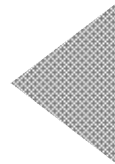


اثر جانشینی پول بر توزیع درآمد در ایران



رحمان سعادت^۱

اسمعیل ابونوری^۲

یونس سعیدی^۳

(تاریخ دریافت ۱۴۰۲/۲/۱۶ - تاریخ تصویب ۱۴۰۲/۹/۱۵)

نوع مقاله: علمی پژوهشی

چکیده

مسئله جانشینی پول هر روز در اقتصاد کشور بعد بیشتری پیدا می‌کند و افزایش سیاست‌های اقتصادی کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این راستا هدف از انجام این پژوهش بررسی اثر جانشینی پول بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران می‌باشد. برای این منظور از داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۹ برای اقتصاد ایران استفاده شده است. نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی نشان داد جانشینی پول اثر مثبت بر نابرابری درآمد داشته است. جانشینی پول در ایران طبق داده‌ها روندی صعودی داشته و در سال ۱۳۹۹ به ۰.۳۵۵۲۶۲ رسیده است. این امر نشان می‌دهد در کشور پول‌های خارجی از کاربرد بیشتری برخوردار است و مردم در پرتفوی خود از ارز خارجی استفاده می‌کنند که باعث افزایش فاصله‌ی طبقاتی و نابرابری درآمدی شده است به

۱ دانشیار، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران. (نویسنده مسئول)، saadatrah@semnan.ac.ir

۲ استاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران

۳ کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران

بیان دیگر مسئله دلاریزه شدن رو به افزایش بوده که باعث نا کارآمدی اقتصاد کشور و عدم برآورد نیاز جامعه از لحاظ رفاه اقتصادی یکی از پیامدهای آشکار و پراهمیت برای یک کشور میباشد از طرفی دیگر تاثیر این پیامد بر متغیرهای مهم این پژوهش در می یابیم که رابطه ی بین جانشینی پول و مربع تولید ناخالص داخلی، مثبت و رابطه بین خود تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی منفی بوده است.

واژگان کلیدی: جانشینی پول، ضریب جینی، توزیع درآمد، اقتصاد ایران طبقه‌بندی JEL: D33، E41، F43

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین پیامدهای جانشینی پول، تضعیف نقش پول در انجام وظایف اصلی و کاهش کنترل پولی بانک مرکزی بر اقتصاد است. پدیده جانشینی پول منابع ریالی عظیمی را برای خرید ارز القا می کند و برخی افراد، پس انداز خود را به جای ریال، به صورت ارز نگه می دارند، اگرچه حجم دلار در گردش در برخی سالها در دوره مورد بررسی کاهش یافته است، اما ارز به عنوان جانشینی برای پول افزایش یافته است به نظر می رسد که دلایل اصلی افزایش جانشینی پول در ایران، نرخ تورم بالا، منفی بودن نرخ بهره واقعی داخلی نسبت به نرخ بهره خارجی و کاهش مداوم ارزش پول ملی باشد لشکری و فرزین، (۱۳۹۲).

از سوی دیگر، نابرابری درآمدی در میان استان‌های کشور موضوع مهمی برای سیاست‌مداران، اقتصاددانان و جغرافی‌دانان بوده و موجب عدم تعادل در اسکان جمعیت، سرمایه‌گذاری، مشکلات اجتماعی و سیاسی و بحران‌های زیست محیطی می شود، بنابراین یکی از موضوعات مهم در اقتصاد منطقه است. ضریب جینی به عنوان یکی از روش‌های اندازه گیری وضعیت توزیع درآمد، مهم‌ترین و اصلی‌ترین روش برای محاسبه سطح نابرابری را از طریق منحنی لورنز^۱ بدست می دهد. مقدار این ضریب بین صفر تا یک است و با افزایش شدت نابرابری درآمد، به یک میل می کند (بهشتی و همکاران، ۱۳۹۸). هدف از انجام این پژوهش بررسی وضعیت

نابرابری درآمدی و وضعیت جاننشینی پول در ایران میباشد، و طبق فرضیه با افزایش جاننشینی پول ضریب جینی بدتر می‌شود، در این پژوهش به دنبال این هستیم که آیا جاننشینی پول در ایران رخ داده است؟ آیا افزایش جاننشینی پول باعث افزایش نابرابری در توزیع درآمد می‌شود؟ در ادامه به طور واضح شرح و نتایج رو مورد بررسی قرار می‌دهیم.

۲- پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

جاننشینی پول نقش مهمی در اجرای سیاست‌های پولی و مالی، تعیین نظام نرخ ارز مناسب و اجرای برنامه‌های جاننشینی پول برای ارزهای داخلی دارد، علاوه بر تورم و کاهش ارزش پول ملی، چندین عامل دیگر به‌عنوان جانشین وجود دارد که مهم‌ترین آنها نوسانات ارز و بی‌ثباتی اقتصادی و سیاسی است، در کشورهایی با نرخ بهره بالا، تورم بالا و کنترل نرخ ارز، ارزهای خارجی قابل توجهی سبد مردم را برای حفظ منبع ارزش تشکیل می‌دهند کمین و اریکسون^۱، (۲۰۰۳).

جاننشینی پول یا به تعریف دیگر تقاضای برای پول خارجی پدیده‌ای است که در اقتصادهای درحال توسعه مشاهده شده است در این اقتصادها، مقداری ارز پایدار، معمولاً دلار، ابتدا به‌عنوان منبع ارزش و سپس به‌عنوان وسیله مبادله در کنار پول داخلی جایگزین پول محلی می‌شود به عبارت دیگر جاننشینی پول از کاهش درآمد ناشی از بهره، آزادی سیاست پولی و افشای نرخ ارز استفاده می‌کند، هنگامی که ارز خارجی به‌عنوان ارز قانونی انتخاب می‌شود، مقام پولی مجبور می‌شود پول داخلی و حق امتیاز را کنار بگذارد. همچنین در اقتصادی که پول به طور کامل جایگزین شده است، نرخ ارز نامشخص است و مقامات پولی نمی‌توانند ارزش پول را کاهش دهند. با این حال، هزینه ازدست‌دادن استقلال سیاست پولی زمانی است که مقامات پولی می‌توانند در سیاست پولی ضد چرخه مؤثر برای تثبیت چرخه‌های تجاری شرکت کنند رامیرز رویاس^۲، (۱۹۸۵).

1 - Kamin and Erickson

2 - Ramirez Royas

۲-۲- مبانی تجربی

۲-۱- مطالعات خارجی

کالو و رودریگز^۱ (۱۹۷۷)، در تحقیقی که تعیین نرخ ارز را تحت جانشینی پول و انتظارات منطقی بررسی می‌کند، یک مدل تعیین نرخ دوبخشی را برای اقتصاد کوچک کلمبیایی برآورد کردند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش عرضه پول منجر به افزایش هم‌زمان نرخ واقعی ارز می‌شود. نسبت بهینه پول داخلی و خارجی که توسط ساکنان نگهداری می‌شود به تفاوت بین نرخ بازده مورد انتظار آنها با استفاده از تابع ترجیح نقدینگی بستگی دارد. در این مدل، انبساط پولی با وجود جایگزینی پول و نرخ ارز شناور، منجر به انباشت خالص ذخایر ارزی می‌شود. بهمنی اسکویی و ملکسی^۲ (۱۹۹۱) نشان دادند که در کوتاه‌مدت کاهش نرخ ارز می‌تواند تقاضا برای پول را افزایش یا کاهش دهد اما این امر در درازمدت منجر به کاهش تقاضا برای تأمین مالی مسکن خواهد شد.

مونگاردینی و مولر^۳ (۱۹۹۹)، در تحقیقی که به بررسی تأثیر چرخ‌دنده در اثر جانشینی پول می‌پردازند کاربرد عملی در قرقیزستان داده‌های ۱۹۹۳-۱۹۹۸ با استفاده از مدل ARDL نشان دادند تفاوت در نرخ بهره داخلی و خارجی، موجب تضعیف پول ملی می‌شود. بک و همکاران^۴ (۲۰۰۴)، بر اساس الگوهای حداقل مربعات معمولی و رگرسیون متغیر ابزاری به این نتیجه رسیده‌اند در کشورهایی که سطح توسعه اقتصادی بالایی دارند، نابرابری درآمد به سرعت کاهش می‌یابد.

فیشر^۵ (۲۰۰۵)، تاکید دارد که چگونگی محاسبه ضرایب CPI (شاخص قیمت مصرف کننده) در واقع مبتنی بر قضاوت و نگرشی است که توسط سیاست‌گذار به چگونگی تأثیر توزیع درآمد بر CPI داشته و رویکردی را که در آن به وضعیت توزیع درآمد توجه می‌شود، توصیه می‌کند. کاکوانی و سان^۶ (۲۰۰۶)، به کاربرد و استفاده از توابع رفاه اجتماعی که نسبت به توزیع درآمد

1 - Calo and Rodriguez

2 - Bahmani Skui and Melksi

3 - Mongardini and Muller

4 - Beck et al

5 - Fisher

6 - Kakwani and Sun

خنثی نیستند در محاسبه ضریب اهمیت اقلام تأکید داشته و رویکردی پارامتریک که در آن محاسبه ضرایب اهمیت می‌تواند جنبه‌هایی از چگونگی توزیع را حفظ نماید ارائه کرده است. بر اساس این رویکرد، نتایج شاخص‌ها در دوره‌های زمانی معین (به‌عنوان مثال در پایان هر سال) قابل محاسبه بود، بنابراین، می‌توان به ارزیابی شرایط جاری در اقتصاد و نیز پیگیری سیاست‌های اجرا شده پرداخت.

ینوسا و اकिनلو، سانچز^۱ (۲۰۰۸)، به بررسی تقاضای پول در جمهوری دومینیکن پرداختند نتایج نشان می‌دهد که در سال ۲۰۰۵، درآمد آریترائز حاصل از تبدیل پزو به دلار بیشتر از سفته‌بازی‌های مالی ناشی از خرید و فروش دلار است و بی‌ثباتی سیاست پولی برای مدتی درآمد حاصل از سفته‌بازی را تهدید می‌کند همچنین نرخ ارز و حجم مبادله ارز در نیجریه "تحقیقی برای اندازه‌گیری وجود و حجم مبادله ارز در نیجریه بین سال‌های ۱۹۸۶-۲۰۰۵ انجام شد، نتایج نشان داد که مبادله ارز با توزیع ثروت و اجرای سیاست مرتبط است. نوسانات نرخ ارز و افزایش تورم اقتصاد کلان با توسعه بازارهای مالی داخلی در بلندمدت، بهبود، توسعه و توسعه ابزارهای مالی جدید در داخل کشور مرتبط است.

هائو و همکاران^۲ (۲۰۱۰) با بررسی عوامل اساسی نابرابری درآمدی بین مناطق داخلی ساحلی چین بعد از اصلاحات با استفاده از مدل داده‌های تابلویی نشان دادند که عواملی از جمله جهانی‌شدن، گسترش دولت و کنترل اقتصاد بازار باعث افزایش شکاف درآمدی بین مناطق داخلی و مناطق شرقی و جنوب شرقی چین شده است. آنها در پژوهش خود، به این نتیجه دست یافتند که در اقتصاد کره جنوبی در سال ۲۰۱۲ شکل معکوس بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی وجود ندارد و فرضیه کوزنتس رد می‌شود. همچنین در نمونه‌ای با ۸۶ کشور با درآمد متوسط و مجموعه ۱۵۸ کشور مورد مطالعه، نتایج نشان داد که نابرابری درآمدی در کشورهای با درآمد متوسط، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

اپرگیس^۳ (۲۰۱۵)، با بررسی برآوردهای بلندمدت تقاضای پول در کشورهای آسیای شرقی شرقی تقاضای پول بلندمدت برخی از این کشورها را در قالب روش‌های داده‌های تابلویی

1 - Yenosa and Akinlu, Sanchez

2 - Hao et al

3 - Apergis

برآورد شد نتایج نشان می‌دهد که تقاضای پول بلندمدت با درآمد واقعی رابطه مثبت و با شکاف نرخ بهره، تورم، نرخ ارز مؤثر واقعی و نرخ بهره واقعی ایالات متحده رابطه منفی دارد. علاوه بر این، کشش درآمد بلندمدت بیشتر از یک است و هر دو فرضیه جانشینی پول و تحرک سرمایه تأیید شده است.

باروس و همکاران، ژیاویانگ و تویودا^۱ (۲۰۱۶)، در پژوهشی با بررسی عوامل تعیین‌کننده مبادله پول در لائوس، به این نتایج رسیدند که تفاوت در نرخ‌های بهره بین سال‌های ۱۹۹۳ و ۲۰۱۲ یک عامل تعیین‌کننده برای جایگزینی ارز در اقتصاد لائوس است [۲۴]. نتایج تحلیل تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت پول نشان داد که بین پول، درآمد، تورم، نرخ ارز و بهره رابطه بلندمدت وجود دارد، اما در کوتاه‌مدت، رابطه مشترک پایداری وجود ندارد [۱۶].

چو و لی^۲ (۲۰۱۹)، نابرابری درآمدی در هنگام تغییر ریسک کشورها در ۵۹ کشور را مورد بررسی قرار دادند. آنها در مجموعه کامل کشورها، شواهدی از فرضیه گسترش نابرابری در محیط‌های اقتصادی ناپایدار اقتصادی، فضای مالی و سیاسی پایدار را نشان دادند. همچنین بر اساس نتایج در محیط‌های اقتصادی و مالی پایدار، نابرابری درآمدی کشورهای پردرآمد از طریق توسعه مالی، قابل بهبود است. علاوه بر این، بین توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی برای کشورهای کم‌درآمد نیز رابطه مثبت نشان داده شد.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

تابلی و کوچکزاده، خلیلی عراقی همکاران، صیفیپور و رضایی (۱۳۹۲) به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات پرداختند. نتایج نشان داد که توزیع درآمد با افزایش مالیات‌های مستقیم و نرخ حداقل دستمزد، کاهش مالیات‌های غیرمستقیم و نرخ بیکاری بهبود می‌یابد. با استفاده از روش داده‌های تابلویی، اثرات سهم درآمد مالیاتی از تولید ناخالص داخلی، سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و ضریب جینی کشورهای اسلامی را به‌عنوان اعضا انتخاب شد، نتایج نشان می‌دهد که نمی‌توان فرضیه کوزنتس را برای کشورهای اسلامی رد کرد و رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه در این کشورها منجر

1 - Barros et al, Xiaoyang and Toyoda

2 - Chiu and Lee

به کاهش توزیع عادلانه درآمد و افزایش نابرابری می‌شود [۱۲]. برآورد تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از رویکرد تصحیح خطا و مدل‌های جمع‌آوری، تابع تقاضای پول در ایران را طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۰ با استفاده از تصحیح و جمع خطا برآورد شد. نتایج نشان داد که حجم پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ واقعی ارز، سطح عمومی قیمت و نرخ سود سپرده‌های بلندمدت با یکدیگر تجمیع می‌شوند و به این ترتیب تقاضای بلندمدت برای پول حجم تعادل تعیین شد و با استفاده از روش جمع‌آوری جوهانسون و جوسلیوس برآورد شد. نتایج نشان داد که بین متغیرهای موردنظر دو بردار مشترک وجود دارد. ضریب تصحیح خطا ۰.۵۲ به دست آمد که نشان‌دهنده ۵۲ درصد تصحیح خطا برای هر دوره از روند بلندمدت است. بر اساس رابطه تخمینی و کشش درآمدی تقاضای پول، با افزایش ۱ درصدی تولید ناخالص داخلی، تقاضای موجودی خزانه ۱/۸۲ درصد افزایش می‌یابد. کشش درآمدی مثبت تقاضای پول با تئوری‌های اقتصادی در این زمینه همخوانی دارد. ضریب مبادله برآورد شده (۰.۳۴) مبادله پول داخلی و خارجی را نشان می‌دهد. (نرخ سود بلندمدت) نرخ سود سپرده بانکی (۰/۸۲) بزرگ است و نشان‌دهنده نرخ سود منفی تقاضای پول در ایران است. نتایج آزمون ثبات نیز نشان داد که تابع تقاضای پول در این دوره ثابت است [۸]. در پژوهشی دیگر به بررسی تنش‌های نرخ ارز و تقاضای پول در کشورهای توسعه‌یافته پرداخته شد، مبادله پول نشان داد که نرخ ارز یکی از عوامل تقاضای پول در میان عوامل دیگر است. اگر نرخ ارز این تأثیر را داشته باشد، تنش در نرخ ارز بر تقاضای پول نیز تأثیر می‌گذارد. او با استفاده از روش آزمون مرزی با استفاده از داده‌های سالانه ۱۵ کشور در حال توسعه، نشان داد که تنش نرخ ارز اثرات کوتاه‌مدتی بر تقاضای واقعی دارد، اما این اثرات کوتاه‌مدت در بیشتر کشورها پایدار نیست [۶].

مهرآرا و محمدیان (۱۳۹۳)، نشان دادند که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی مهم‌ترین متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی در اقتصاد ایران است. از جمله متغیرهایی که بر تولید ناخالص داخلی تأثیر می‌گذارد، متغیر درصد هزینه‌های جاری دولت و درصد درآمد حاصل از نفت در توزیع درآمد است.

دیزجی و آهنگری گرگری، ابونوری و خوشکار (۱۳۹۴)، در یک مطالعه بین‌استانی، با بررسی تأثیر شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان، توزیع درآمد در ایران را با استفاده از معادلات هم‌زمان به‌ظاهر نامرتب بررسی کردند، نتایج نشان دادند که کاهش نابرابری ناشی از افزایش درآمد سرانه، به دلیل کاهش مشارکت گروه پنجم، برای افزایش مشارکت سایر گروه‌ها به‌ویژه

گروه اول مطلوب تر است. از سوی دیگر، افزایش نابرابری ناشی از افزایش درآمدهای مالیاتی بر تولید ناخالص استان و تورم، حمایت می کند [۲]. همچنین تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه را با استفاده از روش های حداقل مربعات معمولی و لحظات معمولی توسط پژوهشگران ذکر شده نتایج حاکی از آن است که در سال ۱۳۹۲ رشد مؤسسات و مؤسسات مالی و به عبارتی توسعه مالی نابرابری درآمدی را کاهش خواهد داد [۹].

احمدی و همکاران، رحمانی فضلی و عرب مازار، رفعت و جزیزاده (۱۳۹۵)، با استفاده از رویکرد داده های تابلویی به بررسی تأثیر توسعه مالی استان بر توزیع درآمد استانی در ایران پرداختند، نتایج به دست آمده حاکی از آن است که گسترش واسطه های مالی در توسعه مالی تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی استان های کشور داشته و کاهش نابرابری درآمدی در این استان ها و رشد اقتصادی و تورم نیز تأثیر منفی دارد [۱۰]. با بررسی تأثیر شکاف بودجه استانی بر شکاف درآمدی منطقه، نتایج نشان داد که شوک PVAR استان های ایران با استفاده از مدل شکاف بودجه، تأثیر مثبتی بر شکاف درآمد سرانه دارد و برای تعدیل تأثیر این شوک بر شکاف درآمد سرانه، به شش دوره نیاز است، نتایج تحلیل واریانس تکانه ها، شکاف استانی در بودجه کل و شکاف استانی در بودجه عمرانی، تغییر شکاف درآمد سرانه استانی را تبیین می کند [۱۱]. همچنین با استفاده از روش پانل دینامیکی گشتاور در حال توسعه و توسعه یافته پرداختند، تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد را برای گروه های منتخب از کشورها یافته ها نشان دادند که توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه اولاً باعث افزایش نابرابری درآمدی می شود و ثانیاً با افزایش متوسط درآمد خانوار و دسترسی بیشتر به خدمات مالی، نابرابری درآمدی کاهش می یابد. باین حال، در اقتصادهای پیشرفته، رابطه خطی منفی بین توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد که نشان می دهد توسعه بازارها و واسطه های مالی باعث کاهش نابرابری درآمدی می شود. همچنین سطوح متغیر درآمد سرانه، تورم و مقادیر ضریب جینی در هر دو گروه از کشورهای منتخب افزایش یافته و در نتیجه توزیع درآمد در این کشورها بهبود یافته است [۱].

مرادی و سلمانپور، حسینزاده (۱۳۹۶)، با بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد با استفاده از روش های اقتصادسنجی، فرضیه کوزنتس برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا طی سال ۲۰۱۴ نشان دادند که گروه برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا طی سال ۲۰۱۴ معتبر است و نتیجه این تحقیق نشان داد که گروه کشورهای دارای ضریب مثبت هستند که

باعث کاهش نابرابری درآمد و تراکم جمعیت می‌شوند و نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد [۷]. تأثیر حکمرانی خوب بر توزیع درآمد کشورهای عضو سازمان نشان داد که همکاری اسلامی در سال ۱۳۹۲ با روش اثرات ثابت، همه شاخص‌های حکمرانی خوب به جز شاخص کنترل فساد، متغیر بودن مخارج مصرفی دولت و سهم صادرات در تولید ناخالص داخلی را داراست بر ضریب جینی در گروه کشوری تأثیر منفی و معناداری داشت. به این معنی که افزایش در هر متغیر منجر به کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد می‌شود. شاخص‌های کنترل فساد، متغیر بودن درآمد مالیاتی دولت، نرخ تورم و بیکاری اثرات مثبت و معناداری بر نابرابری توزیع درآمد در این کشورها دارند. نتایج به‌دست‌آمده از مطالعه زمانی سال ۱۳۹۲ نشان داد که بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در بخش‌های خطی و غیرخطی مدل‌های مورد مطالعه و تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد رابطه مستقیم و غیرخطی وجود دارد [۵].

بهشتی و همکاران (۱۳۹۸) عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در بین استانهای ایران را با استفاده از روش داده‌های تابلویی، مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که بین شاخصهای مزیت نسبی در صادرات کالاهای صنعتی، ضریب پراکندگی بودجه سرانه دولت، ضریب تمرکز فعالیتهای صنعتی، اختلاف در میزان سرمایه انسانی با شاخص نابرابر درآمدی، رابطه مثبت برقرار است. با بررسی مطالعات انجام شده در ایران و خارج از کشور به این نتیجه دست یافتیم که نوسانات ارز، نرخ بهره و افزایش عرضه پول باعث افزایش نرخ ارز و همچنین مؤثر بر پدیده‌ی جانشینی پول هستند و مطالعات نشان دادند که افزایش توسعه اقتصادی نابرابری درآمدی را کاهش و تقاضای پول بلند مدت با نرخ بهره رابطه‌ی منفی دارد و اما مطالعاتی که در این پژوهش انجام شده جدا از این موارد اثرات پدیده‌ی جانشینی پول و تغییرات GDP روی توزیع درآمد بررسی و برآورد شده است.

۳- تصریح مدل

با هدف مطالعه اثر جانشینی پول روی توزیع درآمد و و اثر متغیرها بر ضریب جینی و انجام برآورد داده‌ها مدل زیر طراحی و مورد آزمون قرار گرفت:

$$GINI_{i0} = \alpha_0 + \alpha_1 GDP_{i0} + \alpha_2 GDP_{i0}^2 + \alpha_3 CS_{i0} + \epsilon_{i0} \quad (1)$$

که در آن (Gini) ضریب جینی تولید، (GDP) تولید ناخالص ملی، GDP^2 مربع تولید ناخالص ملی و (CS) جانشینی پول میباشد.

ضریب جینی معیاری از پراکندگی آماری در اقتصاد است که هدف آن نشان دادن نابرابری درآمد یا ثروت در یک کشور یا گروه دیگری از مردم است با توجه به مدل ضریب جینی که متحمل اثرات وارد شده ی پدیده ی جانشینی پول و تولید ناخالص داخلی که هرگونه تغییر و نوسان این متغیرها شامل عکس العمل ضریب جینی خواهد شد. بر اساس نظر کوزنتس زمانی که اقتصادی توسعه پیدا می کند، نیروهای بازار در ابتدا باعث افزایش نابرابری اقتصادی و سپس منجر به کاهش آن می شوند. یک توضیح برای این پدیده این است که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، فرصت های سرمایه گذاری، برای آن کسانی که پول دارند زیاد می شود و در همان حال هجوم نیروی کار ارزان روستایی به شهرها باعث کاهش دستمزدها می شود، با بیان این پدیده رابطه ی بین توزیع درآمد و تولید ناخالص ملی غیر خطی بوده و به شکل حرف U معکوس، ابتدا افزایش و سپس کاهش پیدا میکند. بدین منظور نیاز است از مربع تولید ناخالص ملی استفاده کرد. بر طبق مبانی نظری، با افزایش GDP سطح رفاه جامعه افزایش پیدا میکند با این حالت ضریب جینی روند کاهشی داشته و توزیع درآمد در میان جامعه به صورت عادلانه میباشد. جانشینی پول که بر جریان های سرمایه مبتنی است طبق این تئوری، حرکت پرتفویی یا همان انتقال دارایی های خصوصی و دولتی از کشوری به کشور دیگر تأثیر قابل ملاحظه ای بر روی نرخ مبادله ارز می گذارد. زمانی که این مدل به مدل پولی اضافه می شود شواهد نشان می دهد که تغییر انتظارات از عرضه پول یک کشور روی نرخ مبادله آن کشور تأثیر دارد سرمایه گذاری که به داده های مدل پولی توجه می کنند، با تغییر در جریان پولی به این نتیجه می رسند که نرخ مبادله تغییر می یابد و باید طبق این تغییر سرمایه گذاری جدید انجام شود، با بررسی رابطه ی جانشینی پول بر ضریب جینی به این نتیجه میرسیم که تأثیر جانشینی پول روی ضریب جینی مثبت است یعنی با افزایش جانشینی پول ضریب جینی افزایش می یابد. در نتیجه توزیع درآمد دچار اختلال و نابرابری میشود و فاصله ی طبقاتی به شدت رو به افزایش است.

۴- برآورد مدل

۴-۱- تجزیه و تحلیل داده‌ها

با توجه به اهداف ما در این پروژه، اطلاعات و داده‌های مورد نیاز برای انجام پژوهش از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و بانک جهانی استخراج و جانشینی پول را از روش زیر بدست آوردیم:

$$M_t^f = (M_t / pex_t) \cdot (\exp[\beta pt^{\max}] - 1)$$

M_t^f = حجم پول خارجی گردش به دلار

pex_t = نرخ ارز غیر رسمی

pt^{\max} = حداکثر نرخ تورم تا تاریخ مورد نظر

$$\ln Mp_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP + \beta_2 Pmax_t + \beta_3 \ln EXR + \beta_4 \ln INF_t + \beta_5 T + uI$$

GDP = تولید ناخالص داخلی

$\ln exr$ = نرخ ارز حقیقی

β را با این روش بدست آوردیم و جانشینی پول را در سالهای مختلف در فرمول زیر بدست می آوریم:

$$(۲) - CS_t = \frac{M_t + EX}{M_d}$$

که در آن:

CS_t = جانشینی پول در سالهای مختلف

M_f = حجم پول خارجی در گردش

M_d = حجم پول داخلی

EX = نرخ ارز

۴-۲- آزمون ریشه واحد

نتایج آزمایش واحد دیکی - فولر تعمیم یافته در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱) - نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیرها	آماره t	مقدار ارزش احتمال	نتیجه
CS	-۳/۲۵	۰/۰۲	I(۰)
GDP	-۲/۰۳	۰/۰۴	I(۰)
GDP^2	-۳/۵۱	۰/۰۱	I(۰)
Gini	-۵/۱۳	۰/۰۰	I(۰)

مآخذ: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۱)، متغیر مربع تولید ناخالص داخلی، جانشینی پول و ضریب جینی در سطح و با عرض از مبدأ مانا بوده و تولید ناخالص داخلی در سطح و بدون روند و عرض از مبدأ مانا است. به منظور بررسی اثر متغیرهای تحت بررسی و درجه جانشینی پول بر ضریب جینی، الگوی مدل (۱) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تعمیم یافته OLS برآورد شد. نتایج آزمونهای تشخیصی مدل به شرح زیر است:

۴-۳- آزمون ناهمسانی واریانس

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس بروش پاگان گودفری به شرح جدول زیر است:

جدول (۲) - آزمون ناهمسانی واریانس

آماره	مقدار آماره	مقدار ارزش احتمال
F-statistic	۱.۰۵	۰.۳۷
Obs*R-squared	۳.۲۳	۰.۳۵

مآخذ: یافته های تحقیق

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس با روش براش پاگان نشان داد که ناهمسانی واریانس وجود ندارد. به عبارت دیگر، مقدار ارزش احتمال بزرگتر از ۰.۰۵ بوده و فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس تأیید میشود از طرف دیگر برای بررسی خودهمبستگی بین پسماندها از آزمون همبستگی LM استفاده شده است که در آن نتایج نشان داد که خودهمبستگی بین جملات اخلاص وجود دارد برای رفع این مشکل از روش کورکان-اورکات استفاده شده است، نتایج برآورد مدل بعد از رفع خود همبستگی به شرح زیر است:

جدول (۳) - نتایج برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	مقدار ارزش احتمال
C	۰/۳۹	۰/۰۱	۳۰/۲۳	۰/۰۰
GDP	-۱/۳۹	۴/۳۴	۰/۳۲	۰/۷۵
GDP^2	۳/۲۶	۲/۵۰	۰/۱۳	۰/۸۹
CS	۰/۳۷	۰/۰۴	۰/۷۷	۰/۴۴
R^2	آماره F	Durbin-Watson stat		مقدار کل ارزش احتمال
۰/۲۶	۲/۵۶	۲/۱۲۲۰۷۲		۰/۰۴

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج جدول (۳) نشان می دهد اگر جانشینی پول یک واحد افزایش یابد، ضریب جینی به اندازه $0/37$ واحد افزایش می یابد؛ از این رو جانشینی پول روی ضریب جینی تاثیر مثبت در این شرایط روند تغییر شاخص نابرابری درآمدی نیز صعودی است و از لحاظ اقتصادی متعادل نیست. همچنین، اگر تولید ناخالص داخلی به اندازه $1/39$ کاهش می یابد این نتیجه مطابق با مبانی نظری است اگرچه تاثیر آن به لحاظ آماری معنادار نمی باشد. اگر مربع GDP به اندازه $3/26$ واحد افزایش یابد ضریب جینی به اندازه $0/26$ افزایش می یابد، بر طبق آماره R^2 ، از تغییرات متغیر جینی توسط متغیرهای مستقل توضیح داده میشود. به علاوه، براساس آماره F معناداری کلی رگرسیون تایید میشود. آماره دورین - واتسون با مقدار $2/12$ موید آن است که خودهمبستگی بین جملات خطا وجود ندارد.

نتیجه گیری و پیشنهادات

در این پژوهش ما به دنبال بررسی رابطه جانشینی پول بر ضریب جینی بودیم، بدین منظور ابتدا مبانی نظری جانشینی پول و ضریب جینی به طور کامل توضیح داده شد و از طریق روش اقتصادسنجی مورد آزمون قرار گرفت، نتایج نظریات و مطالعات انجام شده که ارائه شد بیشتر به

جانشینی پول پرداخته اما در این پژوهش اثرات جانشینی پول در دوره ی زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۹ را روی توزیع درآمد برآورد کردیم در این راستا نتایج جدید نشان می دهد رابطه بین جانشینی پول و مربع تولید ناخالص داخلی با ضریب جینی مثبت بوده و خود تولید ناخالص داخلی در این رابطه منفی بوده و هیچکدام معنی دار نیستند به دلیل اینکه سایر عوامل بیشتر تأثیر گذار بوده و اما روی بدتر شدن ضریب جینی بی تأثیر نیستند. مسئله جانشینی پول هر روز در اقتصاد کشور بعد بیشتری پیدا می کند و افزایش سیاست های اقتصادی کشور را تحت تأثیر قرار می دهد؛ بنابراین بهتر است دولت اقداماتی در خصوص جلوگیری از دلاریزه شدن و جانشینی پول انجام دهد همان طور که اشاره شد جانشینی پول بر ضریب جینی بی تأثیر نیست اگر دولت به دنبال کاهش فاصله طبقاتی است به مسئله دلاریزه شدن توجه نماید، با کنترل جانشینی پول می توان روند فاصله طبقاتی را کاهش داد همچنین برداشتن محدودیت های سیاسی، اقتصادی و توسعه بخش صادرات از راه توافق و مولد و بهینه کردن این بخش از لحاظ کیفیت می تواند اثرات ثمربخش و جانشینی پول را کاهش دهد لذا برای بدست آوردن نتایج و برآورد مطلوبتر در این زمینه میتوان از متغیرهای دیگر از جمله تورم که برای این موضوع حائز اهمیت می باشد میتوان استفاده کرد.

منابع

- احمدی، علی اکبر؛ رستمینیا، محمد اسماعیل و غیبی، علیرضا (۱۳۹۵). اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته با روش گشتاورهای تعمیم یافته ی GMM. *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، دوره ۱۰، شماره ۳۶: ۱۵-۳۲. ##
- ابونوری، اسمعیل و خوشکار، آرش (۱۳۸۵). اثر شاخصه ای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: *مطالعه بین استانی. تحقیقات اقتصادی*، ۶: ۶۵-۹۵. ##
- بهشتی، محمدباقر؛ محمدزاده، پرویز و قاسملو، خلیل (۱۳۹۸). عوامل اساسی مؤثر بر نابرابری درآمدی در بین استان های ایران. *پژوهش های برنامه و توسعه*، ۱: ۱۳-۴۶. ##
- مهرآرا، محسن و محمدیان، مجتبی (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزی. *پژوهش های اقتصادی ایران*، ۶۱: ۱۱۶-۱۳۲. ##
- مرادی، مهدی و سلمان پور، علی (۱۳۹۶). تأثیر حکمرانی خوب بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی. *جامعه شناسی نهاد های اجتماعی*، ۱۰: ۳۳-۵۹. ##

- تابلی، حمید و کوچک‌زاده، اسما (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در کشورهای اسلامی منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی. **دوفصلنامه علمی - پژوهشی مطالعات اقتصاد اسلامی**، ۱۱: ۹۱-۱۰۶.##
- حسین‌زاده، هدایت‌ریا (۱۳۹۶). تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. **فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی**، ۲۵: ۸۲-۲۳۳.##
- خلیلی عراقی منصور، عباسی نژاد حسین، گودرزی فراهانی یزدان (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و هم‌جمعی، **اقتصاد پولی، مالی**، ۲۰: ۱-۵.##
- دیزجی، منیره و آهنگری گرگری، محدثه (۱۳۹۴). تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه. **اقتصاد مالی اقتصاد مالی و توسعه**، ۳۳: ۷۵-۱۰۳.##
- رفعت، بتول و عزیززاده، الهه (۱۳۹۵). بررسی اثر توسعه مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران. **فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی رشد و توسعه پایدار**، ۱۶: ۲۹-۴۶.##
- رحمانی فضلی، هادی و عرب مازار، عباس (۱۳۹۵). تأثیر شکاف بودجه استانی بر شکاف درآمد **فصلنامه علمی - پژوهشی مدل‌سازی PVAR منطقه‌ای استان‌های ایران با استفاده از مدل اقتصادی**، ۷۳: ۳۴-۹۳.##
- صیفیپور رویا و رضایی، محمدقاسم (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها.
- فرزینوش، اسدالله و لشکری، محمد (۱۳۹۲). جانیشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی از ایران، **پژوهش‌نامه بازرگانی**، ۸: ۵۹-۲۵۱.##

- Apergis, N. (2015), Long-run estimates of money demand: new evidence from East Asian countries and the presence of structural breaks, *Applied Economics*, (47)31: 3276-3291.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen and Margaret Malixi (1991) 15. Exchange Rate Sensitivity of Demand for Money in Developing Countries. *Applied Economics*. 23: 1377-1384.##
- Barros C. P., Faria João Ricardo, Gil-Alana Luis A. (2016), The demand for money in Angola, *J Econ Finan*, DOI 10.1007/s12197-016-9358-6.##
- Calvo, G & Rodriguez, A. (1977). A model of exchange rate determination under currency substitution and rational expectations. *Journal of Political Economy*, 85: 617-625.##
- Crossly, Thomas and Pendakur, Krishna. (2006). The Social Cost of Living Welfare Foundations and Estimation. IFS.WP06/10.##
- Chiu, Y. B., & Lee, C. C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, 93: 1-18.##

- Fisher, M. (2005). Price Index Aggregation: Plutocratic Weights ,Democratic Weights and Value Judgements. **Annales d'Économie et de Statistique**. No. 79/80. PP. 749-757.
- Hao, R., & Wei, Z. (2010). Fundamental causes of inland-coastal income inequality in post-reform China. **The annals of regional science**, 45(1): 181-۲۰۶.##
- Kamin, S.B. & N.R. Ericsson. (2003). Dollarization in post-hyperinflationary Argentina, **Journal of International Money and Finance**, 22: 185–211.##
- Sánchez, F. (2008). Money demand in a dollarizing economy: the case of the dominican republic. **The Journal of Developing Areas**, 1: 39-52.##
- Mongardini, J & Muller, J. (1999). Ratchet effects in currency substitution **.an application to the Kyrgyz Republic. IMF**, 99: 1-23.##
- Xaiyavong, I., Toyoda, T. (2016), Currency substitution in Laos, **Asian Economic Journal**, (30) 1: PP. 67-89.##
- Yinusa, D & Akinlo, A. (2008). Exchange rate volatility and the extent of currency substitution in Nigeriaz. **MPRA Paper**, 16257: 1-2.##
- Ramirez-Rojas, C. Lui. (1985). Currency Substitution in Argentina, **Mexico and Uruguay**, 32, 4, 626-667.##