



درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام

تاریخ دریافت مقاله: ۹۷/۰۲/۰۲ تاریخ پذیرش مقاله: ۹۷/۰۸/۱۹ آناهیتا زندی^۱

چکیده

پژوهش پیش رو به بررسی تاثیر نقدشوندگی بازار سهام بر میزان نابرابری درآمد طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۷۶ پرداخت. نتایج به دست آمده با ثابت نگه داشتن برخی عوامل، از جمله معیارهای سنتی توسعه مالی، نشان می‌دهند که ارتباطی منفی بین نقدشوندگی بازار سهام و ضریب جینی به عنوان معیار نابرابری درآمد وجود دارد. افزون بر این، یافته‌ها حاکی از آن هستند که نوعی همبستگی منفی بین نقدشوندگی سهام و نرخ فقر وجود دارد. در مجموعه‌ی پایانی آزمون‌ها با تقسیم افزایش دستمزد به دو قسمت (افزایش ناشی از نقدشوندگی سهام و افزایش قائم بر نقدشوندگی) شواهد مستدل تری مبنی بر کاهش نابرابری و فقر به واسطه‌ی افزایش دستمزد ناشی از نقدشوندگی به دست آمد.

کلمات کلیدی

درآمد نابرابر، فقر، نقدشوندگی

۱- گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی، واحد سمنان، دانشگاه آزاد اسلامی، سمنان، ایران. (نویسنده مسئول)

zandi_anna@yahoo.com

مقدمه

در نظر عموم مردم، بازارهای مالی علت اصلی برخی آشوب‌های اقتصادی بوده‌اند که به تمامی بخش‌های جامعه نفوذ کرده‌اند. اما نظریات موجود به شکلی متفق‌القول به پیچیدگی‌های تاثیر توسعه و پیشرفت مالی بر رشد اقتصادی اشاره دارند. از زمان شومپتر (۲۰۰۳)، اقتصاددانان به مطالعه و بررسی چگونگی اثرگذاری توسعه‌ی بازارهای مالی بر نرخ رشد اقتصادی پرداختند. به تازگی هم چندین پژوهش نظری و عملی تا حدودی این ایده را تایید کرده‌اند که در تلاش برای توضیح بازدهی اقتصادی، علی‌رغم دشوار بودن مسیر و رابطه‌ی علت و معلول بین این متغیرها، فاینانس یا تامین مالی از اهمیت به‌سزایی برخوردار است (گلداسمیت، ۱۹۶۹؛ مک کینون، ۱۹۷۳؛ گالور، ۱۹۹۳؛ گینک و لوین، ۱۹۹۳؛ نوسر و کوگler، ۱۹۹۸؛ راجان و زینگالس، ۱۹۹۸؛ لوین، لویازا و بک، ۲۰۰۰؛ خان، ۲۰۰۱؛ و کالدرون و لیو، ۲۰۰۳).

بر اساس نظریه‌های توسعه، دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر و ایجاد فرصت‌های مناسب اقتصادی برای گروه‌های کم درآمد، محور استراتژی‌های توسعه است؛ اما با گذشت زمان مشخص شد که هر چند با وجود رشد اقتصادی بالا در برخی از کشورها گروه‌های کم درآمد و فقیر از منافع آن بهره‌چندانی نبرده‌اند؛ بعبارت دیگر، برای توزیع مناسب درآمد علاوه بر رشد اقتصادی مستمر، ابزارها و سیاست‌های دیگری نیز لازم است. از بین روش‌ها و ابزارهای مختلف می‌توان به خدمات مالی و اعتباری اشاره کرد که امکان مشارکت گسترده افراد کم درآمد در فعالیت‌های اقتصادی را فراهم می‌آورد. تاثیر توسعه مالی بر متغیرهای واقعی امری پذیرفته شده است و بدلیل اینکه توسعه مالی از مسیرهای دیگری همچون مصرف و توزیع درآمد، بخش واقعی اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد (افشاری، ۱۳۹۳).

لوین و زرووس (۱۹۹۸) نگاهی به ورای توسعه‌ی مالی عمومی داشتند و به بررسی این موضوع پرداختند که آیا بازارهای سهام در درازمدت سبب ترویج و ارتقاء رشد اقتصادی می‌شوند یا خیر. آنها با مطالعه‌ی داده‌های به دست آمده از ۴۷ کشور دریافتند که نقدشوندگی سهام یک کشور ارتباط مثبتی با نرخ رشد اقتصادی آن دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهند که بازارهای سهام با عملکرد مناسب حداقل ارتباط بسیار مهمی با بازدهی اقتصادی دارند. این نتایج تئوری رشد درون‌زا را تایید می‌کنند. بر اساس این نظریه، بازارهای دارای عملکرد مناسب باعث می‌شوند تا بخش بیشتری از پس‌اندازهای ناخالص وارد بخش‌های سرمایه‌ای شود و این موضوع به رشد اقتصادی منتهی خواهد شد (پاگانو، ۱۹۹۳). البته تعیین تاثیر نامتناسب نقدشوندگی بر زندگی ثروتمندان در برابر زندگی فقرا به مراتب از شناسایی

درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام / آناهیتا زندی

ارتباط بین نقدشوندگی سهام و رشد اقتصادی جالب‌تر است. هدف اصلی این پژوهش، پاسخ به این سؤال ویژه است. که آیا نقدشوندگی سهام بر میزان نابرابری درآمدی تأثیر دارد یا خیر.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

انگیزه اصلی انجام این پژوهش جریان وسیعی از تحقیقات مختلف بوده که به بررسی تعامل بین فاینانس، توسعه اقتصادی، و توزیع درآمد پرداخته‌اند. کوزنتس (۱۹۵۵) معتقد است رشد اقتصادی می‌تواند در مراحل اولیه توسعه بر میزان نابرابری درآمدی تأثیر داشته باشد. اما در کشورهای بهتر توسعه یافته، هرچه رشد اقتصادی بیشتر شود از میزان نابرابری کاسته خواهد شد. پاگانو (۱۹۹۳) با پیروی از کوزنتس (۱۹۵۵) و با در نظر گرفتن ساختارهای مالی، به مدل‌سازی چهارچوب رشد - نابرابری پرداختند. تئوری آن‌ها نشان می‌دهد که توسعه مالی و اقتصادی در مراحل اولیه بر بیشتر شدن نابرابری درآمدها تأثیرگذار هستند در حالی که کشورهای بیشتر توسعه یافته با ساختارهای مالی کامل‌تر، در رابطه با مقوله نابرابری عموماً از ثبات بیشتری برخوردار هستند. اما برعکس این پژوهشگران، بکر و تومز (۱۹۷۹ و ۱۹۸۶) نشان داده‌اند که توسعه نظام مالی بر فرصت‌های اقتصادی فقرا تأثیرگذار است و در نتیجه سبب کاهش نابرابری بین نسل‌ها می‌شود.

دمیرگوک کانت و لوین (۲۰۰۹) مروری کامل و انتقادی بر نظریات مرتبط با این مقوله داشته‌اند. آن‌ها در این بازبینی دریافته‌اند که آندسته از نظریات موجود درباره‌ی ارتباط بین فاینانس و نابرابری عموماً پیش‌بینی‌های متناقض و متضادی دارند. اما ادبیات تجربی در زمینه‌ی ارتباط بین توسعه مالی و کاهش نابرابری عملکرد ضعیفی داشته است. به عنوان مثال، بورگس و پانده (۲۰۰۵) نشان دادند که تصمیم بانک ذخایر هند در مورد افتتاح شعب بانکی در مناطق روستایی سبب افزایش دستمزد کارگران محروم شده و در نتیجه فقر و نابرابری را کاهش داده است. بسیاری از پژوهش‌های دیگر از این دست نیز نشان داده‌اند که هرگونه تلاش در راستای تخفیف محدودیت‌های اعتباری به شکلی نامتناسب به نفع آندسته از افراد فقیری است که با مشکل نداشتن وثیقه و سابقه‌ی اعتباری مواجه هستند (گالور و زریا، ۱۹۹۳؛ آگیون و بولتون، ۱۹۹۷؛ گالور و مواف، ۲۰۰۴). در قالبی عمومی و کلی‌تر، دمیرگوک کانت و لوین (۲۰۰۹) به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی به توضیح نقش قابل توجه رشد درآمدی دو درصد پایین فقرا در جدول توزیع درآمدها کمک می‌کند.

بر اساس درک و شهود می‌توان پیش‌بینی کرد که کم کردن محدودیت‌های اعتباری (یعنی توسعه مالی) منجر به منافع و مزایای بیشتری برای فقرا خواهد شد، البته با توجه به این موضوع که احتمال استفاده‌ی فقرا از اعتبارات به مراتب بیشتر از ثروتمندان است. همچنین می‌توان پیش‌بینی نمود که

هزینه‌ی کمتر تراکنش‌ها در بازارهای نقدشونده‌تر سهام به شکل نامتناسبی به نفع ثروتمندان است چرا که آن‌ها بیشتر از فقرا در این بازارها مشارکت دارند. اما یک فرضیه‌ی باریک‌بینانه‌تر هم وجود دارد. تئوری مطرح شده در تحقیقات لوین (۱۹۹۱) و بنچی ونگا، اسمیت و استار (۱۹۹۵) به این موضوع اشاره دارد که نقدشوندگی هرچه بیشتر در بازارهای سهام دارای هزینه‌ی پایین‌تر تراکنش و معامله، سبب کاهش میزان عوامل بازدارنده در زمینه‌ی سرمایه‌گذاری روی پروژه‌های بلندمدت خواهد شد. بنابراین شرکت‌ها بیشتر به این قبیل پروژه‌ها روی می‌آورند و همین امر منجر به افزایش تقاضا برای نیروی کار خواهد شد. بیشتر بودن یا نبودن منافع نقدشوندگی برای یک طبقه‌ی اجتماع نسبت به سایر طبقات به این موضوع بستگی دارد که آیا درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری برای ثروتمندان (به سبب کاهش هزینه‌های معاملاتی) بیشتر از رشد درآمد فقرا (به سبب بییشتر شدن تقاضا برای نیروی کار) است یا خیر.

برای مشخص کردن تاثیر یا عدم تاثیر نقدشوندگی بازار سهام بر نابرابری در کشورهای کمتر توسعه‌یافته از جمله ایران، باید این موضوع را بررسی کرد که آیا نقدشوندگی سبب کمتر شدن فقر می‌شود یا خیر. در این راستا، بر اساس پژوهش خان ۲۰۰۱ شواهد نشان می‌دهند نقدشوندگی بازار سهام سبب کمتر شدن کسری از جمعیت می‌شود که با درآمدی کمتر از ۱,۲۵ دلار در روز زندگی می‌کنند (معیاری برای سنجش فقر که معمولاً در کشورهای کمتر توسعه‌یافته دیده می‌شود). همچنین به هنگام مطالعه‌ی بخشی از جمعیت که در سطحی پایین‌تر از «خط فقر» تعیین شده در آن کشور زندگی می‌کند، شواهدی هم دال بر وجود ارتباط منفی بین نقدشوندگی و نرخ فقر وجود دارد. این یافته‌ها، بر این مفهوم تاکید دارند که نقدشوندگی بازار سهام، بیشتر از آن که برای ثروتمندان منافی باشد، به همراه داشته باشد، به نفع فقرا است.

در بیشتر پژوهش‌های تجربی در این عرصه، تعیین مسیر رابطه‌ی علیت در ارتباط بین نقدشوندگی و نابرابری کار بسیار دشواری است. کلاسز و پروتی (۲۰۰۷) در مرور ادبیات پژوهشی مرتبط، بحث اهمیت تشخیص احتمال علیت معکوس - یا نحوه‌ی اثرگذاری نابرابری بر توسعه‌ی مالی - را مطرح کردند. بخش عمده‌ی این تحقیق حول این ایده پیش می‌رود که نابرابری درآمدها سبب ایجاد تاثیرات سیاسی نابرابر می‌شود و می‌تواند به شکل‌گیری نوعی کنترل بر (یا حتی در اختیار گرفتن قانونی) نظام مالی بیانجامد (راجان و زینگالس، ۲۰۰۳؛ پروتی و وولپین، ۲۰۰۷).

با توجه به نظریات موجود در مورد منجر شدن نقدشوندگی بازار به تقاضای بیشتر برای نیروی کار (لوین، ۱۹۹۱) به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا افزایش دستمزد در واقع همان نقطه‌ی عطفی

درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام / آناهیتا زندی

است که ارتباط بین نقدشوندگی و نابرابری را توضیح می‌دهد؟ او در ابتدا ارتباط مثبت قوی و قابل توجهی بین نقدشوندگی بازار سهام و افزایش دستمزد مشاهده کرد. پس از آن افزایش دستمزد را به دو قسمت تقسیم نمود: بخشی که ناشی از نقدشوندگی بازار سهام است و بخشی که قائم بر نقدشوندگی است. بعد از رسیدن به ارتباطی منفی و بسیار ضعیف بین افزایش دستمزد (تجزیه نشده) و نابرابری، به شواهد مستدل و محکمی دست یافت که نشان می‌دهند افزایش دستمزد ناشی از نقدشوندگی به شکل منفی با نابرابری همبستگی دارد. این نتایج هم به لحاظ آماری و هم به لحاظ اقتصادی معنادار هستند. البته در این بین هیچ ارتباطی بین افزایش دستمزد قائم به نقدشوندگی و نابرابری یافت نشد. در مجموع، نتایج به دست آمده حاکی از آن هستند که نقدشوندگی بازار سهام با کاهش نابرابری درآمد همراه است و افزایش دستمزد نقطه‌ی ارتباطی مهمی است که این همراهی و همبستگی را توضیح می‌دهد.

آزمون‌های انجام شده در مورد ارتباط بین نقدشوندگی بازار سهام و نابرابری درآمدها همبستگی بسیار نزدیکی با ادبیات پژوهشی مفصلی دارند که به بررسی نقش توسعه‌ی مالی در توزیع درآمد ایفا می‌کند. پژوهش‌های نظری و عملی اخیر به مطالعه‌ی تاثیر آزادی‌های مالی بر نابرابری اقتصادی پرداخته‌اند (آنجلو، مالیک و سوسا، ۲۰۱۲؛ دلیس، حسن و کازاکیس، ۲۰۱۳؛ لی و یو، ۲۰۱۴؛ جاموت و اوسوریو بوترون، ۲۰۱۵؛ ناسور و ژانگ، ۲۰۱۶؛ بومان و لنسیک، ۲۰۱۶).

نظریه‌ی مطرح شده در پژوهش دمیرگوک کانت و لوین (۲۰۰۹) حاکی از ابهام چگونگی اثرگذاری توسعه‌ی مالی بر نابرابری اقتصادی است. از یک سو، رفع یا کاهش محدودیت‌های اعتباری باید به نفع فقرا باشد و در نتیجه نابرابری کمتر شود. گالور و مواف (۲۰۰۴) و بک، دمیرگوک کانت و لوین (۲۰۰۷) نیز مباحثی مشابه این را مطرح کرده‌اند. از سوی دیگر، اگر توسعه‌ی مالی به سادگی سبب بهبود و ارتقاء کیفیت خدمات مالی موجود شود اما دسترسی به بازارهای اعتباری را بهتر نکند، آنگاه ثروتمندانی که احتمالاً از این خدمات مالی بهره می‌گیرند از اوضاع سود خواهند برد و در نتیجه توزیع درآمد گسترده‌تر خواهد شد. مباحثی از این دست در پژوهش گرین وود و جووانویچ (۱۹۹۰) نیز مطرح شده‌اند.

به لحاظ تجربی، یافته‌های ادبیات پژوهش تا حدودی مرکب و درهم‌آمیخته هستند. لی، اسکوتیر و زو (۱۹۹۸) اثبات کرده‌اند که پیشرفت و توسعه‌ی مالی (اندازه‌گیری شده بر حسب نسبت تامین پول M2 به تولید ناخالص داخلی) ارتباطی منفی با نابرابری درآمدها دارد. بک، دمیرگوک کانت و لوین (۲۰۰۷)، کلارک، ژو و لو (۲۰۰۶) و هاموری و هاشیگوچی (۲۰۱۲) نیز نتایجی مشابه این به دست

آورده‌اند. ناسور و ژانگ (۲۰۱۶) دریافتند که مؤلفه‌های توسعه‌ی مالی (از قبیل دسترسی، کارایی و ثبات) دقیق‌تر و نه چندان گسترده‌ی درآمد همراه است. اما این قبیل نتایج درهم‌آمیخته در پژوهش‌های کاپل (۲۰۱۰) و کیم و لین (۲۰۱۱) نیز دیده شده‌اند. کاپل (۲۰۱۰) در تحقیقات خود به این نتیجه رسید که توسعه‌ی مالی در کشورهای بیشتر توسعه‌یافته سبب کاهش نابرابری می‌شود اما این موضوع در کشورهای کمتر توسعه‌یافته چندان صادق نیست. کیم و لین (۲۰۱۱) نیز دریافتند که کاهش میزان نابرابری تنها در سطح آستانه‌ی توسعه‌ی مالی رخ می‌دهد. در سطح پایین‌تر از این آستانه، توسعه‌ی مالی سبب بیشتر شدن نابرابری خواهد شد.

در سایر مطالعات انجام شده، بهمنی اسکویی و ژانگ (۲۰۱۵) از آزمون‌های سری زمانی کمک گرفتند تا نشان دهند که تاثیر توسعه‌ی مالی بر توزیع درآمد پدیده‌ای کوتاه‌مدت است و در دوره‌های زمانی طولانی‌تر دوام نخواهد داشت. افزون بر این، دیگر پژوهشگران دریافتند که ارتباط بین توسعه‌ی مالی و نابرابری به زیرنمونه‌های کشورهای مختلف، شمول کنترل‌های گوناگون و نحوه‌ی سنجش و ارزیابی توسعه‌ی مالی حساس است. به عنوان مثال، جاموت (۲۰۱۵) نشان داد که در ۱۸ کشور آسیایی، رابطه‌ی بین توسعه‌ی مالی و نابرابری کاملاً مثبت است. دنک و کورنید (۲۰۱۵) نیز همین نتایج را در مورد کشورهای OECD (سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی) به دست آوردند. جاش و واترکا (۲۰۱۲) در برخی آزمون‌های خود به این نتیجه رسیدند که توسعه‌ی مالی به لحاظ برخی معیارها و خصوصیات اقتصادسنجی سبب افزایش نابرابری می‌شود. جاموت، لال و پاپاجورجیو (۲۰۱۳) دریافتند که آن بخش‌هایی از توسعه‌ی مالی که با تجارت و جهانی‌شدن همراه و همگام هستند به افزایش نابرابری منجر می‌شوند. علاوه بر این‌ها، گیمت و لاگوراد سگوت (۲۰۱۱) با استفاده از روش‌های سری زمانی نشان دادند که توسعه‌ی بخش بانکداری به گسترده‌تر شدن توزیع درآمدها می‌انجامد.

بر این اساس، ادبیات پژوهشی موجود به شکلی گسترده به بررسی تاثیر توسعه‌ی مالی بر نابرابری درآمدها پرداخته است. پژوهش‌های دیگری این موضوع را بررسی نقش بازارهای سهام در رشد اقتصادی اقدام کرده‌اند. هدف پژوهش پیش رو مرتبط ساختن این مسیر تحقیقاتی از طریق تمرکز بر آزمون‌های تعیین‌کننده‌ی امکان توضیح توزیع درآمد از طریق بازار سهام است.

احسانی (۱۳۹۵) به بررسی اثر ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی پرداخته است. در این مقاله چگونگی اثرات عوامل تعیین‌کننده پس‌انداز، به ویژه اثر ریسک درآمد بعنوان یکی از متغیرهای مهم و موثر بر پس‌انداز در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۸۹ با بکارگیری روش حداقل مربعات معمولی (OLS) مورد بررسی قرار گرفته است. در این تحقیق، به منظور بررسی تاثیر ریسک درآمد بر

درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام / آناهیتا زندی

نرخ پس‌انداز، انحراف معیار تولید ناخالص داخلی بعنوان نماینده‌ای برای ریسک درآمد در نظر گرفته شده است. نتایج تجربی تحقیق، دلالت بر تاثیر مثبت و معنی‌دار ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز داشته است. بعبارت دیگر، با افزایش نااطمینانی، عدم مطلوبیت برای مصرف‌کنندگان ریسک‌گریز بوجود می‌آید. مصرف‌کنندگان به تخصیص مصرف از زمان حال به آینده می‌پردازند تا عدم مطلوبیت را کاهش دهند. در نتیجه پس‌انداز افزایش می‌یابد که اثر انگیزه‌های احتیاطی بر پس‌انداز را تایید شده است. همچنین وجود آثار مثبت نرخ رشد اقتصادی، نرخ بهره اسمی روی سپرده‌های بانکی، نرخ تورم، و نسبت خالص صادرات به تولید ناخالص داخلی بر نرخ پس‌انداز تایید شده است.

افشاری (۱۳۹۳) به بررسی اثر فقر، نابرابری درآمد و شاخص توسعه انسانی بر شادکامی در کشورهای منتخب پرداخته است. در این مقاله، به بررسی اثر سه متغیر فقر، نابرابری درآمد و شاخص توسعه انسانی بر شادکامی در دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۵ پرداخته شده است. بدین منظور از داده‌های پانل یک نمونه ۱۰۰ کشوری استفاده شده است. برآورد را برای کل کشورها و به تفکیک دو گروه کشورهای توسعه‌یافته، کشورهای در حال توسعه انجام داده‌ایم. یافته‌های این پژوهش نشان داده است که در دو گروه کشورهای مورد مطالعه، فقر اثر منفی بر شادکامی دارد، ولی بهبود توزیع درآمد شادکامی را افزایش داده است. همچنین، نتایج رابطه مثبت بین توسعه انسانی و شادکامی را در کل و به تفکیک کشورها نشان داده است. نتایج این پژوهش به نقش پراهمیت فقر و نابرابری درآمد و توسعه انسانی بر شادکامی جوامع به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه دلالت دارد.

هوشمند (۱۳۸۹) به بررسی عوامل موثر بر پس‌انداز ملی در ایران پرداخته است. هدف اصلی این مقاله بررسی عوامل موثر بر نرخ پس‌انداز ملی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده و الگوی تصحیح خطا طی دوره زمانی (۱۳۸۳-۱۳۳۸) می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که رشد و اقتصادی در کوتاه مدت و نوسانات درآمدهای نفتی به ترتیب تاثیر مثبت و منفی بر نرخ پس‌انداز ملی در کوتاه مدت و بلند مدت دارند. تاثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز ملی داشته است و شدت تاثیر آن در کوتاه مدت بیش از بلند مدت است؛ این امر در واقع تایید فرضیه مایزلس - لی در اقتصاد ایران است. ضریب نرخ تورم مثبت ولی معنادار نیست.

بلاو (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی تاثیر نقدشوندگی بازارهای سهام بر میزان نابرابری درآمدها می‌پردازد. نتایج به دست آمده با ثابت نگه داشتن برخی عوامل، از جمله معیارهای سنتی توسعه‌ی مالی، نشان می‌دهند که ارتباطی منفی بین نقدشوندگی بازار سهام یک کشور و معیارهای مختلف نابرابری وجود دارد. آنها دریافتند که این ارتباط در بیشتر کشورهای توسعه‌یافته وجود ندارد. در

مقابل، نتایج به دست آمده در کشورهای توسعه نیافته و کشورهای نسبتاً توسعه یافته به مراتب قوی تر هستند. افزون بر این، یافته‌ها حاکی از آن هستند که نوعی همبستگی منفی بین نقدشوندگی سهام و نرخ فقر وجود دارد.

چیارمونت (۲۰۱۶) به بررسی سرمایه و نسبت‌های نقدینگی و بحران مالی پرداخته‌است. با استفاده از داده‌های بدست آمده به بررسی ارتباط بین نسبت نقدینگی و سرمایه ساختاری و احتمال ورشکستگی بانک‌ها پرداخته شده‌است. داده‌ها شامل تمام قسمت‌های مربوط به ورشکستگی بانک‌ها در اتحادیه اروپا (کشورهای عضو) در طول دهه گذشته است. نتایج نشان داده است که افزایش منابع نقدینگی موجب کاهش خطر بحران مالی در بانک‌ها شده است.

نصار و ژانگ (۲۰۱۶) به بررسی توسعه مالی، نابرابری و فقر پرداخته‌اند. این پژوهش شواهدی را درباره ارتباط بین توسعه مالی و توزیع درآمد ارائه داده است. ابعاد توسعه مالی در نظر گرفته شده عبارتند از: دسترسی به مالی، بهره‌وری، ثبات و آزادسازی. هر جنبه با دو شاخص موسسات مالی و بازارهای مالی نشان داده شده است. نتایج نشان داده است که چهار نوع از پنج بعد توسعه مالی می‌تواند به طور قابل توجهی نابرابری درآمد و فقر را به جز آزادسازی مالی، که تمایل به آنها را تشدید می‌کند، کاهش دهد. همچنین، توسعه بخش بانکی تمایل به تاثیر قابل توجهی در تغییر توزیع درآمد نسبت به توسعه بازار بورس دارد.

دریفی (۲۰۱۳) به بررسی توسعه مالی و مثلث (فقر، نابرابری و رشد) پرداخته است. تحقیق فوق یک مطالعه مقایسه‌ای بین سه گروه از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با توجه به معیار درآمد در طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۱ انجام داده شده است. نتایج نشان داده است که توسعه مالی، رشد اقتصادی و کاهش فقر در کشورهای با درآمد متوسط و بالا بهبود یافته است و درحالی که در کشورهای کم درآمد سیستم مالی اثر مثبت بر اقتصاد نداشته است. این مطالعه همچنین نشان داده است که توسعه مالی، نابرابری توزیع درآمد را در کشورهای با درآمد متوسط تشدید نموده درحالی که برای کشورهای با درآمد بالا هرگونه بهبود در سیستم مالی منجر به کاهش در نابرابری شده است.

آنگ (۲۰۱۰) به بررسی رابطه بخش مالی و نابرابری را در کشورهای و با توجه به داده‌های سری زمانی این کشور با استفاده از روش خودرگرسیون برداری در دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۳ بررسی شده است. نتایج نشان داده است که حتی با در نظر گرفتن شاخص‌های متفاوت توسعه مالی نقش قابل توجهی در کاهش نابرابری توزیع درآمد داشته است.

درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام / آناهیتا زندی

فرضیه های پژوهش

- (۱) بین نقدشوندگی سهام و نابرابری درآمد رابطه معناداری وجود دارد.
- (۲) بین نقدشوندگی سهام و فقر رابطه معناداری وجود دارد.
- (۳) بین افزایش دستمزد و نابرابری درآمد رابطه معناداری وجود دارد.
- (۴) بین افزایش دستمزد و فقر رابطه معناداری وجود دارد.

روش شناسی پژوهش

گرد آوری اطلاعات این پژوهش برای دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۹۶ می باشد. داده ها، اطلاعات ارائه شده در بانک مرکزی به صورت سری زمانی می باشد.

مدل های تجربی پژوهش

جهت آزمون فرضیه های پژوهش از مدل پژوهش (بلو، ۲۰۱۷) به شرح زیر استفاده گردید.

مدل فرضیه اول:

$$\text{Ln(Inequality)} = \beta_1 \text{Ln(Liquidity)} + \beta_2 \text{Ln(BankCredit)} + \beta_3 \text{Ln(Output Growth)} + \beta_4 \text{Ln(Saving)} + \beta_5 \text{Net Exports} + \alpha + \epsilon_i \quad (۱)$$

مدل فرضیه دوم:

$$\text{Ln(Poverty)} = \beta_1 \text{Ln(Liquidity)} + \beta_2 \text{Ln(BankCredit)} + \beta_3 \text{Ln(Output Growth)} + \beta_4 \text{Ln(Saving)} + \beta_5 \text{Net Exports} + \alpha + \epsilon_i \quad (۲)$$

مدل فرضیه سوم و چهارم:

$$\text{Ln(Inequality/Poverty)} = \beta_1 \text{Ln(Wage Growth)} + \beta_2 \text{Ln(BankCredit)} + \beta_3 \text{Ln(Output Growth)} + \beta_4 \text{Ln(Saving)} + \beta_5 \text{Net Exports} + \alpha + \epsilon_i \quad (۳)$$

متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه گیری آنها

الف) متغیرهای وابسته:

نابرابری درآمد: براساس ضریب جینی بر اساس برآورد بانک مرکزی برای ضریب جینی در هر سال ارایه می شود.

فقر: خط فقر یا آستانه فقر کمترین درآمدی است که برای زندگی در کشور در نظر گرفته می شود.

ب) متغیرهای مستقل:

معیار نقدشوندگی^۱: حجم / تولید ناخالص داخلی (GDP)^۲، نسبت حجم معاملات کل در بازار سهام

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره چهارم / پائیز ۱۳۹۸

کشور، نسبت به GDP کل می‌باشد. همچنین معیار رشد دستمزد، لگاریتم رشد دستمزد مصوب توسط کشور (حداقل دستمزد امسال منهای حداقل دستمزد پارسال) می‌باشد. مشخصه‌ی دیگر توسعه‌ی مالی به مشخصه‌هایی شبیه است که در تحقیقات قبلی استفاده شدند (لویین و زرؤس (۱۹۹۷)، لویین و زرؤس (۱۹۹۸) و دیمیرگوس - کانت و لویین (۲۰۰۹)). برای مثال، اعتبار بانکی^۴، مجموع اعتبار ارائه شده توسط بانک‌ها (نسبت به GDP) می‌باشد. هم‌چنین داده‌های مربوط به چندین مشخصه‌ی دیگر اقتصاد کلان^۵ در این پژوهش جمع‌آوری گردید که احتمالاً این مشخصه‌ها برای کنترل و نظارت هنگام تعیین ارتباط بین نقدشوندگی و نابرابری درآمد^۶، مهم و حیاتی می‌باشند. GDP سطح کشور می‌باشد در حالی که رشد خروجی^۷، نرخ رشد^۸ GDP می‌باشد (لگاریتم نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (تولید ناخالص داخلی امسال منهای پارسال)). پس‌انداز^۹، مقدار پس‌انداز ناخالص^{۱۰} نسبت به GDP می‌باشد و خالص صادرات^{۱۱}، اختلاف بین صادرات و واردات (نسبت به GDP) کشور می‌باشد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

مدل آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی و توزیع هستند. در این پژوهش اطلاعات مربوط به میانگین از گروه شاخص‌های مرکزی، انحراف معیار از گروه شاخص‌های پراکندگی و و چولگی و کشیدگی از گروه شاخص‌های توزیع ارائه شده‌اند. آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل اصلی پژوهش در جدول شماره (۱) ارائه شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| معیارها / متغیرها | میانگین | ماکزیمم | مینیمم | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|-------------------|---------|---------|--------|--------------|---------|--------|
| نابرابری درآمد | -۱,۳۲ | -۰,۷۳ | -۲,۱۳ | ۰,۳۹ | -۰,۲۸ | ۲,۴۱ |
| نقدینگی | ۱۲,۱۱ | ۱۵,۸۴ | ۸,۹۷ | ۱,۸۰ | ۰,۰۹ | ۲,۹۲ |
| فقر | ۱۲,۸۶ | ۱۴,۶۴ | ۱۱,۰۳ | ۱,۱۰ | -۰,۰۹ | ۱,۸۴ |
| رشد دستمزد | ۱۱,۷۶ | ۱۳,۴۷ | ۹,۹۳ | ۱,۰۹ | -۰,۱۱ | ۱,۸۲ |
| اعتبار بانکی | ۱۳,۰۷ | ۱۵,۴۵ | ۸,۷۳ | ۱,۸۰ | -۰,۵۹ | ۲,۶۶ |
| رشد تولید ناخالص | -۱,۲۶ | ۱,۹۶ | -۳,۷۳ | ۲,۱۵ | ۰,۵۶ | ۱,۷۶ |
| پس‌انداز ناخالص | ۱۵,۶۲ | ۱۸,۴۰ | ۱۳,۷۱ | ۱,۴۰ | ۰,۲۶ | ۲,۲۳ |
| صادرات خالص | ۱۰,۷۱ | ۱۳,۰۲ | ۷,۷۷ | ۲,۳۲ | -۰,۳۸۴۳ | ۱,۳۶ |

درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام / آناهیتا زندی

اصلی ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده است. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر نابرابری درآمد برابر ۱,۳۲- می باشد که نشان می دهد بیشتر داده ها حول این نقطه تمرکز یافته اند. بطور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است.

مانایی متغیرهای تحقیق

نتایج آزمون مانایی در جدول (2) درج گردیده است. بر اساس آزمون " دیکی فولر " چون مقدار P-VALUE همه متغیرها کمتر از ۰,۰۵ است همه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی در دوره پژوهش پایا بوده اند. پایایی بدین معنی است که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش در طول زمان و کواریانس متغیرها بین سال های مختلف ثابت بوده است.

جدول ۲- مانایی متغیرهای پژوهش

| متغیر | ضریب | احتمال | سطح پذیرش |
|------------------|-----------|--------|-----------|
| نابرابری درآمد | -۴,۳۰۵۲۵۹ | ۰,۰۱۷۴ | I(2) |
| نقدینگی | -۴,۰۶۸۵۷۶ | ۰,۰۲۲۸ | I(2) |
| فقر | -۳,۷۹۷۱۴۵ | ۰,۰۲۶۹ | I(1) |
| رشد دستمزد | -۳,۵۰۹۸۱۰ | ۰,۰۳۹۰ | I(1) |
| اعتبار بانکی | -۳,۰۵۸۴۷۷ | ۰,۰۰۸۲ | I(0) |
| رشد تولید ناخالص | -۲,۹۸۸۴۰۷ | ۰,۰۰۹۱ | I(1) |
| پس انداز ناخالص | -۵,۲۰۶۸۸۱ | ۰,۰۰۴۸ | I(0) |
| صادرات خالص | -۴,۰۲۷۵۶۰ | ۰,۰۲۳۹ | I(2) |

آزمون ضریب همبستگی متغیرهای وابسته و مستقل پژوهش

نتایج بررسی همبستگی میان متغیرها در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳- آزمون ضریب همبستگی

| | نابرابری درآمد | نقدشوندگی | فقر | رشد دستمزد |
|----------------|----------------|-----------|--------|------------|
| نابرابری درآمد | ۱ | | | |
| نقدشوندگی | -۰,۹۳۵ | ۱ | | |
| فقر | ۰,۵۸۹ | -۰,۶۸ | ۱ | |
| رشد دستمزد | -۰,۵۹ | ۰,۴۹ | -۰,۰۲۱ | ۱ |

آزمون فرضیه اول پژوهش

همانطور که در جدول شماره ۴ مشاهده می شود، برای بررسی درستی مدل، از معیارهای ضریب تعیین (R2) و ضریب تعیین تعدیل شده (Adj. R2) و دوربین واتسون (D-W) و برای بررسی معنی داری مدل نیز از آماره F استفاده می شود. همان طور که در جدول (۲) مشاهده می شود، مقدار ضریب تعیین 0/77 و ضریب تعیین تعدیل شده برابر 0/76 می باشد و بدین معنی است که قدرت توضیح دهنده و برازش مدل در سطح خوبی قرار دارد. آماره دوربین- واتسون برابر با 1/58 می باشد و از آن جا که بازه 1/5 تا 2/5 نشان دهنده عدم وجود خود همبستگی از مرتبه اول می باشد، در نتیجه خود همبستگی از مرتبه اول در جزء خطای مدل وجود ندارد. در نهایت مقدار آماره F برابر با 29/02797 و مقدار احتمال آن برابر با 0/00003 می باشد و از آنجایی که مقدار احتمال آن کمتر از 0/05 است لذا معنی داری مدل تایید می شود.

در جدول ۴، متغیر وابسته، $\ln(\text{Inequality})$ می باشد. نتایج نشان می دهد که نقدینگی تخمینی منفی ایجاد می کند که هم از لحاظ آماری و هم از لحاظ اقتصادی قابل توجه می باشد. در شرایط اقتصادی، افزایش یک درصد در نقدینگی با کاهش ۰,۰۴۱ درصدی ضریب جینی همراه است.

در واقع با توجه به سطح معناداری آزمون تی استودنت برای تعیین معناداری اثر متغیر نقدینگی که کوچک تر از خطای نوع اول 0/05 درصد برآورد شده است ($P\text{-Valu} = 0.0126$)، می توان پذیرفت که این متغیر دارای رابطه معناداری با نابرابری درآمد می باشد. هم چنین با توجه به ضریب رگرسیونی مدل ($\text{Beta} = -0.0416$) اثرگذاری این متغیر بر روی متغیر وابسته در جهت منفی می باشد. طبق این ایده که نتایج حاصل از توسعه مالی منجر به سطوح کمتری از نابرابری می شود، مشخص گردید که ضریب تخمین (اعتبار بانکی - $\ln(\text{BankCredit})$) برابر با 0.224- می باشد ($t = -4.77$). در شرایط اقتصادی، افزایش یک درصد در اعتبار بانکی با کاهش حدود ۰,۲۲۴ درصدی ضریب جینی ارتباط دارد

درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام / آناهیتا زندی

که این نشان می‌دهد نتایج نه تنها از لحاظ آماری بلکه از لحاظ اقتصادی نیز معنادار می‌باشند. علاوه بر آن، این نتایج از یافته‌های تحقیق دمیروگوک-کانت و لویین (۲۰۰۹) نیز حمایت می‌کند. همچنین خالص صادرات با ضریب جینی ارتباط مثبت دارد در حالی که سطح پس‌انداز معمولاً با ضریب جینی ارتباط منفی دارد.

بنابراین، میتوان گفت، بین نقدینگی و نابرابری درآمد رابطه منفی و معناداری وجود دارد

جدول ۴- خلاصه نتایج و یافته های فرضیه اول پژوهش

| متغیر | نماد | ضریب | آماره تی | سطح معناداری |
|----------------|-----------------|----------------------|----------|--------------|
| c | عرض از مبدا | ۰,۴۱۷ | ۴۵,۵۹ | ۰,۰۰۰۰ |
| Liquidity | نقدشوندگی | -۰,۰۴۱۶ | -۸,۸۳ | ۰,۰۱۲۶ |
| Ln(Savings) | پس انداز ناخالص | -۰,۰۱۵۸ | -۰,۶۱۰ | ۰,۶۰۳۷ |
| Output Growth | رشد تولید | ۵,۸۱ | ۱۲,۸۰ | ۰,۰۰۶۰ |
| Net Exports | صادرات خالص | ۰,۳۲۰ | ۴,۹۹ | ۰,۰۳۷۹ |
| Ln(BankCredit) | اعتبار بانکی | -۰,۲۲۴ | -۴,۷۷ | ۰,۰۴۱۲ |
| | | ضریب تعیین | ۰/۷۷ | |
| | | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۷۶ | |
| | | دوربین واتسون | ۱/۵۸ | |
| | | آماره F | ۲۹.۰۲۷۹۷ | |
| | | احتمال آماره F | ۰/۰۰۰۳ | |

آزمون فرضیه دوم پژوهش

همانطور که در جدول شماره ۵ (۵) مشاهده می‌شود، برای بررسی درستی مدل، از معیارهای ضریب تعیین (R^2) و ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj. R^2$) و دوربین واتسون ($D-W$) و برای بررسی معنی داری مدل نیز از آماره F استفاده می‌شود. همان طور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، مقدار ضریب تعیین $0/80$ و ضریب تعیین تعدیل شده برابر $0/78$ می‌باشد و بدین معنی است که قدرت توضیح دهنده و برازش مدل در سطح خوبی قرار دارد. آماره دوربین-واتسون برابر با $2/39$ می‌باشد و از آن جا که بازه $1/5$ تا $2/5$ نشان دهنده عدم وجود خود همبستگی از مرتبه اول می‌باشد، در نتیجه خود همبستگی از مرتبه اول در جزء خطای مدل وجود ندارد. در نهایت مقدار آماره F برابر با

9.711304 و مقدار احتمال آن برابر با 0/007 می باشد و از آنجایی که مقدار احتمال آن کمتر از 0/05 است لذا معنی داری مدل تایید می شود .

با توجه به سطح معناداری آزمون تی استودنت برای تعیین معناداری اثر متغیر نقدینگی که کوچک تر از خطای نوع اول 0/05 درصد برآورد شده است ($P\text{-Value} = 0/0301$)، می توان پذیرفت که این متغیر دارای رابطه معناداری با فقر می باشد. هم چنین با توجه به ضریب رگرسیونی مدل ($Beta = -6.59$) اثرگذاری این متغیر بر روی متغیر وابسته در جهت منفی می باشد. با توجه به ضریب های متغیرهای کنترلی، تعداد معدودی از این نتایج، قابل توجه و ارزشمند هستند. اول اینکه، ضریب تخمین $\ln(\text{BankCredit})$ منفی و قابل توجه می باشد و این امر نشان می دهد که میزان اعتبار تأمین شده توسط بانکها، ارتباطی منفی با نرخ فقر دارد.

این نتیجه، از میان تحقیق های دیگر (گالر و زریا (۱۹۹۳)، آگیون و بولتون (۱۹۹۷)، گالر و موآو (۲۰۰۴)، هانوهان (۲۰۰۴)، کلارکه، ژو و ژئو (۲۰۰۶)، برگس و پاند (۲۰۰۵) و دمیرگوک-کانت و لویین (۲۰۰۹))، یافته های تحقیق لویین و زرووس (۱۹۹۸) را دنبال می کند. دوم این که رشد تولید ناخالص و پس انداز، رابطه ی مثبتی با نرخ فقر دارد.

بنابراین، میتوان گفت، بین نقدینگی و فقر رابطه معناداری وجود دارد.

جدول ۵- خلاصه نتایج و یافته های فرضیه دوم پژوهش

| متغیر | نماد | ضریب | آماره تی | سطح معناداری |
|--------------------------|---------------|--|----------|--------------|
| c | عرض از مبدا | ۱۸,۶۵۳۸۰ | ۱۲,۱۶۱۷۰ | ۰,۰۰۰۰ |
| Liquidity | نقدشوندگی | -۶,۵۹ | -۲,۲۸ | ۰,۰۳۰۱ |
| $\ln(\text{Savings})$ | پس انداز خالص | ۰,۰۱۱۲۲۴ | ۰,۸۸۵۱۶۴ | ۰,۴۱۰۱ |
| Output Growth | رشد تولید | ۰,۰۰۰۱۲۸ | ۸,۵۶۸۴۸۵ | ۰,۰۰۰۱ |
| Net Exports | صادرات خالص | ۰,۰۱۸۸۰۶ | ۴,۶۳۰۵۰۰ | ۰,۰۰۳۶ |
| $\ln(\text{BankCredit})$ | اعتبار بانکی | -۱,۰۸ | -۳,۵۶۳ | ۰,۰۱۱۹ |
| | | ضریب تعیین ضریب تعیین تعدیل شده دوربین واتسون آماره F احتمال آماره F | | |
| | | ۰/۸۰ ۰/۷۸ ۲/۳۹ ۹.۷۱۱۳۰۴ ۰/۰۰۷ | | |

آزمون فرضیه سوم و چهارم پژوهش

جهت آزمون فرضیه سوم و چهارم، چارچوب پژوهش اینگونه بررسی می شود که آیا (۱) نقدشوندگی بازار سهام، با افزایش بیشتر دستمزد در کشور همبستگی مثبتی دارد یا خیر و (۲) آیا افزایش دستمزد ناشی از نقدشوندگی، به شرح و توجیه کاهش های نابرابری و فقر کمک می کند یا خیر؟

ابتدا، همبستگی تک متغیره‌ی بین نقدشوندگی و رشد دستمزد در جدول شماره ۳ تخمین زده شد و ضریب همبستگی مثبت بین این دو متغیر مشخص گردید.

این نتایج نشان می دهند که افزایش دستمزدها با نقدشوندگی بازار سهام، ارتباط مثبتی دارد. سپس سعی گردید به طور هوشمندانه‌ای ثابت شود که چگونه افزایش دستمزد ناشی از نقدشوندگی، نابرابری و فقر را از طریق تخمین رگرسیون ساده‌ی زیر تحت تأثیر قرار می دهد.

$$\text{Wage Growth} = \beta \ln(\text{Liquidity}) + \alpha + \varepsilon \quad (4)$$

متغیر وابسته شامل افزایش دستمزد کشور در سالهایی است که داده‌ها در دسترس می باشند. متغیر مستقل قبلاً مشخص شده است. ضریب‌های این رگرسیون در معادله‌ی (۵) با آمار t مشابه (متناظر) در قسمت زیر هر تخمین گزارش می شود:

$$\text{Wage Growth} = 0.481 \ln(\text{Liquidity}) + -0.058 \quad (5)$$

(1.70)

(-0.05)

مجدداً نتایج حاصل از تخمین معادله‌ی (4) نشان می دهد که درصد افزایش دستمزدها با نقدشوندگی بازار سهام، ارتباط مثبتی دارد. با استفاده از نتایج حاصل از تخمین معادله‌ی (4)، افزایش دستمزد را به دو قسمت تجزیه (تقسیم) می کنیم. اولین قسمت، قسمت افزایش دستمزد است که با نقدشوندگی بازار سهام در ارتباط می باشد. ارقام پیش بینی شده را که با P (افزایش دستمزد) علامت گذاری گردید از نتایج حاصل از رگرسیون بالا محاسبه می شود. دومین قسمت، قسمت افزایش دستمزدی است که قائم بر نقدشوندگی بازار سهام می باشد. از تخمین معادله‌ی (۴)، به باقیمانده خواهیم رسید که با علامت R (افزایش دستمزد) مشخص می گردد. اگر افزایش دستمزدها واقعاً حلقه‌ی ارتباطی (لینکی) باشد که رابطه‌ی بین نقدشوندگی و نابرابری / فقر را توضیح دهد، پس انتظار می رود که قسمت افزایش دستمزدی که با نقدشوندگی ارتباط دارد به کاهش نابرابری و فقر کمک کند.

افزایش دستمزد، افزایش دستمزدکشور در طول یک سال می‌باشد. P (افزایش دستمزد)، مقدار پیش بینی شده از رگرسیون افزایش دستمزد در (نقدشوندگی - $\ln(\text{Liquidity})$) می‌باشد. R (افزایش دستمزد)، باقی مانده‌های رگرسیون ساده می‌باشند. بنابراین، P (افزایش دستمزد)، قسمتی از افزایش دستمزد است که ناشی از نقدشوندگی بازار سهام است در حالی که R (افزایش دستمزد)، قسمتی از افزایش دستمزد است که قائم بر نقدشوندگی بازار سهام می‌باشد. در مورد متغیرهای کنترلی دیگر، پیشتر توضیح داده شده است.

جدول ۶، نتایج حاصل از تخمین مدل (۳) را گزارش می‌دهد. زمانی که متغیر مستقل، افزایش دستمزد خام (تجزیه نشده) است متوجهی این موضوع می‌شویم که در حالی که ضریب افزایش دستمزد منفی بوده تخمین از لحاظ آماری بی معنی می‌باشد. بنابراین، نتایج در اولین مجموعه از آزمون‌ها اجازه نمی‌دهند در مورد اینکه چگونه افزایش دستمزد بر نابرابری و فقر تأثیر می‌گذارد، صحبت شود.

ضریب P (افزایش دستمزد)، منفی بوده و از لحاظ آماری قابل توجه می‌باشد.

این نتایج نشان می‌دهند که قسمت افزایش دستمزدی که از طریق نقدشوندگی بازار سهام توضیح داده می‌شود، با ضریب جینی، ارتباطی منفی دارد. این نتایج نه تنها از لحاظ آماری قابل توجه و با ارزش می‌باشند بلکه از لحاظ اقتصادی، معنادار می‌باشند. برای مثال، افزایش یک درصدی در P (افزایش دستمزد) با کاهش $۱۵/۳۹$ درصدی ضریب جینی همراه است.

احتمالاً موضوع جالب توجه این است که ضریب R (افزایش دستمزد) مطمئناً صفر نیست. ظاهراً ترکیبی از نتایج حاصل از P (افزایش دستمزد) و این یافته‌ها نشان می‌دهند در حالی که قسمت تجزیه شده‌ی افزایش دستمزد که از طریق نقدشوندگی بازار سهام توضیح داده می‌شود با کاهش نابرابری و فقر همراه است، قسمت افزایش دستمزدی که قائم به نقدشوندگی است، هیچ ارتباطی با نابرابری و فقر ندارد. اگر این دو موضوع را با هم در نظر بگیریم، ظاهراً آخرین مجموعه‌ی این آزمون‌ها نشان می‌دهد که یافته‌های قبلی ما که نشان می‌دادند بازارهای سهام نقدشونده با سطوح پایین‌تری از نابرابری و فقر ارتباط دارند می‌توانند به افزایش دستمزدهایی که توسط نقدشوندگی توضیح داده می‌شوند، کمک کنند.

با توجه به نتایج قابل مشاهده در جدول ۶ و با توجه به آماره F بدست آمده (۱۵۰،۲۸) و (۱۷۳،۷۲) که سطح خطای آن‌ها (۰/۰۰۰) می‌باشد، می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل

درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام / آناهیتا زندی

شده بدست آمده برای الگو که به ترتیب برابر ۰,۶۳۷ و ۰,۷۱۶ است، می توان ادعا کرد که مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش حدود ۶۳ و ۷۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می دهند. همچنین با توجه به نتایج قابل مشاهده در جدول ۷ و با توجه به آماره F بدست آمده (۱۴۹,۲۱) و (۱۶۳,۷۱) که سطح خطای آنها (۰/۰۰۰) می باشد، می توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای الگو که به ترتیب برابر ۰,۶۵۷ و ۰,۷۰۶ است، می توان ادعا کرد که مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش حدود ۶۵ و ۷۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می دهند.

جدول ۶- خلاصه نتایج و یافته های فرضیه سوم و چهارم پژوهش

| فقر | | ضریب جینی | | | علامت اختصاری | متغیرها |
|--------------|---------|-----------|--------------|---------|----------------------|-------------------------------------|
| سطح معناداری | آماره t | ضریب | سطح معناداری | آماره t | | |
| ۰,۰۰۰ | ۳,۴۲ | ۰,۷۳۸ | ۰,۰۰۴۷ | ۱۴,۵۶ | ۱۲,۶۷ | β مقدار ثابت |
| ۰,۱۷۹ | -۱,۳۴۶ | -۰,۰۷۹ | ۰,۸۴۶ | -۰,۱۹۳ | -۰,۰۵ | WageGrowth افزایش دستمزد تجزیه نشده |
| ۰,۰۰۰۲ | ۱۵,۰۰۱ | ۰,۴۹۴ | ۰,۰۴۸ | ۱,۸۵۰ | ۰,۲۳ | Ln(Savings) پس انداز ناخالص |
| ۰,۰۰۸ | ۱۱,۰۸ | ۰,۲۲۱ | ۰,۰۰۰ | ۱۲,۵ | ۱,۱۸ | Output Growth رشد تولید ناخالص |
| ۰,۰۲۴ | ۲,۲۵۳ | ۰,۰۶۶ | ۰,۰۴ | ۲,۱۱ | ۰,۲۹ | Net Exports صادرات خالص |
| ۰,۰۰۱۲ | -۳,۲۵۷ | -۰,۷۳۷۳ | ۰,۱۹۷ | -۱,۳۰۲ | -۰,۸۴ | Ln(BankCredit) اعتبار بانکی |
| ۰,۷۲۰ | | ۰,۶۴۱ | | | ضریب تعیین | |
| ۰,۷۱۶ | | ۰,۶۳۷ | | | ضریب تعیین تعدیل شده | |
| ۲/۰۲۳ | | ۱/۹۸۹ | | | دوربین واتسون | |
| ۱۷۳,۷۲ | | ۱۵۰,۲۸ | | | آماره F | |
| ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۰۰ | | | سطح معنی داری | |

جدول ۷- خلاصه نتایج و یافته های فرضیه سوم و چهارم پژوهش

| فقر | | ضریب جینی | | | علامت اختصاری | متغیرها |
|--------------|---------|-----------|--------------|---------|----------------------|---|
| سطح معناداری | آماره t | ضریب | سطح معناداری | آماره t | | |
| ۰/۰۰۰ | ۳/۴۸ | ۰/۷۷ | ۰/۰۰۰۱ | ۳/۸۲ | ۰/۸۵ | β مقدار ثابت |
| ۰,۰۰۰ | -۱۰,۵۲ | -۲,۱۳۶ | ۰,۰۰۰ | -۴,۶۷۱ | -۰,۳۷۵ | P(WageGrowth) افزایش دستمزد ناشی از نقدشوندگی |
| ۰/۲۷۹ | -۱/۰۸۱ | -۰/۱۸۴ | ۰/۱۷۸ | -۱/۳۴۷ | -۰/۱۴۰ | R(WageGrowth) افزایش دستمزد قائم بر نقدشوندگی |
| ۰,۰۱۸ | ۲,۳۶۱ | ۰,۱۰۸ | ۰/۰۷۴ | ۱/۸۵۳ | ۰/۴۰۱ | Ln(Savings) پس انداز ناخالص |
| ۰/۰۱۸ | ۲/۳۷۳ | ۰/۰۲۶ | ۰/۰۲۰ | ۲/۳۲۴ | ۰/۰۳۴ | Output Growth رشد تولید ناخالص |
| ۰/۰۰۲ | ۳/۰۸۷ | ۰/۰۳۲ | ۰/۰۰۷۲ | ۲/۷۷۲ | ۰/۲۳۹ | Net Exports صادرات خالص |
| ۰,۰۰۰ | -۱۷,۲۵ | -۰,۹۵۴ | ۰,۰۱۹ | -۲,۳۳۵ | -۰,۲۴۸ | Ln(BankCredit) اعتبار بانکی |
| ۰,۷۱۰ | | ۰,۶۶۱ | | | ضریب تعیین | |
| ۰,۷۰۶ | | ۰,۶۵۷ | | | ضریب تعیین تعدیل شده | |
| ۲/۱ | | ۱/۵۸ | | | دوربین واتسون | |
| ۱۶۳,۷۱ | | ۱۴۹,۲۱ | | | آماره F | |
| ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۰۰ | | | سطح معنی داری | |

نتیجه گیری

پژوهش پیش رو تاثیر نقدشوندگی بازار سهام بر میزان نابرابری درآمد را مورد مطالعه و بررسی قرار داد. در حالی که لوین و زرووس (۱۹۹۸) نشان دادند که بین نقدشوندگی بازار سهام و رشد اقتصادی ارتباط مستقیمی وجود دارد، به دنبال تعیین این موضوع بوده ایم که آیا رشد ناشی از نقدشوندگی تاثیر نامتناسبی بر زندگی و شرایط فقرا (در مقایسه با ثروتمندان) دارد یا خیر. آزمون های تک متغیره و چندمتغیره نشان دادند که نقدشوندگی سهام کشور ارتباطی منفی با ضریب جینی (شاخص نابرابری درآمد) آن دارد. به عبارت دیگر، بین نقدشوندگی و نابرابری یک همبستگی منفی وجود دارد. سایر آزمون ها حاکی از وجود ارتباط منفی بین نقدشوندگی و نرخ فقر بودند. بازم لازم به ذکر است که یافته ها و نتایج به دست آمده نشان می دهند که نقدشوندگی تاثیر به سزایی بر سطح درآمد فقرا

درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام / آناهیتا زندی

دارد. یافتن ارتباط منفی بین نقدشوندگی و نابرابری / فقر بدان معنا نیست که نقدشوندگی «سبب» کاهش نابرابری / فقر می‌شود. تحقیقات انجام گرفته در این عرصه (لوین و زروس، ۱۹۹۸؛ و دمیرگوک کانت و لوین، ۲۰۰۹) به سختی به تاثیر فاینانس بر رشد اقتصادی و / یا نابرابری رسیدند. در این پژوهش نیز با همین سختی مواجه بوده ایم زیرا نتیجه گرفتن از ابزارهای بیرون‌زا کار دشواری است. در مجموعه‌ی پایانی آزمون‌ها به بررسی سازوکار احتمالی مبین (توضیح دهنده‌ی) یافته‌های پژوهش پرداخته شد. سپس با تکیه بر بخشی از ادبیات پژوهشی که نشان می‌دهد نقدشوندگی بازار سهام انگیزه‌های لازم برای سرمایه‌گذاری روی پروژه‌های بلندمدت را فراهم کرده و در نهایت سبب افزایش تقاضا برای جذب نیروی کار می‌شود، توانستیم افزایش دستمزد را به دو بخش تقسیم نماییم: بخش اول ناشی از نقدشوندگی بازار سهام است و بخش دوم به صوت قائم بر نقدشوندگی توصیف می‌گردد. بر اساس این ایده که افزایش دستمزد، سازوکار اصلی توضیح‌دهنده‌ی ارتباط بین نقدشوندگی و نابرابری است، شواهد محکمی دال بر این موضوع به دست آمد که افزایش دستمزد ناشی از نقدشوندگی تا حد قابل توجهی نابرابری و فقر را کاهش می‌دهد در حالی که افزایش دستمزدی قائم به نقدشوندگی هیچ ارتباطی با نابرابری و فقر ندارد. این نتایج با نتایج پژوهش‌های (لوین ۱۹۹۱) و بنسیونگا، اسمیت و إستار (۱۹۹۵) همسو می‌باشد.

فهرست منابع

- ۱) احسانی، محمدعلی، خلیلی اصل، مریم. (۱۳۹۵). اثر ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی: مطالعه موردی ایران (برآورد تابع پس‌انداز ملی در ایران با تاکید بر نااطمینانی درآمد ملی). سیاست گذاری اقتصادی، ۸(۱۶)، ۱-۱۹
- ۲) افشاری، زهرا، دهمرده، لعیا. (۱۳۹۳). بررسی اثر فقر، نابرابری درآمد و شاخص توسعه انسانی بر شادکامی در کشورهای منتخب. سیاست گذاری پیشرفت اقتصادی، ۲(۴)، ۳۱-۵۹
- ۳) هوشمندی، حمید، (۱۳۸۹). بررسی عوامل موثر بر پس‌انداز ملی در ایران، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال دوم شماره ۲، پیاپی ۶
- 4) Aghion, P., & Bolton, P. (1997). A theory of trickle-down growth and development. *The Review of Economic Studies*, 64(2), 151-172.
- 5) Agnello, L., Mallick, S. K., & Sousa, R. M. (2012). Financial reforms and income inequality. *Economics Letters*, 116(3), 583-587.
- 6) Ang, J. B. (2010). Finance and inequality: the case of India. *Southern economic journal*, 76(3), 738-761.
- 7) Bahmani-Oskooee, M., & Zhang, R. (2015). On the impact of financial development on income distribution: time-series evidence. *Applied Economics*, 47(12), 1248-1271.
- 8) Becker, G. S., & Tomes, N. (1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of labor economics*, 4(3, Part 2), S1-S39.
- 9) Becker, G. S., & Tomes, N. (1979). An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of political Economy*, 87(6), 1153-1189.
- 10) Ben Naceur, S., & Zhang, R. (2016). Financial development, inequality and poverty: some international evidence.
- 11) Bencivenga, V. R., Smith, B. D., & Starr, R. M. (1995). Transactions costs, technological choice, and endogenous growth. *Journal of economic theory*, 67(1), 153-177.
- 12) Blau, B. M. (2018). Income inequality, poverty, and the liquidity of stock markets. *Journal of Development Economics*, 130, 113-126.
- 13) Bumann, S., & Lensink, R. (2016). Capital account liberalization and income inequality. *Journal of International Money and Finance*, 61, 143-162.
- 14) Burgess, R., & Pande, R. (2005). Do rural banks matter? Evidence from the Indian social banking experiment. *American Economic Review*, 95(3), 780-795.

- 15) Calderón, C., & Liu, L. (2003). The direction of causality between financial development and economic growth. *Journal of development economics*, 72(1), 321-334.
- 16) Chiamonte, L., & Casu, B. (2017). Capital and liquidity ratios and financial distress. Evidence from the European banking industry. *The British Accounting Review*, 49(2), 138-161
- 17) Claessens, S., & Perotti, E. (2007). Finance and inequality: Channels and evidence. *Journal of comparative Economics*, 35(4), 748-773.
- 18) 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.
- 19) Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2009). Finance and inequality: Theory and evidence. *Annu. Rev. Financ. Econ.*, 1(1), 287-318.
- 20) Denk, O., & Cournède, B. (2015). Finance and income inequality in OECD countries.
- 21) Delis, M. D., Hasan, I., & Kazakis, P. (2013). Bank regulations and income inequality: Empirical evidence. *Review of Finance*, 18(5), 1811-1846.
- 22) Dhrifi, A. (2013). Financial development and the “growth-inequality” triangle: A comparative study between developed and developing countries.
- 23) Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, 60(1), 35-52.
- 24) Galor, O., & Moav, O. (2004). From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development. *The Review of Economic Studies*, 71(4), 1001-1026.
- 25) Gimet, C., & Lagoarde-Segot, T. (2011). A closer look at financial development and income distribution. *Journal of Banking & Finance*, 35(7), 1698-1713.
- 26) Goldsmith, R.W. (۱۹۶۹). *Financial Structure and Development*. New Haven, CT: Yale University Press
- 27) Hamori, S., & Hashiguchi, Y. (2012). The effect of financial deepening on inequality: Some international evidence. *Journal of Asian Economics*, 23(4), 353-359.
- 28) Jauch, S., & Watzka, S. (2016). Financial development and income inequality: a panel data approach. *Empirical Economics*, 51(1), 291-314.
- 29) Jaumotte, F., & Buitron, C. O. (2015). *Inequality and Labor Market Institutions* (IMF Staff Discussion Notes No. SDN/15/14).

- 30) Jaumotte, F., Lall, S., & Papageorgiou, C. (2013). Rising income inequality: technology, or trade and financial globalization?. *IMF Economic Review*, 61(2), 271-309.
- 31) Khan, A. (2001). Financial development and economic growth. *Macroeconomic dynamics*, 5(3), 413-433.
- 32) Kappel, V. (2010). The effects of financial development on income inequality and poverty.
- 33) Kim, D. H., & Lin, S. C. (2011). Nonlinearity in the financial development–income inequality nexus. *Journal of Comparative Economics*, 39(3), 310-325.
- 34) King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, 108(3), 717-737.
- 35) Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American economic review*, 1-28.
- 36) Levine, R. (1991). Stock markets, growth, and tax policy. *The Journal of Finance*, 46(4), 1445-1465.
- 37) Levine, R., Loayza, N., & Beck, T. (2000). Financial intermediation and growth: Causality and causes. *Journal of monetary Economics*, 46(1), 31-77.
- 38) Li, H., Squire, L., & Zou, H. F. (1998). Explaining international and intertemporal variations in income inequality. *The economic journal*, 108(446), 26-43.
- 39) McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, DC: Brookings Institution, 1973; Shaw, E. *Financial Deepening in Economic Development*.
- 40) Neusser, K., & Kugler, M. (1998). Manufacturing growth and financial development: evidence from OECD countries. *Review of economics and statistics*, 80(4), 638-646.
- 41) Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: an overview. *European economic review*, 37(2-3), 613-622.
- 42) Perotti, E., & Volpin, P. (2007). Politics, investor protection and competition.
- 43) Rajan, R. G., & Zingales, L. (2003). The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century. *Journal of financial economics*, 69(1), 5-50.
- 44) Rajan, R. (1998). mG, and Zingales, Luigi. *Financial Dependence and Growth*, 88(3), 559-86.
- 45) Schumpeter, J. (2003). *Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung*. In Joseph Alois Schumpeter (pp. 5-59). Springer, Boston, MA.

درآمد نابرابر، فقر و نقدشوندگی بازار سهام / آناهیتا زندی

یادداشت ها :

-
- 1 Blau
 - 2 Liquidity
 - 3 GDP (Gross Domestic Production)
 - 4 Bank Credit
 - 5 Macroeconomic
 - 6 Income Inequity
 - 7 Output Growth
 - 8 Growth rate
 - 9 Savings
 - 10 Gross savings
 - 11 Net Exports