L.c. and H. Zou (2003), "Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories", World Bank Policy Research Working Paper, 2984, Washington D.C.
- Dollar, D. and Kraay, A. (2002); "Growth Is Good for the Poor", *Journal of Economi*, no. 38, pp. 272-295.
- Galor, O. and Zeira, J. (1993); "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, no. 60, pp. 35-52.
- Greenwood, J. and Jovanovic B. (1990), "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income", *Journal of Political Economy*, no. 5, pp. 1076-1107.
- Guidi, M., Enowbi, B., and K. Mlambo (2010); "Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries", Munich Personal RePEc Archive (MPRA Paper), no. 25347.
- Im KS, Pesaran MH and Y. Shin (2003); "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, no. 115, pp. 53-74.
- Jalilian, H. and Kirkpatrick, C. (2002); "Financial Development and Poverty Reduction in Developing Countries", *International Journal of Finance and Economics*, no. 7, pp. 97-108.
- Levin A, Lin CF and J. Chu (2002); "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, no. 108, pp. 1-24.
- Levine, R. (2005); "Finance and Growth: Theory and Evidence", In *Handbook Economic Growth*, Eds. Philippe Aghiom and Steven Durlauf, Amsterdam:

North-Holland Elsevier Publishers.

Li, H. , Squire. L. and H. Zou (1998); “Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality”, *Economic Journal*, no. 108, pp. 26-43.

Liang, Z. (2006); “Financial Development and Income Inequality in Urban China”, *Journal of Economic Development*, no. 39, pp. 21-42.

Zhuang, J., Gunatilake, H. (2009); “Financial Sector Development, Economic Growth and Poverty Reduction: A Literature Review”, Working Paper Series 17, Asian Development Bank.