فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۱۱، شماره ۳۹، زمستان ۱۴۰۰

بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری و تولید سرانه استانی بر نابرابری درآمدی درون استان‌های ایران

الناز امیدوار[۱]، فرهاد غفاری[۲]، عباس معمارنژاد[۳]، تیمور محمدی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۳۰

چکیده:

اگر چه نابرابری درآمدی پدیده جدیدی نیست و برنامه‌های توسعه در ایران از سابقه طولانی برخوردار است، ولی همچنان شاهد پیوندهای پیچیده‌ای بین توسعه اقتصادی، سرمایه‌گذاری، تورم، بیکاری سرمایه انسانی و نابرابری درآمدی می‌باشیم که منجر به عدم بهره‌مندی بخشی از مردم کشور از مزایای رشد و توسعه گشته است، نابرابری‌های منطقه‌ای می‌تواند موجب به وجود آمدن طیف وسیعی از شرایط ناهمگون زندگی شده و پیامدهای اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی نامطلوبی را به همراه آورد. با توجه به نقش و اهمیت سرمایه‌گذاری (دولت)، تولید سرانه استان‌ها، تورم، بیکاری و سرمایه انسانی بر توزیع درآمد این پژوهش سعی دارد تا تاثیر این عوامل در هر استان را بر نابرابری درآمدی استان‌های ایران طی بازه زمانی۱۳۹۷-۱۳۸۶ مورد بررسی قرار دهد. دراین پژوهش به منظور بررسی این تاثیر از روش داده‌های ادغام شده پویا بارویکردگشتاورهای تعمیم یافته استفاده شده است. براساس یافته‌های پژوهش، افزایش سرمایه‌گذاری، تولید ناخالص سرانه استان‌ها و سرمایه انسانی موجب کاهش نابرابری درآمد استان و افزایش تورم و بیکاری منجر به افزایش نابرابری می‌گردد.

کلید واژه: سرمایه‌گذاری، تولید سرانه، نابرابری درآمدی، داده‌های ادغامی، گشتاورهای تعمیم یافته.
طبقه‌بندی JEL: O10 ,O15,O16 .

[۱] دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. ایمیل: E.omidvar823@gmail.com

[۲] دانشیار اقتصاد و مدیر گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران (نویسنده مسئول). ایمیل: Farhad.ghaffari@yahoo.com

[۳] استادیار اقتصاد و مدیر گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. ایمیل: Memarnejad@srbiau.ac.ir

[۴] دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. ایمیل: Atmohammadi@gmail.com

مقدمه

یکی از مهمترین مشکلات بسیاری از کشورها در مسیر توسعه، بروز نابرابری‌های منطقه‌ای است و یکی از ویژگی‌های ساختارهای اقتصادی اجتماعی ایران پیشرفت چند منطقه از مجموعه مناطق کشور است. توان تولیدی و قابلیت‌های اقتصادی این مناطق موجب انتقال سرمایه‌های فیزیکی و انسانی به آنها می‌شود. این در حالی است که سایر مناطق از منافع توسعه بی‌بهره می‌مانند.در همین راستا الگوهای توزیع همزمان با رشداقتصادی پیشنهاد می‌شود تا در عمل رشد فقرزدا در کشور اتفاق بیفتد. در همین زمینه به دولت‌ها پیشنهاد می‌شود تا مسیری را برای رشد انتخاب کنند. که همزمان توزیع عادلانه درآمد را نیز به ارمغان بیاورد. به عبارت دیگر دولت باید در برنامه‌های توسعه اقتصادی خود به تعیین روش‌هایی بپردازد که رشد اقتصادی همگام با کاهش نابرابری درآمدها در جامعه میسر شود. در عین حال، شناسایی عوامل دخیل در نابرابری درآمدی اثر آنها بر توزیع درآمد، می‌تواند نمای شفاف‌تری از توزیع عادلانه درآمد ارائه دهد. (خلیلی عراقی، ۱۳۹۶)

در صورتی که سیاست‌های مناسب به منظور کاهش شکاف درآمدی اتخاذ نشود، در طی زمان به تضعیف قدرت اقتصادی، بی‌ثباتی اقتصادی و حتی ناآرامی‌های اجتماعی - سیاسی می‌انجامد (استیگلیتز[1]، ۲۰۱۲) سرمایه‌گذاری دولت می‌تواند کمک به بهبود وضعیت نابرابری در مناطق مختلف کشور باشد و موجب همگرایی در بین مناطق شود. اقتصاددانان تاکید دارند که سرمایه‌گذاری در مناطق مختلف منجر به بهبود وضعیت زیر ساخت‌ها کاهش بیکاری وافزایش امکانات زندگی می‌گردد که این امر در بلند مدت منجر به عدم مهاجرت افراد از مناطق کم برخوردار به مناطق برخوردار می‌شود در نتیجه سرمایه‌گذاری دولت کمک شایانی در جهت رسیدن، به توسعه پایدار مناطق محسوب می‌گردد. دولت‌ها به منظور رشد و توسعه اقتصادی در سطح ملی و منطقه‌ای لازم است بر سرمایه‌گذاری‌های منطقه‌ای روی آورند، این امر در جهت رسیدن به توسعه‌ی متوازن در مناطق مختلف بویژه مناطق محروم بسیار موثر است.

سازماندهی این مقاله بدین شرح است، پس از مقدمه، مبانی نظری ارائه می‌شود. در بخش سوم و چهارم به روش تحقیق و معرفی متغیرها اختصاص یافته است و در بخش پنجم برآورد مدل و تفسیر نتایج ارائه شده و در پایان نیز نتیجه‌گیری و جمع‌بندی آمده است.

مروری بر مبانی نظری

تا قبل از قرن نوزدهم و به ویژه تا اواخر قرن نوزدهم، اقتصاددانان معتقد بودند که دولت نباید در فعالیت‌های اقتصادی مداخله کند. به اعتقاد آنها وظایف دولت به حفظ امنیت داخلی و استقلال کشور محدود می‌شود؛ زیرا اقتصاد به طور خودکار عمل می‌کند و اگر عدم تعادل‌هایی در اقتصاد روی دهد، خود به خود این عدم تعادل‌ها از میان خواهد رفت و تعادل اقتصادی مجددا برقرار خواهد شد. اما بر اثر گذشت زمان و با دگرگونی‌های شگرف جهان و پیچیدگی‌های روزافزون اقتصاد پس از قرن نوزدهم، این طرز تلقی از چگونگی مداخله‌ی دولت در اقتصاد و دولت تغییر پیدا کرد؛ زیرا عدم تعادل‌هایی که در اقتصاد رخ داد، با ساز و کار خودکار مورد نظر اقتصاددانان کلاسیک برطرف نشد. از این‌رو، دولت‌ها برای مبارزه با این عدم تعادل‌ها ناگزیر از مداخله در اقتصاد شدند. وظایف دولت‌ها روز به روز زیادتر شد و به تأمین رفاه، پیشرفت و سلامت جامعه گسترش یافت. در چنین شرایطی اعمال سیاست‌های مالی نقش بسیار مهمی برای انجام وظایف مذکور پیدا کرد (یحیی آبادی[2]، ۱۳۶۹). گلسجر و بورسو (۱۹۷۹) با بررسی تاثیر اشتغال بر پراکندگی درآمدها به این نتیجه رسیده‌اند که کشورها در هر سطح توسعه یافتگی، افزایش بیکاری از طریق افزایش شمار کم درآمدها به تشدید نابرابری درآمدی و کاهش استانداردهای زندگی منجر می‌شود.

چونگ و کالدرون[3] (۲۰۰۴) ارتباط بین توسعه زیرساخت‌ها و توزیع درآمد در ۵۲۵ کشور صنعتی و غیرصنعتی را طی دوره ۹۷-۱۹۶۰ و با دو رویکرد مقطعی و پانل بررسی کردند. فن، جیشوشن و مناکناوات[4] (۲۰۰۴) به بررسی تأثیر زیرساخت‌ها بر فقر و نابرابری، با استفاده از سیستم معادلات در کشور تایلند پرداختند. براساس نتایج آنها سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت‌ها تاثیر بسزایی بر کاهش فقر دارند. براساس چارچوب بانک جهانی (۲۰۰۴) ترکیب هزینه‌های دولت می‌تواند بر شاخص‌های مختلفی از جمله شاخص‌های اجتماعی، رشد درآمد، برابری درآمد و فقر را تحت تاثیر قرار دهد. بنابراین استفاده صحیح از ابزارهای اقتصادی می‌تواند در جهت بهبود توزیع درآمد موثر باشد. لکون و رودریگرز[5] (۲۰۰۵) بر نقش مهم

سرمایه‌گذاری در ایجاد نابرابری‌های در مناطق اشاره دارد بدین ترتیب که تفاوت در سرمایه‌گذاری موجب تفاوت در بهره‌وری شده و این تفاوت منجر به نابرابری میان مناطق می‌گردد. اوغلو (۲۰۰۵) بر این عقیده است که دولت‌ها با سرمایه‌گذاری در کالاهای عمومی مانند دسترسی مردم به جاده‌های آسفالته می‌توانند به بهبود بهره‌وری عوامل تولید و کاهش نابرابری درآمدی مناطق کمک نمایند در واقع یکی از منابع ایجاد نابرابری در درون و بین کشورها سرمایه‌گذاری دولت در کالاهای عمومی است که شواهد تجربی آن را تایید می‌نماید. اوغلو[۶] (۲۰۰۹) معتقد است که سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل و نقل در مناطق مختلف کمک به بهبود بهره‌وری تولید، تخصصی شدن و گسترش بازارها می‌شود که نتیجه آن بهبود وضعیت نابرابری در بین مناطق مختلف می‌باشد. اوه[۷] (۲۰۰۹) در رساله‌ی دکتری خود توسعه‌ی صنعتی از دیدگاه منطقه‌ای برای کشور کره جنوبی را مورد مطالعه قرار داده است از جمله متغیرهای اصلی مورد استفاده در آن مطالعه می‌توان به سرمایه‌گذاری فیزیکی به تفکیک ۱۵ استان کره جنوبی اشاره کرد، نتایج نشان داده افزایش سرمایه‌گذاری دولت موجب بهبود سطح توسعه و کاهش نابرابری بین مناطق گشته است.

سرمایه‌گذاری دولت از طریق مکانیسم‌های مختلف رقابت‌پذیری، رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، تولید، بهره‌وری نیروی کار و رفاه را تحت تاثیر قرار می‌دهند. علاوه بر این، زیرساخت‌ها از طریق دو کانال اصلی، انتخاب‌های فردی را تحت تأثیر می‌گذارند. کانال اول از طریق تابع تولید، عمل می‌کند. به طور خاص، سطح زیرساخت‌های موجود در اقتصاد و همچنین ابزار مالیاتی که برای تأمین مالی آن ساخت و ساز استفاده می‌شود، بر میزان دستمزد و نرخ اجاره سرمایه تأثیر می‌گذارد. بنابراین، سرمایه‌گذاری در زیرساخت، تولید نهایی نیروی کار و سرمایه را تغییر می‌دهد که به نوبه خود بر تصمیمات مربوط به عرضهٔ نیروی کار و انباشت سرمایه تأثیر می‌گذارد. کانال دوم از طریق تابع مطلوبیت عوامل، عمل می‌کند. به طور خاص، موجودی زیرساخت‌ها باعث ایجاد اوقات فراغت مؤثر می‌گردد. لذا با توجه به دو کانال بیان شده، صرف نظر از روش تأمین مالی زیرساخت‌ها، گسترش آن منجر به کاهش شدید نابرابری توزیع درآمد می‌شود. (گیبسون و ریجا[۸]، ۲۰۱۴).

بیکاری از چندین طریق بر توزیع درآمد اثرگذار است: کانال اول: درآمد قابل تصرف خانوارها، بیکاری از طریق تغییر درآمد قابل تصرف خانوارها بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد. (بژوکلاند ۱۹۹۱ باتینی و گوین ۲۰۱۶) کانال دوم: سهم دستمزد نیروی کار: بین تغییرات نرخ بیکاری و سهم دستمزد ارتباط قوی وجود دارد و از آنجایی که سهم دستمزد از کل درآمد ملی نشان‌گر نابرابری درآمد است می‌توان گفت که بین بیکاری و نابرابری درامدی ارتباطی مثبت وجود دارد (شنگ[۹] ۲۰۱۱) کانال سوم: اشتغال غیررسمی، عدم توسعه طرح‌های بیکاری باعث افزایش اشتغال غیررسمی‌خواهد شد که تنها برای رفع نیازهای اساسی کاربرد دارد.

مطالعه‌ی حاضر به بررسی سرمایه‌گذاری (دولت)، تولید ناخالص سرانه استان‌ها، تورم، بیکاری و سرمایه انسانی بر نابرابری درون استان پرداخته که از این منظر مطالعه جدیدی محسوب می‌گردد همچنین در این مطالعه شاخص تایل درون استان‌ها محاسبه شده است که از این حیث نیز تازگی دارد.

روش پژوهش:

با توجه به مبانی نظری و ادبیات تجربی در این پژوهش از مدل داده‌های ادغامی پویا استفاده شده است به این دلیل که مدل داده‌های ادغامی معمولی به دلیل در نظر گرفتن اثرات ثابت نمی‌تواند مشکل همبستگی اثرات مقطعی با متغیرهای توضیحی را حل کند. در نتیجه از مدل داده‌های ادغامی پویا که اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد استفاده شده است:

(۱)

$$y_{it} = \theta y_{it} + X_{it} + Uit$$
$$i = 1,2,...,N$$
$$t = 1,2,...,T$$

X_{it} بردار متغیرهای توضیحی Y_{it} بردار متغی وابسته U_{it}عامل خطای مقاطع iام در زمان t است. این مدل ممکن است با مشکلاتی از قبیل همبستگی پیاپی، ناهمسانی واریانس و ماهیت درون‌زایی متغیر وقفه‌دار مواجه شود. بنابراین نمی‌توان آن را با برآورد کننده‌های معمولی داده‌های ادغامی بررسی نمود. راهکار این مسئله در استفاده

از برآوردگر گشتاوری تعمیم یافته (GMM) مربوط به آرلانو و باند[۱۰] (۱۹۹۱) است.

زمانی که در مدل داده‌های ادغامی، متغیر وابسته به صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌گردد، دیگر برآوردگرهای OLS به دلیل مسأله خودهمبستگی (خودهمبستگی به دو دلیل حضور متغیر وابسته وقفه دار در میان متغیرهای مستقل و اثرات مقطعی وقفه‌دار (سازگار نیست) آرلانو و بوند[۱۱]، ۱۹۹۱). در نتیجه باید از روش‌های برآورد حداقل مربعات دو مرحله‌ای[۱۲] (2SLS) (آندرسون و شیائو[۱۳]، ۱۹۸۱) یا گشتاورهای تعمیم یافته[۱۴] (GMM) آرلانو و باند (۱۹۹۱) استفاده نمود. آرلانو و باند، رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) را برای مدل‌های داده‌های ادغام شده پیشنهاد دادند زیرا که برآوردکننده 2SLS ممکن است به دلیل نوع انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب ایجاد کند و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند که کاراتر از تخمین زننده‌های قبلی است. همچنین لازم به ذکر است که اعتبار روش گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های ادغام شده به سازگاری متغیرهای ابزاری و فرض نبود همبستگی سریالی جملات خطا بستگی دارد. برای این منظور با استفاده از آزمون سارگان[۱۵]، معتبر بودن ابزارها[۱۶] و آزمون آرلانو و باند[۱۷] عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات خطا، آزمون می‌گردد. تخمین زننده GMM در صورتی سازگار است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای معادله تفاضلی وجود نداشته باشد

معرفی مدل و داده‌ها

این مطالعه از داده‌های ادغام شده ۳۰ استان برای دوره زمانی۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷[۱۸] استفاده نموده است و به صورت تصریح می‌گردد[۱۹]:

$$Inequality_{it} = \theta\, Inequality_{it-1} + \partial X_{it} + U_{it}$$
$$i = 1,2,...,30 \qquad (۲$$
$$t = 1386,...,1394$$

که در این معادله Inequality_{it} شاخص توزیع درآمد برای استان i و x_{it} بردار متغیرهای مستقل شامل لگاریتم تولید ناخالص سرانه استان، سرمایه‌گذاری دولت، تورم، بیکاری و سرمایه انسانی (افراد شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی) در استان می‌باشد. شاخص نابرابری در این مطالعه با استفاده از شاخص نابرابری تایل و داده‌های هزینه – درآمد خانوار در سال‌های مورد بررسی محاسبه شده و محاسبات شاخص تایل استانی درجدول شماره (۱) پیوست گزارش شده است. در خصوص بررسی عوامل موثر بر نابرابری مناطق، مطالعات تجربی و مبانی نظری بر نقش عوامل مختلفی تاکید دارد. یکی از مهمترین این عوامل تولید ناخالص سرانه استان‌ها است. این مطالعه تولید ناخالص سرانه استان‌ها را با استفاده از داده‌های حساب‌های۴ منطقه‌ای (ارزش افزوده استان‌ها) و شاخص‌های قیمت استانی به قیمت ثابت محاسبه و سپس با استفاده از اطلاعات جمعیت در سال‌های مورد بررسی به صورت سرانه محاسبه شده است. علاوه بر تولید ناخالص سرانه استان‌ها متغیر دیگری که می‌تواند بر روی سطح رفاه و توسعه یافتگی استان‌ها موثر باشد سرمایه‌گذاری دولت است در این پژوهش سرانه اعتبارات عمرانی استان‌ها شاخصی برای سرمایه‌گذاری دولت در استان در نظر گرفته شده است. سرمایه‌گذاری دولت می‌تواند بر بهبود زیرساخت‌ها، سطح رفاه ،تولید و توسعه منطقه‌ای اثرگذار باشد.نرخ تورم و بیکاری نیز از داده‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران بهره گرفته شده است. برای اندازه‌گیری سرمایه انسانی در استان‌ها با توجه به داده‌های نیروی کار مرکز آمار در هر استان نیروی کار شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی را بعنوان سرمایه انسانی در هر استان در نظر گرفته شده است.

- شاخص نابرابری تایل

در سال ۱۹۶۷ تایل یک شاخص جدید برای ارزیابی توزیع درآمد معرفی کرد که بر پایه مفهوم آنتروپی در نظریه اطلاع استوار است و به صورت تفاضل میان آنتروپی توزیع درآمد جامعه از آنتروپی درآمد عادلانه تعریف می‌شود. تایل در بحث کاربرد نظریه اطلاع در توزیع درآمد به جای استفاده از احتمال رخداد یک حادثه از سهم درآمد در جامعه استفاده کرد.

فرض کنید $x_n,...,x_2,x_1$ درآمدهای افراد جامعه را نشان دهد که $x_i \geq 0$ در این صورت سهم درآمد فرد iام برابر با $\frac{x_i}{n_I}$ می‌باشد که $\bar{x}$ میانگین درآمد کل جامعه را نشان می‌دهد. طبق تعریف شاخص تایل تفاضل میان آنتروپی سهم درآمد جامعه از انتروپی درآمد عادلانه یعنی

زمانی که سهم درآمد هر فرد $\frac{1}{n}$ باشد را اندازه‌گیری می‌گیرد و برابر است با:

$$T = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Log\frac{1}{n} - \sum_{i=1}^{n}\frac{x_i}{n\bar{x}} Log\frac{n\bar{x}}{x_i} \qquad (۳$$

طبق بورگینان[۲۰] (۱۹۷۹)، شاخص نابرابری تجزیه‌پذیر، شاخصی است که بتوان نابرابری کل جمعیت را به میانگین وزنی نابرابری زیر گروه‌های درون جمعیت و نابرابری بین آنها افراز کرد. شاخص تایل به زیر گروه‌های جمعیتی قابل تجزیه است. روش تجزیه شاخص تایل را می‌توان بصورت زیر مطرح نمود.

اگر جمعیت در K گروه اجتماعی-اقتصادی[۲۱] (استان‌ها، گروه‌های سنی، گروه‌های تحصیلی[۲۲] و ...) کاملا ناسازگار[۲۳] و فراگیر باشند به کمک شاخص تایل می‌توانیم گروه‌بندی وسپس نابرابری را در بین و میان گروه‌ها محاسبه و اندازه‌گیری نماییم به همین منطور این پژوهش از شاخص تایل برای اندازه‌گیری نابرابری درون استان‌ها بهره برده است. (محاسبه شاخص تایل به صورت کلی و تجزیه شده در پیوست درج گردیده است).

(۴

$$T = \sum_{j=1}^{J}\frac{L_j}{L}\frac{y_i}{y}\left(\frac{lny_i}{y}\right) + \sum_{j=1}^{J}\frac{L_j}{L}\frac{y_i}{y}\left[\sum_{m=1}^{M_j}\frac{L_{jm}}{L_j}\frac{y_{im}}{y_i}T_{jm} + \sum_{m=1}^{M_j}\frac{L_{jm}}{L_j}\frac{y_{im}}{y_i}ln\left(\frac{y_{jm}}{y_j}\right)\right]$$

در این پژوهش با استفاده از معادله ۴ نابرابری درون وبین مناطق اندازه‌گیری می‌شود که در آن L_j جمعیت در منطقه j، L جمعیت کل، Y_j میانگین درآمد افراد در منطقه jام، Y_{jm} میانگین درآمد افراد در استان m منطقه j می‌باشد.

میانگین تولید سرانه و شاخص تایل استانی طی دوره مذکور محاسبه و به شرح جدول (۱) به جهت شناخت تفاوت‌های بین استان‌ها ارائه می‌گردد.

جدول ۱- مهم‌ترین مطالعات تجربی خارجی و داخلی انجام شده در زمینه نظام‌های ارزی

نویسندگان مطالعه	عنوان پژوهش	مدل تحقیق	نتایج پژوهش
فریدن و همکاران[۲۴] (۲۰۰۰)	عوامل سیاسی تعیین‌کننده نظام‌های ارزی در کشورهای درحال گر	خودرگرسیون برداری	کاهش ارزش پولی ملی در دوره‌های بعد از انتخابات به مراتب از دوره قبل از آن بیشتر است.
ستزر[۲۵] (۲۰۰۵)	عوامل سیاسی تعیین‌کننده نظام‌های ارزی	تحلیل بقا	انتخاب یک نظام نرخ ارز تنها یک مسئله تئوریک محض نیست، بلکه به شدت به انگیزه‌های ملی‌گرایانه و نهادی و میزان استقلال بانک مرکزی وابسته است.
بلومبرگ و همکاران[۲۶] (۲۰۰۵)	عوامل مؤثر بر ماندگاری نظام نرخ ارز ثابت در کشورهای آمریکای لاتین	تحلیل بقاء	یکی از نتایج آن‌ها این بود که متغیرهای سیاسی و اقتصادی نقش مهم در ماندگاری طول دوره نظام نرخ ارز ثابت دارند.
گکلو[۲۷] (۲۰۰۹)	چگونه عوامل اقتصاد کلان و سیاسی انعطاف‌پذیری نظام‌های ارزی را تحت تأثیر قرار می‌دهند؟	روش پروبیت با اثرات تصادفی	انتخاب نظام ارزی مناسب به توسعه اقتصادی، تفاوت سطح تورم در کشورها و مولفه‌های سیاسی بستگی دارد و به کسری و مازاد تراز تجاری و باز بودن حساب سرمایه وابسته نیست.
تامگک[۲۸] (۲۰۱۳)	بقای نظام نرخ ارز ثابت در کشورهای نوظهور	تحلیل بقا	در اقتصادهای نوظهور وابستگی زمانی غیرخطی در الگوی زمانی نرخ ارز ثابت وجود داشته و زمان عامل مهمی در بقای نظام نرخ ارز ثابت به شمار می‌رود. همچنین عواملی از قبیل باز بودن اقتصاد، تغییر در ذخایر خارجی و رشد اقتصادی اثر معناداری بر انتخاب نظام ارزی در این کشورها دارد.
آلیو[۲۹] (۲۰۱۵)	عوامل تعیین‌کننده انتخاب	لوجیت اسمی چند	کشورهای با منابع غنی‌تر نسبت به کشورهای که منابع

	نظام ارزی در کشورهای غنی از منابع طبیعی	متغیره	کمتری در اختیار دارند، با نظام نرخ ارز ثابت سازگارتر هستند. هم‌چنین نشان داد که افزایش دموکراسی منجر به کاهش احتمال انتخاب نظام ارز ثابت می‌شود.
رودریگرز[۳۰] (۲۰۱۶)	عوامل اقتصادی و سیاسی تعیین کننده نظام‌های ارزی	الگوی پروبیت در داده‌های تابلویی	هرچه اقتصاد یک کشور بازتر و کوچک‌تر باشد، احتمال انتخاب نظام ارز ثابت بیشتر خواهد بود. هم‌چنین دموکراسی نیز به عنوان یک شاخص سیاسی در تعیین نظام ارزی موثر است.
آشور و یانگ[۳۱] (۲۰۱۸)	اثرات نظام‌های ارزی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه	تعادل عمومی پویای تصادفی	در رژیم نرخ ارز ثابت در مقایسه با شناور، نرخ رشد اقتصادی، ۱/۲ درصد بالاتر است؛ در حالی که کشورهای دارای نظام ارزی میانی در مقایسه با نرخ ارز شناور، ۰/۶۴ درصد رشد بالاتری را تجربه کرده‌اند.
بافی و همکاران[۳۲] (۲۰۱۸)	هدف‌گذاری تورم و مدیریت نظام‌های ارزی در کشورهای کمتر توسعه یافته	خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در داده‌های تابلویی	مدیریت سخت نرخ ارز و الزام به نرخ ارز ثابت، به میزان قابل توجهی منجر به افزایش کارایی سیاست هدف‌گذاری تورمی می‌شود.
جانگریم و همکاران[۳۳] (۲۰۲۰)	نرخ تورم و نظام‌های ارزی	الگوی خودرگرسیون برداری	شوک‌های سیاست پولی تأثیر متفاوتی بر شاخص بهای کالاهای مصرفی در ۵۵ کشور مورد بررسی دارد.
سیمونیان[۳۴] (۲۰۲۰)	اثرات نامتنقارن نرخ ارز بر قیمت کالاهای مصرفی و وارداتی	خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در داده‌های تابلویی	کاهش اثرات تغییرات نرخ ارز بر شاخص بهای کالاهای مصرفی و وارداتی در ترکیه همزمان با اتخاذ نظام پولی هدف‌گذاری تورمی
کرستی و همکاران[۳۵] (۲۰۲۱)	اثر شوک‌های سیاست پولی بر نظام‌های ارزی	تعادل عمومی پویای تصادفی	تأثیر منفی انحرافات نرخ ارز و شوک‌های سیاست پولی بر عبور نرخ ارز
احمد[۳۶] (۲۰۲۱)	اثرات سرریز سیاست‌های پولی تحت شرایط نظام ارزی میانی	روش یادگیری ماشین	افزایس سرریز سیاست‌های پولی با افزایش ثبات و پایداری نظام ارزی شناور مدیریت شده

نویسندگان مطالعه	سال	روش تحقیق	نتایج پژوهش
کازرونی و همکاران	۱۳۹۲	تحلیل بقا	نظام ارزی شناور در هر دو گروه کشورها نسبت به نظام ارزی تثبیت شده احتمال بقای بیشتری دارد
صارم و مهرآرا	۱۳۹۳	مدل تعادل عمومی پویای تصادفی	بانک مرکزی هنگام مواجهه با شوک ارزی، سیاست پولی انقباضی را اتخاذ می‌کند.
حسین‌زاده یوسف آباد و حقیقت	۱۳۹۲	روش ARDL	متغیرهای عرضه پول داخلی و قیمت داخلی و اثر منفی و معنی دار درآمد ملی بر نرخ ارز، هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت اثر مثبت و معنی‌دار دارد.
محموزاده و صادقی	۱۳۹۶	حداقل مربعات تعدیل شده	در گذار به سمت نظام ارزی شناور آزاد، مقامات پولی ایران از نظام ارزی میانی استفاده نمایند.
مصباحی و همکاران	۱۳۹۷	الگوی مارکوف- سوئیچینگ	دو رژیم درجه عبور نرخ ارز برای قیمت کالاهای وارداتی به ایران وجود دارد؛ رژیم قیمت پایین و رژیم قیمت بالا که درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم بیش از واحد است.
رحیمی و خداویسی	۱۳۹۸	الگوی انتقال ملایم در داده‌های تابلویی	با افزایش فرآیند جهانی شدن و انتقال از رژیم اول (رژیمی که کشورها به میزان کمتری به سمت جهانی شدن اقتصادی حرکت کرده‌اند) به رژیم دوم (رژیمی که کشورها دارای سطح بالایی از جهانی شدن اقتصادی هستند)، درجه عبور نرخ ارز

			به قیمت‌های مصرف کننده در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته به ترتیب افزایش و کاهش می‌یابد
اسکندری‌پور و اسفندیاری	۱۳۹۸	مدل EGARCH و رویکرد چرخشی مارکوف	شوک های منفی و مثبت به صورت نامتقارن در شکل‌گیری نااطمینانی متغیرهای نرخ ارز،تولید ناخالص داخلی و درآمدهای نفتی نقش دارند. براساس نتایج رویکرد مدل چرخشی مارکف نیز، رابطه بین قیمت واردات با متغیرهای بنیادین آن از الگوی دو رژیمی پیروی می‌کند.
خلیلی عراقی و رحیم‌زاده نامور	۱۳۹۸	روش تخمین زننده گشتاور تعمیم‌یافته	انحرافات در نرخ ارز به دلیل بی‌ثباتی در سیاست پولی و بی‌ثباتی در انتظارات تورمی افراد منجر به افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز شده است.
اصغری و همکاران	۱۳۹۸	مدل تعادل عمومی پویای تصادفی	در سناریوهای مختلف علائمی از وقوع بیماری هلندی به صورت تضعیف بخش قابل تجارت، تقویت بخش غیرقابل تجارت، افزایش قیمت‌ها در بخش قابل تجارت، کاهش قیمت‌ها در بخش قابل تجارت و کاهش نرخ ارز حقیقی وجود دارد. براساس نتایج، استفاده از سیاست‌های مالی فعال به منظور کنترل نوسانات نرخ ارز پیشنهاد می‌شود.
عباسی و همکاران	۱۳۹۹	روش تعادل عمومی پویای تصادفی	تکانه نرخ ارز نوسانات کمتری در تورم، تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری ایجاد کرده و آثار شوک ارزی در مدت زمان کمتری بر متغیرهای مدل تخلیه می‌شود. لذا کارایی سیاست‌های پولی بانک مرکزی از طریق حساسیت نسبت به فشار بازار ارز در مقایسه با نرخ ارز اسمی بیشتر خواهد بود.
مهدیلو و اصغرپور	۱۳۹۹	الگوی چرخشی مارکوف	افزایش پول از کانال نرخ ارز در رژیم صفر نقشی در انتقال پول به تولید نداشته است، در حالی‌که در رژیم یک، کانال نرخ ارز سهم قابل توجهی در انتقال پول بر تولید داشته است و تغییرات پول از طریق این کانال موجب کاهش تولید شده است. از طرفی سهم کانال نرخ ارز در انتقال پول به قیمت ها در رژیم صفر (رشد زیاد پول) نسبت به رژیم یک (رشد کم پول) بیشر و ماندگارتر است.

مأخذ: جمع‌بندی مطالعات تحقیق

براساس بررسی‌های بعمل آمده پیرامون پیشینه پژوهش به ویژه مطالعات داخلی، نوآوری و سهم علمی تحقیق حاضر در مقایسه با مطالعات پیشین نظیر خسروسرکشی و همکاران (۱۴۰۰)، رحیمی و خداویسی (۱۳۹۸)، محمودزاده و صادقی (۱۳۹۶)، صارم و مهرآرا (۱۳۹۳) و کازرونی و همکاران (۱۳۹۲) برآورد شوک‌های نسبت حجم نقدینگی به تولید به عنوان شوک سیاست پولی در وهله اول و نیز تخمین ماندگاری نظام‌های ارزی تثبیت شده در دو وضعیت در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی به روش کاکس و روش‌های شبه پارامتریک مدل‌های دوره‌ای در این گروه از کشورها می‌باشد. شایان ذکر است علاوه بر روش، به لحاظ عنوان هم این مطالعه دارای برجستگی و تمایز می‌باشد.

روش‌شناسی و تصریح مدل تحقیق

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر شوک‌های نسبت حجم نقدینگی به تولید به عنوان شوک‌های سیاست پولی بر بقاء و ماندگاری نظام ارزی تثبیت شده در ۴۶ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۹ می‌باشد. از این‌رو هر نظامی که یکی از مؤلفه‌های میخکوب به دلار و یورو را داشته باشد، به عنوان نظام ارز ثابت در نظر گرفته می‌شود. خروج از نظام ارز ثابت (شکست آن) به صورت حرکت از یک نظام ارز ثابت به نظام شناور تعریف می‌شود. تداوم یا ماندگاری نظام نرخ ارز ثابت به صورت مدت زمان بین آغاز و پایان این نظام ارزی تعریف می‌شود. علاوه

بر این بـا بهره‌گیری از روش چرخشـــی مـارکوف محیط‌های تورمی آرام و شـدید در این گروه از کشـورها استخراج شده و شـوک‌های مثبت و منفی سـیاسـت پولی به روش خطی و محاسـبه باقیمانده یا جملات اختلال برآورد می‌شوند. پس از برآورد شوک‌های سیاست پولی به روش تحلیل بقا، ماندگاری نظام‌های ارزی ذکر شـده در ۴۶ کشـور با در نظرگرفتن دو نظام ارزی تثبیت شـده به دلار، یورو و نظام ارزی خزنده و با دامنه نوسـان محدود ۲ درصـد مورد بررسـی قرار می‌گیرد. اسـتخراج محیط‌های تورمی به روش غیرخطی و براساس دو وضـعیت محیط آرام و ملایم و شدید به روش درون‌زا صورت می‌گیرد. در مدل‌های غیرخطی فرض بر این اسـت که رفتار مـتغیری کـه مـدل‌سـازی روی آن انجـام می‌گیرد در وضـعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های غیرخطی از لحاظ سـرعت تغییر از یک وضـعیت به وضـعیت دیگر بـه دو گروه عمده تقسـیم می‌شـوند. در برخی از این مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صـورت ملایم و آهسـته انجام می‌گیرد مانند مدل‌های انتقال ملایم لجسـتیکی و نمایی و شبکه عصبی مصنوعی، در برخی دیگر از این مـدل‌های غیرخطی این انتقال به سـرعت انجام می‌گیرد که مدل چرخشـی-مارکوف از این مدل‌ها می‌باشـد (اندرس[۳۷]، ۲۰۰۴).

یکی از مزایای این روش نسـبت به روش‌های دیگر تفکیـک درون‌زایی مشـاهدات یک متغیر و نیز تفکیک درون‌زایی روابط بین مشـاهدات متغیرها می‌باشـد و از این حیـث، روش چرخشـی مـارکوف کـاملا متفاوت از مدل‌های مبتنی بر شـکسـت سـاختاری در متغیرهای سری زمانی به صورت برون‌زا و یا درون‌زا بدون توجه به احتمالات تعیین می‌شـود، این در حالی است که در این الگو به منظور تفکیک متغیرهای سـری زمانی و یا روابط بین متغیرهـا به دو یا چند رژیم، از احتمالات اسـتفاده می‌شـود و احتمـال انتقـال از یـک رژیم به رژیم دیگر محاسـبه می‌شـود. لیکن در بحث شـکسـت سـاختاری چنین مبـاحثی موضـوعیـت نـدارد و امکان پیش‌بینی انتقال از یک وضـعیت به وضـعیت دیگر نامعلوم است. از سـوی دیگر برای برآورد ماندگاری نظام‌های ارزی در دو نظام تثبیت شـده به دلار، یورو و نظام ارزی خزنده و با دامنه نوسـان محدود ۲ درصـد از روش‌های تحلیل بقاء اسـتفاده می‌شـود. تحلیل بقا برای بررسـی و مطالعه‌ی رخدادهایی از قبیل تداوم نظام‌های ارزی مورد اسـتفاده قرار می‌گیرد. در عمـل جهـت تحلیـل بقـای هر یـک از نظام‌های ارزی از چهار تابع اسـتفاده می‌شود. تابع توزیع تجمعی شـکسـت، تابع چگالی شـکسـت، تابع بقا و تابع مخاطره. این چهار تابع وابسته به هم هستند. تابع بقا که به صورت رابطه (۸) توصیف می‌شود، بیانگر این است که حداقل تا زمان T در یک نظام ارزی ماندگار هستیم:

$$S(t) = P(T > t) \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، T یک متغیر تصادفی است که زمان صرف شده در یک وضعیت به خصوص (تداوم یک رویداد) را نشان می‌دهد. توابع چگالی و توزیع تجمعی متناظر با تابع بقا را می‌توان با استفاده از $S(t)$ به دست آورد. رابطه (۹) توزیع تجمعی تابع بقا و رابطه (۱۰) تابع چگالی آن را نشان می‌دهد:

$$F(t) = 1 - S(t) = P(T \le t) \quad (۹)$$

$$f(t) = \frac{\partial F(t)}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial t}\{1 - S(t)\} = -S'(t) \quad (۱۰)$$

مفهوم رابطه (۱۰) این است که شکست (به معنی تغییر رژیم پولی) در فاصله زمانی t و Δt رخ می‌دهد.

نرخ خطر یا تابع خطر $h(t)$ به صورت احتمال رخ دادن یک حادثه است مشروط بر اینکه تا زمان t یا بیشتر رخ داده باشد. یعنی احتمال شرطی اینکه نظام پولی در فاصله $t+\Delta t$ دچار شکست شده باشد.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t<T<t+\Delta t | T>t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (۱۱)$$

در واقع نرخ خطر برابر منفی مشتق تابع بقا نسبت به زمان است و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{\frac{\partial F(t)}{\partial t}}{S(t)} = -\frac{\frac{\partial S(t)}{\partial t}}{S(t)} = -\frac{S'(t)}{S(t)} = -\frac{\partial ln S(t)}{\partial t} \quad (۱۲)$$

تابع خطر تجمعی $H(t)$ کل ریسکی که تا زمان t انباشته شده است را اندازه‌گیری می‌کند:

$$H(t) = \int_0^t h(u)du \quad (۱۳)$$

در تحلیل بقا برای تعیین سهم عواملی که تداوم نظام‌های ارزی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، می‌توان از روش شبه پارامتریک و پارامتریک استفاده کرد. در روش شبه پارامتریک، نرخ خطر تابعی از یک نرخ خطر پایه و

مقدار متغیرهای توضیحی است. روش رگرسیون کاکس از جمله مدل‌های تناسبی تحلیل بقا و جزء روش‌های شبه پارامتریک بوده که توسط کاکس (۱۹۷۲) معرفی شد. وی پیشنهاد داد، تابع خطر با استفاده از رابطه (۱۳) محاسبه شود:

$$h(t, X, \beta, h_0) = \exp(X'\beta)h_0(t) \quad (۱۴$$

$$\exp(X'\beta) = \exp(X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \cdots + X_k\beta_k) \quad (۱۵)$$

در رابطه (۱۵) X_j بردار متغیرهای توضیحی، β_j بردار ضرایب رگرسیون و $h_0(t)$ نرخ خطر پایه است. در حقیقت، نرخ خطر پایه، برابر میزان خطر با فرض صفر بودن مقادیر همه متغیرهای توضیحی است.

تابع لگاریتم درست‌نمایی کاکس به صورت رابطه (۱۶) خواهد بود:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^{n}\{\ln\varphi(X_i, \beta) - \ln[\sum_{i>j}^{n}\varphi(X_j, \beta)]\} \quad (۱۶)$$

$$\varphi(X_j, \beta) = \exp(X', \beta)$$

به منظور بررسی اثرات متغیرهای توضیحی روی احتمال ماندگاری نظام های ارزی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی با نظام ارزی تثبیت شده با دو نظام تثبیت شده به واحد دلار و یورو و نظام ارزی خزنده و با دامنه نوسان محدود ۲ درصد شامل ۴۶ کشور، مدل رگرسیونی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LERS_{it} = \beta_1 + \beta_2 POS_{it} + \beta_3 NEG_{it} + \beta_4 IE_{it} + \beta_5 LMC_{it} + \beta_6 LOPEN_{it} + \beta_7 LINV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۷$$

متغیر وابسته در رابطه (۱۷)، LERS لگاریتم ماندگاری نظام های ارزی و POS و NEG شوک‌های مثبت و منفی حجم نقدینگی، IE، محیط‌های تورمی، MC، هزینه نهایی تولید که به صورت حاصل‌ضرب نرخ مؤثر اسمی ارز در شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی تقسیم بر نرخ مؤثر حقیقی ارز تعریف می‌شود. OPEN درجه بازبودن اقتصاد و INV تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی است. آمار و اطلاعات نظام‌ها و ترتیبات ارزی از گزارش صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۱) و اطلاعات درجه بازبودن اقتصاد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص از شاخص‌های توسعه بانک جهانی، اطلاعات نرخ مؤثر اسمی و حقیقی ارز از www.ifs.org استخراج می‌شود. محیط‌های تورمی آرام و شدید براساس نرخ تورم و توسط روش مدل غیرخطی چرخشی مارکوف برآورد می‌شوند. نرم‌افزارهای OXMetrics7 و Stata17 برای برآورد محیط‌های تورمی و ماندگاری نظام‌های ارزی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

نتایج تجربی

کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی با نظام ارزی تثبیت شده شامل ۴۶ کشور می‌باشند که در طول دوره زمانی مورد بررسی (۲۰۲۰-۱۹۹۹) براساس گزارش صندوق بین‌المللی پول عمدتاً نظام‌های ارزی تثبیت شده به دلار، یورو و نظام ارزی خزنده و با دامنه نوسان محدود ۲ درصد را داشته‌اند. قبل از برآورد مدل لازم است با بهره‌گیری از آزمون پسران، فریز و فریدمن استفاده یا عدم استفاده از آزمون‌های ریشه واحد نسل اول و دوم برای پایایی متغیرهای تحقیق بررسی شود. براساس این آزمون‌ها در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، از آزمون‌های ریشه واحد نسل اول می‌توان استفاده نمود و در صورت رد فرضیه صفر آزمون‌های ریشه واحد نسل اول مرسوم و متداول قابلیت کاربرد نخواهند داشت.

جدول ۱- میانگین متغیرهای مورد مطالعه در سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۶ در استان‌های کشور

استان	تولید[۳۸]	تایل	تورم	بیکاری
آذربایجان شرقی	۳۲۲۲۳۹	۰,۲۳	۲۱,۹	۹
آذربایجان غربی	۲۲۳۳۵۲	۰,۲۴	۲۳,۲	۱۰,۷
اردبیل	۲۹۰۴۳۰	۰,۲	۲۰,۲	۱۲,۲

گیلان	۳۲۸۴۹۷	۰,۲۲	۱۹,۵	۱۰,۹
مازندران	۴۱۱۸۲۰	۰,۲۲	۱۸,۸	۱۳,۲
گلستان	۲۴۱۵۹۱	۰,۲۲	۲۰,۵	۸,۹
سمنان	۵۲۰۲۰۷	۰,۲۵	۲۱,۷	۹,۴
خراسان رضوی	۳۱۹۳۰۴	۰,۱۸	۱۸,۳	۹,۸
خراسان شمالی	۲۳۶۱۸۵	۰,۲۲	۲۰,۶	۹,۹
خراسان جنوبی	۲۶۰۸۰۵	۰,۲۴	۱۷,۹	۸,۶
سیستان وبلوچستان	۱۵۵۸۶۲	۰,۱۹	۲۵	۱۱,۴
کرمان	۳۷۹۲۲۴	۰,۲۶	۱۷,۷	۹,۳
هرمزگان	۴۹۰۵۹۵	۰,۲	۲۰,۴	۹,۷
تهران	۷۱۶۸۲۰	۰,۲۶	۱۹,۳	۱۰,۸
قم	۵۵۹۱۶۲	۰,۲۱	۲۰,۹	۱۰
مرکزی	۳۱۶۸۹۴	۰,۲	۱۹,۸	۹,۷
قزوین	۵۲۰۰۴۵	۰,۱۸	۱۸,۳	۱۱,۱
اصفهان	۴۶۷۳۱۷	۰,۱۷۷	۱۹,۷	۱۲,۲
یزد	۶۱۳۳۹۳	۰,۲۳	۲۱,۲	۸,۳
فارس	۳۸۳۳۷۵	۰,۲۲	۲۰,۹	۱۴,۶
بوشهر	۵۶۰۵۲۸	۰,۲۲	۲۱	۱۰,۵
کهکیلویه و بویراحمد	۴۶۳۴۷۸	۰,۱۷	۲۱	۱۵

چهارمحال و بختیاری	۲۵۴۴۶۵	۰,۲	۲۴,۳	۱۳,۵
خوزستان	۵۰۰۰۴۹	۰,۱۹۶	۱۸,۲	۱۲,۱
لرستان	۲۳۶۶۸۰	۰,۱۹۸	۲۱	۱۶,۹
ایلام	۲۲۶۳۵۰	۰,۱۹	۲۱	۱۳,۹
کرمانشاه	۳۱۱۳۰۶	۰,۱۶	۱۹,۹	۱۳,۲
همدان	۲۷۷۲۵۶	۰,۱۹۸	۲۱	۱۲,۸
کردستان	۲۲۴۲۰۰	۰,۲۱۹	۲۰,۸	۱۲,۶
زنجان	۳۵۷۵۶۱	۰,۱۷۴	۱۹,۹	۹,۶

منبع: یافته‌های پژوهش

استان‌های تهران و یزد از بیشترین سرانه تولید برخوردار و استان‌های سیستان و بلوچستان و کردستان دارای کمترین سرانه تولید می‌باشند در همین راستا استان‌های تهران و کرمان دارای بیشترین میانگین شاخص نابرابری و استان‌های کهکیلویه و بویر احمد و زنجان دارای کمترین میانگین نابرابری در دوره مورد بررسی را دارا هستند. همچنین آمارها نشان می‌دهد به طور میانگین در دوره مورد بررسی استان‌های سیستان و بلوچستان و کهکیلویه و بویراحمد بیشترین نرخ‌های تورم و استان‌های لرستان و کهکیلویه و بویراحمد بالاترین نرخ‌های بیکاری را دارا هستند.

برآورد مدل و تفسیر نتایج

این پژوهش به منظور بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری دولت، تولید ناخالص سرانه استان‌ها، تورم، بیکاری و سرمایه انسانی بر نابرابری‌های درون استانی از داده‌های ادغام شده با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته پویا استفاده شده است.

نتایج مربوط به تخمین معادله (۳) در مورد تاثیر سرمایه‌گذاری دولت، تولید ناخالص سرانه استان‌ها، تورم، بیکاری و سرمایه انسانی بر نابرابری‌های توزیع درآمد در استان‌ها در دوره ۱۳۹۷-۱۳۸۶ در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۲- نتایج برآورد مدل بارویکردگشتاورهای تعمیم یافته پویا و تخمین زن آرلانو و باور، متغیر وابسته شاخص تایل

متغیرهای توضیحی	ضرایب	خطای معیار	نسبت t	احتمال آماره t
ضریب تایل با وقفه	۰,۲۴	۰,۰۱۹	۳۱,۰۲	۰,۰۰۰
سرمایه گذاری	-۰,۳۰	۰,۰۰۴۳	-۸,۶۲	۰,۰۰۰۳
تولید ناخالص سرانه	-۰,۳۴	۰,۰۰۱۸	-۱۳,۴۳	۰,۰۰۰
بیکاری	۰,۲	۰,۰۰۶۶	۷,۹۱	۰,۰۰۰
تورم	۰,۰۸	۰,۰۰۲۳	۱۷,۸۲	۰,۰۰۰
سرمایه انسانی	-۰,۱۷	۰,۰۰۱۲	-۸,۳۸	۰,۰۰۸

جز ثابت	۰,۱۸	۰,۰۰۳	۳۷,۵۶	۰,۰۰۲
والد			۶۸۲۳,۵۲	۰,۰۰۰
سارگان			۳۲,۷۳	۰,۸۹
AR(1)			-۶,۶۷۶	۰,۰۰۱۵
AR(2)			۰,۸۶	۰,۶۲

پس از برآورد مدل لازم است آزمون‌های تشخیصی نظیر آزمون والد و سارگان برای تایید و درستی نتایج انجام گیرد. نتایج آزمون والد نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۹۵ درصد صفر بودن ضرایب رد می‌شود همچنین نتایج آزمون سارگان تاییدی بر عدم همبستگی ابزارها با اجزا اختلال است لذا ابزارهای به کار رفته معتبر است و در نتیجه تخمین زننده گشتاورهای تعمیم یافته سازگار است بنابراین نتایج ضرایب برآوردشده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند. همچنین جهت اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی در اجزاء اخلال از آزمون خودهمبستگی مرتبهٔ اول و دوم آرلانو و باند استفاده شده است. وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک ((AR(2)) بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به منظور انجام آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند معتبر نخواهد بود زیرا برای حذف اثرات ثابت، روش تفاضل‌گیری مرتبه اول در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبهٔ دو نباشد .به این منظور، باید ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول AR(1) معنی‌دار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبهٔدوم معنی‌دار نباشد (گرین،۲۰۱۲). براساس نتایج جدول ۱، فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبهٔ اول اجزاء اختلال رد می‌شود، اما فرضیهٔ صفر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اختلال را نمی‌توان رد کرد.

نتایج در جدول ۲ نشان می‌دهد ضریب وقفه متغیر وابسته، مثبت و معنی‌دار است این نتیجه حاکی از تاثیر مثبت شاخص تایل از دوره قبل می‌باشد تاییدی بر مطالعات چونگ و کالدرن (۲۰۰۱،۲۰۰۴) می‌باشد، به علاوه ضریب سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص سرانه استان و سرمایه انسانی منفی و معنی‌دار است. یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی در تولید ناخالص سرانه استان‌ها، سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی به ترتیب منجر به کاهش ۰,۳۴، ۰,۳۰و ۰,۱۷ درصدی شاخص تایل می‌گردد. یافته‌ها در مورد متغیر سرمایه انسانی تاییدی بر مطالعات بانک توسعه آسیا (۲۰۱۷) مهمت و همکاران (۲۰۱۵) می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد تاثیر بیکاری و تورم بر توزیع درآمد اثری مستقیم می‌باشد که تاییدی بر نتایج مطالعات گذشته از جمله شنگ (۲۰۱۱) گوین (۲۰۱۶) همرده و همکاران (۱۳۸۸) سیس و همکاران (۲۰۰۵) مونین (۲۰۱۴) می‌باشد.

براساس مبانی نظری، سرمایه‌گذاری دولت موجب ارتقا زیرساخت‌های اقتصادی می‌شود و هنگامی که زیرساخت‌های اقتصادی در یک منطقه بهبود یابد، توان تولیدی افزایش خواهد یافت. از این‌رو، ارتقا زیر ساخت‌های اقتصادی یک منطقه، ظرفیت و اندازه‌ی بازار در آن منطقه را بهبود می‌بخشد و منجر به افزایش رشد اقتصادی و کاهش نابرابری در مناطق می‌گردد، این نتایج تائیدی بر مطالعات اوغلو و دل (۲۰۱۰) می‌باشد. همچنین افزایش سرمایه‌گذاری در استان‌های کشور به ویژه در زیرساخت‌های حمل و نقل موجب بهبود ارتباطات بازارها درون و بین استان‌ها می‌گردد که نقش تعیین کننده‌ای در افزایش تولید ناخالص استان‌ها و توزیع بهتر درآمد در استان‌ها دارد. تاییدی بر مطالعه شهنازی و دهقانی (۱۳۹۵) می‌باشد. یافته‌ها نشان می‌دهد توسعه سرمایه انسانی در استان‌ها منجر به کاهش نابرابری درآمدی در منطقه می‌گردد این کاهش در نابرابری می‌تواند از طریق توانمندسازی افراد وافزایش بهره‌وری آنان در استان‌ها بیانجامد. تورم می‌تواند درآمد واقعی افراد با درآمدهای ثابت را کاهش و از طرفی دیگر ارزش دارایی‌های ثابت افراد غنی را افزایش دهد از این‌رو

تورم تاثیر مثبت بر نابرابری درآمد دارد. نرخ‌های بیکاری بالا منجر به بدتر شدن وضعیت گروهی از مردم با درآمدهای پایین می‌گردد این تاثیرگذاری از طریق کانال‌های مختلفی ایجاد می‌شودکه نشان از تاثیر مثبت بیکاری بر نابرابری درآمد می‌باشد که تاییدی بر مطالعات گذشته است.

جمع‌بندی و نتیجه

ایران به واسطه‌ی گستره جغرافیایی وسیع، تنوع آب و هوایی، اقتصاد عمدتا تک محصولی و تنوع قومیتی، پتانسیل زیادی برای شکل‌گیری نابرابری را داراست، از این‌رو دستیابی به سطوح بالای توسعه نیازمند برنامه‌ریزی‌های هدفمند بر پایه درک صحیح از شرایط کشور می‌باشد. هدف این مطالعه بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمداز جمله سرمایه‌گذاری دولت تولید ناخالص سرانه استان‌ها، تورم، بیکاری و سرمایه انسانی بر نابرابری درون استان‌ها بوده که به این منظور از داده‌های ادغام شده ۳۰ استان در دوره ۱۳۹۷- ۱۳۸۶ و با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته پویا استفاده شده است. براساس نتایج حاصل از این مطالعه، سرمایه‌گذاری دولت تولید سرانه استان‌ها و سرمایه انسانی تأثیر معنی‌دار و منفی و بیکاری و تورم تاثیر مثبت و معنی‌دار بر توزیع درآمد درون استان‌ها دارد. سرمایه‌گذاری یک محرکی برای گسترش فعالیت‌های اقتصادی و کاهش بیکاری در استان‌ها می‌باشد که می‌تواند در جذب جمعیت و بنگاه‌های اقتصادی و در نتیجه رشد و توسعه مناطق موثر باشد. دولت می‌تواند با سرمایه‌گذاری در توسعه شبکه‌های زیربنایی در مناطقی با تراکم جمعیت پایین مانند نیمه شرقی کشور که تنها ۳۰ درصد از جمعیت کشور براساس حساب‌های منطقه‌ای در آن مناطق زندگی می‌کنند، زمینه را برای استقرار فعالیت‌های اقتصادی و خدمات کاهش بیکاری فراهم نماید. همچنین سرمایه‌گذاری‌های دولت در ایجاد فعالیت و زیر ساخت‌ها و بهبود شرایط اقتصادی و اجتماعی می‌تواند موجب ایجاد تعادل نسبی در توزیع، ترکیب جمعیت و سرمایه انسانی در سطح کشور شود و در مجموع موجب بهبود توزیع درآمد گردد. برای دستیابی به تعادل‌های منطقه‌ای در استان‌های کشور باید نوعی عدم تمرکز در ارائه خدمات، سرمایه‌گذاری و ایجاد زیرساخت‌ها مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان قرار گیرد. همچنین دولت می‌تواند بوسیله‌ی سرمایه‌گذاری از طریق تقویت مراکز شهری کوچک و شهرهای میانی در تقویت و توسعه نواحی محروم گام بردارد. تخصیص منطقه‌ای سرمایه‌گذاری‌های عمومی گامی برای کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای و تحقق توسعه متعادل به خصوص سرمایه انسانی به شمار می‌رود.

سرمایه‌گذاری‌های دولت در کالاهای عمومی منجر به افزایش بهره‌وری عوامل تولید در مناطق و در نتیجه شرایط زندگی و توزیع درآمد بهتر می‌گردد، سرمایه‌گذاری در مناطق مختلف کمک به همگرایی درون مناطق و در نتیجه کانال موثری برای توسعه پایدار در مناطق می‌باشد. یافته‌ها نشان می‌دهد کاهش نابرابری درون مناطق از کانال سرمایه‌گذاری دولت امکان‌پذیر می‌باشد، بنابراین توسعه عادلانه سرمایه‌گذاری فیزیکی و سرمایه انسانی به منظور کاهش تفاوت در بهره‌وری و کاهش نابرابری در استان‌ها یکی از سیاست‌های موثر در جهت بهبود سطح رفاه می‌باشد.

فهرست منابع

براتی، جواد (۱۳۹۵). ارتباط میان نابرابری منطقه‌ای و سرمایه‌گذاری صنعتی در ایران. رساله‌ی دکتری علوم اقتصادی. دانشگاه مازندران.

خلیلی عراقی، منصور، کبیری، محبوبه، نوبهار، الهام (۱۳۹۶). تحلیل تاثیر زیرساخت‌ها بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران با بهره‌گیری از روش گشتاورهای سیستمی تعمیم یافته. مجله نظریه کاربرد اقتصاد (علمی-پژوهشی). سال چهارم. شماره چهار. زمستان.

سامتی، مرتضی، مهدی فتح‌آبادی و همایون رنجبر (۱۳۹۳). اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی: شواهی از بازارهای ایران. فصلنامه مدل‌سازی.

شریف‌زادگان، محمدحسین (۱۳۹۴). در جستجوی توسعه‌ی منطقه‌ای درون‌زا ضمیمه

هادی زنوز، بهروز (۱۳۹۴). رهیافت‌های نظری برای توسعه‌ی ناموزون منطقه‌ای در ایران: جغرافیا و طبیعت یا تدبیر و سیاست. ضمیمه اقتصادی روزنامه‌ی شرق.

اکبری، نعمت‌الله، فرهمند، شکوفه و جمالی، سمیه (۱۳۹۰). تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR). اقتصاد مقداری (علمی-پژوهشی).

خداپرست، مهدی، و داودی، آزاده (۱۳۹۲). هزینه‌های دولت و کاهش فقر و نابرابری. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان (علمی-پژوهشی).

رضا قلی‌زاده، مهدیه، آقایی، مجید و عیسی‌زاده روشن، یوسف (۱۳۹۵). توریسم بین‌المللی و نابرابری درآمدی مطالعه موردی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC). جغرافیا (فصلنامه علمی- پژوهشی و بین‌المللی انجمن جغرافیای ایران (دوره جدید).

دل‌انگیزان، سهراب و همکاران (۱۳۹۶). اندازه‌گیری نابرابری رشد اقتصادی استان‌های بررسی همگرایی رشد آنها. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی پاییز ۹۶. دوره ۷۰ شماره ۲۸.

شهنازی، روح‌اله، دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۵). تحلیل تاثیر زیرساخت‌های حمل و نقل بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران، تحقیقات اقتصادی، زمستان ۹۵ شماره، ۱۱۷.

صادقی، سیدکمال، بهشتی (۱۳۹۶). سیاست‌های مالی و توزیع درآمد در ایران، مدل‌سازی اقتصادی، سال یازدهم، پاییز۹۶، شماره ۳.

Agénor, P. R, Bayraktar, N & El Aynaoui, K (2008). Roads out of poverty? Assessing the links between aid, public investment, growth, and poverty reduction. Journal of Development Economics.

Aritenang, A.F (2012). The Impact of State Restructuring on Indonesia's Regional Economic Convergence. Doctoral thesis, UCL (University College London).

Aritenang, A.F (2012). The Impact of State Restructuring on Indonesia's Regional Economic Convergence. Doctoral thesis, UCL (University College London).

Acemoglu, Daron, Maria Angelica Bautista, Pablo Querubin and James A. Robinson (2007). Economic and Political Ineqality in Development: The case of Acemoglu, Daron, and James A. Robinson (2008). Persistence of Power, Elites, and Institutions, American Economic Review.

Aschauer, D.A (1989a). Is public expenditure productive? Journal of Monetary Economics.

Baldwin, R & P, Martin (2004). Agglomeration and regional growth. Handbook of Regional and Urban Economics, Elsevier edition 1, vol. 4, chapter 60.

Barrios, S & E, Strobl (2009). The Dynamics of Regional Inequalities. Regional Science and Urban Economics.

Belitski, M (2011). Driving urban economic growth - evidence from transition economies. Publisher: Moscow, Economics Education and Research Consortium.

Cysne, r.p. Maldo, W.l & Monteiro p.k (2005). Infiation and Income inequlity: A shopping-time approach, journal of Development Economics.

Duby, V (2005). Theoretical Framework of Regional Integration Selected Issues. Working Paper no. 9, Conference First Global International Studies Conference, Istanbul.

Donaghy K & S, Dall'Erba (2003). Structural and Spatial Aspects of Regional Inequality in Spain: Growth Rates, Spatial Gradients, and Regional Policies. Conference paper presented at the UN university world institute for development economics research (WIDER). Project Meeting on Spatial Inequality in Development, Helsinki, Nay 2003.

cundinamarca, Colombia, National Bureau of Economic Research Working Paper 13208.

Gibson, J & Rioja, F (2014). A bridge to equality: How investing in infrastructure affects the distribution of wealth. Georgia state university.

Hakizimana, JM & H, Geyer (2014). Socio-Economic Inequality in South Africa According to Different Disparity Indices, ERSA Conference Papers.

Jha, S & D Nayak (2014). Territorial Development and Industrial Location theory and Literature Survey, Publisher: YS Books International.

Constitutional Funds, 46th European Congress of the Regional Science Association.

Sang-Arun, N (2012). Development of Regional Growth Centres and Impact on Regional Growth: A Case Study of Thailand's Northeastern Region, Urbani izziv.

Sen, A (1997). Inequlity, unemployment and contemporary Europe, Int l lab.Rev.

Sheng. Y (2011). unempoiyment and income inequlity: Apuzzling Finding frome the US in 1941-2010 school of Business, Nanging Normal University.

Krugman, P.R (1997). Development, Geography, and Economic Theory. Cambridge, MA: The MIT Press.

Lall, S. V & S, Chakravorty (2004). Industrial Location and Spatial Inequality: Theory and Evidence from India, United Nation University.

Monnin, P (2014). Infiation and income inequlity in developed economics.

Oh, J.H (2009). Industrial Development and Regional Inequality: Theory and the Korean Economy, Ph.D. thesis in Cornell University, New York.

Oliveira, H & E, Domingues (2006). Regional Inequality and Brazilian

ضمیمه:

شاخص تایل استان‌های کشور

اذربایجان شرقی	۰,۲۸۸	۰,۳۶	۰,۲۴۲	۰,۲۴۵	۰,۱۶۳
آذربایجان غربی	۰,۲۶۷	۰,۲۹۱	۰,۳۲۳	۰,۲۵۶	۰,۱۹۱
اردبیل	۰,۱۹	۰,۲۷۵	۰,۲۰۶	۰,۲۴	۰,۱۹۶
گیلان	۰,۳۸۴	۰,۲۳۹	۰,۲۴	۰,۱۸۹	۰,۲
مازندران	۰,۳۸۵	۰,۲۴	۰,۲۴۹	۰,۲۷۱	۰,۱۶۷
گلستان	۰,۲۶۲	۰,۳۳۶	۰,۲۶۵	۰,۲۸۴	۰,۲۱۳
سمنان	۰,۱۸۲	۰,۲۰۶	۰,۲۷۱	۰,۲۳	۰,۱۶۳
خراسان رضوی	۰,۳۳۱	۰,۲۳۱	۰,۲۵۸	۰,۲۵۶	۰,۱۷۱
خراسان شمالی	۰,۲۹۲	۰,۲۷	۰,۲۸	۰,۲۷۹	۰,۱۹۸
خراسان جنوبی	۰,۲۸۷	۰,۲۴۳	۰,۲۲	۰,۲۴۲	۰,۱۵۸
سیستان	۰,۳۰۴	۰,۲۹۴	۰,۳۳۴	۰,۳۱۹	۰,۱۸۳
کرمان	۰,۲۵۲	۰,۳۳۲	۰,۲۷۷	۰,۲۳۳	۰,۱۷۳
هرمزگان	۰,۲۷۱	۰,۲۵۵	۰,۲۳۴	۰,۲۳۴	۰,۲۵۵
تهران	۰,۲۶۳	۰,۲۱	۰,۲۱۱	۰,۲۳۳	۰,۱۹۸
اصفهان	۰,۲۶۱	۰,۲۱۷	۰,۲۸	۰,۲۸۱	۰,۱۸۱
یزد	۰,۲۰۳	۰,۲	۰,۱۹۸	۰,۱۷	۰,۱۵۳
فارس	۰,۲۴۸	۰,۲۴۸	۰,۱۶۹	۰,۱۸۷	۰,۱۳۸
قم	۰,۲۷	۰,۲۵	۰,۲۵۸	۰,۲۴۹	۰,۲۱۱
مرکزی	۰,۳۱۷	۰,۳	۰,۲۰۸	۰,۲۵۴	۰,۱۸
قزوین	۰,۳۱۳	۰,۱۸۱	۰,۲۱۵	۰,۲۵۸	۰,۲۱۳
بوشهر	۰,۲۶۴	۰,۱۶۵	۰,۱۷۶	۰,۲۳	۰,۱۲۱
کهکیلویه	۰,۲۷۸	۰,۲۶۴	۰,۲۴۹	۰,۳۸۸	۰,۱۴۵
چهارمحال	۰,۱۴۳	۰,۱۴۸	۰,۲۰۶	۰,۲۱۱	۰,۱۵۷

خوزستان	۰,۱۹	۰,۲۰۹	۰,۳۱۶	۰,۲۵۳	۰,۱۵۲
لرستان	۰,۱۶۵	۰,۲۳۹	۰,۲۵۵	۰,۲۳۶	۰,۲۱۷
ایلام	۰,۱۸۵	۰,۱۹۵	۰,۱۹۱	۰,۱۸۹	۰,۰۸۹
کرمانشاه	۰,۱۸۵	۰,۲۵۶	۰,۲۱۵	۰,۲۲۵	۰,۲۱۸
همدان	۰,۲۹۵	۰,۱۹۳	۰,۲۲۷	۰,۲۷۴	۰,۲۸
کردستان	۰,۱۶	۰,۱۷۳	۰,۲۱۵	۰,۱۶	۰,۱۶۵
زنجان	۰,۲۳۳	۰,۲۹۹	۰,۲۱۷	۰,۲۰۴	۰,۱۳۷

یادداشت

[1]Stiglitz
[2]Yahya Abadi (1991)
[3]Chong & Calderón
[4]Fan, Somchai & Methakunnavut
[5]Lekon&Rodrigers
[6]Acemoghlo
[7]Oh Hwan Jin
[8]Gibson & Rioja
[9]sheng
[10]جهت مطالعه مزایای روش GMM به کتاب گرین (۲۰۰۸) کتاب بالتاجی (۲۰۰۸) مقاله آرلانو باند (۲۰۰۳) مراجعه شود.
[11]Arellano & Bond
[12]Two-Stage Least Squares (2SLS)
[13]Anderson & Hsiao
[14]Generalized Method of Moments
[15]Sargan test
[16]H0: overidentifying restrictions are valid
[17]Arellano-Bond test
[18]به این دلیل آخرین سال مورد بررسی ۹۷ می‌باشد زیرا دسترسی به آمار تولید استانی تا سال ۹۷ میسر بوده است. همچنین به دلیل ادغام استان تهران و البرز آمار این دو استان به صورت تجمیع استفاده شده است.
[19]این مدل از مطالعات اوغلو –دل ۲۰۱۰ اقتباس شده است
[20]Bourguignon
[21]Socioeconomic Groups
[22]Education Groups
[23]Mutually Exclusive
[24]Frieden et.al
[25]Setzer
[26]Blomberg et all
[27]Güçlü
[28]Tamgac
[29]Aliyev
[30]Rodriguez
[31]Ashour & Yong
[32]Buffi et.al
[33]Jongrim et al
[34]Simonyan
[35]Corsetti et al
[36]Ahmed
[37]Enders
[38]هزار ریال