

بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران

دکترعلی قنبری

عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس*

مجید آقایی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس**

مهديه رضاقلی زاده

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس***

صفحات:

تاریخ پذیرش: ۸۷/۹/۳۰

تاریخ دریافت: ۸۷/۹/۳۰

از آن جایی که توسعه نهادها، موسسات و بازارهای مالی هر کشور می‌تواند تأثیرات معنا داری بر توزیع درآمد در آن کشور داشته باشد، در این مطالعه بر آن شدیم تا به بررسی رابطه میان توسعه مالی و نابرابری در ایران بپردازیم. بدین منظور با به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و با استفاده از آزمون تئوری‌های موجود در این زمینه، رابطه میان توسعه مالی و نابرابری در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۵ مورد آزمون و بررسی قرار داده‌ایم. نتایج تجربی حاصل از این تحقیق رابطه منفی و مستقیم توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران را تأیید می‌کند و شواهد کافی جهت تأیید وجود رابطه غیر خطی U معکوس بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران وجود ندارد.

طبقه بندی G20، D63;JEL

کلید واژه‌ها:

توسعه مالی، توزیع درآمد، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

* Email: dr_alighanbari@yahoo.com

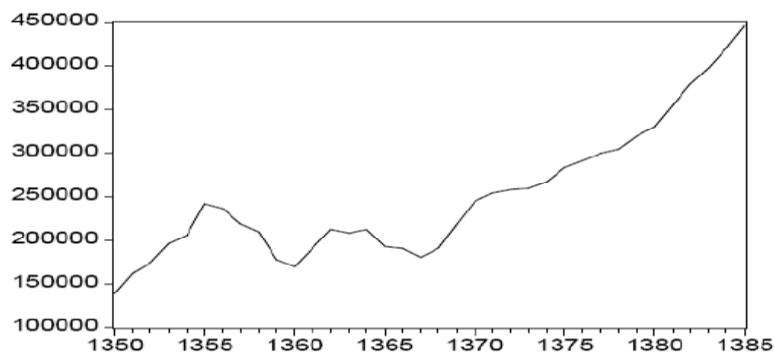
** Email: majid_ghaei3@yahoo.com

*** Email: mahdieh_rezagholizadeh@yahoo.com

مقدمه

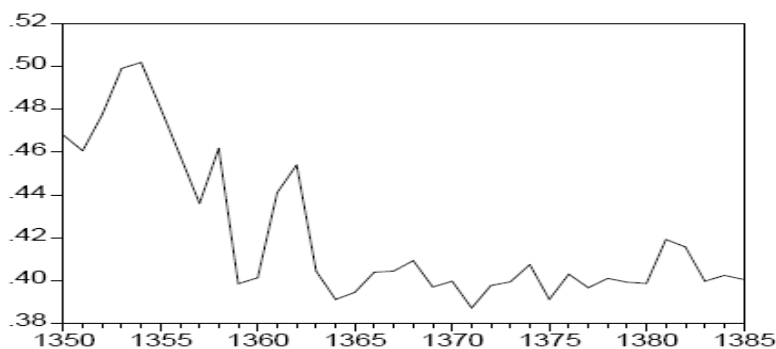
بررسی روند تولید ناخالص داخلی طی دوره ۸۵-۱۳۵۰ در ایران نشان می‌دهد که طی دو دهه اخیر اقتصاد ایران از افزایش چشمگیری در تولید ناخالص داخلی برخوردار بوده است (نمودار ۱). اما به‌رغم این افزایش در تولید ناخالص داخلی، توزیع نابرابر درآمد در کشور نه تنها بهبود نیافته، بلکه روندی تقریباً افزایشی نیز داشته است (نمودار ۲).

نمودار ۱. بررسی روند تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)



منبع: محاسبات تحقیق و منابع آماری بانک مرکزی

نمودار ۲. بررسی روند نابرابری درآمدی بر اساس ضریب جینی (درصد) در ایران



منبع: محاسبات تحقیق و منابع آماری بانک مرکزی

ضریب جینی (شاخص توزیع درآمد) در ایران از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵ روندی افزایشی را نشان داده و هم در جامعه شهری و هم در جامعه روستایی رو به افزایش نهاده است که این امر نشان دهنده افزایش شکاف بین فقیر و غنی می‌باشد. آمارهای سازمان ملل نیز این روند را تایید کرده و نشان می‌دهند ضریب جینی در ایران در حال افزایش است. طبق آمارهای سازمان ملل متحد، شاخص ضریب جینی ایران طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۶ حدود ۰/۴۳ افزایش یافته است. همچنین، این سازمان در گزارش‌های اخیر خود ضریب جینی ایران در سال ۲۰۰۸ را ۰/۵۸ اعلام کرده که نشان می‌دهد توزیع درآمد در ایران بدتر شده است. (UN, 2008)

افزایش نابرابری درآمد (عدم توزیع برابر درآمد) در ایران یکی از معضلات عمده اقتصادی است که اخیراً مورد توجه و اهتمام زیادی قرار گرفته و در مطالعات گوناگون به بررسی این پدیده و عوامل موثر بر آن پرداخته شده است.^۱ اما با توجه به توسعه و گسترش بازارها و نهادهای مالی، هیچ کدام از این تحقیقات انجام شده تأثیرات پویای توسعه مالی را بر نابرابری درآمدی مورد بررسی قرار نداده‌اند. بر این اساس، این مقاله تلاش می‌کند با استفاده از داده‌های سالانه، رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی را به صورت تجربی در ایران مورد بررسی قرار دهد.

تئوری‌های موجود در مورد نابرابری درآمدی و توسعه مالی، پیش‌بینی‌های متفاوتی از رابطه بین این دو متغیر بیان کرده‌اند. برای مثال در مدل گرینوود و جوانویچ^۲، رابطه U شکل معکوس^۳ میان توسعه مالی و نابرابری پیش‌بینی شده است؛ به این صورت که توسعه مالی در ابتدا باعث افزایش نابرابری شده و سپس زمانی که متوسط درآمد افزایش یافته و اکثر خانوارها به واسطه‌ها و خدمات مالی دسترسی پیدا می‌کنند، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. بر عکس، برخی مدل‌های دیگر یک رابطه منفی خطی را بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی پیشنهاد می‌کنند

۱. اسماعیل ابونوری، ۱۳۸۲، ۱۳۸۶، پرویز داوودی، ابریشمی و همکاران

۲. Greenwood and Jovanovich, 1990

۳. Inverted U-shaped relationship

و نشان می‌دهند که توسعه بازارها و واسطه‌های مالی به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند. (بانرجی و نیومن^۱، ۱۹۹۳، گالور و زیرا^۲، ۱۹۹۳).

در این مطالعه کوشش می‌شود تا تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در ایران، با استفاده از نظریات اقتصادی و طراحی یک مدل اقتصادسنجی و تخمین این مدل با به کارگیری داده‌های سری زمانی، طی دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۵ به بوتله آزمون گذاشته شود. به همین منظور، این مطالعه به صورت زیر سازماندهی می‌شود: در ادامه، ابتدا مروری بر رابطه بین توسعه مالی و نابرابری داشته و در ادامه به مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره خواهیم نمود. سپس، به آرایه مدل و داده‌های تحقیق پرداخته و در پایان، نیز نتایج تجربی مدل را مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهیم داد.

اهمیت توزیع درآمد مناسب

براساس اصول علم اقتصاد، وجود نابرابری گسترده در توزیع درآمد به بروز فقر و افزایش دامنه آن منجر می‌شود. البته با توجه به عدم یکسان بودن فرصت‌ها 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 می‌برند.

کم بودن فاصله طبقاتی و توزیع درآمد مناسب از لحاظ اجتماعی نیز دارای اهمیت خاص است. بالا بودن رفاه بخشی از جامعه باعث می‌شود که دیگر اقشار نیز رسیدن به درآمد بالا را هدف خود قرار دهند. اما از آنجایی که اقتصاد ابزارهای لازم را برای رسیدن به رفاه بالا در اختیار آنها قرار نمی‌دهد، باعث ظهور ناهنجاری در

1. Banerjee & Newman
2. Galor & Zeira

جامعه می‌شود. جرایمی مانند سرقت، اعتیاد و ... ارتباط نزدیکی با نابرابری دارند.

مفهوم ضریب جینی

یکی از مهم‌ترین معیارهای نمایشگر وضعیت توزیع درآمد میان مردم در کشورهای مختلف، ضریب جینی (GINI) می‌باشد. ضریب جینی همان شاخص توزیع درآمد است که برای جوامع روستایی و شهری هر کشور محاسبه و مورد بررسی قرار می‌گیرد. این ضریب بین صفر و یک متغیر است و هرچه اعداد به دست آمده به صفر نزدیک‌تر باشند؛ یعنی توزیع ثروت عادلانه‌تر و هرچه به یک نزدیک‌تر باشد؛ یعنی ثروت در دست اقشار ثروتمند محدود شده است و توزیع درآمد به سمت نابرابری بیشتر سوق پیدا می‌کند. به عبارت دیگر، ضریب جینی کوچک نشان می‌دهد که تمام افراد جامعه تقریباً از سطح درآمد یا ثروت یکسانی برخوردار هستند، در حالی که ضریب یک نشان می‌دهد یک نفر تمام ثروت را در اختیار دارد و سهم مابقی از ثروت تقریباً صفر است.

بر اساس این معیار، در طبقه بندی کشورها براساس واقعیت‌های موجود، کشورهایی که دارای ضریب جینی بیش از پنج دهم باشند، کشورهای با توزیع درآمد نابرابر و کشورهایی با ضریب چهار دهم تا پنج دهم با توزیع درآمد کمتر نابرابر و بالاخره کشورهایی با ضریب جینی کمتر از چهار دهم را کشورهایی با توزیع درآمد خوب می‌دانند. براین اساس، اکثر کشورهای سوسیالیستی به دلیل ماهیت نظام‌های آنان و فقدان حق مالکیت خصوصی و همچنین، برخی کشورهای با ماهیت سرمایه‌داری و پیشرفته و یا به عبارتی توسعه یافته، در زمره کشورهایی با توزیع درآمد خوب قرار دارند.

وضعیت ضریب جینی و توزیع درآمد در ایران و جهان

طبق آمار ارائه شده توسط مرکز آمار ایران (استخراج شده از طرح هزینه و درآمد خانوار)، ضریب جینی کشور ایران در سال ۸۵ در مناطق روستایی ۰/۴۱ و در

مناطق شهری ۰/۴۲ می‌باشد و از این رو، توزیع درآمد در ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه در ردیف کشورهای با توزیع کمتر نابرابر قلمداد می‌شود.

در سال ۱۳۸۴، در مناطق شهری کشور سهم ۱۰ درصد فقیرترین افراد جامعه کمی بیش از ۲ درصد درآمد کل جامعه بوده است، در حالی که ۱۰ درصد ثروتمندترین اقشار جامعه در حدود یک سوم درآمد (۳۰/۸ درصد) را به خود اختصاص داده‌اند. البته، این شاخص نسبت به سال ۱۳۸۳ قدری بدتر شده است. نسبت درآمد ۱۰ درصد ثروتمندترین خانوارها به ۱۰ درصد فقیرترین خانوارها در سال ۱۳۸۴ بر اساس آمار فوق در حدود ۱۵ برابر است. گرچه این نسبت در بعد از انقلاب کاهش یافته است، اما هنوز هم فاصله طبقاتی زیادی وجود دارد که در سال‌های میانی دهه هفتاد و اوایل دهه هشتاد با افزایش فاصله طبقاتی مواجه بوده‌ایم.

طبق آمار سازمان ملل متحد و بانک جهانی، شاخص جینی برای اغلب کشورهای توسعه یافته و صنعتی اتحادیه اروپا بین ۲۴ تا ۳۶ است. این در حالی است که شاخص مذکور در ایالات متحده آمریکا و مکزیک بین ۳۹ تا ۴۰ است و نشان می‌دهد که توزیع درآمد و ثروت در کشورهای اروپایی عادلانه‌تر از آمریکا است. شایان ذکر است در سال ۲۰۰۷ متوسط شاخص ضریب جینی برای جهان بین ۵۵ تا ۶۵ درصد بوده است. طبق این آمارها عادلانه‌ترین توزیع درآمد در کشور ژاپن است. ضریب جینی در این کشور در سال ۲۰۰۷ میلادی برابر با ۰/۲۴۹ بوده است. در حالی که سازمان ملل متحد بالاترین ضریب جینی را مربوط به کشور نامیبیا با عدد ۰/۷۰۷ اعلام کرده است؛ یعنی این کشور ناعادلانه‌ترین توزیع درآمد را دارد. در نامیبیا نسبت ده درصد از ثروتمندترین افراد جامعه به ده درصد از فقیرترین‌ها برابر با ۱۲۸ است که شمار زیاد ثروتمندان به فقرا را نشان می‌دهد. همین نسبت در ژاپن ۴/۵ است. براساس آخرین آمار سازمان ملل متحد و بانک جهانی در سال ۲۰۰۸، بهترین کشورها از لحاظ توزیع درآمد دانمارک، سوئد، ژاپن، نروژ و جمهوری چک بوده و بدترین کشورها بوتسوانا، جمهوری آفریقای مرکزی، سیرالئون، لسوتو و

در نهایت نامیبیا هستند. بانک جهانی رتبه ایران از لحاظ رتبه‌بندی ضریب جینی بین ۱۲۷ کشور جهان را ۸۸ اعلام کرده است و کشورهای کنیا و سنگاپور پیش و نیکاراگوئه و هنگ کنگ پس از ایران قرار دارند.

روند نابرابری درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰

در این بخش نابرابری درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ مورد تحلیل قرار خواهد گرفت. در زیر به طور مجزا هر یک از دوره‌های مرتبط با روند نابرابری درآمد بحث می‌شوند.

سال‌های ۱۳۵۴-۱۳۵۰

ضریب جینی طی این دوره از روندی افزایشی برخوردار بوده و مقدار آن از ۰/۴۶۷ در سال ۱۳۵۰ به ۰/۵۰۲ در سال ۱۳۵۴ افزایش یافته است که یکی از مهم‌ترین دلایل این افزایش را می‌توان افزایش ناگهانی قیمت نفت (شوگ نفتی) در سال‌های ۱۳۵۳ و ۱۳۵۲ دانست. زیرا به دنبال افزایش درآمدهای ارزی، از یک‌سو درآمدهای رانتی افزایش پیدا کرده و از سوی دیگر، درآمدهای ارزی حاصله در این سال‌ها بیشتر معطوف به سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و خدمات بوده و به بخش کشاورزی توجه چندانی نشده است. بنابراین، روستاییان که منبع درآمد آنها کشاورزی است، در مقایسه با سایر افراد شاغل در بخش صنعت و خدمات از رشد درآمد کمتری برخوردار بودند. این دو عامل باعث افزایش شکاف درآمدی در جامعه شد و یکی از دلایل مهاجرت روستاییان به شهرها نیز همین افزایش شکاف درآمدی بین شهر و روستا بوده است.

سال‌های ۱۳۵۷ - ۱۳۵۵

در سال ۱۳۵۵، نابرابری توزیع درآمد کمی کاهش یافت و در سال ۱۳۵۷، مقدار شاخص به ۰/۴۳۶ رسید که دلیل آن افزایش میزان واردات به کشور و پرداخت یارانه توسط دولت از محل افزایش درآمدهای ارزی بوده است.

سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۸

این دوره با وقایع مختلفی از جمله وقوع انقلاب و تغییر نوع حکومت، جنگ و به دنبال آن تحریم اقتصادی ایران از سوی دول غربی، نوسانات قیمت نفت و کاهش قیمت آن روبرو بوده است. در ابتدای دوره بعد از انقلاب، توزیع درآمد کمی بهتر شد، به طوری که ضریب جینی در سال ۱۳۵۹ به ۰/۳۹۸ رسید، اما همزمان با شروع جنگ و افزایش هزینه نظامی دولت، این شاخص روندی روبه افزایش داشت و تا سال ۱۳۶۲ سیر صعودی آن تا رقم ۰/۴۵۴ ادامه یافت. اجرای سیاست سیستم کالابری و تثبیت قیمت‌ها که از طرف دولت اعمال شده بود، توانست نابرابری درآمدی را کاهش داده و در یک حالت تقریباً ثابتی نگه دارد. در انتهای دوره مجدداً افزایش در این شاخص دیده می‌شود.

سال‌های ۱۳۶۸-۷۶

در این دوره، جنگ به اتمام رسید و دولت برنامه اول و دوم توسعه را اجرا کرده است و کشور در دوران بازسازی قرار دارد. در ابتدا، چون هدف دولت اجرای عدالت اجتماعی بود، توانست تا سال ۱۳۷۱ در این جهت حرکت کند و نابرابری را کاهش دهد، به طوری که شاخص ضریب جینی در این سال تا رقم ۰/۳۷۸ کاهش یافت. اما بعد از آن در دوران سازندگی و تأثیرات منفی برنامه تعدیل، کشور با فقر و تورم شدید مواجه بود و این شاخص سیر صعودی داشت که به دلیل سیاست‌های یارانه‌ای دولت از شدت افزایش این شاخص جلوگیری شد.

سال‌های ۱۳۷۶-۷۹

در سال‌های ۱۳۷۶ و ۱۳۷۷ ضریب جینی از ۰/۴۰۲ به ۰/۳۹۶ کاهش یافت که این امر نشان دهنده بهبود توزیع درآمدها است. این ضریب در سال‌های ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹ بهبود یافته و از عدد ۰/۴۰ به ۰/۳۹۹ رسیده است.

سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۰

ضریب جینی در سال ۱۳۸۰ به عدد ۰/۳۹۸، در سال ۱۳۸۱ به ۰/۴۱۹، در سال ۱۳۸۲ به ۰/۴۱۵ و در سال ۱۳۸۳ به عدد ۰/۳۹۹ رسید. در سال ۱۳۸۴، این متغیر افزایش یافته و به عدد ۰/۴۰۲ رسید. این ضریب در سال ۸۵ نیز افزایش یافته، به طوری که در مناطق روستایی ۰/۴۱ و در مناطق شهری ۰/۴۲ می‌باشد.

مبانی نظری توسعه مالی و توزیع درآمد

بخش‌های گسترده‌ای از ادبیات موضوع بیان می‌کنند که توسعه مالی از طریق کانال‌های مختلف بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد. به هر حال، تئوری‌های مختلف تا کنون پیش بینی‌های کاملاً متفاوتی در مورد رابطه تأمین مالی و نابرابری ارائه کرده‌اند که منجر به دو طبقه گسترده از تفکرات با دو فرضیه نظری متضاد یعنی فرضیه U معکوس (گرین وود و جوانویچ، ۱۹۹۰) و فرضیه خطی (بانرجی و نیدمن، ۱۹۹۳، گالور وزیرا، ۱۹۹۳) می‌شود.

فرضیه U معکوس گرین وود و جوانویچ

اولین گروه از تئوری‌ها یک رابطه U شکل معکوس بین توسعه مالی و توزیع درآمد پیشنهاد می‌کنند. گرینوود و جوانویچ (۱۹۹۰) رابطه تأمین مالی- نابرابری را در قالب یک مدل رشد درونزا بررسی نموده‌اند. اقتصادی را در نظر بگیرید که زنجیره‌ای از افراد را در فاصله (۱ و ۰) در بر گرفته است. در دوره t فردی که دارای ثروت Kt است، در مورد تخصیص ثروت بین مصرف Ct و سرمایه گذاری it

تصمیم‌گیری می‌کند، بدین صورت که $K_t = C_t + i_t$. شرط حداکثرسازی مطلوبیت دوران زندگی مورد انتظار برای وی بدین صورت است:

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

دو نوع فن‌آوری تولید در این اقتصاد وجود دارد، اولین نوع ارایه‌گر یک بازدهی نسبتاً پایین اما مطمئن γ برای هر واحد سرمایه می‌باشد. در حالی که دیگری نرخ بازدهی بسیار ریسکی‌تر، اما با ارزش انتظاری بالاتر را فراهم می‌آورد که می‌تواند به وسیله یک شوک فن‌آوری ترکیبی از $(\theta_t + \varepsilon_t)$ بیان شود که در آن $\theta_t \in (\underline{\theta}, \bar{\theta})$ بیانگر شوک‌های کلی و $\varepsilon_t \in (-\bar{\varepsilon}, \bar{\varepsilon})$ شوک‌های غیر متعارف یا $E(\varepsilon_t) = 0$ است و حد پایین شوک‌های ترکیبی مثبت فرض می‌شود.

توسعه واسطه‌های مالی از طریق جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات تعداد زیادی از پروژه‌ها به نحوی که منجر به کشف شوک‌های کلی θ_t شود، می‌تواند اصطکاک اطلاعاتی مربوط به سرمایه‌گذاری ریسکی را همپوشانی کنند. علاوه بر این، توسعه واسطه‌های مالی از طریق تجمیع و مبادله و تقسیم ریسک به روند آرام و یکنواخت شوک‌های غیر متعارف کمک می‌کنند.

علاوه بر این، همانند تاونسندها (۱۹۷۸) 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 می‌شود که میزان ثروت آنها به یک حد آستانه مشخص برسد. بنابراین، در یک دوره زمانی مشخص همه عامل‌ها می‌توانند به دو گروه طبقه‌بندی شوند؛ یعنی عامل‌هایی که در حال حاضر در بازارهای مالی هستند (یعنی مشارکت‌کنندگان) و عامل‌هایی که فعلاً در بازار مالی قرار ندارند (یعنی غیر مشارکت‌کنندگان).

¹. Townsend

عامل هایی که در بازار مالی مشارکت ندارند، اگر تصمیم بگیرند که بخش ϕ از سبد دارایی های خود را در فن آوری های پر ریسک در دوره t سرمایه گذاری کنند، آن گاه ستاده سرمایه گذاری در شروع دوره $t+1$ بدین صورت خواهد بود :

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

این معادله نشان می دهد که ثروت غیر مشارکت کنندگان تا اندازه زیادی تحت تأثیر نا اطمینانی شوک غیرمتعارف قرار دارد. همچنین برای عواملی که هم اکنون در بازار مالی مشارکت دارند، بازدهی $\gamma(\theta_t)$ هر واحد از سرمایه که در سیستم مالی سرمایه گذاری شود، می تواند به دست آید $nv, hruT$ 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 it خود را در بازار مالی در دوره t سرمایه گذاری می کند، در شروع دوره $t+1$ می تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$K_{t+1} = i_t \gamma(\theta_t) \quad (2)$$

باید توجه داشت که در معادله (۱)، 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.

همانند گرین وود و جو وانویچ (۱۹۹۰)، $W(K)$ را به عنوان تابع ارزش یک عامل که بیرون از بازار مالی قرار دارد و $V(K)$ را به عنوان تابع ارزش یک مشارکت کننده مالی تعریف می کنیم. علاوه بر این فرض می کنیم $F(\theta)$ و $G(\varepsilon)$ بیانگر تابع توزیعی تجمعی θ و ε به ترتیب می باشند.

در دوره t ، تصمیم سرمایه گذاری برای یک عامل که فعلاً خارج از بازار مالی قرار دارد (یعنی غیر مشارکت کنندگان) به ماکزیمم تابع زیر وابسته خواهد بود :

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

$$\text{subject to: } K_{t+1} = i_t [\phi(\theta_t + \varepsilon_t) + (1 - \phi)\gamma] \quad (3)$$

همچنین، برای مشارکت کنندگان در بازار مالی، معادله مشابهی می تواند نوشته شود :

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

$$\text{subject to: } K_{t+1} = i_t \gamma(\theta) \quad (4)$$

باید توجه شود که در معادله (۴)، V بدون ارجاع به W تعریف شده است و برای هر نوع تجهیز سرمایه ای $v(k) > w(k)$ را داریم. این نشان می دهد که برای افرادی که در سیستم مالی قرار دارند، k از ارزش بیشتری برخوردار است تا برای کسانی که در خارج از سیستم قرار دارند. بنابراین هنگامی که یک فرد وارد بازار مالی شد، هرگز خارج نخواهد شد.

مدل تئوریک گرین وود و جو وانویچ (۱۹۹۰)، راه حل پویایی برای رابطه بین تأمین مالی و نابرابری ارائه نموده است؛ به این ترتیب که در مراحل اولیه توسعه، زمانی که واسطه های مالی کمتر توسعه یافته هستند، اقتصاد به آرامی رشد می کند. در مرحله میانی توسعه، همراه با رشد اقتصادی سریع تر و توسعه مالی عمیق تر، نابرابری درآمدی بیشتر می شود و در مرحله بلوغ هنگامی که یک ساختار مالی بسیار توسعه یافت و عوامل بیشتری به بخش واسطه مالی دسترسی پیدا کردند، درجه نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت و در نهایت ثابت و پایدار می شود.

بنابراین، گرین وود و جوانویچ، یک رابطه U شکل معکوس بین توسعه مالی و توزیع درآمد پیش بینی کردند. این بدان معناست توسعه مالی ممکن است نابرابری درآمدی در مراحل اولیه را بیشتر کند، اما هنگامی که درآمد متوسط

افزایش یافت و خانوارهای بیشتری به بازارهای مالی دسترسی پیدا کردند، نابرابری کاهش می‌یابد (زی چنگ لیانگ، ۲۰۰۶).^۱

فرضیه خطی در مورد نابرابری - تأمین مالی

برخلاف فرضیه U معکوس گرین وود - جو وانویچ، در برخی دیگر از مطالعات نظری، یک رابطه خطی و منفی بین توسعه مالی و نابرابری درآمد پیشنهاد می‌شود (گالور، زیرا (۱۹۹۳)، بانرجی و نیومن (۱۹۹۳)).

مدل گالور و زیرا (۱۹۹۳) الگوی پویای توزیع درآمد در اقتصادی می‌باشد که در آن سرمایه‌گذاری غیر قابل تقسیم بوده، عاملین اقتصادی برای دو دوره در نظر گرفته شده‌اند و نسل‌های مختلف توسط ارث و میراث به هم مربوط می‌شوند. عاملین اقتصادی می‌توانند یا به عنوان نیروی کار غیر ماهر در هر دوره کار کنند یا اینکه در اولین دوره در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری کرده و در دومین دوره به عنوان نیروی کار ماهر مشغول به کار شوند.

اکنون، اقتصادی را با یک کالای مصرفی در نظر بگیرید که می‌تواند یا از طریق فن‌آوری‌هایی که به افراد ماهر نیاز دارد و یا از طریق فن‌آوری‌هایی که به افراد غیر ماهر نیاز دارد، تولید شود. دستمزد کارگران ماهر و غیر ماهر، به ترتیب، w_s و w_u می‌باشد که $w_s > w_u$ است. یک عامل با ثروت y است که طی دو دوره زندگی می‌کند و تنها در دوره دوم مصرف (c) می‌کند و سرمایه‌ای به میزان b که مقدار آن $b=y-c$ است، برای فرزندان خواهد گذاشت. وجوه مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی h است. افرادی که وام گرفته‌اند، نرخ بهره i را پرداخت خواهند کرد که از نرخ بهره r که مربوط به زمانی است که آنها وام می‌دهند، بزرگتر است.

فرض کنید که تابع مطلوبیت این عامل $U = c^\alpha b^{1-\alpha}$ است. بنابراین با حل ماکزیمم تابع مطلوبیت و با توجه به قید $y=c+b$ ، $b^* = (1-\alpha)y$ و $U^* = \theta y$ که

^۱. Zhicheng Liang

در آن $G = \alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1 - \alpha}$ می‌باشد، به دست می‌آید. از این‌رو، یک عامل که مقدار X را به ارث می‌برد، اما آن را صرف سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی نمی‌کند مطلوبیتش $(U_U^*(x))$ می‌تواند به شکل زیر نوشته شود:

$$U_U^*(x) = \theta [(X + w_u)(1 + r) + w_u] \quad (5)$$

اگر یک عامل با میراثی بزرگتر از سرمایه مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری در آموزش (یعنی $X > h$)، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را انتخاب کند، مطلوبیت او (u_{sl}^*) بدین صورت است:

$$u_{sl}^*(X) = \theta [(X - h)(1 + r) + w_s] \quad (6)$$

بر اساس معادلات (5) و (6) ما می‌دانیم که افراد اگر و تنها اگر $u_{sl}^* \geq u_u^*$ داشته باشند سرمایه‌گذاری در آموزش را انتخاب می‌کنند. این شرط می‌تواند همچنین به صورت $w_s - h(1 + r) \geq w_u(2 + r)$ نیز نوشته شود.

علاوه بر این، عاملی که میراث او $X < h$ است و برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی قرض گرفتن را انتخاب می‌کند، مطلوبیت او (u_{sb}^*) بدین صورت است:

$$u_{sb}^*(X) = \theta [(X - h)(1 + i) + w_s] \quad (6)$$

توجه داشته باشید که آن کسانی که مجبورند برای آموزش قرض بگیرند، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را اگر و تنها اگر $u_{sb}^* \geq u_u^*$ باشد انتخاب خواهند کرد. بر اساس معادلات (5) و (6) این شرط مهم و اساسی می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$X \geq f = \frac{w_u(2 + r) - w_s + h(1 + i)}{i - r} \quad (7)$$

این نشان می‌دهد که تنها آن عواملی که از میراث نسبتاً کافی برخوردار هستند، در سرمایه‌انسانی سرمایه‌گذاری خواهند کرد و نیروی کار ماهر می‌شوند، در حالی که عوامل دیگر غیر ماهر باقی می‌مانند.
فرض کنید:

$$b(X_t) = \begin{cases} (1-\alpha)[(X_t + W_u)(1+r) + w] & \text{if } X_t < f \\ (1-\alpha)[(X_t - h)(1+i) + w_s] & \text{if } f \leq X_t \leq h \\ (1-\alpha)[(X_t - h)(1+r) + w_s] & \text{if } X_t \geq h \end{cases} \quad (8)$$

X_t ، بیانگر میراث دریافت شده بوسیله عامل زاده شده در زمان t می‌باشد. میراثی که او برای بچه‌هایش باقی می‌گذارد (یعنی $b(X_t)$) می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

این نتایج مفاهیم بسیار مهمی را در خود دارند. این نشان می‌دهد که توزیع ثروت برای سطح بلندمدت درآمد، موضوع بسیار مهمی است و نابرابری درآمدی توسط میراث بین نسلی دائمی و همیشگی خواهد بود. در بلند مدت یک دو قطبی ثروت، بین نیروی کار ماهر با درآمد بالا و نیروی کار فاقد مهارت با درآمد پایین ایجاد خواهد شد. خانواده‌های فقیری که از آموزش کمتری برخوردار هستند وضعیت پایدار درآمد پایین را خواهند داشت. به هر حال، توسعه بازارهای مالی موجب دسترسی گسترده‌تر و راحت‌تر خانواده‌های فقیر به اعتبارات می‌شود. همانطور که بازارهای مالی توسعه می‌یابند، محدودیت‌های اعتباری پیش روی عوامل کم درآمد کمتر می‌شوند که این امر به نوبه خود به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند. پیش بینی‌های مشابهی نیز در مدل بانرجی و نیومن (۱۹۹۳) یافت می‌شود.

در مجموع، هر دوی این مدل‌های نظری یک رابطه خطی و منفی بین تأمین مالی و نابرابری پیش بینی می‌کنند که در آن توسعه بازارهای مالی و واسطه‌های مالی، از طریق حذف نقصان‌های بازار سرمایه و فراهم آوردن فرصت‌های بیشتر برای افراد فقیر جهت گرفتن وام و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و پروژه‌های پربازده به بهبود توزیع درآمد کمک می‌کند. (زی چنگ لیانگ، ۲۰۰۶)

مطالعات انجام شده قبلی

مانوئل و بیتنکورت^۱ (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "توسعه مالی و نابرابری در برزیل" با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰ ساله به بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در برزیل طی دوره زمانی ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۴ پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی و گسترش نهادهای مالی در برزیل تأثیری قوی و معنی دار در دوره مورد بررسی بر نابرابری درآمدی داشته است. اما این به این معنی نیست که افراد فقیر توانسته‌اند از این توسعه مالی بهره‌مند شوند زیرا عواملی مانند افزایش نرخ تورم مانع ورود افراد فقیر به این بازارها شده است.

زی چنگ لیانگ (۲۰۰۶) با استفاده از روش GMM، داده‌های استانی چین را طی ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داد. وی به این نتیجه رسید که توسعه مالی قویاً بر الگوی توزیع درآمد تأثیر گذار است و نحوه اثرگذاری نیز به این صورت است که توسعه مالی در چین باعث کاهش نابرابری درآمدی در مناطق شهری شده است. بک و همکارانش^۲ (۲۰۰۴)، با استفاده از یک نمونه بین کشوری شامل ۵۲ کشور در حال توسعه و توسعه یافته طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹ رابطه بین توسعه واسطه‌های مالی و تغییرات در توزیع درآمد را بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که در کشورهایی که از سطوح بالاتر توسعه واسطه‌های مالی برخوردار

¹. Manoel & Bittencourt

². Beck et. all

هستند، نابرابری درآمدی با سرعت بیشتری کاهش می‌یابد و همچنین توسعه مالی از طریق ارتقاء نامتناسب درآمد افراد فقیر، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. کار اخیر کلارک و همکارانش^۱ (۲۰۰۳) یک استثنا می‌باشد. کلارک و همکاران با به کارگیری داده‌های پانل که هم مربوط به کشورهای در حال توسعه و هم مربوط به کشورهای توسعه یافته برای سالهای ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۵ می‌شد، تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد را بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که در کشورهایی که از بخش مالی توسعه یافته‌تری برخوردار هستند، نابرابری کمتر است و نیز نابرابری درآمدی همزمان با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. بدین ترتیب، نتایج تجربی آنها فرضیه‌های خطی مطرح شده بوسیله بانرجی و نیومن (۱۹۹۳)، و گالور و زیرا (۱۹۹۳) را قویاً مورد حمایت قرار داد. با این وجود، آنها هیچگونه شاهد و مدرکی در مورد رابطه U شکل معکوس بین تأمین مالی و نابرابری پیدا نکردند.

ارایه مدل، تعریف متغیرها و داده‌های آماری

ارایه مدل و تعریف متغیرها

در این تحقیق، تلاش می‌کنیم که به طور تجربی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در ایران را مورد بررسی قرار دهیم. به همین منظور و با توجه به مبانی نظری تحقیق و مطالعات انجام شده قبلی در این زمینه جهت بررسی فرضیه خطی توسعه مالی و نابرابری که توسط گالور و زیرا^۲ و بنرجی و نیومن^۳ پیشنهاد شده است، از مدل زیر استفاده می‌کنیم:

$$GINI_t = \alpha + \beta_0 GINI_t + \beta_1 FINANCE_t + \beta_2 X_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

¹. Clarke .et al

². Galor and Zeira(1993)

³. Banerjee and Newman(1993)

که در مدل بالا:

$GINI$ ، عبارتست از ضریب جینی که به عنوان شاخص نابرابری درآمدی در نظر گرفته شده و متغیر وابسته مدل است.

$FINANCE$ ، نشان دهنده شاخص توسعه مالی می باشد و برابر است با نسبت اعتبارات اعطایی بانکها و موسسات مالی به بخش خصوصی به GDP .

X ، نشاندهنده متغیرهای کنترلی استفاده شده در مدل است. با توجه به مطالعات انجام شده قبلی^۱ در این زمینه از متغیرهای کنترلی PP و $PCGDP$ و IVA استفاده شده است که عبارتند از:

PP : نرخ تورم

$PCGDP$: تولید ناخالص داخلی سرانه

IVA : میزان ارزش افزوده صنایع به GDP

α و ϵ_t ، به ترتیب، ضریب ثابت و جمله خطا در مدل می باشند.

تمامی متغیرهای استفاده شده در مدل فوق به صورت لگاریتمی وارد مدل شده اند.

آماره های تعریفی^۲ تمام متغیرهای مذکور در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۱. آماره های تعریفی متغیرها

نام متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	ماکزیمم	مینیمم	مشاهدات
GINI	۰/۴۲۱۰۸۹	۰/۰۳۳۵۲۵	۰/۵۰۲۰۰	۰/۳۸۷۰۰	۳۶
FINANCE	۳۰/۳۹۵۲۷	۶/۱۵۰۸	۴۳/۷۵۰۳۸	۱۸/۲۱۳۴۵	۳۶
PCGDP	۵/۰۰۸	۰/۸۹۶۱	۷/۱۸۸۷	۳/۴۸۳۴	۳۶
PP	۱۷/۹۰۷۰	۸/۸۸۴۲	۴۹/۶۵۵۹	۴/۱۹۵۲	۳۶
IVA	۴۶۱۶۵/۹۲	۲۵۴۹۰/۴۳	۱۱۲۸۶۳/۳	۱۳۳۱۶/۰۰	۳۶

^۱.Dollar & Kraay(2002) and Zhicheng Liang(2006) and Jalilian and Kirkpatrick(2005)

^۲.Descriptive Statistics

در ادامه، به منظور آزمون فرضیه گرین وود - جوانویچ^۱ مبنی بر رابطه U معکوس بین نابرابری درآمدی و توسعه مالی، مربع متغیر FINANCE را وارد مدل کرده و تخمین می‌زنیم. بدین منظور مدل بالا به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$GINI_t = \alpha + \beta_0 GINI_t + \beta_1 FINANCE_t + \beta_2 FINANCE_t^2 + \beta_3 X_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

همانطور که ملاحظه می‌شود هر دو مدلی که برای برآورد تأثیر توسعه مالی بر نابرابری در ایران انتخاب شده‌اند، مدل‌های ترکیبی پویا^۲ هستند. مشکل اساسی که در تخمین این نوع مدل‌ها وجود دارد، این است که وقفه متغیر وابسته در سمت راست با جزء خطا ارتباط دارد. این مشکل سبب می‌گردد تخمین زننده OLS تورش دار و ناسازگار شود. همچنین تأثیرات تصادفی تخمین زننده GLS در مدل داده‌های ترکیبی پویا تورش دار می‌باشد. یکی از راه‌حل‌های معمول برای حل این مشکل، یک مرتبه تفاضل‌گیری از معادله اصلی برای حذف تأثیرات مقطعی و سپس، استفاده از تخمین زننده‌های GMM می‌باشد.

در این مطالعه، از تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) که توسط آرانو و بوند^۳ پیشنهاد شده و سپس به صورت وسیع‌تر توسط بلاندل و بوند^۴ گسترش یافته است، به منظور کنترل درونزایی^۵ در تخمین مدل استفاده شده است. تخمین زن GMM در مطالعات تجربی اخیر مخصوصاً مطالعات اقتصاد کلان و

^۱. Greenwood-Jovanovic

^۲. این مدل‌ها توسط:

Holtz-Eakin, Newey and Rosen (1990), Arellano and Bond (1991), Arellano and Bover (1995) بسط و توسعه یافته‌اند.

مدل ترکیبی پویای خطی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \rho_j y_{it-j} + X'_{it} \beta + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

که در آن: y_{it} : متغیر وابسته، X_{it} : ماتریس k برداره از رگرسورها، ε_{it} : جزء خطا، β : بردار ضریب رگرسورها، δ_i : تاثیرات ویژه مقطعی (تصادفی یا ثابت)، $i = 1, 2, \dots, M$: مقاطع مختلف مدل که در زمانهای $t = 1, 2, \dots, T$ مشاهده شده‌اند را نشان می‌دهد.

^۳. Arellano and Bond (1991)

^۴. Blundell and Bond (1998)

^۵. Endogeneity

مالی به طور وسیعی مورد استفاده قرار گرفته است. استفاده از این روش جهت تخمین مدل مزیت‌های فراوانی دارد. برای مثال، بک، لوین و لویاز^۱، استفاده از این تخمین زن را جهت برطرف کردن واریانس داده‌های سری زمانی بسیار مناسب می‌دانند. تخمین زن‌های GMM با محاسبه تأثیرات ویژه فردی^۲ مشاهده نشده در مدل (که به صورت وارد کردن متغیر وابسته با وقفه به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل انجام می‌شود)، کنترل بهتری را برای درونزایی کل متغیرهای توضیحی مدل فراهم می‌کنند. در این مطالعه نیز جهت بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در ایران از تخمین زن GMM استفاده می‌شود.

داده‌ها و اطلاعات آماری

مطالعه تجربی در این تحقیق بر مبنای داده‌های سالیانه و به صورت سری زمانی از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ قرار دارد. داده‌ها و اطلاعات آماری مورد نیاز از منابع آماری بانک مرکزی، شاخص‌های توسعه بانک جهانی (WDI^۳) و بانک اطلاعات و داده‌های اقتصادی ایران (IELDB)^۴ گردآوری شده است.

نتایج تجربی مدل

با توجه به تخمین مدل به روش GMM، نتایج تجربی حاصل از تخمین در جداول (۳) و (۴) ارائه شده است. به منظور تأیید اعتبار نتایج به دست آمده و بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری^۵، آزمون سارجان^۱ برای هر مدل انجام شده و

^۱. Beck, Levine and Loayza(2000)

^۲. Individual Specific Effects

^۳. World Development Indicators(2007)

^۴ Iranian Economic Literature & Data Bank

^۵. در روش GMM، در شرایطی که تعداد متغیرهای ابزاری از تعداد ضرایب تخمینی بیشتر باشد، آماره سارجان انتخاب متغیرهای ابزاری را آزمون می‌نماید. آماره سارجان تعداد مشاهدات، دارای یک توزیع کای دو با درجه آزادی برابر اختلاف تعداد متغیرهای ابزاری و تعداد ضرایب تخمینی می‌باشد (نیووی و وست (۱۹۸۷)).

آزمون هم بستگی سریالی ۲ نیز جهت بررسی مشکل خودهمبستگی انجام شد. نتایج به دست آمده از این آزمون‌ها، اعتبار متغیرهای ابزاری را تأیید و وجود هرگونه هم بستگی سریالی مرتبه دوم را برای تخمین‌های آرایه شده رد می‌کنند. با استفاده از انجام آزمون هم انباشتگی ۳، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز تأیید شد.

آزمون ایستایی متغیرها

با توجه به این که متغیرهای کلان اقتصادی اغلب حاوی یک روند تصادفی (ریشه واحد) هستند و از آن جایی که حضور چنین روندی، تخمین و استنباط‌های آماری را غیر معتبر می‌سازد، لذا اولین گام برای تحلیل‌های اقتصادسنجی ساکن نمودن متغیرها است. روند تصادفی متغیرها (ریشه واحد) با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد مشخص می‌گردد. برای بررسی ایستایی متغیرها در مطالعه حاضر از آزمون‌های ریشه واحد تعمیم یافته دیکی فولر ۴ استفاده شده است، که نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲) آرایه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر

مقادیر بحرانی			آماره دیکی-فولر	متغیر
٪۱۰	٪۵	٪۱		
-۱/۶۱	-۱/۹۵	-۲/۶۹	-۱۱/۱۷	GINI
-۱/۵۹	-۱/۹۰	-۲/۶۵	-۱۵/۹۹	Financ
-۱/۶۵	-۱/۹۹	-۲/۶۸	-۹/۳۳	PCGDP
-۱/۶۳	-۱/۹۶	-۲/۶۲	-۵/۵۲	PP
-۱/۶۵	-۱/۹۸	-۲/۶۸	-۸/۰۴	IVA

منبع: محاسبات تحقیق

1. Sargan test
2. Serial Correlation
3. Co integration test
4. Augmented Dickey- Fuller Unit Root Test

همان طور که مشاهده می‌شود بر اساس آزمون دیککی - فولر، تمام متغیرهای استفاده شده در این تحقیق در سطح ایستا هستند. بعد از بررسی ایستایی متغیرها می‌توان بدون نگرانی از کاذب بودن رگرسیون‌ها، مدل‌های تحقیق را تخمین زد.

تخمین مدل و تفسیر ضرایب

در این قسمت، ابتدا فرضیه خطی گالور و زیرا و بنرجی و نیومن که بیانگر رابطه خطی منفی بین توسعه مالی و نابرابری است را مورد آزمون قرار می‌دهیم. اعتبار نتایج به دست آمده جهت تخمین، با استفاده از آزمون‌های مربوطه تأیید شده است. نتایج حاصل از این تخمین در جدول (۳) ارائه شده است:

جدول ۳. توسعه مالی و نابرابری در ایران (آزمون فرضیه خطی)^۱
متغیر وابسته: لگاریتم ضریب جینی

نام متغیر	رگرسیون اول		رگرسیون ۲		رگرسیون ۳		رگرسیون ۴	
	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t
GINI _{t-1}	۰/۳۰۲۱***	۴/۵۲	۰/۱۴۸۰***	۲/۵۹	۰/۲۵۴۰***	۳/۷۹	۰/۱۷۶۰***	۳/۱۴
Financ _t	-۰/۰۲۷۲***	-۴/۸۹	-۰/۰۲۴۷***	-۴/۱۲	-۰/۰۲۱۰۹***	-۳/۹۹	-۰/۰۲۰۴***	-۴/۵۴
PCGDP _t	۰/۳۸۱۴***	۳/۸۷	*۰/۱۶۰۳	۱/۹۲	۰/۳۶۶۲***	۴/۰۱	**۰/۱۸۷۹	۲/۲۵
PCGDP _t ²	-۰/۰۳۴۵***	-۴/۵۲	-۰/۰۲۱۷***	-۳/۰۱	-۰/۰۳۲۴***	-۴/۶۸	-۰/۰۲۱۷***	-۳/۴۵
PP	-	-	۰/۰۲۱۳۰***	۳/۸۹	-	-	۰/۰۱۶۷***	۳/۶۵
IVA	-	-	-	-	-	-	-۰/۰۱۷۱***	-۳/۶۴
C	۰/۰۹۶۸۱***	۲/۶۵	۰/۰۵۶۱۲***	۶/۹۲	۰/۰۱۲۳***	۶/۹۸	۰/۰۲۳۱***	۸/۶۹
Sargan test statistic	۸/۱۲		۱۲/۲۴		۲۱/۸۷		۹/۹۵	
AR(2)	۰/۳۹۵۰		۰/۷۶۷۰		۰/۴۳۱۰		۰/۷۴۶۱	
تعداد مشاهدات	۳۶		۳۶		۳۶		۳۶	

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در ایران توسط ۴ رگرسیون در حالت‌های مختلف برآورد شده است. تمامی متغیرهای برآورد شده از علامت‌های سازگار با تئوری برخوردار هستند و اغلب متغیرهای برآورد شده نیز از لحاظ آماری معنی دار هستند. همان طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، توسعه مالی تأثیر مثبت و معنی داری بر کاهش نابرابری طی

^۱ تمام متغیرها به صورت لگاریتمی بیان شده‌اند.

* بیانگر سطح معنی داری ۱۰ درصد

** بیانگر سطح معنی داری ۵ درصد

*** بانگر سطح معنی داری ۱ درصد

دوره مورد بررسی در ایران دارد. بر اساس نتایج حاصل از رگرسیون ۴، با افزایش یک درصدی توسعه نهادها و موسسات مالی در ایران، نابرابری درآمدی به اندازه ۰/۰۲ درصد کاهش می‌یابد. بر اساس نتایج تجربی به دست آمده، وجود رابطه U معکوس کوزنتس که بیانگر ارتباط بین توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌باشد نیز طی دوره مورد بررسی در ایران تأیید می‌شود (ضریب مثبت PCGDP و ضریب منفی PCGDP2 نشان دهنده وجود رابطه U معکوس بین توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی است). ضریب مثبت متغیر نرخ تورم بیانگر این است که افزایش نرخ تورم باعث افزایش نابرابری درآمدی در ایران شده و از لحاظ آماری نیز در سطح بالایی معنی‌دار است. افزایش ارزش افزوده بخش صنایع در دوره مورد بررسی نیز باعث کاهش نابرابری شده است.

در جدول (۳)، نتایج آزمون فرضیه رابطه خطی بین توسعه مالی و نابرابری در ایران ارائه شد. همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد، با وارد کردن متغیر FINANCE2 در مدل می‌توانیم فرضیه غیرخطی رابطه U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری را نیز در ایران آزمون کنیم. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول ۴. توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران (آزمون فرضیه U معکوس
گرینوود و جوانوویچ)^۱

متغیر وابسته: لگاریتم ضریب جینی

رگرسیون اول		رگرسیون ۲		رگرسیون ۳		رگرسیون ۴		نام متغیر
ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	
۰/۲۵۹۸	۴/۲۵	۰/۳۰۹۷	۳/۷۴	۰/۴۳۹۷	۴/۱۲	۰/۴۲۶۴	۴/۲۸	GINI _{t-1}
***		***		***		***		
-۰/۰۲۹۱	۱/۵۴	-۰/۰۱۰۳	۰/۸۷	-۰/۱۳۹۴	۱/۸۵	-۰/۱۹۵۲	-۱/۵۱	FINANCE _t
	-		-	*				
-۰/۰۰۴۵	۰/۹۹	-۰/۰۰۲۸	۱/۲۲	-۰/۰۲۱۸	۱/۵۷	-۰/۰۱۲۲	۱/۲۴	FINANCE _t ^۲
	-		-					
۰/۳۶۹۷	۲/۱۴	*۰/۲۴۶۸	۱/۹۷	**۰/۹۴۱۲	۲/۶۶	۰/۸۷۳۰	۲/۰۹	PCGDP _t
**		*		**		**		
-۰/۰۳۱۷	۲/۹۲	-۰/۰۲۴۴	۲/۲۲	-۰/۰۸۳۲	۲/۹۸	-۰/۰۸۰۲	۲/۲۷	PCGDP _t ^۲
***		**		***		**		
-	-	-	-	-	-	-	-	
-	-	**۰/۰۱۵۱	۲/۰۳	-	-	**۰/۰۱۹۹	۲/۲۲	PP
-	-	-	-	-	-	-	-	
-	-	-	-	-	-	-	-	IVA
-	-	-	-	-	-	-	-	
۰/۰۱۳۴	۹/۵۱	۰/۰۱۸۷	۸/۵۵	**۰/۰۲۲۰	۶/۵۷	۰/۰۲۲۶	۷/۶۵	C
***		***		***		***		
۱۰/۵۴		۲۲/۲۰		۱۸/۶۳		۱۹/۷۴		Sargan test statistic
۰/۶۸۵۲		۰/۶۲۱۳		۰/۲۵۸۹		۰/۳۱۲۷		AR(2)
۳۶		۳۶		۳۶		۳۶		تعداد مشاهدات

منبع: محاسبات تحقیق

۱ تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی بیان شده‌اند.

* بیانگر سطح معنی داری ۱۰ درصد و ** بیانگر سطح معنی داری ۵ درصد و *** بیانگر سطح معنی داری ۱ درصد

نتایج مربوط به آزمون فرضیه U معکوس گرینوود و جوانویچ در جدول بالا ارائه شده است. با توجه به انجام آزمون‌های مختلف پایداری مدل، صحت نتایج ارائه شده در جدول بالا جهت تجزیه و تحلیل تأیید می‌شوند. بر اساس این نتایج، وجود رابطه غیر خطی میان توسعه مالی و نابرابری طی دوره مورد بررسی در ایران رد می‌شود. زیرا اکثر ضرایب مربوط به توسعه مالی از لحاظ آماری معنی دار نیستند. بنابراین شواهد کمی مبنی بر وجود این رابطه طی دوره مورد بررسی در ایران وجود دارد. در این مدل، تأثیر متغیر نرخ تورم بر نابرابری مثبت بوده و نشان دهنده افزایش نابرابری درآمدی در ایران در زمان افزایش تورم است. متغیر ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر منفی بر نابرابری داشته و نشان می‌دهد که با افزایش فعالیت بخش صنعتی در کشور میزان نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد.

نتیجه گیری و پیشنهادات

با توجه به نقش و اهمیت نهادهای و موسسات مالی و ارتباط آن با فقر و نابرابری در جوامع، مطالعات فراوانی انجام شده و نظریات متفاوتی نیز در این زمینه ارائه شده است. گرینوود و جوانویچ بر وجود ارتباط U معکوس میان توسعه مالی و نابرابری تأکید دارند، در حالی که محققانی نظیر گالور و وزیرا و بنرجی و نیومن وجود ارتباط خطی منفی میان این دو متغیر را تأیید می‌کنند.

در این مطالعه، با توجه به تجزیه و تحلیل سری زمانی و با به کارگیری تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) هر دو فرضیه ارائه شده مبنی بر ارتباط توسعه مالی و نابرابری درآمدی طی دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۵ برای ایران مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت. بر اساس نتایج به دست آمده، توسعه موسسات و نهادهای مالی نقش بسزایی در کاهش نابرابری درآمدی در ایران دارد. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر پذیرش رابطه خطی و منفی توسعه مالی و نابرابری درآمدی و رد فرضیه U معکوس گرینوود - جوانویچ است و هیچ مدرک و شواهدی دال بر وجود این رابطه طی دوره مورد بررسی در ایران وجود ندارد.

با توجه به تأثیر مثبت توسعه مالی بر کاهش نابرابری در ایران، نیاز واحدهای کوچک تولیدی به تسهیلات مالی و نقش مثبت آنها در افزایش عرضه کل و کنترل تورم، توسعه مؤسسات و نهادهای مالی و افزایش توجه و برنامه ریزی جهت نیل به سیاست‌های فقرزدایی و توزیع مناسب درآمد در ایران که یکی از اهداف اولیه انقلاب اسلامی بوده است، پیشنهاد می‌گردد.

پی‌نوشتها:

۱. ابریشمی. حمید و همکاران، (بهار ۱۳۸۴)، "بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران"، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی.
۲. ابونوری. اسماعیل و تاج‌دین. علی، (تابستان ۱۳۸۳)، "برآورد اثر تورم بر نابرابری در توزیع هزینه ایران با استفاده از روش ناپارامتریکی (۱۳۵۰-۱۳۸۰)"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۵.
۳. ابونوری. اسماعیل و عباسی قادری. رضا، (بهار ۱۳۸۶)، "برآورد اثر رشد اقتصادی بر فقر در ایران"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۳۰.
۴. داوودی. پرویز و براتی. محمدعلی، (تابستان ۱۳۸۶)، "بررسی آثار سیاستهای اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران"، فصلنامه پژوهشهای بازرگانی، شماره ۴۳.
5. Arellano, M., Bond, S., (1991), some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies* 58, 277-297.
6. Arellano, M., Bover, O., (1995), another look at the instrumental-variable estimation of error-components models, *Journal of Econometrics* 68, 29-52.
7. Banerjee; A.W and A.F. Newman, (1993), occupational choice and the process of development, *journal of political economy*, 101, 279-298
8. Beck T, Levin R, and N. Loayza, (2000), Finance and the source of Growth, *Journal of Financial Economics*, 58, 26-310
9. Beck T, Demiraguc-kunt, A., and Levin, (2004), Finance, inequality and poverty: cross-country Evidence, *World Bank Policy Research Working paper 3338*, world Bank, Washington D.C
10. Blundell, R., Bond, S., (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics* 87, 115-143
11. Clarke. G, Xu, L. c, and H. Zou, (2003), Finance and income inequality: Test of Alternative Theories, *World Bank Policy Research Working paper*, 2984, Washington D.C
12. Galor, O, and J. Zeira, (1993), income Distribution and Macroeconomics, *Review of Economic Studies*, 60, 35-52
13. Greenwood, J., and B. Jovanovich, (1990), Financial Development, Growth, and the Distribution of income, *Journal of political Economy*, 98, 1076-1107
14. Gustafsson, B., and S. Li, (2002). 'Income Inequality within and across Counties in Rural China 1988 and 1995'. *Journal of Development Economics*, 69 (1): 179-204.
15. Green, W.H., (2003), Econometric Analysis, *New Jersey*, Prentice-Hall Inc
16. Jalilian Hossein and Kirkpatrick Colin, Does Financial Development Contribute to Poverty Reduction?, *Journal of Development Studies*, Vol. 41, May 2005, PP 636-656
17. Kuznets, S, (1995), economic Growth and income inequality, *American Economic Review*, 95, 1-28

18. Manoel F. Meyer Bittencourt, 2006, Financial Development and Inequality: Brazil, (1985-99), *Working Papers 26, Society for the Study of Economic Inequality*, revised
19. Townsend, R.M., (1978), Intermediation with Costly Bilateral Exchange, *Review of Economic Studies*, 45, 417-425
20. Zhicheng Liang., (2006), Financial Development And Income Distribution: A System GMM Panel Analysis With Application rural China, *Journal Of Economic Development*, Volume 31, Number 2, December 2006
21. www.cbi.ir
22. <http://www.undp.org/poverty/initiatives/wider/wiid.ht>
23. <http://www.worldbank.org/data>