تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی در ایران: رویکرد GMM

زهرا اسعدی[۱]، مجید دشتبان فاروجی[۲*] و عبداله خوشنودی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۳/۰۹

چکیده

توسعه مالی نقشی مهم در اقتصاد دارد و تأثیر آن بر متغیرهای اقتصادی انکارناپذیر است. توسعه زیرساخت‌های مالی همواره به عنوان ابزاری کارآمد در راستای افزایش رشد اقتصادی، کاهش فقر و توزیع عادلانه درآمد در جوامع مدنظر بوده است. با توجه به نقش و اهمیت نهادها و ارگان‌های مالی و ارتباط آن با نابرابری، هدف اساسی این مطالعه بررسی اثر توسعه مالی بر نابرابری شهری و روستایی در کشور ایران با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۱ استان، در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ می‌باشد. برای این منظور، ابتدا داده‌های مربوط به میانگین هزینه خانوارهای شهری و روستایی، نسبت مخارج دولت به GDP (بیانگر اندازه‌ی دولت)، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ شهر نشینی و اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش خصوصی به صورت درصدی از GDP به عنوان شاخص توسعه مالی، گردآوری و سازماندهی شده و سپس، الگو با استفاده از مدل‌های پانل ایستا و پویا، برآورد شده است. در این مطالعه، رابطه U معکوس کوزنتس در استان‌های ایران تأیید نشد و براساس نتایج بدست آمده می‌توان گفت تأثیر اندازه دولت منفی بوده و سبب کاهش نابرابری درآمدی خانوارهای روستایی و شهری می‌شود و هم‌چنین، فرضیه توسعه مالی U معکوس گرین‌وود و یووانوویچ تأیید شد.

طبقه‌بندی JEL: G20,D63,C33

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، نابرابری درآمد شهری و روستایی، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته.

---

[۱]- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه بجنورد.

[۲] – استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد.

[۳]– استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد.

*– نویسنده مسئول مقاله: Majiddashtbanf@gmail.com

**- این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم زهرا اسعدی است که با راهنمایی دکتر مجید دشتبان فاروجی و مشاوره دکتر عبداله خوشنودی انجام شده است

پیش‌گفتار

بحث در مورد توزیع درآمد، به عنوان نمادی از عدالت اجتماعی و ارتباط متقابل آن با رشد و توسعه اقتصادی، همواره در متون اقتصادی از موضوع‌های مورد توجه و چالش برانگیز بوده است، چرا که نامتعادل بودن توزیع درآمد، سلامت اقتصادی و اجتماعی جامعه را به خطر می‌اندازد. توزیع درآمد و جهت‌گیری‌های اقتصادی به منظور تقسیم عادلانه امکانات بین اقشار گوناگون جامعه و رفع نابرابری در بین استان‌های گوناگون کشور، از جمله مواردی است که در قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران مورد تأکید فراوان قرار گرفته و دست‌یابی به هدف یاد شده، مستلزم استفاده درست از ابزارهای اقتصادی است که از جمله آن می‌توان ابزار مالی[۱] را نام برد (رفعت و همکاران، ۱۳۹۳).

تا چندی پیش اقتصاددانان توسعه به جای توجه به مسئله توزیع درآمد و رفع نابرابری‌های ناهنجار درآمدی میان آحاد جامعه، بر ایجاد رشد اقتصادی و تسریع آن بویژه، در کشورهای فقیر تأکید داشتند. حتی نابرابری شدید درآمدها لازمه رشد و کارایی اقتصادی شمرده می‌شد زیرا چنین استدلال می‌شد که ثروتمندان نسبت به فقرا درصد قابل‌توجهی از درآمدهای خود را پس‌انداز می‌کنند و انباشت پس‌اندازهاست که می‌تواند به نوبه خود سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را امکان‌پذیر کند. این طرز تفکر موجب شد که مدت‌ها به مسئله توزیع درآمد توجه کافی نشود؛ به گونه‌ای‌که در گذشته، بررسی مسائلی نظیر رشد اقتصادی، اشتغال، کارایی اقتصادی و تراز پرداخت‌ها محور اصلی غالب تحقیقات بشمار می‌رفتند.

در دهه‌های اخیر، کشورهای ثروتمند با تغییر قوانین کار به نفع کارگران، ارائه خدمات رفاهی قابل توجه به کارگران، دریافت مالیات بیش‌تر از صاحبان سرمایه و قشرهای ثروتمند و ارائه انواع بیمه‌های تأمین اجتماعی برای افراد کم‌درآمد، توزیع درآمد را به عنوان یکی از اهداف مهم اجتماعی خود مورد توجه قرار داده‌اند (لیانگ، ۲۰۰۶).

هم‌چنین، در بیش‌تر کشورهای جهان به استثنای کشورهایی که نظام سیاسی آن‌ها بر پایه لغو یا محدود کردن مالکیت قرار داشته است، شکاف عمیقی بین طبقه پایین و بالای جامعه وجود داشته و نابرابری توزیع درآمدی گسترده برقرار است. عامل اصلی این توزیع نابرابر را نمی‌توان صرفاً ناشی از تفاوت در بازدهی نیروی کار در گروههای گوناگون دانست بلکه توزیع نابرابر درآمدها به دلیل توزیع نابرابر ثروت تولیدی است. این تمرکز ثروت در دست گروه محدود نخبگان اقتصادی و سیاسی جامعه آن‌ها را قادر ساخته است تا با گسترش سرمایه انسانی و نسل‌های بعد، سهمی بیش‌تر از تولید ملی را از آن خود سازند.

---

[۱]- Financial Instrument

در ایران نیز همچون تمامی کشورها، توزیع درآمد یکی از دغدغه‌های اصلی و مهم دولت است و چون اغلب توزیع درآمد از دید مسائل عدالت اجتماعی و فقر مورد توجه قرار می‌گیرد، همین امر موجب شده است تا راه‌حل‌های کوتاه‌مدت برای رفع این مشکل توصیه شود، درحالی‌که پدیده نابرابری توزیع درآمد، به علت مقاومت نیروهای درونی، پایداری از خود نشان می‌دهد و اجرای سیاست‌های کوتاه‌مدت و بدون شناخت عوامل تأثیرگذار، پیامدهایی نامطلوب بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی را در پی دارد (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹). بنابراین، برای رویارویی با مشکل توزیع درآمد باید عوامل مؤثر بر آن را شناخت و با اتخاذ سیاست‌های مناسب، در راستای بهبود توزیع درآمد اقدام کرد.

در این میان تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد یک کشور را نمی‌توان نادیده انگاشت. در یک تقسیم‌بندی کلی، اقتصاد و فعالیت‌های اقتصادی را می‌توان به دو بخش واقعی و مالی تقسیم کرد. در بخش واقعی اقتصاد، متغیرهایی چون مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید، اشتغال و سایر متغیرهایی از این جنس تعیین می‌شوند؛ حال آن‌که بخش مالی به عنوان مکمل بخش واقعی در برگیرنده سایر فعالیت‌های اقتصادی است و لذا بازارهای پول، اوراق بهادار و دارایی‌های دیگر در این بخش دسته‌بندی می‌شوند.

ارتباط بین توسعه مالی و نابرابری درآمد، پیچیده و دارای ابعاد متعددی است. توسعه مالی به دلیل مهیاسازی گسترده و آسان‌تر منابع (از جمله افزایش وام‌های اعطایی بانک‌ها و نهادهای مالی) برای خانوارهای فقیر و برطرف کردن عیوب بازار سرمایه و هم‌چنین، مهیاسازی فرصت‌های بیش‌تر برای فقرا برای سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و نیز سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلندمدت، در بهبود توزیع درآمد ایفای نقش می‌کند (لیانگ[۱]، ۲۰۰۶). بر همین اساس، مبانی نظری شکل گرفته در زمینه توسعه مالی و نابرابری درآمد به این اشاره دارند که در صورت توسعه بهتر و مناسب‌تر بازارهای مالی، نابرابری درآمد کاهش خواهد یافت (بنرجی و نیومن[۲]، ۱۹۹۳).

استفاده از وام‌های اعطایی بانک‌ها و مؤسسات مالی نیازمند وثیقه برای وام‌گیرندگان بوده و ممکن است ثروتمندان به علت در اختیار داشتن دارایی‌های مالی و استفاده از آن دارایی‌ها به عنوان وثیقه بانکی، نسبت به فقرا که با مشکل تهیه وثیقه روبه‌رو هستند، به منابع مالی ارزان‌تر دسترسی یابند، لذا با توسعه مالی به علت دسترسی بیش‌تر ثروتمندان نسبت به فقرا به منابع مالی، نابرابری درآمد افزایش پیدا می‌کند، در این صورت توسعه بازار مالی ممکن است سبب افزایش در نابرابری درآمد شود. به دلیل نقش مؤثر بازارهای مالی در توزیع درآمد، بررسی ارتباط بین توسعه

۱- Liang
۲- Banerjee & Newman

بازار مالی و نابرابری درآمد از اهمیتی زیاد برخوردار بوده و تبیین این رابطه می‌تواند به روشن شدن سیاست‌های توسعه بازارهای مالی به عنوان یک ابزار اقتصادی در جهت تقسیم عادلانه درآمد و منابع مالی کمک قابل توجهی کند (لیانگ،۲۰۰۶).

پس از شومپیتر[۱] (۱۹۱۱) که بر اهمیت خدمات واسطه‌گری مالی در رشد اقتصادی تأکید داشت و با این دیدگاه، رابطه‌ای مؤثر بین دو بخش مالی و واقعی قائل بود، نظریه‌پردازان به مقدار زیادی از نقش بخش مالی در اقتصاد و تأثیر آن بر بخش واقعی چشم پوشیدند و به این ترتیب تا سال‌ها، اقتصاددانان منکر اثرگذاری بخش مالی بر بخش واقعی بودند، اما در یک پیشرفت قابل‌توجه، اهمیت و تأثیر نظام مالی بر توسعه اقتصادی در مطالعات تأثیرگذار گلداسمیت[۲] (۱۹۶۹)، مک‌کینون[۳] (۱۹۷۳) و شاو[۴] (۱۹۷۳) به اثبات رسید. به هر حال، هر چند برخی مطالعات کنونی نیز برای علیت را از رشد اقتصادی به توسعه مالی نشان می‌دهند، اما تأثیر توسعه مالی بر متغیرهای واقعی اینک امری پذیرفته شده است. افزون بر این، امروزه رشد اقتصادی تنها مسیر تأثیر بخش مالی بر بخش واقعی اقتصاد نیست و توسعه مالی از مسیرهای دیگری از جمله مصرف و توزیع درآمد نیز بخش واقعی اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مطالعات متعددی به بررسی رابطه توسعه مالی و نابرابری درآمدی پرداخته‌اند که در ادامه به برخی اشاره می‌شود. بیتنکورت و میر[۵] (۲۰۰۶)، اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد را با توجه به داده‌های مربوط به دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ در کشور برزیل به صورت داده‌های تابلویی و سری زمانی بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که دسترسی بیش‌تر افراد به بازارهای مالی و اعتباری در طول دوره مورد بررسی، اثر معنادار و بزرگی بر کاهش نابرابری در برزیل داشته است. به باور آن‌ها، کاهش نابرابری فقط به دلیل دسترسی افراد کم درآمد به اعتبارات لازم برای سرمایه‌گذاری نبوده و در کنار این دلیل، افزایش توانایی افراد کم درآمد برای مقابله با شوک‌های اقتصاد کلان از جمله افزایش قابل توجه تورم، همگام با پیشرفت بخش مالی نیز از دلایل کاهش نابرابری در شرایط توسعه مالی است.

لیانگ[۶] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با عنوان توسعه مالی و توزیع درآمد، رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمد را در ۲۹ استان چین طی دوره زمانی ۱۹۸۶-۲۰۰۰ با استفاده از متدلوژی GMM بررسی کرد. وی دو فرضیه را در این رابطه آزمون می‌کند: یک فرضیه مربوط به رابطه خطی مطرح

۱- Schumpeter
۲ -Goldsmith
۳ -McKinnon
۴- Shaw
۵- Bittencourt & Meyer
۶- Liang

شده به وسیله بنرجی و نیومن (۱۹۹۳) بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد است و فرضیه دیگر مربوط به رابطه U معکوس بین دو متغیر یاد شده به وسیله گرین‌وود و یووانوویچ (۱۹۹۰) می‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که توسعه مالی به گونه‌ای معنادار منجر به کاهش نابرابری درآمد شهری چین می‌شود. نتایج، وجود رابطه U معکوس را رد می‌کند و تأییدی بر وجود رابطه خطی بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد است.

کلارک و همکاران (۲۰۰۶)، با استفاده از داده‌های ۸۳ کشور در سال‌های ۱۹۶۰-۱۹۹۵ با استفاده از روش پانل دیتا، تأثیر توسعه مالی بر سطح ضریب جینی را مورد بررسی قرار می‌دهند. آن‌ها از شاخص‌های اعتبارات بخش خصوصی به GDP و حجم نقدینگی به GDP به عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده می‌کنند و تولید ناخالص داخلی و مجذور آن را هم برای تست فرضیه کوزنتس وارد مدل می‌کنند. نتایج نشان می‌دهند که عمق مالی اثر ناچیزی بر نابرابری درآمد دارد.

بک و کانت[۱] (۲۰۰۷)، تأثیرات توسعه مالی را بر توزیع درآمد و سطح فقر بررسی کردند. معیار اندازه‌گیری توسعه مالی را اعتبارات بخش خصوصی قرار دادند که از نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدست می‌آید و برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد از شاخص ضریب جینی، رشد سهم پایین‌ترین دهک‌های درآمدی و درصد رشد جمعیتی که روزانه یک دلار درآمد دارند، استفاده کردند. بک و کانت به این نتیجه دست یافتند که توسعه مالی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد که حدود ۴۰ درصد از تأثیرات بلندمدت توسعه مالی بر رشد درآمد فقیرترین افراد نتیجه کاهش نابرابری درآمد است و ۶۰ درصد تأثیرات توسعه مالی به دلیل رشد اقتصادی است و آثار توزیعی توسعه مالی و آثار خالص بر فقر به سطح توسعه اقتصادی بستگی دارد.

جینی و پودار[۲] (۲۰۰۸) چگونگی اثرگذاری توسعه مالی را بر کاهش مستقیم فقر و غیرمستقیم رشد اقتصادی مورد مطالعه قرار دادند. در این مطالعه نسبت اعتبارات داده شده به بخش خصوصی از سوی سیستم بانکی به GDP و M_3 / GDP به عنوان شاخص‌های توسعه مالی و میانگین درآمد دو دهک پایین درآمدی و ضریب جینی به عنوان متغیر وابسته مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج بدست آمده با استفاده از داده‌های نمونه‌ای از کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۶۶ حاکی از آن است که دهک‌های پایین درآمدی از توانایی سیستم بانکی در تسهیل معاملات و فراهم کردن فرصت‌های پس‌انداز نفع می‌برند.

۱- Beck & Kunt
۲- Jeanneney & Kpodar

کاناوایر و روجا[۱] (۲۰۰۸) در مطالعه خود با عنوان توسعه مالی و توزیع درآمد در آمریکای لاتین و کارائیب با استفاده از روش حداقل مربعات (OLS) و تکنیک (GMM) به بررسی توسعه مالی و توزیع درآمد پرداخته‌اند، نتایج پژوهش نشان می‌دهند که توسعه مالی نه تنها سبب رشد اقتصادی می‌شود بلکه باعث بهبود توزیع درآمد نیز می‌شود و درآمد تمام بخش‌های درآمدی بویژه بخش فقیر را افزایش می‌دهد. هم‌چنین، این مطالعه نظر گرین‌وود را نیز تأیید می‌کند.

کاپل[۲] (۲۰۱۰) اثر توسعه مالی را بر روی نابرابری درآمد و فقر با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۶ برای ۷۸ کشور توسعه یافته و در حال توسعه مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که تنوع قومی و نژادی و توزیع زمین دو عامل معنادار و اثرگذار بر روی توزیع درآمد و فقر می‌باشند. هم‌چنین، در کشورهای با درآمد بالا، مخارج دولت منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود و در کشورهای کم درآمد هیچ عامل معناداری پیدا نشد.

دهریفی[۳] (۲۰۱۳) به بررسی اثر توسعه مالی بر کاهش فقر می‌پردازد. برای این منظور، وی یک مدل معادلات همزمان برای یک نمونه‌ای متشکل از ۸۹ کشور برای دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۱ در نظر می‌گیرد. این مدل یک رابطه سه جانبه مبتنی بر اتصال رشد، نابرابری و فقر است. نتایج بدست آمده از مدل توسعه یافته شده در این مقاله، نقشی را که بخش مالی می‌تواند در ریشه‌کن کردن فقر و سیاست‌های توسعه در کشورها بازی کند، نشان می‌دهد. بنابراین، نقش بخش مالی قطعاً برای تشویق توسعه مالی و ایجاد نهادهای مالی کوچک بمنظور قرض دادن به خانواده‌ها مفید است.

صلاح الدین و همکاران[۴] (۲۰۱۴) به بررسی ارتباط بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و کاهش فقر در بنگلادش با استفاده از یک رویکرد نوآورانه براساس همگرایی ARDL با شکست ساختاری در طی دوره ۱۹۷۵-۲۰۱۱ پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و کاهش فقر در بنگلادش وجود دارد و توسعه مالی به کاهش فقر کمک می‌کند اما اثر آن خطی نیست.

هادیان و ترکی (۱۳۸۲) در مطالعه‌ای با عنوان توسعه مالی و اثر آن بر رشد اقتصادی به آزمون دو فرضیه پرداخته‌اند؛ فرضیه نخست با عنوان رهبری عرضه می‌باشد که در آن توسعه بخش مالی مقدم و زمینه‌ساز توسعه بخش واقعی اقتصاد است. فرضیه دوم با عنوان تبعیت از تقاضا است که براساس آن رشد بخش واقعی موجب توسعه بخش مالی اقتصاد است. برای این منظور یک سیستم معادلات هم‌زمان تدوین و با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط برآورد کرده‌اند. نتایج

۱- Canavire & Rioja
۲- Kappel
۳- Dhrifi
۴- Salah Uddin et al.

بدست آمده از برآورد الگو، فرضیه رهبری عرضه در اقتصاد ایران را رد و فرضیه تبعیت از تقاضا را تأیید نمی‌کند؛ هم‌چنین، روند شاخص‌های مالی محاسبه شده، نشانه بی‌ثباتی ساختار مالی در اقتصاد ایران است.

عصاری و همکاران (۱۳۸۸) در مقاله خود با عنوان توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک به بررسی فرآیند علت و معلولی که ارتباط دهنده توسعه مالی، رشد اقتصادی، فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴ می‌باشد، پرداخته‌اند. مدل‌سازی داده‌ها در این پژوهش بر پایه مدل داده‌های تلفیقی پویا و داده‌های تلفیقی ایستا قرار گرفته و روابط موجود بین متغیرها با استفاده از تخمین‌زن‌های گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)، اثرات ثابت و اثرات تصادفی برآورد شده است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که توسعه مالی بر رشد اقتصادی مؤثر بوده و نیز رابطه مستقیم توسعه مالی و کاهش نابرابری درآمدی برای کشورهای عضو اوپک تأیید شده و افزون بر این، توسعه مالی باعث کاهش فقر در این کشورها بوده است.

طیب‌نیا و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا با استفاده از داده‌های تلفیقی و روش رگرسیون مقید و اثرات ثابت و اثرات تصادفی پرداخته‌اند. پژوهشگران برای بررسی تأثیر مستقیم و غیرمستقیم توسعه مالی بر نابرابری درآمدی از متغیرهای ضریب جینی، درجه باز بودن اقتصاد، شاخص سرمایه انسانی و شاخص توسعه مالی برابر با نسبت اعتبارات اعطایی توسط بانک‌ها و نهادهای مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی بهره گرفته‌اند. نتایج بررسی‌های این پژوهش نشان می‌دهد که توسعه مالی باعث کاهش نابرابری در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا شده و هم‌چنین، نتایج، وجود رابطه U معکوس بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را در این کشورها مورد تأیید قرار داده است.

خزاعی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنوان "تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اکو" از مدل‌های داده‌های پانل در دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۱ استفاده کردند. نتایج بدست آمده از تخمین مدل‌های گوناگون نشان می‌دهند که در مدل نخست، توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری خانوارهای کشورهای مورد مطالعه تأثیر منفی دارد. نتایج مدل دوم نشان می‌دهند که اعتبارات تخصیصی به بخش خصوصی که به عنوان نمادی از توسعه مالی در نظر گرفته شده است بر وضعیت شاخص توسعه انسانی اثر معکوس دارد. در مدل سوم، میزان سرمایه‌گذاری خانوارها و افزایش میزان باسوادی در خانوارها یا شاخص فقر در کشورها اثر مستقیم دارد. در مدل چهارم، نتایج حاکی از آن است که شاخص ارزش افزوده صنایع به تولید سرانه برای کشورهای یاد شده مثبت است و شاخص بخش تجارت خارجی (مجموع صادرات و واردات) بر تولید سرانه منفی

است. به بیان دیگر، کشورهای هشتگانه افغانستان، ازبکستان، ترکمنستان و سایر در مرحله اولیه توسعه و یا بازسازی اقتصاد داخلی هستند که مشارکت دولت در آن بیش‌تر می‌باشد.

با وجود مطالعاتی که در این زمینه انجام گرفته است، اجماع کلی در میان اندیشمندان اقتصادی در این زمینه وجود ندارد و مطالعات نشان‌دهنده نتایج گوناگونی در خصوص چگونگی اثرگذاری توسعه مالی بر نابرابری و توزیع درآمد است و دیدگاهی درباره این‌که توسعه مالی سبب بهبود یا وخامت نابرابری شهری یا روستایی می‌شود، وجود ندارد. هم‌چنین، با توجه به اهمیت موضوع و ضرورت توجه به تأثیر توسعه مالی بر نابرابری در ایران (که همواره از ناکارآمدی بازارها و واسطه‌های مالی آسیب دیده است) تأثیر توسعه مالی بر نابرابری شهری و روستایی و توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی بررسی خواهد شد که تبیین این رابطه می‌تواند به روشن شدن سیاست‌های توسعه مالی به عنوان یک ابزار اقتصادی در جهت تقسیم عادلانه درآمد و منابع مالی و کاهش نابرابری کمک قابل توجهی کند.

مبانی نظری

نظام مبتنی بر اقتصاد بازار در سطح کلان بر بازارهای چهارگانه استوار است. این بازارها عبارتند از: بازار کالا، بازار کار، بازار پول و بازار سرمایه که در ارتباط با بخش مالی هستند. بخش مالی روی دوم سکه اقتصاد است و در واقع مکمل بخش حقیقی اقتصاد می‌باشد. تاریخچه توسعه مالی به زمانی باز می‌گردد که شومپیتر[۱] بر اهمیت نقش پول و اعتبار در فرآیند توسعه اقتصادی اشاره کرد. توسعه مالی فرآیندی است که طی آن افراد جامعه قابلیت دسترسی ارزان قیمت به ابزارها و نهادهای مالی را پیدا می‌کنند. افزایش قابلیت دسترسی و هم‌چنین، کاهش هزینه‌های دسترسی به خدمات مالی را می‌توان به عنوان شاخص‌های توسعه یافتگی یک ساختار مالی بیان نمود (ختایی، ۱۳۷۸).

براساس مطالعه لوین[۲] کارکردهای نظام مالی را می‌توان در ۵ دسته زیر عنوان کرد:

* تولید داده‌ها در مورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری و تخصیص سرمایه.
* نظارت بر سرمایه‌گذاری‌ها و اعمال حاکمیت شرکت‌ها.
* تسهیل تجارت، توزیع و مدیریت ریسک.
* تجمیع و تجهیز پس‌اندازها.
* تسهیل مبادله کالاها و خدمات.

۱- Schumpeter
۲- Levine

به گونه طبیعی با بهبود اصطکاک بازار، نظام‌های مالی بر تخصیص منابع در طول زمان و مکان تأثیر می‌گذارند. برای مثال، پیدایش بانک‌هایی که کسب داده‌ها در مورد بنگاهها و مدیران را هموارتر می‌سازند، تخصیص اعتبارات را بهبود بخشیده و منجر به انتقال وجوه از پس‌اندازکنندگان به وام‌گیرندگان می‌شوند و از راه کاهش نبود تقارن داده‌ای میان قرض‌گیرندگان و وام‌دهندگان، وجوه مالی را به مولدترین بخش‌ها اختصاص می‌دهند و لذا، موجب افزایش کارآیی و رفاه اقتصادی می‌شوند (لوین، ۲۰۰۵).

در دهه ۱۹۹۰ اقتصاددانان به مطالعه رابطه میان توسعه مالی و نابرابری درآمدی پرداختند. بر اساس مبانی نظری، توسعه مالی، هم از راه تأثیر بر رشد اقتصادی و هم، از راه افزایش دسترسی به اعتبارات و خدمات مالی بر توزیع درآمد اثرگذار خواهد بود. در حالت کلی، دو فرضیه متفاوت درباره اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد، یعنی فرضیه U معکوس (گرین‌وود و یووانوویچ) و فرضیه خطی (بنرجی و نیومن، گالور و زیرا[۱]) در ادبیات اقتصادی وجود دارد.

در فرضیه U معکوس توسعه مالی و توزیع درآمد، گرین‌وود و یووانوویچ راه‌حل پویایی برای رابطه میان توسعه مالی و نابرابری ارائه کردند. در این راه‌حل، 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 میانگین 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.

در مقابلِ فرضیه U معکوس گرین‌وود و یووانوویچ، سایر نظریه‌ها یک رابطه خطی میان این دو متغیر متصور هستند که به نوبه خود به دو دسته فرضیه تخفیف نابرابری[۲] و فرضیه تشدید نابرابری[۳] تقسیم می‌شوند.

(الف) فرضیه تخفیف نابرابری: گالور و زیرا، و بنرجی و نیومن بیان کردند که همگرایی بلندمدت درآمد بین ثروتمندان و فقرا در اقتصادهایی که با نقصان بازار سرمایه و تقسیم‌ناپذیری سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انسانی مواجه‌اند، لزوماً اتفاق نخواهد افتاد و با توجه به توزیع اولیه ثروت، ممکن است نابرابری درآمد پابرجا بماند. گالور و زیرا، یک الگوی پویای توزیع درآمد در اقتصادی با سرمایه‌گذاری تقسیم‌ناپذیر ارائه دادند که در آن، عوامل در دو دوره زندگی می‌کنند و

۱- Galor & Zeira
۲ -Inequality-Widening
۳- Inequality-Narrowing

نسل‌ها از راه ارث به هم مرتبط می‌شوند. عوامل می‌توانند یا به عنوان نیروی کار ناماهر در دو دوره کار کنند و یا در دوره اول در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری انجام دهند و سپس در دوره دوم به عنوان نیروی کار ماهر مشغول به کار شوند.

نتایج این مدل نشان می‌دهد که در بلندمدت یک دوگانگی ثروت میان نیروی کار ماهر با درآمد بالا و نیروی کار ناماهر با درآمد پایین وجود دارد. ثروتمندان و خانواده‌های با سطح آموزش بهتر، وضعیت پایدار با درآمد بالا و فقرا که از سطح آموزشی پایین‌تری برخوردار هستند، وضعیت پایدار با درآمد پایین را خواهند داشت. در این صورت، توسعه بازار مالی، دست‌یابی گسترده‌تر و آسان‌تر به اعتبارات را برای خانوارهای فقیر فراهم می‌کند. با توسعه بازار مالی، محدودیت‌های اعتباری پیش روی فقرا نیز کاهش می‌یابد که به نوبه خود به کاهش نابرابری کمک خواهد کرد. در مدل سه بخشی بنرجی و نیومن نیز پیش‌بینی‌های مشابهی صورت گرفته است. در مجموع این نظریه‌ها یک رابطه خطی و منفی بین نابرابری درآمد و توسعه مالی پیش‌بینی می‌کنند که در آن، توسعه بازار و واسطه‌های مالی با از بین بردن نقصان بازار سرمایه و فراهم آوردن فرصت‌های بیش‌تر برای فقرا در مورد قرض گرفتن و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و یا پروژه‌های با بازده بالا، به بهبود توزیع درآمد منجر می‌شوند.

(ب) فرضیه تشدید نابرابری: اگرچه بیش‌تر اقتصاددانان انتظار ندارند که در بلندمدت توسعه مالی، نابرابری را افزایش دهد، اما برخی بر این باورند که این امکان وجود دارد که توسعه مالی تنها برای ثروتمندان مفید باشد. به دلیل آن‌که فقرا برای بدست آوردن منابع مالی، بیش‌تر به روابط غیررسمی و فامیلی تکیه می‌کنند، لذا بهبود در بخش مالی رسمی بیش از آنکه به فقرا کمک کند، برای ثروتمندان مفید خواهد بود (کلارک و همکاران[۱]، ۲۰۰۶). راجان و زینگالس[۲] عنوان داشتند که بویژه زمانی که کیفیت نهادها در جامعه‌ای ضعیف باشد، منابع مالی عمدتاً به سمت ثروتمندان و افراد پرنفوذ سوق پیدا خواهد کرد و فقرا که از ارائه وثیقه برای دریافت وام بی بهره هستند، کنار گذاشته می‌شوند و این به تشدید نابرابری کمک می‌کند. بنابراین، یک رابطه مثبت و خطی میان توسعه مالی و نابرابری درآمدی وجود خواهد داشت.

مواد و روش پژوهش

توسعه مالی دارای دو بعد بازار پول و بازار سرمایه است. در این دو بازار، شاخص‌های بسیار زیادی وجود دارد، اما به دلیل محدودیت آماری، در این مقاله تنها از شاخص نسبت اعتبارات داده

۱- Clarke et al.
۲- Rajan & Zingales

شده بخش بانکی به شرکت‌ها و نهادهای خصوصی به GDP استفاده شده است و این شاخص نشان‌دهنده فرصت دسترسی بنگاه‌های جدید به تأمین مالی آسان است. هم‌چنین، عوامل متعددی بر نابرابری درآمد مؤثر هستند، اما به دلیل تعدد عوامل و محدودیت‌های آماری، همه این عوامل در یک الگوی اقتصاد سنجی آورده نشده و تنها از نسبت میانگین هزینه خانوار شهری به هزینه میانگین خانوار روستایی (شکاف هزینه‌ای) به عنوان شاخص نابرابری استفاده می‌شود.

معرفی الگو و داده‌ها

این پژوهش به دنبال بررسی اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی شهری و روستایی در استان‌های کشور در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ به کمک داده‌های تابلویی است. برای این منظور، مدل پیشنهادی وانگ[۱] (۲۰۱۲) تخمین زده می‌شود. این مدل عبارت است از:

$$GAP_{it} = \beta_0 + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 FD_{it}^2 + \beta_3 PCGDP_{it} + \beta_4 PCGDP_{it}^2 + \beta_5 PCGDP_{it} * FD_{it} + \beta_6 PCGDP_{it}^2 * FD_{it} + \beta_7 GOV_{it} + \beta_8 DEV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

دوره مورد بررسی در این پژوهش سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ است، از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰، تعداد استان‌های کشور ۳۰ استان بوده است، اما از سال ۹۰ با اضافه شدن استان البرز، تعداد استان‌های کشور از ۳۰ استان به ۳۱ استان افزایش یافته است؛ در این پژوهش تعداد استان‌های مورد بررسی، ۳۰ استان است و داده‌های مربوط به استان البرز از سال ۱۳۹۰ با استان تهران جمع شده و به صورت یک استان (تهران) وارد شده است.

GAP: این متغیر شاخص نابرابری درآمدی شهری و روستایی می‌باشد. پارامترهای بسیاری برای متغیر نابرابری درآمد وجود دارد که ضریب جینی از آن جمله است، اما به دلیل این‌که این ضریب به نوسان‌های درآمدی در گروههای میانی جامعه نیز حساس است اگر تغییری در وضعیت گروه‌های مرفه جامعه (گروه‌های ۸، ۹ و ۱۰) ایجاد نشود، اما وضعیت اقتصادی گروه ۶ بدتر و وضعیت گروه ۴ بهبود یابد این ضریب از خود علائم بهبود را نشان می‌دهد، در حالی که در این شرایط وضعیت اقتصادی گروههای مرفه جامعه تغییری نکرده و گروههای آسیب‌پذیر جامعه (گروههای ۱، ۲ و ۳) نیز وضعیت‌شان بهبود نیافته است، بنابراین در این مقاله به جای استفاده از ضریب جینی، متغیر نسبت متوسط هزینه خانوارهای شهری به میانگین هزینه خانوارهای روستایی که از آمار و داده‌های هزینه - درآمد خانوارها که هر ساله به وسیله مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد شهری و روستایی (شکاف هزینه‌ای) استفاده می‌شود.

---

[۱]- Wang

نمودار (۱) نشان‌دهنده میانگین شاخص نابرابری درآمد شهری و روستایی (GAP) است، همان‌گونه که ملاحظه می‌شود به ترتیب بیش‌ترین و کم‌ترین میانگین نابرابری درآمد شهری و روستایی مربوط به استان خراسان جنوبی به میزان ۳/۷۷ و اردبیل به مقدار ۱/۲۴ است.

یادآوری می‌شود که شکاف هزینه‌ای تنها شامل نابرابری هزینه‌هاست و عواملی نظیر انواع ثروت و دارایی‌ها به دلیل عدم وجود آمار و داده‌ها در کشور در این زمینه مدنظر قرار نگرفته است.

FD: شاخص توسعه مالی است که از نسبت اعتبارت تخصیص یافته به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدست می‌آید. براساس مطالعه نظیفی (۱۳۸۳)، توسعه مالی می‌تواند در دو بخش بانکی و غیر بانکی رخ دهد. تجربه کشورها حاکی از آن است که در کشورهای پیشرفته و صنعتی ابداعات و نوآورهای مالی عمدتاً در خارج از بخش بانکی رخ می‌دهد و پایه توسعه مالی براساس پیشرفت‌های مالی در بخش غیر بانکی است، اما در کشورهای در حال توسعه، توسعه مالی بیش‌تر براساس اصلاح عملکرد بانک‌ها بوده و در بخش بانکی رخ می‌دهد. بنابراین، در انتخاب شاخص نشان‌دهنده توسعه مالی می‌باید به این نکته توجه شود که شاخصی مورد بررسی قرار گیرد که بتواند تحولات و اصلاحات بانکی را نشان دهد. از این رو شاخص نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص توسعه مالی، مناسب می‌باشد.

هم‌چنین، مهم‌ترین مزیت این متغیر آن است که اعتبارات به بخش دولتی در آن منظور نشده است؛ بنابراین، نقش واسطه‌های مالی را در جهت‌دهی وجوه قابل سرمایه‌گذاری، به سرمایه‌گذاران بخش خصوصی و مشارکت بیش‌تر بخش خصوصی بهتر نشان می‌دهد. از آن‌جایی‌که در کشور ما عمده تمرکز سیاستگذاران مالی در ارتباط با پیشرفت و گسترش بازارهای مالی بر بخش بانکی و سیستم بانکی کشور است و هنوز ابداعات و نوآوری‌ها برای توسعه مالی در بخش غیر بانکی چشمگیر و قابل توجه نیست چگونگی اعطای اعتبارات سیستم بانکی به بخش خصوصی می‌تواند معیار مناسبی برای نشان دادن درجه توسعه مالی در کشور باشد.

اگر در معادله فوق، β_1 مثبت و معنادار شود، در آن صورت توسعه مالی نابرابری درآمدی را تشدید خواهد کرد و اگر β_1 منفی و معنادار شود، توسعه مالی باعث کاهش نابرابری خواهد شد. با وجود مجذور متغیر توسعه مالی، فرضیه U معکوس گرین‌وود و یووانوویچ مورد آزمون قرار می‌گیرد، چنانچه β_1 مثبت و معنادار و β_2 منفی و معنادار شوند، در آن صورت وجود رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری درآمدی تأیید خواهد شد. از سال ۱۳۸۵ با افزایش نرخ سود سپرده‌ها و هم‌چنین، افزایش سهم بانک‌های غیر دولتی در نظام بانکی، شاهد روند رو به رشد توسعه مالی هستیم. در نمودار (۲) متوسط شاخص توسعه مالی ۳۰ استان کشور رسم شده است، کم‌ترین مقدار شاخص توسعه مالی مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد (۰/۱۱) و بیش‌ترین آن

مربوط به استان تهران (۱/۳۷) است. یکی از علل رتبه برتر شاخص توسعه مالی استان تهران بالا بودن رقم تسهیلات و سپرده‌های استان به دلیل استقرار دفاتر بسیاری از شرکت‌ها و نهادهای تولیدی دیگر استان‌ها در استان تهران بوده و بیش‌تر فعالیت‌های بانکی آن‌ها از راه شعب بانک‌های استان تهران انجام می‌شود. داده‌های مربوط به اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی از سایت بانک مرکزی استخراج شده است.

PCGDP: این متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه است. یکی از مهم‌ترین نظریه‌ها در رابطه با تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر نابرابری درآمد، فرضیه کوزنتس است. فرضیه کوزنتس بیان می‌کند که در مراحل اولیه توسعه، نابرابری درآمد افزایش و در مراحل بالاتر توسعه، نابرابری کاهش می‌یابد. مبانی فرضیه کوزنتس این است که نسبت پس‌انداز به درآمد در گروههای درآمدی به گونه متناسب افزایش می‌یابد. از این‌رو، جامعه در مراحل اولیه توسعه که به حجم بالای سرمایه‌گذاری نیاز دارد، به ناچار می‌باید درجه‌ای از تمرکز در درآمدها را بپذیرد تا به تدریج، پس از توسعه ظرفیت‌ها و افزایش منابع امکان اعمال سیاست‌های توزیعی فراهم شود (صادقی و ابراهیمی، ۱۳۹۲). نمودار ۳ میانگین متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه است. بر اساس نمودار ۳، استان بوشهر با بیش‌ترین میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه (۲/۰۹) و استان سیستان و بلوچستان با کم‌ترین میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه (۰/۳۱) قرار دارند. بالا بودن سهم استان بوشهر از تولید ناخالص داخلی سرانه به متغیرهایی از جمله منابع خدادادی، آب و هوا، میزان نزدیکی به بنادر، سرمایه‌های فیزیکی و انسانی بالاتر و مهم‌تر از همه کارایی فرآیندها و ساختارهای منطقه ارتباط پیدا می‌کند.

در این مقاله، از متغیر GDP سرانه به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی استفاده و داده‌های تولید ناخالص داخلی و جمعیت هر استان از سالنامه آماری استان‌ها استخراج شده است.

GOV: این متغیر نسبت مخارج عمومی دولت به GDP است که بیانگر اندازه دولت بوده و به عنوان متغیر کنترل در مدل بکار می‌رود.

DEV: نرخ شهرنشینی از دیگر متغیرهایی است که به عنوان متغیر کنترل در مدل بکار می‌رود. مهاجرت بی‌رویه از روستا به شهر که به دلایل گوناگون صورت می‌پذیرد، سبب افزایش نرخ شهرنشینی می‌شود. در شرایطی که صنایع موجود در نقاط شهری، کشش جذب تمام افراد حاضر به کار را نداشته باشد، بیکاری در نقاط شهری که یکی از عوامل ایجاد نابرابری است، افزایش پیدا می‌کند و این مسئله منجر به ایجاد مشاغل کاذب در نقاط شهری می‌شود. نظام شهرنشینی و روند سریع آن در کشور، سبب هجوم گسترده به شهرها، بیکاری پنهان، معضل مسکن، مسائل زیست

محیطی، گسترش سکونت‌گاه‌های غیر رسمی و مناطق حاشیه‌نشین شده که از عوامل مهم در افزایش نابرابری بشمار می‌آیند (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱).

روش پژوهش

با توجه به وجود داده‌های سری زمانی به عنوان بخشی از داده‌های پانلی در این پژوهش، ابتدا وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو آزمون شده است. به این منظور، آزمون‌های پایایی و هم‌انباشتگی استفاده شده است. هم‌چنین، با توجه به وجود روش‌های گوناگون برآورد داده‌های پانل، برای بدست آوردن شیوهی مناسب برآورد، آزمون هاسمن بکار گرفته شده است. در ادامه، این آزمون‌ها و روش‌ها بررسی شده است.

آزمون پایایی

آزمون‌های پایایی از جمله مهم‌ترین آزمون‌ها برای برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد است. برای جلوگیری از بوجود آمدن رگرسیون ساختگی، آزمون‌های پایایی استفاده می‌شود. در تعیین پایایی داده‌های پانلی، آزمون‌هایی متفاوت وجود دارد.

در این پژوهش برای بررسی پایایی متغیرها از آمون ایم، پسران و شین[۱] (IPS) استفاده شده است. این آزمون از آزمون لوین و لین[۲] و آزمون هریس و زاوالیس[۳] دارای محدودیتی کم‌تر است. آزمون IPS، براساس میانگین آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته[۴] بین نمونه‌های مقطعی شکل گرفته است. رگرسیون دیکی-فولر تعمیم‌یافته زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{u} = \rho_{t} y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_t} \varphi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + z'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

بررسی آزمون پایایی مستلزم بررسی فرض $H_0 : \rho_i = 1$ برای همه iهاست. در این آزمون فرضیه H_1 به صورت زیر است.

$H_1 : \rho < 1$ دست‌کم به ازای یکی از iها

با آزمون فرضیه H_0 پایایی متغیر مورد نظر قابل بررسی است (زراءنژاد و انواری، ۱۳۸۴). آزمون IPS در دو حالت داده‌های مقطعی دارای یک مقدار ثابت و داده‌های مقطعی دارای مقدار

۱- Im, Pesaran & Shin (IPS)
۲- Levin & Lin
۳- Harris & Tzavalis
۴- Augmented Dickey-Fuller

ثابت و متغیر روند قابل بررسی است. به دلیل روشن نبودن اعتبار هر کدام از حالت‌های بالا، در این پژوهش از هر دو حالت با تفکیک نتایج استفاده شده است.

با در نظر گرفتن t_{pt} به عنوان آماره t رگرسیون دیکی-فولر تعمیم یافته هر کشور، میانگین آماره t به صورت زیر است:

$$\bar{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{pt} \qquad (3)$$

در رابطه بالا، $\bar{t}$ دارای توزیع نرمال استاندارد است (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵ و ایم و همکاران[2]، ۲۰۰۳).

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E\left[t_{iT}/\rho_i = 1\right]\right)}{\sqrt{\frac{i}{N}\sum_{i=1}^{N} \mathrm{var}\left[t_{iT}/\rho_i = 1\right]}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (4)$$

آزمون هم‌انباشتگی

در صورت ناپایایی متغیرهای مدل، احتمال ایجاد رگرسیون ساختگی وجود دارد. برای اجتناب از وضعیت‌های رگرسیون ساختگی، آزمون هم‌انباشتگی به عنوان یک پیش آزمون قابل استفاده است (گرنجر[3]، ۱۹۸۶). به این ترتیب، تنها در شرایط هم‌انباشتگی متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد. پدرونی[4] (۲۰۰۴) چگونگی هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی را به وسیله هفت آماره متفاوت در دو گروه، شامل چهار آماره درون گروهی[5] و سه آماره بین گروهی[6] به شرح زیر بررسی کرد.

$$\begin{aligned} & y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \gamma_{1i} x_{1i,t} + \gamma_{2i} x_{2i,t} + \cdots + \gamma_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \\ & i = 1,2,...,N \\ & t = 1,2,...,T \\ & m = 1,2,...,M \end{aligned} \qquad (5)$$

پس از برآورد رابطه بالا، مدل خودهمبسته زیر برای جزء اخلال محاسبه شده است.

$$\hat{e}_{i,t} = \tilde{\alpha}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t} \qquad (6)$$

---

[1]- Baltagi
[2]- Im et al.
[3]- Granger
[4]- Pedroni
[5]- Within-Dimension
[6]- Between-Dimension

در آماره‌های درون‌گروهی نبود هم‌انباشتگی به عنوان فرضیه صفر در نظر گرفته شده و فرضیه‌های آن به شرح زیر است:

$H_0 : \tilde{\alpha}_i = 1$ به ازای جمیع iها

$H_1 : \tilde{\alpha}_i = \tilde{\alpha} < 1$ به ازای جمیع iها

در این روش $\tilde{\alpha}_i$ ها دارای ارزش یکسانی هستند. فرضیه‌های روش بین‌گروهی به شرح زیر است:

$H_0 : \tilde{\alpha}_i = 1$ به ازای جمیع iها

$H_1 : \tilde{\alpha}_i < 1$ به ازای جمیع iها

در این روش $\tilde{\alpha}_i$ ها ارزش یکسانی ندارند. آماره‌های بدست آمده از روش درون‌گروهی، آماره‌های هم‌انباشتگی داده‌های پانل است.

کائو[1] چهار نوع آماره آزمون DF را بمنظور هم‌انباشتگی پیشنهاد داد:

$$DF_{\tilde{\alpha}} = \frac{\sqrt{N}\cdot T\,(\hat{\tilde{\alpha}}-1)+3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25t_{\tilde{\alpha}}}+\sqrt{1.875N}$$

$$DF_t^* = \frac{t_{\tilde{\alpha}}+\frac{\sqrt{6N}\cdot\hat{\sigma}_v^2}{2\hat{\sigma}_{ov}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{ov}^2}{2\hat{\sigma}_v^2}+\frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{ov}^2}}} \qquad (۷)$$

$$DF_{\tilde{\alpha}}^* = \frac{\sqrt{N}\cdot T\,(\hat{\tilde{\alpha}}-1)+\frac{3\sqrt{N}\cdot\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{ov}^2}}{\sqrt{3+\frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{ov}^4}}}$$

آماره‌های آزمون $DF_{\tilde{\alpha}}$ و DF_t فرض می‌کنند که متغیرهای توضیحی و پسماندها مستقل بوده و آماره آزمون‌های $DF_{\tilde{\alpha}}^*$ و DF_t^* هرگونه رابطه برون‌زا (استقلال) را به گونه ناپارامتریک تصحیح می‌کنند. بمنظور انجام آماره آزمون ADF رگرسیون زیر را در نظر بگیرید:

$$\hat{e}_{i,t} = \tilde{\alpha}\hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p}\theta_j \Delta\hat{e}_{i,t-j} + \hat{u}_{i,t} \qquad (۸)$$

بنابراین، با در نظر گرفتن فرضیه صفر، عدم هم‌انباشتگی آزمون ADF را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

---

[1]- Kao

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\cdot\hat{\sigma}_v^2}{2\hat{\sigma}_{ov}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{ov}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{ov}^2}}} \qquad (۹)$$

توزیع‌های $DF_{\tilde{\alpha}}$، DF_t، $DF_{\tilde{\alpha}}^*$ و DF_t^* متقارن بوده و همگرا به سمت توزیع نرمال می‌باشند (بالتاجی، ۲۰۰۵). برای برآورد پارامترها در این پژوهش از روش‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برای داده‌های پانل استفاده می‌شود.

مدل اثرات ثابت[۱] با کم‌ترین مربعات با متغیر مجازی[۲] (LSDV)

در مدل اثرات ثابت عرض از مبدأ بین واحدها متغیر است. رگرسیون زیر با فرض استقلال تمامی x_{it} از ε_{it}ها در نظر گرفته شده است:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it}, \qquad \varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2) \qquad (۱۰)$$

با وارد نمودن متغیرهای مجازی برای هر واحد در رابطه بالا، رابطه زیر بدست می‌آید:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (۱۱)$$

در رابطه بالا اگر $i=j$ باشد، مقدار $d_{ij}=1$ و در دیگر موارد $d_{ij}=0$ است. این رابطه با استفاده از روش کم‌ترین مربعات معمولی برآورد می‌شود که به روش برآورد کم‌ترین مربعات با متغیر مجازی (LSDV) معروف است. در این روش، عرض از مبدأ تنها بین مقاطع متغیر است و عامل زمان اثری بر آن‌ها ندارد. مدل اثرات ثابت در شرایط تغییر عرض از مبدأ با تغییرات زمان و یا شرایط تغییر عرض از مبدأ با تغییرات واحدها و تغییرات زمان، قابل بررسی است (وربک[۳]، ۲۰۰۴).

مدل اثرات تصادفی[۴]

در مدل اثرات تصادفی نیز هر واحد دارای عرض از مبدأ خاص است. با این تفاوت که در این روش α_iها متغیر تصادفی و به گونه یکسان و مستقل بین واحدها بر اساس رابطه زیر توزیع شده است:

$$y_{it} = \mu + x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2),\ \alpha_i \sim IID(0,\sigma_\alpha^2) \qquad (۱۲)$$

۱- Fixed Effects Model
۲- Least Squares Dummy Variable
۳- Verbeek
۴- Random Effects Model

بر اساس رابطه بالا، در این روش جزء اخلال از دو جزء تشکیل شده است: یکی جزء خطای مقطعی (α_i) که بین این جزء خطا و گذشت زمان ارتباطی وجود ندارد و دیگری جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی (ε_{it}) است. در این مدل فرض می‌شود که اجزای خطای مقطعی با یکدیگر خودهمبستگی دارند و میان واحدهای مقطعی و سری زمانی همبستگی وجود ندارد. استفاده از روش کم‌ترین مربعات معمولی برای تخمین پارامترها دارای نتایج بدون تورش و سازگار است، اما در این حالت جزء خطا خودهمبستگی دارد و تنها در شرایط خودهمبستگی وجود نخواهد داشت. به این دلیل از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[۱] (GLS) برای برآورد پارامترها استفاده می‌شود. بر این اساس $\hat{\beta}_{GLS}$ به صورت زیر قابل برآورد است:

$$\hat{\beta}_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' + \psi T \sum_{i=1}^{N} (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right)^{-1} \times \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + \psi T \sum_{i=1}^{N} (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})' \right)^{-1} \quad (۱۳)$$

بنابراین، در این روش نخست از آزمون همگنی استفاده می‌شود و سپس برای تعیین نوع روش تخمین مدل از آزمون هاسمن[۲] به شرح زیر استفاده می‌شود.

آزمون همگنی

اگر ناهمگنی پارامترها بین افراد و مقاطع یا در طول سری زمانی نادیده گرفته شود، می‌توان به برآوردهای ناسازگار یا بی‌معنی از پارامترها رسید (تورش ناهمگنی). در این حالت‌ها بدیهی است که رگرسیون داده‌های پانلی که عرض از مبدأهای ناهمگن را نادیده می‌گیرد، نباید استفاده شود. در ادبیات اقتصادسنجی مربوط به مدل‌های پانل به گونه معمول مقایسه روش عرض از مبدأ مشترک (مدل اثرات مشترک) و روش عرض از مبدأهای متغیر (اما ثابت در طول زمان) برای هر معادله را با استفاده از آماره F انجام می‌دهند و مدل برتر را بر مبنای انجام آزمون فرضیه H_0 انتخاب می‌کنند (بالتاجی، ۱۹۹۴).

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{pooled})/n-1}{(1-R^2_{LSDV})/nT-n-k} \quad (۱۴)$$

۱- General Least Square
۲- Hausman Test

در رابطه بالا R^2_{LSDV} و R^2_{pooled} به ترتیب ضریب تعیین الگوهای متغیر دامی و رگرسیون ادغامی می‌باشند. n تعداد مقطع‌ها، T تعداد مشاهدات در هر مقطع و k تعداد رگرسورها را نشان می‌دهند.

آزمون هاسمن

براساس آزمون هاسمن (۱۹۸۷) وجود اختلاف بین برآوردگرهای روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، به عنوان فرضیه صفر در نظر گرفته شده است. به این ترتیب، رد فرضیه صفر نشان‌دهنده روش اثرات ثابت است. در این آزمون فرضیه صفر براساس فرض عدم وجود همبستگی بین α_i و x_{it} است. ایده اصلی آزمون هاسمن مقایسه دو برآوردگر اثرات ثابت و اثرات تصادفی است، به گونه‌ای‌که یکی از برآوردگرها نشان‌دهنده سازگاری تنها با فرضیه صفر است. وجود تفاوت معنی‌دار بین این دو برآوردگر نشان‌دهنده عدم پذیرش فرضیه صفر است. با فرض برابر صفر بودن $E\{\varepsilon_{it}x_{is}\}$ برای هر t و s با استفاده از $\hat{\beta}_{FE}$ (برآوردگر روش اثرات ثابت) می‌توان نتایج سازگاری را بدون توجه به وجود یا عدم وجود همبستگی بین α_i و x_{it} بدست آورد، اما در شرایط ذکر شده $\hat{\beta}_{RE}$ (برآوردگر روش اثرات تصادفی) تنها در شرایط عدم وجود همبستگی بین α_i و x_{it} سازگار است.

نتایج و بحث

در این بخش، برای تحلیل تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی، مدل تصریح شده در بخش گذشته تخمین زده می‌شود.

آزمون پایایی

پیش از برآورد مدل ابتدا لازم است که پایایی متغیرهای به کار رفته در مدل بررسی شود. برای این منظور در این مقاله از آزمون ریشه واحد پانل، ایم، پسران و شین (IPS) استفاده شده است. براساس نتایج آزمون پایایی بر اساس جدول ۱، متغیرهای $GDP, FD, FD^2, PCGDP, PCGDP^2$ و $PCGDP*FD, PCGDP^2*FD, GOV$ و DEV در سطح پایا هستند.

آزمون هم‌انباشتگی

در تحلیل‌های هم‌انباشتگی، وجود روابط بلندمدت اقتصادی آزمون و برآورد می‌شوند. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی آن است که اگرچه بسیاری از سری‌های زمانی ناپایا هستند، اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، مانا باشد. تجزیه تحلیل‌های هم‌انباشتگی به ما کمک می‌کند که این رابطه تعادلی بلندمدت را آزمون و برآورد کنیم. اگر یک نظریه اقتصادی صحیح باشد، مجموعه‌ای ویژه از متغیرها که به وسیله این نظریه مشخص شده با یکدیگر در بلندمدت مرتبط می‌شوند. افزون بر این، تئوری اقتصادی تنها روابط را به صورت استاتیک (بلندمدت) تصریح کرده و داده‌هایی در مورد پویایی‌های کوتاه‌مدت بین متغیرها بدست نمی‌دهد. در صورت اعتبار تئوری، انتظار بر این است که با وجود ناپایایی متغیرها، یک ترکیب خطی بلندمدت از این متغیرها پایا و بدون روند تصادفی باشد. در غیر این صورت، اعتبار نظریه موردنظر زیر سؤال قرار می‌گیرد. به همین دلیل به گونه گسترده از هم انباشتگی به منظور آزمون تئوری‌های اقتصادی و تخمین پارامترهای بلندمدت استفاده شده است. در مورد الگوی این پژوهش، نتایج زیر بدست آمده است:

نتایج بدست آمده از جدول بالا حاکی از این است که مدل مدنظر، بر اساس روش آزمون‌های Kao Residual Cointegration Test، هم‌انباشته است.

تجزیه و تحلیل نتایج بدست آمده از برآورد الگو

بمنظور تخمین معادله، ابتدا لازم است تا نوع روش تخمین تعیین شود؛ بنابراین، ابتدا برای تعیین وجود (عدم وجود) عرض از مبدأ، جداگانه برای هر یک از استان‌ها از آماره F استفاده شده است. با توجه به مقدار آماره F محاسبه شده در جدول ۳ با سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد فرضیه صفر آزمون مبنی بر استفاده از روش کم‌ترین مربعات معمولی رد می‌شود. در نتیجه رگرسیون مقید (کم‌ترین مربعات معمولی) دارای اعتبار نیست و باید عرض از مبدأهای گوناگونی (روش اثرات ثابت یا تصادفی) را در مدل لحاظ کرد. سپس برای آزمون اینکه مدل با بهره‌گیری از روش اثرات ثابت یا تصادفی برآورد شود از آزمون هاسمن استفاده شد. انجام این آزمون با استفاده از نرم‌افزار Stata انجام گرفت. با توجه به مقدار آماره χ^2 به دست آمده از انجام محاسبات برای این رگرسیون در جدول ۳، فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش اثرات تصادفی با احتمال ۹۵ درصد رد می‌شود. از این رو، اثرات ثابت برای تخمین مدل تأیید می‌شود که نتایج مربوط به آن در جدول ۳ ارائه شده است.

افزون بر تخمین مدل با استفاده از تخمین‌زن‌های اثرات ثابت، مدل تجربی در این پژوهش با استفاده از برآوردگر روش تعمیم‌یافته گشتاورها (GMM) و با تکیه بر مدل‌های پانل پویا تخمین

زده می‌شود. تخمین‌زن GMM در مطالعات تجربی اخیر بویژه مطالعات اقتصاد کلان و مالی به گونه‌ای گسترده مورد استفاده قرار گرفته است. استفاده از این روش برای تخمین مدل، مزیت‌های فراوانی دارد. برای مثال، بک، لوین و لویاز[۱] (۲۰۰۰)، استفاده از این تخمین‌زن را برای بر طرف کردن واریانس داده‌های سری زمانی بسیار مناسب می‌دانند. تخمین‌زن GMM با محاسبه تأثیرات ویژه فردی مشاهده نشده[۲] در مدل، برآورد بهتری فراهم می‌کنند. نتایج برآورد مدل با استفاده از برآوردگر روش تعمیم‌یافته گشتاورها (GMM) در جدول ۴ ارائه شده است.

براساس نتایج بدست آمده در جدول ۳، ملاحظه می‌شود که تمام ضرایب متغیرها در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشند. از سوی دیگر، آماره F معناداری کل رگرسیون را نشان می‌دهد که در اینجا نشان‌دهنده آن است که مدل برآورد شده معنادار می‌باشد. برای تشخیص وجود یا عدم وجود مشکل خودهمبستگی در مدل از آماره دوربین-واتسون (DW) استفاده می‌شود. اگر این آماره در دامنه ۱/۵ تا ۲/۲ قرار گیرد، نشان‌دهنده آن است که مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد، عدد ۱/۸۷ بدست آمده برای این آماره در مدل مورد نظر، نشان‌دهنده آن است که مدل فاقد مشکل خودهمبستگی است.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، نتایج بدست آمده حاکی از آن است که گسترش هر چه بیش‌تر توسعه مالی، تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی خانوارهای شهری و روستایی استان‌های کشور داشته است؛ از آن‌جایی که ضریب متغیر توسعه مالی مثبت و معنادار و ضریب مجذور توسعه مالی منفی و معنادار است، وجود رابطه به شکل U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری درآمدی تأیید می‌شود. در مراحل اولیه توسعه مالی، نابرابری افزایش و در مراحل پایانی کاهش می‌یابد.

تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیری منفی و معنادار بر نابرابری درآمد خانوارهای شهری و روستایی استان‌های مورد بررسی داشته است؛ افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه سبب کاهش در نابرابری درآمدی خانوارهای شهری و روستایی می‌شود. ضریب مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و معنادار است. بنابراین، فرضیه کوزنتس تأیید نمی‌شود.

اثر متقاطع توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه با ضریب ۱/۰۷ تأثیر منفی و معنادار و اثر متقاطع توسعه مالی و مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه با ضریب ۰/۲۸ تأثیری مثبت و معنادار بر نابرابری درآمد خانوارهای شهری و روستایی دارند. این نتیجه نشان می‌دهند که در مرحله توسعه مالی و تحت تأثیر سرمایه فیزیکی، پوششی گسترده از خدمات اعتباری در کاهش نابرابری مؤثر است، اما وقتی که سرمایه انسانی عامل رشد اقتصادی باشد، اعتبارات مهیا شده برای بخش

۱- Beck, Levine & Loayza
۲- Individual Specific Effects

خصوصی ممکن است نابرابری درآمد را بدتر کند. هم‌چنین، اثر متقاطع توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه و اثر متقاطع توسعه مالی و مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه نشان می‌دهند اگر اعتبارات بیش‌تر و راحت‌تر در دسترس افراد باشد، افراد بیش‌تری می‌توانند ثروتمند شوند و در نتیجه نابرابری درآمد کاهش می‌یابد.

شاخص اندازه دولت تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمدی بین خانوارهای شهری و روستایی استان‌های مورد بررسی داشته است. مخارج عمومی دولت از راه توسعه بهره‌وری و پیدا شدن فرصت‌های شغلی می‌تواند اثراتی غیرمستقیم، اما معنادار بر توزیع درآمد داشته باشد. برای مثال (الف) سیستم حمل و نقل عمومی کارا باعث می‌شود افراد بتوانند شغلی را با هزینه‌های مسافرتی کم‌تر پیدا کنند. (ب) اگر مخارج آموزشی باعث افزایش نیروی کار ماهر شود، می‌تواند توزیع درآمد را بهبود ببخشد. (ج) دسترسی رایگان به تسهیلات بهداشتی باعث حفظ سلامت نیروی کار می‌شود، از این رو بهره‌وری نیروی کار و توانایی کسب درآمد آن‌ها را افزایش می‌دهد. بنابراین، با افزایش شاخص اندازه دولت، نابرابری درآمدی خانوار شهری و روستایی در بین استان‌های کشور کاهش یابد.

نرخ رشد شهرنشینی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی استان‌های مورد بررسی تأثیر مثبت و معناداری داشته است؛ با افزایش نرخ رشد جمعیت شهرنشینی، بیکاری در نقاط شهری که یکی از عوامل ایجاد نابرابری است، افزایش پیدا می‌کند و این مسئله منجر به ایجاد مشاغل کاذب در نقاط شهری و در نتیجه افزایش نابرابری می‌شود. همان‌گونه که می‌دانیم افزایش بیکاری بر درآمد خانوارها تأثیر منفی داشته و از سوی دیگر، این امر، به خانوارهای با درآمد پایین بیش‌تر آسیب می‌رساند و لذا، توزیع درآمد نامتعادل‌تر می‌شود.

چنان‌که ملاحظه می‌شود در جدول ۴، تمام متغیرهای مورد استفاده در مدل از لحاظ آماری در سطح معناداری و علائم ضرایب نیز با تئوری‌های اقتصادی سازگار هستند. براساس نتایج آزمون والد (که دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی معادل با تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت است)، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری ۵ درصد رد و در نتیجه، اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. آماره آزمون سارگان نیز که از توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد می‌کند. براساس نتایج بدست آمده از این آزمون، متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده در تخمین مدل از اعتبار لازم برخوردارند. در نتیجه اعتبار نتایج برای تفسیر تأیید می‌شوند.

ضریب شاخص توسعه مالی برابر با ۰/۶۱ و از لحاظ آماری نیز در سطح ۹۵ درصد معنادار است که نشان‌دهنده این است که توسعه مالی در استان‌های کشور بر نابرابری درآمدی شهری و روستایی تأثیری مثبت و معنادار دارد و هم‌چنین، مجذور شاخص توسعه مالی با ضریب ۰/۳۲ تأثیر منفی و معناداری بر متغیر وابسته دارد؛ بنابراین فرضیه U معکوس گرین‌وود و یووانوویچ تأیید می‌شود. تأثیر متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه منفی و معنادار و تأثیر متغیر مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و معنادار است و فرضیه کوزنتس تأیید نمی‌شود. تأثیر متغیرهای نرخ رشد شهر نشینی و شاخص اندازه دولت از لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند، که حاکی از این است که نرخ رشد شهرنشینی و شاخص اندازه دولت استان‌های کشور بر نابرابری درآمدی شهری و روستایی در دوره مورد بررسی مؤثر بوده‌اند. اثر متقاطع توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر منفی و معنادار و اثر متقاطع توسعه مالی و مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر مثبت و معنادار بر نابرابری درآمدی شهری و روستایی استان‌های کشور دارند.

از مقایسه دو روش اثرات ثابت و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) درمی‌یابیم نتایج هر دو روش یکسان است و فرضیه U معکوس گرین‌وود و یووانوویچ تأیید و فرضیه کوزنتس رد می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این مقاله، بررسی رابطه توسعه مالی و نابرابری درآمد شهری و روستایی استان‌های ایران بود. نتایج بدست آمده از الگوی مورد مطالعه، حاکی از آن است که فرضیه U معکوس گرین‌وود و یووانوویچ در اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی شهری و روستایی را نمی‌توان رد کرد و نشان‌دهنده آن است که در مراحل اولیه توسعه مالی، نابرابری افزایش و در مراحل پایانی کاهش می‌یابد. متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه اثر منفی و معنادار و مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معنادار بر متغیر وابسته مدل دارند و هم‌چنین، فرضیه کوزنتس تأیید نمی‌شود. شاخص اندازه دولت (نسبت مخارج دولت به GDP) تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمدی بین خانوارهای شهری و روستایی استان‌های مورد بررسی داشته است. با افزایش شاخص اندازه دولت، نابرابری درآمدی خانوار شهری و روستایی در بین استان‌های کشور کاهش می‌یابد. نرخ رشد شهرنشینی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی شهری و روستایی استان‌های مورد بررسی داشته است. افزایش نرخ رشد شهرنشینی سبب افزایش بیکاری می‌شود؛ بیکاری بر درآمد خانوارها تأثیر منفی داشته و منجر به نابرابری درآمد نامتعادل‌تر می‌شود.

به این ترتیب، پیشنهاد سیاستی بدست آمده از این مطالعه، توسعه واسطه‌ها و بازارهای مالی و افزایش کیفیت و کارآیی نهادهای مالی موجود برای کاهش نابرابری درآمدی موجود در اقتصاد

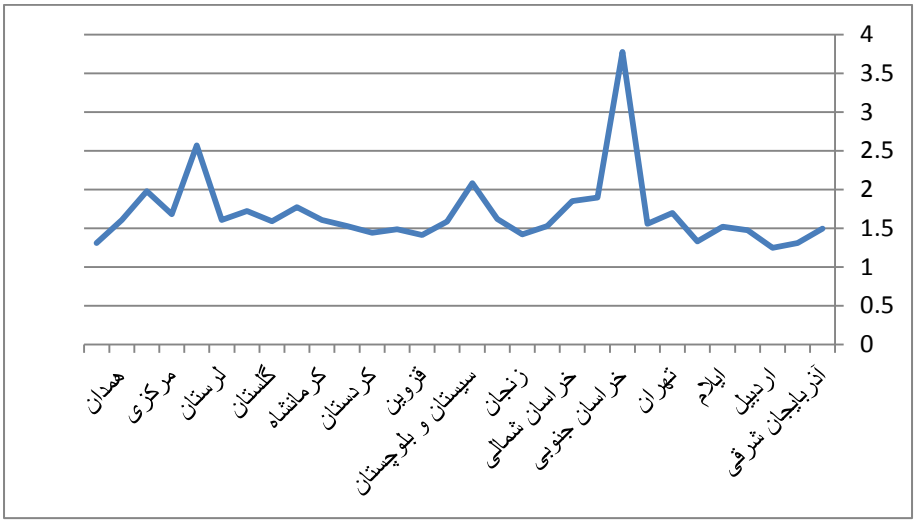
ایران است. با توجه به این‌که در ایران به گونه معمول اعتبارات اعطایی سیستم بانکی کشور به صورت تکلیفی از سوی دولت بر آن‌ها تحمیل می‌شود و بیش‌تر به سمت فعالیت‌های واسطه‌ای و نامولد سوق داده می‌شود، لذا با توجه به نتیجه بدست آمده از این پژوهش و تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی شهری و روستایی، برای تأثیر هر چه بیش‌تر توسعه مالی، لازم است که تصدی‌گری دولت بر بانک‌ها کاهش یافته و ایجاد فضای رقابتی در سیستم بانکی کشور و کارآمد کردن تسهیلات پرداختی در چارچوب مقررات و با بررسی‌های کارشناسی شده، از انتقال تسهیلات و اعتبارات اعطایی به بخش‌های اقتصادی ناکارا و فاقد ایجاد ارزش افزوده، جلوگیری شده و به سمت فعالیت‌های مولد هدایت شود.

Refrences

- Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993) Occupational Choice and the Process of Development; the Journal of Political Economy, 101.
- Bittencourt MF Meyer. (2006) Financial Development and Inequality: Brazil 1985-1999.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. & Levine, R. (2007) Finance, Inequality and the Poor; Journal of Economic Growth, 12.
- Clarke, G., Xu, L.C. & Zou, H. f. (2006) Finance and Income Inequality: What Do the Data Tell Us? Southern Economic Journal, 72.
- Canavire, G., & Rioga, F. (2008) Financial Development and the Distribution of Income in Latin America and the Caribbean; Discussion Paper Series, 3796.
- Dhrifi, A. (2013) Financial Development and the Growth-Inequality-Poverty Triangle: A Comparative Study between Developed and Developing Countries; International Journal of Economices, Financial and Management, 7.
- Delangizan, S., & Sanjari, F. (2013) the Relationship between Poverty and Financial Development in the Iranian Economy during the Period of 1356-1386. Journal of Economic Research, 13:65-89.
- Dahmarde, N., & shokri, Z. (2010) Effects of Financial Development on Income Distribution in Iran. Journal of Economic Research and Policy, 54: 147-164.
- Galor, O., & Zeira, J. (1993) Income Distribution and Macroeconomics, Review of Economic Studies, 60.
- Greenwood, J., & Jovanovich, B. (1990) Financial Development, Growth and the Distribution of income; Journal of Political Economy, 98.
- Hadiyan, E. & Torki, L. (2003) Development of Financial Markets and Its Impact on Economic Growth Case Study of Iran. Journal of University of Social and Economic Sciences, Shiraz University, 3.
- Jeanneny, S., & Kangni, P. (2008) Financial Development and Poverty Reduction: Can There be a Benefit without a Cost? IMF Working Paper; WP/08/62.

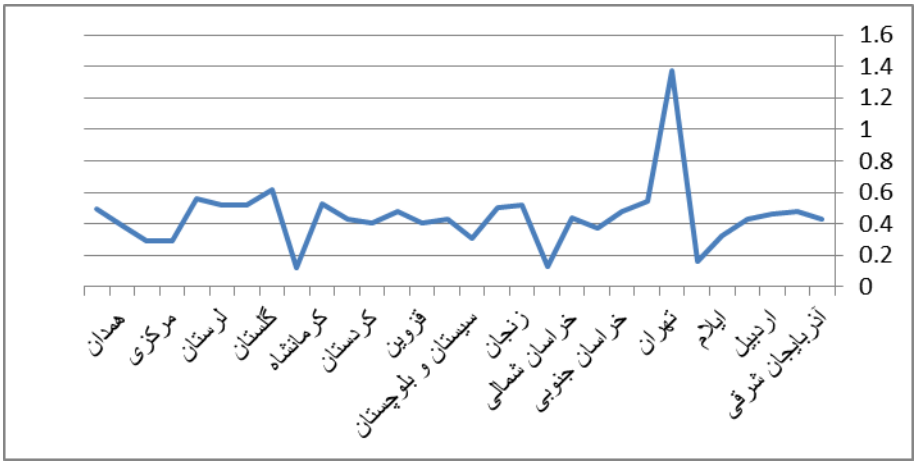
- Khatayi, M. (1378) the expansion of financial markets and economic growth. Tehran, Monetary and Bank Research Institute, Central Bank of the Islamic Republic of Iran.
- Kappel, V. (2010) the effects of financial development on income inequality and poverty; Working Paper 10/127, Center of Economic Research at ETH Zurich.
- Khazaee, S., & Hoseini, M. (1993) Effect of financial development on poverty and inequality in ECO countries. Journal of Economic Development Research, 16: 1-22.
- Levine, R. (2005) Finance and Growth: Theory and Evidence, In Handbook of Economic Growth, Eds. Philippe Aghion and Steven Durlauf, Amsterdam: North-Holland Elsevier Publishers.
- Mehregan, N., Mosaie, M. & Hekmat, R. (2008) Economic Growth and Income Distribution in Iran. Journal Social welfare, 28:57-77.
- Osari, A., Naseri, A., & Aghaie Khodaie, M. (2009) Effect of Financial Development on Poverty and Inequality in OPEC Members. Journal of Economic Research, 3:29-51.
- Rajan, R.G., & Zingales, L. (2003) the Great Reversals: Th Politics of Financial Development in the Twentieth Century; Journal of Financial Economics, 69.
- Rafat, B., & jazizade, E. (1393) the Effect of Provincial Finance Development on Provincial Income Distribution in Iran. Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development), 3.
- Salah Uddin, G., Shahbaz, M., Arouri, M., & Teulon, F. (2014) Financial development and poverty reduction nexus: A cointegration and causality analysis in Bangladesh, Economic Modelling, 36.
- Zhicheng, L. (2006) Financial Development and Income Distribution: A System GMM Panel Analysis with Application Turban China; Journal of Economic Development, 31.
- Tayebniya, A., Zareie, A., & Yari, H. (2010) the Effect of Financial Development on Income Inequality Case Study of Middle Eastern and North African Countries. Journal of Economic Policy, 81:137-154.
- Xuelong, W. (2012) Financial Development and Rural-Urban Inequality: evidence from china; Economics Bulletin, 32

پیوست‌ها



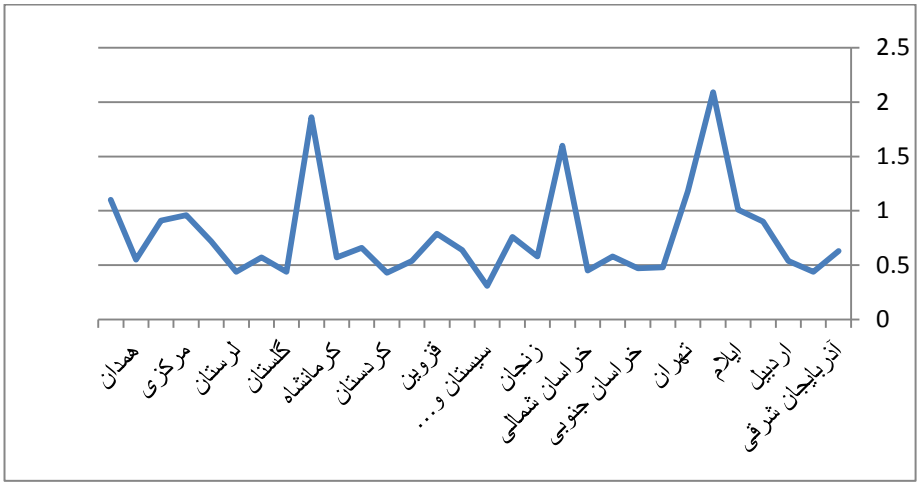
نمودار ۱- میانگین شاخص نابرابری درآمد شهری و روستایی.

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲- میانگین شاخص توسعه مالی استان‌های کشور.

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۳- میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌های کشور.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱- بررسی پایایی و ناپایایی متغیرها در استان‌های کشور.

نوع رگرسیون	GAP	FD	FD^2	PCGDP	$PCGDP^2$	PCGDP*FD	$PCGDP^2$*FD	GOV	DEV
آزمون پسران و شین در سطح آماره t (P-Value)	-۲/۸۶ (۰/۰۰۲)	-۱/۹۷ (۰/۰۲۴)	-۱/۹۵ (۰/۰۲۶)	-۱/۸۸ (۰/۰۳۴)	-۲/۶۶ (۰/۰۰۴)	-۱/۳۵۱ (۰/۰۸۸)	-۲/۳۹۶ (۰/۰۰۸)	-۵۶/۵۳ (۰/۰۰)	-۹/۳۶۷ (۰/۰۰)
نتیجه	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل کائو.

	کائو	سطح احتمال
Kao Residual Cointegration Test	-۲/۹۲	۰/۰۰۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی روش اثرات ثابت.

متغیرهای توضیحی	ضرایب	مقدار آماره t
FD	۰/۹۰۰	۴/۸۶
FD^2	-۰/۰۲۹۲	-۶/۴۷
PCGDP	-۱/۰۱۷	-۳/۸۱
$PCGDP^2$	۰/۳۵۴	۴/۸۴
PCGDP*FD	-۱/۰۷۶	-۷/۵۰
$PCGDP^2$*FD	۰/۲۸۱	۷/۹۵
GOV	-۰/۳۴۸	-۸/۳۳
DEV	۱/۶۰۲	۵/۵۸
R-squared: ۰/۸۱	F-statistic: ۲۹/۲۶۵۵	Durbin-Watson: ۱/۸۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی روش GMM.

متغیر توضیحی	ضرایب	مقدار آماره t
GAP(-1)	۰/۳۱	۳/۵۱
FD	۰/۶۱	۲/۲۳
FD^2	-۰/۳۲	-۲/۸۰
PCGDP	-۰/۲۳	-۴/۵۶
$PCGDP^2$	۰/۵۶	۲/۹۸
PCGDP*FD	-۰/۲۹	-۳/۱۲
$PCGDP^2$*FD	۰/۴۵	۲/۹۳
GOV	-۰/۱۳	-۱/۹۸
DEV	۰/۱۵	۳/۱۳
J-Statistic: ۱۲۳/۹۶		Wald Test: ۱۰/۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش