فصلنامه برنامه‌ریزی منطقه‌ای، سال ۹، شمارهٔ پیاپی ۳۳، بهار ۱۳۹۸
شاپای چاپی: ۶۷۳۵- ۲۲۵۱ – شاپای الکترونیکی: ۷۰۵۱- ۲۴۲۳
http://jzpm.miau.ac.ir

توسعه مالی و نابرابری: مقایسه استان‌های توسعه یافته، کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته در کشور ایران

مهدیه رضاقلی زاده[1] استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
مجید آقایی: استادیارگروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

دریافت: ۱۳۹۶/۵/۱۷ صص ۲۸- ۱۵ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۳۰

چکیده

با توجه به نقش و اهمیت توسعه بخش مالی در کاهش نابرابری‌ها بر اساس تئوری‌های اقتصادی موجود و نظر به اهمیت توزیع درآمد و تقسیم عادلانه امکانات بین اقشار مختلف جامعه و رفع نابرابری در بین استان‌های مختلف کشور، پژوهش حاضر با تکیه بر مدل‌های پانل پویا و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته (*GMM*)، رابطه میان توسعه مالی و توزیع درآمد در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۵ را مورد بررسی قرار می‌دهد. جامعه آماری این تحقیق، تمامی استان‌های کشور ایران می‌باشند که طبق شاخص وزارت صنعت، معدن و تجارت، به سه دسته استان‌های توسعه یافته، کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته تقسیم شده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده بیانگر پذیرش رابطه خطی و منفی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی در هر سه گروه از استان‌های مورد بررسی می‌باشد، می‌توان گفت توسعه نهادها و مؤسسات مالی در استان‌های کشور بر کاهش نابرابری درآمدی تأثیرگذار خواهد بود. همچنین با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، میزان تأثیرگذاری توسعه مالی بر کاهش نابرابری در استان ها، رابطه عکس با سطح توسعه یافتگی آن‌ها دارد، به گونه‌ای که این تأثیرگذاری در استان‌های توسعه نیافته بیشتر از دو گروه دیگر است. از سوی دیگر نتایج نشان می‌دهد که شواهد کافی جهت تأیید وجود رابطه U معکوس بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی در استان‌های ایران طی دوره زمانی مورد مطالعه وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، توزیع درآمد، گشتاورهای تعمیم یافته (*GMM*).

[1]. نویسنده مسئول: *M.Gholizadeh@umz.ac.ir*، ۰۱۱۳۵۳۰۲۵۷۵

مقدّمه:

توزیع نامناسب درآمد و به دنبال آن فقر، موضوعی است که در دهه‌های اخیر به یکی از مسایل مورد توجه اغلب اقتصاددانان تبدیل شده است. امروزه اهمیت توزیع درآمد در جوامع به حدی است که در بسیاری از مکاتب اقتصادی، یکی از اهداف عمده دولت‌ها را تنظیم الگوی مناسب توزیع درآمد و تلاش در مسیر کاهش نابرابری درآمدی ذکر می‌کنند. نامتعادل بودن توزیع درآمد، سلامت اقتصادی و اجتماعی جامعه را به مخاطره می‌اندازد (*Jakob De Haan and Sturm, 2017*). افزایش نابرابری درآمد (عدم توزیع برابر درآمد) در ایران و بین استان‌های کشور نیز یکی از معضلات عمده اقتصادی است که اخیراً مورد توجه و اهتمام زیادی قرار گرفته و در مطالعات گوناگون به بررسی این پدیده و عوامل مؤثر بر آن پرداخته شده است. توزیع درآمد و جهت گیری های اقتصادی به منظور تقسیم عادلانه امکانات بین اقشار مختلف جامعه و رفع نابرابری در بین استان‌های مختلف کشور، از جمله مواردی است که در قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران مورد تأکید فراوان قرار گرفته و دستیابی به هدف مذکور، مستلزم استفاده صحیح از ابزارهای اقتصادی از جمله ابزارهای مالی است (رفعت و جزی‌زاده، ۱۳۹۵). توسعه نهادها، مؤسسات و بازارهای مالی هر کشور می‌تواند تأثیرات معناداری بر توزیع درآمد در آن کشور داشته باشد و لذا توسعه مالی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در هر کشور است که این موضوع در بیشتر مطالعات انجام شده قبلی[1]نیز تأیید شده است. تئوری‌های موجود در مورد نابرابری درآمدی و توسعه مالی، پیش بینی‌های متفاوتی از رابطه بین این دو متغیر بیان کرده‌اند. برای مثال در مدل گرینوود و جوانویچ[2]رابطه U شکل معکوس[3]میان توسعه مالی و نابرابری پیش‌بینی شده است. بر عکس، برخی مدل‌های دیگر یک رابطه منفی خطی را بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی پیشنهاد می‌کنند و نشان می‌دهند که توسعه بازارها و واسطه‌های مالی به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند (*Baneergee & Galor & Zeira, 1993 Newman, 1993*).

با توجه به اهمیت مسئله نابرابری به عنوان یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی کشور و با عنایت به تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد بر اساس تئوری‌های اقتصادی موجود، مطالعه حاضر به بررسی تجربی این رابطه در استان‌های مختلف ایران به عنوان جامعه آماری می‌پردازد. به منظور برآورد کمّی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در استان‌های ایران، استان‌های مختلف ایران بر اساس گزارش دفتر آمار و فرآوری داده‌های وزارت صنعت، معدن و تجارت به سه گروه توسعه یافته، کمتر توسعه‌یافته و توسعه نیافته تقسیم شده و کوشش می‌شود تا به سؤال‌ها و فرضیه‌های زیر پاسخ داده شود:

۱- آیا توسعه مالی در استان‌های کشور، توزیع درآمد عادلانه را در آن‌ها در پی خواهد داشت یا خیر؟

۲- آیا تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی تحت تأثیر میزان توسعه یافتگی استان‌های کشور قرار دارد؟

۱- توسعه مالی باعث کاهش نابرابری در استان‌های مختلف کشور می‌گردد.

۲- تأثیر توسعه مالی بر نابرابری تحت تأثیر سطح توسعه یافتگی استان‌های کشور قرار دارد.

به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق، با استفاده از نظریات اقتصادی و با تکیه بر مدل‌های پانل پویا، رابطه میان توسعه مالی و توزیع درآمد در سه گروه مختلف استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار می‌گیرد. به همین منظور، ابتدا وضعیت ضریب جینی در کشور و در استان‌های مختلف بررسی شده و در ادامه با توجه به مبانی نظری موجود و مطالعات انجام شده قبلی در زمینه توسعه مالی و نابرابری، مدل تجربی مناسب ارائه و در پایان برآورد و تجزیه و تحلیل نتایج تجربی مدل انجام می‌گردد.

وضعیت ضریب جینی و نابرابری در استان‌های ایران: یکی از مهم‌ترین معیارهای نشان دهنده وضعیت توزیع درآمد در جامعه ضریب جینی است. مقدار این ضریب بین صفر و یک متغیر است. هرچه ضریب جینی به صفر نزدیک‌تر باشد یعنی

---

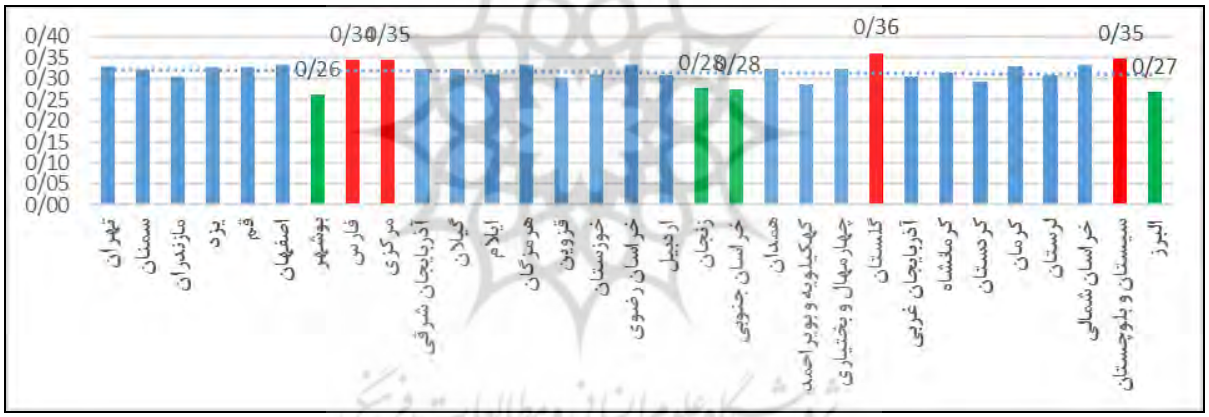
[1] *Baiardi and Morana, 2017; Haber, 2004*

[2] *Greenwood and Jovanovich, 1990*

[3] *Inverted U-shaped relationship*

توزیع ثروت عادلانه تر و هرچه به یک نزدیک‌تر باشد، یعنی ثروت در دست اقشار ثروتمند محدود شده است و توزیع درآمد به سمت نابرابری بیشتر سوق پیدا می‌کند.

براساس اطلاعات منتشر شده از سوی مرکز آمار ایران، ضریب جینی از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۳ در مناطق شهری و روستایی و به تبع آن در کل کشور با نوساناتی همراه بوده است. بالاترین مقدار ضریب جینی در مناطق شهری کشور مربوط به سال ۱۳۸۰ و برابر با ۰/۴۱۹۹ بوده است در حالی که کمترین مقدار آن برابر با ۰/۳۵۱۲ و در سال ۱۳۹۲ بوده است. در مناطق روستایی نیز بالاترین مقدار ضریب جینی مربوط به سال ۱۳۸۵ و برابر با ۰/۳۹۹۷ بوده است و کمترین مقدار آن برابر با ۰/۳۲۴۳ و مربوط به سال ۱۳۹۲ بوده است. داده‌ها نشان می‌دهد که در هر دو منطقه شهری و روستایی ضریب جینی سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است. همچنین براساس اطلاعات منتشر شده از سوی مرکز آمار ایران، در مناطق روستایی بیشترین کاهش ضریب جینی در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۸۹ مربوط به استان‌های سیستان و بلوچستان و هرمزگان بوده است. به این ترتیب بیشترین کاهش نابرابری در این دو استان طی ۵ سال رخ داده است. این در حالی است که طی سال های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ در استان‌های آذربایجان شرقی و اصفهان نه تنها ضریب جینی کاهش نیافته؛ بلکه افزایش نیز یافته است. در مناطق شهری هم بیشترین کاهش ضریب جینی در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۸۹ مربوط به استان‌های یزد و سمنان بوده است. به عبارت دیگر بیشترین کاهش نابرابری در این دو استان طی ۵ سال رخ داده است. البته استان آذربایجان شرقی که در مناطق روستایی افزایش نابرابری را نشان می‌داد در مناطق شهری دارای رتبه سوم، یعنی بیشترین کاهش نابرابری در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۸۹ است. استان‌های فارس، مرکزی، گلستان و سیستان و بلوچستان بیشترین میزان نابرابری و استان‌های بوشهر، زنجان، خراسان جنوبی و البرز از کمترین میزان نابرابری برخوردار می‌باشند.



نمودار ۱- متوسط ضریب جینی در استانهای مختلف طی سال های ۱۳۸۹-۱۳۹۴ - (منبع: محاسبات تحقیق)

مبانی نظری تحقیق:

توسعه مالی و توزیع درآمد: بخش‌های گسترده‌ای از ادبیات موضوع بیان می‌کنند که توسعه مالی از طریق کانال‌های مختلف بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد. تئوری‌های مختلف تاکنون پیش‌بینی‌های کاملاً متفاوتی در مورد رابطه بین توسعه مالی و نابرابری ارائه کرده‌اند که منجر به دو طبقه گسترده از تفکرات با دو فرضیه نظری متضاد یعنی فرضیه U معکوس(*Greenwood and Jovanovich, 1990*) و فرضیه خطی(*Galor & Zeira, 1993, Baneergee & Newman, 1993*) شده‌است.

فرضیه U معکوس گرین وود و جوانویچ :

اولین گروه از تئوری‌های موجود در این زمینه یک رابطه U شکل معکوس بین توسعه مالی و توزیع درآمد پیشنهاد می-کنند. گرینوود و جووانویچ(۱۹۹۰) رابطه تأمین مالی- نابرابری را در قالب یک مدل رشد درون‌زا بررسی نموده‌اند. این مدل راه حل پویایی برای رابطه بین تأمین مالی و نابرابری ارائه نموده است: در مراحل اولیه توسعه، موقعی که واسطه‌های مالی کمتر توسعه یافته هستند، اقتصاد به آرامی رشد می‌کند. در مرحله میانی توسعه، همراه با رشد اقتصادی سریع‌تر و توسعه مالی عمیق‌تر، نابرابری درآمدی بیشتر می‌شود و در مرحله 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 گرین وود و جوانویچ، یک رابطه U شکل معکوس بین توسعه مالی و توزیع درآمد پیش بینی کردند. یعنی توسعه مالی ممکن است نابرابری درآمدی در مراحل اولیه را بیشتر کند، اما هنگامی که درآمد متوسط افزایش یافت و خانوارهای بیشتری به بازارهای مالی دسترسی پیدا کردند، نابرابری کاهش می‌یابد (*Zhichenge Liang, 2006*).

فرضیه خطی در مورد نابرابری- توسعه مالی:

برخلاف فرضیه U معکوس گرین وود – جووانویچ، برخی دیگر از مطالعات نظری یک رابطه خطی و منفی بین توسعه مالی و نابرابری درآمد پیشنهاد می‌کنند (*Galor & Zeira, 1993, Baneergee & Newman, 1993*). مدل گالور و زیرا (۱۹۹۳)، الگوی پویای توزیع درآمد در اقتصادی می‌باشد که در آن سرمایه‌گذاری غیرقابل تقسیم بوده، عاملین اقتصادی برای دو دوره در نظر گرفته شده‌اند و نسل‌های مختلف توسط ارث و میراث به هم مربوط می‌شوند. عاملین اقتصادی می‌توانند یا به عنوان نیروی کار غیر ماهر در هر دوره کار کنند یا اینکه در اولین دوره در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری کرده و در دومین دوره به عنوان نیروی کار ماهر مشغول به کار شوند. در بلندمدت یک دو قطبی ثروت بین نیروی کار ماهر با درآمد بالا و نیروی کار فاقد مهارت با درآمد پایین ایجاد خواهد شد. خانواده‌های فقیری که از آموزش کمتری برخوردار هستند وضعیت پایدار درآمد پایین را خواهند داشت. توسعه بازارهای مالی موجب دسترسی گسترده‌تر و راحت‌تر خانواده‌های فقیر به اعتبارات می‌شود. همزمان با توسعه بازارهای مالی، محدودیت‌های اعتباری پیش روی عوامل کم درآمد کمتر می‌شود که این امر به نوبه خود به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند. پیش بینی‌های مشابهی نیز در مدل بانرجی و نیومن (۱۹۹۳) یافت می‌شود. در مجموع، هر دو مدل نظری یک رابطه منفی بین تأمین مالی و نابرابری پیش بینی می‌کنند که در آن توسعه بازارهای مالی و واسطه‌های مالی، از طریق حذف نقصان‌های بازار سرمایه و فراهم آوردن فرصت‌های بیشتر برای افراد فقیر جهت اینکه وام گرفته و در سرمایه انسانی و پروژه‌های پربازده سرمایه گذاری کنند، به بهبود توزیع درآمد کمک می‌کند (قنبری و همکاران، ۱۳۹۰).

خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در زمینه موضوع تحقیق در جدول (۱) ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱- خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده قبلی پیرامون موضوع

نام محقق	عنوان مطالعه	سال انتشار	دوره زمانی	روش پژوهش و تکنیک برآورد	نتایج اصلی
دی هان و استورم[1]	نابرابری و تامین مالی: مرور و شواهد جدید	۲۰۱۷	۲۰۰۵-۱۹۷۵	الگوی پانل ایستا و تخمین زن اثرات ثابت	تمام متغیرهای مالی استفاده شده در تحقیق (توسعه مالی، آزادسازی مالی و بحران بانکی) باعث افزایش نابرابری در کشورهای مورد بررسی شده اند.
سون و کاسکن[2]	آیا توسعه مالی باعث کاهش فقر و نابرابری می شود؟ شواهدی از کشورهای نوظهور	۲۰۱۶	۲۰۱۱-۱۹۸۷	الگوی پانل پویا و تخمین زن *GMM*	اگرچه توسعه مالی باعث افزایش رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی شده است ولی در کاهش نابرابری در این کشورها موثر نبوده است. همچنین توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سهام هیچ تاثیری بر کاهش فقر در کشورهای مورد بررسی نداشته است.
شهباز و اسلام[3]	توسعه مالی و توزیع درآمد در پاکستان: کاربردی از روش *ARDL*	۲۰۱۱	۲۰۰۵-۱۹۷۱	الگوی سری زمانی و تخمین زن *ARDL*	زمانی که بی ثباتی مالی، توسعه مالی را تشدید می کند، توزیع درآمد کاهش می یابد. بر خلاف انتظار، نتایج نشان داد که رشد اقتصادی توزیع درآمد را بدتر می کند و همچنین رابطه U معکوس بین توسعه مالی و نابرابری به اثبات نرسید.
جاچ و واتکا[4]	توسعه مالی و نابرابری درآمدی	۲۰۱۱	۲۰۰۸-۱۹۶۰	روش حداقل مربعات معمولی*(OLS)*	بر خلاف تئوری های موجود، توسعه مالی منجر به بدتر شدن نابرابری درآمدی در ۱۳۸ کشور توسعه یافته و در حال توسعه طی دوره مورد بررسی گردیده است
باتو و همکاران[5]	توسعه مالی توزیع درآمد: شواهدی از کشورهای آفریقایی	۲۰۱۰	۲۰۰۴-۱۹۹۰	تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته *(GMM)*	زمانی که کشورها بخش مالی خود را توسعه می دهند نابرابری درآمد کاهش می یابد، اما هیچ مدرکی مبنی بر وجود رابطه U معکوس بین توسعه مالی و نابرابری در ۲۲ کشور آفریقایی مورد بررسی وجود ندارد.
کاناواير و ریوجا[6]	توسعه مالی و توزیع درآمد در آمریکای لاتین و حوزه دریای کارائیب	۲۰۰۸	۱۹۹۰-۲۰۰۵	الگوی داده های پانل	پنجک پایین درآمدی از توسعه مالی تاثیر نپذیرفته است اما توسعه مالی بر درآمد پنجک دوم، سوم و چهارم تاثیر مثبتی داشته است. همچنین شواهدی برای تایید فرضیه گرین وود و جوانویچ یافتند، به این صورت که اثرات مثبت توسعه مالی بر توزیع درآمد بعد از عبور کشورها از یک سطح آستانه شروع می شود.
رفعت و جزی زاده	بررسی اثر توسعه مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران	۱۳۹۵	۲۰۰۵-۱۹۷۵	الگوی پانل و تخمین زن اثرات ثابت	گسترش هرچه بیشتر واسطه های مالی(توسعه مالی)تأثیر منفی و معنادار بر ضریب جینی استان های کشور داشته و موجب کاهش نابرابری درآمدی در این استان ها شده است.
همایونی فر و همکاران	بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب اسلامی.	۱۳۹۵	۲۰۱۱-۱۹۸۷	الگوی پانل پویا و تخمین زن *GMM*	شاخص توسعه مالی هم در بخش بانکی و هم غیر بانکی، بر نابرابری درآمد اثری معکوس دارد. فرضیه U وارونه گرین وود و جوانویچ در هیچ یک از دو مدل بانکی و غیربانکی مورد تایید قرار نگرفت، اما فرضیه رابطه خطی بین توسعه مالی و نابرابری درآمد تایید شد.
خسروشاهی و همکاران	تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران	۱۳۹۱	۱۳۷۸-۱۳۵۲	الگوی سری زمانی و تخمین زن *ARDL*	ارتباط توسعه مالی و ضریب جینی مثبت و کاهنده است و مطابق با فرضیه گرین وود و جوانویچ می باشد.
قنبری و همکاران	بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران	۱۳۹۰	۱۳۸۵-۱۳۵۰	روش گشتاورهای تعمیم یافته*(GMM)*	رابطه منفی و مستقیم بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران وجود دارد و لی شواهد کافی جهت تأئید وجود رابطه غیر خطی U معکوس بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران وجود ندارد.

منبع: گردآوری نویسندگان، ۱۳۹۶.

همان طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، در اغلب مطالعات داخلی قبلی به بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کل کشور پرداخته شده و معدود مطالعاتی که به بررسی این رابطه در استان‌های ایران پرداخته اند نیز استان‌های کشور را به طور کلی در نظر گرفته و نتایج برآورد مدل را برای تمامی استان‌ها تعمیم داده‌اند. اما همان گونه که بیان گردید در تحقیق حاضر استان‌های کشور به سه گروه توسعه یافته، کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته تقسیم شده و رابطه بین توسعه مالی و

[1] *De Haan and Sturm, 2017*
[2] *Seven and Coskun, 2016*
[3] *Shahbaz and Islam, 2011*
[4] *Jauch and Watzka, 2011*
[5] *Batuo et al, 2010*
[6] *Canavire & Rioja, 2008*

نابرابری در هر یک از این سه گروه به طور جداگانه مورد بررسی قرار گرفته تا بتوان به این سؤال پاسخ داد که آیا تقویت جایگاه بخش مالی در هر یک از گروه‌های استانی مورد مطالعه می‌تواند به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر نابرابری، در توزیع درآمد این گروه‌های استانی تأثیری داشته باشد یا خیر؟ همچنین در این تحقیق کوشش شده است تا شاخصی ترکیبی توسعه مالی از ۵ زیر شاخص مختلف توسعه مالی و همچنین شاخص پیشرفت فناوری اطلاعات (*ICT*) برای اولین بار در استان‌های کشور ساخته شود که این مطالعه را نسبت به مطالعات قبلی بیشتر متمایز می‌کند.

مواد و روش تحقیق:

با توجه به مطالعات انجام شده‌ی قبلی نظیر سون و کاسکن (۲۰۱۶) و جمال(۲۰۱۶)، به منظور در نظر گرفتن تأثیر پویایی توسعه مالی بر نابرابری، در این تحقیق از الگوی پانل پویا استفاده می‌شود. استفاده از الگوی پانل پویا با حذف تورش-های موجود در رگرسیون‌های مقطعی، باعث تخمین‌های دقیق‌تر با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر می‌شود. معادله‌ی کلی تصریح شده بدین منظور عبارت‌است از:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta(L)X_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad |\alpha| < 1 \quad i = 1, \ldots, N \quad t = 1, \ldots, T$$ رابطهٔ (۱)

در معادله‌ی(۱)، y_{it} متغیر وابسته‌ی مدل و نشان‌دهنده‌ی تغییرات در شاخص نابرابری می‌باشد. $\beta(L)$ یک بردار چندجمله-ای با وقفه‌ی$k\times 1$ و X_{it} یک بردار $K\times 1$ از متغیرهای توضیحی است. δ_i بیانگر تأثیرات فردی مشاهده نشده‌ی مقاطع (استان‌ها) و ε_{it} جزء خطای مدل می‌باشد. i و t به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی مقطع(استان) و زمان می‌باشند.

معادله‌ی تصریح شده به سبب برخورداری از ویژگی‌های پویایی، با استفاده از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته (*GMM*) ارائه شده توسط آرلانو و باند[۲](۱۹۹۱) و تعمیم یافته توسط آرلانو و بوور[۳](۱۹۹۵) و بلوندل و باند[۴](۱۹۹۸) برآورد می‌شود. تخمین‌زن*GMM* ارائه شده توسط آرلانو و باند بر اساس تبدیل دیفرانسیل مرتبه اول معادله‌ی (۱) و در نتیجه حذف اثرات ویژه‌ی هر مقطع می‌باشد. سازگاری تخمین زننده *GMM* به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور[۵](۱۹۹۵) و بلوندل و باند[۶] (۱۹۹۸) آزمون شود. در این مطالعه اعتبار متغیرهای ابزاری با استفاده از آزمون تشخیص سارجان مورد بررسی قرار می‌گیرد. آزمون سارجان تحت فرضیه‌ی صفر مبنی بر اعتبار شرایط گشتاوری بر اساس توزیع مجانبی کای دو با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد قرار دارد.[۷] فرضیه‌ی اساسی عدم خودهم‌بستگی سریالی (M_2) اجزای خطا نیز با استفاده از آزمون این فرضیه که مقادیر تفاضلی اجزای باقیمانده ($\Delta\varepsilon_{it}$) دارای خودهم‌بستگی مرتبه‌ی دوم نیستند، مورد بررسی قرار می-گیرد. رد فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود خودهم‌بستگی مرتبه‌ی دوم مقادیر تفاضلی اجزای خطا نشان‌دهنده‌ی خودهم-بستگی سریالی اجزای خطا در سطح و در نتیجه ناسازگار بودن نتایج تخمین *GMM* می‌باشد و عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند (*Louzis et al, 2012*).

تصریح مدل و معرفی متغیرها: در این قسمت از تحقیق با توجه به مبانی نظری تحقیق و مطالعات انجام شده قبلی،[۸] جهت بررسی فرضیه خطی توسعه مالی و نابرابری که توسط گالور و زیرا[۱] و بنرجی و نیومن[۲] پیشنهاد شده است، از مدل زیر در هر یک از گروه‌های استانی مورد مطالعه استفاده می‌شود:

---

[1] *Jamel Boukhatem, 2016*
[2] *Arellano and Bond, 1991*
[3] *Arellano and Bover, 1995*
[4] *Blundell and Bond, 1998*
[5]. *Arellano and Bover, 1995*
[6]. *Blundell and Bon, 1998*
[7] *Arellano and Bond, 1991; Arellano and Bover, 1995; Blundelland Bond, 1998*
[8] *Dollar and Kraay, 2002 ; Liang , ۲۰۰۶ ; Jalilian and Kirkpatrick, 2005*

$$GINI_{it} = \alpha_i + \alpha_1 GINI_{it-1} + \alpha_2 PCGDP_{it}^2 + \alpha_3 PCGDP_{it} + \alpha_4 PP_{it} + \alpha_5 FINANCE_{it} + \alpha_6 ICT_{it} + U_{it}$$

رابطهٔ (۲) که در مدل بالا:

$GINI_{it}$: عبارت است از ضریب جینی که به عنوان شاخص نابرابری درآمدی در نظر گرفته شده و متغیر وابسته مدل است[۳] و $GINI_{it-1}$ نیز برابر با ضریب جینی با یک وقفه می باشد.

FINANCE: نشان دهنده شاخص ترکیبی توسعه مالی می‌باشد. توسعه مالی به مفهوم توسعه بازارهای مالی، شامل بازار پول و بازار سرمایه، با شاخص‌های مختلفی سنجیده می‌شود. در حقیقت، ساخت شاخص‌هایی که مبین خدمات داده شده از سوی سیستم مالی است، کار ساده‌ای نیست، چرا که اولاً خدمات داده شده از سوی بخش مالی گسترده و متنوع است و ثانیاً عواملی از قبیل بانک‌ها، بازار اوراق بهادار و شرکت‌های بیمه، که این خدمات را می‌دهند، ناهمگن هستند. با توجه به گستردگی سیستم مالی، یافتن یک معیار مناسب و جامع که نشاندهنده توسعه بخش مالی باشد، کمی مشکل است. به همین دلیل در این تحقیق با توجه به حداکثر داده های موجود در استانها از یک شاخص ترکیبی توسعه مالی با توجه به روش تجزیه و تحلیل مولفه اصلی[۴](*PCA*) استفاده شده است. اجزا تشکیل دهنده شاخص توسعه مالی با توجه به شرایط اقتصاد ایران و در دسترس بودن اطلاعات عبارتند از:

۱- نسبت مانده سپرده بانک ها به شرکت ها و بخش غیر دولتی به تولید ناخالص داخلی استان ها، ۲- نسبت مانده تسهیلات بانک ها به شرکت ها و بخش غیر دولتی به تولید ناخالص داخلی استان ها، ۳- لگاریتم ضریب نفوذ بیمه استان‌ها، ۴- لگاریتم حق بیمه سرانه استان‌ها، و ۵- لگاریتم نسبت ارزش افزوده بخش واسطه گری مالی به تولید ناخالص داخلی واقعی استان‌ها[۵]

PP: نرخ تورم در استان‌های مختلف. در این تحقیق از از نرخ رشد میانگین شاخص قیمت مصرف کننده در مناطق شهری و روستایی استان‌های کشور برای محاسبه نرخ تورم استفاده شده است و آمار مورد نیاز نیز از بانک مرکزی گردآوری شده‌است.

PCGDP: تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه استانها. مثبت بودن ضریب *PCGDP* و منفی بودن ضریب $PCGDP^2$ بیانگر وجود رابطه *U* معکوس کوزنتس است که نشاندهنده ارتباط بین توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌باشد.

ICT: شاخص پیشرفت فن آوری اطلاعات و ارتباطات در استانها[۶] آمار مورد نیاز برای محاسبه این شاخص از سایت سازمان فناوری اطلاعات و ارتباطات گرفته شده است. فناوری اطلاعات و ارتباطات(*ICT*) در مطالعات تجربی متعددی به عنوان یکی از

---

[1] *Galor and Zeira, 1993*

[2] *Banerjee and Newman, 1993*

[۳] آمار و اطلاعات مورد نیاز متغیرها در این تحقیق از مجموعه آمارهای مرکز آمار ایران و بانک مرکزی گردآوری شده است.

[۴] روش تحلیل مولفه های اساسی(*PCA*) ابعاد کلیه مشاهدات را بر اساس شاخص ترکیبی و دسته بندی مشاهدات مشابه کاهش می دهد. در این روش متغیرهای موجود در یک فضای چند حالته همبسته به یک مجموعه از مولفه های غیر همبسته خلاصه می شوند که هر یک از آنها ترکیب خطی از متغیرهای اصلی می‌باشند. مولفه های غیرهمبسته به دست آمده، مولفه های اساسی (*PC*) نامیده می شوند که از بردارهای ویژه ماتریس کوواریانس یا ماتریس همبستگی متغیرهای اصلی بدست می آیند. به طور کلی کاربرد عمده روش تحلیل مولفه های اساسی عبارتند از: کاهش تعداد متغیرها و یافتن ساختار ارتباطی بین متغیرها که در حقیقت همان دسته بندی متغیرها است. مزیت اصلی کاربرد این روش در اقتصادسنجی از بین بردن همخطی در مدلها به واسطه تعداد زیاد متغیرهای موثر در مدل می باشد. تعداد مولفه های استخراج شده در هر مدل برابر است با تعداد متغیرهایی که بررسی می شوند. اما می‌توان تعداد مشخصی از این مولفه ها را انتخاب نمود. معمولا دو یا سه مولفه اول مقدار قابل توجهی از پراکندگی داده‌ها را در نظر می‌گیرد. بنابراین، انتخاب دو یا سه مولفه اول برای ادامه کار کفایت می‌کند.

[۵] آمار و اطلاعات متغیرهای مربوط به بانک ها در استان‌ها از سایت بانک مرکزی (اداره اطلاعات بانکی) ، متغیرهای مربوط به بخش بیمه از سایت بیمه مرکزی ایران و متغیرهای ارزش‌افزوده بخش واسطه گری مالی از سالنامه های آماری استان‌های مختلف طی سال های مورد بررسی استخراج شده‌است.

[۶] شاخص پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (IDI) از میانگین وزنی سه شاخص زیر محاسبه می‌شود:

الف) زیر شاخص دسترسی که شامل موارد زیر می‌شود:

مشترکین تلفن ثابت به ازای هر۱۰۰نفر ، مشترکین تلفن همراه بازای هر۱۰۰نفر ، درصد خانوارهای دارای کامپیوتر، درصد خانوارهای دارای دسترسی به اینترنت در خانه، پهنای باند اینترنت بین المللی به ازای هر کاربر .

ب) زیر شاخص استفاده که شامل موارد زیر می شود:

کاربران اینترنت بازای هر ۱۰۰نفر، مشترکین اینترنت باند پهن ثابت (باسیم) بازای هر ۱۰۰ نفر، مشترکین باند پهن بی سیم بازای هر۱۰۰ نفر.

ج) زیر شاخص مهارت نیز شامل نرخ باسوادی بزرگسالان، نسبت نام نویسی در سطح دبیرستان، نسبت نام نویسی در سطح دانشگاه می‌باشد.

عوامل مؤثر بر نابرابری در نظر گرفته می شود. آسموگلو[1](۲۰۰۲)، در مطالعه‌ای نشان داد که افزایش در نابرابری درآمد در اکثر کشورهای توسعه یافته ناشی از افزایش دستمزدهای مشاغل مرتبط با ICT بوده است. مارتین و رابینسون[2](۲۰۰۴)، نشان دادند توسعه اینترنت باعث افزایش درآمد بعضی افراد در آمریکا شده‌است. همچنین شواهد تجربی بیانگر این است کهICT با تاثیرگذاری بر بهره وری نیروی کار و رشد اقتصادی بطور غیر مستقیم منجر به افزایش درآمد شده و بنابراین موجب کاهش نابرابری می گردد. لیود – الیس[3](۱۹۹۹) نیز در مطالعه ای به این نتیجه رسیدند که توسعه ICT بهره وری نیروی کار را افزایش داده و ممکن است باعث کاهش نابرابری گردد. تمامی متغیرهای استفاده شده در مدل فوق به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. U_{it}: جزء خطای تصادفی مدل و i,t: به ترتیب نشان‌دهنده استان و زمان می‌باشند. استانهای مورد بررسی در این تحقیق شامل ۳۰ استان کشور و دوره زمانی مورد بررسی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ می باشد. α_i بیانگر اثرات خاص مقاطع(استانها) بوده که شامل متغیرهای مشاهده نشده و غیرقابل اندازه گیریِ مؤثر بر نابرابری می‌باشد.

در ادامه به منظور آزمودن فرضیه گرین وود - جوانویچ[4]مبنی بر رابطه U معکوس بین نابرابری درآمدی و توسعه مالی، مربع متغیر $FINANCE$ وارد معادله (۲) می شود واین معادله به صورت زیر بازنویسی می گردد:

$$\mathrm{GINI}_{it}=\alpha_i+\alpha_1\mathrm{GINI}_{it-1}+\alpha_2\mathrm{FINANCE}_{it}+\alpha_3 FINANCE_{it}^2+\alpha_4\mathrm{PP}_{it}+\alpha_5 PCGDP_{it}+\alpha_6 PCGDP_{IT}^2+\alpha_7 ICT_{it}+U_{it}$$

رابطهٔ (۳)

همان‌گونه که بیان گردید، در مطالعه حاضر تأثیر توسعه مالی بر سه پانل متفاوت از استان‌های کشور مورد بررسی قرار خواهد گرفت. بدین منظور، مطابق گزارش دفتر آمار و فرآوری داده‌های وزارت صنعت، معدن و تجارت، استان‌های کشور به سه گروه استان‌های توسعه یافته، استان‌های کمتر توسعه یافته و استان های توسعه نیافته تقسیم می‌شوند. استان‌هایی که در رده بندی یادشده قرار می‌گیرند، به صورت جدول (۲) می‌باشند.

جدول ۲- رتبه بندی استان‌های کشور بر اساس سطح توسعه یافتگی

استانهای توسعه یافته						استانهای کمتر توسعه یافته							
رتبه	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳
استان	تهران	اصفهان	خوزستان	خراسان رضوی	آذربایجان شرقی	مرکزی	کرمان	مازندران	قزوین	فارس	بوشهر	آذربایجان غربی	یزد
استانهای توسعه نیافته													
رتبه	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸		۱۹	۲۰		۲۱	۲۲	۲۳	۲۴
استان	گیلان	سمنان	هرمزگان	همدان	کرمانشاه		زنجان	قم		لرستان	سیستان بلوچستان	خراسان شمالی	اردبیل
رتبه	۲۵	۲۶		۲۷			۲۸			۲۹		۳۰	
استان	گلستان	کهکیلویه و بویراحمد		کردستان			خراسان جنوبی			چهارمحال و بختیاری		ایلام	

منبع: وزارت صنعت، معدن و تجارت، ۱۳۸۹.

بحث و ارائه یافته‌ها:

در این قسمت ابتدا فرضیه خطی گالور و زیرا و بنرجی و نیومن که بیانگر رابطه خطی منفی بین توسعه مالی و نابرابری است را در سه گروه استان‌های توسعه یافته، کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته مورد آزمون قرار می‌گیرد (معادله ۲). این معادله برای هر گروه از استان ها به صورت جداگانه برآورد خواهد شد و در هر معادله تخمین زده شده، میزان تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد تعیین می‌گردد. به منظور برآورد معادله فوق، با توجه به ماهیت داده‌های تحقیق از الگوهای پانل پویا استفاده

[1] *Acemoglu*
[2] *Martin and Robinson*
[3] *Lioyd-Ellis*
[4] *Greenwood-Jovanovic*

می‌شود. اولین مرحله جهت تخمین الگوهای پانل، انجام آزمون ریشه واحد پانل می‌باشد که نتایج آن به تفکیک برای هر یک از گروه‌های استانی مورد مطالعه در جدول (۳) ارائه شده‌است:

جدول ۳- بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

نوع آزمون	GINI		FINANCE		PP		PCGDP		ICT	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
گروه استان های توسعه یافته										
آزمون لوین، لین وچو	-۱۱/۵۶۴۱	۰/۰۰۰۸	-۱۲/۷۳۴۱	۰/۰۰۰	۲۵/۰۵۶۷-	۰/۰۰۲	۱۷/۲۴۰۸-	۰/۰۰۰۳	-۱۰/۰۴۵۲	۰/۰۰۰۱
آزمون بریتونگ	-۲/۳۶۷۶	۰/۰۰۰۲	-۴/۱۰۹۱	۰/۰۰۰	۲/۱۲۷۴-	۰/۰۰۰۰	۳/۶۶۰۹-	۰/۰۰۰۰	-۳/۴۵۴۶	۰/۰۰۰۳
آزمون ایم، پسران و شین	-۳/۸۶۸۹	۰/۰۰۰۰	۴/۷۴۳۲-	۰/۰۰۰	۲/۳۴۷۹-	۰/۰۰۰	۴/۸۷۸۳-	۰/۰۰۱۳	-۳/۱۵۶۸	۰/۰۰۰۰
آزمون فیشر - ADF	۱۰/۸۷۳	۰/۰۰۰۰	۱۲/۰۹۳	۰/۰۰۰۱	۶/۵۷۴	۰/۰۰۲۵	۱۱/۱۳۴	۰/۰۰۲۲	۱۴/۴۳.	۰/۰۰۰۲
آزمون فیشر - PP	۱۲۹/۲۳۸۷	۰/۰۰۰۱	۱۸۰/۲۴۰۹	۰/۰۰۰۰	۱۴۰/۱۴۲۲	۰/۰۰۰۸	۱۳۸/۳۴۰	۰/۰۰۰۱	۲۸/۹۸۵۱	۰/۰۰۰۰
گروه استان های کمتر توسعه یافته										
آزمون لوین، لین وچو	۲۹/۱۲۷۷	۰/۰۰۰۲	-۴۰/۱۴۵۷	۰/۰۰۲۱	۳۰/۳۵۷۰-	۰/۰۰۰۰	۶/۱۰۸۳-	۰/۰۰۶۵	۱۰/۵۶۹۷-	۰/۰۰۰۰
آزمون بریتونگ	-۳/۲۳۷۰	۰/۰۰۰۵	-۶/۰۰۹۴	۰/۰۰۰۰	۱/۸۹۶۱-	۰/۰۰۰۰	۵/۲۴۷۸-	۰/۰۰۰۰	۷/۸۰۹۴-	۰/۰۰۶۷
آزمون ایم، پسران و شین	۲۵/۸۹۱۴	۰/۰۰۰۰	-۹/۵۵۷۸	۰/۰۰۰۰	۳/۶۴۲۸-	۰/۰۰۰۰	۶/۷۹۰۵-	۰/۰۰۰۴	۸/۳۶۷۰-	۰/۰۰۰۰
آزمون فیشر - ADF	۹/۱۹۲	۰/۰۰۰۱	۲۸/۱۶۵	۰/۰۰۰۰	۵۰/۳۳۶۱	۰/۰۰۸۷	۱۳/۳۵۸	۰/۰۰۰۰	۲۴/۰۹۵	۰/۰۰۰۸
آزمون فیشر - PP	۸/۵۵۵۶	۰/۰۰۰۰	۱۰/۶۸۷۶	۰/۰۰۹۹	۱۰/۹۸۴۲	۰/۰۰۰۱	۴۰/۷۷۸۳	۰/۰۰۰۰	۵۰/۸۷۸۱	۰/۰۰۰۰
گروه استان های توسعه نیافته										
آزمون لوین، لین وچو	-۳/۱۸۴۹	۰/۰۰۰۱	-۳/۱۲۷۸	۰/۰۰۰۷	۴/۶۰۱۲-	۰/۰۰۳۲	۷/۰۹۴۷-	۰/۰۲۴۵	۵/۳۳۶۹-	۰/۰۰۰۰
آزمون بریتونگ	۲/۶۸۴۳-	۰/۰۰۰۸	-۲/۲۳۷۰	۰/۰۰۰۵	۲/۴۶۸۳-	۰/۰۰۸۴	۲/۵۴۸۹-	۰/۰۰۰۳	۲/۸۷۰۴-	۰/۰۰۰۰
آزمون ایم، پسران و شین	-۵/۷۳۷۸	۰/۰۰۱۵	۳/۸۷۸۹-	۰/۰۰۰۸	۳/۵۸۷۹-	۰/۰۰۷۱	۴/۲۰۶۴-	۰/۰۰۰۰	۶/۹۸۴۳-	۰/۰۰۰۰
آزمون فیشر - ADF	۷/۵۷۴	۰/۰۰۰۰	۶/۴۴۸۹	۰/۰۰۰۰	۶۵/۰۳۳	۰/۰۰۰۸	۹۵/۹۴۱	۰/۰۰۰۰	۵۹/۰۸۰	۰/۰۰۰۰
آزمون فیشر - PP	۶/۱۲۳۵	۰/۰۰۰۱	۸/۱۹۵۶	۰/۰۰۰۱	۱۲/۶۰۹۳	۰/۰۰۰۰	۱۳/۳۴۸۷	۰/۰۰۰۳	۴/۳۵۷۸	۰/۰۴۵۶

منبع: محاسبات تحقیق، ۱۳۹۶.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌های ریشه واحد پانل متغیرها در سه گروه مختلف استان‌ها، به جز متغیرهای شاخص توسعه مالی، شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات و نرخ تورم که با یک تفاضل پایا هستند، سایر متغیرهای مورد استفاده در مدل بر اساس آزمون‌های مختلف ریشه واحد پانل در سطح پایا هستند.

آزمون هم انباشتگی پانل:

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانل، به منظور کسب اطمینان از غیرکاذب بودن رگرسیون به آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پرداخته می‌شود. در این تحقیق وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت متغیرها با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی باقیمانده‌های پانل کائو[1]مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج بدست آمده از این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی پانل در استان‌های مختلف کشور در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد رد می‌شود. به عبارت دیگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی در تحقیق تائید می‌گردد.

جدول ۴- آزمون هم انباشتگی باقیمانده کائو

مدل	استانهای مختلف	آماره دیکی-فولر تعمیم یافته(*ADF*)	احتمال
$GINI_{it}\ GINI_{it-1}\ FINANCE_{it}\ PP_{it}\ \mathrm{PCGDP}_{it}\ \mathrm{PCGDP}_{it}^{2}\ \mathrm{ICT}_{it}$	توسعه یافته	-۶/۲۱	۰/۰۰۰
	کمتر توسعه یافته	-۸/۷۵	۰/۰۰۰
	توسعه نیافته	-۶/۴۳	۰/۰۰۰۰
$GINI_{it}\ GINI_{it-1}\ FINANCE_{it}\ FINANCE^{2}_{it}\ PP_{it}\ \mathrm{PCGDP}_{it}\ \mathrm{PCGDP}_{it}^{2}\ \mathrm{ICT}_{it}$	توسعه یافته	-۵/۹۸	۰/۰۰۰۰
	کمتر توسعه یافته	-۷/۷۹	۰/۰۰۰
	توسعه نیافته	-۶/۰۳	۰/۰۰۰

منبع : محاسبات تحقیق- *آماره دیکی–فولرتعمیم یافته در این آزمون بر اساس اجزا باقیمانده می باشد.

آزمون‌های تشخیص مدل:

آزمون سارجان که به‌منظور بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل و آزمون قیود بیش از حدّی‌باشد، نشان‌دهنده‌ی این است که در تمام مدل‌های برآورد شده در این تحقیق، متغیرهای ابزاری با اجزای باقیمانده مدل هم‌بستگی ندارند، بنابراین این متغیرها درست انتخاب شده و نتایج مدل از این جهت قابل اعتماد است. آزمون های M_1 و M_2 به ترتیب نشان‌دهنده آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه‌ی اول و دوم آرلانو وباند (۱۹۹۱) می‌باشند و به‌منظور بررسی خودهم‌بستگی سریالی اجزای باقیمانده‌ی مرتبه‌ی اول و دوم مدل انجام می‌شوند. اگر اجزای باقیمانده‌ی مدل به‌صورت مستقل و یکسان توزیع شده باشند($\varepsilon \sim i.i.d$)، انتظار بر این است که خودهم‌بستگی سریالی مرتبه‌ی اول وجود داشته باشد ولی خودهم‌بستگی سریالی مرتبه‌ی دوم وجود نداشته باشد. با توجه به نتایج به‌دست آمده از این دو آزمون در این تحقیق، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجودخودهم‌بستگی سریالی مرتبه‌ی اول در تمام مدل‌ها رد می‌شود در حالی که بر اساس آزمون خودهم‌بستگی سریالی مرتبه‌ی دوم، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود خودهم‌بستگی سریالی مرتبه‌ی دوم اجزای خطا در تمام مدل‌ها تأئید می‌شود. نتایج حاصل از این دو آزمون نشان‌دهنده‌ی این است که جزء باقیمانده در تمام مدل‌ها دارای مشکل خودهم‌بستگی سریالی در سطح نمی‌باشد. بنابراین نتایج مدل‌ها از این حیث دارای اعتبار می‌باشد. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای‌دو، با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد در تمام مدل‌های برآورد شده، رد می شود و اعتبار ضرایب برآوردی متغیرها تأیید می‌شود.

برآورد تأثیر توسعه مالی بر نابرابری: آزمون فرضیه خطی:

در این قسمت ابتدا فرضیه خطی گالور و زیرا و بنرجی و نیومن مبنی بر رابطه خطی منفی بین توسعه مالی و نابرابری را در سه گروه مختلف استان‌های کشور مورد آزمون قرار می‌دهیم. نتایج حاصل از این تخمین‌ها برای هر یک از گروه‌های استانی در جدول (۵) ارائه شده‌است. همانطور که ذکر گردید، بر اساس معیارهای اعتبار سنجی مدل‌های برآوردی که در جداول نتایج ارائه شده‌است، صحت نتایج به‌دست آمده در هر سه گروه از استان‌ها جهت تجزیه و تحلیل و اظهار نظر تأیید می‌شود.

---

[1] *Kao*

[2] *Test of the over identifying restrictions*

جدول ۵- برآورد تأثیر توسعه مالی بر نابرابری (آزمون فرضیه خطی) در استان های مختلف

آزمون فرضیه خطی نابرابری در استان های توسعه نیافته		آزمون فرضیه خطی نابرابری در استان های کمتر توسعه یافته		آزمون فرضیه خطی نابرابری در استان های توسعه یافته		
(متغیر وابسته: لگاریتم ضریب جینی)		(متغیر وابسته: لگاریتم ضریب جینی)		(متغیر وابسته: لگاریتم ضریب جینی)		
آماره Z	ضرایب	آماره Z	ضرایب	آماره Z	ضرایب	متغیرهای توضیحی
۳/۳۳	۰/۰۵۱	۲/۶۷	۰/۰۸۳	۳/۲۸	۰/۱۳۳	لگاریتم ضریب جینی با وقفه
-۴/۱۲	-۰/۰۹۴	-۳/۲۴	-۰/۰۷۷	-۳/۳۸	-۰/۰۵۵	لگاریتم شاخص توسعه مالی استانی
۳/۶۷	۰/۰۳۸	۴/۰۷	۰/۰۵۳	۳/۸۹	۰/۰۴۴	لگاریتم نرخ تورم
۳/۷۸	۰/۰۶۳	۲/۲۱	۰/۰۵۴	۲/۵۴	۰/۰۸۰	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه استانها
-۳/۴۶	-۰/۰۲۵	-۲/۳۸	-۰/۰۱۹	-۲/۴۸	-۰/۰۲۴	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه استانها به توان ۲
-۳/۱۴	-۰/۰۱۷	-۳/۴۵	-۰/۰۲۰	-۳/۶۵	-۰/۰۱۳	لگاریتم شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات
۳/۵۱	۰/۱۸	۳/۵۲	۰/۱۲	۴/۵۸	۰/۰۹	ضریب ثابت
۱۵۵/۴۵۷ [۰/۰۰۰۲]		۱۳۴/۰۸۱ [/۰۰۰۱]		۱۶۸/۰۱۳ [۰/۰۰۰۱]		آماره والد
۱۱۴/۶ [۰/۶۶۹]		۱۱۹/۸ [۰/۷۸۱]		۷۱/۸۸ [۰/۶۱۰]		آزمون سارجان
-۲/۵۵۵ [۰/۰۱۸]		-۳/۵۸۶ [۰/۰۳۹]		-۲/۸۶۸ [۰/۰۰۹]		آزمون M_1
-۱/۸۲۴ [۰/۶۳۳]		-۲/۷۷۱ [۰/۸۷۵]		-۲/۷۷۵ [۰/۷۹]		آزمون M_2

منبع: محاسبات تحقیق،۱۳۹۶.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۵)، تمامی متغیرهای برآورد شده از علامت های سازگار با تئوری برخوردار هستند و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار هستند. همان طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، توسعه مالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کاهش نابرابری طی دوره مورد بررسی در ایران دارد. بر اساس نتایج به دست آمده، با توسعه یک درصدی نهادها و موسسات مالی (توسعه موسسات و واسطه‌های مالی نظیر بانک ها و بیمه ها) در استان‌های توسعه یافته کشور طی دوره مورد بررسی، نابرابری درآمدی به اندازه ۰/۰۵۵ درصد کاهش می‌یابد و حاکی از نقش مثبت توسعه نهادها و موسسات مالی در کاهش نابرابری طی دوره مورد بررسی می‌باشد. ضریب مثبت $PCGDP$ و ضریب منفی $PCGDP^2$ نشان می دهد که وجود رابطه U معکوس کوزنتس که بیانگر ارتباط بین توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌باشد نیز طی دوره مورد بررسی در استان های مختلف کشور تأئید می شود. ضریب مثبت متغیر نرخ تورم بیانگر این است که افزایش نرخ تورم باعث افزایش نابرابری درآمدی در این گروه از استان‌ها شده و از لحاظ آماری نیز در سطح بالایی معنی‌دار است. توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات نیز طی دوره مورد بررسی باعث کاهش نابرابری در استان‌های توسعه یافته شده است.

نتایج به‌دست آمده از برآورد دو مدل مربوط به استان‌های کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته نیز با نظریه‌های اقتصادی موجود در این زمینه سازگار است و متغیر وابسته ضریب جینی دارای روابط مورد انتظار با تمام متغیرهای توضیحی است. بنابراین بر اساس نتایج به‌دست آمده در هر سه گروه استانی می‌توان گفت که فرضیه مطرح شده در پژوهش مبنی بر تأثیر خطی و منفی توسعه مالی بر ضریب جینی (نابرابری) تأیید می‌شود و در هر سه مدل، متغیرهای مستقل ارائه شده به‌عنوان عوامل موثر بر کاهش نابرابری هستند و با علامت‌های مورد انتظار، با ضریب جینی در ارتباط هستند. اما نکته قابل توجه این است که با مقایسه ضریب توسعه مالی در سه مدل یادشده مشخص می‌شود که علیرغم تاثیر منفی توسعه مالی بر ضریب جینی (تاثیر مثبت توسعه مالی بر کاهش نابرابری) در هر سه گروه استان‌های مورد مطالعه، تأثیر توسعه مالی بر کاهش

نابرابری در استان های توسعه نیافته به ترتیب بیشتر از استان های کمتر توسعه یافته و استان های توسعه یافته است، به‌عبارت دیگر، بر اساس معادلات برآورد شده نتیجه گرفته می‌شود که میزان تأثیر توسعه مالی بر کاهش نابرابری استان‌ها رابطه عکس با سطح توسعه یافتگی آن ها دارد و این تأثیرگذاری در استان های توسعه نیافته بیشتر از دو گروه استان های دیگر است. لذا، بر اساس نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت در صورت توسعه بیشتر نهادها و موسسات مالی در استانهای مذکور، سطح اعتبارات اعطایی بانک‌ها و موسسات مالی به بخش خصوصی در این استان‌ها بیشتر شده و در نتیجه نیاز واحدهای تولیدی کوچک و بنگاه های خرد به تسهیلات مالی بیشتر تامین شده و موجب کاهش نابرابری درآمدی گردیده است. این رابطه در استان‌های توسعه نیافته بیشتر از دو گروه دیگر استان‌ها می‌باشد.

برآورد تأثیر توسعه مالی بر نابرابری: آزمون فرضیه غیرخطی و رابطه U معکوس:

همان طور که قبلاً توضیح داده شد، با وارد کردن متغیر $FINANCE^2$ در مدل (۲) و تبدیل آن به مدل (۳)، می‌توان فرضیه غیرخطی رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری را نیز در هر یک از گروه‌های استانی آزمون نمود. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه در استانهای مختلف در جدول (۶) به صورت زیر ارائه شده است:

جدول ۶- برآورد تأثیر توسعه مالی بر نابرابری (آزمون فرضیه غیرخطی و رابطه U معکوس) دراستان های مختلف

آزمون فرضیه غیرخطی و رابطه U معکوس در استان های توسعه نیافته		آزمون فرضیه غیرخطی و رابطه U معکوس در استان های کمتر توسعه یافته		آزمون فرضیه غیرخطی و رابطه U معکوس در استان های توسعه یافته		
(متغیر وابسته: لگاریتم ضریب جینی		(متغیر وابسته: لگاریتم ضریب جینی		(متغیر وابسته: لگاریتم ضریب جینی)		
آماره Z	ضرایب	آماره Z	ضرایب	آماره Z	ضرایب	متغیرهای توضیحی
۲/۷۶۱	۰/۰۵۱	۳/۵۱	۰/۰۹۸	۳/۶۰	۰/۴۵	لگاریتم ضریب جینی با وقفه
-۱/۲۴	-۰/۱۰۵	-۱/۵۵	-۰/۰۹۸	-۱/۵۰	-۰/۰۸۴	لگاریتم شاخص ترکیبی توسعه مالی
-۱/۴۲	-۰/۰۳۹	-۱/۵۱	-۰/۰۶۴	-۱/۲۷	-۰/۰۴۶	لگاریتم شاخص ترکیبی توسعه مالی به توان ۲
۲/۵۸	۰/۰۵۴	۲/۳۱	۰/۰۵۳	۲/۱۵	۰/۰۵۹	لگاریتم نرخ تورم
۲/۴۲	۰/۰۵۹	۲/۳۱	۰/۰۴۸	۲/۱۶	۰/۱۴	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه
-۲/۲۱	-۰/۰۲۸	۲/۴۵	-۰/۰۱۹	-۲/۳۶	-۰/۰۴۹	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به توان ۲
-۲/۶۸	-۰/۰۱۹	-۲/۵۴	-۰/۰۳۵	-۲/۱۵	-۰/۰۲۸	لگاریتم شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات
۱/۹۵	۰/۱۹	۱/۷۶	۰/۲۶	۴/۸۸	۰/۱۱	ضریب ثابت
آماره والد	۱۲۸/۵۱۰ [۰/۰۰۰۰]		۱۲۳/۴۱۰ [۰/۰۰۰۰]		۱۲۳/۴۱۰ [۰/۰۰۰۰]	
آزمون سارجان	۱۴۰/۸ [۰/۵۵۸]		۱۲۰/۸ [۰/۷۶۸]		۱۲۰/۸ [۰/۷۶۸]	
آزمون M_1	-۰/۶۸۹ [۰/۰۲۱]		-۰/۶۷۹ [۰/۰۱۳]		-۰/۶۸۸ [۰/۰۱۲]	
آزمون M_2	-۱/۶۵۲ [۰/۶۶۴]		-۱/۶۵۲ [۰/۳۳۴]		-۱/۶۶۲ [۰/۳۳۴]	

منبع: محاسبات تحقیق، ۱۳۹۶.

نتایج مربوط به آزمون فرضیه U معکوس گرینوود و جوانویچ در استان‌های مختلف در جدول (۵) ارائه شده است. با توجه به انجام آزمون‌های مختلف پایداری مدل، صحت نتایج ارائه شده در جدول بالا جهت تجزیه و تحلیل تأئید می‌شوند. بر اساس این نتایج وجود رابطه غیر خطی میان توسعه مالی و نابرابری طی دوره مورد بررسی در هر سه گروه مختلف از استان‌ها رد می‌شود، زیرا ضرایب مربوط به توسعه مالی از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند. بنابراین شواهد مبنی بر وجود این رابطه طی دوره

مورد بررسی در استان‌های کشور وجود ندارد. با توجه به نتایج به دست آمده تأثیر متغیر نرخ تورم بر نابرابری مثبت بوده و نشان‌دهنده افزایش نابرابری درآمدی در استانهای ایران در صورت افزایش تورم طی دوره مورد بررسی است. متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات نیز تأثیر منفی بر نابرابری داشته و نشان‌دهنده این است که با افزایش هرچه بیشتر تکنولوژی ارتباطات در کشور میزان نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد.

نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها:

با توجه به اهمیت بررسی در استان‌های ایران، در این پژوهش استان‌های کشور بر اساس گزارش دفتر آمار و فرآوری داده های وزارت صنعت، معدن و تجارت به سه گروه توسعه یافته، کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته تفکیک شدند و رابطه مذکور با استفاده از نظریات اقتصادی و با تکیه بر مدل های پانل پویا، به طور جداگانه برای هر گروه از آن ها طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵ برآورد شد و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

نتایج به‌دست‌آمده از این مطالعه بیانگر پذیرش رابطه خطی و منفی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی در هر سه گروه استانی مورد بررسی می‌باشد. به عبارت دیگر توسعه موسسات و نهادهای مالی نقش به سزایی در کاهش نابرابری درآمدی در هر سه گروه استان‌ها داشته و لذا می‌توان گفت هر چه سطح توسعه مؤسسات، نهادها و واسطه‌های مالی در استان‌ها بیشتر شود، نیاز واحدهای تولیدی و بخش تولید به تسهیلات مالی بیشتر تأمین شده و نابرابری درآمدی در آن‌ها کاهش خواهد یافت. توسعه مالی از طریق معکوس کردن دلایل شکست بازارهای مالی همچون ایجاد تقارن اطلاعات بین گروه‌های مختلف اجتماعی، کاهش هزینه ثابت تامین مالی قرض گیرندگان کوچک، بهبود خدمات ضمانت و بیمه، تقویت دارایی های کارای فقرا، کاهش نرخ بهره، افزایش دسترسی به خدمات پس اندازی در کاهش نابرابری در استان‌های مختلف کشور تأثیرگذار خواهد بود. افزایش نقدینگی خانوارها و افزایش سرعت برخورداری از خدمات مالی می‌تواند زمینه کاهش نابرابری درآمدی بین اقشار مختلف جامعه را فراهم کند. لازم به ذکر است که میزان تأثیرگذاری توسعه مالی بر کاهش نابرابری استان‌ها رابطه عکس با سطح توسعه یافتگی آن‌ها دارد، به گونه‌ای که این تأثیرگذاری در استان‌های توسعه نیافته بیشتر از دو گروه استان‌های دیگر است. از سوی دیگر نتایج به دست آمده بیانگر رد فرضیه U معکوس گرینوود- جوانویچ بوده و هیچ مدرک و شواهدی دال بر وجود این رابطه طی دوره مورد بررسی در استان های ایران وجود ندارد. با توجه به تأثیر مثبت توسعه مالی بر کاهش نابرابری در استان‌ها و نیاز واحدهای کوچک تولیدی به تسهیلات مالی و نقش مثبت آن‌ها در افزایش عرضه کل و کنترل تورم، توسعه مؤسسات و نهادهای مالی و افزایش توجه و برنامه‌ریزی جهت نیل به سیاست‌های فقرزدایی و توزیع مناسب درآمد در استان‌ها که یکی از اهداف اولیه انقلاب اسلامی بوده است، پیشنهاد می‌گردد.

منابع و مآخذ:

۱. جابری خسروشاهی، نسیم. محمدوند ناهیدی، محمدرضا و نوروزی، داوود (۱۳۹۱): «تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران»، فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره ششم، صص ۲۰۸-۱۷۳.

۲. رفعت، بتول و جزی زاده، الهه (۱۳۹۵): «بررسی اثر توسعه مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران»، فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، سال شانزدهم، شماره سوم، صص ۴۶-۲۹.

۳. قنبری، علی. آقایی، مجید و رضاقلی زاده، مهدیه (۱۳۹۰): «بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران»، پژوهش نامه اقتصادی، سال ۱۱، شماره ۱، صص ۲۹-۱.

۴. علی اکبری، اسماعیل. خداداد کاشی، فرهاد و کماسی، حسین (۱۳۹۷): «ارزیابی رقابت پذیری اقتصادی کلان شهرهای ایران»، فصلنامه برنامه ریزی منطقه ای، سال هشتم، شماره ۲۹، صص ۲۶-۱۳

۵. وزارت صنعت، معدن و تجارت (۱۳۸۹): «مروری بر وضعیت صنعت و معدن در ایران در سطح ملی. طرح پژوهشی»، ویرایش هشتم، دفتر آمار و فرآوری داده‌ها

۶. همایونی فر، مسعود. چشمی، علی و یاقوتی جعفرآباد، فاطمه (۱۳۹۵): «بررسی تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب اسلامی»، دوفصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی، سال نهم، شماره اول، پیاپی ۱۷، صص ۵۸-۳۷.

7. *Acemoglu, D., (2002): Technical change, inequality, and the labor market. Journal of Economic Literature, 40 (1), pp: 7-72.*
8. *Arellano, M. and O. Bover, (1995): another look at the instrumental-variable estimation of error-components models, Journal of Econometrics, 68, pp: 29–52.*
9. *Arellano, M. and S. Bond, (1991): some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, Review of Economic Studies, 58, pp: 277–297.*
10. *-Baiardi, D., and C. Morana, (2017): Financial development and income distribution inequality in the euro area. Economic Modelling, in press*
11. *Banergee, A. W. and A.F. Newman, (1993): occupational choice and the process of development, journal of political economy, 101, pp: 279-298.*
12. *Batuo, E.M., F. Guidi and M. Kupukile, (2010): Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries, MPRA PAPER , 25658, pp:1-28.*
13. *Beck T,Levin ,R,& N.Loayza. (2000): Finance and the source of Growth, Journal of Financial Economics, 58, pp: 26-310.*
14. *Beck, T., A. D. Kunt and R. Levin, (2004): Finance, Inequality and Poverty: Cross- Country Evidence, World Bank Policy Research Working paper 3338, world Bank, Washington D.C.*
15. *Blundell, R. and S. Bond (1998): Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, Journal of Econometrics, 87, pp: 115–143.*
16. *- Boukhatem, J., (2016): Assessing the direct effect of financial development on poverty reduction in a panel of low- and middle-income countries, Research in International Business and Finance, 37, pp: 214-230.*
17. *Canavire, G and F. Rioga, (2008): Financial Development and the Distribution of Income in Latin America and the Caribbean, Discussion Paper Series, 3796, October 2008, pp:1-18.*
18. *De Haan, J. and J. Sturm,(2017): Finance and income inequality: A review and new evidence, European Journal of Political Economy, Available online 23, April 2017, In Press*
19. *Galor, O. and J. Zeira, (1993): Income Distribution and Macroeconomics, Review of Economic Studies, 60, pp:35-52*
20. *Green, W. H., (2003): Econometric Analysis, New Jersey, Prentice-Hall Inc*
21. *Greenwood,J and B. Jovanovich, (1990): Financial Development, Growth, and the Distribution of income, Journal of political Economy, 98, pp:1076-1107.*
22. *Haber, S.H., (2004): Political Competition and Economic Growth: Lessons from the Political Economy of Bank Regulation in the United States and Mexico. Stanford University, mimeo.*
23. *Jalilian H. and K. Colin, (2005): Does Financial Development Contribute to Poverty Reduction? Journal of Development Studies, 41, PP: 636-656.*
24. *Jauch, S. and S. Watzka, (2011): Financial Development and Income Inequality, CESifo Working Paper Series 3687, CESifo Group Munich, category 6: fiscal policy, macroeconomics and growth, pp:1-34.*
25. *-Judson, R.A., and L.A. Owen, (1999): Estimating dynamic panel data models: a guide for*
26. *macroeconomists. Economics Letters 65, pp: 9–15.*
27. *Kuznets, S., (1995): Economic Growth and income inequality, American Economic Review, 95, pp:1-28.*
28. *Lloyd- Ellis, H., (1999): Endogenous technological change and wage inequality. American Economic Review, 89 (1), pp: 47-77.*
29. *Louzis, D., P. Vouldis, T. Angelos and V. L. Metaxas, (2012): Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios, Journal of Banking & Finance 36 (2012) , pp:1012–1027.*
30. *Martin, S.P., and J.P. Robinson, (2004): The income digital divide. An international perspective. IT & Society, 1 (7), pp:1-20.*
31. *- Seven, U., and Y. Coskun, (2016): Does financial development reduce income inequality and poverty? Evidence from emerging countries, Emerging Markets Review, 26, March 2016, pp: 34-63*
32. *Shahbaz, M., and F. Islam, (2011): Financial Development and Income Distribution in Pakistan: an application of ARDL approach. Journal of Economic Development, 36(1), pp:35-58.*
33. *Townsend, R. M., (1978): Intermediation with Costly Bilateral Exchange. Review of Economic Studies, 45, pp: 417-425.*
34. *Zhicheng, L., (2006): Financial Development and Income Distribution: A System GMM Panel Analysis with Application rural China, Journal of Economic Development, Volume 31, Number 2, pp: 21-42.*