اثر جانشینی پول بر توزیع درآمد در ایران

چکیده

مسئلۀ جانشینی پول هر روز در اقتصاد کشور بعد بیشتری پیدا می‌کند و افزایش سیاست‌های اقتصادی کشور را تحت‌تأثیر 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 دادهای 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 درامد داشته است. جانشینی پول در ایران طبق داده ها روندی صعودی داشته و در سال ۱۳۹۹ به ۰.۳۵۵۲۶۲ رسیده است. این امر نشان میدهد در کشور پول های خارجی از کاربرد بیشتری برخوردار است و مردم در پرتفوی خود از ارز خارجی استفاده میکنند که باعث افزایش فاصله ی طبقاتی و نابرابری درآمدی شده است به بیان دیگر مسئلۀ دلاریزه شدن رو به افزایش بوده که باعث نا کارآمدی اقتصاد کشور و عدم برآورد نیاز جامعه از لحاظ رفاه اقتصادی یکی از پیامد های آشکار و پر اهمیت 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، توریع 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 می‌کند و برخی افراد، پس‌انداز خود را به‌جای ریال، به‌صورت ارز نگه می‌دارند، اگرچه حجم دلار در گردش در برخی سال‌ها در دوره مورد بررسی کاهش‌یافته است، اما ارز به‌عنوان جانشینی برای پول افزایش‌یافته است به نظر می‌رسد 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 زیست‌محیطی می‌شود، بنابراین یکی از موضوعات مهم در اقتصاد منطقه است. ضریب جینی به عنوان یکی از روش‌های اندازه‌گیری وضعیت توزیع درآمد، مهم‌ترین و اصلی‌ترین روش برای محاسبه سطح نابرابری را از طریق منحنی لورنز[1] بدست می‌دهد. مقدار این ضریب بین صفر تا یک است و با افزایش شدت نابرابری درآمد، به یک میل می‌کند (بهشتی و همکاران، ۱۳۹۸). هدف از انجام این پژوهش بررسی وضعیت نابرابری درآمدی و وضعیت جانشینی پول در ایران میباشد، و طبق فرضیه با افزایش جانشینی پول ضریب جینی بدتر می‌شود، در این پژوهش به دنبال این هستیم که آیا جانشینی پول در ایران رخداده است؟ آیا افزایش جانشینی 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

جانشینی پول نقش مهمی در اجرای سیاست‌های پولی و مالی، تعیین نظام نرخ ارز مناسب و اجرای برنامه‌های جانشینی 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 قابل‌توجهی سبد مردم را برای حفظ منبع ارزش تشکیل می‌دهند کمین و اریکسون[2]، (۲۰۰۳).

جانشینی پول یا به تعریف دیگر تقاضای برای پول خارجی پدیده‌ای است که در اقتصادهای درحال‌توسعه مشاهده شده است در این اقتصادها، مقداری ارز پایدار، معمولاً دلار، ابتدا به‌عنوان منبع ارزش و سپس به‌عنوان

[1] LORENZ CURVE
[2] Kamin and Erickson

وسیله مبادله در کنار پول داخلی جایگزین پول محلی می‌شود به عبارت دیگر جانشینی 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. بااین‌حال، هزینه ازدست‌دادن استقلال سیاست پولی زمانی است که مقامات پولی می‌توانند در سیاست پولی ضد چرخه مؤثر برای تثبیت چرخه‌های تجاری شرکت کنندرامیرز رویاس[1]، (۱۹۸۵).

۲-۲. مبانی تجربی

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

کالو و رودریگز[2] (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[3] (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 مولر۴ (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 همکاران۵ (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 به‌سرعت کاهش می‌یابد.

فیشر[6] (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.

---

[1] Ramirez Royas
[2] Calo and Rodriguez
[3] Bahmani Skui and Melksi
[4] Mongardini and Muller
[5] Beck et al
[6] Fisher

کاکوانی و سان[1] (۲۰۰۶)، به کاربرد و استفاده از توابع رفاه اجتماعی که نسبت به توزیع درآمد 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 (به‌عنوان‌مثال در پایان هرسال) قابل محاسبه بود، بنابراین، می‌توان به ارزیابی شرایط جاری در اقتصاد و نیز پیگیری سیاست‌های اجرا شده پرداخت.

ینوسا و اکینلو،سانچز[2] (۲۰۰۸)، به بررسی تقاضای پول در جمهوری دومینیکن پرداختند نتایج نشان می‌دهد که در سال ۲۰۰۵، درآمد آربیتراژ حاصل از تبدیل پزو به دلار بیشتر از سفته‌بازی‌های مالی ناشی از خریدوفروش 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[3] (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 موردمطالعه، نتایج نشان داد که نابرابری درآمدی در کشورهای با درآمد متوسط، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

اپرگیس[4] (۲۰۱۵)، با بررسی برآوردهای بلندمدت تقاضای پول در کشورهای آسیای شرقی تقاضای پول بلندمدت برخی از این کشورها را در قالب روش‌های داده‌های تابلویی 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[5] (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

[1] Kakwani and Sun
[2] Yenosa and Akinlu, Sanchez
[3] Hao et al
[4] Apergis
[5] Barros et al, Xiaoyang and Toyoda

بین پول، درآمد، تورم، نرخ ارز و بهره رابطه بلندمدت وجود دارد، اما در کوتاه‌مدت، رابطه مشترک پایداری وجود ندارد [۱۶].

چیو و لی[1] (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 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 به‌این‌ترتیب 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

[1] Chiu and Lee

آزمون مرزی با استفاده از داده‌های سالانه ۱۵ کشور درحال‌توسعه، 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 بین استانی، با بررسی تأثیر شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان، توزیع درآمد در ایران را با استفاده از معادلات هم‌زمان به‌ظاهر نامرتبط بررسی کرند، 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 مطلوب‌تر است. از سوی دیگر، افزایش نابرابری ناشی از افزایش درآمدهای مالیاتی بر تولید ناخالص استان و تورم، حمایت می‌کند [۲]. همچنین تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه را با استفاده از روش‌های 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 داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر توسعه مالی استان بر توزیع درآمد استانی در ایران پرداختند، نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که گسترش واسطه‌های مالی در توسعه مالی تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی استان‌های کشور داشته و کاهش نابرابری درآمدی در این استان‌ها 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 استان‌های 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 تکانه‌ها، شکاف استانی در بودجه کل و شکاف استانی در بودجه عمرانی، تغییر شکاف درآمد سرانه استانی را تبیین می‌کند [۱۱]. همچنین با استفاده از روش پانل دینامیکی گشتاور در حال توسعه و توسعه‌یافته پرداختند، تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد را برای گروه‌های منتخب از کشورها یافته‌ها نشان دادند که توسعه مالی در کشورهای درحال‌توسعه اولاً باعث افزایش نابرابری درآمدی می‌شود و ثانیاً با افزایش متوسط درآمد خانوار و دسترسی بیشتر به خدمات مالی، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. بااین‌حال، در اقتصادهای پیشرفته، رابطه خطی منفی‌بین توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد که نشان می‌دهد توسعه بازارها و واسطه‌های مالی باعث کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. همچنین سطوح متغیر درآمد سرانه، تورم و مقادیر ضریب جینی در هر دو گروه از کشورهای منتخب افزایش‌یافته و در نتیجه توزیع درآمد در این کشورها بهبودیافته است [۱].

مرادی و سلمانپور، حسینزاده (۱۳۹۶)، با بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد با استفاده از روش‌های 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 کشورهایی 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 موردمطالعه 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 داده های 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 پدیده ی جانشینی پول هستند و مطالعات نشان دادند که افزایش توسعه اقتصادی نابرابری درآمدی را کاهش و تقاضای پول بلند مدت با نرخ بهره رابطه ی منفی دارد و اما مطالعاتی که در این پژوهش انجام شده جدا از این موارد اثرات پدیده ی جانشینی پول و تغیرات 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 داده ها مدل زیر طراحی و مورد آزمون قرار گرفت:

$$GINI_{t0}=\alpha_0+\alpha_1 GDP_{t0}+\alpha_2 GDP^2+\alpha_3 CS_{t0}+e_{t0} \quad (۱)$$

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 نشان‌دادن 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 می‌کند، نیروهای بازار در ابتدا باعث افزایش نابرابری اقتصادی و سپس منجر به کاهش آن می‌شوند. یک توضیح برای این پدیده این است که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری، برای آن کسانی که پول دارند زیاد می‌شود و در همان حال هجوم نیروی کار ارزان روستایی به شهرها باعث کاهش دستمزدها می‌شود، با بیان این پدیده رابطه ی بین توریع 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 جریان‌های سرمایه مبتنی است طبق این تئوری، حرکت پرتفویی یا همان انتقال دارایی‌های خصوصی و دولتی از کشوری به کشور دیگر تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای بر روی نرخ مبادله ارز می‌گذارد. زمانی که این مدل به مدل پولی اضافه می‌شود شواهد نشان می‌دهد که تغییر انتظارات از عرضه پول یک کشور روی نرخ مبادله آن کشور تأثیر دارد سرمایه‌گذارانی که به داده‌های مدل پولی توجه می‌کنند، با تغییر در جریان پولی به این نتیجه می‌رسند که نرخ مبادله تغییر می‌یابد و باید طبق این تغییر سرمایه‌گذاری 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 ضربیب جینی افزایش می یابد. در نتیجه توزیع درآمد دچار اختلال و نابرابری میشود و فاصله ی طبقاتی به شدت رو به افزایش است.

٤. برآورد مدل

٤-١. تجزیه و تحلیل داده‌ها

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

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

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

Lnexr= نرخ ارز حقیقی

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

$$CS_t = \frac{M_f + EX}{M_d} \quad (۲)$$

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

٤-۲. آزمون ریشه واحد

نتایج آزمایش واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیرها	آمارهt	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 براورد شد. نتایج آزمونهای تشخیصی مدل به شرح زیر است:

٤-۳. 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 ی 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 اخلال وجود دارد برای رفع این مشکل از روش کوکران- 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	٤/۳٤	۰/۳۲	۰/۷٥
GDP^2	۳/۲٦	۲/٥۰	۰/۱۳	۰/۸۹
CS	۰/۳۷	۰/۰٤	۰/۷۷	۰/٤٤

R^2	آماره F	Durbin-Watson stat	مقدارکل ارزش احتمال
۰.۲۶	۲.۵۶	۲.۱۲۲۰۷۲	۰.۰۴

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد اگر جانشینی پول یک واحد افزایش یابد، ضریب جینی به اندازه ی ۰/۳۷ واحد افزایش می یابد؛ از این‌رو 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 ی یک واحد افزایش یابد ضریب جینی به اندازه ی ۱/۳۹- کاهش می یابد این نتیجه مطابق با مبانی نظری است اگرچه تاثیر آن به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. اگر مربع GDP به اندازه ی یک واحد افرایش یابد ضریب جینی به انداره ی ۳/۲۶ افرایش می یابد، بر طبق آماره R^2، ۰/۲۶ از تغییرات متغیر جینی توسط متغیرهای

مستقل توضیح داده میشود. به‌علاوه، براساس آماره F معناداری کلی رگرسیون تایید میشود. آماره دوربین – واتسون با مقدار ۲/۱۲ موید آن است که خودهمبستگی بین جملات خطا وجود ندارد.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

در این پژوهش ما به دنبال بررسی رابطهٔ 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 رابطهٔ 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 معنی‌دار نیستند به دلیل اینکه سایر عوامل بیشتر تأثیر گذار بوده و اما روی بدتر شدن ضریب جینی بی‌تأثیر نیستند. مسئلهٔ جانشینی پول هر روز در اقتصاد کشور بعد بیشتری پیدا می‌کند و افزایش سیاست‌های اقتصادی کشور را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین بهتر است دولت اقداماتی در خصوص جلوگیری از دلاریزه‌شدن و جانشینی پول انجام دهد همان‌طور که اشاره شد جانشینی پول بر ضریب جینی بی‌تأثیر نیست اگر دولت به دنبال کاهش فاصلهٔ طبقاتی است به مسئله دلاریزه‌شدن توجه نماید، با کنترل جانشینی پول می‌توان روند فاصله طبقاتی را کاهش داد همچنین برداشتن محدودیت‌های سیاسی، اقتصادی و توسعه بخش صادرات از راه توافق و مولد و بهینه‌کردن این بخش از لحاظ کیفیت می‌تواند 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 میباشد میتوان استفاده کرد.

منابع

۱. 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. ##

۲. ابونوری، اسمعیل و خوشکار، آرش (۱۳۸۵). اثر شاخصه‌ای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: *مطالعه بین استانی. تحقیقات اقتصادی، ۶*: ۶۵-۹۵.##

۳. بهشتی، محمدباقر؛ محمدزاده، پرویز و قاسملو، خلیل (۱۳۹۸). عوامل اساسی مؤثر بر نابرابری درآمدی در بین استان‌های ایران. *پژوهش‌های برنامه و توسعه*،۱: ۱۳-۴۶.##

۴. مهرآرا، محسن و محمدیان، مجتبی (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزینی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۶۱*: ۱۱۶-۱۳۲.##

۵. مرادی، مهدی و سلمان‌پور، علی (۱۳۹۶). تأثیر حکمرانی خوب بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی. *جامعه‌شناسی نهادهای اجتماعی*، ۱۰: ۳۳-۵۹.##

۶. تابلی، حمید و کوچک‌زاده، اسماً (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در کشورهای اسلامی منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی. *دوفصلنامه علمی - پژوهشی مطالعات اقتصاد اسلامی*، ۱۱: ۹۱-۱۰۶.##

۷. حسین‌زاده، هدایت ریا (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.##

۸. خلیلی عراقی منصور، عباسی نژاد حسین، گودرزی فراهانی یزدان (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و هم جمعی، *اقتصاد پولی، مالی*، ۲۰: ۱-۵.##

۹. دیزجی، منیره و آهنگری گرگری، محدثه (۱۳۹۴). تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه. *اقتصاد مالی اقتصاد مالی و توسعه*، ۳۳ : ۷۵-۱۰۳.##

۱۰. 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.##*

۱۱. 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.##

۱۲. صیفیپور رویا و رضایی، محمدقاسم (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها.

۱۳. فرزینوش، اسدالله و لشکری، محمد (۱۳۹۲). جانشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی از ایران، *پژوهش‌نامه بازرگانی*،۸:۵۹-۲۵۱.##

14. 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.##

16. 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.##

17. Calvo, G & Rodriguez, A. (1977). A model of exchange rate determination under currency substitution and rational expectations. *Journal of Political Economy*, 85: 617-625.##

18. Crossly,Thomas and Pendakur,Krishna. (2006). The Social Cost of Living Welfare Foundations and Estimation. IFS.WP06/10.##
19. Chiu, Y. B., & Lee, C. C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, 93: 1-18.##
20. 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.
21. Hao, R., & Wei, Z. (2010). Fundamental causes of inland-coastal income inequality in post-reform China. *The annals of regional science*, 45(1): 181-٢٠٦.##
22. Kamin, S.B. & N.R. Ericsson. (2003). Dollarization in post-hyperinflationary Argentina, Journal of International Money and Finance, 22: 185–211.##
23. Sánchez, F. (2008). Money demand in a dollarizing economy: the case of the dominican republic. The Journal of Developing Areas, 1: 39-52.##
24. Mongardini, J & Muller, J. (1999). Ratchet effects in currency substitution .*an application to the Kyrgyz Republic. IMF*, 99: 1-23.##
25. Xaiyavong, I., Toyoda, T. (2016), Currency substitution in Laos, Asian Economic Journal, (30) 1: PP. 67-89.##
26. Yinusa, D & Akinlo, A. (2008). Exchange rate volatility and the extent of currency substitution in Nigeriaz. MPRA Paper,16257: 1-2.##
27. Ramirez-Rojas, C. Lui. (1985). Currency Substitution in Argentina, *Mexico and* Uruguay,32,.4, 626-667.##