فصلنامه مدلسازی اقتصاد سنجی (سال اول، شماره اول «پیاپی۱»، تابستان ۱۳۹۳، صفحات ۱- ۱۹)

بررسی تاثیر توسعه بازارهای مالی بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران

دکتر منصور زراءنژاد
استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
zarram@gmail.com

دکتر عبدالکریم حسین پور
دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز
karimhp136@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۲/۱۵

چکیده:

این مطالعه به بررسی تاثیر توسعه بازارهای مالی بر روی نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ با استفاده از هفت معادله رگرسیونی و روش یوهانسن می‌پردازد. در ارزیابی شاخص توسعه مالی شش زیر شاخص مورد ارزیابی قرار گرفته است که شامل بخش بانکی، بخش مالی غیربانکی، قانون‌گذاری و نظارت، بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، باز بودن بخش مالی و بخش نهادی است.

نتایج بیانگر این هستند که مولفه‌های بخش بانکی، بخش مالی غیر بانکی، قانون‌گذاری و نظارت، باز بودن بخش مالی و بخش نهادی می‌توانند باعث کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد گردند. همچنین، شاخص توسعه بخش بانکی، بیشترین تاثیر را بر روی توزیع درآمد در اقتصاد ایران داشته است و شاخص توسعه بخش پولی تاثیر معناداری بر روی بهبود درآمد نداشته است. طبق نتایج مدل، کیفیت نهادهای قانونی، حقوق مالکیت، کیفیت دیوان سالاری و مسئولیت‌پذیری دولت بر عملکرد سیستم مالی تأثیر می‌گذارند.

طبقه‌بندی *JEL* : *E44 ,E25 ,C88, C22*

کلید واژه‌ها: بازارهای مالی، نابرابری درآمدی، شاخص کلیت مالی، اقتصاد ایران

۱. مقدمه

بازارهای مالی می‌توانند نقش مهمی در کاهش نابرابری درآمد داشته باشند. سیستم کارای مالی، سرمایه را از پس‌اندازکنندگان به وام‌گیرندگان انتقال می‌دهد و منابع را به سمت پروژه‌های سرمایه‌گذاری مولد و سودده هدایت می‌کند. هر چقدر بهره‌وری سرمایه‌گذاری بیشتر باشد، نرخ رشد اقتصادی نیز بیشتر خواهد بود و نابرابری می‌تواند کمتر شود (کینگ[1]، ۱۹۹۳). استیگلیتز[2] (۱۹۹۴) معتقد است که بازارهای مالی مغز سیستم اقتصادی و کانون اصلی تصمیم‌گیری هستند و چنانچه این بازارها با شکست و نارسایی مواجه شوند، عملکرد کل سیستم اقتصادی آسیب خواهد دید. در سال‌های اوج انقلاب کینزی یعنی دهه ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰، اهمیت عوامل مالی عمدتا فراموش شد. تحت تاثیر مکتب کینز، اغلب کشورهای در حال توسعه نرخ‌های بهره اسمی‌پایین و تورم بالا را تحمل کردند که به طور اجتناب ناپذیری به نرخ‌های بهره واقعی منفی یا بسیار پایین منجر شد. شاید علت اصلی نرخ‌های پس انداز پایین و عدم توسعه بخش‌های مالی در این کشورها، محدودیت مالی بود.

در بسیاری از کشورهای جهان، شکاف عمیقی بین طبقه پایین و بالای جامعه وجود دارد و نابرابری توزیع درآمدی در سطح گسترده‌ای است. عامل اصلی این توزیع نابرابر را نمی‌توان صرفاً ناشی از تفاوت در بازده نیروی کار در گروه‌های مختلف دانست، بلکه توزیع نابرابر درآمدها به‌دلیل توزیع نابرابر ثروت‌های تولیدی است. این تمرکز ثروت در دست گروه محدود نخبگان اقتصادی و سیاسی جامعه، آن‌ها را قادر ساخته است تا با گسترش سرمایه انسانی خود و نسل‌های بعد از خود، سهم بیشتری از تولید ملی را از آن خود سازند. توسعه بخش مالی و گسترش ابزارها و واسطه‌های مالی یکی از راه‌هایی است که می‌تواند این تمرکز ثروت را کنترل نموده، امکانات بیشتری در اختیار افراد کمتر برخوردار قرار دهد تا آن‌ها نیز بتوانند با سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی خود، سهم خویش از تولید ملی را افزایش دهند.

سیستم مالی با کارایی بیشتر، خدمات مالی بهتری را ارائه می‌کند و از این طریق اقتصاد را قادر می‌سازد تا نرخ رشد GDP بالاتر رود. بنابراین، اهمیت نقش واسطه‌های مالی و بازارهای مالی بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد. از طرف دیگر، اگر سیستم مالی در یک کشور در اختیار برخی گروه‌های خاص باشد توسعه این بازار می‌تواند نابرابری درآمد را

---

[1] *King*
[2] *Stiglitz*

تشدید کند. در نتیجه، رابطه بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی می‌تواند در یک کشور به صورت یک رابطه معکوس باشد. از این رو مساله اصلی این تحقیق بررسی اثر توسعه بازارهای مالی بر روی نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن شاخص‌های مختلف توسعه مالی است.

۱. چارچوب نظری توسعه مالی

با توجه به تحولات بازارهای مالی، مفهوم توسعه مالی در دهه‌های پس از دهه هفتاد مورد توجه اقتصاددانان قرارگرفت. نظریه‌های مختلف تاکنون پیش بینی‌های کاملا متفاوتی در مورد رابطه بین تامین مالی و نابرابری درآمدی ارائه کرده اند. صندوق بین المللی پول در یک گزارش تحقیقاتی به بررسی مقایسه‌ای شاخص‌های توسعه مالی در کشورهای مختلف جهان و در سال‌های مختلف پرداخته است. سیاست‌هایی که در جهت تقویت بخش مالی به کار گرفته می‌شود، موجب کاهش هزینه‌های اطلاعات، مبادلات و نظارت می‌شود و در نتیجه با بهبود بهره وری موجب افزایش تولید و کاهش نابرابری می‌گردد.

۲-۱. ارزیابی شاخص توسعه مالی

در ارزیابی شاخص توسعه مالی کشورها شش زیرشاخص مورد ارزیابی قرار گرفته است که شامل بخش بانکی، بخش مالی غیربانکی، قانون‌گذاری و نظارت، بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، باز بودن بخش مالی و بخش نهادی است. صندوق بین المللی پول شاخص توسعه مالی را در پنج رده طبقه بندی کرده است که شامل توسعه خیلی زیاد، توسعه زیاد، توسعه متوسط، توسعه پایین و توسعه خیلی پایین است. بر این اساس کشورهایی که نمره ۲/۵ و پایین تر را در این شاخص کسب کرده اند در طبقه توسعه مالی خیلی پایین طبقه بندی شده اند و کشورهایی که نمره ۲/۶ تا ۴/۹ را کسب کرده‌اند در رده توسعه مالی پایین جای گرفته‌اند. کشورهای با درجه ۵ تا ۵/۹ در رده توسعه مالی متوسط جای دارند و کشورهای با درجه ۶ تا ۷/۵ در رده توسعه مالی بالا قرار می‌گیرند،کشورهای با درجه شاخص توسعه مالی بالای ۷/۵ را در رده توسعه خیلی بالا قرار می‌دهد.

۱-توسعه بخش بانکی: در اکثر نظام‌های اقتصادی، بانک‌ها مرکز سیستم مالی و پرداخت‌ها بوده و نقش مهمی در فرآیند تجهیز پس انداز، شناسایی فرصت‌های سرمایه گذاری و متنوع سازی ریسک ایفا می‌کنند. از این رو اندازه، ساختار و کارآیی بخش

بانکی به عنوان یک بعد مستقل توسعه مالی مورد توجه است. سوددهی بانک‌ها، اعتبارات پرداختی و دسترسی آسان بخش خصوصی به اعتبارات بانکی از این بعد مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر پایه مطالعات انجام شده، فعالیت بانک‌ها در فضای رقابتی شامل مداخله کمتر دولت، تمرکز کمتر بازار و امکان بیشتر ورود بانک‌های خارجی کارآیی و رشد بیشتری خواهد داشت.

۲-توسعه بخش مالی غیربانکی: تحولات بخش مالی غیربانکی، توسعه منابع سرمایه‌ای و خدمات مالی جایگزین را مورد بررسی قرار می‌دهد. این بخش بازارهای سهام، مؤسسه‌های مالی رهنی و اجاره‌ای، بازارهای اوراق بهادار، شرکت‌های بیمه و صندوق‌های بازنشستگی را در بر می‌گیرد. تنوع محصولات و بازارهای متنوع در این بخش ضمن ایجاد زمینه تحول در وظایف سیستم، بنگاه‌ها و خانوارها را قادر می‌سازد تا تأمین مالی خود را از نظر هزینه به گونه‌ای کارا بهبود بخشند؛ منابع مالی را تجهیزکنند؛ بر مدیریت بخش مالی نظارت داشته باشند و ریسک‌ها را توزیع نمایند.

۳-مقررات و نظارت بانکی: به دلیل وجود اطلاعات نامتقارن و همچنین شکست بازار در مبادلات مالی، کنترل و نظارت مناسب از جنبه‌های مهم توسعه مالی به شمار می‌آیند. مقامات مالی برای اطمینان از منافع سپرده‌گذاران در نظام بانکی از فساد جلوگیری می‌کنند. نظارت دقیق بانک‌ها، میزان استقلال بانک مرکزی و شفافیت اطلاعات مالی و پولی در این بعد از توسعه مالی اندازه‌گیری می‌شود.

۴-توسعه بخش پولی و سیاست گذاری پولی: در این بعد علاوه بر شاخص عمق مالی، حدود استفاده دولت‌ها از ابزارهای سیاست پولی غیرمستقیم، نرخ بهره، کارآیی نهاد سیاست‌گذار پولی و همچنین سهمیه‌بندی اعتبار مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۵-باز بودن بخش مالی: جنبه دیگر توسعه مالی، رتبه و جایگاه نظام مالی داخلی در جابجایی برون مرزی منابع مالی است. باز بودن بازارهای مالی بر روی ورود و خروج سرمایه، رژیم‌های ارزی مناسب و محدودیت‌های مبادلات دارایی‌های مالی یا ابزارهای ارزی خارجیان و افراد مقیم، در این بعد مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۶-محیط نهادی: فضای قانونی و سیاسی نقش تعیین‌کننده‌ای در کیفیت خدماتی که مؤسسات مالی ارایه می‌دهند دارد. برای نمونه در برخی از کشورهای در حال توسعه، بانک‌ها تمایل چندانی به افزایش وام ندارند؛ زیرا سیستم قضایی ناکارا یا نهادهای سیاسی و اداری فاسد مانع بازپرداخت مناسب وام می‌گردند. کیفیت نهادهای قانونی، حقوق مالکیت، کیفیت دیوان سالاری و مسئولیت‌پذیری دولت بر عملکرد سیستم مالی

تأثیر می‌گذارند. بدین منظور محیط نهادی به عنوان یکی از ابعاد توسعه مالی مدنظر قرار می‌گیرد.

بنابراین، توسعه مالی تنها با توسعه در ابعاد بانکی، مالی و پولی حاصل نمی‌شود و به درجه توسعه یافتگی از حیث مقررات و نظارت بانکی، درجه باز بودن بازار مالی و محیط نهادی جامعه نیز بستگی دارد. در ادامه، به بررسی مهمترین عناصر فوق پرداخته می‌شود (دادگر و نظری، ۱۳۹۰).

جدول (۱) عناصر تشکیل دهنده توسعه مالی در ایران و برخی کشورهای منتخب خاور میانه را در سال ۲۰۱۰ نشان می‌دهد.

جدول (۱): عناصر تشکیل دهنده توسعه مالی در ایران و کشورهای منتخب خاور میانه (۲۰۱۰)

کشور	بخش بانکی	بخش مالی غیر بانکی	قانون گذاری و نظارت	بخش پولی و سیاست گذاری پولی	باز بون بخش مالی	بخش نهادی	شاخص کلیت مالی
ایران	۱/۸	۳/۱	۴/۸	۰/۶	۴/۱	۲/۵	۲/۸
امارات	۷/۸	۵/۲	۶/۶	۵/۸	۸	۶	۶/۵
قطر	۶/۹	۰/۶	۶/۶	۵/۹	۸	۶/۴	۵/۷
الجزایر	۲/۶	۳/۲	۳/۶	۴/۵	۳/۹	۲/۲	۳/۳
پاکستان	۵/۸	۶/۳	۷/۷	۷/۴	۴	۳/۹	۶
مصر	۶	۶/۳	۵/۲	۵/۶	۶/۲	۳/۱	۵/۴
عمان	۶/۱	۵	۸/۴	۴/۱	۸	۵	۶/۱

منبع: صندوق بین المللی پول

جدول (۱) بیانگر این است که ایران از نظر شاخص توسعه مالی در سطح جهانی رتبه بسیار پایینی دارد. در بخش بانکی ایران از نظر صندوق بین المللی پول امتیاز ۱/۸ را گرفته است که نشانگر این است که بانک‌ها در فرآیند تجهیز پس‌انداز، شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و متنوع‌سازی ریسک به خوبی عمل نکرده‌اند. در بخش مالی غیر بانکی امتیاز ۳/۱ بوده است و بیانگر توسعه مالی پایین بوده است و بازارهای سهام، مؤسسه‌های مالی رهنی و اجاره‌ای، بازارهای اوراق بهادار، شرکت‌های بیمه و صندوق‌های بازنشستگی در جامعه رونق نیفتاده‌اند. از نظر قانون‌گذاری و نظارت امتیاز ۴/۸ بوده است که نشانگر توسعه مالی پایین بوده است که بخاطر مستقل نبودن بانک مرکزی بوده است. در بخش سیاست‌گذاری پولی نیز پایین‌ترین رتبه را در بین معیارهای مذکور با امتیاز ۰/۶ داشته است که نشانگر بهینه نبودن نرخ بهره بانکی و سیاست‌های غیر صحیح پولی بوده است. باز بودن بخش مالی نشانگر رتبه توسعه مالی پایین است که دلالت بر عدم تحرک سرمه در سطح بین‌المللی، سیاست‌های ارزی غلط

و محدودیت‌های مبادلات دارایی‌های مالی است. در پایان در بخش نهادی نیز ایران امتیاز ۲/۵ گرفته است و نشانگر توسعه مالی پایین است و همچنین نشانگر این است که کیفیت نهادهای قانونی، حقوق مالکیت، کیفیت دیوان سالاری و مسئولیت‌پذیری دولت بر عملکرد سیستم مالی مطلوب نبوده است. مجموعا در سال ۲۰۱۰ شاخص کلیت مالی در ایران ۲/۸ بوده که نشانگر پایین بودن شاخص توسعه مالی در کشورمان است.

جدول (۲) روند شاخص کلیت مالی در ایران را در دهه ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ میلادی نشان می‌دهد. نتایج حاصل از جدول بیانگر این است که روند شاخص توسعه مالی در ایران از دهه ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۰ روند کاملا نزولی داشته است. و از متوسط کشورهای صنعتی تفاوت فاحشی دارد. در بین کشورهای منتخب کشورهای امارات، قطر و عمان روند کاملا صعودی را در توسعه مالی داشته اند.

جدول (۲): روند شاخص کلیت مالی در ایران و کشورهای منتخب

کشور	دهه ۱۹۶۰	دهه ۱۹۷۰	دهه ۱۹۸۰	دهه ۱۹۹۰	دهه ۲۰۰۰
ایران	۳/۸	۳/۳	۲/۴	۲/۴	۲/۹
امارات	-	۲/۹	۳/۸	۴/۳	۶/۶
قطر	-	-	-	۴/۲	۵/۶
الجزایر	۲/۴	۴/۲	۵	۲/۷	۳/۴
پاکستان	۲/۷	۲/۹	۳	۳/۱	۵/۸
مصر	۱/۷	۱/۹	۳/۵	۳/۸	۵/۳
عمان	-	۲/۶	۲/۸	۳/۳	۶
متوسط کشورهای صنعتی	۳/۹	۴/۶	۵/۱	۵/۹	۶/۵

منبع: صندوق بین المللی پول

۲-۲. فرضیه U معکوس گرین وود و جووانویچ

این نظریه یک رابطه U شکل معکوس بین توسعه مالی و توزیع درآمد پیشنهاد می‌کنند. گرین‌وود و جووانویچ (۱۹۹۰)، رابطه توسعه مالی و نابرابری را در قالب یک مدل رشد برون‌زا بررسی کردند. آن‌ها اقتصادی را در نظر گرفتند که زنجیره‌ای از افراد را در فاصله $(0,1)$ در بر گرفته است. در دوره t فردی که دارای ثروت K_t است در مورد تخصیص ثروت بین مصرف C_{t} و سرمایه‌گذاری I_t تصمیم‌گیری می‌کند، بدین صورت که $K_t = C_{\mathrm{t}} + I_t$. شرط حدکثرسازی مطلوبیت دوران زندگی مورد انتظار برای آن بدین صورت است:

$$MAX\left\{E\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta' U(C_{\mathrm{t}})\right]\right\} : \text{با نرخ تنزیل } \beta \in (0,1) \qquad (1)$$

دو نوع تکنولوژی تولید در این اقتصاد وجود دارد. اولین نوع ارائه‌گر یک بازدهی نسبتا پایین اما مطمئن γ برای هر واحد سرمایه و دیگری نرخ بازدهی بسیار ریسکی‌تر، اما با ارزش انتظاری بالاتر که می‌تواند به‌وسیله یک تکانه فن‌آوری، که ترکیبی از $(\theta_t + \varepsilon_t)$ است، بیان شود. $\theta_t \in (\overline{\theta}, \underline{\theta})$ بیانگر تکانه‌های کلی و $\varepsilon_t \in (\overline{\varepsilon}, \underline{\varepsilon})$ بیانگر تکانه‌های غیر متعارف با $E(\varepsilon_t) = 0$ است و حد پایین تکانه‌های ترکیبی مثبت فرض می‌شود.

توسعه واسطه‌های مالی از طریق جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات تعداد زیادی از پروژه‌ها، به نحوی‌که منجر به کشف تکانه‌های کلی θ_t شود، می‌تواند اصطکاک اطلاعاتی[۱] مربوط به سرمایه‌گذاری ریسکی را هم‌پوشانی[۲] کند. توسعه واسطه‌های مالی از طریق تجمیع، مبادله و تقسیم ریسک، به روند آرام و یکنواخت تکانه‌های غیر متعارف کمک می‌کند.

علاوه بر این، همانند تاونسند[۳] (۲۰۰۶)، با فرض این که برای مشارکت در بازار مالی هزینه ثابت ورود به بازار γ وجود دارد، شرط ورود پر هزینه به بازار مالی نیز در مدل به‌کار گرفته شده است. با توجه به این هزینه ورود، هر عاملی نخواهد توانست فورا به بازار مالی بپیوندد و مشارکت در بازار مالی تنها به آن عواملی محدود می‌شود که میزان ثروت آن‌ها به یک حد آستانه مشخص برسد. بنابراین، در یک دوره زمانی معین، همه عامل‌ها می‌توانند به دو گره طبقه‌بندی شوند، یعنی عامل‌هایی که در حال حاضر در بازارهای مالی هستند (مشارکت‌کنندگان) و عامل‌هایی که فعلا در بازار مالی حضور ندارند (غیر مشارکت‌کنندگان).

برای عامل‌هایی که در بازار مالی مشارکت ندارند، اگر تصمیم گرفته شود که بخشی از سبد دارایی‌ها در تکنولوژی‌های پرریسک در دوره t سرمایه‌گذاری شود، آن‌گاه ستاده سرمایه‌گذاری در شروع دوره $t+1$ به صورت زیر خواهد بود:

$$K_{t+1} = \mathrm{I}_t[\emptyset_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1 - \emptyset_t)\gamma] \qquad (2)$$

این معادله نشان می‌دهد که ثروت غیر مشارکت‌کنندگان تا اندازه زیادی تحت تاثیر نااطمینانی تکانه‌های غیرمتعارف قرار دارد. همچنین، برای عواملی که هم اکنون در بازار مالی مشارکت دارند بازدهی $\gamma(\theta)$ برای هر واحد از سرمایه که در سیستم مالی سرمایه‌گذاری شود، می‌تواند به دست آید و این واسطه‌های مالی هستند که تصمیم

---

[۱] *مسائلی مانند مخاطرات اخلاقی و انتخاب سوء ویژگی اساسی بازارهای سرمایه هستند. وجود این نقصان در بازار سرمایه باعث دسترسی نابرابر به اعتبارات داده شده می‌شود و بدین ترتیب گروهی از مردم نمی‌توانند به صورت بهره‌ور سرمایه گذاری کنند.*

[2] *Overlapping*

[3] *Townsend*

می‌گیرند در کدام پروژه سرمایه‌گذاری کنند و وجوه خود را چگونه تخصیص دهند. این کار بر اساس جمع‌آوری اطلاعات و تحلیل‌های پیشرفته صورت می‌گیرد. بنابراین، برای عاملی که مقداری از سرمایه خود را در بازار مالی در دوره t سرمایه‌گذاری می‌کند، ثروت در شروع دوره $t+1$ می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$K_{t+1} = I_t \gamma(\theta_t) \quad (3)$$

در معادله (۱۰)، تابع بازدهی تنها با ارجاع به تکانه کلی θ توضیح داده شده است؛ زیرا تکانه غیر متعارف ε به‌وسیله واسطه‌های مالی تعدیل شده است. همانند گرینوود و جووانویچ (۱۹۹۰)، $W(K)$ را به عنوان تابع ارزش یک عامل که خارج از بازار مالی قرار دارد و $V(K)$ را به عنوان تابع ارزش یک مشارکت کننده مالی تعریف می‌کنیم. علاوه بر این، فرض می‌کنیم $F(\theta)$ و $G(\varepsilon)$ به ترتیب بیانگر تابع توزیع تجمعی θ و ε هستند. در دوره t، تصمیم سرمایه‌گذاری برای یک عامل که فعلا خارج از بازار مالی قرار دارد (غیر مشارکت‌کنندگان)، به حداکثر کردن تابع زیر وابسته خواهد بود:

$$W(K_t) = max_{I_t} \int u(K_t - I_t) + B \int \max[W(K_{t+1}), V(K_{t+1} - 1)]\, dF(\theta_{t+1}) dG(\theta_{t+1})$$
$$S.T: \quad K_{t+1} = I_t[\emptyset_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (1 - \emptyset_t)\gamma] \quad (4)$$

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

$$V(K_t) = max_{I_t} \int u(K_t - I_t) + B \int \max[V(K_{t+1})]\, dF(\theta_{t+1})$$
$$S.T: K_{t+1} = I_t \gamma(\theta_t) \quad (5)$$

در معادله بالا، V بدون ارجاع به W تعریف شده است و برای هر نوع تجهیز سرمایه‌ای، $V(K_t) > W(K_t)$ است. این نشان می‌دهد که برای افرادی که در سیستم مالی قرار دارند K از ارزش بیشتری برخوردار است تا کسانی که در خارج از سیستم قرار دارند. بنابراین، هنگامی‌که یک فرد وارد بازار مالی می‌شود دیگر هرگز خارج نخواهد شد.

مدل نظری گرین وود و جووانویچ (۱۹۹۰)، راه حل پویایی برای رابطه بین تامین مالی و نابرابری ارائه می‌کند، به این صورت که در مرحله اولیه توسعه هنگامی‌که واسطه‌های مالی کمتر توسعه‌یافته هستند، اقتصاد به آرامی رشد می‌کند. در مرحله میانی توسعه همراه با رشد اقتصادی سریع و توسعه مالی عمیق، نابرابری درآمدی بیشتر می‌شود و در مرحله بلوغ هنگامی‌که 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، گرین‌وود و جووانویچ، یک رابطه U شکل معکوس

بین توسعه مالی و توزیع درآمد پیش بینی کردند؛ یعنی توسعه مالی ممکن است در مراحل اولیه نابرابری درآمدی را بیشتر کرده، سپس هنگامی‌که درآمد به سطح متوسط افزایش یافت و خانوارهای بیشتری به بازارهای مالی دسترسی پیدا کردند، نابرابری کاهش می‌یابد.

۲-۳. پیشینه تحقیق

ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی به صورت گسترده در ادبیات اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. ابتدا توسط مک کینون و شاو (۱۹۷۳) و پس از آن توسط دیگر اقتصاددانان بررسی شد. اما در رابطه با اینکه چگونه بازار مالی نابرابری درآمد را تحت تاثیر قرار می‌دهد کارهای اندکی انجام گرفته است. اهمیت رابطه بین بخش مالی و توزیع درآمد به‌تازگی و در مطالعه کلاسنس و پروتی[1] (۲۰۰۷) بیش از پیش نمایان شد. به عقیده وی پیش‌بینی نظری آثار بخش مالی بر نابرابری درآمدی دقیق نیست. برخی توسعه بخش مالی رسمی را به نفع افراد ثروتمند می‌دانند،[2] ولی در بیشتر موارد رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی منفی ارزیابی می‌شود.

بک و همکاران[3] (۲۰۰۷) با استفاده از یک نمونه بین کشوری شامل ۷۲ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ رابطه بین توسعه واسطه‌های مالی و تغییرات در توزیع درآمد را بررسی کرده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در کشورهایی که از سطوح بالاتر توسعه واسطه‌های مالی برخوردار هستند، نابرابری درآمدی با سرعت بیشتری کاهش می‌یابد. همچنین توسعه مالی از طریق ارتقاء درآمد افراد فقیر، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد.

بیتنکورت[4] (۲۰۰۶) در مطالعه خود به بررسی توسعه مالی و نابرابری درآمدی در برزیل در دهه‌های ۸۰ و ۹۰ میلادی با استفاده از سری‌های زمانی پانل پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داد که توسعه مالی و گسترش نهادهای مالی در برزیل تاثیر قوی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته است، اما به این معنی نیست که افراد فقیر توانسته‌اند از این توسعه مالی بهره‌مند شوند؛ زیرا عواملی مانند افزایش نرخ تورم مانع ورود افراد فقیر به این بازارها شده است. مهمترین نتیجه‌ای که از این مقاله استنتاج می‌شود این است که هدایت بیشتر منابع مالی به سمت فقرا می‌تواند، نابرابری بالا در

---

[1] *Claessens and Perotti*
[2] *Rajan*
[3] *Beck*
[4] *Bittencourt*

برزیل را کاهش داده و رفاه اقتصادی را بدون این‌که انحرافی در بازدهی اقتصادی ایجاد کند، افزایش دهد.

کلارک[1] و همکارانش (۲۰۰۶) با به‌کارگیری داده‌های تابلویی برای ۸۳ کشور در حال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۵، تاثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد را بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که در کشورهایی که از بخش مالی توسعه یافته‌تری برخوردار هستند، نابرابری کمتر بوده است و نابرابری درآمد همزمان با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. در نتیجه، هیچ‌گونه شاهد و مدرکی در مورد رابطه U شکل معکوس بین تامین مالی و نابرابری پیدا نکردند.

در ایران مطالعات قابل توجهی در این خصوص یافت نمی‌شود. مطالعه عصاری و همکاران (۱۳۸۸) از جمله معدود مطالعات مرتبطی است که تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری درآمدی را در کشورهای عضو اپک در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴ با استفاده از گشتاورهای تعمیم یافته ***(GMM)*** بررسی کرده است. نتایج تحقیق نشان داد که توسعه مالی از طریق تأثیر بر رشد اقتصادی می‌تواند سهم بسزایی در کاهش فقر و نابرابری در کشورهای نفت‌خیز عضو اپک داشته باشد.

طیب نیا و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که توسعه مالی طی سال‌های مورد نظر باعث کاهش نابرابری درآمدی در این کشورها گردیده و میزان این تاثیر نیز به اندازه‌ای بوده است که می‌تواند به نحوی معنادار، الگوی توزیع درآمد موجود را تغییر دهد.

۳. داده‌ها و تصریح مدل

معیاری که برای اندازه گیری توسعه مالی به کار گرفته شده است، شش معیار محاسبه شده توسعه مالی توسط صندوق بین المللی پول است. شاخصی که به‌طور گسترده برای نشان دادن شدت نابرابری مورد استفاده قرار می‌گیرد، ضریب جینی است. در این تحقیق نیز از این شاخص استفاده می‌گردد. از طرفی دیگر، اگر حاصل‌جمع صادرات و

[1] *Clark*

واردات را با هم جمع و بر تولید ناخالص داخلی تقسیم کنیم شاخص باز بودن حاصل می‌شود.[1]

آمارهای مورد استفاده در تخمین از منابع آماری و گزارش‌های منتشر شده توسط صندوق بین المللی پول، بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و سالنامه آماری سال‌های مختلف به صورت سری زمانی سالانه در دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ جمع آوری شده است.

در این تحقیق با توجه به ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران و با توجه به این که شاخص توسعه مالی، نرخ تورم، درآمد سرانه، باز بودن تجارت نقش عمده‌ای در اقتصاد و نابرابری درآمدی دارند، از مدل کیم و لین[2] (۲۰۱۱) برای بررسی تعیین آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر نابرابری درآمدی که به صورت زیر تصریح می‌شود، استفاده می‌نماییم.

$$Gini = f(FD, INFL, IA, OPENNESS) \qquad (6)$$

که در آن $Gini$ ضریب جینی؛ FD شاخص توسعه مالی (۶ معیار گفته شده بالا)، $INFL$ نرخ تورم، IA درآمد سرانه و $OPENNESS$ شاخص باز بودن اقتصاد است.

تجزیه و تحلیل مدل به روش اقتصاد سنجی با استفاده از سری‌های زمانی و رویکرد تکنیک همجمعی و آزمون یوهانسن خواهد بود.

۴. برآورد مدل

قبل از برآورد مدل، برای اطمینان از ضرایب برآوردی مدل، می‌بایست آزمون‌های ساکن‌پذیری متغیرها را تعیین کرد. در تحقیق حاضر، آزمون ساکن‌پذیری متغیرهای مدل به وسیله آزمون متداول دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون کویاتوسکی، فیلیپس، اشمیت و شین[3] (KPSS) انجام می‌شود. بدین‌منظور برای هر یک از متغیرها، ابتدا آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته در سطح متغیر از حالت نرمال با وجود متغیرهای برون‌زای عرض از مبدا و بدون روند زمانی صورت می‌گیرد.

نتایج مربوط به این آزمون برای کلیه متغیرهای مدل در جدول‌های (۳) و (۴) به ترتیب برای سطح داده‌ها و تفاضل مرتبه اول آن‌ها ارائه شده است.

با توجه به جدول (۳)، می‌توان نتیجه گرفت که کلیه داده در سطح ساکن پذیر نیستند؛ زیرا قدر مطلق آماره محاسبه شده دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) از مقادیر بحرانی

[1] *Frimpong. Marbuah, 2010*
[2] *Kim and Lin*
[3] *KwIatKowski, Philips, Schmidt and Shin*

کوچکتر است. بنابراین، فرضیه صفر عدم ساکن‌پذیری رد نمی‌شود. ولی در آزمون KPSS فرضیه صفر ساکن پذیری است. فرضیه مقابل عدم ساکن پذیری متغیرها است.

جدول(۳): نتایج آزمون ADF و KPSS روی سطح متغیرها

متغیر	مدل با عرض از مبدأ و روند			مدل با عرض از مبدأ و روند		
	آماره ADF	مقدار بحرانی	وقفه	آماره KPSS	مقدار بحرانی	وقفه
$Gini$	-۲/۰۷	-۳/۵۰	۴	۰/۱۶	۰/۱۴	۴
FD	-۱/۵۲	-۳/۵۰	۴	۰/۱۸	۰/۱۴	۴
$INFL$	-۳/۱۴	-۳/۵۰	۴	۰/۱۸	۰/۱۴	۴
IA	-۲/۸۲	-۳/۵۰	۴	۰/۱۹	۰/۱۴	۴
$OPENNESS$	-۲/۵۶	-۳/۵۰	۴	۰/۱۸	۰/۱۴	۴

منبع: یافته‌های تحقیق

از آنجا که قدر مطلق آماره محاسبه شده KPSS از مقادیر بحرانی بزرگتر است، فرضیه صفر ساکن پذیری رد شده و فرضیه مقابل عدم ساکن پذیری پذیرفته می‌شود. بنابراین داده‌ها ساکن پذیر نیستند به عبارتی دیگر $I(0)$ نیستند و باید بررسی کنیم که آیا $I(1)$ هستند یا خیر؟ برای انجام این امر باید از داده‌ها تفاضل مرتبه اول بگیریم.

جدول(۴): نتایج آزمون ADF و KPSS روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	مدل با عرض از مبدأ و روند			مدل با عرض از مبدأ و روند		
	آماره ADF	مقدار بحرانی	وقفه	آماره KPSS	مقدار بحرانی	وقفه
$Gini$	-۳/۳۹	-۲/۹۲	۴	۰/۱۲	۰/۴۶	۴
FD	-۷/۰۸	-۲/۹۲	۴	۰/۱۲	۰/۴۶	۴
IA	-۷/۱۶	-۲/۹۲	۴	۰/۱۹	۰/۴۶	۴
$OPENNESS$	-۶/۲۶	-۲/۹۲	۴	۰/۰۹	۰/۴۶	۴
$INFL$	-۵/۸۵	-۲/۹۲	۴	۰/۰۶	۰/۴۶	۴

منبع: یافته‌های تحقیق

با تکرار آزمون دیکی- فولر و KPSS در مورد تفاضل اول مشخص شد که این متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری ساکن پذیر شده و فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد تفاضل داده‌ها و ساکن‌پذیر نبودن رد و فرضیه مقابل مبنی بر ساکن‌پذیری، در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. بنابراین، این متغیرها ساکن پذیر از درجه یک $I(1)$ هستند.

۴-۱. آزمون یوهانسن - جوسیلیوس[1]

در قسمت قبل نشان داده شد که کلیه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد مانا از درجه یک هستند. بنابراین، چون کلیه متغیرها $I(1)$ هستند، برای بررسی همجمعی (رابطه بلند مدت) متغیرها می‌توان از روش یوهانسن- جوسیلیوس استفاده کرد.

در آزمون همجمعی حداکثر درستنمایی یوهانسن - جوسیلیوس علاوه بر آزمون وجود همجمعی میان متغیرهای الگو، تعداد روابط بلندمدت (r) را در صورت وجود، آزمون می‌کند. در این مرحله باید تعداد بهینه‌ی وقفه در مدل VAR و بر اساس این تعداد وقفه، از آماره آزمون اثر λ_{Trace} یا آماره‌ی آزمون حداکثر مقدار ویژه λ_{max} برای تعیین بردارهای همجمعی استفاده شود.

با استفاده از نرم افزار ایویوز براساس معیار شوارز- بیزین و برای حالتی که عرض از مبدأ مقید و روند وجود نداشته باشد، طول وقفه بهینه به انتخاب نرم افزار با استفاده از این معیار دو انتخاب می‌شود.

برای تصمیم گیری در مورد الگوی بردارهای همجمعی و الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت از نظر شمول متغیرهای عرض از مبدأ و روند، باید الگوهای مختلفی برآورد نمود. در عمل، عدم وجود عرض از مبدأ و روند در توابع کوتاه مدت و بلند مدت و نیز وجود روند زمانی در الگوی کوتاه مدت در رابطه بلندمدت، کمتر محتمل است. در این جا با توجه به معادله اولیه، الگوی عرض از مبدا مقید و بدون روند برآورد می‌شود. برای تصمیم گیری در مورد انتخاب یکی از الگوهای یوهانسن (معادله یوهانسن دارای چهار الگو است)، لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی (عرض از مبدا) در الگو را به صورت توأم با تعیین تعداد بردارهای همجمعی، مورد آزمون قرار گرفته است.[2]

ابتدا حالتی را در نظر می‌گیریم که از شاخص کلیت مالی به عنوان شاخص توسعه مالی استفاده می‌گردد. خلاصه ی نتایج برای سطح اطمینان ۹۵ درصد، در جداول (۵) و (۶) خلاصه شده است.

با توجه به آزمون اثر ابتدا آماره‌ی آزمون λ_{Trace} برابر با ۱۶۱/۵ به دست می‌آید که با توجه به مقدار بحرانی ۵ درصد یعنی ۱۲۵/۶ فرضیه صفر عدم بردار همجمعی رد و فرضیه مقابل بیش از یک بردار همجمعی پذیرفته می‌شود. در مرحله دوم آماره آزمون

---

[1] *Johansen and Juselius*

[2] *تشکینی، ۱۳۹۰*

λ_{Trace} ۱۰۳/۹ به دست می‌آید که باز هم بیشتر از مقدار بحرانی ۵ درصد یعنی ۹۵/۷ می‌باشد و دوباره فرضیه صفر حداقل یک بردار همجمعی رد می‌شود.

جدول ۵: کمیت‌های آماره ی آزمون λ_{Trace} برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی

سطح احتمال	مقدار بحرانی ۵درصد	آماره λ_{Trace}	مقدار ویژه	فرضیه صفر
۰/۰۰	۱۲۵/۶	۱۶۱/۵	۰/۶۹	صفر بردار همجمعی
۰/۰۱	۹۵/۷	۱۰۳/۹	۰/۵۶	حداقل ۱ بردار همجمعی
۰/۱۳	۶۹/۸	۶۳/۷	۰/۴۰	حداقل ۲ بردار همجمعی
۰/۲۸	۴۷/۸	۳۸/۵	۰/۳۲	حداقل ۳ بردار همجمعی
۰/۴۲	۲۹/۷	۱۹/۹	۰/۲۴	حداقل ۴ بردار همجمعی

منبع: یافته‌های تحقیق

در مرحله سوم مقدار آماره ی آزمون λ_{Trace} برابر با ۶۳/۷ حاصل می‌شود که کمتر از مقدار بحرانی ۵ درصد یعنی ۳۳/۸ می‌باشد بنابراین فرضیه صفر رد نشده و ما دو بردار همجمعی خواهیم داشت. حال اگر این عملیات را برای آزمون و حداکثر مقدار ویژه، تکرار کنیم باز دو بردار همجمعی به دست می‌آید. بنابراین طبق هر دو آزمون تعداد بردارهای همجمعی $r = 2$ خواهد بود.

جدول ۶: کمیت‌های آماره‌ی آزمون λ_{max} برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی

سطح احتمال	مقدار بحرانی ۵درصد	آماره λ_{max}	مقدار ویژه	فرضیه صفر
۰/۰۰	۴۶/۲	۵۷/۵	۰/۶۹	صفر بردار همجمعی
۰/۰۴	۴۰/۰	۴۰/۱	۰/۵۶	حداقل ۱ بردار همجمعی
۰/۳۶	۳۳/۸	۲۵/۲	۰/۴۰	حداقل ۲ بردار همجمعی
۰/۴۴	۲۷/۵	۱۸/۵	۰/۳۲	حداقل ۳ بردار همجمعی
۰/۴۳	۲۱/۱	۱۳/۱	۰/۲۴	حداقل ۴ بردار همجمعی

منبع: یافته‌های تحقیق

حال با استفاده از نرم افزار ایویوز و با استفاده از روش یوهانسن این دو بردار همجمعی تخمین زده می‌شود. با توجه به نتایج به دست آمده، تنها یکی از بردارها از نظر اقتصادی معنادار است. حال می‌توان مراحل بالا را زمانی که شاخص توسعه مالی یکی از معیارهای شش گانه باشد تکرار کرد. نتایج حاصل در جدول (۷) نشان داده شده است.

نتایج حاصل از آزمون یوهانسن بیانگر این است که درآمد سرانه و شاخص‌های توسعه مالی اثر منفی و معناداری بر روی ضریب جینی دارند به این معنی که با افزایش این متغیرها ضریب جینی کاهش می‌یابد و نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. افزایش نرخ تورم نیز باعث افزایش نابرابری درآمد می‌گردد. از بین مولفه‌های توسعه مالی، شاخص توسعه بخش بانکی بیشترین تاثیر را بر روی توزیع درآمد می‌تواند در اقتصاد ایران

داشته باشد و شاخص توسعه بخش پولی از نظر آماری و اقتصادی تاثیر معناداری بر روی نابرابری درآمد نداشته است

جدول ۷: نتایج حاصل از رابطه بلندمدت یوهانسن – جوسیلیوس: متغیر وابسته ضریب جینی

متغیرها	مدل شاخص کلیت مالی	مدل‌های شامل مولفه‌های توسعه مالی					
عرض از مبدا	۲/۱۴ (۳/۴۱)	۲/۳۲ (۱/۵۲)	۲/۰۱ (۱/۹۲)	۲/۵۴ (۲/۵۶)	۳/۴۵ (۴/۵۶)	۱/۸۷ (۰/۳۵)	۲/۵۴ (۰/۹۸)
درآمد سرانه	-۰/۳۵ (-۲/۸۶)	-۰/۴۲ (-۲/۳۲)	-۰/۴۵ (-۴/۴۱)	-۰/۶۵ (-۵/۶۵)	-۰/۶۱ (-۰/۴۱)	-۰/۳۵ (-۰/۳۲)	-۰/۸۷ (-۴/۳۱)
نرخ تورم	۰/۰۸ (-۱/۷۵)	۰/۰۵ (۳/۷۵)	۱/۳۲ (۰/۳۵)	۰/۸۱ (۲/۲۲)	۰/۹۸ (۴/۶۵)	۲/۲۰ (۱/۲۱)	۲/۳۴ (۲/۰۱)
باز بودن اقتصاد	-۰/۴۵ (-۲/۳۵)	۰/۳۲ (۰/۶۵)	-۰/۲۴ (-۱/۸۵)	۰/۹۵ (۲/۳۱)	۲/۳۲ (۰/۰۵)	-۱/۴۱ (-۲/۹۱)	۰/۹۸ (۰/۲۳)
شاخص کلیت مالی	-۰/۵۲ (-۳/۵۶)						
شاخص توسعه بخش بانکی		-۰/۷۲ (-۳/۴۱)					
شاخص توسعه مالی غیر بانکی			-۰/۲۵ (-۲/۸۷)				
شاخص مقررات و نظام بانکی				-۰/۴۲ (-۳/۶۳)			
شاخص توسعه بخش پولی					-۰/۷۵ (-۰/۳۵)		
شاخص باز بودن بخش مالی						-۰/۳۲ (-۱/۹۵)	
شاخص محیط نهادی مالی							-۰/۴۲ (-۳/۷۱)

منبع: یافته‌های تحقیق (مقادیر داخل پرانتز نشانگر آماره‌های t هستند.)

شاخص باز بودن اقتصاد نیز تاثیرات مثبت و منفی بر روی ضریب جینی دارد به این معنا که به طور قطعیت نمی‌توان در مورد اثر باز بودن اقتصاد بر روی نابرابری درآمدی اظهار نظر کرد و بستگی به شرایط اقتصادی کشور دارد. اگر صادرات و واردات بی رویه باشد می‌تواند منجر به صدمه به بازار محصولات داخلی گردد و نابرابری درآمدی را افزایش دهد. از طرفی دیگر، اگر صادرات محصولات به صورت بهینه باشد می‌تواند منجر به کاهش نابرابری گردد.

۴-۲. تجزیه واریانس

روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون زایی متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری نشان می‌دهد. بنابراین، این روش را می‌توان آزمون علیت گرنجر خارج از دوره نمونه نامید. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای

مختلف الگو در واریانس خطای پیش بینی یک متغیر، در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. به طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش بینی باشد، آن‌گاه واریانس خطای پیش بینی تنها بر اساس تکانه‌های وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می‌شود؛ بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه‌گیری کنیم (تشکینی، ۱۳۸۲).

فرض کنید می‌خواهیم تابع عکس العمل اثرات شوک‌های وارد شده از شوک‌های بازبودن اقتصاد، توسعه مالی، نرخ تورم و درآمد سرانه را بر روی ضریب جینی مورد بررسی قرار دهیم. نتایج حاصل در جدول (۸) نشان داده شده است.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس برای متغیر ضریب جینی، در یک افق زمانی ده ساله در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸: نتایج حاصل از تجزیه واریانس برای متغیر ضریب جینی

د.وره	*Gini*	*OPENNESS*	*FD*	*INFL*
۱	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۱۰	-۰/۰۰۷	۰/۰۳۳	-۰/۰۱۱
۳	۰/۱۳	۰/۰۰۱	۰/۰۷۶	-۰/۰۱۵
۴	۰/۱۴	۰/۰۰۴	۰/۱۰۵	-۰/۰۰۹
۵	۰/۱۶	۰/۰۱۲	۰/۱۳۱	-۰/۰۰۹
۶	۰/۱۶	۰/۰۲۳	۰/۱۴۵	۰/۰۰۵
۷	۰/۱۶	۰/۰۳۵	۰/۱۵۲	۰/۰۰۱
۸	۰/۱۵	۰/۰۴۴	۰/۱۵۱	۰/۰۰۸
۹	۰/۱۴	۰/۰۵۱	۰/۱۴۵	۰/۰۱۳۲
۱۰	۰/۱۳	۰/۰۵۶	۰/۱۵۶	۰/۰۱۴۹

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج حاصله می‌توان گفت که سهم بی‌ثباتی متغیر ضریب جینی که در ستون دوم از سمت چپ به نمایش درآمده است، در توجیه نوسانات خود طی کوتاه‌مدت یا افق زمانی پنج ساله، ۱۶ درصد و در بلندمدت یا افق زمانی ده ساله، ۱۳ درصد است. سهم بی‌ثباتی شاخص کلیت مالی در توجیه نوسانات ضریب جینی طی کوتاه‌مدت ۱۳درصد و در بلندمدت نیز ۱۵ درصد است. از طرفی دیگر سهم بی‌ثباتی شاخص بازبودن اقتصاد در توجیه نوسانات ضریب جینی طی کوتاه مدت ۱ درصد و در بلندمدت

نیز ۵ درصد است. سهم بی‌ثباتی سایر متغیرها نیز در توجیه نوسانات ضریب جینی در جدول بالا نشان داده شده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

سیستم مالی با کارایی بیشتر، خدمات مالی بهتری را ارائه می‌کند و از این طریق اقتصاد را قادر می‌سازد تا نرخ رشد GDP بالاتر رود. بنابراین، اهمیت نقش واسطه‌های مالی و بازارهای مالی بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد. از طرف دیگر، اگر سیستم مالی در یک کشور در اختیار برخی گروه‌های خاص باشد توسعه این بازار می‌تواند نابرابری درآمد را تشدید کند. معیاری که برای اندازه گیری توسعه مالی به کار گرفته شده است ۶ معیار محاسبه شده توسعه مالی توسط صندوق بین المللی پول است.

نتایج حاصل از آزمون دیکی- فولر و KPSS نشان داد که که متغیرهای مدل پس از یک‌بار تفاضل‌گیری ساکن‌پذیر شده و فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد تفاضل داده‌ها و ساکن‌پذیر نبودن رد و فرضیه مقابل مبنی بر ساکن‌پذیری، در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. بنابراین، کلیه متغیرها ساکن‌پذیر از درجه یک $I(1)$ هستند. بنابراین، چون کلیه متغیرها $I(1)$ هستند، برای بررسی همجمعی (رابطه بلند مدت) متغیرها می‌توان از روش یوهانسن- جوسیلیوس استفاده کرد.

نتایج حاصل از آزمون یوهانسن بیانگر این است که درآمد سرانه و شاخص‌های توسعه مالی اثر منفی و معناداری بر روی ضریب جینی دارند به این معنی که با افزایش این متغیرها ضریب جینی کاهش می‌یابد و نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. افزایش نرخ تورم نیز باعث افزایش نابرابری درآمد می‌گردد. از بین مولفه‌های توسعه مالی، شاخص توسعه بخش بانکی بیشترین تاثیر را بر روی توزیع درآمد می‌تواند در اقتصاد ایران داشته باشد و شاخص توسعه بخش پولی از نظر آماری و اقتصادی تاثیر معناداری بر روی نابرابری درآمد نداشته است. شاخص بازبودن اقتصاد نیز تاثیرات مثبت و منفی بر روی ضریب جینی دارد به این معنا که به طور قطعیت نمی‌توان در مورد اثر باز بودن اقتصاد بر روی نابرابری درآمدی اظهار نظر کرد و بستگی به شرایط اقتصادی کشور دارد. در پایان پیشنهاد می‌شود که جهت بهبود توزیع درآمد بانک مرکزی استقلال یابد تا سیاست‌های پولی دچار تحول گردد.

ساختار و کارآیی بخش بانکی به عنوان یک بعد مستقل توسعه مالی مورد توجه است؛ زیرا سوددهی بانک‌ها، اعتبارات پرداختی و دسترسی آسان بخش خصوصی به اعتبارات

بانکی از این بعد مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر پایه نتایج مدل، فعالیت بانک‌ها در فضای رقابتی شامل مداخله کمتر دولت، تمرکز کمتر بازار و امکان بیشتر ورود بانک‌های خارجی کارآیی و رشد بیشتری خواهد داشت.

طبق نتایج مدل کیفیت نهادهای قانونی، حقوق مالکیت، کیفیت دیوان‌سالاری و مسئولیت‌پذیری دولت بر عملکرد سیستم مالی تأثیر می‌گذارند. بدین‌منظور محیط نهادی به عنوان یکی از ابعاد توسعه مالی جهت بهبود توزیع درآمد باید مد نظر قرار گیرد.

باز بودن بازارهای مالی بر روی ورود و خروج سرمایه، رژیم‌های ارزی مناسب و محدودیت‌های مبادلات دارایی‌های مالی یا ابزارهای ارزی خارجیان و افراد مقیم در این بعد باید مورد توجه قرار گیرد تا توزیع درآمد بهبود یابد.

فهرست منابع:

تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، اقتصاد سنجی کاربردی به کمک *Microfit*، چاپ اول، تهران: انتشارات مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.

دادگر، یدالله و روح الله نظری (۱۳۸۸)، ارزیابی شاخص‌های توسعه مالی در ایران، اولین کنفرانس بین المللی توسعه نظام تامین مالی در ایران، دانشگاه صنعتی شریف، بهار ۱۳۸۸: ۱-۳۵.

طیب نیا، علی، زارعی، عباس و حمید یاری (۱۳۸۹)، بررسی تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی، مطالعه موردی کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا. فصلنامه سیاست‌های اقتصادی، ۶(۲): ۱۵۴-۱۳۷.

عصاری، عباس، ناصری، علیرضا و مجید آقایی خوندایی (۱۳۸۸)، تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اپک پژوهش‌های اقتصادی، ۹(۳): ۲۹-۵۱.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and R. Levine (2007), Finance, inequality and the poor, Journal of Economic growth, 12: 27–49.

Bittencourt, M. and F. Meyer (2006), Financial Development and Inequality: Brazil 1985-99, Department of Economics, University of Bristol, Discussion Paper, No. 06/582.

Claessens, S. and E. Perotti (2007), Finance and inequality: channels and evidence, Journal of Comparative Economics, 35: 748–773.

George R. G. Clarke, Lixin Colin Xu and Z. Heng-fu (2006), Finance and income inequality: what do the data tell us?, Southern Economic Journal, 72: 578–596.

Dickey, D. and W.A. Fuller (1979), Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-31.

Johansen, S. and K. Juselius (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.

Kim, D-H. and S-C. Lin (2011), Nonlinearity in the Financial Development and Income Inequality Nexus, Journal of Comparative Economics, 39: 310-325.

King, R.G. and R. Levine (1993), Financial Intermediation and Economic Development, Colin Mayer and Xaviervives, London: Centre for Economic Policy Research, 89-156.

Stiglitz, J. (1994), The Role of the State in Financial Market, Supplement to World Bank Economic Review and World Bank Research Observer, 19-27.

The Effect of Financial Development on Income Inequality in Iran's Economy

Mansour Zarra-Nezhad
Professor of economics, Shahid Chamran, University, Ahvaz, Iran
zarram@gmail.com

Abdolkarim Hosseinpoor
PhD student of economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
karimhp136@gmail.com

Abstract:
This study examines the effect of financial development on income inequality in Iran for the period of 1971 to 2011using Johansen cointegration approach. To this end a financial development index has been constructed from six sub-indices including banking sector, non-banking financial sector, regulation and supervision, monetary sector and monetary policy, financial openness, and institutional sector.
The results indicated that banking sector, non-banking financial sector, regulation and supervision financial openness, and institutional sector are able to reduce Gini coefficient and improve income distribution. In this respect, while the development of banking sector has the greatest impact on income distribution in Iran's economy, development of monetary sector has no significant impact on income improvement. According to these findings, quality of legal institutions, property rights, quality of bureaucracy and government responsibility affect the functioning of the financial system.

JEL Classification: *E44, E25, C88, C22*
Keywords: Financial Markets, Income Inequality, Financial Aggregate Index, Iran's Economy