

تحلیل اثر توسعه بخش مالی بر شاخص توزیع درآمد: (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)

رویا آل عمران^۱ سیامک شکوهی فرد^۲
 تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۳/۳۰، تاریخ بازننگری: ۱۳۹۵/۰۷/۰۳، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۵/۲۸

چکیده

بررسی ارتباط بین توسعه مالی و توزیع درآمد یکی از موضوعات مهم در ادبیات اقتصاد کلان بوده و در سال‌های اخیر بخش مهمی از مطالعات تجربی را به خود اختصاص داده است. از این رو، هدف اصلی این مطالعه، ارزیابی اثرات توسعه مالی بر نابرابری درآمدی و فقر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۱ می‌باشد. برای نیل به این هدف، مدل تجربی تحقیق به روش داده‌های تابلویی پویا برای کشورهای منتخب عضو کنفرانس اسلامی برآورد شده است. نتایج تخمین مدل بیانگر این است که توسعه بخش مالی در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی نابرابری درآمدی را کاهش داده است. همچنین اثر توسعه مالی بر فقر نیز مثبت بوده و در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. بنابراین، یک درصد افزایش در شاخص توسعه مالی منجر به افزایش ۰/۰۷ درصدی در هزینه مصرفی سرانه و کاهش فقر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی شده است. با توجه به تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهبود توزیع درآمد در کشورهای مورد مطالعه، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های پولی و توزیع اعتبارات بخش بانکی به گونه‌ای تنظیم شود که علاوه بر افزایش با عدالت و کارایی بیشتری بین اقشار مختلف جامعه تقسیم شود تا به این صورت با سرمایه‌گذاری‌های زودبازده، نابرابری بین گروه‌های درآمدی مختلف کاهش یابد.

واژگان کلیدی: توسعه مالی، عدالت، رهیافت داده‌های تابلویی پویا.

طبقه‌بندی JEL: G20 , D63 , C5.

۱- دانشیار و عضو هیأت علمی، گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران (نویسنده مسئول)،

Roya.aaleemran@gmail.com

۲- دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.

siyamak.shokohifard@gmail.com

۱. مقدمه

امروزه مطالعات تجربی و نظری در کشورهای در حال توسعه نشان داده است که علیرغم افزایش نرخ رشد اقتصادی در طی سالیان گذشته هنوز هم این کشورها درگیر فقر و مشکلات ناشی از آن می-باشند و گروه‌های کم‌درآمد و فقیر این کشورها از منافع ناشی از این رشد بهره‌ای نبرده‌اند؛ به عبارت دیگر رشد اقتصادی به تنهایی ماهیت فواید توزیعی آن را تعیین نخواهد کرد و به ابزارها و سیاست‌هایی احتیاج دارد که بتواند همراه با رشد اقتصادی مستمر، به کاهش فقر نیز منجر شود. از جمله این ابزارها می‌توان اعتبارات- بهره‌مندی از خدمات مالی و اعتباری- را به عنوان ابزار موثری برای کاهش فقر مطرح نمود. چرا که امکان مشارکت گسترده‌تر گروه‌های فقیر و کم‌درآمد جامعه را در فعالیت‌های اقتصادی فراهم می‌آورد. اما توسعه‌نیافتگی بازارهای مالی در کشورهای در حال توسعه، استفاده از این ابزار را برای گروه‌های کم‌درآمد با ریسک قابل توجهی همراه نموده است، زیرا به دلیل وجود بازارهای مالی ناقص و ناکارآمد در این کشورها، از یک طرف تعداد کثیری از افراد امکان دسترسی مالی را ندارند و از طرف دیگر نیز تجهیز منابع و پس‌اندازها به شکل کاملاً مناسبی صورت نمی‌گیرد.

مروری بر پژوهش‌های انجام شده داخلی نشان می‌دهد تا کنون مطالعه مستقیمی پیرامون بررسی تأثیر شاخص توسعه مالی بر توزیع درآمد به صورت بین‌کشوری و با بهره‌گیری از رهیافت داده‌های تابلویی پویا پرداخته نشده است. از اینرو فرضیه اصلی این مطالعه این است که شاخص توسعه مالی تأثیر منفی بر توزیع درآمد دارد و فرضیه‌های فرعی نیز به ترتیب دلالت بر این دارد که درجه بازبودن تجارت و تولید ناخالص داخلی بر توزیع درآمد تأثیر منفی دارد. برای جبران خلا مطالعاتی در این حوزه در این مطالعه کوشش شده است تا با توجه به مبانی نظری موجود فرایند علت و معلولی که ارتباط‌دهنده‌ی توسعه بخش مالی و کاهش فقر و نابرابری است، در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی^۱ و برای دوره زمانی ۲۰۰۱ - ۲۰۱۵ مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

لذا در این مطالعه بعد از بیان مساله و فرضیه‌های تحقیق، در قسمت چهارم مبانی نظری تحقیق و در ادامه مطالعات قبلی انجام شده پیرامون موضوع تحقیق مرور شده است. آنگاه در قسمت ششم، مدل مورد استفاده، جمع آوری، پردازش و منبع داده‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. در پایان نیز نتایج برآورد مدل بیان گردیده و به نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

^۱ منظور از کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی در این تحقیق کشورهای جمهوری اسلامی ایران، مراکش، سودان، یمن، الجزایر، تونس، ترکمنستان، افغانستان، جمهوری آذربایجان، نیجریه، ترکیه، پاکستان، تاجیکستان و کامرون می‌باشد.

۲. بیان مسأله

نارسائی‌های بخش‌های اقتصادی، رکود، بیکاری شدید، تغییرات جمعیتی و سایر عوامل اجتماعی و اقتصادی مختلف موجب شده است تا خانوارهای کم درآمد در اکثر کشورهای دنیا به طور جدی در معرض فقر قرار بگیرند و اقشار محروم از کمک‌های دولت و سایر پیشرفت‌های موجود در جامعه بهره‌مند نشوند. لذا توجه و نگرشی نو به موضوع فقر و عوامل تأثیرگذار بر آن ضرورت پیدا می‌کند.

بر اساس مطالعات انجام شده قبلی یکی از عواملی که می‌تواند بر پدیده فقر در جوامع مختلف تأثیر گذار باشد توسعه بازارها و موسسات مالی می‌باشد (بک، کونت و لوین^۱، ۲۰۰۷: ۷). بک و همکاران نشان دادند که حدود ۴۰ درصد از تأثیر بلند مدت توسعه مالی بر فقر به خاطر تأثیر توسعه مالی بر کاهش نابرابری و ۶۰ درصد آن به خاطر تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی است. مطالعات نظری و تجربی انجام شده در کشورهای در حال توسعه نشان داده اند که علیرغم رشد اقتصادی قابل توجه در دهه‌های گذشته، مسئله فقر هنوز در اکثر این کشورها به عنوان یک مسئله عمده ادامه دارد. یکی از عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، شاخص توسعه مالی است زیرا مطالعات اقتصادی و مالی نشان می‌دهند که عملکرد مناسب سیستم‌های مالی می‌تواند عامل بالقوه‌ای برای افزایش انباشت سرمایه فیزیکی، افزایش کارایی اقتصادی و در نتیجه رشد اقتصادی بلندمدت باشد. زیرا سیستم مالی کارا باعث می‌شود سرمایه اضافی به بهترین مسیر استفاده اش هدایت شود (باتو^۲ و همکاران، ۲۰۱۰).

پیش‌بینی‌های تئوریک از تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد بحث برانگیز است. ریجان و زینگلاس (۲۰۰۳) معتقدند که توسعه بخش مالی برای ثروتمندان مفید است درحالی که گرینوود و جوانوویچ^۳ (۱۹۹۰) از طریق یک رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و نابرابری درآمد به این نتیجه دست یافتند که با توسعه مالی ابتدا نابرابری درآمد افزایش می‌یابد و سپس ثابت می‌شود و سرانجام نابرابری کاهش می‌یابد. حال با توجه به دیدگاه‌های اقتصادی فوق، این سوال مطرح می‌شود که جایگاه اقتصاد کشورهای مسلمان و گرایش آن‌ها به سمت استفاده از ابزار اقتصاد اسلامی مثل ایجاد و تقویت بانکهای غیر ربوی و توسعه و گسترش اوراق

اسلامی صکوک^۴ در کاهش فقر و نابرابری چگونه بوده است؟

به عبارت دیگر پرسش اصلی تحقیق به صورت زیر است:

1- Beck, Kunt and Levine.

2- Batuo.

3- Greenwood & Jovanovich.

۴- صکوک ابزار نوینی است که در کشورهای اسلامی به جای اوراق قرضه به کار گرفته می‌شود.

تاثیر توسعه مالی و رشد سیستم بانکداری اسلامی در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی چگونه موجب کاهش نابرابری می شود؟

۳. فرضیه های تحقیق

* توسعه مالی باعث کاهش نابرابری درآمد در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی می شود.

* توسعه مالی باعث کاهش فقر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی می شود.

۴. مبانی نظری تحقیق

در این بخش ابتدا به مبانی نظری تحقیق پرداخته شده و در قسمت دوم به مطالعات تجربی در قالب مطالعات خارجی و داخلی پرداخته می شود.

توسعه مالی شامل ایجاد و گسترش نهادها، ابزارها و بازارهایی هستند که از سرمایه گذاری و فرآیند رشد حمایت می کنند. به لحاظ تاریخی نقش بانک ها و واسطه های مالی غیر بانکی اعم از صندوق های بازنشستگی، تبدیل پس انداز خانوارها به سرمایه از طریق سرمایه گذاری در شرکت ها، نظارت بر سرمایه گذاری و تخصیص بودجه و کاهش ریسک بوده است (فیتز، ۲۰۰۶). نظام های مالی کارآمد با شناسایی و تامین مالی فرصت های مناسب کسب و کار، تجهیز پس اندازها، پوشش و متنوع سازی ریسک و همچنین تسهیل مبادلات کالاها و خدمات موجب گسترش فرصت های سرمایه گذاری می گردند. از سوی دیگر، عملکرد مناسب سیستم های مالی می تواند عامل بالقوه ای برای افزایش انباشت سرمایه فیزیکی، افزایش کارآیی اقتصادی و در نتیجه رشد اقتصادی بلندمدت باشد و از طریق کاهش موانع تامین مالی خارجی و تسهیل شرایط دسترسی واحدهای تولیدی و صنعتی به سرمایه های خارجی، زمینه گسترش سرمایه گذاری و رشد اقتصادی بیشتر را فراهم می سازند. نکته مهمی که باید بدان توجه شود این است که شاخص های سنتی توسعه مالی نظیر عمق مالی، سرکوب مالی و سهم بخش غیردولتی از کل تسهیلات بانکی ممکن است موجب گمراهی در تعیین درجه توسعه یافتگی مالی کشورها شود. بدین منظور، اکثر مطالعات تجربی جدید، شاخصی ترکیبی از چند زیرشاخص شامل توسعه بخش بانکی، توسعه بخش مالی غیربانکی، ابزارهای سیاست پولی، نظارت و مقررات بانکی، باز بودن بخش مالی و محیط نهادی را جهت تعیین درجه توسعه مالی معرفی کرده و مورد استفاده قرار می دهند.

شاخص های مختلفی با توجه به مولفه های مختلف، جهت بررسی کانالهای مختلف اثرگذاری توسعه ی مالی بر توزیع درآمد وجود دارد که در این مطالعه به پیروی از دمیرگوکس - کونت و لوین^۱ (۱۹۹۶)، شاخص های مدنظر با استفاده از فرمول زیر به یک شاخص واحد تبدیل می شوند:

$$FI = \frac{1}{M} \left(\sum_{j=1}^M \left[\left(\frac{F_{j,M}}{F_j} \right) \times 100 \right] \right) \quad (1)$$

که در آن FI ، شاخص توسعه ی مالی مرکب، $F_{j,M}$ ، شاخص های مالی مدنظر، F_j میانگین شاخص های مدنظر و M تعداد شاخص های مدنظر گرفته شده است.

شاخص های توسعه ی مالی به کار رفته در این پژوهش به ترتیب زیر می باشد:

نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی: بالا بودن این نسبت علاوه بر سطح بالای سرمایه گذاری داخلی نشان دهنده ی توسعه ی سیستم مالی یک کشور نیز می باشد. در کشورهایی که پرداخت پول به بخش خصوصی توسط سیستم مالی مورد تأکید قرار می گیرد، هزینه های مبادله، کنترل و مدیریت ریسک پایین و تحرک پس انداز نسبت به سایر کشورها بالاست.

نسبت اعتبارات تأمین شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی: این شاخص کل اعتبارات اعطایی از طرف نظام بانکی به بخش های خصوصی و دولتی را نشان می دهد. مقادیر بالاتر این شاخص، نشان دهنده ی یک درجه ی بالاتر وابستگی به بخش بانکی برای تأمین مالی است. چون بانک ها به احتمال زیاد پنج عملکرد؛ کاهش ریسک نقدینگی، جمع آوری اطلاعات سرمایه گذاری، نظارت و کنترل بر مدیران، تمرکز پس اندازها و تسهیل مبادله را ارائه می دهند (ام. کبیر^۲ و همکاران، ۲۰۱۱، ۲۴۰). و از طرفی با توجه به اینکه در بخش غیر بانکی کشورهای در حال توسعه ی، اطلاعات و نوآوری در توسعه ی مالی چشم گیر و قابل ملاحظه نیست، این شاخص می تواند معیار مناسبی برای توسعه ی مالی باشد (راسخی و رنجبر، ۱۳۸۸، ۱۰۹).

شاخص عمق و یا ژرفای مالی ($M2$ به صورت درصدی از GDP): این شاخص می تواند معیار مناسبی برای نشان دادن توسعه ی مالی در اقتصاد باشد (نظیفی، ۱۳۸۳، ۹۷). در مطالعات کینگ و لوین^۳ (۱۹۹۳) بیشترین توجه برای انتخاب شاخص واسطه مالی به تعاریف $M2$ و $M3$ از پول شده است. در این قبیل از مطالعات اولویت با تعریف $M3$ از پول است که در صورت عدم دسترسی می توان از $M2$ استفاده کرد.

1 . Demirgüç-kunt & Levin.

2 . M.Kabir.

3 . King & Levin.

پس انداز ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی: یک نرخ بهره رقابتی سبب افزایش پس انداز می شود. با افزایش نرخ بهره تمایل پس انداز کنندگان برای پس انداز افزایش یافته و میزان سپرده گذاری بانک ها افزایش می یابد که در نهایت این امر سبب می شود، قدرت وام دهی بانک ها به سرمایه گذاران افزایش یابد و بدین ترتیب زمینه رشد اقتصادی را فراهم می سازد. اما در شرایط تورم بالا وقتی نرخ بهره واقعی منفی می شود تمایل سرمایه گذاران برای درخواست وام و تسهیلات افزایش می یابد، لیکن به دلیل محدودیت اعتبارات بانکی ناشی از کاهش تمایل سپرده گذاران به سپرده گذاری در بانک، پرداخت تسهیلات به سرمایه گذاران محدود می شود. و این امر در نهایت رشد اقتصادی را کند می نماید.

۴-۱- توزیع درآمد

بر اساس اصول علم اقتصاد، وجود نابرابری گسترده در توزیع درآمد به بروز فقر و افزایش دامنه آن منجر می شود. البته با توجه به عدم یکسان بودن فرصت ها و استعدادها، صحبت از توزیع درآمد کاملاً یکسان، موضوعیت ندارد. اما زیاد بودن فاصله طبقاتی نیز ویژگی یک اقتصاد ناسالم است، اقتصادی که فقط عده خاصی قادر هستند در آن درآمد کسب کنند و عده قابل توجهی هم در شرایط نامساعد به سر می برند (قنبری و همکاران، ۱۳۸۸، ۱).

بسیاری از اقتصاددانان بر این باورند که نابرابری توزیع درآمد به صورتی که شکاف عمده ای بین کم درآمدها و پردرآمدها در جامعه وجود داشته باشد، حداقل در کوتاه مدت مطلوب است. استدلال آنها نیز به طور خلاصه این است که، میل به پس انداز در قشر بالای جامعه (از نظر اقتصادی) بیش از میل به پس انداز در قشر پایین جامعه است. به این ترتیب، با توزیع متعادل تر درآمد سطح پس انداز کاهش و سطح مصرف در جامعه افزایش می یابد. به همین سبب، توزیع متعادل تر درآمد که مترادف با کاهش پس انداز و کاهش نرخ سرمایه گذاری است، کاهش نرخ رشد اقتصادی بلندمدت را به دنبال خواهد داشت. از طرف دیگر، اگر توزیع متعادل تر باعث تشدید نرخ رشد جمعیت نیز بشود، ممکن است در بلندمدت سطح زندگی در جامعه را تغییر دهد. برعکس، با توزیع نامتعادل درآمد، نرخ سرمایه گذاری افزایش یافته و نرخ رشد اقتصادی بلندمدت تضمین خواهد شد. بنابراین از نظرگاه ثوریک، این امر در بلندمدت می تواند موجب رفاه بیشتر قشر پایین جامعه شود.

در عمل، نظریه پردازان توسعه، شکاف عظیم درآمدی بین طبقات پایین و بالای جامعه در کشورهای در حال توسعه را نه تنها به عنوان یک مزیت اقتصادی نمی دانند، بلکه آن را مانعی بر سر راه رشد و توسعه اقتصادی ذکر می کنند (روزبهان، ۱۳۸۷، ۱۷۰).

۴-۲- نظریه توسعه مالی و توزیع درآمد و فقر

در حالت کلی دو دیدگاه اقتصادی وجود دارند که اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد را از طریق کانال‌های مختلف تأیید می‌کنند. اولین نظریه بر ارتباط غیر خطی توسعه مالی و توزیع درآمد اشاره می‌کند، که توسط گرین وود و جیوانویچ^۱ (۱۹۹۰) مطرح شد. نظریه دوم نیز توسط بنرجی و نیومن^۲ (۱۹۹۳) و گالور و زیرا^۳ (۱۹۹۳) توسعه داده شد که بر ارتباط خطی توسعه مالی و توزیع درآمد اشاره دارد. اکثر موضوعات مطالعات اخیر بر پایه این دو نظریه می‌باشد. چنان که در ادامه ملاحظه خواهد شد، در هر دو مدل نظری، رابطه ای منفی بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد پیش بینی می‌شود.

گرین وود و جیوانویچ، در فرضیه رابطه U معکوس بین توسعه مالی و توزیع درآمد در چارچوب یک مدل رشد درونزا، راه حل پویایی برای رابطه میان توسعه مالی و نابرابری ارائه نموده‌اند. بدین صورت که با افزایش توسعه واسطه‌های مالی، نابرابری درآمدی به شکل U معکوس خواهد بود. یعنی در مراحل اولیه رشد اقتصادی، که واسطه‌های مالی کمتر توسعه یافته‌اند بهبود این واسطه‌ها سبب گسترش نابرابری می‌شود. اما همزمان با بهبود رشد اقتصادی در مرحله میانی با افزایش متوسط درآمد نابرابری درآمد تمایل به کاهش دارد 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 می‌یابد و در نهایت ثابت و پایدار می‌شود.

اقتصادی را با زنجیره ای از عوامل اقتصادی قابل تمایز در دو دسته متفاوت (۱ و ۰) در نظر بگیرد. در دوره t عامل اقتصادی که صاحب ثروت K_t است، برای تخصیص ثروت خود بین مصرف C_t و سرمایه‌گذاری I_t تصمیم‌گیری می‌نماید. به طوری که $K_t = C_t + I_t$. شرایط حداکثر مطلوبیت انتظاری در طول زندگی برای یک عامل اقتصادی به صورت زیر خواهد بود:

$$\text{MAX}\{E[\sum_{t=0}^{\infty} \beta_t u(C_t)]\} \quad \beta \in (0,1) \quad (2)$$

که β در آن نرخ تنزیل است. دو نوع تکنولوژی تولید در این اقتصاد در دسترس هستند: نخست تولیدی مطمئن با بازگشت نسبتاً اندک δ برای هر واحد سرمایه و دیگری تولیدی با ریسک بالاتر و با ارزش انتظاری بالاتر که می‌تواند به صورت شوک تکنولوژیکی مرکب به شکل $(\theta_t + \varepsilon_t)$ نشان داده شود. جایی که $\theta_t \in (\underline{\theta}, \bar{\theta})$ شوک کلی را نشان می‌دهد و $\varepsilon_t \in (-\bar{\varepsilon}, \bar{\varepsilon})$ شوک خاص است که در آن $E(\varepsilon_t) = 0$.

1. Greenwood and Jovanovic

2. Banerjee and Newman

3. Galor and Zeira

توسعه ابزارها و واسطه گران مالی می تواند بر مشکل ضعف اطلاعات در سرمایه گذاری های پرریسک، از طریق جمع آوری و تحلیل اطلاعات مربوط به تعداد زیادی از پروژه ها و در نتیجه پی بردن به میزان صحیح شوک کلی، غلبه نماید به علاوه توسعه واسطه گری مالی، شوک خاص ε_t را نیز از طریق توزیع ریسک هموار خواهد نمود. (سالم، ۱۳۹۰).

علاوه بر این، همانند تاونسند^۱ (۱۹۸۷) با فرض این که برای مشارکت در بازار مالی هزینه ثابت ورود به بازار (γ) وجود دارد شرط ورود پرهزینه به بازار مالی نیز در مدل به کار گرفته شده است. با توجه به این هزینه ورود، هر عاملی نخواهد توانست فوراً به بازار مالی بپیوندد و مشارکت در بازار مالی تنها به آن عواملی محدود می شود که میزان ثروت آن ها به یک حد آستانه مشخص برسد. بنابراین، در یک دوره زمانی مشخص همه عاملها می توانند به دو گروه طبقه بندی شوند؛ یعنی عامل هایی که در حال حاضر در بازارهای مالی هستند) یعنی مشارکت کنندگان (و عامل هایی که فعلاً در بازار مالی قرار ندارند (یعنی غیر مشارکت کنندگان). عامل هایی که در بازار مالی مشارکت ندارند، اگر تصمیم بگیرند که بخش ϕ از سبد دارایی ه ای خود را در فن آوری ه ای پر ریسک در دوره t سرمایه گذاری کنند، آن گاه ستاده سرمایه گذاری در شروع دوره $t+1$ بدین صورت خواهد بود:

$$K_{t+1} = i_t [\phi_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1 - \phi_t)]\gamma$$

این معادله نشان می دهد که ثروت غیر مشارکت کنندگان تا اندازه زیادی تحت تأثیر نا اطمینانی شوک غیر متعارف قرار دارد. همچنین برای عواملی که هم اکنون در بازار مالی مشارکت دارند، بازدهی $y(\theta_t)$ هر واحد از سرمایه که در سیستم مالی سرمایه گذاری شود، می تواند به دست آید. این واسطه های مالی هستند که تصمیم می گیرند در کدام پروژه سرمایه گذاری کنند و وجوه خود را چگونه تخصیص دهند. این کار بر اساس جمع آوری اطلاعات و تحلیل های پیشرفته آنها صورت می گیرد. بنابراین ثروت عاملی که مقداری از سرمایه i_t خود را در بازار مالی در دوره t سرمایه گذاری می کند، در شروع دوره $t+1$ می تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$K_{t+1} = i_t \gamma (\theta_t)$$

باید توجه داشت که در معادله (۴)، تابع بازدهی تنها با ارجاع به شوک کلی θ_t توضیح داده شده است، زیرا شوک غیر متعارف ε_t به وسیله واسطه های مالی تعدیل و آرام شده است.

عبارت $w(k)$ به عنوان تابع ارزش عامل اقتصادی خارج از بازار مالی و عبارت $v(k)$ به عنوان تابع ارزش عامل اقتصادی که در بازار مالی شرکت می نماید در نظر گرفته می شود و به علاوه $F(\theta)$ و $G(\theta)$ به ترتیب نشان دهنده تابع توزیع تجمعی θ و ε است.

در دوره t تصمیم سرمایه‌گذاری برای یک عامل که فعلاً خارج از بازار مالی قرار دارد (یعنی غیر مشارکت‌کنندگان) به ماکزیمم تابع زیر وابسته خواهد بود:

$$W(K_t) = \max_{i_t, \theta_t} \int u(K_t - i_t) + B \int \max[w(K_{t+1}), v(K_{t+1} - 1)] dF(\theta_{t+1}) dG(\varepsilon_{t+1}) \quad (5)$$

$$\text{Subject to: } K_{t+1} = i_t[\theta_t + \varepsilon_t] + (1 - \theta_t)\gamma \quad (6)$$

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

$$v(K_t) = \max_{i_t} \int u(K_t - i_t) + B \int \max[v(K_{t+1})] dF(\theta_{t+1}) \quad (7)$$

$$\text{Subject to: } K_{t+1} = i_t\gamma(\theta) \quad (8)$$

باید توجه شود که در معادله (۷) بدون ارجاع به W تعریف شده است و برای هر نوع تجهیز سرمایه‌ای $v(k) > w(k)$ را داریم. این نشان می‌دهد که برای افرادی که در سیستم مالی قرار دارند، k از ارزش بیشتری برخوردار است تا برای k ، افرادی که در سیستم مالی قرار دارند کسانی که در خارج از سیستم قرار دارند. بنابراین هنگامی که یک فرد وارد بازار مالی شد، هرگز خارج نخواهد شد.

در الگوی نظری گرین وود و جیوانویچ رابطه پویایی بین بخش مالی و نابرابری توزیع درآمد تصویر می‌شود. در سطوح ابتدایی توسعه، زمانی که واسطه‌های مالی کمتر توسعه یافته‌اند، رشد اقتصادی به آرامی صورت می‌پذیرد، در سطوح میانی توسعه، نابرابری توزیع درآمد همراه با رشد اقتصادی سریع‌تر و تعمیق و توسعه بخش مالی افزایش می‌یابد و هنگامی که ساختار مالی گسترده و کاملاً توسعه یافته‌ای حاکم است، میزان نابرابری درآمد کاهش خواهد یافت و احتمالاً با ثبات می‌شود. پیش‌بینی کردند که رابطه‌ای به شکل U معکوس بین توسعه مالی و توزیع درآمد وجود دارد به طوری که ممکن است توسعه مالی در ابتدای دوره نابرابری را افزایش دهد ولی این نابرابری زمانی که درآمد متوسط افزایش می‌یابد و بیشتر خانوارها به بازارهای مالی دسترسی می‌یابند، گرایش به کاهش پیدا می‌کند.

بنرچی و نیومن (۱۹۹۳) همانند گالر و زیرا (۱۹۹۳) در مدل خود یک رابطه منفی و خطی میان تأمین مالی و توزیع درآمد را پیشنهاد می‌کنند که در آن توسعه بازارهای مالی و واسطه‌های مالی، از طریق حذف نقصان بازار سرمایه، منجر به فراهم آوردن فرصت‌های بیشتر برای افراد با سطح درآمدی پایین‌تر جهت اخذ وام و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های پر بازده و در نهایت کاهش نابرابری درآمدی می‌گردد.

اقتصادی را در نظر بگیرید که تنها یک کالای مصرفی را با دو تکنولوژی متفاوت یکی بر مبنای استفاده از مهارت افراد و دیگری تکنولوژی تولیدی که به مهارت نیاز ندارد، تولید می نماید. دستمزد کارگران ماهر و غیرماهر (ساده) متفاوت بوده و به W_U و W_S ترتیب نام گذاری می شوند؛ به طوری که دستمزد نیروی کار ماهر به شکل قابل توجهی بیش از دستمزد نیروی کار ساده است ($W_S \gg W_U$). W_U یک عامل اقتصادی با ثروت y که در دو دوره زندگی می نماید، مقدار C را تنها در دوره دوم مصرف کرده و ارثی به میزان b را برای فرزندانش به جای می گذارد، به طوری که $b = y - C$ و جوجه لازم برای سرمایه گذاری در سرمایه انسانی نیز h نام گذاری می شود و فرض می شود که افراد وقتی که استقراض می نمایند، نرخ بهره i را می پردازند که بزرگتر از نرخ بهره r است که در هنگام قرض دادن دریافت می کنند. فرض می شود که تابع مطلوبیت هر فرد به صورت $U = c^\alpha b^{1-\alpha}$ باشد، بنابراین حل مسأله حداکثرسازی مطلوبیت فرد با قید $y = C + b$ به صورت $U^* = \theta y$ و $b^* = (1 - U^*)^\alpha$ خواهد بود که $\theta = \alpha^\alpha 1 - \alpha^{1-\alpha}$. بنابراین، مطلوبیت یک عامل اقتصادی که مقدار x را به ارث می گذارد و سرمایه گذاری در سرمایه انسانی را $U^*(x)$ انتخاب می نماید می تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$U^*(x) = U(x)[\theta(x + w)(1 + r)w_u] \quad (9)$$

اگر یک عامل اقتصادی با میراثی بیش از میزان سرمایه مورد نیاز برای سرمایه گذاری در آموزش سرمایه گذاری در سرمایه انسانی را انتخاب نماید، مطلوبیت وی به صورت زیر خواهد بود:

$$U^*_{sl} = \theta [(x - h)(1 + r) + w_s] \quad (10)$$

بر اساس رابطه های روابط فوق می توان دریافت که افراد، سرمایه گذاری در سرمایه انسانی را انتخاب می نمایند، اگر و تنها اگر $U^*_{sl} \geq U^*_u$. همچنین، این شرط را می توان به صورت $w_s - h(1 + r) \geq w_u(2 + r)$ نیز نوشت. برای فردی با ارثیه $x \leq h$ که برای انتخاب سرمایه گذاری در سرمایه انسانی ناگزیر از قرض گرفتن است، تابع مطلوبیت وی به صورت زیر خواهد بود:

$$U^*_{sb}(x) = \theta [(x - h)(1 + i) + w_s] \quad (11)$$

کسانی که برای تحصیل مجبور به فرض گرفتن هستند، سرمایه گذاری در سرمایه انسانی را انتخاب می نمایند، اگر و تنها اگر $U^*_{sb} \geq U^*_u$. با توجه به رابطه های (5) و (7) این شرط می تواند به صورت رابطه (8) نوشته شود:

$$x \geq f \equiv \frac{w(2+r) - w + h(1+t)}{i+r} \quad (12)$$

این رابطه نشان می دهد که تنها عوامل اقتصادی با مقادیر ارثیه کافی، در سرمایه انسانی سرمایه گذاری نموده و به کارگران ماهر تبدیل خواهند شد و سایر افراد بدون مهارت باقی خواهند ماند. اگر

X_t نشان دهنده میزان ارثیه رسیده به فرد متولد شده در زمان t باشد، ارثیه باقی مانده برای فرزندان وی می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$b(x_t) = (1 - \alpha)[(x_t + w_t)(1 + r) + w_u] \quad \text{if : } x_t < f \quad (13)$$

$$b(x_t) = (1 - \alpha)[(x_t + h)(1 + r) + w_s] \quad \text{if : } f < x_t < h \quad (14)$$

$$b(x_t) = (1 - \alpha)[(x_t - h)(1 + r) + w_s] \quad \text{if : } x_t \geq h \quad (15)$$

این نتایج کاربردهای مهمی خواهند داشت. نتایج نشان می‌دهد که توزیع اولیه ثروت در بلندمدت بر سطوح درآمد مؤثر است و نابرابری توزیع درآمد از طریق ارث رد و بدل شده در میان نسل‌ها ادامه دارد و دایمی خواهد شد. در بلندمدت ثروت بین دو گروه از افراد، افراد پر درآمد که کارکنان ماهری هستند و افراد کم درآمد که کارگران ساده هستند، تقسیم می‌شود. گروهی ثروتمند که خانواده‌هایی با سطوح آموزش بالاتر هستند و گروهی فقیر با سطوح آموزش پایین‌تر. توسعه بازارهای مالی سطوح وسیع‌تر و دسترسی آسان‌تری به منابع مالی را برای خانواده‌های فقیر فراهم خواهد کرد. همگام با توسعه مالی محدودیت‌های اعتباری که خانوارهای کم درآمد با آن مواجه هستند، برداشته خواهد شد و این امر به کاهش نابرابری توزیع درآمد کمک خواهد نمود.

۵. پیشینه تحقیق

۱-۵. مطالعات تجربی داخلی

از مطالعات انجام شده داخلی در ارتباط با توسعه بخش مالی، نابرابری درآمد و فقر می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

حسن زاده و همکاران (۱۳۸۵) با استفاده از روش داده‌های تابلویی در دوره سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ به بررسی رابطه بین اعتبارات خرد اعطایی بر کاهش فقر و درآمد سرانه بین استان‌های کشور پرداخته‌اند. آن‌ها در این تحقیق از متغیر نسبت تسهیلات قرض الحسنه به کل تسهیلات به عنوان شاخص توسعه مالی و از متغیر درآمد سرانه به عنوان شاخص کاهش نابرابری و فقر استفاده کرده‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که اعتبارات خرد در صورتی می‌تواند منجر به کاهش فقر شود که: اولاً طبقات گوناگون فقر شناسایی و ثانیاً این اعتبارات برای ایجاد اشتغال باشد. به عبارت دیگر، کاهش فقر از طریق اعطای اعتبارات خرد فقط از طریق اشتغال و برابری فرصت‌های شغلی امکان‌پذیر است. (حسن زاده و همکاران، ۴۵، ۱۳۸۵).

عصاری آرانی و همکاران در تحقیق خود برای کشورهای عضو اوپک با عنوان تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک به این نتیجه می‌رسند که توسعه مالی از طریق افزایش رشد اقتصادی می‌تواند تأثیر بسزا و مهمی در رابطه با کاهش فقر و نابرابری در کشورهای مورد بررسی داشته است. آنها در این راستا از داده‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴ استفاده کردند. (عصاری آرانی و همکاران، ۱۰۵، ۱۳۸۸a).

عصاری آرانی و همکاران در مطالعه‌ی دیگری رابطه توسعه مالی و نابرابری درآمد را در ایران با استفاده از یک الگوی VAR دنبال کرده‌اند. نتایج بررسی آن‌ها نشان می‌دهد که توسعه مالی در ایران، نابرابری درآمد را گسترش داده است. (عصاری آرانی و همکاران، ۲۹، ۱۳۸۸b).

مصطفی سلیمی فر و همکاران در بررسی ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران دریافت که در بلندمدت یک رابطه علی دو طرفه میان شاخص ژرفای توسعه مالی با رشد اقتصادی و رابطه علی یک طرفه از شاخص کارایی و نیز شاخص کلی توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی برقرار بوده است. ولی در کوتاه مدت تنها وجود رابطه علی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به شاخص کارایی توسعه مالی تایید شده است. (سلیمی فر و همکاران، ۱۳۸۹، ۷۵).

قنبری و همکاران (۱۳۹۰) نیز در مطالعه‌ای اخیراً با استفاده از یک تک معادله با متغیر وابسته ضریب جینی و متغیرهای مستقل توسعه مالی در کنار چند متغیر کنترل، موضوع رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد را مورد بررسی قرار داده و رابطه منفی و مستقیم توسعه مالی و توزیع درآمد را نشان داده‌اند. آن‌ها همچنین بیان می‌کنند که شواهد کافی برای تأیید وجود رابطه غیر خطی بین توسعه مالی و توزیع درآمد را در اقتصاد ایران بررسی کرده‌اند، که این فرضیه مورد تایید قرار گرفته است. (قنبری و همکاران، ۱۳۹۰، ۱).

صامتی و سجادی (۱۳۹۱) در مطالعه خود با عنوان تأثیر توسعه مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه، با استفاده از مدل‌های رگرسیونی و تکنیک پانل به این نتیجه دست یافته‌اند که فرضیه رابطه U وارونه بین نابرابری توزیع درآمد و شاخص‌های توسعه مالی را رد، و در عین حال وجود رابطه خطی و منفی بین این دو را تایید می‌کند. (صامتی و سجادی، ۱۳۹۱، ۱۲۹).

جابری خسروشاهی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه خود با عنوان تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران، اثر توسعه مالی را روی ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد، طی دوره ۸۷-۱۳۵۲ و با استفاده از روش الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) را بررسی نموده و به این نتایج دست یافته‌اند که ارتباط توسعه مالی و ضریب جینی مثبت و کاهنده است که مطابق با فرضیه گرین وود و جوانوایس (۱۹۹۰) می‌باشد. ارتباط تولید ناخالص داخلی سرانه و ضریب جینی نیز مثبت و کاهنده

است. همچنین سرمایه انسانی اثر منفی و تورم اثر مثبت روی ضریب جینی دارد. (جابری خسروشاهی و همکاران، ۱۳۹۱، ۱۷۳).

علمی و آریانی (۱۳۹۲)، در تحقیق خود با عنوان اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران، از داده های تابلویی ۲۸ استان ایران، در سالهای ۱۳۸۵-۱۳۷۹ استفاده نموده و برای این منظور، ابتدا داده های مربوط به ضریب جینی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، هزینه دولتی، تورم و متغیر جانشین توسعه و عمق مالی یعنی شاخص کارایی مالی، جمع آوری وسازماندهی کرده و سپس، الگوی خود را با استفاده از مدل های پانل پویا و ایستا و برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته GMM، برآورد نموده اند و به این نتایج دست یافتند که: متغیر جانشین توسعه و عمق مالی، شاخص کارایی اثر معناداری بر کاهش نابرابری استان های ایران دارد. هزینه دولتی نیز بر خلاف نرخ تورم از جمله عوامل محرک برای کاهش نابرابری است. (علمی و آریانی، ۱۳۳، ۱۳۹۲).

شاه آبادی و امیری (۱۳۹۳) در مطالعه خود تحت عنوان تأثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای اسلامی گروه دی‌هشت با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نامتوازن به این نتیجه رسیدند که به دلیل ساختار اقتصادی کشورهای مورد بررسی که تکیه بر ثروت‌های حاصل از فروش منابع طبیعی دارند و اینکه توسعه مالی در این کشورها در راستای بسط بازارهای عوامل جدید تولید و نوآوری نیست، نتایج نشان‌دهنده تأثیر بی‌معنی توسعه مالی بر فقر است. نتایج همچنین تأثیر منفی و معنی‌دار متغیر رشد درآمد بر فقر را نشان می‌دهد. (شاه آبادی و امیری، ۱۳۹۳، ۲۷).

دیزجی و آهنگی گرگری (۱۳۹۴) در پژوهشی با بهره‌گیری از روش گشتاور تعمیم یافته به بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته طی سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۰ می‌پردازند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد افزایش نهادها و موسسات مالی منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود. (دیزجی و آهنگری، ۱۳۹۴، ۷۵).

۲-۵. مطالعات تجربی خارجی

بیکن^۱ و همکاران در تحقیق خود به بررسی این فرضیه که آیا توسعه مالی منجر به بهبود وضعیت فقرا شده است؟ پرداخته و برای این کار، از داده‌های ۵۲ کشور استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که توسعه مالی فقرزا می‌باشد، یعنی اینکه افراد فقیر، رشد کم‌تری از افرادی که فقیر نیستند داشته‌اند و لذا شکاف درآمدی افزایش یافته است. (بیکن و همکاران، ۲۰۰۷، ۷).

^۱.Beck

آخر و دالی^۱ در مطالعه خود سعی می کنند بین تأثیرات مستقیم توسعه مالی بر کاهش فقر و تأثیرات غیر مستقیم آن از طریق رشد اقتصادی تمایز قائل شوند و برای این کار، از داده های ۵۴ کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۹۳-۲۰۰۴ استفاده کرده اند. یافته های آن ها نشان می دهد که به طور متوسط توسعه مالی منجر به کاهش فقر شده است، اما ناپایداری همراه با توسعه مالی برای فقر زیان آور بوده است. (آخر و دالی، ۲۰۰۹، ۱۹۱)

باتو و همکاران^۲ در مطالعه ای تحت عنوان "توسعه مالی و توزیع درآمد: شواهدی از کشورهای آفریقایی" با استفاده از داده های مقطعی ۲۲ کشور آفریقایی طی سالهای ۱۹۹۰-۲۰۰۴ با استفاده از روش تخمین زن های گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) بررسی می کنند که توسعه مالی از چه طریقی با توزیع درآمد رابطه دارد. نتایج تخمین های آن ها نشان می دهد زمانی که کشورها بخش مالی شان را توسعه می دهند، نابرابری درآمد کاهش می یابد که نتیجه حاصله مطابق مبانی نظری و مطالعات قبلی است. همچنین تحصیلات نقش معناداری در توزیع عادلانه درآمد دارد. (باتو و همکاران، ۲۰۱۰، ۲).

موکارجی و پائول^۳ در مطالعه ای تحت عنوان دسترسی به خدمات مالی و نابرابری درآمد برای گروهی از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه نشان می دهند که دسترسی مناسب به بانک و خدمات بانکی مانند امکان پس انداز، هر چند کم، ولی سریع و اخذ وام های کوچک ولی سریع، کاهش قابل توجهی در نابرابر درآمد ایجاد خواهد کرد. (موکارجی و پائول، ۲۰۱۰، ۴۰۴).

کیم و لین^۴ یک رابطه غیر خطی را بین توسعه مالی و نابرابری درآمد (ضریب جینی) برای ۷۲ کشور و با استفاده از روش داده های تلفیقی مورد بررسی قرار داده و نشان می دهند که یک حد آستانه ای برای توسعه مالی وجود دارد که می تواند تا قبل از رسیدن به آن حد، اثر فزاینده بر نابرابری درآمد داشته و پس از آن حد، اثر کاهنده روی نابرابری درآمد داشته باشد. (کیم و لین، ۲۰۱۱، ۶۸۸).

جاچ و واتکا^۵ در تحقیقی تحت عنوان "توسعه ی مالی و نابرابری درآمدی" ارتباط بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی را برای ۱۳۸ کشور توسعه یافته و در حال توسعه در دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۸ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) بررسی کرده اند. نتایج تحقیق نشان می دهد که بر خلاف تئوری های موجود توسعه مالی منجر به بدتر شدن نابرابری درآمدی می گردد. (جاچ و واتکا، ۲۰۱۱، ۳).

1. Akhter and Daly
2. Batuo et al. (2010)
3. Mookerjee and Paul
4. Kim and Lin
5. Jauch & Watzka

شهباز و اسلام در مقاله‌ای تحت عنوان "توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد در پاکستان" رابطه بین توسعه مالی و توزیع درآمد را طی سال‌های ۱۹۷۱-۲۰۰۵ با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) در کشور پاکستان را بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیقات ایشان نشان می‌دهد زمانی که بی‌ثباتی مالی، توسعه مالی را تشدید می‌کند، توسعه مالی توزیع درآمد را کاهش می‌دهد. برخلاف انتظار، نتایج نشان می‌دهند که رشد اقتصادی توزیع درآمد را بدتر می‌کند. (شهباز و اسلام، ۲۰۱۱، ۳۵). دنگ و سو^۱ به بررسی اثرات توسعه‌ی مالی بر توزیع درآمد در ۲۱ استان کشور چین در طی دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۷ با به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته پرداختند و نشان دادند که توسعه مالی موجب افزایش درآمد خانوارهای فقیر و کاهش نابرابری توزیع درآمد می‌شود. همچنین مدرکی مبنی بر وجود رابطه U شکل معکوس بین توسعه‌ی مالی و نابرابری به اثبات نرسید. (دنگ و سو، ۲۰۱۲، ۱).

لاو^۲ و همکاران به بررسی رابطه بین توسعه‌ی مالی و نابرابری درآمد پرداختند. شواهد تجربی بر اساس روش رگرسیون آستانه نشان می‌دهد که در واقع یک اثر آستانه کیفیت نهادی در رابطه توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد و با توسعه‌ی مالی، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. (لاو و همکاران، ۲۰۱۴، ۲۷۶).

نور^۳ و همکاران به بررسی اثرات توسعه‌ی مالی بر نابرابری درآمد برای هفت کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۶۴-۲۰۱۱ پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که توسعه مالی باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود و هیچ رابطه U شکلی بین نابرابری درآمد و توسعه مالی وجود ندارد. (نور و همکاران، ۲۰۱۴، ۱).

سون و کوسکون^۴ (۲۰۱۶) در مطالعه خود به بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای نوظهور طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۷ می‌پردازند. نتایج این پژوهش بیانگر این است که شاخص توسعه مالی و رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی تأثیر منفی و معنی‌دار بر ضریب جینی در کشورهای مورد مطالعه دارد. (سن و کوسکون، ۲۰۱۶، ۳۴).

۶. داده‌ها و روش تحقیق

در این تحقیق، مدل مورد نظر با استفاده از تکنیک پانل دیتای پویا و برآوردگرهای GMM و نرم‌افزار Eviews برآورد شده است. لازم به توضیح است که باتوجه به محدود بودن دوره زمانی مورد

¹ . Deng and Su

² . Law

³ . Noor

⁴ . Seven and Coskun

مطالعه در مقایسه با تعداد کشورها در این مطالعه، یکی از روش های مهم برای تخمین تابع به صورت بین کشوری استفاده از رهیافت داده های تابلویی پویا می باشد^۱. شرط لازم برای استفاده از این روش در داده های تابلویی، بزرگتر بودن تعداد برش های مقطعی یا تعداد واحدهای مقطعی در مقایسه با دوره زمانی مورد بررسی می باشد.

این روش یکی از روش های تخمین مناسب در داده های تابلویی بوده به طوریکه این روش اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می گیرد. از طرف دیگر اگر مشکل درونزایی بین متغیر و یا متغیرهای توضیحی وجود داشته باشد، این روش می تواند با بکارگیری متغیرهای ابزاری این نقیصه را برطرف نماید. در این رهیافت به منظور حفظ سازگاری ضرایب برآورد شده لازم است از روش دومرحله ای استفاده شود. بدین ترتیب که ابتدا معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل مورد آزمون قرار گیرد که برای این منظور از آزمون سارگان استفاده می شود. سپس در مرحله بعد مرتبه خود همبستگی جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد. زیرا در صورتی که مرتبه خود همبستگی جملات اختلال از مرتبه دو باشد، روش تفاضل گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت و انفرادی کشورها روش مناسبی نخواهد بود.

برای بیان جبری روش گشتاور تعمیم یافته مدل پویای زیر را در نظر می گیریم:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta' X_{it} + \eta_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

در رابطه فوق، y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای توضیحی، η بیانگر اثرات انفرادی یا ثابت کشورها، ϕ اثرات ثابت زمان، ε جمله اختلال و i و t به ترتیب نشانگر کشور و دوره زمانی می باشد. در تصریح مدل (۱۶)، فرض می شود که جملات اختلال دارای همبستگی با اثرات انفرادی یا اثرات ثابت کشورها و مقادیر وقفه دار متغیر وابسته نمی باشد. در صورتی که η با برخی از متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد، در آن صورت یکی از روشهای مناسب برای حذف اثرات ثابت و انفرادی کشورها استفاده از روش تفاضل گیری مرتبه اول خواهد بود. زیرا در این حالت، استفاده از روش با اثرات ثابت منجر به تخمین زنده های تورش دار از ضرایب خواهد گردید و لازم است از رابطه (۱۶) تفاضل مرتبه اول گرفته شود. لذا در این وضعیت رابطه فوق به رابطه زیر تبدیل می شود:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{it-1} + \beta' \Delta X_{it} + \Delta \phi_t + \Delta \varepsilon_{it} \quad (17)$$

^۱. برای بررسی و مطالعه جزئیات بیشتر در زمینه رهیافت داده های تابلویی پویا به Arrelano and Bond (1991) و Baltagi (2008) مراجعه شود.

در رابطه فوق، تفاضل وقفه‌دار متغیر وابسته (Δy_{it-1}) با تفاضل مرتبه اول جملات اختلال $(\Delta \varepsilon_{it})$ دارای همبستگی بوده و همچنین مشکل درون‌زایی مربوط به برخی متغیرهای توضیحی وجود دارد که در مدل ملحوظ نشده است. از اینرو لازم است برای برطرف نمودن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود. بنابراین شرایط گشتاوری زیر در مورد رابطه (۱۷) صادق می‌باشد:

$$E(y_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 \quad s \geq 2; t = 3, 4, \dots, T \quad (18)$$

$$E(X_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 \quad (19)$$

$$s \geq 2; t = 3, 4, \dots, T$$

برای تخمین پارامترهای رابطه (۱۷)، از ماتریس متغیرهای ابزاری به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$z_i = \text{diag}(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{it-2}, X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{it-2}) \quad (20)$$

بنابراین تخمین زنده‌های روش گشتاور تعمیم یافته که با $\hat{\delta}$ نمایش داده می‌شود به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\delta} = (B' z A_N z' B)^{-1} B' z A_N z' Y \quad (21)$$

در رابطه فوق، Z و Z' بردار متغیرهای ابزاری و ترانهاده آن می‌باشند. در ادامه و پس از تخمین ضرایب لازم است از آزمون سارگان برای بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل و بیش از حد مشخص بودن معادله استفاده شود. علاوه بر این باید مرتبه خودرگرسیون جملات اختلال نیز مورد آزمون قرار گیرد. زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خود همبستگی جملات اختلال از مرتبه دو نباشد. آزمون سارگان (۱۹۵۸) به صورت مجانبی دارای توزیع χ^2 بوده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$S = \hat{\varepsilon}' z \left(\sum_{i=1}^N z_i' H_i z_i \right)^{-1} z' \hat{\varepsilon} \quad (22)$$

در این آزمون، $\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\delta}$ ، $\hat{\delta}$ ماتریس $k \times 1$ از ضرایب برآورد شده، Z ماتریس متغیرهای ابزاری و H ماتریس مربع با ابعاد $(T-q-1)$ می‌باشد که در آن T تعداد مشاهدات و q تعداد متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. در این آزمون اگر فرضیه صفر رد نشود، در آن صورت متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل معتبر بوده و مدل نیاز به تعریف متغیرهای ابزاری بیشتر ندارد. اما در صورت رد فرضیه صفر متغیرهای ابزاری تعریف شده ناکافی و نامناسب بوده و لازم است متغیرهای ابزاری مناسبتری برای مدل

تعریف شود. علاوه بر این آرلانو و باند^۱ (۱۹۹۱) آماره آزمونی را برای بررسی مرتبه خود همبستگی جملات اختلال پیشنهاد می نمایند که به صورت مجانبی دارای توزیع نرمال استاندارد می باشد و به صورت زیر تعریف می شود:

$$m2 = \frac{\hat{\varepsilon}'_{-2} \hat{\varepsilon}_*}{\varepsilon^{1/2}} \sim N(0,1) \quad (23)$$

در این آزمون $\hat{\varepsilon}_{-2}$ بردار جملات اختلال با دو وقفه زمانی بوده و ε^* بردار از جملات اختلال سازگار با $\hat{\varepsilon}_{-2}$ می باشد. در این آزمون در صورت رد فرضیه صفر مرتبه خود همبستگی جملات اختلال از مرتبه دوم بوده و در صورتی که فرضیه صفر رد نشود جملات اختلال از خود همبستگی مرتبه اول برخوردار می باشند. در این شرایط استفاده از روش تفاضل مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت نسبت به روش انحرافات متعامد^۲ روش مطلوب و مناسبی خواهد بود. استفاده از تخمین زنده GMM نسبت به روش های دیگر دارای مزایایی است که شامل موارد زیر می باشد:

۱- حل مشکل درونزا بودن متغیرها: مزیت اصلی تخمین زنده GMM آن است که تمامی متغیرهایی که با جزء اختلال دارای همبستگی نیستند می توانند به عنوان متغیرهای ابزاری در مدل مورد استفاده قرار گیرند.

۲- کاهش یا رفع همخطی در مدل: استفاده از متغیرهای وابسته با وقفه در مدل منجر به از بین رفتن همخطی در مدل می شود.

۳- حذف متغیرهای ثابت در طول زمان: کاربرد این روش باعث حذف بسیاری از متغیرهای ثابت در طول زمان می شود. این روش این امکان را فراهم می نماید تا تأثیر متغیرهای ثابت در طول زمان با تفاضل گیری مرتبه اول حذف شود.

۴- افزایش بعد زمانی متغیرها: استفاده از بعد سری زمانی منجر به در نظر گرفتن تأثیر تمامی عوامل مشاهده نشده ثابت زمانی که تفاوت بین کشوری را نشان می دهند، می شود.

1. Arellano and Bond

2. Orthogonal Deviations

مدل اول براساس تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد طراحی شده است. این مدل برگرفته از مدل انگک^۱ (۲۰۰۹) است:

$$LNGINI_{it} = f(LNGDP_{it}, LINGIN_{it-1}, LNCPI_{it}, LNOPEN_{it}, LNFD_{it}) \quad (24)$$

که در این مدل:

$LNGINI$: لگاریتم طبیعی ضریب جینی (شاخص توزیع درآمد)

$LNGDP$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت

$LINGINI_{i-1}$: لگاریتم طبیعی وقفه‌دار مرتبه اول ضریب جینی

$LNCPI$: لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مصرف کننده

$LNOPEN$: لگاریتم طبیعی شاخص باز بودن تجاری $(X+M)/GDP$

$LNFD$: لگاریتم طبیعی توسعه مالی

i : کشورها

t : دوره زمانی

در این تحقیق برای محاسبه توسعه مالی کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی، از شاخص تعمیق مالی استفاده شده است که بیانگر اندازه واسطه‌های مالی رسمی به فعالیت‌های اقتصادی در یک سیستم بانکداری غیرربوی است. معمولاً فرض می‌شود اندازه واسطه‌های مالی به طور مثبت با خدمات مالی ارائه شده مرتبط و همبسته است، یعنی هرچه اندازه واسطه‌های مالی بزرگ‌تر باشد، عرضه خدمات مالی نیز گسترده‌تر خواهد بود. یکی از روش‌های رایج برای اندازه‌گیری ژرفای مالی، نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی است. این نسبت $DEPFD$ نامیده می‌شود. بدهی‌های نقدی شامل اسکناس و مسکوک خارج از سیستم بانکی به علاوه حساب‌های جاری و سایر بدهی‌های بهره‌دار بانک-ها و واسطه‌های مالی غیربانکی در هر کشور است.

بر این اساس می‌توان آن را معادل $M3$ دانست. با توجه به اینکه عمدتاً در اقتصاد کشورهای اسلامی $M3$ محاسبه نمی‌شود، می‌توان از $M2$ (نقدینگی = شبه پول + پول) به عنوان جانشین آن استفاده نمود. بنابراین در این تحقیق شاخص تعمیق مالی که می‌تواند به عنوان یک شاخص مالی در سیستم بانکداری غیر ربوی مطرح شود، از رابطه زیر محاسبه شده است:

$$(24) \quad (GDP_{it}) \text{ تولید ناخالص داخلی} / (M2_{it}) \text{ حجم نقدینگی} = (DEPFD_{it}) \text{ شاخص تعمیق}$$

مالی

شاخص حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، شاخصی مناسب و پرکاربرد در زمینه اندازه گیری سطح توسعه مالی بوده و لذا در این مقاله از شاخص مذکور برای اندازه گیری توسعه مالی استفاده می شود. همچنین برای بررسی تأثیرات توسعه مالی بر فقر در کشورهای اسلامی همانند دلار و کرای (۲۰۰۲) شاخص توسعه مالی را بر شاخص فقر رگرس می کنیم. علاوه بر متغیرهای اصلی مدل، بر اساس مطالعه بک و لوین (۲۰۰۴) متغیرهای کنترلی نظیر نرخ تورم، شاخص باز بودن اقتصاد و مخارج مصرفی کل دولت را نیز در مدل وارد کرده و تأثیر این متغیرها بر فقر را نیز بررسی می کنیم. بنابراین بر اساس مطالعات تجربی مدل دوم، مدل بررسی تأثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی به صورت زیر می باشد:

$$\text{LNPOVER}_{it} = f(\text{LNGDP}_{it}, \text{LNCPI}_{it}, \text{LNOPEN}_{it}, \text{LNFD}_{it}) \quad (25)$$

LNPOVER: شاخص فقر می باشد که لگاریتم طبیعی هزینه مصرفی سرانه می باشد. این شاخص با تعریف فقر از نظر بانک جهانی یعنی "ناتوانی در به دست آوردن حداقل استاندارد زندگی" که برحسب نیازهای اساسی اندازه گیری می شود، سازگار است.

مدل سوم، مدل U معکوس اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی به صورت زیر می باشد:

این مدل برگرفته از، مدل باتو و همکاران (۲۰۱۰) می باشد که به شکل زیر است:

$$\text{GINI}_{it} = f(\text{FD}_{it}, \text{FD}_{it2}, \text{GDP}_{it}, \text{CPI}_{it}, \text{OPEN}_{it}) \quad (26)$$

که در این مدل:

GINI: ضریب جینی (شاخص توزیع درآمد)

FD: شاخص توسعه مالی

FD₂: مجذور شاخص توسعه مالی

GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت

CPI: شاخص قیمت مصرف کننده

OPEN: شاخص باز بودن تجاری ((X+M)/GDP)

i: کشورهای مورد بررسی

t: دوره ی زمانی

روش جمع آوری داده ها به صورت کتابخانه ای بوده و منبع اطلاعات این پژوهش، از داده های سایت بانک جهانی^۱ می باشد. شایان ذکر است که داده های مربوط به ضریب جینی ایران از سری های زمانی بانک مرکزی ایران و ضریب جینی برای سایر کشورها از داده های نابرابری جهانی^۲ استخراج شده

^۱. World Bank

^۲. World Income Inequality Database (WIID)

و برای آزمون فرضیه‌های تحقیق از نرم افزار Eviews 9 استفاده شده است. زیرا داده‌های مربوط به ضریب جینی برای ایران، در داده‌های بانک جهانی برای اغلب سالها موجود نیست.

۷. نتایج

۷-۱. آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی

اغلب مدل‌های اقتصادسنجی که در دهه‌های اولیه رشد مورد استفاده قرار می‌گرفت، بر فرض پایایی سری‌های زمانی استوار بود. پس از آن‌که ناپایایی اکثر سری‌های زمانی آشکار شد، به کارگیری متغیرها به انجام آزمون‌های پایایی منوط گردید. اما بحث پایایی متغیرها و آزمون‌های مربوط در حالت تابلویی، با حالتی که داده‌ها به صورت سری‌های زمانی است تفاوت عمده‌ای دارد. آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی به وسیله کواه پایه‌ریزی شد. این مطالعات به وسیله ایم، پسران و شین^۱ (2003) و لوین، لین و چو^۲ (۲۰۰۲) کامل شد. که ما در این مطالعه تنها به آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین اکتفا نموده‌ایم. بر این اساس نتایج تحقیق به صورت جدول زیر می‌باشند:

جدول ۱. آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین

وضعیت	متغیرها	سطح متغیرها	
		مقدار آماره آزمون	احتمال
با عرض از مبدا و روند	توزیع درآمد	-۲/۸۲	۰/۰۱
با عرض از مبدا و روند	فقر	-۲/۹۱	۰/۰۱
با عرض از مبدا و روند	توسعه مالی	-۲/۳۱	۰/۰۱
با عرض از مبدا و روند	تولید ناخالص داخلی	-۲/۵۱	۰/۰۱
با عرض از مبدا و روند	تورم	-۲/۲۳	۰/۰۱
با عرض از مبدا و روند	درجه بازبودن اقتصاد	-۱/۹۴	۰/۰۴

ماخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود همه متغیرها در سطح‌شان پایا می‌باشند.

1. Im, Pesaran and Shin

2. Levin, Lin and Chu

۷-۲. آزمون F لیمر و هاسمن

مدل های مورد مطالعه را می توان بصورت Pooled یا پانل تخمین زد. از این رو در این قسمت برای تشخیص این امر از آزمون F لیمر استفاده می شود. فرض صفر این آزمون تخمین مدل به صورت Pooled می باشد. برای انجام این آزمون، ابتدا مدل را بصورت اثرات ثابت تخمین زده و بعد از آن آزمون زاید بودن اثرات ثابت اعمال می شود. نتایج آزمون حاکی از آن است که می توان فرضیه صفر را رد کرده و مدل را بصورت پانل دیتا تخمین زد. اکنون در گام دوم بایستی تعیین شود که کدام روش (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) برای تخمین Panel مناسب می باشد. برای این کار نیز از آزمون هاسمن (۱۹۸۰) استفاده می شود. فرضیه صفر آزمون هاسمن، تخمین مدل با اثرات تصادفی را پیشنهاد می کند. نتایج این آزمون در جدول ذیل آورده شده است:

جدول ۲. آزمون F لیمر و هاسمن

نوع آزمون	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
F لیمر	۷/۲ (۰/۰۰)**	۶/۱ (۰/۰۰)**	۶/۸ (۰/۰۰)**
هاسمن	۱۰۵/۸ (۰/۰۰)**	۱۰۰/۶ (۰/۰۰)**	۱۰۸/۳ (۰/۰۰)**

** : اعداد بیرون و داخل پرانتز به ترتیب مقدار آماره آزمون و Prob مربوط به آن را نشان می دهد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

پس طبق نتایج این آزمون در جدول فوق، تمامی مدل ها با روش پانل دیتا و به صورت اثرات ثابت برآورد می شوند. در این بخش به ارائه نتایج تخمین مدل به روش داده های تابلویی پویا و در قالب تخمین زنده گشتاور تعمیم یافته پرداخته می شود. نتایج در جدول زیر گزارش شده است.

۷-۳. توسعه مالی و توزیع درآمد

همان طور که در جدول فوق، مشاهده می شود، ضریب متغیر توسعه مالی منفی و در سطح ۵ درصد معنی دار ارزیابی شده است که نشان می دهد که افزایش توسعه مالی در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی سبب کاهش ضریب جینی و کاهش نابرابری درآمدی در این کشورها شده است که بیانگر این است که وضعیت توزیع درآمد در کشورهای اسلامی بهبود یافته است. همچنین ضریب وقفه -

دار مرتبه اول ضریب جینی برابر با ۰/۵۷ بوده که کمتر از یک می‌باشد. به عبارت دیگر با افزایش ضریب جینی در دوره قبل و ثبات سایر متغیرهای توضیحی، ضریب جینی در دوره جاری به میزان ۰/۵۷ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل اول با روش داده‌های تابلویی پویا (متغیر وابسته: ضریب جینی) (شاخص توزیع درآمد)

ارزش احتمال (PV)	مقدار آماره Z	ضریب	عرض از مبدا و ضرایب متغیرهای توضیحی
۰/۰۰	۷/۱۶	۳/۳	عرض از مبدا
۰/۰۰۰	۹/۳۸	۰/۵۷	مقدار وقفه دار مرتبه اول ضریب جینی
۰/۰۱	-۵/۱۳	-۰/۰۴	توسعه مالی
۰/۰۰	-۴/۵۸	-۰/۰۷	تولید ناخالص داخلی
۰/۰۱	۲/۴۹	۰/۰۰۲	تورم
۰/۰۰	-۳/۳۸	-۰/۲۱	درجه بازبودن اقتصاد
		۱۴۵/۹۸	آماره کای-دو
		تعداد کشورها: ۱۴	
		تعداد مشاهدات: ۱۴۱	

ماخذ: محاسبات تحقیق

از اینرو می‌توان گفت فرضیه اول پژوهش که عبارت است از: «توسعه مالی نابرابری درآمد را در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی کاهش می‌دهد» مورد تأیید قرار می‌گیرد.

ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی، منفی ارزیابی شده است که از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنادار می‌باشد. علامت منفی این متغیر بیانگر این است که افزایش تولید ناخالص داخلی در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی به بهبود وضعیت درآمدی جامعه کمک کرده و شاخص ضریب جینی را کاهش داده است.

همچنین ضریب متغیر توضیحی دیگر مدل یعنی تورم، مثبت ارزیابی شده است که از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنی دار می‌باشد. علامت مثبت این متغیر بیانگر این است که با افزایش تورم قدرت خرید مردم کاهش یافته و سبب بیشتر شدن ضریب جینی و افزایش نابرابری در کشورهای

اسلامی شده است که این واقعیت در سایر کشورها نیز وجود داشته و با نتایج آن‌ها نیز همخوانی داشته و سازگار است.

ضریب متغیر درجه بازبودن اقتصاد نیز منفی و معنی‌دار در سطح ۱ درصد ارزیابی شده است که نشان دهنده این است که کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی باید به سمت آزادسازی تجاری بیشتری رفته و در نتیجه نابرابری و شاخص ضریب جینی را کاهش دهند. با توجه به تخمین صورت گرفته آماره کای-دو ۱۴۵/۹۸ است که بیانگر معناداری کل رگرسیون می-باشد.

در ادامه و به منظور بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری^۱ تعریف شده و مرتبه خودهمبستگی بین جملات اختلال تفاضل‌گیری شده از آزمون سارگان و آرانو و باند استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها به ترتیب در جدول (۴) گزارش شده است:

جدول ۴. نتایج آزمون سارگان برای تعیین معتبر بودن متغیرهای ابزاری

مقدار آماره χ^2	درجه آزادی	ارزش احتمال (PV)
۱۳/۹۳	۱۸	۰/۷۳

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج نتایج آزمون سارگان می‌توان استدلال نمود که متغیر ابزاری تعریف شده در مدل متغیر مناسبی برای تخمین پارامترهای مدل بوده و فرضیه صفر مبنی بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری رد نمی‌شود. در مرحله بعد، به ارائه نتایج مربوط به آزمون آرانو و باند برای بررسی مرتبه خودهمبستگی بین جملات اختلال پرداخته شده است. نتایج به صورت جدول زیر می‌باشد:

جدول ۵. نتایج آزمون آرانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال

مرتبه خودهمبستگی	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (PV)
اول	-۲/۴۰	۰/۰۱۶
دوم	-۰/۶۶	۰/۵۱

ماخذ: محاسبات تحقیق

۱. در این مطالعه با توجه به محدودیت دوره زمانی مورد بررسی، از مقدار وقفه دار مرتبه دوم متغیر وابسته (ضریب جینی) به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است.

با توجه به نتایج جدول فوق ملاحظه می‌شود که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال تفاضل‌گیری شده از مرتبه اول بوده و لذا روش آرلانو و باند روش مناسبی برای تخمین مدل و حذف اثرات ثابت می‌باشد.

۲-۴- توسعه مالی و فقر

در این بخش به آزمون فرضیه دوم پژوهش که عبارت است از «توسعه مالی، فقر را در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی کاهش می‌دهد»، پرداخته می‌شود. نتایج به دست آمده در جدول زیر گزارش شده است.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل دوم با روش داده‌های تابلویی پویا (متغیر وابسته: هزینه مصرفی سرانه شاخص فقر)

ارزش احتمال (PV)	مقدار آماره Z	ضریب	عرض از مبدأ و ضرایب متغیرهای توضیحی
۰/۰۰	۴/۴۲	۶/۲۵	عرض از مبدأ
۰/۰۰	۲/۹۳	۰/۴۶	مقدار وقفه‌دار مرتبه اول شاخص فقر
۰/۰۸	۱/۸۶	۰/۰۷	توسعه مالی
۰/۰۰	۳/۶۲	۰/۲۹	تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰	۳/۶۲	۰/۲۹	درجه بازیودن اقتصاد
۰/۰۰	-۴/۵۴	-۰/۲۵	تورم
		۵۶/۷۸	آماره کای-دو

تعداد کشورها: ۱۴
تعداد مشاهدات: ۱۴۱

ماخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق، ضریب متغیر توسعه مالی مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار ارزیابی شده است که نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در شاخص توسعه مالی منجر به افزایش ۰/۰۷ درصدی در هزینه مصرفی سرانه و کاهش فقر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی می‌شود. بنابراین توسعه مالی سبب کاهش فقر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی شده است.

از این رو می‌توان گفت فرضیه دوم پژوهش که عبارت است از:

«توسعه مالی فقر را در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی کاهش می‌دهد» مورد تأیید

قرار می‌گیرد.

ضریب تولید ناخالص داخلی مثبت ارزیابی شده است که از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنادار می باشد. علامت مثبت این متغیر بیانگر این است که افزایش تولید ناخالص داخلی در کشورهای اسلامی سبب افزایش هزینه مصرفی سرانه شده و در نتیجه فقر کاهش می یابد.

همچنین ضریب متغیر توضیحی دیگر مدل یعنی تورم، منفی ارزیابی شده است که از لحاظ آماری معنی دار نمی باشد. علامت منفی این متغیر بیانگر این است که با افزایش تورم قدرت خرید مردم کاهش یافته و در نتیجه سبب کاهش هزینه مصرفی سرانه شده و شاخص فقر افزایش یافته است.

ضریب متغیر درجه بازبودن اقتصاد نیز مثبت و معنی دار در سطح ۱ درصد ارزیابی شده است که نشاندهنده این است که آزادسازی تجاری بیشتر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی توانسته است منجر به افزایش هزینه مصرفی سرانه در این کشورها شده و به عبارت دیگر فقر را کاهش دهد.

۲-۵- تخمین مدل U معکوس اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی

در این قسمت به انجام آزمون مدل U معکوس اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی پرداخته می شود که برای این آزمون از مدل برگرفته از، مدل باتو و همکاران (۲۰۱۰) به صورت زیر استفاده شده است:

$$GINI_{it} = f(FD_{it}, FD_{it}^2, GDP_{it}, CPI_{it}, OPEN_{it}) \quad (27)$$

که در این مدل:

GINI: ضریب جینی (شاخص توزیع درآمد)

FD: شاخص توسعه مالی

FD²: مجذور شاخص توسعه مالی

GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت

CPI: شاخص قیمت مصرف کننده

OPEN: شاخص باز بودن تجاری ((X+M)/GDP)

i: کشورها

t: دوره ی زمانی

نتایج تخمین مدل (۲۷) در جدول زیر گزارش شده است.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل U معکوس با روش داده‌های تابلویی پویا (متغیر وابسته: ضریب جینی (شاخص توزیع درآمد))

عرض از مبدأ و ضرایب متغیرهای توضیحی	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (PV)
عرض از مبدأ	۶/۲۵	۴/۴۲	۰/۰۰
مقدار وقفه‌دار مرتبه اول ضریب جینی	۰/۶۹	۵/۷۴	۰/۰۰
توسعه مالی	۰/۰۷	۱/۸۶	۰/۰۸
مجذور توسعه مالی	-۰/۰۰۵	-۲/۸۶	۰/۰۰
تولید ناخالص داخلی	۰/۲۹	۳/۶۲	۰/۰۰
درجه بازبودن اقتصاد	۰/۲۹	۳/۶۲	۰/۰۰
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۱۱	۴/۳۸	۰/۰۰
آماره کای-دو	۸/۶۵		

تعداد کشورها: ۱۴

تعداد مشاهدات: ۱۴۱

ماخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود، توسعه مالی با نرخ کاهشده‌ای منجر به افزایش ضریب جینی می‌گردد. همچنین معنی‌داری ضریب مجذور توسعه مالی نشان می‌دهد که نظریه U معکوس کوزنتس مورد تایید می‌باشد.

ضریب متغیر توضیحی دیگر مدل یعنی تولید ناخالص داخلی، که از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنادار می‌باشد و نشان می‌دهد که افزایش تولید ناخالص داخلی منجر به افزایش ضریب جینی می‌گردد، بنابراین می‌توان گفت که کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی در بخش صعودی منحنی U معکوس کوزنتس قرار دارند.

همچنین ضریب متغیر توضیحی دیگر مدل یعنی شاخص قیمت مصرف‌کننده، مثبت ارزیابی شده است که از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد.

ضریب متغیر درجه بازبودن اقتصاد نیز مثبت و معنی‌دار در سطح ۱ درصد ارزیابی شده است که نشان‌دهنده این است

که کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی باید به سمت آزادسازی تجاری بیشتری رفته و نابرابری و شاخص ضریب جینی را کاهش دهند.

با توجه به تخمین صورت گرفته مقدار آماره کای-دو نیز دلالت بر معنی دار بودن کلی ضرایب رگرسیون دارد.

در بخش بعدی و به منظور بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری^۱ تعریف شده و مرتبه خودهمبستگی بین جملات اختلال تفاضل گیری شده از آزمون سارگان و آرانو و باند استفاده شده است. نتایج این آزمونها در جداول زیر گزارش شده است:

جدول ۸. نتایج آزمون سارگان برای تعیین معتبر بودن متغیرهای ابزاری

مقدار آماره χ^2	درجه آزادی	ارزش احتمال (PV)
۱۱/۶۹	۹	۰/۲۳

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج نتایج آزمون سارگان می توان استدلال نمود که متغیر ابزاری تعریف شده در مدل متغیر مناسبی برای تخمین پارامترهای مدل بوده و فرضیه صفر مبنی بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری رد نمی شود. در مرحله بعد، به ارائه نتایج مربوط به آزمون آرانو و باند برای بررسی مرتبه خودهمبستگی بین جملات اختلال پرداخته شده است. نتایج به صورت جدول زیر می باشد:

جدول ۹. نتایج آزمون آرانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال

مرتبه خودهمبستگی	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (PV)
اول	-۱/۸۷	۰/۰۶
دوم	-۰/۳۹	۰/۶۹

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول فوق مبین این است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم بین جملات اختلال تفاضل گیری شده رد نشده و لذا مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه اول می باشد.

۱. در این مطالعه با توجه به محدودیت دوره زمانی مورد بررسی، از مقدار وقفه دار مرتبه دوم متغیر وابسته (ضریب جینی) به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است.

۸- نتیجه گیری

هدف مطالعه حاضر بررسی اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد و کاهش فقر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۱ بوده است. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها به صورت خلاصه به صورت زیر می‌باشد:

✓ افزایش توسعه مالی در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی سبب کاهش ضریب جینی و کاهش نابرابری درآمدی در این کشورها شده است که بیانگر این است که وضعیت توزیع درآمد در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی بهبود یافته است.

✓ ضریب متغیر توسعه مالی مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار ارزیابی شده است که نشان می‌دهد که افزایش در شاخص توسعه مالی منجر به افزایش هزینه مصرفی سرانه و کاهش فقر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی می‌شود. بنابراین توسعه مالی سبب کاهش فقر در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی شده است.

۹- پیشنهادات

بر مبنای نتایجی که از برآورد ضرایب متغیرهای مدل تحقیق صورت گرفته است و نیز با توجه به ارتباط تنگاتنگی که بین این متغیرها با شرایط اقتصادی کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی دارد. این تحقیق پیشنهادهایی را برای سیاست‌گذاران کلان اقتصادی در راستای نتایج این تحقیق به شرح زیر ارائه می‌دارد:

- با توجه به تاثیر مثبت توسعه مالی بر بهبود توزیع درآمد و در نتیجه کاهش فقر در کشورهای مورد مطالعه، پیشنهاد می‌گردد دولتهای مذکور در جهت بسط و گسترش بخش مالی اقدامات بیشتری را مبذول نموده و به ویژه جهت ایجاد عدالت اقتصادی بیشتر میان عموم مردم تسهیلات اعطایی به قشر کم درآمد جامعه در اولویت قرار گیرد.
- با توجه به تاثیر مثبت توسعه مالی بر تولید ناخالص ملی و نیاز مبرم کشورهای سازمان همکاری اسلامی که عمدتاً در زمره کشورهای در حال توسعه می‌باشند پیشنهاد می‌گردد که دولتهای کشورهای سازمان همکاری اسلامی در کنار اقدامات لازم جهت توسعه مالی از سیاستهای مکمل از قبیل سرمایه گذاری های زود بازده در تولید و... نیز استفاده نمایند تا تاثیرات حاصل از توسعه مالی به صورت گسترده تر و در زمان کوتاه تر بر تولید ناخالص ملی عملیاتی شود.

منابع و مأخذ

- جابری خسروشاهی، نسیم؛ محمدوندناهییدی، محمدرضا و نوروزی، داوود (۱۳۹۱). "تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران"، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۲، شماره ۶، ۲۰۸-۱۷۳.
- حسن‌زاده، علی؛ ازوجی، علاالدین و قویدل، صالح (۱۳۸۵). "بررسی آثار اعتبارات خرد در کاهش فقر و نابرابری‌های درآمدی"، مجله اقتصاد اسلامی، ۲۱ شماره، ۶۸-۴۵.
- دیزجی، منیره و آهنگی گرگری، محدثه (۱۳۹۴)، تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، فصلنامه اقتصاد مالی و توسعه، دوره ۹، شماره ۳۳: ۱۰۴-۷۵.
- دهمرد، نظر و شکری، زینب (۱۳۸۹). "اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۵۴، ۱۶۴-۱۴۷.
- قنبری، علی؛ آقایی خوندابی، مجید و مهدیه رضا قلی‌زاده (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران"، پژوهش‌نامه اقتصادی، سال ۱۱، شماره ۱، ۲۹-۱.
- صامتی، مجید و زهرا سادات سجادی (۱۳۹۱). "تأثیر توسعه مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه"، پژوهشنامه اقتصاد کلان، سال هفتم، شماره ۱۴، ۱۵۰-۱۲۹.
- شاه‌آبادی، ابوالفضل و بهزاد امیری (۱۳۹۳). "تأثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای اسلامی گروه دی‌هشت"، فصلنامه برنامه و بودجه، سال ۱۸، شماره ۴، ۲۷-۴۲.
- راسخی، سعید و امید رنجبر (۱۳۸۸)، اثر درجه بازبودن تجارت بر سرعت همگرایی درآمد سرانه: شواهدی از گروه دی‌هشت، نامه مفید، دوره ۱۵، شماره ۷۲، صص ۱۰۹-۱۳۴. روزبهان، محمود (۱۳۸۷)؛ مبانی توسعه اقتصادی، تهران، تابان، چاپ دوازدهم، صص ۱۷۲-۱۷۰.
- سلیمی فر، مصطفی، سیدمحمد جواد، رزمی و محمدعلی ابوترابی (۱۳۸۹)، بررسی رابطه علی‌شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۷، شماره ۱، صص ۷۵-۱۰۳.
- سالم، علی اصغر و جواد عرب یارمحمدی، بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در ایران، فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی، سال نوزدهم، شماره ۵۸، ۱۳۹۰، صص ۱۲۷-۱۵۲.
- اری‌آرانی، عباس، ناصری، علیرضا و مجید آقایی خوندابی، تأثیر سیاست‌های پولی بر توزیع درآمد در ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۶، شماره ۳، ۱۳۸۸a، صص ۱۰۵-۱۲۸.
- صاری‌آرانی، عباس، ناصری، علیرضا و مجید آقایی خوندابی، تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره ۳، ۱۳۸۸b، صص ۲۹-۵۱.

علمی، زهرا و فاتمه آریانی (۱۳۹۲)، اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران، پژوهشنامه بازرگانی، دوره ۱۸، شماره ۶۹، صص ۱۳۳-۱۵۸.

قنبری، علی، آقایی خوندابی، مجید و مهدیه رضاقلی‌زاده (۱۳۹۰)، بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران، پژوهش‌نامه اقتصادی، سال ۱۱، شماره ۱، صص ۱-۲۹.

نظیفی، فاطمه، توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران، پژوهش‌نامه اقتصادی، دوره ۴، شماره ۳، صص ۹۷-۱۳۰.

Akhter, S. and K.Daly (2009) Finance and Poverty: Evidence from fixed effect vector decomposition; *Emerging Markets Review*, 10, pp 191-206.

Ang, J. B. (2009). "Financial Liberalization and Income Inequality". Munich Personal RePEc Archive, Paper No.14496.

Banerjee, A. V & Newman, A. F. (1993). Occupational Choice and the Process of Development. *The Journal of Political Economy*, 101(2), 247-298.

Batuo, E. M., Guidi, F. & Kupukile M. (2010). "Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries", Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 25658.

Beck, T., Kunt, A. D. & Levin, R. (2007). "Finance, inequality and poverty: cross-country Evidence, World Bank Policy Research Working paper 3338, world Bank, Washington D.C.

Dahmardeh, N., Safdari, M. and Shahikitash, M. (2010) The Effects of Macro Indicators on Income Distribution in Iran, *Iranian Journal of Trade Studies*, 54, pp 25-55.

Demirguc-Kunt, A. and Levine, R (1966). Stock Markets, Corporate Finance, and Economic Growth: An Overview. *The World Bank Economic Review*, Vol 10, No. 2: 223-239.

Dang, w. & Su, Z (2012) *Damage Control: the Chinese Communist Party in Jiang Zemin Era*, Singapore, Eastern University Press.

Fitz, A (2006). Affective and Behavioural Variables: Reforms as Experiments to produce a civil society. *Berichte der deutschen chemischen Gesellschaft*, Volume 14, Issue 1, 1084-1088.

Galor, O. & Zeira, J (1993). "Income Distribution and Macroeconomics". *The Review of Economic Studies* (Oxford: Oxford University Press) 60, 35-52.

Greenwood, J & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.

- Hassan, M. Kabir & Ngene, Geoffrey M. & Yu, Jung-Suk, (2011). "Credit default swaps and sovereign debt markets," *Economic Systems*, Elsevier, vol. 39(2), pages 240-252.
- Im, K. S.; Pesaran, M. H. and Y. Shin (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics*. No. 115, pp. 53-74.
- Kim, D. H. & Lin, S.C. (2011). "Nonlinearity in the financial development–income inequality nexus". *Journal of Comparative Economics*, 39, 310-325.
- King, R., and Levine, R. (1993) Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right; *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp 717-737.
- Lau, L. S., Choong, C. K., & Eng, Y. K. (2014). "Carbon Dioxide Emission, Institutional Quality, and Economic Growth: Empirical Evidence in Malaysia". *Renewable Energy*, 68, 276-281.
- Levin, A.; Lin, C. F. and J. Chu (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties." *Journal of Econometrics*. No. 108, pp. 1-24.
- Mookerjee, R. & Paul, K. (2010). "Availability of financial services and income inequality: The evidence from many countries". *Emerging Markets Review*, 11, 404–408.
- Noor, J., Ambrus, A & Sandor, L. (2014). Compensated Discount Functions – An Experiment on Integrating Rewards with Expected Income. unpublished manuscript, 15, 1-37.
- Rajan, R. G. & Zingales, L. (2003). Financial Dependence and Growth. *The American Economic Review*, 88(3), 559-586.
- Seven, U. & Coskun, Y. (2016). Does Financial Development Reduce Income Inequality and Poverty? Evidence from Emerging Countries. *Emerging Markets Review* 26 (2016) 34–63.
- Shahbaz, M. & Islam, F. (2011). "Financial Development and Income Distribution in Pakistan: an application of ARDL approach". *Journal of Economic Development*, 36(1), 35-58.
- Townsend, P., (1987). Economic Organization with Limited Communication, *Journal of Social Policy*, Volume 16, Issue 02, pp 125 – 146
- World Bank (2007), World Development Indicators Database.