فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره ششم، بهار 1391

تأثیر توسعه‌ی مالی بر نابرابری درآمد در ایران

نسیم جابری خسروشاهی *، دکتر محمدرضا محمدوند ناهیدی **، داود نوروزی ***

دریافت: 1390/8/2 پذیرش:1390/12/15

چکیده

توزیع عادلانه درآمد یکی از دغدغه‌های سیاست‌گزاران کشور است. بنابراین، بررسی عوامل تأثیرگذار بر آن حائز اهمیت می‌باشد. باتوجه به اینکه توسعه‌ی مالی یکی از عوامل مهم تأثیرگذار روی نابرابری درآمدی می‌باشد، لذا در این تحقیق بر آن شدیم تا اثر توسعه‌ی مالی را روی ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد، طی دوره 87-1352 و با استفاده از روش الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) بررسی کنیم. نتایج برآورد حاکی از این است که ارتباط توسعه‌ی مالی و ضریب جینی مثبت و کاهنده است که مطابق با فرضیه گرین‌وود و جوانویس (1990) می‌باشد. ارتباط تولید ناخالص داخلی سرانه و ضریب جینی نیز مثبت و کاهنده است. همچنین سرمایه انسانی اثر منفی و تورم اثر مثبت روی ضریب جینی دارد. آزمون‌های ثبات ساختاری CUSUM و CUSUMSQ نیز نشان می‌دهند که ضرایب تخمینی در طول دوره مورد مطالعه با ثبات هستند.

کلمات کلیدی: توسعه‌ی مالی، توزیع درآمد، ضریب جینی، ARDL.

طبقه‌بندی JEL: C1, D63, G20.

* کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحدتبریز Email: nasimjaberi@ymail.com

** استادیار و عضوهیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحدتبریز ،گروه اقتصاد Email: nahidi@iaut.ac.ir

*** کارشناس ارشدمدیریت صنعتی،دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز Email: davood_tab@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

1-مقدمه

تئوری‌های توسعه در ابتدا بر رشد اقتصادی تأکید داشته و حتی رشد را برای رسیدن به برابری بیشتر درآمد ضروری می‌دانستند. اما نتایج به دست آمده از مطالعات نظری و تجربی انجام شده در کشورهای در حال توسعه از جمله کشورهای آمریکای لاتین و آفریقا در سال‌های اخیر که هدف خود را رشد قرار داده بودند، نشان می‌دهد که رشد اقتصادی لزوماً همراه با کاهش نابرابری نبوده است و علی‌رغم موفقیت نسبی آنها در رشد اقتصادی، وضعیت آنها چندان بهبود نیافته است، زیرا فواید رشد اقتصادی عمدتاً عاید ثروتمندان شده است (داوودی و براتی، 1386، 284).

در ایران نیز همچون تمامی کشورها، توزیع درآمد یکی از دغدغه‌های اصلی و مهم دولت می‌باشد و چون غالباً توزیع درآمد از دید مسایل عدالت اجتماعی و فقر مورد توجه قرار می‌گیرد، همین امر موجب شده است تا راه حل‌های کوتاه‌مدت برای رفع این مشکل توصیه شود؛ در حالی که پدیده نابرابری توزیع درآمد، به خاطر مقاومت نیروهای درونی پایداری از خود نشان می‌دهد و اجرای سیاست‌های کوتاه‌مدت و بدون شناخت عوامل تأثیرگذار، پیامدهای نامطلوبی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی به‌دنبال دارد (دهمرده و همکاران، 1389، 27). بنابراین برای مقابله با مشکل توزیع ناعادلانه درآمد باید عوامل مؤثر بر آن را شناخت و با اتخاذ سیاست‌های مناسب، در راستای بهبود توزیع درآمد اقدام نمود.

یکی از عوامل مؤثر بر توزیع درآمد شاخص توسعه‌ی مالی است زیرا 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 استفاده اش هدایت شود (باتو و همکاران، 2010، 3).

در این مطالعه سعی شده است تا با توجه به مبانی نظری موجود اثر شاخص توسعه‌ی

Archive of SID

www.SID.ir

مالی روی توزیع درآمد در ایران بین سال‌های 87-1352 مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد. همچنین برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت این اثر از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1] استفاده شده است.

سازماندهی این مقاله به این شرح است که پس از مقدمه در بخش دوم، ادبیات موضوع مربوط به شاخص توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد و ارتباط بین آنها بیان می‌شود؛ سپس مطالعات تجربی صورت گرفته در دو حوزه مطالعات خارجی و داخلی مرور می‌شود. بخش چهارم به الگوی مورد نظر اختصاص دارد که در دو بخش تنظیم شده است. ابتدا مدل تحقیق و متغیرها معرفی می‌شوند سپس روش برآورد مدل توضیح داده می‌شود. بخش پنجم به تخمین مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق و همچنین آزمون های ثبات ساختاری مدل اختصاص دارد و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

2- مبانی نظری

2-1) مفهوم شاخص توسعه‌ی مالی

توسعه‌ی مالی به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن ارائه خدمات مالی توسط مؤسسات مالی افزایش می‌یابد و همه افراد جامعه از یک انتخاب وسیعی از خدمات بهره‌مند می شوند.

در حقیقت توسعه نظام یا بخش مالی شامل بازارها، نهادها و ابزارهای مالی می‌باشد. بخش مالی روی دوم سکه اقتصادهای مدرن و دو بازار (پول و سرمایه) از چهار بازار اصلی موجود در اقتصاد (شامل بازارهای کالا، کار، پول و سرمایه) را در بر می گیرد. این بخش در صورت ایفا کردن نقش مفید واسطه‌ای در تخصیص بهینه منابع به همه بخش‌های اقتصاد از جمله بخش واقعی (شامل بازارهای کالا و کار)، سهم عمده‌ای در رشد بلندمدت اقتصادی دارد (راستی، 1388، 56).

1. Autoregressive Distributed Lags (ARDL)

www.SID.ir

جهت بررسی کانال‌های مختلف اثرگذاری توسعه‌ی مالی بر توزیع درآمد از چهار شاخص استفاده می‌شود:

الف) شاخص‌های بدهی‌های نقدشدنی[1] $(\frac{M_3}{GDP})$ و $\frac{M_3}{GDP} - \frac{M_1}{GDP}$: پولی شدن اقتصاد، در صورتی که نشانگر توسعه بازار سرمایه باشد، بر رشد اقتصادی موثر است. ولی آنچه در نظام مالی اهمیت بیشتری دارد، تخصیص کارای اعتبارات و مدیریت سبد دارایی می‌باشد. در این چارچوب، شاخص مناسب برای اندازه‌گیری میزان توسعه یافتگی بازار مالی، استفاده از تعریف پول با درجه کمتر نقدینگی است. به عنوان نمونه، شاخص $\frac{M_3}{GDP}$ می‌تواند معیار مناسبی برای اندازه‌گیری درجه مالی شدن اقتصاد باشد. همچنین، کینگ و لوین[2] (1993) برای شاخص واسطه مالی از M_2 و M_3 استفاده کرده‌اند. البته در اینگونه مطالعات، اولویت با M_3 است ولی چون M_3 شامل دارایی‌های نقدی نیز است، با کسر کردن M_1 از آن می‌توان به شاخص مناسب توسعه‌ی مالی دست یافت.

ب) اعتبارات مالی مهیا شده برای بخش خصوصی به صورت درصدی از GDP (Cre/GDP): مهمترین مزیت این شاخص آن است که اعتبارات بخش دولتی در محاسبه آن منظور نمی شود. بنابراین، نقش واسطه‌های مالی در جهت‌دهی وجوه مالی به سرمایه گذاران بخش خصوصی و همچنین مشارکت بخش خصوصی را بهتر نشان می دهد.

ج) اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به صورت درصدی از (M_2/GDP): GDP با توجه به اینکه در بخش غیر بانکی کشورهای در حال توسعه، اطلاعات و نوآوری در توسعه‌ی مالی چشمگیر و قابل ملاحظه نیست، چگونگی اعطای اعتبارات سیستم بانکی به بخش خصوصی می‌تواند معیار مناسبی برای توسعه‌ی مالی این کشورها باشد.

د) شاخص توسعه‌ی مالی مرکب: توسعه‌ی مالی مرکب از جمع سه شاخص

1. Liquidity liability
2. King and Levine (1993)

Archive of SID

www.SID.ir

1) اعتبارات مالی مهیا شده برای بخش خصوصی به صورت درصدی از GDP 2) اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به صورت درصدی از GDP، 3) شاخص‌های بدهی نقدشدنی به صورت درصدی از GDP بدست می‌آید. این شاخص بر خلاف دیگر شاخص‌ها که تنها یک وجه از توسعه‌ی مالی را در نظر می‌گیرند، همه وجوه توسعه‌ی مالی را در نظر می‌گیرد (راسخی و رنجبر، 1388، 13).

2-2) توزیع درآمد

به نظر عده‌ای از محققان شرایط اقتصادی هر فرد(گروه) را می‌توان بر حسب درآمد وی مشخص کرد؛ بنابراین با مقایسهٔ نحوه توزیع درآمد می‌توان تفاوتها را درک نمود. بر این اساس نابرابری، عبارت از تفاوت در شرایط اقتصادی اشخاص و گروه‌های مختلف است (خداداد کاشی و حیدری، 1388، 154).

متداول‌ترین شاخص نابرابری درآمد ضریب جینی است. از نظر آماری، ضریب جینی عبارت است از نسبت اندازه نابرابری توزیع درآمد در جامعه به حداکثر اندازه نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع درآمد کاملاً ناعادلانه. این ضریب بین صفر و یک متغیر است و هر چه اعداد به دست آمده به صفر نزدیک‌تر باشند، یعنی توزیع ثروت عادلانه‌تر و هر چه به یک نزدیک‌تر باشند، 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 (قنبری و همکاران، 1390، 5).

3-2) رابطه بین توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد

تئوری‌های اقتصادی نشان می‌دهند که توسعه‌ی مالی از کانال‌های مختلف توزیع درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مورد رابطه‌ی توسعه‌ی مالی و نابرابری دو دیدگاه وجود دارد

Archive of SID

www.SID.ir

که در دو مکتب مختلف ارائه شده‌اند. یک مکتب که توسط گرین‌وود و جوانوایس[1] (1990) ارائه شده، ثابت می‌کند ارتباط بین توسعه‌ی مالی و نابرابری به شکل U معکوس است و مکتب دوم که توسط بنرجی و نیومن[2] (1993) و گالر و زیرا[3] (1993) مطرح شد بیانگر ارتباط خطی بین توسعه‌ی مالی و نابرابری است.

الف) فرضیه منحنی U معکوس گرین‌وود و جوانوایس

نخستین مکتب، رابطه‌ای به شکل U معکوس بین توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد را ارائه می‌دهد. پیشگامان این مکتب، گرین‌وود و جوانوایس، رابطه بین توسعه‌ی مالی و نابرابری را در چارچوب یک مدل رشد درونزا مطرح کردند. اقتصادی را با زنجیره‌ای از عوامل اقتصادی قابل تمایز در دو دسته متفاوت (0 و 1) در نظر بگیرید. در دوره t عامل اقتصادی که صاحب ثروت k_t است، برای تخصیص ثروت خود بین مصرف c_t و سرمایه‌گذاری i_t تصمیم‌گیری می‌نماید. به‌طوری‌که $k_t = c_t + i_t$. شرایط حداکثر مطلوبیت انتظاری در طول زندگی برای یک عامل اقتصادی به صورت زیر خواهد بود:

$$Max \quad \{ E [\sum_{t=0}^{\infty} \beta_t u (c_t)]\} \quad \beta \in (0, 1) \qquad (1)$$

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

توسعه ابزارها و واسطه‌گران مالی می‌تواند بر مشکل ضعف اطلاعات در سرمایه‌گذاریهای

1. Greenwood & Jovanovic (1990)
2. Banerjee & Newman (1993)
3. Galor & Zeira (1993)

Archive of SID

www.SID.ir

پرریسک، از طریق جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات مربوط به تعداد زیادی از پروژه‌ها و در نتیجه پی‌بردن به میزان صحیح شوک کلی، غلبه نماید. به علاوه توسعه واسطه‌گری مالی، شوک خاص ε_t را نیز از طریق توزیع ریسک هموار خواهد نمود.

به علاوه، همسو با نظر تاون‌سند[1] (1978) وضعیت هزینه‌ای بازار مالی از طریق این فرض که هزینه ثابت q برای ورود به بازارهای مالی وجود دارد، به مدل وارد خواهد شد. با در نظر داشتن این هزینه ورود، تمامی عوامل اقتصادی بدون واسطه و فوری در بازار مالی مشارکت نمی‌کنند و مشارکت در بازارهای مالی محدود به عوامل اقتصادی خواهد شد که حجم ثروت آنها برای پوشش سطح اولیه ورود کفایت نماید. بنابراین، برای یک دوره زمانی مشخص، تمام عوامل اقتصادی را می‌توان در دو گروه دسته‌بندی نمود؛ عواملی که در حال حاضر در بازار مالی مشارکت دارند و عواملی که در حال حاضر در سیستم مالی مشارکت ندارند.

برای عواملی که در بازارهای مالی مشارکت ندارند، اگر تصمیم به سرمایه‌گذاری بخشی از پورتفولیوی خود φ_t در تکنولوژی پر ریسک در دوره t نمایند، آنگاه حاصل سرمایه‌گذاری در ابتدای دوره $t+1$ به صورت رابطه (2) خواهد بود:

$$k_{t+1} = i_t[\varphi_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1 - \varphi_t)\delta] \qquad (2)$$

این رابطه به طور ضمنی نشان می‌دهد که ثروت افرادی که در بازارهای مالی مشارکت نمی‌کنند، به طور قابل توجهی از نااطمینانی مربوط به شوک خاص تأثیر می‌پذیرد.

برای عاملان اقتصادی که در بازارهای مالی مشارکت می‌نمایند، یک عامل اقتصادی می‌تواند، بازگشت سرمایه موعود $r(\theta_t)$ به ازای هر واحد سرمایه‌گذاری در سیستم مالی را به دست آورد و این واسطه‌گران مالی هستند که بین پروژه‌های سرمایه‌گذاری تصمیم می‌گیرند و تخصیص منابع مالی بر اساس تجزیه و تحلیل پیشرفته آنها از مجموعه اطلاعاتی موجود صورت می‌گیرد. بنابراین، ثروت یک عامل اقتصادی که حجم سرمایه

1. Townsend (1978)

www.SID.ir

i_t را در دوره t در بازارهای مالی سرمایه‌گذاری می‌نماید، در دوره $t+1$ عبارت خواهد بود از:

$$k_{t+1} = i_t r(\theta_t) \quad (3)$$

باید توجه داشت که در رابطه (3)، تابع بازگشت سرمایه تنها با توجه به شوک کلی θ_t نوشته شده است، چرا که شوک خاص ε_t به وسیله واسطه‌های مالی هموار شده است.

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

در دوره t تصمیم‌گیری بر سر سرمایه‌گذاری برای عامل اقتصادی خارج از بازار مالی تحت تأثیر بیشینه کردن تابع زیر است:

(4)

$$w(k_t) = \max\{u(k_t - i_t) + \beta \int \max[w(k_{t+1}, v(k_{t+1} - q)]dF(\theta_{t+1})dG(\varepsilon_{t+1})\}$$
$$subject\ \ to: k_{t+1} = i_t[\varphi_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1-\varphi_t)\delta]$$

برای عوامل اقتصادی که در بازار مالی مشارکت می‌نمایند رابطه بالا را می‌توان به‌صورت رابطه (5) نوشت:

$$v(k_t) = \max\{u(k_t - i_t) + \beta \int \max[v(k_{t+1})]dF(\theta_{t+1})\} \quad (5)$$
$$subject\ \ to: k_{t+1} = i_t r(\theta_t)$$

در رابطه (4)، V بدون وابستگی و مراجعه به W تعریف شده و در آن برای هر حجمی از سرمایه‌گذاری K، $v(k) > w(k)$ خواهد بود. این امر نشان می‌دهد که K برای عوامل اقتصادی که در بازار حضور دارند گران‌بهاتر از افرادی است که خارج از آن هستند و بنابراین، یک فرد پس از ورود به یک بازار مالی هرگز از آن خارج نخواهد شد.

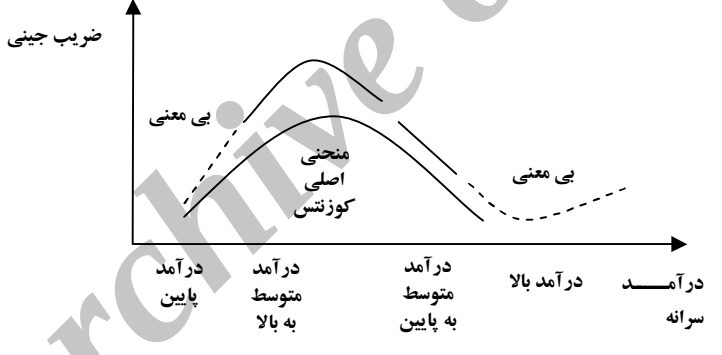
در الگوی نظری گرین‌وود و جوانوایس (1990) رابطه پویایی بین بخش مالی و

Archive of SID

www.SID.ir

نابرابری توزیع درآمد تصویر می‌شود. در سطوح ابتدایی توسعه، زمانی که واسطه‌های مالی کمتر توسعه یافته‌اند، رشد اقتصادی به آرامی صورت می‌پذیرد، در سطوح میانی توسعه، نابرابری توزیع درآمد همراه با رشد اقتصادی سریع‌تر و تعمیق و توسعه بخش مالی افزایش می‌یابد و هنگامی که ساختار مالی گسترده و کاملاً توسعه یافته‌ای حاکم است، میزان نابرابری درآمد کاهش خواهد یافت و احتمالاً با ثبات می‌شود.

بنابراین گرین‌وود و جوانوایس (1990) پیش‌بینی کردند که رابطه‌ای به شکل U معکوس بین توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد وجود دارد؛ به طوری که ممکن است توسعه‌ی مالی در ابتدای دوره نابرابری را افزایش دهد. این امر تا زمانی که توسعه‌ی اقتصادی به مرحله میانی برسد، تمایل به کاهش خواهد داشت و بعد از آن تا مرحله تکمیل توسعه، نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت؛ زیرا بیشتر کارگزاران خواهند دید که با افزایش دسترسی آنان به بخش بازارهای مالی، درآمدشان افزایش می‌یابد.



شکل (1): توسعه‌ی اقتصادی و نابرابری درآمدی

ب) فرضیه رابطه‌ی خطی بین بخش مالی و نابرابری توزیع درآمد

بر خلاف فرضیه U معکوس گرین‌وود و جوانوایس، برخی دیگر از صاحب نظران نظیر بنرجی و نیومن (1993) و گالر و زِیرا (1993) رابطه‌ای منفی و خطی بین توسعه‌ی مالی و نابرابری توزیع درآمد تصویر می‌کنند.

Archive of SID

www.SID.ir

گالر و زِیرا (1993) الگوی پویای توزیع درآمد را در اقتصادی که سرمایه‌گذاری در آن غیر قابل تقسیم و تمیز است، مدل‌سازی می‌نمایند. اقتصادی که در آن عوامل اقتصادی در دو دوره زندگی می‌کنند و ثروت نسل‌ها از طریق ارث با یکدیگر مرتبط است. افراد می‌توانند در هر دو دوره به صورت کارگران ساده کار کنند، یا اینکه در دوره نخست زندگی در سرمایه انسانی خویش سرمایه‌گذاری نماید و سپس در دوره دوم به عنوان یک کارگر ماهر به کار مشغول شوند. هرچند ممکن است به دلیل اشکالات موجود در بازارهای مالی، فرصت سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی برای افرادی که از ارثیه قابل توجهی برخوردار بوده و یا به هر شکل توانایی به دست آوردن اعتبار لازم برای پوشش دادن وجوه سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را دارند نیز فراهم نباشد، ولی فرض می‌شود آنها که از ارثیه کافی برخوردارند قادر به سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، در دوره نخست هستند.

حالا اقتصادی را در نظر بگیرید که تنها یک کالای مصرفی را با دو تکنولوژی متفاوت یکی بر مبنای استفاده از مهارت افراد و دیگری تکنولوژی تولیدی که به مهارت نیاز ندارد، تولید می‌نماید. دستمزد کارگران ماهر و ساده متفاوت بوده و به ترتیب w_s و w_u نام‌گذاری می‌شوند؛ به طوری که دستمزد نیروی‌کار ماهر به شکل قابل توجهی بیش از دستمزد نیروی‌کار ساده است($w_s >> w_u$). یک عامل اقتصادی با ثروت y که در دو دوره زندگی می‌نماید، مقدار c را تنها در دوره دوم مصرف کرده و ارثی به میزان b را برای فرزندانش به جای می‌گذارد، به طوری که: $b = y - c$.

وجوه لازم برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی نیز h نام‌گذاری می‌شود و فرض می‌شود که افراد وقتی که استقراض می‌نمایند، نرخ بهره i را می‌پردازند که بزرگتر از نرخ بهره r است که در هنگام قرض دادن دریافت می‌کنند.

فرض می شود که تابع مطلوبیت هر فرد به صورت $U = c^{\alpha}b^{1-\alpha}$ باشد، بنابراین حل مسأله حداکثرسازی مطلوبیت فرد با قید $y = c + b$ به صورت $b^{*} = (1-\alpha)y$ و $U^{*} =$

Archive of SID

www.SID.ir

θy خواهد بود که $\theta = \alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha}$. بنابراین، مطلوبیت یک عامل اقتصادی که مقدار x را به ارث می‌گذارد و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را انتخاب نمی‌نماید ($U^*_u(x)$) می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$U_u^*(x) = \theta[(x + w_u)(1+r) + w_u] \quad (6)$$

اگر یک عامل اقتصادی با میراثی بیش از میزان سرمایه مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری در آموزش ($x \geq h$) سرمایه‌گذری در سرمایه انسانی را انتخاب نماید، مطلوبیت وی (U^*_{sl}) به صورت زیر خواهد بود:

$$U^*_{sl} = \theta[(x - h)(1 + r) + w_s] \quad (7)$$

بر اساس رابطه‌های (6) و (7) می‌توان دریافت که افراد، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را انتخاب می‌نمایند، اگر و تنها اگر $U^*_u \leq U^*_{sl}$. همچنین، این شرط را می‌توان به صورت $w_s - h(1+r) \geq w_u(2+r)$ نیز نوشت.

برای فردی با ارثیه $x \leq h$ که برای انتخاب سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی ناگزیر از قرض گرفتن است، تابع مطلوبیت وی ($x \leq h$) به صورت زیر خواهد بود:

$$U^*_{sb}(x) = \theta[(x - h)(1 + i) + w_s] \quad (8)$$

کسانی که برای تحصیل مجبور به قرض گرفتن هستند، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را انتخاب می‌نمایند، اگر و تنها اگر $U^*_u \leq U^*_{sb}$. با توجه به رابطه‌های (6) و (8) این شرط می‌تواند به صورت رابطه (9) نوشته شود:

$$x \geq f \equiv \frac{w(2+r) - w + h(1+t)}{i + r} \quad (9)$$

این رابطه نشان می‌دهد که تنها عوامل اقتصادی با مقادیر ارثیه کافی، در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری نموده و به کارگران ماهر تبدیل خواهند شد و سایر افراد بدون مهارت باقی خواهند ماند. اگر X_t نشان‌دهنده میزان ارثیه رسیده به فرد متولد شده در زمان t باشد، ارثیه باقی‌مانده برای

Archive of SID

www.SID.ir

فرزندان وی ($b(x)$) می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

(10)

$$b(x_t)=\begin{cases}(1-\alpha)\,[x_t + w_t)(1+r) + w_u] & \text{if: } x_t < f \\ (1-\alpha)\,[(x_t + h)(1+r) + w_s] & \text{if: } f<x_t < h \\ (1-\alpha)\,[(x_t - h)(1+r) + w_s] & \text{if: } x_t \geq h\end{cases}$$

این نتیجه کاربردهای مهمی دارد و نشان می‌دهد که توزیع اولیه ثروت در بلندمدت بر سطوح درآمد مؤثر است و نابرابری توزیع درآمد از طریق ارثِ رد و بدل شده در میان نسل‌ها ادامه‌دار و دایمی خواهد شد. در بلندمدت ثروت بین دو گروه از افراد، افراد پر درآمد که کارکنان ماهری هستند و افراد کم درآمد که کارگران ساده هستند، تقسیم می‌شود. گروهی ثروتمند که خانواده‌هایی با سطوح آموزش بالاتر هستند و گروهی فقیر با سطوح آموزش پایین‌تر.

توسعه بازارهای مالی سطوح وسیع‌تر و دسترسی آسانتری به منابع مالی را برای خانواده‌های فقیر فراهم خواهد کرد. همگام با توسعه‌ی مالی محدودیت‌های اعتباری که خانوارهای کم درآمد با آن مواجه هستند، برداشته خواهد شد و این امر به کاهش نابرابری توزیع درآمد کمک خواهد نمود.

بنرجی و نیومن (1993) نیز نظر مشابهی را در مدل خود ارائه کرده‌اند.در مجموع، هر دوی این مدل‌های تئوریکی یک رابطه‌ی منفی و خطی را بین توسعه‌ی مالی و نابرابری پیش‌بینی می‌کنند، که در آن توسعه‌ی بازار مالی و مداخله‌ی مالی، با رفع نواقص بازار سرمایه و فراهم نمودن فرصت‌های بیشتر برای فقرا، به آنان در قرض کردن و سرمایه‌گذاری برای سرمایه انسانی یا پروژه‌هایی با بازدهی بالا، به بهبود و پیشرفت توزیع درآمد کمک می‌کنند (لیانگ[1]، 2006، 6-3).

1. Liang (2006)

Archive of SID

www.SID.ir

3- پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در زمینه ارتباط بین توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد انجام گرفته است که در زیر به برخی از آنها اشاره می‌شود:

لی و همکاران[1] (1998) در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی تغییرات دائمی و موقتی نابرابری درآمدی" اهمیت توسعه بخش مالی در کاهش نابرابری توزیع درآمد با استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به 40 کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه در دوره 1994-1947 با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) را مورد تأیید قرار داده اند. نتایج حاکی از آن است که بازارهای مالی توسعه یافته قویاً با نابرابری پایین‌تر در ارتباط است.

کلارک و همکارانش[2] (2003) در مطالعه‌ای تحت عنوان" بخش مالی و نابرابری درآمدی" با بکارگیری داده‌های پانل که هم مربوط به کشورهای در حال توسعه و هم مربوط به کشورهای توسعه یافته برای سالهای 1995-1960می‌شد، تأثیر توسعه‌ی مالی بر توزیع درآمد را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) بررسی کردند. آنها بدین نتیجه رسیدند که در کشورهایی که از بخش مالی توسعه‌یافته‌تری 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 به وسیله بنرجی و نیومن، و گالر و زیرا را قویاً مورد حمایت قرار دادند، با این وجود، آنها هیچگونه شاهد و مدرکی در مورد رابطه U شکل معکوس بین توسعه‌ی مالی و نابرابری پیدا نکردند.

بک، کونت و لوین[3] (2004) در مطالعه‌ای تحت عنوان "توسعه‌ی مالی، نابرابری و فقر" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به بررسی تأثیر توسعه‌ی مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای مختلف پرداختند. آنها با استفاده از یک نمونه گسترده شامل 52 کشور مختلف، در دوره زمانی 1999-1960 به دنبال این بودند که آیا توسعه‌ی مالی به نفع

1. Li, et al. (1998)
2. Clarke, et al. (2003)
3. Beck, Kunt & Levin (2004)

Archive of SID

www.SID.ir

فقرا می‌باشد یا نه؟ نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان داد که توسعه‌ی مالی حقیقتاً فقرگرا می‌باشد. اعتبارات داده شده به وسیله واسطه‌های مالی به بخش خصوصی به GDP به عنوان شاخص توسعه‌ی مالی در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفت. آنها همچنین در این مطالعه نشان دادند که در کشورهایی که از واسطه‌های مالی توسعه یافته‌تری برخوردارند، درآمد پائین‌ترین دهک سریعتر از سرانه GDP متوسط رشد کرده است و نابرابری درآمدی سریعتر کاهش می‌یابد.

لیانگ (2006) در مطالعه‌ای با عنوان "توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و تکنیک GMM، داده‌های استانی چین را طی 2000-1986 مورد بررسی قرار داد. نتیجه تحقیق وی حاکی از آن است که یک ارتباط منفی و خطی بین توسعه‌ی مالی و نابرابری درآمدی در هر دو منطقه شهری و روستایی وجود دارد و اینکه ارتباط U شکل معکوس بین توسعه‌ی مالی و نابرابری ضعیف است.

مانوئل و بیتنکورت[1] (2006) در مطالعه‌ای با عنوان "توسعه‌ی مالی و نابرابری" با استفاده از داده‌های سری زمانی 20 ساله و با استفاده از تخمین‌زن حداقل مربعات مخلوط[2] (POLS) و استفاده از تفاضلات مرتبه اول متغیرهای ابزاری، به بررسی تأثیر توسعه‌ی مالی بر نابرابری درآمدی در برزیل در دوره زمانی 1994-1985 پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که توسعه‌ی مالی و گسترش نهادهای مالی در برزیل، تأثیری قوی و معنی‌دار در دوره مورد بررسی بر نابرابری درآمدی داشته، اما این به این معنی نیست که افراد فقیر توانسته‌اند از این توسعه‌ی مالی بهره‌مند شوند؛ زیرا عواملی مانند افزایش نرخ تورم مانع ورود افراد فقیر به این بازارها شده است.

کاناوایر و روجا[3] (2008) در مطالعه‌ای تحت عنوان "توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد در آمریکای لاتین و کارائیب" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و تکنیک

1. Manoel & Bittencourt (2006)
2. Pooled Ordinary Least Squares estimator
3. Canavire & Rioja (2008)

Archive of SID

www.SID.ir

GMM به بررسی توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد پرداخته اند که در این مطالعه تمام قسم های درآمدی (بیستکهای درآمدی) در نظر گرفته شده است و فقط اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی را به عنوان شاخص توسعه‌ی مالی در نظر گرفته اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نه تنها توسعه‌ی مالی سبب رشد اقتصادی می‌شود، بلکه سبب افزایش توزیع درآمدی نیز می‌شود و درآمد تمام قسم‌های درآمدی بخصوص قسم Q_t (فقیر) را افزایش می‌دهد. همچنین این مطالعه نظر گرین‌وود[1] را نیز تأیید می‌کند؛ یعنی این اثر مثبت فقط زمانی اتفاق می‌افتد که کشور در یک آستانه توسعه‌ی اقتصادی معینی قرار گرفته باشد.

گولامونت[2] (2008) در تحقیقی با عنوان "توسعه‌ی مالی و کاهش فقر: آیا بدون هزینه منفعتی می‌تواند باشد؟" طی سال‌های 2000-1966 با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و تکنیک GMM بررسی می‌کند که چگونه توسعه‌ی مالی به‌طور مستقیم از طریق شرایط مک‌کینن و به طور معکوس از طریق رشد اقتصادی به کاهش فقر در کشورهای درحال توسعه کمک می‌کند. نتایج حاکی از آن است که فقرا از توانایی سیستم بانکی برای تسهیل دادوستدهایشان منتفع می‌شوند و فرصت‌های سرمایه‌گذاری کسب می‌کنند اما تا حدودی از اعتبار می‌افتند. همچنین توسعه‌ی مالی همراه با ثبات مالی است که برای فقرا مضر است. به هر حال منافع توسعه‌ی مالی برای فقرا مهمتر و بیشتر از هزینه‌ی آن است.

سکر[3] (2008) در مقاله‌ای با عنوان "توسعه‌ی مالی، رشد اقتصادی و نابرابری: مدارک بدست آمده از آمریکای لاتین و کارائیب" مروری بر مطالعات تجربی اخیر مبنی بر ارتباط توسعه‌ی مالی و نابرابری درآمدی دارد. نتایج تحقیق وی با استفاده از داده‌های پویا و روش مقطعی بین کشوری، حاکی از آنند که توسعه‌ی مالی برای رشد اقتصادی مهم و ضروری

1. Greenwood
2. Guillaumont (2008)
3. Sucre (2008)

Archive of SID

www.SID.ir

است. اکثر مدارک و مطالعات نشان می‌دهند که توسعه‌ی مالی عامل کاهش نابرابری است. زیرا توسعه‌ی مالی با رشد سریع و کاهش نابرابری درآمدی به کاهش فقر کمک می‌کند. آنگ[1] (2009) در تحقیقی با عنوان "توسعه‌ی مالی و نابرابری " رابطه بخش مالی و نابرابری را در کشور هند و با توجه به داده‌های سری زمانی این کشور با استفاده از روش خود رگرسیون برداری (VAR) در دوره 2003-1951 بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که حتی با در نظر گرفتن شاخص‌های متفاوت توسعه‌ی مالی، این عامل نقش قابل توجهی در کاهش نابرابری توزیع درآمد داشته است.

باتو و همکاران[2] (2010) در مطالعه‌ای تحت عنوان "توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد: مدارکی از کشورهای آفریقایی" با استفاده از داده‌های مقطعی 22 کشور آفریقایی طی سال‌های 2004-1990 با استفاده از روش تخمین زن‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، بررسی می‌کنند که توسعه‌ی مالی از چه طریقی با توزیع درآمد رابطه دارد. نتایج تخمین‌های آنها نشان می‌دهد زمانی که کشورها بخش مالیشان را توسعه می‌دهند نابرابری درآمد کاهش می‌یابد که نتیجه حاصله مطابق مبانی نظری و مطالعات قبلی است. همچنین تحصیلات نقش معناداری در توزیع عادلانه درآمد دارد. نتایج تحقیقات آنها همچنین هیچگونه مدرکی در مورد رابطه U شکل معکوس بین توسعه‌ی مالی و نابرابری را نشان نمی‌دهد.

کاپل[3] (2010) در تحقیقی تحت عنوان "اثر توسعه‌ی مالی روی نابرابری درآمدی و فقر" اثر توسعه‌ی مالی را روی نابرابری درآمدی و فقر با استفاده از داده‌های پانل و روش تخمین حداقل مربعات معمولی (OLS) در دوره زمانی 2006-1960 برای 78 کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه بررسی کرده‌است. وی در تحقیق خود بدین نتیجه رسید که تنوع قومی و نژادی و توزیع زمین دو عامل معنی‌دار و اثرگذار روی توزیع درآمد و فقر

1. Ang (2009)
2. Batuo et al. (2010)
3. Kappel (2010)

Archive of SID

www.SID.ir

هستند. همچنین در کشورهای با درآمد بالا، مخارج دولت منجر به کاهش نابرابری درآمدی می‌شود و در کشورهای کم درآمد هیچ عامل معنی‌داری پیدا نشد.

شهباز و اسلام (2011) در مقاله‌ای تحت عنوان "توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد در پاکستان" رابطه بین توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد را طی سال‌های 2005-1971 با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده(ARDL) در کشور پاکستان بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیقات ایشان نشان می‌دهد زمانی که بی‌ثباتی مالی توسعه‌ی مالی را تشدید می‌کند، توسعه‌ی مالی توزیع درآمد را کاهش می‌دهد. برخلاف انتظار، نتایج نشان می‌دهند که رشد اقتصادی توزیع درآمد را بدتر می‌کند. همچنین رابطه U شکل معکوس بین توسعه‌ی مالی و نابرابری به اثبات نرسید.

جاچ و واتکا[1] (2011) در تحقیقی تحت عنوان "توسعه‌ی مالی و نابرابری درآمدی" ارتباط بین توسعه‌ی مالی و نابرابری درآمدی را برای 138 کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه در دوره 2008-1960 با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بر خلاف تئوری‌های موجود توسعه‌ی مالی منجر به بدتر شدن نابرابری درآمدی می‌گردد.

از مطالعات انجام گرفته داخلی در این زمینه نیز می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

عصاری و همکاران (1388) در مقاله‌ای تحت عنوان "تأثیر توسعه‌ی مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک" فرآیند علت و معلولی که ارتباط‌دهنده توسعه‌ی مالی، رشد اقتصادی و فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک است را طی دوره زمانی 2004-1990 سنجیده‌اند. مدل‌سازی داده‌ها و اطلاعات آماری این تحقیق برپایه مدل‌های پانل پویا و پانل ایستا قرار گرفته و روابط موجود بین متغیرها با استفاده از تخمین‌زن‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، اثرات ثابت و تصادفی برآورد شده است. نتایج تحقیق حاکی از این است که توسعه‌ی مالی از طریق تأثیر بر رشد اقتصادی می‌تواند سهم بسزایی در کاهش فقر

1. Jauch & Watzka (2011)

www.SID.ir

و نابرابری در این کشورها داشته باشد.

جاهد رنجبر (1389) در پایان‌نامه خود تحت عنوان "مطالعه تأثیر توسعه‌ی مالی بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره (85-1352)" تأثیر توسعه‌ی مالی بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران را طی دوره زمانی 85-1352 با استفاده از الگوی حداقل مربعات معمولی (OLS) سنجیده است. نتایج تحقیق وی نشان‌دهنده اثر مثبت توسعه‌ی مالی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، رشد اقتصادی و مجذور درآمد سرانه بر توزیع درآمد در این سه دهه می‌باشد.

سجادی (1389) در پایان‌نامه خود تحت عنوان "تأثیر توسعه‌ی مالی بر نابرابری توزیع درآمد مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه (2005-1984) " به بررسی رابطه بین توسعه‌ی مالی و نابرابری توزیع درآمد در منتخبی از کشورهای در حال توسعه پرداخته است. در این راستا به منظور آزمون فرضیه در نظر گرفته شده در پژوهش، دو مدل را با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره زمانی 2005- 1984 و علاوه بر آن با استفاده از مدل ضرایب تصادفی برای بررسی مدل خطی در نظر گرفته است. نتایج حاصل از تخمین، وجود رابطه U معکوس بین نابرابری توزیع درآمد و شاخص‌های توسعه‌ی مالی را رد می‌کند و در عین حال وجود رابطه خطی و منفی بین این دو را تایید می‌کند.

قنبری و همکاران (1390) در مقاله‌ای تحت عنوان " بررسی تأثیر توسعه‌ی مالی بر توزیع درآمد در ایران" رابطه میان توسعه‌ی مالی و نابرابری در ایران را با به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و طی دوره 85-1350 بررسی نموده‌اند. نتایج تجربی حاصل از این تحقیق رابطه منفی و مستقیم توسعه‌ی مالی و نابرابری درآمدی در ایران را تأیید می کند و شواهد کافی جهت معکوس بین توسعه‌ی مالی و نابرابری درآمدی در ایران وجود ندارد.

سالم و یارمحمدی (1390) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه‌ی توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران" اثر توسعه‌ی مالی بر نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد ایران

Archive of SID

www.SID.ir

را با به کارگیری دو متغیر متفاوت برای توسعه‌ی مالی، نخست نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و دیگر، مؤلفه اصلیِ اولِ سه متغیرِ" نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی"،" نسبت مانده اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از کل مانده اعتبارات اعطایی و " نسبت ارزش معاملات بازار سهام از تولید ناخالص داخلی" بین سال‌های 1386-1352 بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده، توسعه‌ی مالی رابطه منفی و معناداری با توزیع درآمد داشته و این رابطه موافق با فرضیه گرین‌وود و جوانوایس غیرخطی است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که همگام با افزایش درآمد سرانه، نابرابری توزیع درآمد در حال افزایش بوده ولی نرخ این افزایش منفی است.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان چنین گفت که برخی مطالعات انجام‌گرفته، اثر مثبت توسعه‌ی مالی روی توزیع درآمد را نشان می‌دهند ولی اکثر مطالعات یک رابطه‌ی منفی بین توسعه‌ی مالی و نابرابری درآمد را نتیجه گرفته‌اند. ارتباط توسعه‌ی مالی و توزیع درآمد در برخی مطالعات به صورت خطی بوده که تأییدکننده نظریه بنرجی و نیومن (1993) می‌باشد و برخی دیگر نیز نظریه‌ی U معکوس گرین‌وود و جوانوایس (1990) را تأیید کرده‌اند.

4- تصریح مدل

4-1) معرفی مدل و متغیرها

در این بخش از مطالعه، به بررسی تجربی اثر توسعه‌ی مالی بر توزیع درآمد در ایران با استفاده از اطلاعات سالیانه 1352 تا 1387 پرداخته شده است. از آنجایی که برخی از متغیرهای مدل ایستا از مرتبه صفر و برخی دیگر نیز ایستا از مرتبه اول می‌باشند، لذا تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی با استفاده از نرم‌افزار Microfit4.0 و روش اقتصادسنجی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) انجام شده است.

فرم عمومی مدل مورد استفاده، برگرفته از مدل باتو و همکاران (2010) است که به صورت زیر می‌باشد:

Archive of SID

www.SID.ir

$$GINI= f (FD, FD^2, GDPOP, GDPOP^2, HC, INF) \quad (11)$$

که در آن GINI ضریب جینی است که به عنوان معیاری برای نابرابری درآمد استفاده می‌شود، FD توسعه‌ی مالی مرکب می‌باشد که به پیروی از باتو و همکاران، از جمع سه شاخص Cre/GDP، M_2/GDP و M_3/GDP (که شامل اسکناس و مسکوک خارج از نظام بانکی به اضافه حساب‌های جاری و سایر بدهی‌های بهره‌دار بانک‌ها و واسطه‌های مالی غیر بانکی است) بدست می‌آید، FD^2 مجذور توسعه‌ی مالی، GDPOP تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت سال 1376 به عنوان شاخص توسعه‌ی اقتصادی، $GDPOP^2$ مجذور تولید ناخالص سرانه، HC سرمایه انسانی (که از نسبت شاغلان تحصیل‌کرده به کل شاغلین به عنوان پروکسی آن استفاده شده است) وINF نرخ تورم می‌باشد. آمار این متغیرها از آمار و اطلاعات بانک مرکزی و دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی سابق جمع‌آوری شده است.

فرضیه کوزنتس مجذور دو متغیر توسعه‌ی مالی و تولید ناخالص داخلی را همزمان با خود متغیرها مورد آزمون قرار داده است؛ زیرا بر اساس نظریه U معکوس کوزنتس، ضریب جینی رابطه تنگاتنگی با سطح و مجذور درآمد افراد دارد. بنابراین با تکیه بر توجیه نظری و توجیه تجربی این امر، در این مطالعه نیز متغیرهای توسعه‌ی مالی و تولید ناخالص داخلی را توأماً با مجذوراتشان در مدل مورد بررسی وارد می‌کنیم.

از نظر تئوریکی انتظار برآن است که روابط زیر بین متغیرهای توضیحی و ضریب جینی وجود داشته باشد:

توسعه‌ی مالی و مجذور آن: رابطه بین توسعه‌ی مالی و ضریب جینی می‌تواند مثبت یا منفی باشد. برخی معتقدند که توسعه بازارهای مالی اثر مثبت روی توزیع درآمد دارد زیرا بازارهای توسعه‌یافته و آزاد دسترسی به اعتبار را گسترش می‌دهند، پس فقرا فرصت پیدا می‌کنند که در سرمایه فیزیکی و انسانیشان سرمایه‌گذاری کنند. آنها فرصتی می‌یابند تا مهارت‌های خویش و فرزندانشان را افزایش دهند و همچنین کسب و کار کوچکی برای

Archive of SID

www.SID.ir

خود برپا کنند. بنابراین، با گسترش فرصت‌های مالی که برای فقرا فراهم می‌شود، بازارهای مالی اثر مثبت روی توزیع برابر درآمد دارد (جاچ و واتکا، ۲۰۱۱،۵). از طرف دیگر، اگر فقرا میزان دسترسی برابری به اعتبار(به دلیل کمبود وثیقه و ارتباطات) نداشته باشند، توسعه بازارهای مالی ممکن است توزیع درآمد را بدتر کند. زیرا افراد نسبتاً مرفه برای بدست آوردن فرصت‌های مالی جدید که آزادسازی بازارهای مالی مستلزم آنهاست آماده‌تر هستند (باتو و همکاران، 2010، 3). همچنین هدف از استفاده مجذور توسعه‌ی مالی در مدل، آزمودن رابطه خطی یا غیر خطی بین توسعه‌ی مالی و ضریب جینی است. اگر فرضیه‌ی U معکوس گرین‌وود و جوانویس در مورد توسعه‌ی مالی برقرار باشد، انتظار می‌رود اثر مجذور توسعه‌ی مالی بر ضریب جینی منفی باشد.

تولید ناخالص داخلی سرانه و مجذور آن: فرضیه‌ی کوزنتس نشان می‌دهد در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی (افزایش درآمد سرانه) نابرابری افزایش و پس از سطحی از درآمد، کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، میان درآمد و نابرابری رابطه‌ای به شکل U معکوس وجود دارد و منظور از نقطه‌ی برگشت یا نقطه‌ی عطف همان نقطه‌ی انحنای U معکوس است که بالاترین سطح نابرابری درآمد را نشان می‌دهد (موسوی و همکاران،1388، 21). بنابراین طبق نظریه‌ی U معکوس کوزنتس انتظار می‌رود رابطه بین درآمد سرانه و ضریب جینی مثبت و رابطه بین مجذور درآمد سرانه و ضریب جینی منفی باشد.

سرمایه انسانی: افزایش در میزان تحصیلات موجب افزایش عرضه نیروی کار ماهر، کاهش دستمزد نسبی نیروی کار ماهر نسبت به نیروی کار غیرماهر می‌شود، در نتیجه نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. لذا انتظار می‌رود رابطه بین سرمایه انسانی و ضریب جینی منفی باشد (جاچ و واتکا، 2011، 4).

تورم: فروض مربوط به تورم بیان می‌کنند که افراد با درآمد پائین در جوامع مختلف اغلب بیش از سایر افراد از تورم آسیب می‌بینند؛ چرا که این افراد دارای درآمد ثابتی هستند و ممکن است نتوانند در برابر شرایط تورمی واکنش نشان دهند، در نتیجه درآمد

Archive of SID

www.SID.ir

واقعی آنها کاهش می‌یابد. این در حالی است که در همین زمان دارایی واقعی صاحبان دارائی‌های بادوام (مانند زمین و مسکن) به دلیل شرایط تورمی افزایش می‌یابد، زیرا ثروتمندان دسترسی بیشتری به ابزارهای مالی دارند که به آنان اجازه می‌دهد تا از تورم در امان باشند. لذا با افزایش تورم نابرابری درآمدی بیشتر می‌شود. پس انتظار می‌رود رابطه بین تورم و ضریب جینی مثبت باشد (کلارک، 2003، 9 و نجارزاده و راسخ، 1389، 100).

2-4) روش برآورد

مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی به روش‌های سنتی و معمول، مبتنی برفرض پایایی متغیرهای سری‌زمانی است. درحالی که بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی پایا نیستند و اغلب حاوی یک روند تصادفی (ریشه واحد) می‌باشند که با تفاضل‌گیری روند مذکور حذف می‌شوند. از آنجا که حضور چنین روندی تخمین و استنباط‌های آماری را غیر معتبر می‌سازد، لذا ضروری است از روش‌هایی در برآورد توابع هنگام استفاده از سری‌های زمانی استفاده شود که به مسأله پایایی و همجمعی توجه داشته باشد. الگو خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) از جمله روش‌هایی است که در آن لازم نیست درجه پایایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. روش ARDL الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. بنابراین، تخمین‌های ARDL به دلیل نبود مشکلاتی مانند خودهمبستگی و درونزایی، نااریب و کارا هستند. مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\alpha(L,P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t \qquad (12)$$

که در آن α، مقدار ثابت، Y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است، به‌طوری که $L_jY_t=Y_{t-j}$ است. W_t، برداری از متغیرهای قطعی (غیرتصادفی)، نظیر عرض‌ازمبدأ،

Archive of SID

www.SID.ir

متغیرهای مجازی و یا برونزا با وقفه ثابت است.P، تعداد وقفه‌های بکار رفته برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) است.همچنین در الگوی بالا:

$$\alpha(L,P)=1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2-\ldots.-\alpha_p L^p \quad (13)$$

$$\beta(L,q_i)=1-\beta i_1-\beta i_2 L^2-\ldots-\beta_{iq} L^q \quad (14)$$

$i=1,2,\ldots..,k$

سه معادله فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر $P=0,1,2,..,d$ و $q=0,1,2,..,k$ یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شوند. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌گردد، به‌طوری که هر چه دامنه سری‌های‌زمانی بزرگتر باشد، می‌توان وقفه‌های بزرگتری را آزمون کرد و تمام مدل‌ها در دوره $(t=d+1,\ldots,n)$ تخمین زده می‌شوند. در مرحله دوم تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی با کمک یکی از ضوابط آکائیک، شوارتز-بیزین و حنان-کوئین،تعیین می‌گردد، که معمولاً در نمونه‌های کمتر از100، از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود.

در مرحله سوم ضرایب الگوی بلندمدت براساس روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی ارائه می شود که برای آزمون همگرایی و بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست آزمون همگرایی ارائه شده توسط بنرجی،دولادو و مستر (1992)[1] که بر مبنای آماره t بنا نهاده شده است، پیشنهاد می‌شود.

در این آزمون اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. بنابراین، برای آزمون همجمعی لازم است که آزمون فرضیه زیر انجام گیرد.

$H0: \sum \beta - 1 \geq 0$ عدم وجود همجمعی (عدم وجود رابطه بلندمدت)

1. Banerjee, Dolado & Master (1992)

Archive of SID

www.SID.ir

$H1: \sum \beta - 1 < 0$ وجود همجمعی (وجود رابطه بلندمدت)

$\hat{\beta}_i$ نشان‌دهنده ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است.

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\beta}_1} \quad (15)$$

که در آن $S\hat{\beta}_i$ نشانگر انحراف معیار ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است.

با مقایسه آماره t محاسبه شده و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت پی‌برد. اگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا، نوسان‌های کوتاه‌مدت را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. در نرم افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود (نوفرستی، 1387، 96-93).

5- یافته‌های تحقیق

5-1) آزمون پایایی متغیرها

برای بررسی پایایی متغیرها در مطالعه حاضر از آزمون ریشه واحد تعمیم یافته دیکی-فولر[1] (ADF) استفاده شده است که نتایج آن در جدول (1) آمده است.

همانطور که در جدول (1) مشاهده می‌شود، قدر مطلق آماره دیکی-فولر تعمیم یافته

1. Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

www.SID.ir

محاسبه شده برای متغیرهای GINI و INF در سطح، از قدر مطلق مقادیر بحرانی مکینون در سطح 5% بزرگتر است و برای متغیرهای $FD, FD^2, GDPOP, GDPOP^2$ و HC این آماره بعد از یکبار تفاضل گیری بزرگتر از مقادیر بحرانی می‌شود. با توجه به اینکه همه متغیرهای مدل در سطح پایا نیستند، در تخمین مدل از روش OLS امکان رگرسیون کاذب وجود دارد. اما اگر بین این متغیرها رابطه همجمعی وجود داشته باشد، می‌توان بدون هراس از کاذب بودن تخمین، رگرسیونی بر پایه سطح متغیرهای سری زمانی برآورد کرد که اطلاعات بلندمدت را در بر داشته باشد. بنابراین روش ARDL که تخمین مدل را با لحاظ پایایی و ناپایایی انجام می‌دهد، استفاده می‌شود.

جدول(1) خلاصه نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته

	متغیر	عرض ازمبدأ	روند	وقفه	ADF محاسبه شده	مقدار بحرانی مکینون5%	نتیجه
LEVEL	GINI	C	———	3	-3.96063	-2.960411	پایا
	FD	C	T	1	-1.148424	-3.557759	ناپایا
	FD^2	C	T	1	-1.82495	-3.557759	ناپایا
	GDPOP	———	———	1	-0.17688	-1.951332	ناپایا
	$GDPOP^2$	———	———	1	-0.397469	-1.951332	ناپایا
	HC	C	———	0	1.267999	-2.951125	ناپایا
	INF	C	T	1	-3.577983	-3.552973	پایا
1st difference	DFD	C	T	1	-3.250803	-2.960411	پایا
	DFD^2	C	T	1	-4.276417	-2.960411	پایا
	DGDPOP	———	———	0	-3.551936	-1.951332	پایا
	$DGDPOP^2$	———	———	0	-3.745921	-1.951332	پایا
	DHC	C	———	0	-4.947407	-2.954021	پایا

منبع: نتایج آزمون ADF

2-5) نتایج تخمین مدل براساس الگوی ARDL

در تخمین مدل با الگوی ARDL ابتدا مدل پویای کوتاه‌مدت آن به صورت جدول (2) ارائه می‌شود که وقفه بهینه متغیرها بر اساس معیار شوارتز-بیزین به صورت ARDL(1,0,0,2,0,0,2) می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول(2) نتایج حاصل از آزمون همگرایی الگوی پویای تابع بهره وری نیروی کار

ARDL(1,0,0,1,0,0)

متغیر	ضرایب برآوردشده	انحراف معیار	(احتمال) آمارهt
GINI(-1)	0.39505	0.12603	3.13473(0/005)
FD	0.027675	0.010199	2.7135(0/012)
FD^2	-0.0019298	0.8223E-3	-2.3469(0/028)
GDPOP	0.13239	0.023778	5.5677(0/000)
GDPOP(-1)	-0.057198	0.010519	-5.4377(0/000)
GDPOP(-2)	0.020614	0.0071053	2.9011(0/008)
$GDPOP^2$	-0.0080873	0.0019127	-4.2281(0/000)
HC	-1.0368	0.28238	-3.6715(0/001)
INF	0.0015874	0.3206E-3	4.9513(0/000)
INF(-1)	-0.5586E-3	0.2916E-3	-1.9156(0/068)
INF(-2)	0.9505E-3	0.2662E-3	3.5704(0/002)
R^2= 0/89	R^2=0/85	D.W=1/7197	F=19/3498(0/000)
Diagnostic Tests			
Test Statistics		LM Version	F Version
A:Serial Correlation		0/92135(0/337)	0/61277(0/442)
B:Functional Form		1/9588(0/162)	1/5894(0/219)
C:Normality		0/10215(0/95)	———
D:Heteroscedasticity		1/6241(0/203)	1/6052(0/214)

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح 95% معنی‌دار هستند و یک واحد افزایش در ضریب جینی در دوره گذشته،باعث افزایش 0/4 واحدی ضریب جینی در دوره جاری می شود.

یک واحد افزایش در شاخص توسعه‌ی مالی مرکب در کوتاه‌مدت باعث افزایش 0/03 واحدی ضریب جینی در همان دوره می‌گردد؛ لذا شاخص توسعه‌ی مالی مرکب در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری روی نابرابری درآمدی دارد. به عبارت دیگر افزایش

Archive of SID

www.SID.ir

توسعه‌ی مالی باعث می‌شود در کوتاه‌مدت نابرابری درآمدی افزایش یابد. یک واحد افزایش در مجذور توسعه‌ی مالی در کوتاه‌مدت باعث کاهش 0/002 واحدی ضریب جینی در همان دوره می‌گردد؛ لذا مجذور توسعه‌ی مالی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنی‌داری روی نابرابری درآمدی دارد. این امر نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نظریه‌ی U معکوس گرین‌وود و جوانوایس در ایران برای دوره 87-1352 صدق می‌کند.

یک واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه در کوتاه‌مدت باعث افزایش 0/13 واحدی ضریب جینی در همان دوره و با یک دوره وقفه باعث کاهش ضریب جینی به میزان 0/06 واحد و با دو دوره وقفه دوباره باعث افزایش ضریب جینی به میزان 0/02 واحد می‌گردد. همچنین یک واحد افزایش در مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه در کوتاه مدت باعث کاهش 0/008 واحدی ضریب جینی در همان دوره می‌گردد. لذا مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنی‌داری روی نابرابری درآمدی دارد و باعث توزیع عادلانه درآمد می‌شود که این امر نیز با نظریه‌ی U معکوس کوزنتس موافق است.

افزایش یک واحدی سرمایه انسانی باعث کاهش 1/04 واحدی ضریب جینی در همان دوره می‌گردد. لذا سرمایه انسانی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنی‌داری روی نابرابری درآمدی دارد.

یک واحد افزایش در تورم در کوتاه‌مدت باعث افزایش 0/002واحدی ضریب جینی در همان دوره و با یک دوره وقفه باعث کاهش ضریب جینی به میزان 0.56E-3واحد و با دو دوره وقفه دوباره باعث افزایش ضریب جینی به میزان 0.95E-3واحد می گردد.

آماره F(6,27)=19.3498[000] دلیلی برای معنی‌داری کل رگرسیون می‌باشد و با اطمینان100% فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند.

آزمون‌های تشخیصی مدل نیز همگی از لحاظ اقتصادسنجی قابل قبول می‌باشند و بیانگر این نکته هستند که مدل مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس ندارد، توزیع جملات

Archive of SID

www.SID.ir

اخلال نرمال است و مدل صحیح تصریح شده است.

حال برای اطمینان از اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نباشد، از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر که بر پایه آزمون t بنا نهاده شده است استفاده می‌کنیم. اگر کمیت آماره t از مقدار بحرانی جدول بنرجی و همکاران (1992) بیشتر باشد، وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود. با توجه به رابطه (5) خواهیم داشت:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\beta}_1} = \frac{0.39505 - 1}{0.12603} = -4.8002$$

مقایسه آماره محاسباتی (4.8-) با کمیت بحرانی این آزمون در سطح 95% درصد (4.3-) جدول بنرجی و همکاران (1992)، فرضیه وجود رابطه بلندمدت (وجود همجمعی) بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. لذا تخمین ضرایب بلندمدت مدل در جدول (3) بدین صورت ارائه می‌شود:

جدول(3) نتایج بدست آمده از برآورد الگوی بلندمدت مدل

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	(احتمال)آمارهt
FD	0.045748	0.017708	2.5834(0.017)
FD^2	-0.0031901	0.0014526	-2.1962(0.038)
GDPOP	0.15837	0.0098174	16.1313(0.000)
$GDPOP^2$	-0.013369	0.0013714	-9.7479(0.000)
HC	-1.7138	0.4142	-4.1376(0.000)
INF	0.0032718	0.8915E-3	3.6698(0.001)

منبع: محاسبات تحقیق

در بلندمدت همه متغیرها در سطح 95% معنی‌دار بوده و از علائم مورد انتظار برخوردار می‌باشند. بر اساس نتایج بدست آمده، توسعه‌ی مالی با نرخ کاهنده‌ای منجر به افزایش ضریب جینی می‌گردد. همچنین معنی‌داری ضریب مجذور توسعه‌ی مالی نشان می‌دهد که نظریه‌ی U معکوس کوزنتس در این دوره برای کشور مطابق نظر گرین‌وود و جوانوایس

Archive of SID

www.SID.ir

(1990) تأیید می‌شود. با این حال مثبت بودن رابطه توسعه‌ی مالی و ضریب جینی مخالف نتایج اکثر مطالعات صورت گرفته در این زمینه است. افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه نیز به‌طور کاهنده‌ای منجر به افزایش ضریب جینی می‌گردد، لذا می‌توان نتیجه گرفت که ایران در بخش صعودی منحنی U معکوس کوزنتس قرار دارد.

وجود رابطه بلندمدت بین مجموعه متغیرها، مبنایی برای استفاده از الگوی تصحیح خطا را که در آن نوسانات کوتاه‌مدت به مقادیر تعادلی و بلندمدت ارتباط داده می‌شوند،فراهم می‌آورد. بنابراین الگوی تصحیح خطای مدل بلندمدت الگو در جدول4 آورده شده است.

جدول(4) نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای مدل

متغیر	ضرایب برآوردشده	انحراف معیار	(احتمال)آماره t
DFD	0.027675	0.010199	2.7135(0/012)
FD^2	-0.0019298	0.8223E-3	-2.3469(0/027)
DGDPOP	0.13239	0.023778	5.5677(0/000)
DGDPOP1	-0.020614	0.0071053	-2.9011(0/008)
$DGDPOP^2$	-0.0080873	0.0019127	-4.2281(0/000)
DHC	-1.0368	0.28238	-3.6715(0/001)
DINF	0 .0015874	0.3206E-3	4.9513(0/000)
DINF1	-0.9505E-3	0.2662E-3	-3.5704(0/001)
ecm(-1)	-0.60495	0.12603	-4.8002(0/000)
R^2=0/77	— R^2=0/67	D.W=1/7197	F= 9.4827(0/000)
ecm= GINI -.0045748*FD + .0031901*FD2 -.15837*GDPOP + .013369*GDPOP2 + 1.7138*HC - .0032718*INF			

منبع: محاسبات تحقیق

همانگونه که نتایج جدول نشان می‌دهد، همانند ضرایب الگوی بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت نیز از علائم مورد انتظار برخوردار می‌باشند و در سطح 95% معنی‌دار هستند.

ملاحظه می‌گردد که ضریب تصحیح خطای مدل[1] کوچکتر از یک و از نظر آماری

1. Error Correction Term (ECT)

Archive of SID

www.SID.ir

معنی‌دار می‌باشد. منفی بودن آن حاکی از این است که هر عدم تعادلی در الگو در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کند. ضریب تصحیح خطای مدل که برابر 0/60495- می‌باشد، نشان می‌دهد در هر دوره حدود 61% از عدم تعادل ضریب جینی برطرف می‌شود؛ و کمتر از دو دوره (یک و نیم سال) لازم است تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

3-5) آزمون ثبات ساختاری

نهایتاً آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی[1] و مجذور پسماند تجمعی[2] که منعکس کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند را انجام می‌دهیم.

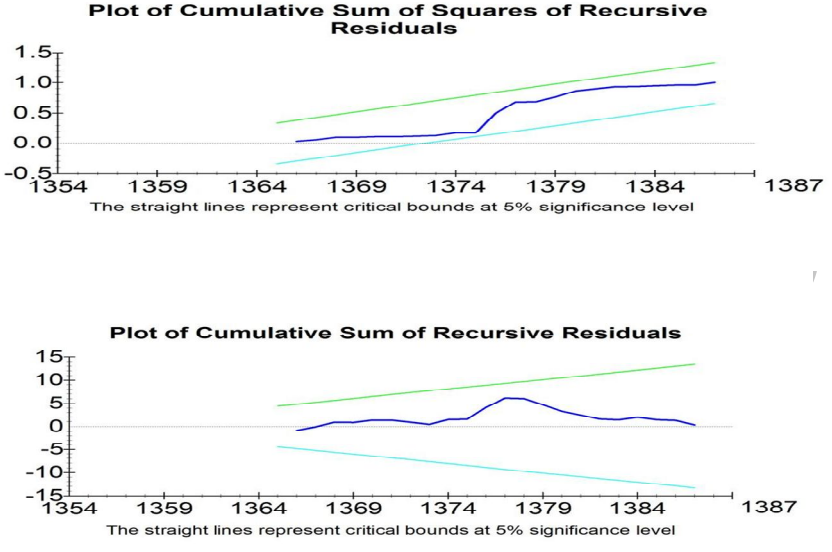
آزمون پسماند تجمعی برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آزمون مجذور پسماند تجمعی زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است مفید می‌باشند.

اگر نمودار پسماند تجمعی، بین دو خط صاف (فاصله اطمینان95%) [که برابری آنها توسط براون و دیگران[3] ارائه شده] قرار گرفت، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. در غیر این صورت فرضیه وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. مطالب فوق در مورد نمودار مجذور پسماند تجمعی نیز صدق می‌کند (تشکینی،1384). نمودار های آزمون‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در شکل (2) نشان داده شده‌اند.

1. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
2. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMSQ)
3. Brown, Durbin & Evans

Archive of SID

www.SID.ir



شکل (2): آزمون CUSUM و CUSUMSQ

شکل (2) نشان می‌دهد که نمودار پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گرفته‌اند، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود و وجود ثبات ساختاری تأیید می‌شود.

6- نتیجه‌گیری

هدف این مقاله، بررسی تأثیر توسعه‌ی مالی بر نابرابری درآمدی در ایران طی سالهای 87-1352 می‌باشد. برای تخمین مدل و بررسی اثر متغیرها روی نابرابری درآمد از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده شده است و نتایج زیر حاصل شده‌اند:

1) توسعه‌ی مالی مرکب در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت، معنی‌دار و کاهنده‌ای بر روی ضریب جینی دارد یعنی این ارتباط به شکل U معکوس می‌باشد که تصدیق‌کننده‌ی نظریه‌ی U معکوس گرین‌وود و جوانوایس در ایران می‌باشد.

Archive

www.SID.ir

2) تولید ناخالص داخلی سرانه در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت، معنی‌دار و کاهنده‌ای بر روی ضریب جینی دارد.

3) سرمایه انسانی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌داری بر روی نابرابری درآمدی دارد.

4) تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی نابرابری درآمدی دارد.

5) آزمون‌های ثبات CUSUM و CUSUMSQ نیز نشان‌دهنده ثبات مدل طی دوره مورد مطالعه می‌باشند.

با توجه به نتایج بدست آمده موارد زیر پیشنهاد می‌شوند:

- سیاست‌های مالی باید به گونه‌ای تنظیم شود که اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی علاوه بر افزایش با عدالت و کارآیی بیشتری بین اقشار مختلف جامعه تقسیم شود تا به این صورت با سرمایه‌گذاری‌های زودبازده، نابرابری بین گروه‌های درآمدی مختلف کاهش یابد.

- افزایش سواد و مهارت باعث افزایش آگاهی و دستمزد می‌گردد، و نهایتا توزیع درآمد عادلانه‌تر می‌گردد. لذا دولت باید برای افزایش سطح سواد و مهارت نیروی‌کار زمینه لازم را فراهم آورد.

- دولت باید تمام سیاست‌های پولی خود را در جهت کاهش تورم به اجرا درآورد، مثلاً با کنترل در قیمت کالاهای وارداتی، کنترل در فشار تقاضا که ناشی از افزایش سریع در هزینه‌های مصرفی و مخارج سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی و عمومی است، جلوی رشد نامتناسب نقدینگی بخش خصوصی را که عامل اصلی افزایش تقاضای کل و گسترش و تعمیق فشارهای تورمی است را بگیرد.

- در کاهش نابرابری درآمدی باید عواملی چون بهبود ساختار بازار، ایجاد امکانات مساوی و عادلانه و برابر برای تمام فقرا در برابر ثروتمندان و روستاییان در برابر شهرنشینان،

Archive of SID

www.SID.ir

رفع تبعیض جنسی و نژادی و .... در دسترسی به منابع و امکانات، برقراری و اختصاص یارانه هدفمند و جهت‌دار، جلوگیری از انتقال عوامل تولید، جلوگیری از مهاجرت عوامل تولید هم از روستاها به شهرها و هم از داخل به خارج کشور، مورد توجه و اهمیت قرار گیرد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع :

1. Ang, J.B. (2009), "Financial Liberalization and Income Inequality", MPRA, Paper No. 14496.
2. Asari, A., Naseri, A.R. and Aghayi, M. (2009), "The Effect of Financial Development on Poverty and Inequality in OPEC Countries", Journal of the Economic Research, 9(3):pp 29-51.
3. Batuo, E.M., Guidi, F. and Kupukile M. (2010), "Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries", MPRA Paper No. 25658, pp.1-28.
4. Beck, T., Demiraguc-kunt, A. and Levin (2004), "Finance, Inequality and Poverty: Cross-country Evidence", World Bank Policy Research Working paper, No.3338, World Bank, Washington D.C.
5. Canavire, G. and Rioga, F. (2008), "Financial Development and the Distribution of Income in Latin America and the Caribbean" Discussion Paper Series, No. 3796, October 2008, pp.1-18
6. Clarke, G., Lixin C.X. and Heng, Z. (2003), "Finance and Income Inequality:Test of Alternative Theories", Policy Research Working Paper, No.2984, March 2003, pp 1-26.
7. Dahmardeh, N., Safdari, M. and Shahikitash, M. (2010), "The Effects of Macro Indicators on Income Distribution in Iran", Iranian Journal of Trade Studies, 54, pp 25-55.
8. Davoodi, P. and Barati, M.A. (2007), "Effects of Economic Policies on Income Distribution in Iran", Iranian Journal of Trade Studies, 43, pp 283-322.
9. Ghanbari Arani, A., Aghaei, M. and Rezagholizadeh, M. (2011), "Investigation of the Effect of Financial Development on Income Distribution in Iran", Economic Research Review, Spring, 11(40), pp1-30.
10. Greenwood, J. and Jovanovic, B. (1990), "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income", the Journal of Political Economy, 98(5), pp 1076-1107.
11. Guillaumont, S.J. and Kangni K. (2008), "Financial Development and Poverty Reduction: Can There Be a Benefit without a Cost?",

Archive of SID

www.SID.ir

IMF Working Paper, International Monetary Fund, March 2008, pp 1-36.
12. Hasanzadeh, A., Azuji, A. and Ghavidel, S. (2006), "Effects of Micro-credit in Reducing Poverty and Income Inequality",Journal of Islamic Economics, 6(21), pp 45-68.
13. Jahed Ranjbar, A. (2010), "Study of Financial Development Effect on Inequality in Iran (1973-2006)", Thesis of Islamic Azad University, Tabriz Branch.
14. Jauch, S. and Watzka, S. (2011), "Financial Development and Income Inequality", CESifo Working Paper Series 3687, CESifo Group Munich, category 6: fiscal policy, macroeconomics and growth, pp 1-34.
15. Kappel, V. (2010), "The Effects of Financial Development and Income Inequality and Poverty", Proceedings of the German Development Economics Conference, Hannover 2010, No. 25, http://hdl.handle.net/10419/39977.
16. Khodadad Kashi F. and Heydari K.H. (2009), "Income Distribution In Iran's Economy, Application of Gini Coefficient, Theil and Atkinson Indices", Economic Research Review, 4, pp 151-179.
17. Li, H., Squire, L. and Zou, H. (1998), " Explaning International and Interttemporal Variations in Income Inequality", The Economic Journal, 108, pp 26-43.
18. Liang, Zh. (2006), "Financial Development and Income Distribution: a system GMM panel analysis with application to urban china", Journal of Economic Development", 31(2), pp 1-21.
19. Manoel, F. and Bittencourt, M. (2006), "Financial Development and Inequality: Brazil 1985-99", Working Paper 26, Society for the Study of Economic Inequality.
20. Moosavi S. N., Sadrolashrafi, S.M. and Taheri, F. (2009), "The Effect of Globalization on Income Inequality in Iran", Journal of Agricultural Economics, 3(2), pp 185-208.
21. Najarzadeh, R. and Mahdavirasekh, E. (2010), "The Effect of Globalization on Income Distribution in D. 8 Countries", Iranian Journal of Trade Studies, 54, pp 87-109.

Archive of SID

www.SID.ir

22. Noferesti, M. (2008), "Unit Root and Co-integration in Econometrics", The Rasa Cultural Services Institute.
23. Rasekhi, S. and Ranjbar, N. (2009), "An Examination of Financial Development Effect on OIC Member Countries", Journal of Knowledge and Development, 16(27), pp 1-22.
24. Rasti, M. (2009), "The Effect of Trade Development on Financial Development in Iran", Journal of Trade Surveys, 7(37), pp 56-63.
25. Sajadi, Z. (2010), "The effect of Financial Development on Income Distribution Inequality; Case Study of Selected Developing Countries", M.A. Thesis of Isfahan University.
26. Salem, A. and Arab Yarmohammadi, J. (2011), "The Relationship between Financial Development and Income Distribution (a case of Iran)", Journal of Trend of Economic Research, 19(58), pp 127-152.
27. Shahbaz, M. and Islam, F. (2011), "Financial Development and Income Distribution in Pakistan: an application of ARDL approach", Journal of Economic Development, 36(1), pp 35-58.
28. Sucre R.M. (2008), "Financial Development, Economic Growth and Inequality: assessing evidence for Latin America and the Caribbean", Working Paper, CEPLAG-San Simon University, pp1-39.
29. Tashkini, A. (2005), "Applied Econometrics with Microfit", The Dibagaran Artistic and Cultural Institute.

Archive of SID

www.SID.ir