**فصلنامه علمی پژوهشنامه اقتصادی**
**سال نوزدهم، شماره ۷۵، زمستان ۱۳۹۸، صفحات ۷۰-۳۹**

# بررسی نابرابری در تخصیص اعتبارات بودجه استانی و تاثیر آن بر نابرابری درآمدهای منطقه‌ای در ایران

حجت ایزدخواستی*

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۰۱

## چکیده

*نابرابری استانی دارای ابعاد اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی است. یکی از دغدغه‌های اصلی برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران در برنامه‌های توسعه اقتصادی، کاهش فقر و نابرابری درآمدهای استانی است. بنابراین، دولت از طریق ابزار تخصیص بودجه می‌تواند نابرابری در درآمدهای استانی را کاهش دهد و تعادل در استان‌ها ایجاد کند. در این مقاله به بررسی تاثیر نابرابری در تخصیص اعتبارت بودجه سرانه استانی بر نابرابری درآمدهای سرانه استانی با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۴) در ۳۰ استان پرداخته می‌شود. نتایج بیانگر این است که افزایش در نابرابری تملک دارایی‌های سرمایه‌ای سرانه استانی، نابرابری در درآمد سرانه استانی را کاهش داده است. این نتیجه بیانگر افزایش سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت‌ها و سهم بالاتر اعتبارات عمرانی دولت در استان‌های کمتر توسعه‌یافته است. همچنین با افزایش در نابرابری اعتبارات هزینه‌ای سرانه استانی، نابرابری در درآمد سرانه استانی افزایش یافته است، زیرا افزایش در نابرابری اعتبارات هزینه‌ای سرانه در استان‌ها می‌تواند باعث ارائه نامتوازن خدمات عمومی و افزایش در نابرابری درآمد سرانه استانی شود.*

***طبقه‌بندی JEL:*** *C33،E62 ،O15.*

***کلیدواژها:*** *نابرابری درآمد استانی، اعتبارات بودجه‌ای، داده‌های تابلویی پویا، ایران.*

* استادیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، پست الکترونیکی:
h_ izadkhasti@sbu.ac.ir

## ۱- مقدمه

با توجه به آثار سوء نابرابری‌های منطقه‌ای[1] در ابعاد اقتصادی، اجتماعی- فرهنگی و زیست‌محیطی، برقراری عدالت اجتماعی و اقتصادی به عنوان یکی از آرمان‌های متعالی انسان‌ها مطرح است و به یکی از اهداف مهم اجتماعی، اقتصادی و سیاسی دولت‌ها و برنامه‌ریزان تبدیل شده است. نابرابری‌های استان‌ها به معنای عدم تعادل در ساختار فضایی استانی است و خود را در شرایط متفاوت زندگی، نابرابری‌های اقتصادی و سطح توسعه‌یافتگی نشان می‌دهد (کاسچرایر[2] و همکاران، ۲۰۱۰).

وجود نابرابری‌های استانی به عنوان یکی از مواردی است که اغلب کشورها و به ویژه کشورهای در حال توسعه با آن روبه‌رو هستند. برخی از آثار نابرابری‌های استانی، افزایش رشد و توسعه در برخی استان‌ها، ایجاد و تشدید نابرابری‌های درآمدی و رفاه اجتماعی بین استان‌های گوناگون است که آثار سوء اقتصادی، اجتماعی- فرهنگی و زیست‌محیطی به همراه خواهد داشت و باعث تشدید مهاجرت‌های بی‌رویه از استان‌های کمتر توسعه‌یافته به استان‌های توسعه‌یافته‌تر می‌شود. همچنین وجود تفاوت‌های استانی به تسلط برخی استان‌ها بر استان‌های پیرامون منجر و باعث ایجاد چالش‌های سیاسی و اقتصادی بسیاری در کشورهای در حال توسعه می‌شود (کیم[3]، ۲۰۰۸). بنابراین، هر چند برقراری تعادل میان استان‌های مختلف کشور، کاهش نابرابری‌ها و رفع محرومیت همواره مورد تاکید اسناد بالادستی کشور از جمله قانون اساسی، سند چشم‌انداز افق ۱۴۰۴، سیاست‌های کلی آمایش سرزمین و برنامه‌های توسعه کشور بوده است، اما تجربه چهار دهه بعد از انقلاب بیانگر این است که هنوز اقدام عملی مناسب و موثری برای جلوگیری و کاهش شکاف‌های استانی، محرومیت‌زدایی و توسعه نامتوازن صورت نگرفته است. بر این اساس، شناسایی نابرابری‌های استانی و آگاهی از علل و آثار سوء اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی آن، دولت و برنامه‌ریزان اقتصادی و اجتماعی را قادر خواهد کرد تا برنامه‌ها و سیاست‌های ویژه‌ای را برای کاهش شکاف بین استان‌ها دنبال کنند و توجه بیشتری به استان‌های کمترتوسعه‌یافته و محروم در راستای تحقق اهداف اسناد بالادستی داشته باشند. در این

---

1- Regional Disparities
2- Kutscherauer
3- Kim

راستا، می‌توان با بررسی شاخص‌های تراکم جمعیت، نرخ شهرنشینی، نرخ بیکاری، فقر، سهم استان‌ها در تولید ناخالص داخلی و ویژگی‌های زیست‌محیطی به سنجش و تحلیل نابرابری بین استان‌ها پرداخت.

رویکردهای نظری و تجربی که به تحلیل مساله نابرابری استانی می‌پردازند بر معیارهای اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و زیست‌محیطی در یک مقطع زمانی خاص متمرکز شده‌اند. نظریه کوزنتس[۱] (۱۹۵۵)، نظریه ویلیامسون[۲] (۱۹۶۵)، نظریه عمومی کینز[۳] (۱۹۳۶)، نظریه انتخاب عمومی[۴] ارائه شده توسط ملتزر و ریچارد[۵] (۱۹۸۱) و نظریه مدل رشد تصادفی[۶] ارائه شده توسط بنابو[۷] (۲۰۰۰)، مهم‌ترین نظریه‌های هستند که به تحلیل عوامل موثر بر نابرابری درآمدهای استانی پرداخته‌اند. همچنین براساس چارچوب بانک جهانی (۲۰۰۴)، دولت‌ها بودجه را در سه زمینه مسائل اجتماعی، زیرساخت‌ها و سایر زمینه‌ها تقسیم‌بندی می‌کنند که ترکیب این هزینه‌ها، شاخص‌های اجتماعی، رشد درآمد، برابری درآمد و فقر را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بنابراین، انتخاب ابزارهای مربوط به سیاست‌های تنظیمی، مالیاتی و هزینه‌ای توسط دولت از کانال تورم و رشد اقتصادی بر درآمد نیروی کار و نابرابری درآمداستانی اثرگذار است. همچنین تخصیص اعتبارات سرمایه‌ای دولت در حوزه زیرساخت‌های اقتصادی در استان‌ها می‌تواند از طریق مکانیسم‌های مختلفی از قبیل افزایش رقابت‌پذیری، افزایش بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی بر کاهش نابرابری درآمد استانی اثرگذار باشد.

مساله اصلی این تحقیق بررسی اثرات نابرابری در تخصیص اعتبارت بودجه استانی بر نابرابری درآمدهای استانی است که با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی پویا در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۴) در ۳۰ استان کشور صورت می‌گیرد.[۸]

---

1- Kuznets Theory
2- Williamson Theory
3- Keynes General Theory
4- Public Choice
5- Meltzer and Richard
6- Stochastic Growth Model
7- Benabou

۸- با توجه به فقدان داده‌های برخی استان‌ها از قبیل کرج، این استان با تهران به عنوان یک استان در نظر گرفته شده است.

وجه تمایز این تحقیق با دیگر تحقیقات صورت گرفته، بررسی اثر نابرابری در تخصیص اعتبارت سرانه بودجه استانی بر نابرابری درآمد سرانه استانی در الگوی اقتصادسنجی است.

ساختار این تحقیق در ادامه به این صورت است که در بخش دوم به مرور مبانی نظری و پیشینه تحقیق نابرابری درآمد استانی پرداخته می‌شود. در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم، تصریح الگوی اقتصادسنجی صورت می‌گیرد. در بخش پنجم به برآورد الگوی تحقیق و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود و در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌شود.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

### ۲-۱- مبانی نظری نابرابری درآمد منطقه‌ای

نابرابری و جنبه‌های مختلف آن نشانه‌های مشخصی از توسعه‌نیافتگی محسوب می‌شود. از این‌رو، به منظور بررسی میزان نابرابری‌های بین مناطق، معیارهای توسعه آن‌ها با یکدیگر مقایسه می‌شود. توسعه پایدار دارای ابعاد مختلف اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، سیاسی، حقوقی و زیست‌محیطی است که به بهبود تمامی ابعاد زندگی مردم یک جامعه معطوف می‌شود. در این راستا، باید تطبیق نیازهای کنونی با اولویت‌های آینده صورت گیرد.

درخصوص نابرابری‌های منطقه‌ای دو دیدگاه مختلف وجود دارد؛ برخی آن را پدیده منفی و برخی دیگر آن را مثبت ارزیابی می‌کنند. گروه اول، معتقدند که نابرابری بین استان‌ها به دلیل عدم استفاده صحیح از پتانسیل‌ها و قابلیت‌های مناطق است. گروه دوم، نابرابری‌های استانی را نتیجه منحصربه‌فرد بودن منابع و قابلیت‌های برخی استان‌ها در مقابل سایر استان‌ها می‌دانند که می‌توانند مزیت‌های رقابتی را برای آن‌ها ایجاد کند (کاسچرایر و همکاران، ۲۰۱۰). بنابراین، اگر نابرابری‌های استانی نتیجه تخصصی شدن فعالیت‌ها در یک استان باشد، می‌تواند مفید تلقی شود (کیم، ۲۰۰۸)، اما اگر عدم تعادل و نابرابری در سطح استان‌ها منعکس‌کننده تبعیض یا بی‌عدالتی باشد در آن صورت تفاوت‌های استانی می‌تواند یک عامل تهدید محسوب شود (استیوارد[1]، ۲۰۰۲). همچنین براساس نظریه‌های اقتصادی، بین نابرابری درآمدی استانی و رشد اقتصادی رابطه وجود دارد. نابرابری درآمدی از سه

1- Steward

کانال عمده باعث کاهش منابع تامین بودجه عمومی و به دنبال آن رشد اقتصادی می‌شود (السینا و پروتی[1]، ۱۹۹۶ و پرسون و تابلینی[2]، ۱۹۹۴)؛ ۱- افزایش نابرابری درآمدی باعث افزایش فعالیت‌های رانت‌جویانه و کاهش امنیت و حقوق مالکیت خصوصی می‌شود، ۲- افزایش نابرابری درآمدی باعث افزایش تنش‌های اجتماعی و ناپایداری سیاسی و به دنبال آن افزایش نااطمینانی اقتصادی و درنهایت کاهش سرمایه‌گذاری و تولید کاهش می‌شود و ۳- افزایش نابرابری درآمدی باعث افزایش اختلاف در مهارت‌ها و دانش فنی و به دنبال آن کاهش بهره‌وری و در نهایت کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

رویکردهایی که به تحلیل مساله نابرابری استانی در طول زمان و تحلیل روند آن می‌پردازند، اغلب بر معیارهای اقتصادی تاکید می‌کنند، اما بسیاری از مطالعات تجربی بر سنجش سطح توسعه پایدار استان‌ها و میزان نابرابری بین آن‌ها از منظر شاخص‌ها و متغیرهای اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و زیست‌محیطی در یک مقطه زمانی خاص متمرکز شده‌اند. در ادامه به بیان مبانی نظری نابرابری‌های استانی و علل و آثار آن پرداخته می‌شود.

- نظریه کوزنتس: وجود قطب‌های رشد، دوگانگی منطقه‌ای، افول شهرهای بزرگ، حاشیه‌نشینی در شهرها، مهاجرت جمعیت و مساله جنوب- شمال بیانگر رشد نامتوازن استانی است که در دهه‌های اخیر مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است. کوزنتس (۱۹۵۵) نظریه مربوط به نابرابری رشد را مطرح کرده است و به رابطه درآمد سرانه با عدالت در طول یک دوره زمانی پرداخته است. براساس این نظریه، در جریان توسعه اقتصادی، ابتدا نابرابری درآمد شخصی افزایش می‌یابد و بعد از آن کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، فرضیه U معکوس برقرار است. بنابراین، در اولین مراحل توسعه، درآمدی که منجر به ایجاد ثروت می‌شود، تنها در اختیار عده کمی قرار می‌گیرد. این انباشت ثروت منجر به تجمع سرمایه و توسعه فعالیت‌های صنعتی می‌شود. در نهایت توسعه اقتصادی صورت می‌گیرد. در نتیجه، صاحبان ثروت بیشترین منافع را از توسعه خواهند برد. در مراحل آخر توسعه با افزایش دستمزدها، نابرابری‌های در درآمد اشخاص کاهش می‌یابد.[3]

---

1- Alesina and Perotti
2- Persson and Tabellini
۳- در این زمینه می‌توان مراجعه کرد به: Lyubimov, (2017)

- نظریه ویلیامسون: اصلی‌ترین نظریه پایه‌ای که به تحلیل پدیده نابرابری‌های استانی پرداخته است، نظریه ویلیامسون (۱۹۶۵) است. وی اولین بار بحث نابرابری‌های درآمدی را به مناطق تعمیم داده و معتقد است که ثروت و درآمد در اولین مراحل توسعه در استان خاصی متمرکز بوده و در اواخر مراحل توسعه به طور همگن‌تری بین سایر استان‌ها توزیع می‌شود. بر این اساس، نابرابری‌های استانی به علت تمرکز و سپس توزیع در میان استان‌ها روند U معکوس دارد. وی چهار عامل عمده موجودی منابع طبیعی، مهاجرت نیروی کار، انتقال جریان سرمایه و سیاست‌های دولت را در توضیح روند نابرابری استانی ذکر می‌کند و معتقد است که موجودی منابع طبیعی، محرک اولیه گسترش نابرابری در مراحل اول توسعه را فراهم می‌کند. با ادامه روند توسعه، مهاجرت نیروی کار ماهر به سمت استان‌های توسعه‌یافته آغاز می‌شود و بعد از آن، انتقال جریان سرمایه به سمت این استان‌ها صورت می‌گیرد. دولت نیز با اعمال سیاست‌های خود به این امر دامن می‌زند و حمایت بیشتری از این استان‌ها صورت می‌دهد. عوامل ذکر شده در مراحل آخر توسعه به کاهش نابرابری‌ها کمک می‌کنند.

ویلیامسون همچنین به صورت تجربی بحث نابرابری درآمد بین ایالت‌های آمریکا را با استفاده از آمارهای سری زمانی آمریکا بررسی کرده و به این نتیجه رسیده است که نابرابری درآمد و مساله جنوب- شمال در ابتدای مراحل توسعه، روند افزایشی دارد و در مراحل آخر توسعه این نابرابری کاهش می‌یابد.

آموس[1] (۱۹۸۶) با استفاده از شاخص ویلیامسون و با استفاده از داده‌های ایالت‌های آمریکا در دوره زمانی ۱۹۵۰ تا ۱۹۸۰، بحث افزایش مجدد نابرابری‌های را مورد آزمون قرار داده است. نتایج حاصل شده بیانگر این است که نابرابری بین ایالت‌ها پس از رسیدن به پایین‌ترین مرحله خود، می‌تواند یکی از حالت‌های ثبات، افزایش و کاهش بیشتر را دنبال کند.

در مطالعه‌ای که اتحادیه اروپا برای سنجش نابرابری منطقه‌ای در پرتغال انجام داده به بررسی سطح توسعه اقتصادی و اجتماعی مناطق این کشور پرداخته و شش زمینه اقتصادی،

1- Amos

جمعیتی، اشتغال، آموزشی، بهداشتی و فرهنگی را تعیین و برای هریک شاخص‌هایی معین کرده است (سوارز و همکاران[1]، ۲۰۰۳).

در مطالعه‌ای دیگر در ترکیه از ۵۸ شاخص اجتماعی و اقتصادی در ۱۰ طبقه شاخص‌های جمعیتی، آموزشی، بهداشتی، صنعتی، کشاورزی، ساخت‌وساز، مالی، زیرساخت‌ها و سایر شاخص‌ها استفاده شده است (اوزالان و همکاران[2]، ۲۰۰۶). مدل مفهومی که در بررسی نابرابری‌ها در جمهوری چک به کار برده شده است، سه بُعد اجتماعی، اقتصادی و فضایی را مدنظر قرار داده است و با تعیین موضوعات ذیل هر بُعد، شاخص‌های نابرابری منطقه‌ای استخراج شده است (کاسچرایر و همکاران، ۲۰۱۰: ۸).

مدل مفهومی که در بررسی مساله نابرابری‌های منطقه‌ای در لهستان مورد استفاده قرار گرفته است، شامل شش محور ساختار اقتصادی، نوآوری، محیط طبیعی، مسائل اجتماعی، سرمایه انسانی و دسترسی است. سپس با در نظر گرفتن موضوعات ذیل هر محور، شاخص‌های نابرابری منطقه‌ای استخراج شده است (بک و همکاران[3]، ۲۰۰۹).

- نظریه عمومی کینز: دخالت دولت به منظور کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای از طریق سیاست‌های مالی به بعد از مطرح شدن نظریه عمومی کینز (۱۹۳۶) برمی‌گردد. بر اساس رویکرد کینزین‌ها، دولت به منظور ایجاد ثبات در اقتصاد، تخصیص بهینه منابع و توزیع عادلانه درآمد از سیاست‌های مالی استفاده می‌کند. سیاست‌های مالی به مجموعه‌ای از اقدامات دولت در زمینه مخارج دولت، مالیات‌ها و پرداخت‌های انتقالی گفته می‌شود که برای رسیدن به مقاصد گوناگون به کار می‌رود (فلاحتی و همکاران، ۱۳۸۸).

- نظریه انتخاب عمومی: عمده نظریه‌های موجود در زمینه ارتباط میان نابرابری درآمد و توزیع مجدد مخارج دولت در ادبیات نظری انتخاب عمومی و نظریه رای‌دهنده میانی[4] است که توسط ملتزر و ریچارد (۱۹۸۱) ارائه شده است. این فرضیه بیانگر آن است که پیامد و نتیجه انتخاب و رای اکثریت جامعه مبتنی بر ترجیح رای‌دهنده میانی است. بنابراین، دولت‌ها برای کسب اکثریت آرا در انتخابات، نیازمند تامین ترجیحات رای‌دهندگان میانی و ارائه کالای عمومی در سطح مورد رضایت آن‌ها هستند. بر این اساس، در جوامع با

---

1- Soares *et al.*
2- Ozaslan *et al.*
3- Bak *et al.*
4- Median Voter

نابرابری درآمد بالا، اختلاف بین درآمد رای‌دهندگان میانی و میانگین درآمد رای‌دهندگان بیشتر می‌شود که این امر براساس نظریه رای‌دهنده میانی منجر به افزایش فشار بر دولت به منظور توزیع مجدد آن می‌شود.

- نظریه مدل رشد تصادفی بنابو: یکی دیگر از نظریه‌های مهم در تبیین ارتباط میان توزیع مجدد مخارج دولت با نابرابری درآمد در قالب یک مدل رشد تصادفی است که توسط بنابو (۲۰۰۰) ارائه شده است. بر اساس این نظریه، توزیع مجدد مخارج دولت باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود. در نتیجه، تعیین ترکیب مخارج دولت برای تحقق اهداف توسعه‌ای- رشد اقتصادی همراه با کاهش نابرابری- از مباحث مهم در بودجه است.

- معیار بانک جهانی: براساس چارچوب بانک جهانی (۲۰۰۴) دولت‌ها بودجه را در سه زمینه مسائل اجتماعی، زیرساخت‌ها و سایر زمینه‌ها تقسیم‌بندی می‌کنند که ترکیب این هزینه‌ها، شاخص‌های اجتماعی، رشد درآمد، برابری درآمد و فقر را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بنابراین، دستیابی به توزیع عادلانه درآمد مستلزم استفاده صحیح از ابزارهای اقتصادی سیاست است. در نتیجه، اهداف متفاوت توسعه‌ای، وظایف متفاوتی را متوجه دولت می‌کند و منجر به انتخاب ابزارهای سیاست‌های تنظیمی، مالیاتی و هزینه‌ای توسط دولت می‌شود. دولت با سیاست‌های تنظیمی در پی قانونمند کردن فعالیت‌های بخش خصوصی و بنگاه‌های تولیدی است و از این طریق بر درآمد نیروی کار اثرگذار خواهد بود. سیاست‌های مالیاتی نیز از طریق نقش تثبیت‌کنندگی در اقتصاد می‌تواند بر تورم و رشد اقتصادی اثرگذار باشد و از این طریق، درآمد عوامل را تحت تاثیر قرار می‌دهد. همچنین مخارج دولت در حوزه زیرساخت‌های اقتصادی می‌تواند از طریق مکانیسم‌های مختلفی رقابت‌پذیری، رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و تولید، بهره‌وری نیروی کار و در نهایت رفاه اجتماعی را تحت تاثیر قرار دهد.

- زیرساخت‌ها و نابرابری درآمد: به اعتقاد فریرا[1] (۱۹۹۵) با قابل دسترس شدن خدمات پیشرفته حاصل از زیرساخت‌ها برای عموم مردم، نه تنها بهبود بهره‌وری ایجاد می‌شود، بلکه نابرابری درآمدی نیز کاهش می‌یابد. از آنجایی که دولت در تولید کالای خاص و خدماتی همچون زیرساخت‌های آموزش و سلامت دارای مزیت نسبی است و تنها افراد با درآمد بالا می‌توانند جایگزین بخش خصوصی برای ارائه خدمات عمومی را خریداری

1- Ferreira

کنند. بنابراین، فراهم ساختن بخش بیشتری از زیرساخت‌های عمومی به دلیل دسترسی کمتر فقرا به جایگزین‌های خصوصی به آن‌ها کمک بیشتری می‌کند. در نتیجه، گسترش خدمات زیربنایی عمومی از طریق افزایش بازده سرمایه‌گذاری، موجب کاهش نابرابری در جامعه می‌شود.

هولتز- اکین و لاولی[1] (۱۹۹۶) معتقدند که ایجاد زیرساخت‌ها موجب کاهش هزینه عوامل اولیه در فرایند تولید می‌شود و در نتیجه بنگاه‌های تولیدی به تولید و ایجاد بنگاه‌های تولیدی بیشتر تشویق می‌شوند. افزایش تعداد بنگاه‌های تولیدی، بازدهی خارجی ایجاد می‌کند و در نتیجه بهره‌وری تولید افزایش می‌یابد. بنابراین، افزایش سرمایه‌گذاری عمومی به دلیل افزایش بهره‌وری سرمایه خصوصی باعث تشویق بیشتر بنگاه‌های خصوصی برای سرمایه‌گذاری بیشتر می‌شود و با به‌کارگیری نیروی کار بیشتر، تولید بیشتر، ایجاد صرفه‌جویی‌های مقیاس و درنهایت رشد اقتصادی پایدار همراه با کاهش نابرابری صورت می‌گیرد (ماماتزاکیس[2]، ۲۰۰۸).

زیرساخت‌ها از طریق دو کانال اصلی، انتخاب‌های فردی را تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ کانال اول، از طریق تابع تولید صورت می‌گیرد. به طور خاص، سطح زیرساخت‌های موجود در اقتصاد و همچنین ابزار مالیاتی که برای تامین مالی آن به‌کار گرفته می‌شود بر میزان دستمزد و نرخ اجاره سرمایه اثرگذار است. بنابراین، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها منجر به افزایش تولید نهایی نیروی کار و سرمایه می‌شود که به‌نوبه خود بر تصمیمات مربوط به عرضه نیروی کار و انباشت سرمایه اثرگذار خواهد بود.کانال دوم از طریق تابع مطلوبیت عمل می‌کند و به طور خاص موجودی زیرساخت‌ها باعث ایجاد اوقات فراغت موثر می‌شود. بنابراین، گسترش زیرساخت‌ها، صرفنظر از روش تامین مالی آن -با توجه به دو کانال مطرح شده- منجر به کاهش نابرابری توزیع درآمد می‌شود (گیبسون و ریوجا[3]، ۲۰۱۴).

- نظریات تکمیلی: در مطالعات انجام شده در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰، فرضیه کوزنتس رد شده است. بررسی روند داده‌ها در این گروه از کشورها نشان داده است که نابرابری درآمد از دهه ۱۹۶۰ به بعد به طور پیوسته و یکنواخت در حال

1- Holtz-Eakin and Lovely
2- Mamatzakis
3- Gibson and Rioja

افزایش بوده است. در این مطالعات، رابطه درجه سوم بین درآمد و نابرابری درآمد به دست آمده که به موجب آن دو نقطه بازگشت در منحنی کوزنتس آشکار شده است. در این راستا، گالت و گالت[1] (۲۰۰۴) یانگ و گریانی[2] (۲۰۱۷)، رابطه S شکل را بین تولید و نابرابری درآمد در آمریکا به دست آورده‌اند.

شهباز[3] (۲۰۱۰) نیز با آزمون فرضیه کوزنتس در پاکستان به رابطه درجه سوم N شکل بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد رسیده است.

پیکتی[4] (۲۰۱۵) نیز فرضیه کوزنتس را به چالش کشیده است و بیان می‌کند که نیروهای کاهنده نابرابری در جامعه، تاثیرگذاری موردانتظار اقتصاددانان را نداشته است. وی معتقد است که انتشار دانش، مهارت و تکنولوژی می‌توانند به عنوان نیروهای کاهنده نابرابری عمل کنند. بر اساس نظر وی، انتشار دانش و مهارت کلید رشد اقتصادی و کاهش نابرابری است، اما میزان تاثیرگذاری این نیرو در کاهش نابرابری درآمدی به علت وجود نیروهای قدرتمند مخالف در حد انتظار نبوده است. در نتیجه، انتشار دانش و مهارت تا حدی طبیعی و خودجوش است و تا حد زیادی به عواملی چون سیاست‌های آموزشی و دسترسی به آموزش بستگی دارد. همچنین در طول زمان با پیشرفت تکنولوژی، ضرورت استفاده از نیروی کار ماهر در فرایند تولید افزایش می‌یابد که این امر با کاهش سهم سرمایه منجر به افزایش سهم نیروی کار از تولید می‌شود. در ادبیات اقتصادی این پدیده را فرضیه افزایش سرمایه انسانی می‌نامند. در نهایت، وی بیان می‌کند که این باورها خوشبینانه و تا حدی گمراه‌کننده هستند. دگرگونی‌های این قبیل هم ممکن و هم واقعی است، اما برایند کمتری نسبت به از آنچه تصور می‌شود، دارد، زیرا، نه تنها شواهد چندانی مبنی بر کاهش سهم سرمایه از تولید و افزایش سهم نیروی کار وجود ندارد، بلکه سهم سرمایه غیرانسانی از تولید در قرن بیست و یکم روند افزایشی را نشان می‌دهد.

پیکتی (۲۰۱۵) با تعمیم سری‌های تاریخی کوزنتس در ایالات متحده آمریکا به نتایج جالب توجهی دست یافت. نتایج حاصل شده بیانگر این است که در دهه ۲۰-۱۹۱۰، دهک درآمدی بالا، مالکیت حدود ۵۰-۴۵ درصد از درآمد ملی را در اختیار داشته است. سپس

---

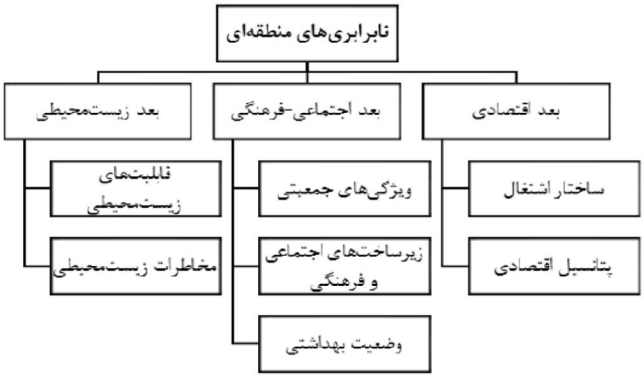
1- Gallet and Gallet
2- Yang and Greaney
3- Shahbaz
4- Piketty

تا پایان دهه ۱۹۴۰ این مقدار به ۳۵-۳۰ درصد درآمد ملی کاهش یافته است. در ادامه، در دهه ۱۹۵۰ و ۱۹۷۰ نابرابری در همان سطح تثبیت شده است. در نهایت، افزایش سریع نابرابری در دهه ۱۹۸۰ اتفاق افتاده است و تا سال (۲۰۰۰)، دهک درآمدی بالا مجدد مالکیت حدود ۵۰-۴۵ درصد از درآمد ملی را در اختیار گرفته است. بنابراین، براساس نتایج پیکتی، نابرابری درآمد بعد از یک دوره کاهش و یک دوره تقریبا ثابت، مجدد افزایش یافته است؛ در حالی که براساس نظریه کوزنتس باید نابرابری درآمد در مراحل توسعه‌یافتگی کاهش یابد.

پیکتی معتقد است که کاهش نابرابری که توسط کوزنتس ناشی از رشد اقتصادی تصور می‌شد در واقع ناشی از سیاست‌های حمایتی دولت در برابر شوک‌های جنگ بوده است و پویایی‌های توزیع ثروت به تناوب به سمت همگرایی و واگرایی می‌رود و هیچ نیروی طبیعی مسلطی در این تناوب وجود ندارد.

- مدل مفهومی نابرابری‌های منطقه‌ای: در این مدل علاوه بر ابعاد اقتصادی، ابعاد اجتماعی، فضایی و جمعیتی نیز مدنظر قرار گرفته است و با تعیین موضوعات ذیل هر بُعد، شاخص‌های نابرابری منطقه‌ای استخراج می‌شود (کاسچرایر و همکاران، ۲۰۱۰). بر این اساس، چگالی جمعیت در هر منطقه نیز بر توزیع درآمد منطقه‌ای اثرگذار است. مبانی نظری تشریح شده و مطالعات تجربی، مدل مفهومی نابرابری منطقه‌ای در نمودار (۱) ارائه شده است.

نمودار (۱): مدل مفهومی نابرابری منطقه‌ای




منبع: زبردست و حق روستا، ۱۳۹٤

در نمودار (۲)، شاخص‌های سنجش نابرابری منطقه‌ای براساس مدل تحلیل عـاملی ارائـه شده است.

نمودار (۲): شاخص‌های سنجش نابرابری منطقه‌ای براساس مدل تحلیل عاملی

منبع: زبردست و حق‌روستا، ۱۳۹٤

### ۲-۲- پیشینه تحقیق

بونت[1] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای به بررسی اثرات تمرکززدایی مالی دولت بر نابرابری درآمد در مناطق کلمبیا طی دهه ۱۹۹۰ پرداخته است. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که تمرکززدایی مخارج و افزایش وابستگی مالی دولت محلی، نابرابری منطقه‌ای را گسترش داده است.

چو و وانگ[2] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای ارتباط بین نابرابری‌های مخارج بهداشتی، نابرابری‌های درآمدی منطقه‌ای و کسری بودجه استانی دولت در چین را با استفاده از روش داده‌های تابلویی بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که در بلندمدت ارتباط معناداری بین آن‌ها وجود دارد.

کریستیان[3] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای تاثیر تمرکززدایی مالی را بر نابرابری درآمدی ۲۳ کشور عضو OECD بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که افزایش تمرکززدایی مالی سبب کاهش در نابرابری درآمدی می‌شود.

گالوپ[4] (۲۰۱۲) به بررسی رابطه بین رشد تولید و نابرابری درآمد در منتخبی از کشورها به روش داده‌های تابلویی و ناپارامتریک پرداخته است. نتایج حاصل از آن بیانگر رد فرضیه U معکوس بین رشد تولید و نابرابری درآمد بوده است.

سونگ[5] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به تحلیل تاثیر تمرکززدایی مالی بر افزایش نابرابری درآمدی در چین پرداخته است. نتایج حاصل از تحلیل اقتصادسنجی به روش داده‌های تابلویی در دوره ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۷ بیانگر این است که تمرکززدایی مالی دولت از طرف مخارج باعث افزایش نابرابری منطقه‌ای شده است. نتایج همچنین بیانگر این است که اگر دولت مرکزی سهم مخارج خود را در حوزه‌های آموزش و سلامت در مناطق افزایش دهد، نابرابری منطقه‌ای کاهش می‌یابد.

---

1- Bonet
2- Chou and Wang
3- Christian
4- Gallup
5- Song

بانرجی و کوری[1] (۲۰۱۵) به ارزیابی روند و سطح نابرابری در ایالت‌های هند پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن این ارزیابی نشان می‌دهد که یک سطح هدفمند از شاخص توسعه انسانی می‌تواند توسعه متعادل را در ایالت‌های هند ایجاد کند.

یانگ و گریانی (۲۰۱۷) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در منطقه آسیا و اقیانوسیه پرداخته‌اند. نتایج حاصل از ب]کارگیری روش انگل گرنجر دو مرحله‌ای در چین، ژاپن، کره جنوبی و آمریکا بیانگر این است که بین تولید ناخالص داخلی سرانه و نابرابری درآمد، رابطه درجه سوم S شکل وجود دارد.

صباغ کرمانی (۱۳۸۰) در مقاله‌ای به تجزیه‌وتحلیل نابرابری‌های منطقه‌ای اشتغال در استان‌های ایران در دوره ۷۶-۱۳۵۳ با استفاده از شاخص‌های نابرابری پرداخته است. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که نابرابری استان‌های صنعتی و غیرصنعتی در دوره مورد بررسی در حال کاهش بوده است.

ابونوری و خوشکار (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای اثر شاخص‌های عمده کلان اقتصادی را بر توزیع درآمد در ایران مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که کاهش نابرابری ناشی از افزایش درآمد سرانه در اثر کاهش سهم بیستک پنجم (۲۰ درصد آخر) به نفع افزایش سهم دیگر بیستک‌ها به ویژه بیستک اول (۲۰ درصد اول) بوده است.

کابوسی (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای اثر مخارج دولت بر کاهش فقر و کاهش نابرابری در توزیع درآمد در دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۶ را در استان گلستان بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از به‌کارگیری الگوی سیستم مخارج پویا در قالب مدل معادلات به ظاهر نامرتبط بیانگر این است که مخارج عمرانی دولت در مناطق شهری موجب کاهش شاخص نسبی فقر شده است.

زبردست و حق‌روستا (۱۳۹۴) با استفاده از مدل تحلیل عاملی و تحلیل خوشه‌ای به تحلیل تطبیقی نابرابری‌های منطقه‌ای بین استان‌های همدان و مرکزی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که براساس بررسی مولفه‌های اقتصادی، اجتماعی- فرهنگی و زیست‌محیطی، استان مرکزی توسعه‌یافته‌تر از استان همدان بوده و میزان نابرابری بین آن‌ها قابل توجه بوده است.

---

1- Banerjee and Kuri

رحمانی‌فضلی و عرب‌مازار (۱۳۹۵) رابطه میان شکاف استانی بودجه عمرانی و بودجه کل را با شکاف درآمد سرانه به عنوان شاخص نابرابری منطقه‌ای در استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۵ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از براورد مدل PVAR و تجزیه‌وتحلیل توابع ضربه واکنش نشان می‌دهد که شوک شکاف بودجه اثر مثبت بر شکاف درآمد سرانه داشته است و تعدیل اثر این شوک بر شکاف درآمد سرانه حدود شش دوره زمانی، طول می‌کشد. همچنین نتایج تجزیه واریانس شوک‌ها نشان می‌دهد شکاف بودجه کل استانی و شکاف بودجه عمرانی سهم زیادی از تغییرات شکاف درآمدی سرانه استانی را توضیح می‌دهد.

## ۳- روش‌شناسی تحقیق

در مدل داده‌های تابلویی پویا، متغیر توضیحی باوقفه به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل وارد می‌شود و برآوردهای حداقل مربعات معمولی (OLS) سازگار نیست. نقطه آغاز این بحث، چگونگی وجود تورش در روش اثرات ثابت در مدل داده‌های تابلویی پویا است. در نتیجه باید از روش‌های گشتاور عمومی تعمیم‌یافته[1] (GMM) ارائه شده توسط آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱) و تعمیم آن توسط آرلانو و بوور[3] (۱۹۹۵) استفاده کرد. روش GMM هنگامی به‌کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیشتر از دوره زمانی (T) باشد. به طور کلی، روش GMM نسبت به روش‌های دیگر دارای مزیت‌های مهمی است. بر این اساس، مدل خطی پویا شامل برداری از متغیرهای توضیحی $X_t$ و متغیر درون‌زای با وقفه $y_{t-1}$ است (معادله (۱)):

$$y_{it} = \rho y_{l,t-1} + \beta X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} |\rho| < 1 \qquad (۱)$$

$$i = 1,2,\dots,N \quad t = 1,\dots,T$$

که در آن، $i$ شاخص تعداد واحدهای انفرادی (استان‌ها)؛ $t$ شاخص دوره زمانی و $\rho$ ضریب متغیر درون‌زای با وقفه، $\alpha_i$ اثرات ثابت مخصوص واحدهای انفرادی (استان‌ها) و $\varepsilon_{it}$ جزء

1- Generalized Method of Moments
2- Arellano and Bond
3 -Arellano and Bover

خطای مدل است. $\beta$ بردار ضریب متغیرهای مستقل و $X_{it}$ بردار متغیرهای توضیحی به غیر از وقفه متغیر توضیحی است. تخمین‌زن GMM ارائه شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) براساس تبدیل دیفرانسیل مرتبه اول معادله (۱) و در نتیجه حذف اثرات ویژه هر مقطع به صورت معادله (۲) است.

$$y_{it} - y_{it} = \rho(y_{it-1} - y_{it-2}) + \beta(X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \qquad (۲)$$

در معادله (۲) با استفاده از عمل تفاضل‌گیری، تاثیر ویژه هر منطقه (استان) حذف شده است، اما $\Delta y_{it-1}$ با جزء خطال مدل $(\Delta\varepsilon_{it})$ همبستگی پیدا کرده و باعث تورش در نتایج تخمین الگوی برآوردی می‌شود. بنابراین، $\Delta y_{it-2}$ که انتظار می‌رود با $\Delta y_{it-1}$ همبستگی داشته باشد، اما با جزء خطای مدل $(\Delta\varepsilon_{it})$ در دوره $t = 3,4,\dots,T$ همبستگی نداشته باشد، می‌تواند به عنوان متغیر ابزاری در تخمین معادله (۲) با این فرض که $\varepsilon_{it}$ دارای خودهمبستگی سریالی نباشد، مورد استفاده قرار گیرد. در نظر گرفتن دو وقفه یا بیشتر از متغیر وابسته در معادله (۲) شرایط گشتاوری زیر (معادله (۳)) را به وجود می‌آورد.

$$E[y_{it-s}\Delta\varepsilon_{it}] = 0 \qquad t = 3,\dots,T \quad , \quad s \geq 2 \qquad (۳)$$

یکی دیگر از موارد ایجاد تورش در برآورد معادله (۲) از درون‌زایی احتمالی بین متغیرهای توضیحی مدل و در نتیجه همبستگی با جزء خطا ناشی می‌شود. در متغیرهای برون‌زای قوی، تمام مقادیر گذشته و آینده متغیرهای توضیحی با جزء خطا همبستگی ندارند. بنابراین، شرایط گشتاوری زیر (معادله (۴)) را نشان می‌دهند.

$$E[X_{it-s}\varepsilon_{it}] = 0 \quad t = 3,\dots,T, \forall_s \qquad (۴)$$

فرض برون‌زایی قوی در صورت وجود علیت معکوس (به عنوان مثال، زمانی که $E[X_{it-s}\varepsilon_{it}] \neq 0$ برای تمام $t < s$) مقید و فاقد اعتبار خواهد بود. برای مجموعه‌ای از متغیرهای برون‌زای ضعیف یا متغیرهای توضیحی از پیش تعیین شده، مقادیر

جاری و با وقفه $X_{it}$ می‌تواند ابزارهای مناسبی باشد و شرایط گشتاوری زیر (معادله (۵)) برقرار شود.

$$E[X_{it-s}\varepsilon_{it}] = 0 \quad t = 3, \dots, T, s \geq 2 \qquad (۵)$$

محدودیت‌های متعامد بودن ارائه شده در معادله‌های (۳) تا (۵)، اساس تخمین یک مرحله‌ای روش GMM را تشکیل می‌دهد که تحت فروض استقلال و واریانس همسانی اجزای باقیمانده، تخمین‌های سازگاری را ارائه می‌دهد. در روش GMM، اجزای باقیمانده تخمین‌زده شده به منظور ایجاد یک ماتریس واریانس-کوواریانس سازگار از شرایط گشتاوری به‌کار گرفته می‌شود. در نتیجه، ممکن است به دلیل همبستگی آن‌ها با مقادیر باقیمانده باعث ایجاد تورش در مقادیر خطاهای انحراف استاندارد و در نتیجه آماره t شود. این امر می‌تواند منجر به استنتاجات آماری غیرقابل اعتماد به ویژه در نمونه‌های به نسبت کوچک شود (آرلانو و بوند، ۱۹۹۱ و بلاندل و بوند[1]، ۱۹۹۸). بنابراین، در روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جمله خطا، وقفه متغیرها به عنوان ابزار در تخمین‌زن GMM دو مرحله‌ای به‌کار می‌روند. بر این اساس، در مرحله اول، فرض می‌شود که اجزای خطا در طول زمان و برای تمامی مناطق دارای همسانی واریانس هستند. در مرحله دوم، باقیمانده‌های حاصل شده از مرحله اول برای به دست آوردن تخمین سازگار از ماتریس واریانس- کوواریانس، بدون در نظر گرفتن فروض مستقل بودن و همسانی واریانس استفاده می‌شود. بنابراین، تخمین‌زننده دو مرحله‌ای به طور مجانبی نسبت به تخمین‌زننده یک مرحله‌ای بسیار کارا است. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن ابزارهای به‌کار رفته بستگی دارد.

- آزمون سارگان: اعتبار ابزارهای به‌کار رفته در تخمین زننده GMM به‌وسیله آزمون سارگان[2] سنجیده می‌شود. در این آزمون، فرضیه صفر بیانگر عدم همبستگی ابزارها با

1- Blundell and Bond
2- Sargan Test

اجزای اخلال است. به عبارت دیگر، مبتنی بر اعتبار شرایط گشتاوری براساس توزیع مجانبی کای دو است.

- آزمون عدم همبستگی اجزای خطا: فرضیه اساسی عدم همبستگی سریالی اجزای خطا نیز با استفاده از آزمون این فرضیه که مقادیر تفاضلی اجزای باقیمانده ($\Delta\varepsilon_{it}$) دارای خودهمبستگی مرتبه دوم نیستند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر بیانگر عدم وجود خودهمبستگی اجزای خطا است. رد فرضیه صفر نشان‌دهنده خودهمبستگی سریالی اجزای خطا و ناسازگاری نتایج تخمین‌زن GMM خواهد بود.

## ٤- تصریح الگوی اقتصادسنجی

شاخص ضریب تغییرات غیروزنی به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد استانی به کار گرفته می‌شود. از این شاخص برای سنجش اینکه تا چه حد مقدار درآمد سرانه به طور نامتعادل در بین استان‌ها توزیع شده است، استفاده می‌شود. مقدار بالای این شاخص نشان‌دهنده نابرابری بیشتر در توزیع درآمد سرانه است (سانگ، ۲۰۱۳). با در نظر گرفتن تولید سرانه به عنوان شاخص درآمد سرانه، شاخص نابرابری تولید سرانه به صورت رابطه (۶) محاسبه می‌شود.

$$CV_{it} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{n}(Y_{it}-\overline{Y})^2}}{\overline{Y}} \qquad (۶)$$

که در آن $CV_{it}$ ضریب تغییرات غیروزنی استان iام در دوره t، $Y_{it}$ تولید سرانه استان iام در دوره t، $\overline{Y}$ میانگین تولید سرانه کل کشور و n تعداد استان‌ها (مناطق) است. هرچه ضریب تغییرات بزرگ‌تر باشد، نابرابری استانی بیشتر خواهد بود. ضریب تغییرات موزون[1]، انحراف منطقه‌ای تولید سرانه به وسیله سهم آن در جمعیت ملی وزن‌دار می‌شود و ارزش نابرابری به تعداد استان‌ها حساس نیست (معادله (۷)) (ویلیامسون، ۱۹۶۵؛ شانکار و شا[2]، ۲۰۰۳ و سانگ، ۲۰۱۳):

1- Weighted Coefficient of Variation Index
2- Shankar and Shah

$$WCV_{it} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(Y_{it}-\bar{Y})^2.p_i}}{\bar{Y}} \qquad (۷)$$

که در آن $WCV_{it}$ ضریب تغییرات وزنی استان iام در دوره t و $p_i$ جمعیت استان iام است. در این تحقیق، ضریب تغییرات غیروزنی به عنوان متغیر وابسته محاسبه و اثر جمعیت در قالب متغیر چگالی جمعیت استانی بررسی شده است. همچنین شاخص نابرابری توزیع منابع بودجه دولت نیز با استفاده از ضریب تغییرات استانی محاسبه می‌شود و انتظار بر این است که با افزایش نابرابری توزیع منابع بودجه دولت در استان‌ها، نابرابری درآمد سرانه استان‌ها نیز افزایش یابد. کاهش نابرابری در منابع بودجه سرانه باعث افزایش ارائه خدمات عمومی و گسترش زیرساخت‌ها می‌شود و صرفنظر از روش تامین مالی آن از طریق مسیر تولید و مطلوبیت منجر به کاهش نابرابری توزیع درآمد می‌شود. (گیبسون و ریوجا، ۲۰۱۴)

در ادامه به پیروی از گیبسون و ریوجا (۲۰۱۴)، پیکتی (۲۰۱۵) و یانگ و گریانی (۲۰۱۷) به تصریح الگوی اقتصادسنجی پرداخته می‌شود. نوآوری این تحقیق، تعمیم الگوی اقتصادسنجی نابرابری درآمد منطقه‌ای از طریق وارد کردن نابرابری در تخصیص اعتبارت بودجه استانی در الگوی مربوطه است که به صورت معادلات (۸) تا (۱۰) تصریح شده‌اند.

$$Cvgdpp_{it} = \rho Cvgdpp_{it-1} + \beta_1 Gdpp_{it} + \beta_2 Cvcae_{it} + \beta_3 Cvcue_{it} + \beta_4 Inf_{it} + \beta_5 Dens_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

که در آن $Cvgdpp_{it}$نابرابری در درآمد سرانه در استان i ام در دوره t به عنوان متغیر وابسته است. $Gdpp_{it}$ تولید ناخالص داخلی سرانه استانی، $Cvcae_{it}$ نابرابری اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای سرانه، $Cvcue_{it}$ نابرابری اعتبارات هزینه‌ای سرانه، $Inf_{it}$ نرخ تورم و $Dens_{it}$ تراکم جمعیت در استان iام در دوره t به عنوان متغیرهای توضیحی است. $\rho$ ضریب متغیر درون‌زای با وقفه، $\alpha_i$ اثرات ثابت مخصوص واحدهای انفرادی (استان‌ها) و $\varepsilon_{it}$ جزء خطای مدل است. نرخ تورم از کانال کاهش قدرت خرید گروه‌هایی از جامعه –از قبیل کارمندان دولت، بازنشستگان، مستمری بگیران و کارگران که درآمد اسمی ثابت دارند– می‌تواند نابرابری درآمد را بیشتر کند. همچنین افرادی که دارایی‌های ثابت از قبیل مسکن، زمین، جواهرات و سایر دارایی‌ها دارند به طور معمول بر ارزش دارایی آن‌ها اضافه

می‌شود که این امر در واقع نوعی انتقال دارایی از افراد دارای درآمد اسمی ثابت به افراد دارای دارایی است. بنابراین، تورم می‌تواند منجر به افزایش شکاف درآمدی در جامعه شود. علاوه بر این، برخی مطالعات از قبیل بالیر[1] (۲۰۰۱)، گالی و واندرهون[2] (۲۰۰۱) و آمورنتام[3] (۲۰۰۴)، رابطه غیرخطی بین نرخ تورم با نابرابری درآمد را تایید کرده‌اند. به منظور بررسی فرضیه کوزنتس (۱۹۵۵)، توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه استانی نیز در الگو وارد می‌شود. بنابراین، الگوی دوم به صورت معادله (۹) تصریح شده است.

$$\mathrm{Cvgdpp_{it}} = \rho \mathrm{Cvgdpp_{it-1}} + \beta_1 \mathrm{Gdpp_{it}} + \beta_2 \mathrm{Cvcae}_{it}^2 + \beta_3 \mathrm{Cvcue_{it}} + \beta_4 \mathrm{Inf_{it}} + \beta_5 \mathrm{Inf_{it}} + \beta_6 \mathrm{Inf}_{it}^2 + \beta_7 \mathrm{Dens_{it}} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (۹)$$

مثبت بودن علامت $\beta_1$ و منفی بودن علامت $\beta_2$ بیانگر تایید نظریه کوزنتس و وجود رابطه U معکوس بین تولید ناخالص داخلی سرانه و نابرابری درآمد سرانه استانی است. منفی بودن علامت $\beta_1$ و مثبت بودن علامت $\beta_2$ بیانگر وجود رابطه U شکل بین تولید ناخالص داخلی سرانه و نابرابری درآمد منطقه‌ای است. به عبارت دیگر، رد فرضیه کوزنتس است. با توجه به اینکه بررسی‌های گالت و گالت (۲۰۰۴)، پیکتی (۲۰۱۵) و یانگ و گریانی (۲۰۱۷)، رابطه درجه سوم S شکل بین تولید و نابرابری درآمد به دست آورده‌اند. همچنین شهباز (۲۰۱۰) نیز با آزمون فرضیه کوزنتس به رابطه درجه سوم N شکل بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد رسیده است؛ توان سوم تولید ناخالص داخلی سرانه استانی نیز در الگو وارد می‌شود (معادله (۱۰)).

$$\mathrm{Cvgdpp_{it}} = \rho \mathrm{Cvgdpp_{it-1}} + \beta_1 \mathrm{Gdpp_{it}} + \beta_2 \mathrm{Gdpp}_{it}^2 + \beta_3 \mathrm{Gdpp}_{it}^2 + \beta_4 \mathrm{Cvcue_{it}} + \beta_5 \mathrm{Cvcue_{it}} + \beta_6 \mathrm{Inf_{it}} + \beta_7 \mathrm{Dens_{it}} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

مثبت بودن علامت $\beta_1$، منفی بودن علامت $\beta_2$ و مثبت بودن علامت $\beta_3$، بیانگر تایید رابطه Nشکل بین تولید ناخالص داخلی سرانه و نابرابری درآمد منطقه‌ای است. منفی بودن علامت $\beta_1$، مثبت بودن علامت $\beta_2$ و منفی بودن علامت $\beta_3$، بیانگر تایید رابطه N شکل

1- Bulir
2- Galli and Vander Hoeven
3- Amornthum

معکوس بین تولید ناخالص داخلی سرانه و نابرابری در درآمد سرانه استانی است. معادلات تصریح شده با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۴) در ۳۰ استان کشور برآورد می‌شود[۱]. داده‌های مربوط به متغیرها از آمارهای مرکز آمار ایران و بانک مرکزی و بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصادی و دارایی استخراج شده است. در جدول (۱)، آمار توصیفی مربوط به متغیرهای الگوی تصریح شده در دوره (۱۳۹۵-۱۳۸۴) گزارش شده است.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرها در دوره (۱۳۹۵-۱۳۸٤)

| متغیر | میانگین | انحراف معیار | حداقل | حداکثر |
|---|---|---|---|---|
| Cvgdpp | ۰/۶۶۱۵۸ | ۰/۸۰۶۷۱ | ۰/۰۰۰۳۶ | ۶/۷۸۸۷ |
| Gdpp* | ۸۴/۹۶۹ | ۸۸/۶۹۸ | ۸/۵۷۴۶ | ۶۶۱/۸۰ |
| Cvcae | ۰/۵۰۵۶۷ | ۰/۴۶۱۷۷ | ۰/۰۰۰۱۷ | ۳/۸۸۷۶ |
| Cvcue | ۰/۵۴۳۳۰ | ۰/۶۳۴۶۴ | ۰/۰۰۲۱۶ | ۶/۱۰۷۱ |
| Inf | ۰/۱۸۳۶۱ | ۰/۰۸۴۳۶ | ۰/۰۷۴۸۲ | ۰/۳۹۲۴۰ |
| Den** | ۸۰/۶۸۰ | ۱۳۲/۵۲ | ۴/۱۴۴ | ۸۱۲/۶۵ |

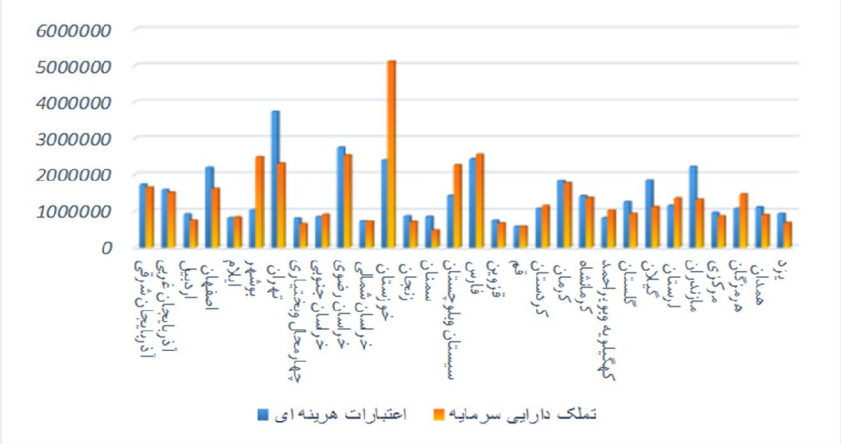
* واحد تولید ناخالص داخلی سرانه استانی میلیون ریال است. ** واحد چگالی جمعیت استانی نفر در کیلومتر است.

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی آمار گزارش شده مربوط به متوسط اعتبارت هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی بیانگر این است که به طور متوسط در دوره مورد بررسی بیشترین اعتبارت هزینه‌ای مربوط به استان تهران و بعد از آن استان‌های خراسان رضوی و فارس قرار دارند. بیشترین تملک دارایی‌های سرمایه‌ای مربوط به استان خوزستان بوده است و استان فارس و بوشهر در رتبه‌های بعدی قرار گرفته‌اند. در نمودار (۱)، متوسط اعتبارت هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی، گزارش شده است.

۱- با توجه به فقدان داده‌های استان البرز با استان تهران تلفیق شده است.

نمودار (۳): متوسط اعتبارت هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (میلیون ریال)




منبع: یافته‌های پژوهش براساس آمار گزارش شده مرکز آمار ایران

## ۵- برآورد الگو و تحلیل نتایج

### ۵-۱- آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی

قبل از برآورد الگوی تحقیق، ابتدا مانایی داده‌های تابلویی متغیرهای الگو مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای این منظور از آزمون‌های لوین، لین و چو[1] (LLC) (۲۰۰۲)، دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر[2] (ADF-F) و ایم، پسران و شین[3] (IPS) (۲۰۰۳) استفاده شده است، اما اگر در روش داده‌های تابلویی تعداد سال‌های دوره زمانی محدود باشد، نیازی به انجام این آزمون نیست.

### ۵-۲- برآورد الگوی تحقیق

معادلات (۸) تا (۱۰) با استفاده از نرم افزار Sata12 و داده‌های سری زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۴) در ۳۰ استان کشور برآورد شده‌اند و نتایج حاصل شده در جدول (۲) گزارش شده است.

بر اساس نتایج جدول (۲)، دلیلی برای رد فرضیه صفر در آزمون سارگان (عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال)، وجود ندارد. بنابراین، ابزارهای به‌کار رفته در تخمین

---

[1]- Levin, Lin and Chu
[2]- Fisher-ADF
[3]- Im, Pesaran and Shin

زننده GMM از اعتبار لازم برخوردار هستند و نتایج تخمین زننده GMM سازگار است. همچنین نتایج حاصل از آزمون همبستگی سریالی اجزای خطا بیانگر این است که دلیلی دال بر رد فرضیه صفر (عدم وجود خودهمبستگی اجزای خطا) وجود ندارد و نتایج تخمین‌زن GMM سازگار است.

نتایج برآوردی مدل اول بیانگر این است که نابرابری درآمد سرانه استانی در دوره قبل بر نابرابری درآمد سرانه استانی در دوره بعد اثرگذار بوده است. ضریب برآوردی برابر ۰/۵۸۶۹ است و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. بنابراین با افزایش یک واحد در نابرابری درآمد منطقه‌ای در دوره قبل، ۰/۵۸۶۹ واحد نابرابری در درآمد منطقه‌ای افزایش می‌یابد. این ضریب در مدل‌های (۲) و (۳) به ترتیب برابر ۰/۲۹۱۴ و ۰/۰۲۰۵ بوده و در سطح ۹۹ درصد معنادار هستند.

جدول (۲): نتایج حاصل از برآورد الگوها در دوره (۱۳۹۵-۱۳۸٤)[۱]

| متغیر مدل | مدل (۱) | مدل (۲) | مدل (۳) |
|---|---|---|---|
| Cvgdpp (-1) | ۰/۵۸۶۹<br>(۳۰/۰۵)** | ۰/۲۹۱۴<br>(۲۸/۲۴)** | ۰/۰۲۰۵<br>(۶/۵۳) ** |
| Gdpp | ۰/۰۰۴۵<br>(۲۸/۴۰)** | -۰/۰۰۰۰۱۲<br>(-۰/۴۵) | -۰/۰۱۱۶<br>(-۴۷/۹۷)** |
| $Gdpp^2$ | - | ۰/۰۰۰۰۱۳<br>(۳۸/۲۴)** | ۰/۰۰۰۰۷۵<br>(۷۸/۳۰)** |
| $Gdpp^3$ | - | - | -۰/۰۰۰۰۰۰۰۶۷<br>(-۷۰/۲۹)** |
| Cvcue | -۰/۰۷۱۶<br>(-۵/۷۸)** | -۰/۱۱۱۲<br>(-۱۴/۳۶)** | -۰/۰۰۲۳<br>(-۰/۶۳) |
| Cvcue | ۰/۱۶۹۵<br>(۶/۸۹)** | ۰/۰۸۹۳<br>(۸/۷۲)** | ۰/۰۴۶۵<br>(۱۳/۱۱)** |
| Inf | ۰/۱۶۸۷<br>(۱۸/۶۵)** | ۲/۰۲<br>(۲۲/۹۰)** | ۱/۲۲<br>(۳۷/۰۸)** |
| $Inf^2$ | - | -۴/۸۶<br>(-۲۳/۶۷)** | -۳/۲۳<br>(-۳۹/۰۸)** |
| Dens | ۰/۰۰۳۹<br>(۸/۸۰)** | ۰/۰۰۱۳<br>(۵/۷۳) ** | ۰/۰۰۱۶<br>(۱۰/۷۹)** |
| آزمون AR(1)<br>(Prob) | -۱/۵۱<br>(۰/۱۳۰۲) | -۰/۵۰۳۹<br>(۰/۶۱۴۳) | -۰/۴۴۴۲<br>(۰/۶۵۶۹) |
| آزمون AR(2)<br>(Prob) | -۱/۴۶<br>(۰/۱۴۲۹) | -۱/۶۹<br>(۰/۰۹۰) | -۱/۹۶<br>(۰/۰۴۹) |
| آزمون سارگان | ۲۹/۶۷<br>(۰/۹۹) | ۲۸/۴۸<br>(۰/۹۹) | ۲۸/۸۲<br>(۰/۹۹) |

منبع: یافته‌های پژوهش

سطح درآمد سرانه استانی به عنوان یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر نابرابری تولید منطقه‌ای است. ضریب برآوردی آن در مدل (۱)، برابر ۰/۰۰۴۵ و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. بنابراین، با افزایش تولید ناخالص سرانه استانی، نابرابری در درآمد سرانه

---

۱- اعداد اول ضریب متغیر و اعداد داخل پرانتز آماره آزمون هستند. ** و * به ترتیب بیانگر معناداری در سطح ۱ و ۵ درصد است.

استانی به اندازه ۰/۰۰۴۵ واحد افزایش یافته است. با اضافه شدن توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه استانی در مدل (۲)، فرضیه U معکوس کوزنتس مورد آزمون قرار گرفته است. در مدل (۲)، ضریب سطح تولید ناخالص داخلی سرانه استانی منفی اما معنادار نیست، اما ضریب توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه استانی مثبت و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. بنابراین، فرضیه U معکوس کوزنتس مورد تایید قرار نمی‌گیرد. گالت و گالت (۲۰۰۴) یانگ و گریانی (۲۰۱۷)، رابطه درجه سوم S شکل بین تولید و نابرابری درآمد در آمریکا به دست آورده‌اند. شهباز (۲۰۱۰) نیز با آزمون فرضیه کوزنتس در پاکستان به رابطه درجه سوم N شکل بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد رسیده است. بر این اساس، در مدل (۳)، توان سوم تولید ناخالص داخلی سرانه استانی وارد مدل شده است. نتایج برآوردی بیانگر این است که ضریب سطح تولید ناخالص داخلی سرانه استانی منفی، ضریب توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه استانی مثبت و ضریب توان سوم آن منفی و در سطح ۹۹ درصد معنادار هستند. بنابراین، رابطه درجه سوم N شکل بین تولید ناخالص داخلی سرانه استانی و نابرابری در درآمد سرانه استانی مورد تایید قرار می‌گیرد.

با توجه به نقش سرمایه‌گذاری دولت در کاهش نابرابری منطقه‌ای، در الگوهای برآوردی به بررسی اثرات نابرابری اعتبارات هزینه‌ای و سرمایه‌ای دولت بر نابرابری درآمد سرانه در استان‌ها پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های (۱)، (۲) و (۳) بیانگر این است که با افزایش نابرابری در تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی، نابرابری در درآمد منطقه‌ای کاهش یافته است. این نتیجه بیانگر افزایش سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت‌ها و سهم بالاتر اعتبارات عمرانی دولت در استان‌های کمتر توسعه-یافته است. بر اساس نتایج برآوردی در مدل‌های یاد شده با افزایش نابرابری در تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی به اندازه یک واحد، نابرابری در درآمد سرانه استانی به ترتیب ۰/۰۷۱۶- ، ۰/۱۱۱۲- و ۰/۰۰۲۳- واحد کاهش یافته است. ضرایب برآوردی در مدل (۱) و (۲) در سطح ۹۹ درصد معنادار هستند، اما این ضریب در مدل (۳)، معنادار نیست. این نتایج منطبق با نتایج فریرا (۱۹۹۵) و ماماتزاکیس (۲۰۰۸) است. همچنین با افزایش در نابرابری اعتبارت هزینه‌ای استانی، نابرابری در درآمد سرانه استانی افزایش یافته است، زیرا افزایش در نابرابری اعتبارات هزینه‌ای در استان‌ها باعث ارائه نامتوازن خدمات عمومی و افزایش نابرابری درآمد می‌شود. با افزایش نابرابری در اعتبارات

هزینه‌ای استانی به اندازه یک واحد، نابرابری در درآمد سرانه استانی به ترتیب ۰/۱۶۸۷، ۰/۰۸۹۳ و ۰/۰۴۶۵ واحد افزایش یافته است و در سطح ۹۹ درصد معنادر هستند. این نتایج منطبق با نتایج فریرا (۱۹۹۵) و ماماتزاکیس (۲۰۰۸) است. نرخ تورم نیز از کانال کاهش قدرت خرید گروه‌های با درآمد ثابت منجر به افزایش شکاف درآمدی در استان‌ها شده است. ضریب نرخ تورم در مدل‌های (۱)، برابر ۰/۲۹۶۴ و در سطح ۹۹ درصد معنادر است. بنابراین، با افزایش یک درصد نرخ تورم، نابرابری در درآمد سرانه استانی به اندازه ۰/۲۹۶۴واحد افزایش یافته است. بالیر (۲۰۰۱)، گالی و واندرهون (۲۰۰۱) و آمورنتام (۲۰۰۴)، رابطه غیرخطی بین نرخ تورم با نابرابری درآمد را تایید کرده‌اند. بنابراین، در مدل (۲) و (۳) توان دوم نرخ تورم نیز در الگو وارد شده است. ضریب برآوردی توان اول نرخ تورم مثبت و ضریب توان دوم آن منفی است. بنابراین، نتایج تاییدکننده رابطه درجه دوم U معکوس بین نرخ تورم و نابرابری در درآمد سرانه استانی است.

براساس مدل مفهومی بررسی نابرابری‌های منطقه‌ای، چگالی جمعیت در هر منطقه نیز به عنوان یکی دیگر از متغیرهای توضیحی در تصریح الگو وارد شده است. بر این اساس، ضریب برآوردی چگالی جمعیت در مدل (۱)، (۲) و (۳) به ترتیب برابر ۰/۰۰۳۹، ۰/۰۰۱۳ و ۰/۰۰۱۶ و در سطح ۹۹ درصد معنادار هستند. در نتیجه، افزایش چگالی جمعیت در استان‌ها باعث افزایش نابرابری در درآمد سرانه استانی شده است. این امر می‌تواند ناشی از افزایش نابرابری‌های آموزشی، بهداشتی، رفاهی، زیست‌محیطی و صنعتی باشد.

## ٦- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نابرابری منطقه‌ای پدیده‌ای چندبُعدی است و عرصه‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی را دربر می‌گیرد. بنابراین، نابرابری‌های منطقه‌ای به عنوان یکی از مواردی است که اغلب کشورها و به ویژه کشورهای در حال توسعه با آن روبه‌رو هستند. برخی از آثار نابرابری‌های منطقه‌ای، افزایش رشد و توسعه در برخی مناطق، ایجاد و تشدید نابرابری‌های درآمدی و رفاه اجتماعی بین مناطق گوناگون است که آثار سوء اقتصادی، اجتماعی- فرهنگی و زیست‌محیطی به همراه خواهد داشت. بر این اساس، شناسایی نابرابری‌های منطقه‌ای و آگاهی از علل و آثار سوء اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی آن، دولت و برنامه‌ریزان اقتصادی و اجتماعی را قادر خواهد کرد تا برنامه‌ها و سیاست-های ویژه‌ای را برای کاهش شکاف بین مناطق دنبال کنند و توجه بیشتری به مناطق کمتر توسعه‌یافته و محروم در راستای تحقق اهداف اسناد بالادستی داشته باشند.

در این تحقیق اثرات نابرابری در تخصیص اعتبارت بودجه استانی بر نابرابری درآمدهای منطقه‌ای با استفاده از الگوی اقتصادسنجی داده‌های تابلویی پویا دردوره (۱۳۹۵-۱۳۸۴) در ۳۰ استان بررسی شده است. نتایج برآوردی بیانگر اثرگذار بودن نابرابری درآمد سرانه استانی دوره قبل بر نابرابری درآمد سرانه استانی در دوره بعد بوده است. همچنین رابطه درجه سوم N شکل بین تولید ناخالص داخلی سرانه استانی و نابرابری در درآمد سرانه استانی مورد تایید قرار گرفته است که منطبق با نتایج گالت و گالت (۲۰۰۴)، شهباز (۲۰۱۰) و یانگ و گریانی (۲۰۱۷) است. نتایج همچنین بیانگر این است که با افزایش نابرابری در تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی، نابرابری در درآمد منطقه‌ای کاهش یافته است. این نتیجه بیانگر افزایش سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت‌ها و سهم بالاتر اعتبارات عمرانی دولت در استان‌های کمتر توسعه‌یافته است. همچنین با افزایش در نابرابری اعتبارت هزینه‌ای استانی، نابرابری در درآمد سرانه استانی افزایش یافته است. این نتایج منطبق با نتایج فریرا (۱۹۹۵) و ماماتزاکیس (۲۰۰۸) است. علاوه بر این، نتایج تاییدکننده رابطه درجه دوم U معکوس بین نرخ تورم با نابرابری در درآمد سرانه استانی است که این امر می‌تواند از طریق کاهش قدرت خرید افراد قابل تحلیل باشد. همچنین تراکم جمعیتی بالاتر نابرابری در درآمد سرانه استانی را افزایش داده است. با توجه به اینکه تراکم جمعیتی بالا، امکان ارائه خدمات زیربنایی، بهداشتی،

آموزشی و رفاهی را در استان‌های با توسعه بالاتر فراهم می‌کند، می‌تواند در افزایش نابرابری درآمد منطقه‌ای نیز نقش داشته باشد.

بر اساس نتایج حاصل شده به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان پیشنهاد می‌شود که در جهت کاهش نابرابری درآمدی در استان‌ها، تخصیص اعتبارت سرمایه‌ای و هزینه‌ای در جهت ارائه خدمات عمومی و گسترش زیرساخت‌ها در استان‌های کمتر توسعه‌یافته صورت گیرد تا شرایط همگرایی منطقه‌ای تسهیل شود. همچنین در ایجاد توازن بین استان‌ها، لازم است تا علاوه بر توجه به جنبه‌های اقتصادی نابرابری بین استان‌ها، نیازمند توجه به جنبه‌های اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و زیست‌محیطی در برنامه‌ریزی‌های توسعه‌ای است.

## منابع

### الف- فارسی

ابونوری، اسماعیل و آرش خوشکار (۱۳۸۶)، «اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۷، صص ۹۵-۶۵.

زیردست، اسفندیار و سمیه حق‌روستا (۱۳۹۴)، «تحلیل تطبیقی نابرابری‌های منطقه‌ای بین استان‌های همجوار: بررسی موردی استان‌های همدان و مرکزی»، *دوفصلنامه دانشگاه هنر*، شماره ۱، صص ۱۳۷-۱۱۳.

رحمانی فضلی، هادی و عباس عرب‌مازار (۱۳۹۵)، «تاثیر شکاف بودجه استانی بر شکاف درآمد منطقه‌ای استان‌های ایران با استفاده از مدل PVAR» ، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال دهم، شماره ۲، پیاپی ۳۴، صص ۹۴-۷۵.

صباغ کرمانی، مجید (۱۳۸۰)، «تجزیه‌وتحلیل نابرابری‌های منطقه‌ای اشتغال در استان‌های ایران»، *نشریه مدرس علوم انسانی*، دوره ۵، شماره ۲، پیاپی ۱۹، صص ۲۰-۱.

فلاحتی، علی، مجتبی الماسی و فاطمه آقایی (۱۳۸۸)، «تاثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۴»، *دوفصلنامه جستارهای اقتصادی*، سال ۶، شماره ۱۱، صص ۱۳۱-۱۰۹.

کابوسی، زین‌الدین (۱۳۹۰)، بررسی تاثیر مخارج دولت بر کاهش فقر و نابرابری توزیع درآمد: مطالعه موردی استان گلستان، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، موسسه غیرانتفاعی و غیردولتی علامه محدث.

### ب- انگلیسی

Alesina, A. and Perotti, R. (1996), "Income Distribution, Political Instability and Investment", *European Economic Review*, 40: pp.12031228.

Amornthum, S., (2004), "Income Inequality, Inflation and Nonlinearity: The Case of Asian Economies", University of Hawaii, Economic Research Organization, Lecture note No. 601.

Amos, O. (1986), "Substate and SMSA Personal Income Inequality and Regional Development", *Review of Regional Studies*, 16 (2), pp. 2330.

Arrellano, M. and Bond, S., (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equation", *the Review of Economic Studies*, 58(2), pp. 277297.

Arrellano, M. and Bover. O (1991), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error component Models", *Journal of Econometrics*, 68, pp. 2951.

Bak, A, et al. (2009), "Regional Disparities in Poland, Warsaw: Ministry of Regional Development Institute for Structural Research.

Banerjee, A., and Kuri, P. K. (2015), "Regional Disparity and Convergence in Human Development in India", Development Disparities in India, Retrieved from https://link.springer.com/bookseries/11234.

Benabou, R. (2000), "Unequal societies: Income Distribution and Social Contract", *American Economic Review*, 90. Pp. 96129.

Blundell, R. Bond, S. (1998), "Initial Condition and Moment Restriction in Dynamic Panel Data Model, *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115143.

Bonet, J. (2006), "Fiscal Decentralization and Regional Income Disparities: Evidence from the Colombian Experience", *The Annals of Regional Science*, 40, 661–676.

Bulir, A. (2001), "Income Inequality: Does Inflation Matter?", IMF Staff Paper, *International Monetary Funds*, 48(1), pp. 139159.

Chou, W.L. and Wang, Z. (2009), "Regional Inequality in China's Health Care Expenditures", *Health Economics*, 18, pp. 137146.

Christian, L. (2009), Fiscal Decentralization and Regional Disparity: Evidence from CrossSection and Panel data, Technics Universidad Dresden, Faculty of Business and Economics, Discussion Paper.

Ferreira, F. (1995), Roads to Equality: Wealth Distribution Dynamics with PublicPrivate Capital Complementarity, Working Paper, London University.

Galli, R., and Van der Hoeven, R. (2001), "Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation, Employment Paper.

Gallet, C. A. and R. M. Gallet. (2004), "U.S. Growth and Income Inequality: Evidence of Racial differences", *The Social Science Journal*, 41. pp. 43–51.

Gibson, J., & Rioja, F. (2014), "A Bridge to Equality: How Investing in Infrastructure Affects the Distribution of Wealth. Georgia state university.

Gallup, J. L. (2012), I*s There a Kuznets Curve,* Portland State University.

Kim, S. (2008), Spatial Inequality and Economic Development: Theories, Facts, and Policies. Working Paper (No.6), Commission on Growth and Development, Washington, DC. The International Bank for Reconstruction and Development.

Kutscherauer, A, et al. (2010), *Regional Disparities in Regional Development of the Czech Republic*, Ostrava: University Of Ostrava.

Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, 45, pp. 128.

Lyubimov, I. (2017), "Income Inequality Revisited 60 Years Later: Piketty vs Kuznets", *Russian Journal of Economics*, 3(1), pp.4253.

Mamatzakis, E. C. (2008), "Economic Performance and Public Infrastructure: an Application to Greek Manufacturing", *Bulletin of Economic Research*, 60(3), pp.307326.

Meltzer, A.H. and Richard, S.F. (1981), "A Rational Theory of the Size of Government", *Journal of Political Economy*, 89. Pp. 914927.

Ozaslan, M, Bulent, D, and Ozgur H. (2006), "Regional Disparities and Territorial Indicators in Turkey: SocioEconomic Development Index (SEDI)", European Regional Science Association, ERSA conference.

Persson, T. and Tabellini, G. (1994), "Is Inequality Harmful for Growth? Theory and Evidence", *American Economic Review*, 84, pp. 600621.

Piketty, T. (2015), "About Capital in the Twentyfirst Century", *American Economic Review*, 105(5), pp.4853.

Shahbaz, M. (2010), "Income InequalityEconomic Growth and Nonlinearity: a Case of Pakistan", *International Journal of Social Economics*, 8, pp. 613636.

Shankar, R. & Shah, A. (2003), "Bridging the Economic Divide within Countries: A Scorecard on the Performance of Regional Policies in Reducing Regional Income Disparities", *World Development*, 31 (8), pp. 1421–1441.

Song, Y. (2013), "Rising Chinese Regional Income Inequality: The Role of Fiscal Decentralization", *China Economic Review*, 27, pp. 294309.

Soares, J.O., Marques, M.M. and Monteiro, C.M. (2003), "A Multivariate Methodology to Uncover Regional Disparities: A Contribution to Improve European Union and Governmental Decisions", *European Journal of Operational Research*, 145, pp. 121135.

Steward, K., (2002), Measuring Wellbeing and Exclusion in Europe's Regions, London: Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics and Political Science.

Yang, Y. & Greaney, T. M. (2017), "Economic Growth and Income Inequality in the AsiaPacific Region: A Comparative Study of China, Japan, South Korea, and the United States", *Journal of Asian Economics*, 48, pp.622.

Williamson, JG. (1965), "Regional Inequality and the Process of Economic Development", *Economic Development and Cultural Change*, 13 (4), pp. 184.