

نرخ بیکاری و نابرابری توزیع درآمد (مورد مطالعه: استان‌های ایران)

حبیب انصاری سامانی^۱

ربابه خیل کردی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۲

تاریخ ارسال: ۱۳۹۶/۱۱/۲۵

چکیده

توزیع درآمد در اقتصاد که به معنای تقسیم درآمد ملی بین گروه‌ها، طبقات اجتماعی و بخش‌های اقتصادی است، یکی از مولفه‌های اصلی عدالت اجتماعی محسوب می‌شود. هدف این تحقیق شناسایی تاثیر نرخ بیکاری در کنار سایر عوامل اصلی مرتبط بر توزیع درآمد در استان‌های کشور است. برای این منظور از داده‌های سالانه ۱۳۹۳-۱۳۷۹ در سطح استان‌های کشور و روش اقتصادسنجی پویای پانلی و تخمین زننده DOLS استفاده شده است. نتایج تخمین مدل‌ها در تایید شواهد آماری ارائه شده، نشان می‌دهد که افزایش نرخ بیکاری در بلندمدت، افزایش نابرابری توزیع درآمد در استان‌های کشور را به همراه خواهد داشت، اما رابطه‌ای در کوتاه‌مدت بین این دو متغیر برقرار نیست. همچنین افزایش نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی و مخارج جاری دولت نیز در بلندمدت نابرابری درآمد را که با ضریب جینی اندازه‌گیری شده است، افزایش می‌دهند. نتایج مدل تصحیح خطا بیانگر این است که در کوتاه‌مدت، متغیرهای نرخ بیکاری و اندازه دولت رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. همچنین نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت رابطه مستقیم با نابرابری دارند.

واژگان کلیدی: نابرابری درآمدی، نرخ بیکاری، استان‌های ایران، پانل پویا.

طبقه‌بندی JEL: E30.R0, J64, D33.

۱- استادیار، بخش اقتصاد، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: H.samani@yazd.ac.ir

۲- دانشجوی دکتری، بخش اقتصاد، دانشگاه یزد، پست الکترونیکی: r.khilkordi@gmail.com

۱- مقدمه

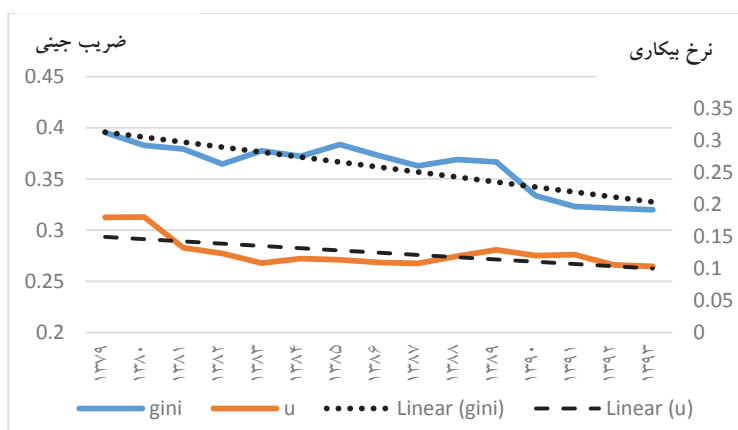
توزیع مناسب درآمد یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی هر کشوری است؛ زیرا از یک طرف، نحوه توزیع درآمد بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله بهره‌وری، رشد اقتصادی، فقر و در نتیجه رفاه اقتصادی و اجتماعی تاثیرگذار است و از طرف دیگر، نابرابری بالا در توزیع درآمد سبب ناهنجاری‌های اجتماعی و افزایش جرائم، سرقت و بزهکاری در جامعه می‌شود (السینا^۱ و همکاران، ۲۰۰۳).

در دوره معاصر بحران‌های مالی جهانی، برآیند رشد جهانی و بیکاری، توجه را به افزایش نابرابری درآمدی جلب کرده است (دابلا‌نورس^۲ و همکاران، ۲۰۱۵). تداوم در میزان بیکاری و نابرابری دو مشکل جدی در مدیریت اقتصاد کلان جهانی هستند. به دلیل وقوع هم‌زمان دو مشکل بیکاری و نابرابری درآمد، برخی مطالعات افزایش بیکاری را به عنوان یکی از دلایل وخامت نابرابری درآمد در نظر گرفته‌اند و این سوال ایجاد شده است که وقوع هم‌زمان این دو مشکل تصادفی بوده یا ناشی از فعل و انفعالات درونی بین آن‌ها است؟ (شنگ^۳، ۲۰۱۱). از لحاظ تاریخی، بیکاری و نابرابری درآمد به طور عمده در دو حوزه جداگانه مورد مطالعه قرار گرفته است. در مورد بیکاری، تحقیقات توجه بیشتری به رابطه آن با تورم و سیاست پولی دارند که منجر به تحقیق معروف فیلیپس^۴ (۱۹۵۸)، ساموئلسون و سولو^۵ (۱۹۶۰)، فریدمن^۶ (۱۹۶۸) و لوکاس^۷ (۱۹۷۶) شده است. در مورد نابرابری درآمد، پس از کار کلاسیک کوزنتس^۸ (۱۹۵۵) و اوکان^۹ (۱۹۷۵) و دیگر تحقیقات، ادبیات اقتصادی بیشتر بر ارتباط نابرابری با رشد اقتصادی و کارایی تمرکز دارد. با توجه به همپوشانی این دو متغیر، زمینه جدیدی از مطالعات در حوزه بیکاری که یکی از

-
- 1- Alesina
 - 2- Dabla-Norris
 - 3- Sheng
 - 4- Phillips
 - 5- Samuelson & Solow
 - 6- Friedman
 - 7- Lucas
 - 8- Kuznets
 - 9- Okun

مهم‌ترین دلایل نابرابری درآمدهای فزاینده است، شروع به رشد کرده است (شنگ و مرسی ۲۰۱۱).

نتایج مطالعات بسیاری در سطح ایران و جهان (دهمرد و همکاران، ۱۳۸۸؛ شنگ، ۲۰۱۱؛ موکان^۱، ۱۹۹۹؛ شولتز^۲، ۱۹۶۹ و ایساکي^۳، ۱۹۷۸) نشان داده است که نرخ بیکاری از جمله متغیرهایی است که بر توزیع ناعادلانه درآمد تاثیر داشته است و به نظر می‌رسد یکی از مهم‌ترین دلایل نابرابری درآمد، نداشتن شغل و عدم وجود جریان درآمدی پایدار است. بنابراین، به عنوان یک فرضیه می‌توان ادعا کرد که بیکاری یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان موثر بر توزیع درآمد است. بررسی ساده آمارها در ایران که در نمودار (۱) نشان داده شده این فرضیه را تایید می‌کند. در این نمودار که دو محور عمودی دارد، مشاهده می‌شود روند کلی میانگین نرخ بیکاری و ضریب جینی در ۱۵ سال (سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳) نزولی بوده و این نشان می‌دهد که کاهش بیکاری با کاهش ضریب جینی همراه بوده است.



نمودار ۱- روند میانگین نرخ بیکاری و ضریب جینی استانی در کشور

ماخذ: یافته‌های پژوهش

- 1- Mocan
- 2- Schultz
- 3- Esaki

در این پژوهش به منظور آزمون فرضیه مطرح شده به بررسی اثر نرخ بیکاری بر نابرابری درآمد در استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳ با استفاده از رگرسیون پانل پویای DOLS^۱ پرداخته می‌شود.

همانطور که در بخش پیشینه پژوهشی مشاهده خواهد شد مطالعات قابل توجهی به بررسی تاثیر عوامل اقتصاد کلان بر نابرابری در سطح کشور پرداخته‌اند، اما تاکنون موضوع تاثیر بیکاری بر نابرابری موضوع مورد تمرکز هیچ پژوهشی در ایران نبوده است. بنابراین، پژوهش حاضر سعی دارد این ضعف مطالعاتی- پژوهشی را در پژوهش‌های داخل کشور تا حد امکان برطرف کند. این پژوهش با طولانی‌ترین دوره زمانی ممکن برای داده‌های استانی، رابطه میان بیکاری و نابرابری استان‌ها را بررسی می‌کند که این موضوع، دیگر تفاوت این پژوهش نسبت به دیگر پژوهش‌ها است. همچنین بهره‌گیری از روش رگرسیون پانل پویا یکی دیگر از ویژگی‌های منحصر بفرد این پژوهش به حساب می‌آید.

۲- مبانی نظری

نابرابری می‌تواند نشانه‌هایی بر نبود فرصت در جامعه را نشان دهد که باعث کاهش اعتماد اقشار خاصی از جامعه می‌شود. گسترش نابرابری علاوه بر پیامدهای مهمی که برای رشد و ثبات اقتصاد در سطح کلان دارد، می‌تواند باعث تمرکز سیاسی و تصمیم‌گیری در دست افرادی خاص شود. همچنین می‌تواند باعث استفاده کمتر از حد مطلوب از نیروی انسانی شده، سرمایه‌گذاری را کاهش داده و با کاهش بهره‌وری موجب بی‌ثباتی اقتصادی و افزایش خطر بحران‌های اجتماعی و اقتصادی شود (دابلا نوریس و همکاران، ۲۰۱۵).

بیکاری از طریق کانال‌های مختلفی بر نابرابری درآمد تاثیر می‌گذارد که در ادامه به شرح آن‌ها پرداخته می‌شود. بین کانال‌های موثر بر نابرابری اولویتی وجود ندارد. به عبارت دیگر، ترتیب آن‌ها نشان‌دهنده رتبه اهمیت آن‌ها نیست.

کانال اول- درآمد قابل تصرف خانوارها: بیکاری از طریق تغییر درآمد قابل تصرف خانوارها

بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد (بژوکلاند^۱، ۱۹۹۱ و باتینی و گوین^۲، ۲۰۱۶).

کانال دوم- سهم دستمزد نیروی کار: بین تغییرات نرخ بیکاری و سهم دستمزد ارتباطی قوی وجود دارد و از آنجایی که سهم دستمزد از کل درآمد ملی نشان‌گر نابرابری درآمد است، می‌توان گفت که بین بیکاری و نابرابری درآمدی ارتباط مثبتی وجود دارد (شنگک، ۲۰۱۱).

کانال سوم- اشتغال غیررسمی: عدم توسعه طرح‌های بیکاری باعث افزایش اشتغال غیررسمی خواهد شد که تنها برای رفع نیازهای اساسی کاربرد دارد (سن^۳، ۱۹۹۷). اشتغال غیررسمی اثر قابل توجهی بر توزیع درآمد دارد؛ در نتیجه می‌توان تنظیم بازار کار و حذف اشتغال غیررسمی را گزینه‌ای برای کاهش نابرابری در نظر گرفت (ژو^۴ و همکاران، ۲۰۱۴).

برای مثال، افزایش مهاجرت از روستا به شهر منجر به ایجاد بازار کار غیررسمی در مناطق شهری می‌شود. ویژگی‌های کار در بخش غیررسمی اقتصاد، ساعات کار زیاد، پرداخت به نسبت پایین و امنیت شغلی ضعیف است (فانگک^۵ و همکاران، ۲۰۰۹).

کانال چهارم- تکامل بازار کار: همان‌طور که درآمد حاصل از کار بیشترین سهم را در درآمد خانوارها دارد، تکامل بازار کار هم نقش مهمی در توضیح روند فقر و نابرابری دارد. همچنین همان‌طور که کار، دارایی اصلی برای اکثریت جمعیت است، عملکرد بازار کار نیز در توضیح روند نابرابری بسیار مهم است (فورستر^۶، ۲۰۱۰). تاثیر تغییرات بازار کار بر نابرابری درآمد پیچیده است. مهاجرت از روستا به شهر یک راه موثر برای ریشه‌کن کردن فقر روستایی و برابری منطقه‌ای نابرابری درآمد در چین عنوان شده است. با این حال نرخ بیکاری مناطق روستایی، کاهش و نرخ بیکاری مناطق شهری افزایش یافته است. دلیل افزایش نرخ بیکاری در مناطق شهری را می‌توان مهاجرت از روستا به شهر دانست و راه حل آن را می‌توان تغییر واگذاری بخشی از دولت به بخش خصوصی عنوان کرد. جریان مهاجرت به دلیل تغییرات بازار کار در مناطق روستایی و شهری باعث تغییر نابرابری درآمد

-
- 1- Bjorklund
 - 2- Batini and Nguyen
 - 3- Sen
 - 4- Xue
 - 5- Fung
 - 6- Forster

کلی در جامعه و همچنین افزایش شکاف درآمدی در مناطق روستایی و شهری می‌شود (فانگ و همکاران، ۲۰۰۹). همچنین دیگر نهادهای بازار کار قادر هستند با کاهش تفاوت دستمزد بین نیروی کار ماهر و غیرماهر و اثر سهم کار از درآمد، نرخ بیکاری را افزایش دهند. باین حال اثر کلی آن بر نابرابری درآمد مبهم است؛ به این صورت که افزایش بیکاری، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد، کاهش پراکندگی دستمزدها، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد و افزایش دستمزدها، اثر مبهمی بر نابرابری دارد (دابلا نوریس و همکاران، ۲۰۱۵).

کانال پنجم - مخارج دولت: نگرانی‌های به وجود آمده از فقدان درآمد به دلیل بیکاری را می‌توان تا حد زیادی با فایده‌های بیکاری مثل بیمه‌های بیکاری یا شکل‌های دیگر حمایت‌های درآمدی از بین برد. از دیدگاه توزیع درآمد، دریافت درآمد از طرف دولت مشابه دریافت درآمد از طریق کار است، اما موضوع مهمی که در حال حاضر وجود دارد این است که بیکاری عوارض جدی بر فرد دارد. افزایش بیکاری، سطح مالی مزایای بیکاری را بالا برده و علاوه بر عوارض جدی برای فرد به نگرانی‌های مختلف اجتماعی دامن زده و باعث می‌شود که بار زیادی بر اقتصاد جامعه تحمیل شود (سن، ۱۹۹۷).

۳- پیشینه پژوهش

مونفورت^۱ و همکاران (۲۰۱۸) با بررسی رابطه بین بیکاری، پرداخت‌های انتقالی دولت و نابرابری درآمد در میان کشورهای اتحادیه اروپا نشان می‌دهند که رابطه‌ای میان نرخ بیکاری با نابرابری درآمد وجود ندارد، اما پرداخت‌های انتقالی بدون آسیب به بیکاری می‌تواند نابرابری درآمد را کاهش دهد.

لی و همکاران^۲ (۲۰۱۶)، رابطه بلندمدت بین نابرابری و رشد اقتصادی برای ۲۷ استان چین طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۴ را با استفاده از مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های

1- Monfort

2- Tingting Li et al.

گسترده مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بوده است که یک رابطه بلندمدت مثبت و قوی بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی وجود داشته است. علاوه بر این، نتایج برآوردها نشان داده که سرمایه‌گذاری فیزیکی - به ویژه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی - محرک اصلی رشد بلندمدت در چین بوده است.

رابین و سگال^۱ (۲۰۱۵)، رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را در ایالت متحده آمریکا طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۵۳ مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و نشان دادند که درآمد گروه‌های درآمدی بالاتر به رشد حساس‌تر است. این افزایش حساسیت به دو دلیل است: ۱- گروه‌های درآمدی بالا، بخش بزرگی از درآمد خود را از ثروت به دست می‌آورند که نسبت به درآمد ناشی از کار به رشد حساس‌تر هست. ۲- گروه‌های درآمدی بالا بخش بزرگی از درآمد حاصل از کار خود را در قالب پرداخت برای عملکرد (جبران حقوق صاحبان سهام) دریافت می‌کنند که آن هم به رشد حساس است. در نتیجه رشد اقتصادی و نابرابری درآمد به طور مثبت باهم در ارتباط هستند.

هوآنگ و همکاران (۲۰۱۵) در مقاله‌ای تحت عنوان «اثر نوسانات رشد بر نابرابری درآمد»، رابطه بلندمدت نوسانات رشد بر نابرابری درآمد را با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۴۵ برای ایالات متحده آمریکا مورد ارزیابی قرار دادند. برای این منظور از برآوردگر (PMG)^۲ استفاده شده است. شواهد از این فرضیه که نوسانات بیشتر رشد، رابطه مثبت و معناداری با نابرابری درآمد بالاتر دارد، حمایت می‌کند.

شننگ (۲۰۱۱) در مقاله خود بیکاری و نابرابری درآمد در آمریکا را طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۴۱ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی مورد بررسی قرار داد. نتایج بیانگر آن بوده است که یک معادله قوی در رابطه بین میزان تغییر نرخ بیکاری و سهم دستمزد در سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۴۱ وجود داشته است. این معنی آن است که بیکاری و نابرابری درآمد به طور مثبت باهم در ارتباط بوده‌اند. همچنین با ایجاد تمایز بین درآمد ناشی از دستمزد از توزیع اولیه و درآمدهای رفاهی کارکنان از پرداخت‌های انتقالی دولت، دریافت

1- Amir Rubin and Dan Segal

2- Pooled Mean Group

که رفاه اجتماعی کارکنان رابطه مثبت ضعیفی با بیکاری دارد. مهرآرا و محمدیان (۱۳۹۳)، عوامل موثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران را طی سال‌های ۸۹-۱۳۵۵ با به کارگیری روش‌های میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA)^۱ و حداقل مربعات متوسط وزنی (WGLS)^۲ به عنوان روش‌های مرسوم اقتصادسنجی بیزی مورد بررسی قرار دادند. نتایج BMA نشان داده است که متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با علامت مثبت مهم‌ترین متغیر تاثیرگذار بر ضریب جینی در اقتصاد ایران بوده است به طوری که افزایش رشد اقتصادی که عموماً تحت تاثیر رانت‌های نفتی بوده به نابرابری بیشتر درآمد دامن زده است و نسبت هزینه‌های جاری دولت و نسبت درآمدهای نفتی به GDP به ترتیب دومین و سومین متغیر تاثیرگذار بر ضریب جینی هستند که افزایش این نسبت‌ها منجر به افزایش نابرابری شده است. براساس نتایج WGLS، درجه باز بودن و تغییرات نرخ ارز بعد از رشد اقتصادی بیشترین اثر را بر ضریب جینی با علامت مثبت داشته‌اند. همچنین در دوره مورد مطالعه، نرخ بیکاری و نرخ تورم، رابطه مثبت با ضریب جینی داشته‌اند، اما این رابطه بی‌معنا بوده است.

شاکری و همکاران (۱۳۹۲)، اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران را مورد مطالعه قرار دادند. برای این منظور از داده‌های سری زمانی طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ و مدل اقتصادسنجی ARDL استفاده شده است. براساس نتایج رابطه بلندمدت، علامت ضریب تورم پیش‌بینی شده منفی و علامت مجذور آن مثبت و معنادار است. بنابراین، رابطه غیرخطی بین تورم پیش‌بینی شده و نابرابری درآمد وجود دارد. همچنین این نتیجه حاصل شد که افزایش میانگین سال‌های تحصیل و سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی، نابرابری را بهبود می‌بخشد، اما افزایش بیکاری و تولید ناخالص داخلی سرانه، نابرابری درآمد را بدتر می‌کند.

سیفی‌پور و رضایی (۱۳۹۰)، عوامل موثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران را با تاکید بر مالیات‌ها برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۳ با استفاده از مدل یوهانسون مورد بررسی قرار دادند.

1- Bayesian Model Averaging
2- Weighted Average Least Squares

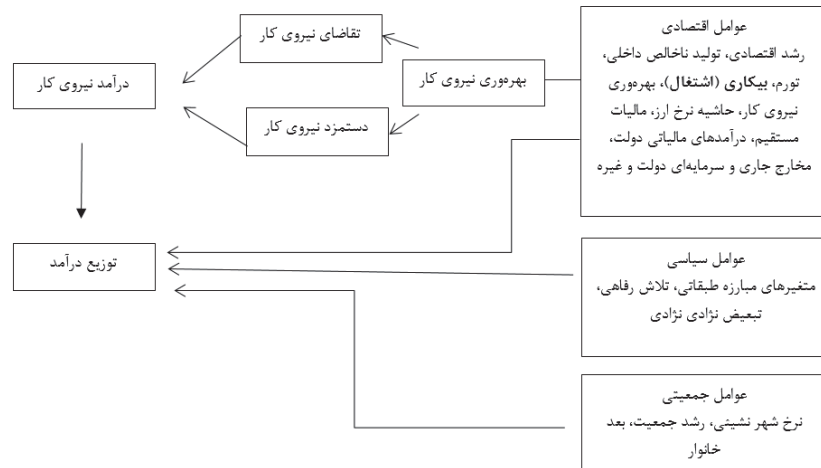
نتایج حاصل از پژوهش بیان‌کننده این بوده است که با افزایش مالیات‌های مستقیم، توزیع درآمد بهبود یافته و برعکس با افزایش مالیات‌های غیرمستقیم، توزیع درآمد بدتر می‌شود. ضریب نرخ بیکاری نیز نشان داده است که افزایش نرخ بیکاری، افزایش نابرابری را به همراه خواهد داشت. همچنین با افزایش سطح حداقل دستمزد، کارگران ساده و اقشار کم‌درآمد از سطح درآمد بالاتری برخوردار می‌شوند و این امر منجر به بهبود توزیع درآمد خواهد شد.

گرچی (۱۳۸۷)، اثر جهانی شدن بر توزیع درآمد را در ایران براساس داده‌های سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۴۷ و روش هم‌جمعی یوهانسون-جوسیلیوس مورد مطالعه قرار دادند. نتایج برآورد مدل نشان داد که فرضیه کوزنتس در اقتصاد ایران تایید شده و نرخ تورم و بیکاری با نابرابری درآمد رابطه مستقیمی دارند. در حالی که مخارج عمومی دولت با کاهش نابرابری ارتباط مستقیم دارد. همچنین جهانی شدن با توجه به ساختار اقتصاد کشور باعث افزایش نابرابری شده و وضعیت توزیع درآمد را بحرانی‌تر خواهد کرد.

۴- روش پژوهش و معرفی متغیرها

مطالعه آثار متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد از چند دهه گذشته آغاز شده است. توزیع درآمد و فقر به صورت سنتی در چارچوب اقتصاد خرد جای می‌گیرند، اما امروزه به‌طور وسیعی در مباحث اقتصاد کلان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند (ابونوری و خوشکار، ۱۳۸۵). در این بخش اشاره‌ای مختصر به برخی از عوامل موثر بر توزیع درآمد می‌شود.

عوامل موثر بر توزیع درآمد را می‌توان به سه دسته؛ عوامل اقتصادی، سیاسی و جمعیتی تقسیم کرد (صباحی و همکاران، ۱۳۸۹) که این عوامل در مدل مفهومی که در شکل (۱) نشان داده شده است، قابل ترسیم هستند.



شکل ۱- عوامل موثر نحوه تاثیرگذاری آن‌ها بر توزیع درآمد

ماخذ: صباحی و همکاران، ۱۳۸۹

در این مطالعه، اثر عوامل اقتصادی شامل نرخ بیکاری، رشد اقتصادی، نرخ تورم و مخارج دولت (جاری و عمرانی) بر توزیع درآمد مورد بررسی قرار می‌گیرد. این عوامل به این شرح هستند:

- ضریب جینی: به نظر گروهی از محققان، شرایط اقتصادی هر فرد (گروه) را می‌توان برحسب درآمد وی مشخص کرد؛ بنابراین، با مقایسه نحوه توزیع درآمد می‌توان تفاوت‌ها را درک کرد. بر این اساس، نابرابری، عبارت است از تفاوت در شرایط اقتصادی اشخاص و گروه‌های مختلف (خدادادکاشی و حیدری، ۱۳۸۷). از نظر آماری، ضریب جینی عبارت است از نسبت اندازه نابرابری توزیع درآمد در جامعه به حداکثر اندازه نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع درآمد کاملاً ناعادلانه. این ضریب بین صفر و یک متغیر است. هر چه اعداد به دست آمده به صفر نزدیک‌تر باشد؛ یعنی توزیع ثروت عادلانه‌تر بوده و تمام افراد جامعه تقریباً از سطح درآمد یا ثروت یکسانی برخوردار هستند. ضریب یک نشان می‌دهد یک نفر ثروت را در اختیار دارد و سهم مابقی از ثروت تقریباً صفر است (خسرو

شاهی و همکاران، ۱۳۹۱). این ضریب به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود.

$$G = \left[\frac{1}{2n^2u} \right] \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |X_i - X_j| \quad (1)$$

در رابطه (۱)، G ضریب جینی، n تعداد خانوار، X_i درآمد (هزینه) خانوار i ام، X_j درآمد (هزینه) خانوار j ام و u متوسط درآمد (هزینه) جامعه است. دامنه تغییرات این شاخص بین صفر (توزیع کاملاً برابر) و یک (توزیع کاملاً نابرابر) در نوسان است (جلائی اسفندآبادی و صمیمی، ۱۳۹۲). این داده‌ها از مرکز آمار ایران (۱۳۸۷، ۱۳۹۳، ۱۳۹۵) و محاسبات محققان با استفاده از داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار استخراج شده است.

- بیکاری: همانگونه که در بخش ادبیات موضوع اشاره شد، بیکاری از کانال‌های مختلفی بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد. نتایج مطالعات مختلف حاکی از رابطه مثبت نرخ بیکاری با نابرابری است؛ زیرا نرخ بیکاری بالا، وضعیت گروه‌های درآمدی پایین را بدتر می‌کند (گوستافسون و جوهاسون^۱، ۱۹۹۹). داده‌های بیکاری استان‌ها از سالنامه‌های آماری استان‌ها استخراج شده است. یادآور می‌شود تعریف بیکاری در سال ۱۳۸۵ تغییر کرده و این موضوع ممکن است نتایج تحقیق را تحت تاثیر قرار دهد، اما تعدیل داده‌ها نیاز به شبیه‌سازی و در دست داشتن داده‌های پرسشنامه‌های مرکز آمار دارد که برای محققان امکان‌پذیر نیست. از این رو، لازم است نتایج به دست آمده با احتیاط تفسیر شوند.

- رشد اقتصادی: اولین مطالعه انجام شده در زمینه عوامل تاثیرگذار بر توزیع درآمد در ارتباط با تاثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد بوده است. بحث در این زمینه با فرضیه «U وارون» کوزنتس (۱۹۵۵) آغاز شد. کوزنتس بحث می‌کند که در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمد نخست افزایش یافته، سپس هم‌تراز شده و به تدریج کاهش می‌یابد (مهرآرا و محمدیان، ۱۳۹۳). همزمان با نظریه کوزنتس، نظریه کالدور ارائه شد. در این نظریه بدون توضیح در مورد رابطه علی بین توزیع درآمد و رشد اقتصادی، تناظر نابرابرتر

شدن توزیع درآمد و رشد سریعتر اقتصادی تبیین شده است. کالدور در مدل کمبریج خود نشان می‌دهد که هرچه توزیع درآمد به نفع صاحبان سرمایه تغییر کند، میزان بیشتری از درآمد به سرمایه‌گذاری اختصاص یافته و به تبع آن رشد اقتصادی سریع‌تر خواهد بود (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۳). داده‌های مربوط به این متغیر از سالنامه‌های آمار مرکز آمار ایران استخراج شد و از متغیر رشد سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت به عنوان متغیر رشد اقتصادی استفاده می‌شود.

- نرخ تورم: به دلیل تاثیر بر وضعیت تخصیص و توزیع منابع، رفاه گروه‌های مختلف را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اثر تورم بر توزیع درآمد برحسب تغییرات نسبی قیمت‌ها متفاوت است. افزایش نسبی قیمت مواد خوراکی و کالاهای ضروری ممکن است موجب افزایش نابرابری شده و در مقابل، افزایش نسبی قیمت کالاهای لوکس می‌تواند باعث کاهش نابرابری در توزیع شود (صباحی و همکاران، ۱۳۸۹). مطابق با نظر بایلر^۱ (۲۰۰۱)، اثر تورم بر نابرابری به این صورت است که با افزایش تورم، درآمد نسبی کارگزارانی که از درآمدشان در برابر تغییر سطح قیمت‌ها محافظت می‌کنند (کارگران درونی) نسبت به گروهی که از درآمدهایشان محافظت نمی‌شود (کارگران بیرونی) افزایش می‌یابد. بنابراین، توزیع درآمد نابرابرتر می‌شود.

تورم برای برخی از مردم به منزله مالیات و برای برخی دیگر نوعی یارانه تلقی می‌شود. این نوع تورم به افرادی که درآمد اسمی ثابت دارند (مانند کارمندان دولت، کارگران، حقوق‌بگیران، افراد بازنشسته و مستمری‌بگیران) به شدت صدمه می‌زند و از قدرت خرید آنها می‌کاهد و به افرادی که دارای ذخایر دارایی‌های ثابت مانند مسکن، زمین، جواهرات و... هستند، سود می‌رساند؛ زیرا قیمت این نوع دارایی‌ها در نتیجه تورم، پیوسته و به سرعت افزایش می‌یابد و در مقابل، افرادی که این نوع دارایی‌ها را ندارند به دست آوردن آنها را مشکل‌تر خواهند یافت. بنابراین، تورم باعث تغییر توزیع درآمد به ضرر گروه‌های درآمدی

ثابت یا حقوق‌بگیران می‌شود (سیسن^۱ و همکاران، ۲۰۰۵ و مونین^۲، ۲۰۱۴).

همچنین نرخ بالای تورم، تصمیمات بنگاه‌های تولیدی و مالی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. نرخ بالای تورم باعث می‌شود تا عواملان اقتصادی به جای افزایش درآمد از طریق بهره‌وری بنگاه در پی کسب رانت‌های ناشی از تورم باشند. سودآوری سرمایه ناشی از وجود شرایط تورمی نه تنها بر رفتار عواملان اقتصادی که بر نحوه تخصیص بین زمانی منابع نیز آثار نامطلوبی دارد. در شرایطی که انحصارات و مراکز نفوذ و قدرت وجود داشته باشد و با تورم همراه شوند، سودآوری فعالیت‌ها و مشاغل غیرمولد و فعالیت‌های رانت‌طلب افزایش می‌یابد. بنابراین، به جای تخصیص منابع به فعالیت‌های اشتغال‌زا - که می‌تواند نقش مهمی در بهبود توزیع درآمد ایفا کند - منابع به سوی فعالیت‌هایی سرازیر می‌شود که سود کلانی را نصیب افراد خاص می‌کند در نتیجه توزیع درآمد شرایط بدتری خواهد داشت (دهمرد و شکری، ۱۳۸۹).

گالی و واندر هوون^۳ (۲۰۰۱) در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که ممکن است اثر تورم بر نابرابری به میزان اولیه تورم بستگی داشته باشد؛ یعنی در شرایطی که سطح تورم بالا است، کاهش تورم نابرابری را کاهش می‌دهد، اما در سطوح تورم پایین، کاهش بیشتر تورم می‌تواند اثر مخربی بر نابرابری داشته باشد. به طور کلی، تورم اثر ضد توزیعی دارد و افزایش آن منجر به افزایش ضریب جینی و نابرابری در جامعه می‌شود (تابلی و کوچک‌زاده، ۱۳۹۲).

- مخارج دولت: از دیگر عوامل اثرگذار بر توزیع درآمد، مخارج دولت است که آثار متفاوتی بر توزیع درآمد و نابرابری در جوامع دارد. مخارج سرمایه‌ای می‌توانند با افزایش بهداشت و آموزش و پرورش از حلقه بهره‌وری نیروی کار بر وضعیت توزیع درآمد، آثار مساعدی داشته باشند. به عبارت دیگر، هزینه‌های دولت از طریق افزایش ظرفیت درآمدی اشخاص و خانوارها می‌تواند به تقلیل نابرابری کمک کند (تابلی و کوچک‌زاده، ۱۳۹۲).

1- Cysne

2- Monnin

3- Galli and Vander Hoeven

نتایج مطالعات فرانتی^۱ (۲۰۰۴)، فان و ژانگ^۲ (۲۰۰۴)، کالدرون و سرون^۳ (۲۰۰۴) نشان می‌دهد هزینه‌های دولت در زیرساخت‌ها در چین و آمریکا اثر مثبت و معناداری در کاهش نابرابری داشته است. چاترجی و تورنوسکی^۴ (۲۰۱۲) بیان می‌کنند که مخارج دولت بسته به منبع تامین مالی این مخارج، نابرابری درآمد را در کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد در حالی که در بلندمدت نابرابری درآمد افزایش خواهد یافت. بنابراین، به نظر می‌رسد اثر مخارج دولتی بر نابرابری درآمد به نوع مخارج (جاری و عمرانی)، منبع تامین مالی (مالیات‌ها و درآمدهای نفتی) و نیز کیفیت عملکرد دولت بستگی دارد (مهرآرا و محمدیان، ۱۳۹۳).

در تحقیق حاضر، ارزیابی تاثیر عوامل اقتصادی از جمله نرخ بیکاری بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۳ مدنظر بوده است. برای این منظور با توجه به مباحث مطرح شده در دو بخش ادبیات موضوع و مبانی نظری جهت برآورد از مدل $Gini = F(GGDP, U, INF, G)$ استفاده می‌شود که در آن، $GGDP$ نرخ رشد اقتصادی (سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت)، U نرخ بیکاری، INF نرخ تورم، G مخارج دولت (مخارج جاری و عمرانی) است که از سالنامه‌های آماری مرکز آمار و بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند.

۵- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها

داده‌ها در این تحقیق از نوع داده‌های پانل بوده و به دلیل وجود دوره زمانی به نسبت طولانی از رگرسیون تصحیح خطای پانل استفاده می‌شود. وجود دوره زمانی طولانی‌تر در مطالعات پانل باعث می‌شود که محقق علاوه بر مزایای وجود تعداد مشاهدات، هم‌خطی کمتر، درجه آزادی بیشتر و کارایی بیشتر، بتواند از پویایی‌های زمانی و تفکیک اثرات کوتاه و بلندمدت متغیرها بهره‌برد. همچنین روش داده‌های پانلی این زمینه را فراهم می‌کنند که مدل‌های

1- Ferranti

2- Fan and Zhang

3- Calderon and Serven

4- Chatterjee and Turnovsky

رفتاری پیچیده‌تری مورد آزمایش قرار گیرند (بالتاجی، ۱۹۹۵). علاوه بر این، برای تخمین مدل‌های هم‌جمع پانلی باید از یکی از دو روش FMOLS و DOLS استفاده کرد. با توجه به اینکه در روش DOLS برآورد کاراتری از ضرایب هم‌جمعی، براساس تجزیه خطاها انجام می‌شود و همچنین این روش برای حجم محدود داده‌ها، کارایی بالایی دارد. بنابراین، در این مقاله از این روش استفاده شد.

۵-۱- آزمون مانایی در داده‌های پانل

روش‌های معمول اقتصادسنجی در تحقیقات تجربی با فرض مانایی متغیرهای مورد مطالعه به کار می‌رود. باید توجه کرد که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به دلالت‌های گمراه‌کننده‌ای خواهد داشت (بالتاجی، ۲۰۰۵). از این رو، قبل از استفاده از داده‌ها لازم است از مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌هایی همچون لوین، لین و چو^۱، ایم، پسران و شین^۳، برایتونگک^۴، فیشر^۵ و هادری^۶ استفاده می‌شود. در تمام این آزمون‌ها، فرضیه H_0 دلالت بر ریشه واحد (نامانا) داشته و متغیر و فرضیه مقابل، دلالت بر مانا بودن دارند. این آزمون‌ها از لحاظ تئوری، آزمون‌های ریشه واحد سری‌های چندگانه هستند که برای ساختارهای اطلاعات داده‌های تابلویی به کار می‌روند. در این آزمون‌ها روند بررسی مانایی همه روش‌ها به غیر از روش هادری یکسان است و با رد H_0 ، نامانایی رد می‌شود و بیانگر مانایی متغیرها است (برخورداری و فتاحی، ۱۳۹۳). نتایج حاصل از آزمون مانایی ایم، پسران و شین در جدول (۱) ارائه شده است.

-
- 1- Fully Modified OLS
 - 2- Levin, Lin and Chu (2002)
 - 3- Im, Pesaran and Shin (2003)
 - 4- Breitung test
 - 5- Fisher test
 - 6- Hadri test

جدول ۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی ایم، پسران و شین

متغیر	روش آزمون	IPS			
		آماره	احتمال	نتیجه	
Gini Dgini		۱/۲۰	۰/۸۸	نامانا	I(1)
		-۸/۹	۰/۰۰	مانا	
U		-۲/۸۸	۰/۰۰	مانا	I(0)
Gsi Dgsi		۲/۱	۰/۹۸	نامانا	I(1)
		-۹/۰۲	۰/۰۰	مانا	
Gsc Dgsc		۲/۰۸	۰/۹۸	نامانا	I(1)
		-۵/۵۲	۰/۰۰	مانا	
Inf		۸۳/۲۹	۰/۰۰	مانا	I(0)
Ggdp dGgdp		-۰/۸۰	۰/۲۰	نامانا	I(1)
		-۶/۲۳	۰/۰۰	مانا	

ماخذ: یافته‌های پژوهش (در سطح معناداری ۰/۰۵)

نتایج جدول (۱) نشان‌دهنده این است که متغیرهای ضریب جینی (gini)، اندازه دولت براساس معیار مخارج عمرانی (gsi)، متغیر اندازه دولت براساس معیار مخارج جاری (gsc) و نرخ رشد سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت (ggdp) هم‌جمع از درجه یک هستند و با یک تفاضل در سطح معناداری ۰/۰۵ مانا می‌شوند. همچنین متغیرهای نرخ بیکاری (u) و نرخ تورم (inf)، هم‌جمع از درجه صفر هستند. با توجه به اینکه در شرایط نامانا بودن متغیرهای مدل، احتمال ایجاد رگرسیون ساختگی وجود دارد، بنابراین، برای اطمینان از عدم وجود رگرسیون کاذب باید رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای تحقیق تایید شود.

۲-۵- آزمون هم‌جمعی

مهم‌ترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های هم‌جمعی، آن است که با وجود غیرایستا بودن

اغلب سری‌های زمانی و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی در بلندمدت، ممکن است که یک ترکیب خطی از این متغیرها همواره ایستا و بدون روند باشند. با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های هم‌جمعی، این روابط بلندمدت کشف می‌شوند (ابریشمی، ۱۳۸۱). همانند سری‌های زمانی، بررسی وجود هم‌جمعی متغیرها در داده‌های پانلی نیز مهم است. آزمون‌های هم‌جمعی پانلی دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌جمعی برای هر مقطع به صورت جداگانه است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشد، قابلیت استفاده را دارند (بالتاجی، ۲۰۰۵). لزوم استفاده از این آزمون این است که اگر سری‌های زمانی هم جمع نباشند یا در بلندمدت همگرا نباشند، آنگاه رگرسیون به دست آمده کاذب است و تورش دار خواهد بود. در داده‌های پانل برای آزمون هم‌جمعی از آزمون‌های پدرونی، کائو و فیشر استفاده می‌شود.

در این پژوهش برای بررسی رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مدل از آزمون‌های پدرونی و کائو استفاده شده است که فرض صفر آن‌ها بیانگر این است که رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود ندارد.

بر اساس نتایج جدول (۲) چهار آماره از هفت آماره پدرونی، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را تایید می‌کنند. آزمون هم‌جمعی کائو نیز با آماره $2/73$ - و احتمال $0/00$ در سطح معناداری $0/05$ ، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را تایید می‌کند.

جدول ۲- نتایج آزمون هم‌جمعی پانلی پدرونی با عرض از مبدا

آزمون‌های درون بعدی				
روش	ناموزون		موزون	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
Panel v-Statistic	-۱/۲۰	۰/۸۸	-۱/۷۹	۰/۹۶
Panel rho-Statistic	۴/۰۰	۱/۰۰	۴/۳۴	۱/۰۰
Panel PP-Statistic	-۸/۴۸	۰/۰۰	-۸/۳۷	۰/۰۰
Panel ADF-Statistic	-۶/۷۵	۰/۰۰	-۶/۱۶	۰/۰۰
آزمون‌های میان بعدی				
روش	آماره	احتمال		
Group rho-Statistic	۶/۳۶۱	۱/۰۰		
Group PP-Statistic	-۱۴/۸۵	۰/۰۰		
Group ADF-Statistic	-۹/۶۸	۰/۰۰		

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۵- برآورد مدل

پس از تایید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برای تخمین مدل‌های هم‌جمع پانلی دو روش FMOLS و DOLS ارائه شده است؛ روش اول: پدرونی^۱ (۱۹۹۵) و فلیپس و مون^۲ (۱۹۹۹)، روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) را برای به دست آوردن برآورد کارای مجانبی برای بردارهای هم‌جمع همگن، پیشنهاد کردند. در این روش، برآوردها با لحاظ اثرات متغیرهای توضیحی درون‌زا و پویایی‌های کوتاه‌مدت جملات خطا تعدیل می‌شوند. به منظور تصحیح اثر درون‌زایی بلندمدت متغیرهای توضیحی، متغیر وابسته در این روش برای بخشی از خطاها که با متغیرهای توضیحی همبستگی دارد، تعدیل می‌شوند.

روش دوم: سائیکونن^۳ (۱۹۹۱)، برآورد حداقل مربعات پویا (DOLS) را پیشنهاد کرده است. در این روش برآورد کارا از ضرایب هم‌جمعی، براساس تجزیه خطاها انجام می‌شود.

- 1- Pedroni
- 2- Phillips and Moon
- 3- Saikonen

این تجزیه به صورت رابطه (۲) است.

$$u_{it} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k \Delta x_{i,t+k} + v_{it} \quad (2)$$

در رابطه (۲)، v_{it} بر همه Δx_{it} متعامد است. به منظور برآورد حداقل مربعات پویا، تجزیه واریانس به عنوان یک متغیر توضیحی وارد مدل می‌شود. کائو و شیانگ^۱ (۲۰۰۰) در مطالعات خود نشان دادند که برآورد حداقل مربعات معمولی پویا در این حالت سازگار و به صورت مجانبی کارا هستند. با اعمال این تعدیل در نهایت رابطه (۳) براساس روش‌های برآورد داده‌های تابلویی برآورد می‌شود (برخورداری و فتاحی، ۱۳۹۳).

$$y_{it} = \delta_i d_{it} + x_{it} \beta + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \Delta x_{i,t+k} \gamma_k + v_{it} \quad (3)$$

همانگونه که اشاره شد، می‌توان از دو روش اشاره شده برای برآورد استفاده کرد که با توجه به ادبیات اقتصادسنجی، روش برآورد DOLS برای حجم محدود داده‌ها، کارایی بالایی دارد (برخورداری و فتاحی، ۱۳۹۳). از این رو، در این مطالعه از روش برآورد DOLS استفاده می‌شو، که نتایج آن در جدول (۳) آمده می‌شود.

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق به روش DOLS برای کل استان‌ها

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
u	۱/۰۵	۵/۹۱	۰/۰۰
Gsi	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۹۶
Gsc	۰/۸۲	۳/۴۵	۰/۰۰
Inf	۰/۷۶	۵/۵۶	۰/۰۰
Ggdp	۰/۳۵	۳/۸۸	۰/۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل هم‌جمع نشان می‌دهد میان نرخ بیکاری، رشد اقتصادی، تورم و مخارج جاری دولت با ضریب جینی رابطه بلندمدت و مستقیم وجود دارد.

افزایش نرخ بیکاری در سطح معناداری ۵ درصد، تاثیر مثبت و معناداری بر افزایش نابرابری توزیع درآمد در بلندمدت داشته است. به عبارت دقیق‌تر، هر یک درصد افزایش در نرخ بیکاری، منجر به افزایش ۱/۰۵ واحدی ضریب جینی در اقتصاد استان‌های ایران شده است. درخصوص دلیل تاثیرگذاری نرخ بیکاری بر افزایش نابرابری توزیع درآمد، همانگونه که در بخش دوم از این پژوهش آمده است، انتظار بر این بود که رابطه بین دو متغیر نرخ بیکاری و ضریب جینی مثبت باشد که می‌توان به بحث مهاجرت از روستا به شهر اشاره کرد. با اینکه مهاجرت از روستا به شهر باعث کاهش بیکاری و ریشه‌کن شدن فقر در این مناطق می‌شود، اما نرخ بیکاری در مناطق شهری افزایش می‌یابد. بنابراین، جریان مهاجرت به دلیل تغییرات بازار کار در مناطق روستایی و شهری باعث تغییر نابرابری کلی و همچنین افزایش شکاف طبقاتی در مناطق روستایی و شهری می‌شود که راه‌حل آن می‌تواند ایجاد فرصت‌های شغلی و سرمایه‌گذاری در مناطق روستایی باشد.

با افزایش نرخ رشد اقتصادی (سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت) به میزان یک درصد، نابرابری در توزیع درآمد ۰/۳۵ درصد افزایش پیدا می‌کند که این نتیجه نیز منطبق با یافته‌های کوزنتس (۱۹۵۵) درخصوص ارتباط میان توزیع درآمد و رشد اقتصادی است. با توجه به اینکه کشور ایران در حال توسعه محسوب می‌شود و با سطح تکامل یافته‌ای که در کشورهای توسعه یافته وجود دارد، فاصله داشته و همچنان بخش سنتی اقتصاد، جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد ایران دارد. بنابراین، افزایش رشد در این مرحله از توسعه منجر به تشدید نابرابری درآمدی شده است.

افزایش نرخ تورم در سطح معناداری ۵ درصد، تاثیر مثبت و معناداری بر افزایش نابرابری توزیع درآمد داشته است. به عبارت دقیق‌تر، هر یک درصد افزایش در نرخ تورم منجر به افزایش ۰/۷۶ واحدی ضریب جینی در اقتصاد ایران شده است. درخصوص دلیل تاثیرگذاری تورم بر افزایش نابرابری درآمد می‌توان این‌گونه توضیح داد که افزایش نرخ

تورم از یک طرف منجر به کاهش درآمد حقیقی گروه‌های درآمدی ثابت همچون کارمندان و کارگران می‌شود و از این رو، سطح رفاه این گروه‌ها کاهش می‌یابد و از طرف دیگر، افزایش نرخ تورم به معنای افزایش نرخ بازدهی دارایی‌های ثابت همچون مسکن، زمین و طلا است. پس افزایش تورم منجر به افزایش ارزش دارایی‌های ثابت ثروتمندان می‌شود. از این رو، نتیجه نهایی تورم در بلندمدت، افزایش ثروت ثروتمندان و کاهش درآمد حقیقی گروه‌های با درآمد ثابت است و این پدیده منجر به تشدید نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد ایران می‌شود.

متغیر اندازه دولت بر مبنای مخارج جاری با ضریب جینی، رابطه مستقیم و معنادار را نشان می‌دهد. مخارج دولت بسته به منبع تامین مالی این مخارج، نابرابری درآمد را در کوتاه مدت کاهش می‌دهد؛ در حالی که در بلندمدت نابرابری درآمد افزایش خواهد یافت. بنابراین، به نظر می‌رسد اثر مخارج دولتی بر نابرابری درآمد به نوع مخارج (جاری و عمرانی)، منبع تامین مالی (مالیات‌ها و درآمدهای نفتی) و نیز کیفیت عملکرد دولت بستگی دارد.

در ادامه این بخش، نتایج حاصل از برآورد مدل به روش DOLS به تفکیک استان‌ها با درآمد سرانه بالا^۱ و استان‌ها با درآمد سرانه پایین^۲ در قالب دو جدول (۴) و (۵) ارائه شد.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق به روش DOLS برای استان‌های با درآمد سرانه بالا

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
u	۰/۱۹	۱/۹۶	۰/۳۳
Gsi	۰/۹۴	۱/۵۰	۰/۱۳
Gsc	۰/۷۳	۲/۳۶	۰/۰۲
Inf	۲/۷۱	۸/۳۱	۰/۰۰
Ggdp	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۳۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۱- آذربایجان شرقی، اصفهان، بو شهر، تهران، خوزستان، سمنان، فارس، قزوین، کرمان، گیلان، مازندران، مرکزی، هرمزگان و یزد

۲- آذربایجان غربی، اردبیل، ایلام، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، زنجان، سیستان و بلوچستان، قم، کردستان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، لرستان و همدان

بر اساس نتایج جدول (۴)، در استان‌ها با درآمد سرانه بالا در بلندمدت بین نرخ بیکاری، مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود ندارد. در حالی که مخارج جاری دولت و نرخ تورم رابطه مثبت و معناداری با ضریب جینی در بلندمدت دارند. بنابراین، در این گروه از استان‌ها عامل اثرگذار بر نابرابری توزیع درآمد طی دوره مورد مطالعه نرخ تورم بیان می‌شود.

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق به روش DOLS برای استان‌های با درآمد سرانه پایین

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
u	۱/۱۴	۴/۳۵	۰/۰۰
Gsi	۰/۰۸	۰/۳۰	۰/۷۵
Gsc	۰/۶۲	۲/۰۲	۰/۰۴
Inf	۰/۶۶	۳/۴۴	۰/۰۰
Ggdp	۰/۳۴	۲/۴۶	۰/۰۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در استان‌ها با درآمد سرانه پایین طبق نتایج جدول (۵)، متغیرهای نرخ بیکاری، مخارج جاری دولت، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی در بلندمدت رابطه مثبت و معناداری با ضریب جینی دارند. بنابراین، بر اساس نتایج تفکیکی می‌توان به این نکته اشاره کرد که در استان‌هایی که از درآمد سرانه بالاتری برخوردار هستند، افزایش نابرابری توزیع درآمد ناشی از افزایش نرخ بیکاری نبوده، بلکه تحت تاثیر عوامل دیگری از جمله نرخ تورم و مخارج جاری دولت است. در حالی که در استان‌ها با درآمد سرانه پایین‌تر، افزایش نرخ بیکاری، افزایش نابرابری توزیع درآمد را به همراه دارد و همانند نتایج به‌دست آمده برای کل استان‌ها به صورت یکجا، بیشترین اثر را بر متغیر وابسته می‌گذارد. این نتایج تاییدکننده شواهد ارائه شده در نمودار (۱) است.

۵-۴- مدل تصحیح خطا (ECM)^۱

سازوکار تصحیح خطا، یک فرآیند تعدیل است که حرکت پویای دو یا چند متغیر را با رابطه تعادلی آن‌ها جمع می‌کند. به عبارت دیگر، طبق نظر محققانی چون کندی (۱۹۹۲) و اندر (۱۹۹۳) برای بررسی رابطه دو یا چند متغیر باید مدلی ساخته شود که عوامل بلندمدت و کوتاه مدت را جمع کند. به چنین مدلی که هم دربرگیرنده عوامل بلندمدت و هم کوتاه مدت باشد، مدل تصحیح خطا یا ECM می‌گویند که تغییرات y_t (یعنی Δx_t) و نیز مقدار عدم تعادل دوره قبل از مسیر بلندمدت توضیح داده می‌شود (رابطه (۴)).

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (۴)$$

$$u_t = y_t - \beta x_t \quad (۵)$$

اگر همه متغیرها نایستا باشند و پس از d بار تفاضل‌گیری ایستا شوند؛ یعنی همبسته از درجه d باشند آنگاه اگر ترکیب خطی از آن‌ها نظیر همبسته از درجه‌ای کمتر از d باشد، میان متغیرهای نامبرده رابطه بلندمدت (تعادلی) وجود دارد که مدل ECM برای متغیرهای فوق طبق رابطه (۶) تعریف می‌شود.

$$\Delta y_t = \alpha \Delta x_t + \gamma (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + e_t \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، Δx_t اختلالات کوتاه مدت را برای y توضیح می‌دهد در حالی که جمله تصحیح خطا $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$ ؛ یعنی u_{t-1} تعدیل به سمت حالت پایدار را منعکس می‌کند. اگر از نظر آماری معنادار باشد به ما می‌گوید که چه سهمی از عدم تعادل در y طی دوره قبل در دوره جاری تصحیح می‌شود. به عبارت دیگر، γ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد.

در پژوهش حاضر با توجه به تایید رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل براساس آزمون‌های هم‌جمعی در این قسمت به برآورد مدل تصحیح خطا پرداخته می‌شود. برای این منظور بعد از تخمین رابطه بلندمدت، پسماند مدل یا ECT¹ را به دست آورده تا با تخمین مدل (۷) سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی بلندمدت مشخص شود.

$$\Delta gini = \alpha + \beta_1 \Delta gsi + \beta_2 \Delta gsc + \beta_3 \Delta inf + \beta_4 \Delta y + \beta_5 \Delta u + \gamma ECT(-1) \quad (7)$$

در جدول (۶) نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا ارائه شده است.

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
Du	-۰/۱۱	-۱/۲۴	۰/۲۱
Dgsi	۰/۰۵	۱/۶۰	۰/۱۱
Dgsc	-۰/۱۸	-۱/۶۳	۰/۱
Dinf	۰/۰۰۳	-۵/۶	۰/۰۰
Dggdp	۰/۰۶	۴/۹۷	۰/۰۰
Ecm	-۰/۰۹	-۳/۱۲	۰/۰۰
C	-۰/۰۰۳	-۲/۱۵	۰/۰۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج مدل تصحیح خطا بیان می‌کند که در کوتاه‌مدت نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی دارای رابطه مثبت و معنادار با ضریب جینی هستند. متغیرهای اندازه دولت بر مبنای مخارج جاری و نرخ بیکاری رابطه منفی و بی‌معنا و متغیر اندازه دولت بر مبنای مخارج عمرانی اثر مثبت و بی‌معنا بر نابرابری درآمد را نشان می‌دهند. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

به عبارت دیگر، چند دوره طول می‌کشد تا متغیر وابسته به روند بلندمدت خویش باز گردد. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل ۰/۰۹- به دست آمده است؛ یعنی در هر دوره ۰/۰۹ درصد از عدم تعادل در نابرابری توزیع درآمد در استان‌های ایران تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. همچنین یادآور می‌شود که براساس نتایج به دست آمده از این تحقیق، ضریب تعدیل در استان‌ها با درآمد سرانه بالا ۰/۱۸- و در استان‌ها با درآمد سرانه پایین ۰/۰۸- بوده است.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

توجه به بهبود توزیع درآمد همواره یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصاد کشور براساس ارزش‌های اسلامی و قانون اساسی بوده است و از این منظر شاخص‌های نابرابری و از جمله، ضریب جینی همواره شاخصی مهم از دید سیاست‌گذاران اقتصادی کشور تلقی شده است به طوری که برخی دولت‌ها برای تبیین شاخص‌های عملکردی دولت خود از این شاخص برای تبیین برقراری عدالت اقتصادی استفاده کرده‌اند. با توجه به اینکه به نظر می‌رسد یکی از دلایل تشدید نابرابری در جوامع عدم اشتغال و نبود دسترسی به درآمد پایدار است، انتظار می‌رود که رابطه معنادار آماری میان این دو متغیر وجود داشته باشد.

با توجه به اهمیت بیکاری و نابرابری درآمد در اقتصاد کشور در این پژوهش به بررسی عوامل موثر نابرابری درآمد با تاکید بر متغیر نرخ بیکاری پرداخته شده است. به این منظور با استفاده از روش DOLS و مدل تصحیح خطا به برآورد اثر نرخ بیکاری بر نابرابری توزیع درآمد در استان‌های ایران پرداخته شده است. در تایید شواهد تجربی ارائه شده درخصوص روند تغییرات نرخ بیکاری و ضریب جینی، نتایج برآورد مدل برای کل استان‌ها نشان می‌دهد که افزایش نرخ بیکاری در بلندمدت به میزان ۱/۰۵ واحد نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، مخارج جاری دولت، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی نیز افزایش ضریب جینی را به همراه خواهند داشت. برای استان‌هایی که از درآمد سرانه کمتری برخوردار هستند نیز با افزایش یک واحدی نرخ بیکاری در بلندمدت، ضریب جینی به

میزان ۱/۱۴ واحد افزایش می‌یابد. اما در استان‌ها با سطح درآمد سرانه بالا، رابطه‌ای بین نرخ بیکاری و ضریب جینی برقرار نیست و تغییرات ضریب جینی بیشتر تحت تاثیر مستقیم نرخ تورم است. بنابراین، با توجه به نتایج حاصل از تحقیق جاری در مجموع مهم‌ترین عاملی که نابرابری را تشدید می‌کند، افزایش نرخ بیکاری در دوره مورد مطالعه بوده است که به میزان ۱/۰۵ واحد نابرابری را افزایش می‌دهد.

به طور کلی به نظر می‌رسد کاهش بیکاری و ایجاد اشتغال باید از دغدغه‌های اصلی مسوولان کشور باشد. هر سیاستی درخصوص کاهش نابرابری درآمد باید موضوع اشتغال را به‌عنوان یک مولفه اصلی در این سیاست‌ها در نظر بگیرد. در عین حال نباید انتظار داشت که با کاهش بیکاری اثرات سریع و آنی روی توزیع درآمد را مشاهده کرد. در واقع سیاست اشتغال یک راهکار بلندمدت با آثار بلندمدت و ماندگار و نه آنی برای کاهش نابرابری درآمد است.

یکی از اهداف سند چشم‌انداز ۲۰ ساله جمهوری اسلامی ایران در افق ۱۴۰۴ هجری شمسی، رسیدن به اشتغال کامل ذکر شده است. بنابراین، می‌توان به تحول در نظام آموزش عالی به‌عنوان یک راهکار بلندمدت برای کاهش نرخ بیکاری اشاره کرد. با وجود اینکه تعداد زیادی جوان تحصیل کرده در کشور وجود دارد و این یک مزیت برای کشور محسوب می‌شود، اما نیروی انسانی کارآمدی نیست که دلیل آن می‌تواند این باشد که آموزش‌های ارائه شده در مدارس و دانشگاه‌ها و موسسه‌های آموزشی متناسب با نیاز جامعه نبوده است.

منابع

- ابونوری، اسماعیل (۱۳۸۷). تجزیه و تحلیل عامل‌های موثر بر نابرابری اقتصادی در ایران با استفاده از ریز داده‌ها، *فصلنامه اقتصاد اسلامی*. شماره ۳۰، ۱۲۲-۹۹.
- ابونوری، اسماعیل و خوشکار، آرش (۱۳۸۵). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۷، صفحات ۹۵-۶۵.
- برخورداری، سجاد و فتاحی، مریم (۱۳۹۳). تاثیرپذیری سلامت از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: رهیافت حداقل مربعات پویای پانلی. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، سال اول، شماره ۳، ۱۰۳-۸۹.
- تابلی، حمید و کوچک‌زاده، اسما (۱۳۹۲). بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی. *دو فصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی*، سال ششم، شماره ۱، پیاپی ۱۱، ۱۰۶-۹۱.
- تفضلی، فریدون (۱۳۸۴). *اقتصاد کلان (نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی)*. چاپ پانزدهم. تهران: نشر نی.
- جابری خسروشاهی، نسیم، محمدوند ناهیدی، محمدرضا و نوروزی، داود (۱۳۹۱). تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*. سال دوم، شماره ۶، ۲۰۸-۱۷۳.
- جلانی اسفندآبادی، عبدالمجید و صمیمی، سپیده (۱۳۹۲). بررسی تاثیر اشتغال زنان بر ضریب جینی در ایران. *نشریه مهارت‌آموزی*، سال اول، شماره ۵، ۹۴-۸۱.
- خدادادکاشی، فرهاد و حیدری، خلیل (۱۳۸۷). بررسی توزیع درآمد در ایران کاربرد شاخص تایل، اتکینسون و ضریب جینی. *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۴ (ویژه‌نامه طرح تعدیل اقتصادی)، ۱۷۹-۱۵۱.
- دهم‌ده، نظر و شکری، زینب (۱۳۸۹). اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هجدهم، شماره ۵۴، ۱۶۴-۱۴۷.
- سیفی‌پور، رویا و رضایی، محمداقاسم (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمد در

- اقتصاد ایران با تاکید بر مالیات‌ها. *پژوهشنامه مالیات*، سال نوزدهم، شماره ۱۰، ۱۴۲-۱۲۱.
- شاکری، عباس، جهانگرد، اسفندیار و اقلامی، سمیه (۱۳۹۲). اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال سیزدهم، شماره ۴، ۵۳-۲۷.
- صباحی، احمد، دهقان‌شبابی، زهرا و شهنازی، روح‌اله (۱۳۸۹). تاثیر بهره‌وری نیروی کار بر توزیع درآمد: مطالعه موردی در کشورهای منتخب. *مجله دانش و توسعه*، سال هجدهم، شماره ۳۱، ۱۴۲-۱۱۹.
- گرگی، ابراهیم (۱۳۸۷). اثر جهانی شدن بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۴، ۱۲۴-۱۰۰.
- مرکز آمار ایران (۱۳۸۷). توزیع درآمد در خانوارهای شهری و روستایی کشور. دفتر آمارهای جمعیت، نیروی کار و سرشماری.
- مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). نگاهی به توزیع درآمد در ایران. دفتر آمارهای جمعیت، نیروی کار و سرشماری.
- مرکز آمار ایران (۱۳۹۵). ضریب جینی سال‌های ۹۴-۱۳۸۹. دفتر آمارهای جمعیت، نیروی کار و سرشماری.
- موسوی جهرمی، یگانه (۱۳۸۸). *توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی*. چاپ اول. ویراست دوم. انتشارات دانشگاه پیام نور.
- موسوی جهرمی، یگانه، خداداد کاشی، فرهاد، موسوی‌پور احمدی، عالمه (۱۳۹۳). ارزیابی عوامل موثر بر نابرابری درآمدی در جامعه. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نوزدهم، شماره ۶۱، ۱۹۷-۱۱۷.
- مهرآرا، محسن و محمدیان، مجتبی (۱۳۹۳). بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزینی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نوزدهم، شماره ۶۱، ۱۱۶-۸۳.
- مومنی، مانی (۱۳۹۴). بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران با

استفاده از رگرسیون هم‌جمعی کانونی. دو فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران، سال دوازدهم، شماره ۲۳، ۱۶۳-۱۷۹.

- Bologna, J. (2015). The effect of informal employment and corruption on income levels in Brazil. *Journal of Comparative Economics*, 44(3), 657-695.
- Bulir, A. (2001), Income Inequality: Does Inflation Matter?. *IMF Staff Papers*, 48(1), 139-159.
- Calderon, c., & Serven, L. (2004). The effects of infrastructure development on growth and income distribution (No.270). World bank publication.
- Chatterjee, S., & Thunovsky, S.J. (2012). Infrastructure and inequality. *European Economic Review*, 56(8), 1730-1745.
- Cysne, R. P., Maldonado, W. L., & Monteiro, P. K. (2005). Inflation and income inequality: A shopping-time approach. *Journal of Development Economics*, 78(2), 516-528.
- Dabla-Norris, M. E., Kochhar, M. K., Suphaphiphat, M. N., Ricka, M. F., & Tsounta, E. (2015). Causes and consequences of income inequality: A global perspective. *International monetary fund*.
- De Ferranti, D., Perry, G. E., Ferreira, F., & Walton, M. (2004). *Inequality in Latin America: Breaking with history?* The World Bank..
- Fan, S., & Zhang, X. (2004). Infrastructure and regional economic development in rural china. *China Economic Review*, 15(2), 203-204.
- Fang, C., YANG, D., & MEIYAN, W. (2009). Employment and inequality outcomes in china. Institute of population and labour economics, Chinese academy of social sciences.
- Forster, M. (2010). Growth, employment and inequality in brazil, china, india and south africa: An overview. *Tackling inequalities in brazil, china, india and south africa*.
- Friedman, M. (1995). The role of monetary policy. *In essential readings in economics*, 215-231. Palgrave, London.
- Galli, Rossana & Hoenen, Rolph. (2001). Is inflation bad for income inequality: The importance of the initial rate of inflation. ILO Employment Paper..
- Gustaesson, B., & Johansson, M. (1999). In Search of smoking guns: What makes income inequality vary over time in different countries?. *American Sociological Review*, 64(4), 585-605.
- Huang, H.C., Fang, W., Miller, S.M., Yeh, C.C. (2015). The effect of growth volatility on income inequality. *Economic Modelling*, 45, 212-222.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Li, T., Lai, J. T., Wang, Y., & Zhao, D. (2016). Long-run relationship between

- inequality and growth in post-reform China: New evidence from dynamic panel model. *International Review of Economics & Finance*, 41, 238-252.
- Lucas, R. E. (1976, January). Econometric policy evaluation: A critique. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 1, No. 1, pp. 19-46).
- Mocan, H. N. (1999). Structural unemployment, cyclical unemployment, and income inequality. *Review of Economics and Statistics*, 81(1), 122-134.
- Monfort, M., Ordóñez, J., & Sala, H. (2018). Inequality and unemployment patterns in Europe: Does integration lead to (real) convergence?. *Open Economies Review*, 29(4), 703-724.
- Monnin, P. (2014). Inflation and income inequality in developed economies. *Council on Economic Policies, Working Paper Series*.
- Ohnsorge, F., & Obiora, K. (2008). *Republic of Lithuania: Selected Issues*. International Monetary Fund.
- Okun, A. M. (2015). *Equality and efficiency: The big tradeoff*. Brookings Institution Press.
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957 1. *Economica*, 25(100), 283-299.
- Rubin, A., & Segal, D. (2015). The effects of economic growth on income inequality in the US. *Journal of Macroeconomics*, 45, 258-273.
- Samuelson, P. A., & Solow, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, 50(2), 177-194.
- Sen, A. (1997). Inequality, unemployment and contemporary Europe. *International Labour Review*, 136(2), 155.
- Sheng, Y. (2011). Unemployment and income inequality: A puzzling finding from the US in 1941-2010. Available at SSRN 2020744.
- Xue, J., & Zhong, W. (2003). Unemployment, poverty and income disparity in urban china. *Asian Economic Journal*, 17(4), 383-405.
- Xue, J., Gao, W., & Guo, L. (2014). Informal employment and Its Effect on the Income Distribution in Urban China. *China Economic Review*, 31, 84-93.