دوفصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصاد اسلامی، سال نهم، شماره اول، پیاپی ۱۷، پاییز و زمستان ۱۳۹۵، صص ۳۷-۵۸

بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب اسلامی

مسعود همایونی‌فر*
علی چشمی**
فاطمه یاقوتی جعفرآباد***

تاریخ دریافت: ۹٤/۰۳/۱۱
تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۳/۳۰

چکیده

توزیع عادلانه درآمد در کنار رشد اقتصادی یکی از دو دغدغه مهم جوامع به ویژه کشورهای اسلامی است که شناخت عوامل مؤثر بر آن اهمیت خاصی دارد. با توجه به اینکه توسعه مالی می‌تواند یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر نابرابری درآمد باشد، در این مقاله، اثر توسعه مالی بر ضریب جینی به عنوان معیار نابرابری درآمد، طی دوره ۱۹۹٤-۲۰۱۱ در کشورهای اسلامی منتخب و با استفاده از روش داده‌های تابلویی بررسی می‌شود. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که شاخص توسعه مالی هم در بخش بانکی و هم غیربانکی بر نابرابری درآمد، اثری معکوس دارد. فرضیه U وارونه گرین‌وود و جوانویک که ارتباط غیرخطی بین نابرابری درآمد و توسعه مالی را نشان می‌دهد، در هر دو مدل بانکی و غیربانکی مورد تأیید قرار نگرفت؛ اما فرضیه رابطه خطی بین توسعه مالی و نابرابری درآمد تأیید شد. از میان متغیّرهای کنترلی، تورم اثر معکوس و تولید ناخالص داخلی اثر مستقیم بر کاهش نابرابری درآمد دارد.

کلمات کلیدی

توسعه مالی، داده‌های تابلویی، ضریب جینی، کشورهای اسلامی، نابرابری درآمد

طبقه‌بندی JEL: O16, G23, D63

* دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول) homayounifar@um.ac.ir

** استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد cheshomi@ferdowsi.um.ac.ir

*** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد fa.yaghouti@stu.um.ac.ir

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

نابرابری درآمد و مشکلات ناشی از آن یکی از پیچیده‌ترین مسائلی است که همواره پیش روی بشر قرار داشته و مانعی برای توسعه پایدار محسوب می‌شود. شکل‌گیری این پدیده مخرب ناشی از عملکرد تدریجی نظام‌های موجود در جامعه بشری است و بسته به شرایط زمانی و مکانی علل و عوامل مختلفی بر آن اثرگذار بوده و ماهیت آن را شکل داده است. بنابراین، توزیع درآمد یک مسأله چند بعدی بوده و از جنبه‌های مختلفی قابل بررسی است. در گذشته علت اصلی نابرابری درآمد را، منابع اندک و عدم بهره‌مندی گروه‌های فقیر از فرصت‌های لازم برای کسب درآمد و فعالیت‌های مولد می‌دانستند. بر این اساس دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر و ایجاد فرصت‌های مناسب اقتصادی برای گروه‌های کم‌درآمد را محور استراتژی‌های توسعه قرار دادند. با گذشت زمان مشخص شد که هر چند برخی کشورها دارای نرخ‌های سریع رشد اقتصادی بوده‌اند، اما گروه‌های کم‌درآمد و فقیر این کشورها از منافع ناشی از این رشد بهره‌ای نبرده‌اند (داوودی و براتی، ۱۳۸٦). به عبارت دیگر رشد اقتصادی به تنهایی نمی‌تواند فواید توزیعی آن را تعیین کند و به ابزارها و سیاست‌هایی احتیاج است تا بتواند همراه با رشد اقتصادی مستمر به کاهش نابرابری درآمدی نیز منجر شود. از بین روش‌ها و ابزارهای مختلفی که تاکنون مطرح شده، گسترش اعتبارات مالی می‌تواند به عنوان ابزار مؤثری برای کاهش نابرابری درآمد مطرح گردد، چرا که با تحت پوشش قرار دادن گروه‌های فقیر و کم درآمد جامعه، امکان مشارکت گسترده‌تر آنان را در فعالیت‌های اقتصادی موجب شده و به این ترتیب با ایجاد فرصت‌های کسب درآمد و انجام سرمایه‌گذاری مولد می‌تواند زمینه خروج آنان را از دایره فقر فراهم آورد.

مطالعات اقتصادی و مالی نشان می‌دهند که عملکرد مناسب سیستم‌های مالی می‌تواند عامل بالقوه‌ای برای افزایش انباشت سرمایه فیزیکی، افزایش کارآیی اقتصادی و در نتیجه رشد اقتصادی بلندمدت باشد. زیرا سیستم مالی کارا باعث می‌شود سرمایه اضافی به بهترین مسیر استفاده‌اش، هدایت شود (Batuo et al. 2010). همچنین، توسعه مالی نه تنها به نفع افرادی است که به بازارهای مالی دسترسی دارند، بلکه اجازه می‌دهد تا سرمایه‌گذاران بیشتری از فرصت‌های سرمایه‌گذاری جدید بهره‌مند شوند.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به این که توسعه مالی می‌تواند یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر نابرابری درآمدی باشد، در این مقاله، تأثیر توسعه مالی بر ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد، طی دوره ۱۹۸۹-۲۰۱۱ در کشورهای اسلامی منتخب و با استفاده از روش داده‌های تابلویی بررسی می‌شود. به این منظور، در ادامه مقاله، نخست ادبیات موضوع مرور می‌شود، سپس مدل تحقیق تصریح شده و پس از بررسی ماهیت داده‌ها برآورد می‌شود. در پایان نیز نتایج ارائه و تحلیل خواهد شد.

۱. ادبیات موضوع

۱-۱. پیشینه مطالعات

گرین‌وود و جوانویک[۱] (۱۹۹۰) با بررسی ارتباط توسعه مالی و نابرابری، همانند فرضیه کوزنتس[۲] (۱۹۵۵) به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمد در مراحل ابتدایی توسعه ابتدا افزایش می‌یابد و سپس ثابت مانده و سرانجام کاهش می‌یابد. آنها دو موضوع را مورد بررسی قرار دادند: اول ارتباط بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد و دوم ارتباط بین توسعه مالی و توسعه اقتصادی. هر دو موضوع در چارچوب یک مدل مورد توجه قرار گرفت. رشد و توسعه مالی به طور جدایی ناپذیری با یکدیگر در ارتباط هستند؛ رشد امکانات لازم را برای توسعه مالی فراهم می‌کند و همچنین توسعه مالی به نوبه خود باعث رشد بیشتر می‌شود. در مراحل اولیه توسعه که مبادلات در جامعه تا حد زیادی سازمان نیافته است، رشد آهسته است. همانطور که سطح درآمد افزایش می‌یابد، توسعه مالی گسترده‌تر می‌شود و در نتیجه رشد اقتصادی سریعتر افزایش می‌یابد و نابرابری درآمد در بین فقیر و غنی گسترده‌تر می‌گردد. در نقطه بلوغ[۳] که اقتصاد یک ساختار مالی کاملاً توسعه‌یافته دارد، به توزیع درآمد پایدار دست می‌یابد و نسبت به مراحل ابتدایی توسعه، نرخ رشد بالاتری دارد.

بانرجی و نیومن[۴] (۱۹۹۳) توسعه اقتصادی را به عنوان فرایند تبدیل نهادی مدلسازی کردند به این صورت که بر تعامل بین انتخاب‌های شغلی کارگزاران اقتصادی با توزیع ثروت تمرکز کردند. به دلیل آن که بازار سرمایه ناقص است، کارگزاران فقیر به صورت دستمزدی کار می‌کنند به جای اینکه به صورت خویش فرمایی کار کنند و

Archive of SID

www.SID.ir

کارگزاران ثروتمند تبدیل به کارفرمایانی می‌شوند که بر کارگران نظارت دارند. آنها به صورت نظری نشان دادند که ساختار اشتغال و نحوه سازماندهی نهادهای تولید و توزیع به توزیع درآمد بستگی دارد.

گالر و زیرا[۵] (۱۹۹۳) نقش توزیع ثروت در اقتصاد کلان را از طریق سرمایه‌گذاری در توسعه انسانی تحلیل کردند. آنها به صورت نظری نشان دادند هنگامی که نواقصی در بازارهای اعتبار وجود دارد و سرمایه انسانی تقسیم‌ناپذیر است توزیع اولیه ثروت هم بر تولید و هم سرمایه‌گذاری کل در کوتاه‌مدت و بلندمدت مؤثر است.

لی و همکاران[۶] (۱۹۹۸) با استفاده از داده‌های تابلویی ٤٩ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه و در دوره ۱۹٤۷-۱۹۹٤ و با روش حداقل مربعات معمولی اهمیت توسعه مالی در کاهش نابرابری توزیع درآمد را مورد بررسی قرار دادند. آنان نشان دادند که تعمیق مالی قویاً نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد.

بک، کونت و لوین[۷] (۲۰۰٤) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در ۵۲ کشور پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان داد که توسعه مالی در حقیقت کاهنده فقر است و در کشورهایی که از واسطه‌های مالی توسعه‌یافته‌تری برخوردارند، درآمد پایین‌ترین دهک سریعتر از سرانه تولید ناخالص داخلی[۸] متوسط رشد نموده است و نابرابری درآمد سریعتر کاهش می‌یابد.

مانوئل و بیتنکورت[۹] (۲۰۰٦) به بررسی تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در برزیل با استفاده از داده‌های سری زمانی در دوره ۱۹۹٤ تا ۱۹۸۵ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی در برزیل تأثیر معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته است. اما نه به این معنی که افراد فقیر توانسته‌اند از توسعه مالی بهره‌مند شوند؛ آنها تورم را علت مانع ورود افراد فقیر به این بازارها دانستند.

کلارک و همکارانش (۲۰۰٦)، با استفاده از داده‌های پانل و دو گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته در دوره زمانی ۱۹٦۰ تا ۱۹۹۵ تأثیر تعمیق مالی بر نابرابری درآمد را که توسط ضریب جینی اندازه‌گیری شده است مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که کشورهایی که بخش مالی توسعه‌یافته‌تری دارند، نابرابری کمتری دارند

Archive of SID

www.SID.ir

و با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی، نابرابری کاهش می‌یابد. و در نتیجه مطالعه آنها فرضیه خطی بانرجی و نیومن، و گالر و زیرا را تأیید کرد.

لیانگ[۱۰] (۲۰۰۶) به منظور بررسی رابطه بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد در ۲۹ استان چین از متدولوژی تعمیم روش گشتاورها[۱۱] استفاده کرد و به این نتیجه رسید که توسعه مالی به طور معناداری به کاهش نابرابری درآمد شهری چین کمک می‌کند و وجود رابطه خطی بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد را تأیید می‌کند.

بیتنکورت و میر[۱۲] (۲۰۰۶) اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد را با توجه به اطلاعات مربوط به دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ در کشور برزیل به صورت داده‌های تابلویی و سری زمانی بررسی نموده‌اند. آنها نتیجه می‌گیرند که دسترسی بیشتر افراد به بازارهای مالی و اعتباری اثر معناداری بر کاهش نابرابری در برزیل داشته است. به اعتقاد آنها، کاهش نابرابری تنها به دلیل دسترسی افراد کم‌درآمد به اعتبارات لازم برای سرمایه‌گذاری رخ نداده و در کنار این دلیل، افزایش توانایی افراد کم‌درآمد برای مقابله با شوک‌های اقتصاد کلان (تورم)، همگام با پیشرفت بخش مالی نیز از دلایل کاهش نابرابری در شرایط توسعه مالی است.

کاناواپر و روجا[۱۳] (۲۰۰۸) با استفاده از روش داده‌های تابلویی در کشورهای آمریکای لاتین و دریای کارائیب رابطه توسعه مالی را با توزیع درآمد نشان دادند. نتایج آنها نشان داد پنجک پایین درآمدی از توسعه مالی تأثیر نپذیرفته، اما توسعه مالی بر درآمد پنجک دوم، سوم و چهارم تأثیر مثبتی داشته است. آنها همچنین، شواهدی برای تأیید فرضیه گرین‌وود و جوانویک یافتند به این صورت که اثرات مثبت توسعه مالی بر توزیع درآمد بعد از عبور کشور از یک سطح آستانه شروع می‌شود.

شهباز و اسلام[۱۴] (۲۰۱۱) با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده نشان دادند که هنگامی که بی‌ثباتی مالی، توسعه مالی را تشدید می‌کند، توزیع درآمد کاهش می‌یابد. برخلاف انتظار، نتایج نشان داد که رشد اقتصادی توزیع درآمد را بدتر می‌کند. و فرضیه رابطه U معکوس بین توسعه مالی و نابرابری را رد نمودند.

نتایج مطالعه عصاری و همکاران (۱۳۸۸) رابطه U معکوس کوزنتس را در کشورهای اوپک تأیید کرد. در مطالعه آنها که با استفاده از مدل داده‌های تابلویی پویا و

Archive of SID

www.SID.ir

ایستا و با استفاده از گشتاورهای تعمیم‌یافته انجام گرفته است، نتیجه گرفته شد که توسعه مالی از طریق تأثیر بر رشد اقتصادی می‌تواند سهم به سزایی در کاهش فقر و نابرابری در کشورهای نفت خیز عضو اپک داشته باشد. ولی نتایج مطالعه صامتی و سجادی (۱۳۸۹) نشان داد که فرضیه رابطه U وارون بین توسعه مالی و نابرابری درآمد، در ۱۱ کشور در حال توسعه رد می‌شود و فرضیه رابطه خطی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

در حالی که سالم و عرب یارمحمدی (۱۳۹۰) با استفاده از اطلاعات سری زمانی سال های ۱۳۵۲-۱۳۸٦ در ایران نشان دادند که توسعه مالی رابطه معکوس و معنی‌داری با توزیع درآمد در ایران دارد و این رابطه، فرضیه U وارون گرین‌وود و جوانویک را تأیید می‌کند و مطالعه جابری خسروشاهی و همکاران (۱۳۹۱) درباره ایران نیز با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه گسترده نشان می‌دهد که ارتباط توسعه مالی و ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد مثبت و کاهنده است و با فرضیه گرین‌وود و جوانویک (۱۹۹۰) مطابقت دارد.

۱-۲. رابطه توسعه مالی و نابرابری درآمد: مبانی نظری

نظریه‌های مختلفی در رابطه با اثرگذاری توسعه مالی بر الگوی توزیع درآمد وجود دارد و می‌توان براساس فروض متفاوت در نظر گرفته شده از سوی آنها، این نظریه‌ها را به دو دسته‌ی کلی تقسیم کرد: فرضیه U وارونه گرین‌وود و جوانویک[۱۵] (۱۹۹۰) و فرضیه خطی بانرجی و نیومن[۱٦] (۱۹۹۳) و گالور و زیرا[۱۷] (۱۹۹۳). (لیانگ، ۲۰۰٦؛ به نقل از جابری خسروشاهی و همکاران،۱۳۹۱).

۱-۲-۱. فرضیه U وارون گرین‌وود و جوانویک

گرین‌وود و جوانویک یک رابطه به شکل U وارونه بین توسعه مالی و توزیع درآمد در قالب مدل رشد درون زا مطرح کرده‌اند. آنها یک اقتصاد با زنجیره ای از بنگاه‌ها را در نظر می‌گیرند که در دورهt مالک ثروت k_t، تصمیم می‌گیرد که ثروت خود را بین مصرف C_t و سرمایه‌گذاری i_t به صورت $kt = Ct + it$ تخصیص دهد. شرایط حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری او می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

Archive of SID

www.SID.ir

$$Max\left\{E\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t u(c)\right]\right\} \qquad \text{با نرخ تنزیل } \beta \in (0,1) \qquad (۱)$$

دو نوع تکنولوژی تولید در اقتصاد وجود دارد: ۱) تکنولوژی بدون ریسک با نرخ بازده (δ) پایین برای هر واحد سرمایه. ۲) تکنولوژی با ریسک بالا و نرخ بازده بالا که می‌تواند به صورت یک شوک تکنولوژیکی مرکب ($\theta_t + \varepsilon_t$) در نظر گرفته شود که $\theta_t \in (\underline{\theta}, \overline{\theta})$ به معنی شوک کل است و $\varepsilon \in (-\overline{\varepsilon}, \overline{\varepsilon})$ به معنی شوک مخصوص هر تکنولوژی با فرض $E(\varepsilon_t) = 0$ است. کران پایین شوک مرکب مثبت فرض می‌شود.

واسطه‌های مالی می‌تواند از طریق جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات تعداد زیادی از پروژه ها به منظور پیدا کردن شوک واقعی کل θ_t بر مشکل اطلاعات نامتقارن در مورد سرمایه‌گذاری‌های پرخطر غلبه کنند. علاوه‌بر این توسعه واسطه‌های مالی به هموارسازی شوک هر تکنولوژی ε_t، از طریق تنوع بخشی به دارایی‌ها و تسهیم ریسک کمک می‌کند. علاوه‌بر این، شرایط ورود پرهزینه به بازار مالی هم، در مدل وارد می‌شود؛ در واقع فرض می‌شود که هزینه‌های ثابت ورود (q) برای شرکت‌کنندگان در بازارهای مالی وجود دارد. با وجود هزینه ورود، هر کس فوراً وارد بازارهای مالی نمی‌شود و حضور در بازار مالی به افرادی محدود می‌شود که دارای ثروت بیش از حد آستانه خاصی هستند. بنابراین می‌توان در یک دوره معین همه افراد را به دو گروه دسته‌بندی کرد: افرادی که از قبل در بازارهای مالی بوده‌اند (سهیم) و افرادی که در بازار مالی حضور نداشته‌اند (غیرسهیم).

افرادی که در بازار مالی حضور نداشته‌اند اگر تصمیم بگیرند که بخشی از دارایی خود را $\emptyset_t$، در تکنولوژی با ریسک بالا در دوره t سرمایه‌گذاری کنند در ابتدای دوره $t+1$ بازده سرمایه‌گذاری به صورت زیر خواهد داشت:

$$K_{t+1} = i_t[\emptyset_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1 - \emptyset_t)\delta] \qquad (۲)$$

ثروت افراد غیرسهیم در بازار مالی تا حدود زیادی تحت تأثیر نااطمینانی شوک مخصوص هر تکنولوژی است. افرادی که از قبل در بازار مالی سهیم بوده‌اند می‌توانند نرخ بازگشت $r(\theta_t)$ را برای هر واحد سرمایه‌گذاری در پروژه‌ای سرمایه‌گذاری کنند و

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه خود را براساس اطلاعات پیشرفته‌ای که در اختیار دارد تخصیص دهند. بنابراین ثروت فردی که مقدار زیادی از سرمایه خود (i_t) را در بازار مالی در دوره t سرمایه‌گذاری می‌کند، در ابتدای دوره $t+1$ به صورت زیر خواهد بود:

$$K_{t+1} = i_t r(\theta_t) \quad (۳)$$

همان طور که مشخص است نرخ بازگشت تابعی از شوک کل (θ_t) است، زیرا شوک مخصوص هر تکنولوژی (ε_t) توسط واسطه‌های مالی هموار شده است.

حال فرض کنید که W(k) تابع ارزش بنگاهی است که خارج از بازار مالی باشد و V(k) تابع ارزش بنگاهی است که در بازار مالی حضور دارد. علاوه‌بر این $G(\varepsilon)$ تابع توزیع تجمعی ε و $F(\theta)$ تابع توزیع تجمعی θ است. تصمیم به سرمایه‌گذاری در دوره t برای بنگاهی که خارج از بازار مالی است به حداکثرسازی تابع زیر بستگی دارد:

$$W(k_t) = max\Big\{u(k_t - i_t) + \beta \int max[w(k_{t+1}), v(k_{t+1} - q)]dF(\theta_{t+1})dG(\varepsilon_{t+1})\Big\} \quad (٤)$$

مشروط به:

$$K_{t+1} = i_t[\emptyset_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1 - \emptyset_t)\delta] \quad (۵)$$

تابع ارزش بنگاهی که در بازار مالی حضور دارد به صورت زیر است:

$$V(k_t) = max\Big\{u(k_t - i_t) + \beta \int max[v(k_{t+1})]dF(\theta_{t+1})\Big\} \quad (٦)$$

مشروط به:

$$K_{t+1} = i_t r(\theta_t) \quad (۷)$$

V بدون توجه به W تعریف می‌شود و برای هر مقدار سرمایه معین (k) $v(k)>w(k)$، است. این نشان می‌دهد که سرمایه بنگاهی که در بازار مالی است با ارزش‌تر از سرمایه بنگاهی است که در خارج از بازار است. بنابراین بنگاه هرگز بعد از ورود به بازار مالی از آن خارج نمی‌شود. گرین‌وود و جوانویک (۱۹۹۰) نتیجه می‌گیرند که در یک بازار رقابتی، اعضای خارج از بازار باید از واسطه‌های مالی با نرخ $r(\theta_{t+1})$

Archive of SID

www.SID.ir

قرض بگیرند که این فرصت برایشان منفعتی ندارد. به عبارتی، زیرساخت‌های نهادی مالی برای افراد پرهزینه خواهد بود. اما در شرایطی که نهادهای مالی توسعه یافته است افراد بیشتری در بازار حضور خواهند داشت و هزینه‌های تأمین مالی کاهش یافت. لذا، ارتباط مناسب‌تری بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری برقرار خواهد بود تخصیص در بازارهای مالی در نبود نواقص مالی، بهبنه‌تر خواهد شد.

همچنین، در الگوی نظری گرین‌وود و جوانویک (۱۹۹۰) رابطه پویایی بین بخش مالی و نابرابری توزیع درآمد بیان 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. بنابراین، گرین‌وود و جوانویک (۱۹۹۰) 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.

۱-۲-۲. فرضیه خطی رابطه توسعه مالی و نابرابری

گالور و زیرا (۱۹۹۳) الگوی پویای توزیع درآمد را در اقتصادی بیان می‌کنند که در آن افراد برای دو دوره زندگی می‌کنند و نسل‌ها از طریق ارث به هم پیوند می‌خورند. افراد می‌توانند (۱) به عنوان نیروی‌کار غیرماهر در دو دوره کار کنند یا (۲) در دوره اول در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری کنند؛ یعنی آموزش ببینند و در دوره دوم به عنوان نیروی‌کار ماهر کار کنند. به علت بازار مالی ناقص، فرصت سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی ممکن است به افرادی محدود شود که یا ارث بزرگ و کافی به آنها رسیده است یا بتوانند به اندازه کافی به منظور سرمایه‌گذاری در سرمایه ی انسانی اعتبارات به دست آورند.

Archive of SID

www.SID.ir

اقتصادی با یک کالای مصرفی که می‌تواند هم با تکنولوژی کاملاً ماهر و هم با تکنولوژی کاملاً غیرماهر تولید شود را در نظر بگیرید. دستمزد نیروی‌کار ماهر w_s و دستمزد نیروی‌کار غیرماهر w_u است. به طوری که $W_u \leq W_s$ است. فردی که دارای ثروت y است و در دو دوره زندگی می‌کند در دوره دوم فقط c را مصرف می‌کند و مابقی آن را یعنی b = y - c را برای فرزندانش به ارث می‌گذارد. سرمایه‌ای که فرد برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی احتیاج دارد h است.

افرادی که قرض می‌گیرند نرخ بهره i را می‌پردازند، که از نرخ بهره‌ای که از قرض دادن به دست می‌آورند یعنی r بیشتر است. فرض کنید که تابع مطلوبیت فرد به صورت $U = c^{\alpha}b^{1-\alpha}$ است:

$$Max: U = c^{\alpha}b^{1-\alpha} \quad (۸)$$

$$s.t: y = c + b, b^* = (1-\alpha)y, U^* = \theta y, \theta = \alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha} \quad (۹)$$

فردی که X را به ارث می‌برد ولی در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری نمی‌کند مطلوبیتش به صورت زیر خواهد بود:

$$U_u^*(X) = \theta[(X + W_u)(1 + r) + W_u] \quad (۱۰)$$

اگر $x \geq h$ باشد یعنی مقداری که به ارث می‌برد از مقداری که برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی به منظور آموزش نیاز دارد بیشتر باشد و فرد تصمیم به سرمایه‌گذاری آموزشی بگیرد مطلوبیت وی U_{sl}^* به صورت زیر خواهد بود:

$$U_{sl}^*(x) = \theta[(x - h)(1 + r) + w_s] \quad (۱۱)$$

بر اساس رابطه‌های (۱۰) و (۱۱) می‌توان دریافت که افراد، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را انتخاب می‌نمایند، اگر و تنها اگر $U_{sl}^* \geq U_u^*$. همچنین، این شرط را می‌توان به صورت $W_s - h(1 + r) \geq W_u(2 + r)$ نیز نوشت.

اگر $x \leq h$ باشد یعنی مقداری که به ارث می‌برد از مقداری که برای سرمایه‌گذاری در آموزش نیاز دارد کمتر باشد و فرد تصمیم به سرمایه‌گذاری آموزشی

Archive of SID

www.SID.ir

بگیرد مجبور است مقداری قرض کند که در این صورت مطلوبیت وی (U^*_{sb}) به صورت زیر خواهد بود:

$$U^*_{sb}(x) = \theta[(x-h)(1+i)+w_s] \quad (۱۲)$$

در صورتی فرد حاضر است قرض بگیرد که $U^*_{sb} \geq U^*_u$ باشد. بر اساس معادلات (۱۰) و (۱۲) می‌توان شرط بحرانی زیر را نوشت:

$$X \geq f = [W_u(2+r) - W_s + h(1+i)]/(i-r) \quad (۱۳)$$

نتیجه اینکه افرادی که دارای ارث زیاد و کافی به منظور سرمایه‌گذاری آموزشی هستند، سرمایه‌گذاری می‌کنند و تبدیل به نیروی‌کار ماهر می‌شوند؛ در حالی که افراد دیگر غیرماهر باقی می‌مانند. اگر x_t مقدار ارثیه‌ای که به فرد متولد شده در زمان t می‌رسد را نشان دهد، $b(x_t)$ میراثی است که فرد برای فرزندانش باقی می‌گذارد که می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$b(x_t) = \begin{cases} (1-\alpha)[(x_t + w_u)(1+r) + w_u] & \text{اگر } x_t < f \\ (1-\alpha)[(x_t - h)(1+i) + w_s] & \text{اگر } f \leq x_t < h \\ (1-\alpha)[(x_t - h)(1+r) + w_s] & \text{اگر } x_t \geq h \end{cases} \quad (۱۴)$$

F سطحی از ارث است که افراد، غیر ماهر باقی می‌مانند و متناظر با دام تعادل سطح پایین نلسون است. H نیز سطحی از ارث است که برای هزینه در سرمایه انسانی کفایت می‌کند. با عنایت به بازار ناقص مدل نظری گالور و زیرا؛ بدلیل وجود هزینه‌های تعقیب و بازپس‌گیری قرض داده شده، نرخ بهره i بزرگتر از نرخ بهره r است. مدل نظری چنان است که می‌توان آن را برای کشورها نیز تعمیم داد. کشورهایی که دارای توان مالی ضعیف هستند و اگر به منابع مالی (اعتبار) دسترسی نداشته باشند همیشه فقیر خواهند ماند و اگر براساس مدل توانایی گرفتن وام را در نرخ بهره i داشته باشند و بتوانند آن را در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری نمایند، قادر خواهند بود نیروی‌کار ماهر تربیت و سپس رشد نمایند. در صورت کامل شدن بازار سرمایه (توسعه مالی) نرخ بهره i به نرخ بهره r همگرا شده و هزینه‌های پرداخت قرض نیز کاهش می‌یابد.

Archive of SID

www.SID.ir

به اعتقاد گالور و زیرا (۱۹۹۳)، سطوح بلندمدت درآمد و ثروت به طور مثبت به سطح اولیه آن و نیز اندازه نسبی گروه‌های فقیر و غنی بستگی دارد. چنانچه اگر اقتصادی از ابتدا فقیر باشد در پایان نیز فقیر خواهد ماند. اگر اقتصادی غنی باشد و ثروت بین افراد آن اقتصاد به طور برابر توزیع شده باشد، در پایان نیز از طریق مکانیزم ارثیه غنی خواهد بود. اما اگر اقتصادی دارای ثروت اولیه بالایی باشد و بین افراد اندکی توزیع شده باشد، در انتها نیز فقیر خواهد ماند. نتیجه آنکه چشم انداز رشد در یک اقتصاد به وجود طبقه متوسط نسبتاً بزرگ وابسته است.

توسعه بازارهای مالی سبب می‌شود که خانوارهای فقیر به اعتبارات گسترده‌تر و راحت‌تری دسترسی پیدا کنند، چون توسعه بازارهای مالی، محدودیت‌های اعتبار برای افراد با درآمد پایین را کاهش می‌دهد و در نتیجه به کاهش نابرابری درآمد کمک می‌کند. در واقع توسعه بازارهای مالی و واسطه‌های مالی از طریق رفع نواقص بازار سرمایه و بهبود بیشتر فرصت‌ها به منظور دادن وام و اعتبار به فقرا و سرمایه‌گذاری آنها به منظور آموزش یا سرمایه‌گذاری در پروژه های با نرخ بازگشت بالا به بهبود توزیع درآمد منجر می‌شود.

۲. تصریح و برآورد مدل

در این مقاله، با توجه به دوره زمانی تحقیق و مزیت‌های داده‌های تابلویی نسبت به داده‌های مقطعی و سری زمانی، روش داده‌های تابلویی برگزیده شد. همانطور که در مبانی نظری بیان شد، ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد در نظر گرفته می‌شود؛ رابطه بین نابرابری درآمد و تولید سرانه، به وسیله یک منحنی U وارون تحت عنوان منحنی کوزنتس شناخته شده است. این منحنی نشان می‌دهد که در طی زمانی که اقتصاد در حال توسعه است، ابتدا نابرابری افزایش و بعد کاهش می‌یابد. چنانکه در قسمت مبانی نظری مشاهده شد، نظریه گالور و زیرا (۱۹۹۳)، شکل رابطه توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد را خطی تصویر نموده، اما گرین‌وود و جوانویک قائل به رابطه‌ای غیرخطی و U وارونه برای این رابطه هستند. ورود مجذور شاخص توسعه مالی به مدل، نظیر ورود مجذور تولید ناخالص ملی سرانه به مدل، می‌تواند بررسی شکل

Archive of SID

www.SID.ir

رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد را مقدور سازد؛ به این صورت که ورود مجذور تولید ناخالص ملی سرانه در مدل کوزنتس، در تبیین شکل رابطه بین درآمد و نابرابری توزیع آن مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ متغیّرهای تورم و بازبودن تجاری نیز به عنوان متغیّرهای کنترلی وارد مدل شده‌اند. بنابراین برای آزمون فرضیه U وارونه گرین‌وود و جوانویک از دو مدل زیر استفاده می‌شود:

$$G_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_2 Pv_{i,t} + \alpha_3 Pv_{i,t}^2 + \alpha_4 Lgdp_{i,t} + \alpha_5 Lgdp_{i,t}^2 + \alpha_6 rOpen_{i,t} + \alpha_7 Inf_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۱)

$$G_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_2 St_{i,t} + \alpha_3 St_{i,t}^2 + \alpha_4 lgdp_{i,t} + \alpha_5 lgdp_{i,t}^2 + \alpha_6 ropen_{i,t} + \alpha_7 inf_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۲)

متغیّرهای اصلی تحقیق طبق مدل فوق به صورت زیر تعریف می‌شوند:

G: ضریب جینی که به صورت درصد بیان شده است. ضریب جینی عبارت است از نسبت اندازه نابرابری توزیع درآمد به حداکثر اندازه نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع درآمد کاملاً نابرابر.

Pv: اعتبارات خصوصی اعطا شده توسط بانک‌های سپرده‌پذیر و سایر مؤسسات مالی به تولید ناخالص داخلی: این شاخص میزان دسترسی به اعتبار در یک کشور را نسبت به اندازه کل اقتصاد نشان می‌دهد. در اکثر نظام‌های اقتصادی، بانک‌ها مرکز سیستم مالی و پرداخت‌ها بوده و نقش مهمی در فرآیند تجهیز پس‌اندازها، شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و متنوع‌سازی ریسک ایفا می‌کنند. از این رو اندازه ساختار و کارایی بخش بانکی، به عنوان یک بعد مستقل توسعه مالی مورد توجه است. سوددهی بانک‌ها، اعتبارات پرداختی و دسترسی آسان بخش خصوصی به اعتبارات بانکی نیز از این بعد مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین اگر در کشوری میزان دسترسی به اعتبار برای بخش خصوصی کم باشد، آن کشور به لحاظ مالی توسعه نیافته است. علاوه‌بر این استفاده از این شاخص سه مزیت دارد: اول اینکه با مفهوم توسعه مالی در مدل نظری ارائه شده کاملاً متناسب است. دوم اینکه این شاخص برای تعداد بیشتری از کشورها طی دوره زمانی مورد نظر در دسترس است. سوم اینکه اکثر مطالعات موجود از این

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص به عنوان شاخص جایگزین توسعه مالی استفاده نموده‌اند (کلارک و همکاران، ۲۰۰۶ و لیانگ، ۲۰۰۶).

St: ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی[۱۸] است.

Inf: تورم ممکن است موجب انحراف در مکانیسم تصمیم شود، خصوصاً اینکه بی‌ثباتی در تورم خود موجب افزایش نرخ تورم می‌شود. تورم بالا همچنین موجب تضعیف واسطه‌گری مالی شده و انگیزه پس‌انداز را کاهش می‌دهد. مقدار این شاخص با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده محاسبه شده است.

rOpen: باز بودن تجارت ساده‌ترین و معمول‌ترین شاخص اندازه‌گیری باز بودن تجاری، نسبت تجارت یک کشور (مجموع صادرات و واردات) به تولید ناخالص داخلی آن است (بانک جهانی[۱۹]، ۲۰۱٤). مهمترین مزیت این شاخص سادگی محاسبه آن و در اختیار بودن داده‌های کشورهای مختلف برای محاسبه آن در مطالعات بین کشوری است. در این تحقیق از نرخ رشد باز بودن تجاری استفاده می‌شود.

Lgdp: لگاریتم تولید ناخالص داخلی تقسیم برجمعیت است: GDP برابر با مجموع ارزش ناخالص افزوده شده توسط همه تولیدکنندگان مقیم در اقتصاد است، به علاوه مالیات محصول و منهای هر گونه یارانه‌ای که در ارزش محصولات گنجانده نشده است. تولید ناخالص سرانه بدون کسر استهلاک دارایی‌های ساخته شده و بدون هزینه تخریب منابع طبیعی، محاسبه می‌شود. داده‌ها بر حسب دلار ثابت ۲۰۰۵ است (بانک جهانی، ۲۰۱٤).

متغیّرهایی که در این مطالعه به عنوان متغیّرهای کنترل مورد استفاده قرار گرفته‌اند، علاوه‌بر آنکه در بیشتر مطالعات انجام شده به عنوان متغیّر توضیحی وجود داشته‌اند، پشتوانه نظری قابل توجهی از اثرگذاری آنها بر نابرابری توزیع درآمد نیز وجود داشته است و به‌علاوه با توجه به مدل، استفاده از این متغیّرها مشکلات اقتصادسنجی معمول همچون هم‌خطی را به وجود نمی‌آورد (سالواتوره، ۲۰۰٤؛ دهمرده و شکری، ۱۳۸۹).

ضریب جینی از بانک اطلاعات نابرابری درآمد جهانی استاندارد و متغیّرهای توسعه مالی، تورم و درآمد سرانه از بانک جهانی و آمار مربوط به بازبودن تجاری از سایت تجارت جهانی استخراج شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

نتـایج آزمـون فرضـیه U وارونـه گـرین‌وود و جوانویـک در جـداول (۱) و (۲) آمده است:

جدول (۱): نتایج برآورد فرضیه U وارونه گرین‌وود و جوانویک برای بخش بانکی

متغیّر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
Pv	−۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۴۷	−۱/۹۸۵۰	۰/۰۴۹۰
Pv2	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۲	۲/۳۱۷۸	۰/۰۲۱۸
Lgdp	−۰/۴۳۳۷	۰/۱۰۴۸	−۴/۱۳۶۵	۰/۰۰۰۱
Lgdp2	۰/۰۲۳۴	۰/۰۰۶۷	۳/۴۴۷۰	۰/۰۰۰۷
Inf	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۱	۳/۱۹۳۱	۰/۰۰۱۷
rOpen	−۰/۰۱۹	۰/۰۱۵۹	−۱/۲۴۸۳	۰/۲۱۳۸
C	۲/۳۵۷۷	۰/۳۹۲۶	۶/۰۰۴۵	۰/۰۰۰۰
R2= ۰/۸۶	F-statistic = ۶۲/۳۰		Prob(F-statistic)= ۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): نتایج برآورد فرضیه U وارونه گرین‌وود و جوانویک برای بخش غیربانکی (سهام)

متغیّر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
St	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۷۲۹۵	۰/۴۶۶۸
St2	۰/۶۵*۱۰$^{-۶}$	۰/۶*۱۰$^{-۶}$	−۱/۰۷۸۹	۰/۲۸۲۳
Lgdp	−۰/۴۹۲۴	۰/۰۷۳۹	−۶/۶۵۹۶	۰/۰۰۰۰
Lgdp2	۰/۰۲۶۲	۰/۰۰۴۹	۵/۳۱۸۹	۰/۰۰۰۰
Inf	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۱	۵/۱۱۳۳	۰/۰۰۰۰
rOpen	−۰/۰۲۶۷	۰/۰۱۶۵	−۱/۶۱۱۶	۰/۱۰۹۱
C	۲/۶۰۴۹	۰/۲۷۵۸	۹/۴۴۳۹	۰/۰۰۰۰
R^2= ۰/۸۵	F-statistic = ۵۷/۲۶		Prob(F-statistic)= ۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه فرضیه U وارونه کوزنتس و U وارونه گـرین‌وود و جوانویـک در کشـورهای مـورد مطالعـه[۲۰] رد مـی‌شـود (یـاقوتی جعفرآبـاد، ۱۳۹۳)، از مـدل خطـی استفاده می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

$$G_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_2 Pv_{i,t} + \alpha_4 Lgdp_{i,t} + \alpha_6 rOPEN_{i,t} + \alpha_7 Inf_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۱)}$$

$$G_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_2 St_{i,t} + \alpha_4 Lgdp_{i,t} + \alpha_6 rOPEN_{i,t} + \alpha_7 Inf_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۲)}$$

در روش داده‌های تابلویی لازم است که در ابتدا همگن یا ناهمگن بودن مقاطع توسط آماره‌ی F لیمر[۲۱] بررسی شود. در صورت تأیید ناهمگنی، مدل از طریق داده‌های تابلویی برآورد می‌شود، و در غیر این صورت به روش حداقل مربعات معمولی[۲۲] تخمین زده می‌شود. زیرا فقط داده‌ها روی هم انباشته شده‌اند و تفاوت میان آنها نادیده انگاشته می‌شود (بالتاجی[۲۳]، ۲۰۰۵).

جدول (۳): آزمون F لیمر (چاو)

	مدل (۱)	مدل (۲)
آماره F	۳۰/۸۰	۲۹/٤٦
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مطالعه برای تعیین اینکه آثار به دست آمده از داده‌های تابلویی از نوع مقطع، زمان و یا هر دو است از آزمون F-ANOVA استفاده شده است. در این آزمون مشخص می‌شود که آیا مدل داده‌های تابلویی یک‌طرفه است یا دو طرفه و اگر یک طرفه است از نوع مقطع است یا زمان؟

جدول (٤): آزمون F-ANOVA

	$H_0^a: \delta_\mu^2 = 0$	$H_0^b: \delta_\lambda^2 = 0$	$H_0^c: \delta_\mu^2 = \delta_\lambda^2 = 0$	$H_0^d: \delta_\mu^2 = 0/\delta_\lambda^2 > 0$	$H_0^e: \delta_\lambda^2 = 0/\delta_\mu^2 > 0$
مدل (۱)	۳۰/۷۹ (۰/۰۰۰۰)	۰/۷۳ (۰/۷۵۸۱)	۱۲/۱۰ (۰/۰۰۰۰)	۳۰/۹٦ (۰/۰۰۰۰)	۱/٤۲ (۰/۱۳۲۱)
مدل (۲)	۲۹/٤٦ (۰/۰۰۰۰)	۰/۷۷ (۰/۷۱۸٤)	۱۱/٥٦ (۰/۰۰۰۰)	۲۹/۳٦ (۰/۰۰۰۰)	۱/۳۹ (۰/۱٤٦۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون F – ANOVA مدل تحقیق از نوع یک طرفه مقطع است.

Archive of SID

www.SID.ir

برای تشخیص اینکه مدل دارای آثار ثابت است یا تصادفی، باید از آزمون هاسمن استفاده شود، نتایج آزمون در جدول (۵) آمده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون هاسمن مبنی‌بر اثرات تصادفی برای مقطع در هر دو مدل رد می‌شود و بنابراین اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. در نتیجه با توجه به آزمون‌های لیمر و هاسمن هردو مدل از نوع اثرات ثابت یک طرفه مقطعی است.

جدول (۵): نتایج آزمون هاسمن

	مدل (۱)	مدل (۲)
آماره χ^2	۱۳/۰۲	۱۳/۸۲
احتمال	۰/۰۱۱۱	۰/۰۰۷۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد مدل (۱) برای شاخص بانکی توسعه مالی در جدول (٦) ارائه شده است:

جدول (٦): نتایج برآورد مدل (۱)

متغیّر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
Pv	−۰/۰۰۰٤	۰/۰۰۰۱	−۲/۳۹۸۹	۰/۰۱۷۷
Lgdp	−۰/۰۷۰۸	۰/۰۰۸٦	−۸/۱۹۵۵	۰/۰۰۰۰
Inf	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۲/۹۹٤۱	۰/۰۰۳۲
rOpen	−۰/۰۱۳٤	۰/۰۱۵٦	−۰/۸٦۱۰	۰/۳۹۰٦
C	۰/۹۷۱٤	۰/۰٦٦۱	۱٤/٦۸٦۲	۰/۰۰۰۰
R^2=۰/۸۵	F-statistic =٦۸/۲۹		Prob(F-statistic)=۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود ضریب شاخص اعتبارات خصوصی اعطا شده توسط بانک‌های سپرده‌پذیر و سایر مؤسسات مالی به تولید ناخالص داخلی (Pv) منفی و معنی‌دار است؛ به این معنی که فرضیه خطی گالور و زیرا (۱۹۹۳) تأیید می‌شود و رابطه منفی بین توسعه مالی براساس شاخص بانکی و نابرابری درآمد وجود دارد؛ به طوری که یک درصد افزایش در میزان اعتبارات باعث ۰/۰۰۰٤ کاهش در ضریب جینی در

Archive of SID

www.SID.ir

کشورهای مورد مطالعه می‌شود. تولید ناخالص داخلی تأثیر بسزایی در کاهش نابرابری دارد به طوری که اگر یک درصد افزایش یابد، ضریب جینی ۰/۰۷ کاهش می‌یابد. تورم همان‌طور که در مبانی نظری پیش‌بینی شده در نتایج برآوردی نیز سبب افزایش ضریب جینی می‌شود و ضریب متغیّر درجه باز بودن تجاری از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

جدول (۷): نتایج برآورد مدل (۲)

متغیّر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
St	−۰/۰۰۰۱	۰/۸۹*۱۰$^{-٤}$	−۱/۷٤٥٤	۰/۰۸۲۹
Lgdp	−۰/۰۸۹۹	۰/۰۱۱۳	−۷/۸۹٤۳	۰/۰۰۰۰
Inf	۰/۰۰۰٤	۰/۰۰۰٤	۳/۱۱٤۷	۰/۰۰۲۲
rOpen	−۰/۰۲۸٥	۰/۰۱۹۰	−۱/٤۹۸۳	۰/۱۳٦۱
C	۱/۰۹۸۲	۰/۰۸٤٥	۱۲/۹۹۲٥	۰/۰۰۰۰
R^2= ۰/۸٤	F-statistic =٦۱/۷٥		Prob(F-statistic)=۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۷) مشاهده می‌شود که ارزش بازار سهام (St) در سطح احتمال ۹۰ درصد معنی‌دار شده است و ضریب منفی آن نشان می‌دهد که فرضیه خطی گالور و زیرا (۱۹۹۳) تأیید می‌شود. یک درصد افزایش ارزش بازار سهام باعث کاهش ۰/۰۰۰۱ درصدی نابرابری درآمد در کشورهای مورد مطالعه می‌شود. تولید ناخالص داخلی نیز نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. تورم، همانند مدل توسعه مالی با شاخص بانکی، نابرابری را افزایش می‌دهد و درجه باز بودن تجاری از معنی‌داری آماری برخوردار نیست. قدرت توضیح‌دهندگی متغیّرهای مدل ۰/۸٤ است به این معنی که متغیّرهای مورد استفاده در مدل توانسته‌اند ۸٤ درصد از تغییرات متغیّر وابسته را توضیح دهند.

جمع‌بندی و نتیجه گیری

نتایج حاصل از برآورد یک الگوی خطی در این مقاله، ارتباط منفی و معنی‌دار بین توسعه مالی و نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی منتخب را نشان می‌دهد. به نظر می‌رسد کشورهای اسلامی منتخب توانسته‌اند چه از طریق توسعه بخش بانکی و چه

Archive of SID

www.SID.ir

بازار سهام به بهبود توزیع درآمد کنند. این امر طبق مدل گالور و زیرا (۱۹۹۳) به این دلیل محقق شده است که نواقص بازار اعتبارات رفع شده و فرصت‌های بیشتری به منظور دادن وام و اعتبار به فقرا و نیز سرمایه‌گذاری آنها در آموزش فراهم شده است. همچنین، نتایج طبق ادعای گرین‌وود و جوانویک (۱۹۹۰) نشان می دهد که نهادهای مالی توسعه یافته است و افراد بیشتری در بازار اعتبارات حضور یافته و هزینه‌های تأمین مالی کاهش یافته است. هرچند فرضیه U واورنه گرین‌وود و جوانویک (۱۹۹۰) رد می‌شود.

دیگر عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد تولید ناخالص داخلی سرانه، تورم و بازبودن تجاری بعنوان متغیّرهای کنترلی است. در مدلی که با شاخص توسعه مالی براساس بخش بانکی برآورد شد، نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود، اما با توجه به ضریب آن، نسبت به مدلی که با شاخص غیربانکی برآورد شد تأثیر کمتری دارد. همچنین تورم در هر دو مدل رابطه مستقیم و معنی‌داری با نابرابری درآمد دارد و باعث افزایش نابرابری درآمد در کشورهای مورد مطالعه می‌شود. و باز بودن تجاری در هر دو مدل معنی‌دار نشد.

یکی از متغیّرهای مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد نرخ تورم[۲۴] است که نتایج حاصل از مدل برای هر دو بخش بانکی و غیربانکی معنی‌داری و علامت مثبت آن را نشان می‌دهند. علت این امر را می‌توان این چنین بیان کرد که تورم ناشی از افزایش قیمت کالا و خدمات مصرفی محاسبه شده از طریق شاخص قیمت مصرف‌کننده[۲۵] باعث بدتر شدن وضعیت گروه‌های پایین درآمدی در جامعه و در نهایت بدتر شدن توزیع درآمد خواهد شد؛ چون در زمان رشد، دهک‌ها و قشرهایی که قدرت مالی و اقتصادی کمتری دارند برای گرفتن دستمزد یا پول بیشتر قدرت چانه‌زنی کمتری دارند و قادر به تغییر درآمدهای خود نیستند، بنابراین انتظار می‌رود که یک رابطه مثبت بین تورم و نابرابری درآمد وجود داشته باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

یادداشت‌ها

1. Greenwood & Jovanovic
2. Kuznets Hypothesis.
3. Maturity
4. Banerjee & Newman
5. Galor & Zeira
6. Li, et al
7. Beck, Kunt & Levin
8. GDP
9. Manoel & Bittencourt
10. Liang
11. GMM
12. Bittencourt & Meyer
13. Canavire & Rioja
14. Shahbaz & Islam
15. Greenwood & Jovanovic
16. Banerjee & Newman
17. Galor & Zeira
18. Stock Market Capitalization to GDP (%)
19. WWW.Worldbank.org

۲۰. کشورهای مورد مطالعه شامل: بنگلادش، مصر، اندونزی، ایران، مالزی، مراکش، نیجریه، پاکستان، تونس و ترکیه است.

21. F leamer
22. OLS
23. Baltagi
24. Inflation
25. CPI

کتابنامه

ابراهیمی، محسن و محمد آل‌مراد (۱۳۹۰)، «توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمد در ایران»، *پول و اقتصاد*، شماره ٦، صص ۱۰۹-۱۳۱.

ابوالفتحی قمی، ابوالفضل (۱۳۷۱)، *درآمدی بر شناخت شاخص‌های نابرابری درآمد و فقر*، تهران: مرکز آمار ایران.

براتی، محمدعلی و پرویز داوودی (۱۳۸٦)، «بررسی آثار سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران»، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ٤۳، صص ۲۸۳-۳۲۲.

Archive of SID

www.SID.ir

جابری خسروشاهی، نسیم، محمدرضا محمدوند ناهیدی و داود نوروزی (۱۳۹۱)، «تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران»، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ٦، صص ۱۷۳-۲۰۸.

حسن‌زاده، علی، علاءالدین ازوجی و صالح قوی‌دل (۱۳۸۵)، «بررسی آثار اعتبارات خرد در کاهش فقر و نابرابری درآمدی»، *اقتصاد اسلامی*، شماره ۲۱، صص ٤٥-۷۰.

دهمرده، نظر و زینب شکری (۱۳۸۹)، «اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران»، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ٥٤، صص ١٤٧-١٦٤.

سالم، علی‌اصغر و جواد عرب‌یار محمدی (۱۳۹۰)، «بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران»، *روند پژوهی‌های اقتصادی*، شماره ۵۸، صص ۱۲۷-۱۵۱.

صامتی، مجید و زهراالسادات سجادی (۱۳۸۹)، «تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد؛ مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه»، *اقتصاد کلان*، شماره ١٤، صص ۱۲۹-۱۵۱.

عصاری، عباس، علیرضا ناصری و مجید آقایی‌خوندایی (۱۳۸۸)، «*تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اپک (OPEC)*»، *پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳۱، صص ۲۹ - ۵۱.

یاقوتی جعفرآباد، فاطمه (۱۳۹۳)، «تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در منتخبی از کشورهای اسلامی»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مشهد: دانشگاه فردوسی.

Baltagi, B. H. (2008). Forecasting with Panel Data. *Journal of Forecasting*, *27*(2), 153-173.

Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993). Occupational Choice and the Process of Development. *Journal of political Economy*, 274-298.

Batuo, M. E., Guidi, F., & Mlambo, K. (2012). Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries. *African Development Bank*.

Beck, T., Kunt, A., & Levine, R. (2004). Finance, Inequality and Poverty: Crosscountry Evidence (World Bank Policy Research Working Paper 3338). *Washington DC: World Bank*.

Canavire, G. J., & Rioja, F. K. (2008). Financial Development and the Distribution of Income in Latin America and the Caribbean.

Clarke, G. R., Xu, L. C., & Zou, H. F. (2006). Finance and Income Inequality: What do the Data Tell Us?. *Southern Economic Journal*, 578-596.

Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income Distribution and Macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, *60*(1), 35-52.

Greenwood, J & Jovanovic, B. (1990), "Financial Development, Growth, and

Archive of SID

www.SID.ir

the Distribution of Income", *The Journal of Political Economy*, 98(5), Part1, 1076-1107.

Li, H., Squire, L., & Zou, H. F. (1998). Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality. *The Economic Journal*, *108*(446), 26-43.

Liang, Z. (2006). Financial Development and Income Distribution: a System GMM Panel Analysis with Application to Urban China. *Journal of Economic Development*, *31*(2), 1.

Meyer Bittencourt, M. F. (2006). Financial Development and Inequality: Brazil 1985-99. In *Proceedings of the German Development Economics Conference, Berlin 2006* (No. 5). Verein für Socialpolitik, Research Committee Development Economics.

Shahbaz, M., & Islam, F. (2011). Financial Development and Income Inequality in Pakistan: an Application of ARDL Approach. *Journal of Economic Development*, *36*(1), 35.

Archive of SID

www.SID.ir