Archive of SID

بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران

دکترعلی قنبری
عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه‌تربیت مدرس*
مجید آقایی
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه‌تربیت مدرس**
مهدیه رضاقلی زاده
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه‌تربیت مدرس***

تاریخ دریافت: ۸۷/۹/۲۶ تاریخ پذیرش: ۸۸/۳/۲ صفحات: ۲۹-۱

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 (GMM۱) 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 JEL: D63, G20

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

* Email: dr_alighanbari@yahoo.com
** Email: majid_aghaei3@yahoo.com
*** Email: mahdieh_rezagholizadeh@yahoo.com

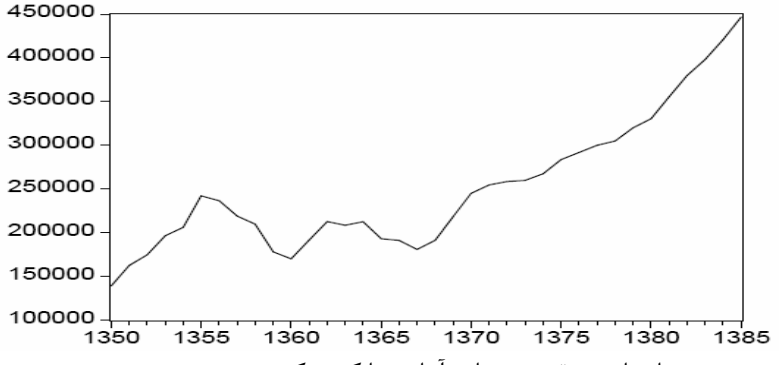
www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

بررسی روند تولید ناخالص داخلی طی دوره ۸۵-۱۳۵۰در 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 (نمودار۲).

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

www.SID.ir

Archive of SID

ضـریب جینـی (شـاخص توزیـع درآمـد) در ایـران از سـال ۱۳۸۳ تـا ۱۳۸۵ رونـدی افزایـشی را نـشان داده و هـم در جامعـه شـهری و هـم در جامعـه روسـتایی رو بـه افزایش نهاده است که این امـر نـشان دهنـده افـزایش شـکاف بـین فقیـر و غنـی مـی‌باشـد. آمارهای سازمان ملـل نیـز ایـن رونـد را تاییـد کـرده و نـشان مـی‌دهنـد ضـریب جینـی در ایران در حال افـزایش اسـت. طبـق آمارهـای سـازمان ملـل متحـد، شـاخص ضـریب جینـی ایـران طـی سـال‌هـای ۲۰۰۱ تـا ۲۰۰۶ حـدود ۰/۴۳ افـزایش یافتـه اسـت. همچنـین، ایـن سـازمان در گـزارش‌هـای اخیـر خـود ضـریب جینـی ایـران در سـال ۲۰۰۸ را ۰/۵۸ اعـلام کرده که نشان می‌دهد توزیع درآمد در ایران بدتر شده است. (UN, 2008)

افـزایش نـابرابری درآمـد (عـدم توزیـع برابـر درآمـد) در ایـران یکـی از معـضلات عمده اقتـصادی اسـت کـه اخیـراً مـورد توجـه و اهتمـام زیـادی قـرار گرفتـه و در مطالعـات گوناگون به بررسی این پدیده و عوامل مـوثر بـر آن پرداختـه شـده اسـت[1]. امـا بـا توجـه بـه توسـعه و گـسترش بازارهـا و نهادهـای مـالی، هـیچ کـدام از ایـن تحقیقـات انجـام شـده تـأثیرات پویـای توسـعه مـالی بـر نـابرابری درآمـدی مـورد بررسـی قـرار نـداده‌انـد. بـر ایـن اساس، این مقاله تلاش مـی‌کنـد بـا اسـتفاده از داده‌هـای سـالانه، رابطـه بـین توسـعه مـالی و نابرابری درآمدی را به صورت تجربی در ایران مورد بررسی قرار دهد.

تئـوری‌هـای موجـود در مـورد نـابرابری درآمـدی و توسـعه مـالی، پـیش‌بینـی‌هـای متفـاوتی از رابطـه بـین ایـن دو متغیـر بیـان کـرده‌انـد. بـرای مثـال در مـدل گرینـوود و جوانویچ[2]،رابطه U شکل معکـوس[3] میـان توسـعه مـالی و نـابرابری پـیش‌بینـی شـده اسـت؛ به این صورت که توسـعه مـالی در ابتـدا باعـث افـزایش نـابرابری شـده و سـپس زمـانی کـه متوسـط درآمـد افـزایش یافتـه و اکثـر خانوارهـا بـه واسـطه‌هـا و خـدمات مـالی دسترسـی پیدا می‌کنند، نابرابری درآمـدی کـاهش مـی‌یابـد. بـر عکـس، برخـی مـدل‌هـای دیگـر یـک رابطه منفـی خطـی را بـین توسـعه مـالی و نـابرابری درآمـدی پیـشنهاد مـی‌کننـد و نـشان

۱. اسماعیل ابونوری، ۱۳۸۳، ۱۳۸٦، پرویز داوودی، ابریشمی و همکاران

2. Greenwood and Jovanovich, 1990

3. Inverted U-shaped relationship

www.SID.ir

Archive of SID

می‌دهند که توسعه بازارها و واسطه‌های مالی به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند. (بانرجی و نیومن[1]، ۱۹۹۳، گالور وزیرا[2]،۱۹۹۳).

در این مطالعه کوشش می‌شود 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 بوته 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 ارایه 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 سرمی برند.

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

www.SID.ir

Archive of SID

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 تقریبا از سطح درآمد یا ثروت یکسانی برخوردار هستند، درحالی که ضریب یک نشان می‌دهد یک نفر تمام ثروت را در اختیار دارد و سهم مابقی از ثروت تقریبا 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 ارایه شده توسط مرکز آمار ایران (استخراج شده از طرح هزینه و درآمد خانوار)، ضریب جینی کشور ایران در سال ۸۵ در مناطق روستایی۰/۴۱ و در

www.SID.ir

Archive of SID

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 ۱۰درصد 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

www.SID.ir

Archive of SID

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 ۱۳۸۵-۱۳۵۰مورد تحلیل قرار خواهد گرفت. در زیر به طور مجزا هر یک از دوره‌های مرتبط با روند نابرابری درآمد بحث می شوند.

سال‌های ۱۳۵۴ـ ۱۳۵۰

ضریب جینی طی این دوره از روندی افزایشی برخوردار بوده و مقدار آن از ۰/۴۶۷ در سال ۱۳۵۰ به ۰/۵۰۲در سال ۱۳۵۴ افزایش یافته است که یکی از مهم‌ترین دلایل این افزایش را می توان افزایش ناگهانی قیمت نفت (شوک 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 سرمایه گذاری 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 دوعامل 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.

www.SID.ir

Archive of SID

سال‌های ۱۳۵۷ ـ 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 ۱۳۶۷ـ۱۳۵۸

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 کالابرگی 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 ۷۶ـ۱۳۶۸

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.

www.SID.ir

Archive of SID

سال‌های ۷۹-۱۳۷۶

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 ۴۱۵/ ۰ 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 روستایی۰/۴۱ 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 ارایه 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 جو وانویچ (۱۹۹۰) رابطه تأمین مالی- نابرابری را در قالب یک مدل رشد درونزا بررسی نموده‌اند. اقتصادی را در نظر بگیرید که زنجیره ای از افراد را در فاصله (۱ و ۰) در برگرفته است. در دوره t فردی که دارای ثروت Kt است، در مورد تخصیص ثروت بین مصرف Ct و سرمایه گذاری it

www.SID.ir

Archive of SID

تـصمیم‌گیـری مـی‌کنـد، بـدین صـورت کـه Kt= Ct + it . شـرط حداکثرسـازی مطلوبیت دوران زندگی مورد انتظار برای وی بدین صورت است :

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

دو نـوع فـن‌آوری تولیـد در ایـن اقتـصاد وجـود دارد، اولـین نـوع ارایـه‌گـر یـک بـازدهی نـسبتاً پـایین امـا مطمـئن γ بـرای هـر واحـد سـرمایه مـی‌باشـد. در حـالی کـه دیگری نرخ بازدهی بـسیار ریـسکی‌تـر، امـا بـا ارزش انتظـاری بـالاتر را فـراهم مـی‌آورد کـه مـی‌توانـد بـه وسـیله یـک شـوک فـن‌آوری ترکیبـی از $(\theta_t + \varepsilon_t)$ بیـان شـود کـه در آن $\theta_t \in (\underline{\theta}, \overline{\theta})$ بیـانگر شـوک‌هـای کلـی و $\varepsilon_t \in (-\overline{\varepsilon}, \underline{\varepsilon})$ شـوک‌هـای غیـر متعـارف یا $E(\varepsilon_t) = 0$ است و حد پایین شوک‌های‌ترکیبی مثبت فرض می‌شود.

توسـعه واسـطه‌هـای مـالی از طریـق جمـع آوری و تحلیـل اطلاعـات تعـداد زیـادی از پروژه‌ها به نحوی که منجـر بـه کـشف شـوک‌هـای کلـی θ_t شـود، مـی‌تواننـد اصـطکاک اطلاعاتی مربـوط بـه سـرمایه گـذاری ریـسکی را همپوشـانی کننـد. عـلاوه بـرایـن، توسـعه واسـطه‌هـای مـالی از طریـق تجمیـع و مبادلـه و تقـسیم ریـسک بـه رونـد آرام و یکنواخـت شوک‌های غیر متعارف کمک می‌کنند.

عـلاوه بـر ایـن، هماننـد تاونـسند[1] (۱۹۷۸) بـا فـرض ایـن کـه بـرای مـشارکت در بازار مالی هزینـه ثابـت ورود بـه بـازار (γ) وجـود دارد شـرط ورود پرهزینـه بـه بـازار مـالی نیز در مدل به کـار گرفتـه شـده اسـت. بـا توجـه بـه ایـن هزینـه ورود، هـر عـاملی نخواهـد توانست فوراً به بازار مـالی بپیونـدد و مـشارکت در بـازار مـالی تنهـا بـه آن عـواملی محـدود می‌شود که میزان ثروت آنهـا بـه یـک حـد آسـتانه مـشخص برسـد. بنـابراین، در یـک دوره زمانی مشخص همه عامل‌ها می‌تواننـد بـه دو گـروه طبقـه بنـدی شـوند؛ یعنـی عامـل‌هـایی کـه در حـال حاضـر در بازارهـای مـالی هـستند (یعنـی مـشارکت کننـدگان) و عامـل‌هـایی که فعلاً در بازار مالی قرار ندارند (یعنی غیر مشارکت کنندگان).

[1]. Townsend

www.SID.ir

Archive of SID

عامل هایی کـه در بـازار مـالی مـشارکت ندارنـد، اگـر تـصمیم بگیرنـد کـه بخـش ϕ از سبد دارایـی‌هـای خـود را در فـن‌آوری‌هـای پـر ریـسک در دوره t سـرمایه گـذاری کننـد، آن گاه ستاده سرمایه گذاری در شروع دوره t+1 بدین صورت خواهد بود :

$$K_{t+1} = i_t \left[\phi_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1-\phi_t)\gamma\right] \qquad (۱)$$

این معادلـه نـشان مـی‌دهـد کـه ثـروت غیـر مـشارکت کننـدگان تـا انـدازه زیـادی تحـت تـأثیر نـا اطمینـانی شـوک غیـرمتعـارف قـرار دارد. همچنـین بـرای عـواملی کـه هـم‌اکنـون در بـازار مـالی مـشارکت دارنـد، بـازدهی $\gamma(\theta_t)$ هـر واحـد از سـرمایه کـه در سیـستم مـالی سـرمایه گـذاری شـود، مـی‌توانـد بـه دسـت آیـد. ایـن واسـطه‌هـای مـالی هـستند کـه تـصمیم مـی‌گیرنـد در کـدام پـروژه سـرمایه گـذاری کننـد و وجـوه خـود را چگونه تخصیص دهنـد. ایـن کـار بـر اسـاس جمـع آوری اطلاعـات و تحلیـل هـای پیـشرفته آن‌هـا صـورت مـی‌گیـرد. بنـابراین ثـروت عـاملی کـه مقـداری از سـرمایه it خـود را در بازارمـالی در دوره t سـرمایه گـذاری مـی‌کنـد، در شـروع دوره t+۱ مـی‌توانـد بـه صـورت زیر نوشته شود:

$$K_{t+1} = i_t \gamma(\theta_t) \qquad (۲)$$

باید توجه داشت کـه در معادلـه (۱)، تـابع بـازدهی تنهـا بـا ارجـاع بـه شـوک کلـی θ_t توضیح داده شـده اسـت، زیـرا شـوک غیـر متعـارف ε_t بـه وسـیله واسـطه‌هـای مـالی تعدیل و آرام شده است.

هماننـد گـرین وود و جـو وانـویچ (۱۹۹۰)، W(K) را بـه عنـوان تـابع ارزش یـک عامـل کـه بیـرون از بـازار مـالی قـرار دارد و V(K) را بـه عنـوان تـابع ارزش یـک مـشارکت کننـده مـالی تعریـف مـی‌کنـیم. عـلاوه بـر ایـن فـرض مـی‌کنـیم $F(\theta)$ و $G(\varepsilon)$ بیـانگر تابع توزیعی تجمعی θ و ε به‌ترتیب می‌باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

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 :

$$W(K_t)=\max_{i_t,\phi_t}\int u(K_t-i_t)+B\int \max\left[w(K_{t+1}),v(K_{t+1}-1)\right]dF(\theta_{t+1})dG(\varepsilon_{t+1})$$
$$subjectto: K_{t+1}=i_t\left[\phi(\theta_t+\varepsilon_t)+(1-\phi_t)\gamma\right] \qquad (۳)$$

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

$$v(K_t)=\max_{i_t}\int u(K_t-i_t)+B\int \max\left[v(K_{t+1})\right]dF(\theta_{t+1})$$
$$subjectto: K_{t+1}=i_t\gamma(\theta) \qquad (۴)$$

باید توجه شود که در معادله (۴)، v 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 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 ارایه نموده است؛ به این ترتیب که در مراحل اولیه توسعه، زمانی که واسطه‌های مالی کمتر توسعه یافته هستند، اقتصاد به آرامی رشد می‌کند. در مرحله میانی توسعه، همراه با رشد اقتصادی سریع‌تر و توسعه مالی عمیق‌تر، نابرابری درآمدی بیشتر می‌شود و در مرحله بلوغ هنگامی که یک ساختار مالی بسیار توسعه یافت و عوامل بیشتری به بخش واسطه مالی دسترسی پیدا کردند، درجه نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت و در نهایت ثابت و پایدار می‌شود.

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

www.SID.ir

Archive of SID

افـزایش یافـت و خانوارهـای بیـشتری بـه بازارهـای مـالی دسترسـی پیـدا کردنـد، نـابرابری کاهش می‌یابد (زی چنگ لیانگ، ۲۰۰۶)[1].

فرضیه خطی در مورد نابرابری- تأمین مالی

بـرخلاف فرضـیه U معکـوس گـرین وود – جـو وانـویچ، در برخـی دیگـر از مطالعات نظری، یک رابطـه خطـی و منفـی بـین توسـعه مـالی و نـابرابری درآمـد پیـشنهاد می‌شود (گالور، زیرا (۱۹۹۳)، بانرجی و نیومن۱۹۹۳).

مـدل گـالور و زیـرا (۱۹۹۳) الگـوی پویـای توزیـع درآمـد در اقتـصادی مـی‌باشـد کـه در آن سـرمایه‌گـذاری غیـر قابـل تقـسیم بـوده، عـاملین اقتـصادی بـرای دو دوره در نظر گرفته شـده‌انـد و نـسل‌هـای مختلـف توسـط ارث و میـراث بـه هـم مربـوط مـی‌شـوند. عاملین اقتصادی می‌توانند یـا بـه عنـوان نیـروی کـار غیـر مـاهر در هـر دوره کـار کننـد یـا اینکـه در اولـین دوره در سـرمایه انـسانی سـرمایه‌گـذاری کـرده و در دومـین دوره بـه عنوان نیروی کار ماهر مشغول به کار شوند.

اکنـون، اقتـصادی را بـا یـک کـالای مـصرفی در نظـر بگیریـد کـه مـی‌توانـد یـا از طریق فن‌آوری‌هایی که به افراد مـاهر نیـاز دارد و یـا از طریـق فـن‌آوری‌هـایی کـه بـه افـراد غیـر مـاهر نیـاز دارد، تولیـد شـود. دسـتمزد کـارگران مـاهر و غیـر مـاهر، بـه‌ترتیـب، ws و wu می‌باشـد کـه ws > wu اسـت. یـک عامـل بـا ثـروت y اسـت کـه طـی دو دوره زنـدگی می‌کنـد و تنهـا در دوره دوم مـصرف (c) مـی‌کنـد و سـرمایه‌ای بـه میـزان b کـه مقـدار آن b=y-c اسـت، بـرای فرزنـدان خواهـد گذاشـت. وجـوه مـورد نیـاز بـرای سـرمایه‌گـذاری در سرمایه انـسانی h اسـت. افـرادی کـه وام گرفتـه‌انـد، نـرخ بهـره i را پرداخـت خواهنـد کـرد که از نرخ بهره r که مربوط به زمانی است که آنها وام می‌دهند، بزرگتر است.

فرض کنید کـه تـابع مطلوبیـت ایـن عامـل $U = c^{\alpha} b^{1-\alpha}$ اسـت. بنـابراین بـا حـل مـاکزیمم تـابع مطلوبیـت و بـا توجـه بـه قیـد y=c+b، $b^{*} = (1-\alpha)y$ و $U^{*} = \theta y$ کـه

[1]. Zhicheng Liang

www.SID.ir

Archive of SID

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 $(U_U^*(x))$ می تواند به شکل زیر نوشته شود:

$$U_U^*(x)=\theta\left[(X+w_u)(1+r)+w_u\right] \qquad (۵)$$

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

$$u_{sl}^*(X)=\theta\left[(X-h)(1+r)+w_s\right] \qquad (۶)$$

بر اساس معادلات (۵) و (۶) 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 سرمایه گذاری در سرمایه انسانی قرض گرفتن را انتخاب می‌کند، مطلوبیت او (u_{sb}^*) بدین صورت است:

$$u_{sb}^*(X)=\theta\left[(X-h)(1+i)+w_s\right] \qquad (۶)$$

توجه داشته باشید که آن کسانی که مجبورند برای آموزش قرض بگیرند، سرمایه گذاری در سرمایه انسانی را اگر و تنها اگر $u_{sb}^* \geq u_u^*$ باشد انتخاب خواهند کرد. بر اساس معادلات (۵) و(۶) این شرط مهم و اساسی می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$X \geq f=\frac{w_u(2+r)-w_s+h(1+i)}{i-r} \qquad (۷)$$

www.SID.ir

Archive of SID

این نشان می‌دهد که تنها آن عواملی که از میراث نسبتا کافی برخوردار هستند، در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری خواهند کرد و نیروی کار ماهر می‌شوند، در حالی که عوامل دیگر غیر ماهر باقی می‌مانند.

فرض کنید:

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

(۸)

$$b(X_t)=\begin{cases}(1-\alpha)\left[(X_t+W_u)(1+r)+w\right] & if \quad X_t<f\\ (1-\alpha)\left[(X_t-h)(1+i)+w_s\right] & if \quad f\le X_t\le h\\ (1-\alpha)\left[(X_t-h)(1+r)+w_s\right] & if \quad X_t\ge h\end{cases}$$

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 هرحال، 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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[1](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 بهره مند 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[2](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

www.SID.ir

Archive of SID

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[1] (۲۰۰۳) یک استثنا می‌باشد. کلارک و همکاران با به کارگیری داده‌های پانل که هم مربوط به کشورهای درحال توسعه و هم مربوط به کشورهای توسعه یافته برای سالهای ۱۹۶۰ تا۱۹۹۵ می‌شد، تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد را بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که درکشورهایی که از بخش مالی توسعه یافته‌تری برخوردار هستند، نابرابری کمتر است و نیز نابرابری درآمدی همزمان با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. بدین‌ترتیب، نتایج تجربی آنها فرضیه‌های خطی مطرح شده بوسیله بانرجی ونیومن (۱۹۹۳)، و گالور و زیرا (۱۹۹۳) را قویاً مورد حمایت قرار داد. با این وجود، آنها هیچگونه شاهد و مدرکی در مورد رابطه Uشکل 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[2] و بنرجی و نیومن[3] پیشنهاد شده است، از مدل زیر استفاده می‌کنیم:

$$GINI_t = \alpha + \beta_0 GINI_t + \beta_1 FINANCE_t + \beta_2 X_t + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

[1]. Clarke .et al

[2] .Galor and Zeira(1993)

[3]. Banerjee and Newman(1993)

www.SID.ir

Archive of SID

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 می‌باشد 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[1] 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، به‌ترتیب، ضریب ثابت و جمله خطا در مدل می‌باشند.

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

آماره‌های تعریفی[2] تمام متغیرهای مذکور در جدول زیر ارایه شده است:

جدول ۱. آماره‌های 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

[1].Dollar & Kraay(2002) and Zhicheng Liang(2006) and Jalilian and Kirkpatrick(2005)
[2] .Descriptive Statistics

www.SID.ir

Archive of SID

در ادامه، به منظور آزمون فرضیه گرین وود - جوانویچ[1] 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:

$$GINI_t = \alpha + \beta_0 GINI_t + \beta_1 FINANCE_t + \beta_2 FINANCE^2_t + \beta_3 X_t + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

همانطور که ملاحظه می‌شود هر دو مدلی که برای برآورد تأثیر توسعه مالی بر نابرابری در ایران انتخاب شده‌اند، مدل‌های‌ترکیبی پویا[2] 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 داده‌های‌ترکیبی پویا تورش‌دار می‌باشد. یکی از راه حل‌های معمول برای حل این مشکل، یک مرتبه تفاضل گیری 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 آرلانو و بوند[3] پیشنهاد شده و سپس به صورت وسیع‌تر توسط بلاندل و بوند[4] گسترش یافته است، به منظور کنترل درونزایی[5] در تخمین مدل استفاده شده است.

---

1. Greenwood-Jovanovic

۲. این مدل‌ها توسط:

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

مدل‌ترکیبی 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)، $i = 1,2,...,M$: مقاطع مختلف مدل که در زمانهای $t = 1,2,...,T$: مشاهده شده‌اند را نشان می‌دهد.

3. Arrellano and Bond (1991)
4. Blundell and Bond(1998)
5. Endogeneity

www.SID.ir

Archive of SID

تخمین زن GMM در مطالعات تجربی اخیر مخصوصاً مطالعات اقتصاد کلان و 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[1]، استفاده از این تخمین زن را جهت برطرف کردن واریانس داده‌های سری زمانی بسیار مناسب می‌دادند. تخمین زن‌های GMM با محاسبه تأثیرات ویژه فردی[2] 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)[3] و بانک اطلاعات و داده‌های اقتصادی ایران(IELDB)[4] گردآوری شده است.

نتایج تجربی مدل

با توجه به تخمین مدل به روش GMM، نتایج تجربی حاصل از تخمین در جداول (۳) و (۴) ارایه شده است. به منظور تأیید اعتبار نتایج به دست آمده و

[1]. Beck, Levine and Loayza(2000)
[2]. Individual Specific Effects
[3]. World Development Indicators(2007)
[4].Iranian Economic Literature & Data Bank

www.SID.ir

Archive of SID

بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری[1] ، آزمون سارجان[2] برای هر مدل انجام شده و آزمون هم بستگی سریالی[3] 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 ارایه شده رد می‌کنند. با استفاده از انجام آزمون هم انباشتگی[4]، 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 اقتصاد سنجی 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[5] استفاده شده است، که نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲) ارایه شده است.

---

[1]. 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).

[2]. Sargan test

[3] .Serial Correlation

[4] .Cointegration test

5 .Augmented Dickey- Fuller Unit Root Test

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر

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

منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که مشاهده می‌شود بر اساس آزمون دیکی – 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) ارایه شده است:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. توسعه مالی و نابرابری در ایران (آزمون فرضیه خطی)[1]

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	–	–	–	–	-۰/۰۱۵۴**	-۲/۸۷	-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

*بیانگر سطح معنی داری ۱۰ درصد

**بیانگر سطح معنی داری ۵ درصد

*** بانگر سطح معنی داری ۱ درصد

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.

www.SID.ir

Archive of SID

دوره مورد بررسی در ایران دارد. بر اساس نتایج حاصل از رگرسیون۴ ، با افزایش یک درصدی توسعه نهادها و موسسات مالی در ایران، نابرابری درآمدی به‌اندازه 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 ارایه شد. همان طور 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) ارایه شده است:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴ .توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران (آزمون فرضیه U معکوس گرینوود و جوانوویچ)[1]

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
$GINI_{t-1}$	۰/۲۵۹۸ ***	۴/۲۵	۰/۳۰۹۷ ***	۳/۷۴	۰/۴۳۹۷ ***	۴/۱۲	۰/۴۲۶۴ ***	۴/۲۸
$FINANCE_t$	-۰/۰۲۹۱	۱/۵۴ –	-۰/۰۱۰۳	۰/۸۷ –	-۰/۱۳۹۴ *	۱/۸۵ –	-۰/۱۹۵۲	-۱/۵۱
$FINANCE_t^2$	-۰/۰۰۴۵	۰/۹۹ –	-۰/۰۰۲۸	۱/۲۲ –	-۰/۰۲۱۸	۱/۵۷ –	-۰/۰۱۲۲	۱/۲۴ –
$PCGDP_t$	۰/۳۶۹۷ **	۲/۱۴	*۰/۲۴۶۸	۱/۹۷	**۰/۹۴۱۲	۲/۶۶	۰/۸۷۳۰ **	۲/۰۹
$PCGDP_t^2$	-۰/۰۳۱۷ ***	۲/۹۲ –	-/۰۲۴۴ **	۲/۲۲ –	-۰/۰۸۳۲ ***	۲/۹۸ –	-۰/۰۸۰۲ **	۲/۲۷ –
PP	–	–	**۰/۰۱۵۱	۲/۰۳	–	–	**۰/۰۱۹۹	۲/۲۲
IVA	–	–	–	–	-۰/۰۸۲۹ **	۲/۶۵ –	-۰/۰۷۴۱ **	۲/۴۳ –
C	۰/۰۱۳۴ ***	۹/۵۱	۰/۰۱۸۷ ***	۸/۵۵	***۰/۰۲۲۰	۶/۵۷	۰/۰۲۲۶ ***	۷/۶۵
Sargan test statistic	۱۰/۵۴		۲۲/۲۰		۱۸/۶۳		۱۹/۷۴	
AR(2)	۰/۶۸۵۲		۰/۶۲۱۳		۰/۲۵۸۹		۰/۳۱۲۷	
تعداد مشاهدات	۳۶		۳۶		۳۶		۳۶	

منبع: محاسبات تحقیق

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

۱ تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی بیان شده‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID

نتـایج مربـوط بـه آزمـون فرضـیه U معکـوس گرینـوود و جوانـویچ در جـدول بـالا ارایه شده است. با توجه بـه انجـام آزمـون‌هـای مختلـف پایـداری مـدل، صـحت نتـایج ارایـه شده در جدول بالا جهـت تجزیـه و تحلیـل تأییـد مـی‌شـوند. بـر اسـاس ایـن نتـایج، وجـود رابطـه غیـر خطـی میـان توسـعه مـالی و نـابرابری طـی دوره مـورد بررسـی در ایـران رد می‌شـود. زیـرا اکثـر ضـرایب مربـوط بـه توسـعه مـالی از لحـاظ آمـاری معنـی دار نیـستند. بنابراین شواهد کمی مبنـی بـر وجـود ایـن رابطـه طـی دوره مـورد بررسـی در ایـران وجـود دارد. در ایـن مـدل، تـأثیر متغیـر نـرخ تـورم بـر نـابرابری مثبـت بـوده و نـشان دهنـده افـزایش نـابرابری درآمـدی در ایـران در زمـان افـزایش تـورم اسـت. متغیـر ارزش افـزوده بخش صـنعت تـأثیر منفـی بـر نـابرابری داشـته و نـشان مـی‌دهـد کـه بـا افـزایش فعالیـت بخش صنعتی در کشور میزان نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بـا توجـه بـه نقـش و اهمیـت نهادهـا و موسـسات مـالی و ارتبـاط آن بـا فقـر و نابرابری در جوامـع، مطالعـات فراوانـی انجـام شـده و نظریـات متفـاوتی نیـز در ایـن زمینـه ارایه شـده اسـت. گرینـوود و جوانـویچ بـر وجـود ارتبـاط U معکـوس میـان توسـعه مـالی و نابرابری تأکید دارند، در حـالی کـه محققـانی نظیـر گـالور وزیـرا و بنرجـی و نیـومن وجـود ارتباط خطی منفی میان این دو متغیر را تأیید می‌کنند.

در ایـن مطالعـه، بـا توجـه بـه تجزیـه و تحلیـل سـری زمـانی و بـا بـه کـارگیری تخمـین زن گـشتاورهای تعمـیم یافتـه (GMM) هـر دو فرضـیه ارایـه شـده مبنـی بـر ارتبـاط توسـعه مـالی و نـابرابری درآمـدی طـی دوره زمـانی ۱۳۵۰ تـا ۱۳۸۵ بـرای ایـران مـورد بررسـی و تجزیـه و تحلیـل قـرار گرفـت. بـر اسـاس نتـایج بـه دسـت آمـده، توسـعه موسـسات و نهادهـای مـالی نقـش بـسزایی در کـاهش نـابرابری درآمـدی در ایـران دارد. نتایج به دست آمـده از ایـن مطالعـه بیـانگر پـذیرش رابطـه خطـی و منفـی توسـعه مـالی و نـابرابری درآمـدی و رد فرضـیه U معکـوس گرینـوود – جوانـویچ اسـت و هـیچ مـدرک و شواهدی دال بر وجود این رابطه طی دوره مورد بررسی در ایران وجود ندارد.

www.SID.ir

Archive of SID

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 موسسات 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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 درایران"، ***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. Banergee;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.,andB.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

www.SID.ir

Archive of SID

18. Manoel F. Meyer Bittencourt, 2006, Financial20 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

www.SID.ir