فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره چهل و هشتم، پاییز ۱۴۰۳- صفحات ۵۳۳-۵۰۷

تحلیل بلندمدت عوامل موثر بر عدالت توزیعی در ایران

نوع مقاله: پژوهشی

لطفعلی عاقلی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۳/۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۵/۱۲

چکیده

توزیع عادلانه درآمدها، ثروت ها و فرصت ها از اهداف اصلی اقتصاد کلان به شمار می رود. با این حال، عدالت در توزیع مفهومی آرمانی است و در دنیای معاصر کمتر اقتصادی را می توان یافت که توزیع درآمدها کاملاً برابر باشد. از این رو، روایت تساوی گرایی با عدالت سازگاری کامل ندارد. تاکنون نظریه های متعددی در مورد عدالت اقتصادی و توزیع عادلانه ارائه شده و مطالعات تجربی مختلف، به نتایج متفاوت و گاهی متناقض رسیده‌اند. در این مقاله تلاش می شود در قالب سری زمانی ۱۴۰۲-۱۳۵۷، ابتدا فرضیه کوزنتس(ارتباط بین توزیع درآمد و رشد اقتصادی) در ایران آزمون شود و سپس تاثیر بارتکفل سنی، رانت منابع طبیعی(به دلیل ویژگی ساختاری و اتکای اقتصاد به جریان رانت منابع طبیعی) و بازبودن تجاری بر نابرابری درآمد مورد بررسی قرار گیرد. همچنین به علت اجرای قانون هدفمندی یارانه ها از اواخر سال ۱۳۸۹، تاثیر پرداخت یارانه بر توزیع درآمد مورد مطالعه قرار می گیرد. نتایج تخمین الگوی خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی، نشان داد که در بلندمدت اولاً رابطه درجه دوم بین درجه نابرابری درآمد(با معیار ضریب جینی) و درآمد سرانه برقرار است. با افزایش بار تکفل سنی، ضریب جینی افزایش یافته و با افزایش درجه باز بودن تجاری، میزان نابرابری درآمدها بیشتر می شود. به موازات افزایش رانت منابع طبیعی، نابرابری درآمد کمتر می شود. همچنین برنامه هدفمندی یارانه ها تاحدی توانسته، نابرابری درآمدی را کاهش دهد.

واژگان کلیدی: عدالت، توزیع درآمد، برابری، رانت منابع، بازبودن تجاری

طبقه بندی JEL: D63, O13, O15, P33

---

۱. عضو هیات علمی دانشگاه تربیت مدرس aghelik@modares.ac.ir

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

مقدمه

عدالت مفهوم آرمانی و مطلوبِ تقریباً تمام جوامع بشری است و نمی توان یک نظام فکری معطوف به بی عدالتی را تصور کرد، چرا که عادلانه بودن همچون پدیده صلح و ثبات برای عموم بشر، مطلوبیت به بار می آورد. تلاش های تحقیقاتی زیادی توسط اندیشمندان و نظریه پردازان حوزه های علوم انسانی به ویژه در گروه های اقتصاد، فلسفه، حقوق و جامعه شناسی به عمل آمده است تا اولا مفهوم سازی روشنی از عدالت ارائه شود و ثانیا شاخص های سنجش عدالت تعریف شود و نهایتاً عملکرد نظام های اقتصادی-اجتماعی و یا دولت ها در برقراری عدالت یا کوتاهی در تضمین آن مورد مقایسه قرار گیرد.

در لغت نامه دهخدا، عدالت به معنای "دادگری کردن" و در فرهنگ فارسی معین به معنی "انصاف داشتن" آمده است. در مفهوم فقهی، عدالت، قرار دادن هر چیزی به جای خود است. به این ترتیب، در حوزه تخصیص منابع، استفاده بجا و کارآمد از عوامل تولید خود نوعی عدالت است. به تعبیر دیگر، تخصص‌گرایی و تخصصی شدن نیز معادل عدالت تلقی می‌شود.

یکی از مصادیق عدالت، عدالت اقتصادی است که عموماً با توزیع عادلانه درآمدها، ثروت ها و فرصت ها شناخته می شود. در این راستا، علاوه بر برابری نسبی درآمدها در بین طبقات و دهک های مختلف درآمدی، عدالت در توزیع فرصت ها از جمله فرصت های تولید، فرصت های تحصیلی، شغلی، استخدام و ارتقاء نیز حایز اهمیت است. در مورد درآمدها و ثروت ها، موجودی اولیه آنها مهم است و امکان دارد فرد یا افرادی بر اساس پیشینه خانوادگی و فعالیت های تولیدی یا بازرگانی خود یا خانواده از درآمد و ثروت بالایی برخوردار باشند که چنانچه این درآمد یا ثروت بالا حاصل تلاش های اقتصادی سالم بوده و برگرفته از رانت و دورزدن قانون و رابطه بازی و امثال آن نباشد، ایرادی ندارد و بلکه می تواند به تولید و ثروت ملی نیز کمک کند. همچنین اگر موجودی اولیه ثروت پایین باشد و فرد یا افراد علیرغم کار و تلاش خود و به دلایلی همچون سطح تحصیلات پایین، مهارت و تجربه کم نتوانند به درآمد بیشتری دست یابند، صحبت از بی عدالتی اقتصادی شاید صحیح نباشد.

عدالت در توزیع ثانویه یا توزیع مجدد اهمیت بیشتری نسبت به عدالت در توزیع اولیه دارد و دستیابی به توزیع عادلانه درآمدها و ثروت‌ها به اجرای موفقیت‌آمیز سیاست‌های بازتوزیع از جمله سیاست های مالیاتی و پرداخت های جبرانی دولت‌ها دارد. هممچنین عدالت در توزیع فرصت های شغلی نیازمند تنظیم روندهای جذب و استخدام شفاف، رقابتی و مبتنی بر استحقاق یا شایستگی های افراد است. به طور کلی، تصویب و اجرای کارآمد قوانین اقتصادی موثر در توزیع مجدد

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

درآمدها، ثروت ها و فرصت ها اعم از قانون مالیات ها، قانون بودجه، قوانین استخدام، بازنشستگی و بیمه می توانند به تحقق عدالت اقتصادی کمک کنند.

کاهش نابرابری درآمدی و ایجاد عدالت اقصادی از طریق توازن در توزیع درآمدها و ثروت ها یکی از موضوعات اصلی در سیاست‌گذاری اقتصادی بوده و قانون اساسی ایران بر دستیابی به عدالت اقتصادی تأکید نموده است. در این میان، تبیین نابرابری در توزیع درآمدها و شناسایی عوامل تعیین‌کننده نابرابری، همواره میان اندیشمندان و پژوهشگران اقتصادی مورد بحث بوده است.

در راستای مطالعه ماهیت عدالت اقتصادی در ایران، این مقاله تلاش دارد به آزمون فرضیه کوزنتس(ارتباط بین توزیع درآمد و رشد اقتصادی) و بررسی تاثیر رانت منابع طبیعی و بازبودن تجاری بر نابرابری درآمد بپردازد. همچنین تاثیر پرداخت یارانه بر توزیع درآمد پس از اجرای قانون هدفمندی یارانه ها، مورد مطالعه قرار می گیرد.

مقاله حاضر پس از مقدمه در ۵ بخش تنظیم شده است. در بخش ۲، به مبانی نظری و دیدگاه های عمومی عدالت به مفهوم عام و عدالت اقتصادی به مفهوم خاص، اشاره می شود. سپس در بخش ۳ به پیشینه موضوع پرداخته می شود و در ادامه در بخش ۴، روش تحقیق(شامل داده ها، مدل اقتصادسنجی و تخمین آن و آزمون‌های مربوطه) مطرح می‌گردد. بحث روی نتایج در بخش ۵ ارائه می شود و مقاله با نتیجه گیری به پایان می رسد.

۱. مبانی نظری عدالت و عدالت اقتصادی

عدالت در زمینه های مختلف معانی متفاوتی به خود می گیرد. عدالت در قانون روم باستان، به‌عنوان «اراده ثابت و همیشگی برای ادا کردن حق افراد» تعریف شده است. این قانون، چهار جنبه مهم عدالت را برجسته می کند:

۱- عدالت و دعاوی فردی: عدالت به نحوه رفتار با افراد مختلف مربوط می شود. مسائل مربوط به عدالت در مطالباتی چون آزادی، فرصت‌ها، منابع و مانند آنها نمود می یابد. در خصوص منافع عمومی-برای مثال ذخیره سازی مواد غذایی برای شرایط اضطراری آینده- عدالت بیشتر اهمیت می یابد. اما تخصیص سهام به همه افراد لزوماً عدالت نیست و ضرورتی هم ندارد.

عدالت به نحوه برخورد جداگانه با هر فرد مربوط است که می تواند در تعارض با نظریه هایی مانند مطلوبیت‌گرایی باشد. اگرچه عدالت اساساً به نحوه رفتار با افراد مربوط می شود، اما می توان از عدالت بین گروه ها نیز صحبت کرد. برای مثال، زمانی که دولت منابع را بین گروه‌های مختلف شهروندان تخصیص می دهد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

۲- عدالت و تعهدات لازم الاجرا: در قانون روم باستان، رفتار عادلانه چیزی است که به هر شخص تعلق می گیرد، به عبارت دیگر عدالت، موضوع مطالباتی است که می تواند علیه عامل عدالت خواه، خواه یک شخص یا مؤسسه، باشد. در این صورت، تضاد با فضایل دیگر شکل می گیرد: ممکن است خواستار عدالت باشیم، اما همزمان دنبال صدقه یا بخشش هم برویم. تعهداتی که عدالت ایجاد می‌کند باید قابل اجرا باشد. از یک سو، برخی مطالبات عدالت قابل اجرا نیست. برای نمونه، در دادن هدیه به دوستان یا بستگان، هدیه دهنده مجبور به انجام این کار نیست. از سوی دیگر، در مواقع اضطراری، وادار کردن افراد به انجام اموری فراتر از توصیه های عدالت خواهانه، ممکن است موجه باشد. به هر حال، ماهیت اجباری عدالت عموماً با قابلیت اجرا همراه است.

۳- عدالت و بی طرفی: عدالت با اجرای بی طرفانه و منسجم قواعد در ارتباط است و نقطه مقابل خودسری و تک محوری محسوب می‌شود. در نتیجه، در مواردی که دو پرونده حقوقی مرتبط، مشابه هستند، باید به صورت یکسان با آنها رفتار شود. عدالت در حاکمیت قانون به عنوان قواعد عمومی بی طرفانه در طول زمان تعریف می شود. خارج از مُرّ قانون، افراد و مؤسساتی که می خواهند عادلانه رفتار کنند، باید از قانون پیروی کنند.

۴- عدالت و موضوع نمایندگی[۱]: عدالت مستلزم نماینده(وکیل یا کارگزاری) است که شرایط اشیاء خود را تغییر دهد. این نماینده یا کارگزار ممکن است یک فرد منفرد، یا گروهی از مردم یا نهادی مانند دولت باشد. امروزه، صحبت از «بی عدالتی سیستمی» است که بر اساس آن، پیامدهای منفی تصمیمات فردی یا گروه، با تغییر هنجارهای اجتماعی یا کارکردهای نهادی قابل پیشگیری هستند.

۱،۱. عدالت اقتصادی

در علم اقتصاد، مطلوبیت‌گرایی[۲] به عنوان یک نظریه هنجاری فرض می شود که هدف آن دستیابی به بیشترین شادی و رضایت است و به طور مستقیم یا غیرمستقیم توسط افراد یا نهادها (مانند دولت ها) در تصمیم‌گیری عمومی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مطلوبیت‌گرایی نمی‌تواند به‌طور منطقی، نظریه‌ای درباره عدالت ارائه کند. در قالب مطلوبیت گرایی، اصول عدالت، شامل مجموعه قوانینی است که در صورت اجرا، بیشترین مطلوبیت کل را ایجاد می‌کنند.

---

۱. Agency

۲. Utilitarianism

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

اکثر مطلوبیت‌گرایان، عدالت را بخشی از نظریه مطلوبیت‌گرایی می‌دانند. برای نمونه، جان استوارت میل نشان داد که می‌توان به اصول عدالت یک منطق مطلوبیت گرایانه نسبت داد(میل[۱]، ۱۹۶۴). در مقابل، بنتام اعتقاد داشت که «عدالت، مفهومی خیالی است که برای راحتی گفتمان استفاده می‌شود و احکام آن احکام مطلوبیت است که در موارد خاص اعمال می‌شود»(بنتام[۲]، ۱۹۴۸).

میل معتقد است که عدالت، الزامات اخلاقی را مطرح می‌کند که به دلیل اهمیت بسیار زیاد آنها برای رفاه انسان‌ها، مردم حق دارند آن‌ها را رعایت کنند. از نظر میل، شخصی که مرتکب بی‌عدالتی می‌شود، همیشه در معرض نوعی مجازات است. بنابراین میل، احساس عدالت را بر حسب رنجش خاطر از قانون شکنان، توضیح می‌دهد.

در تلاش برای ربط دادن عدالت و مطلوبیت، سه مانع جدی وجود دارد. اولین مانع، "واحد پول عدالت[۳]" است: عدالت به نحوه تخصیص منافع و هزینه های ملموس مربوط می‌شود، و نه با شادی یا ناراحتی که افراد تجربه می‌کنند. بر اساس اصل تقسیم کار، حقوق، فرصت‌ها و منافع مادی، مطابق با اصول عدالت تخصیص می‌یابند، در حالی که تبدیل آنها به واحدهای مطلوبیت(یا عدم مطلوبیت) بر عهده نیروی کار است(دورکین[۴]، ۲۰۰۰).

مانع دوم این است که مطلوبیت‌گرایی با جمع‌زدن سطوح مطلوبیت، به قضاوت نتایج می‌پردازد و نگرانی خاصی درباره نحوه توزیع مطلوبیت کل بین افراد ندارد. بنابراین، حتی اگر مساله واحد پول عدالت نادیده گرفته شود، نظریه مطلوبیت‌گرایی نمی‌تواند عدالت را بدون توجه به میزان کل مطلوبیت حاصل از عدالت توجیه کند. مدافعان مطلوبیت‌گرایی معتقدند که با تدوین قواعد رفتاری، مشکلات توزیعی مطرح خواهد شد. چون قانون مطلوبیت نهایی نزولی برای همگان جاری است، هر چه تعداد منابع بیشتر باشد، رضایت کمتری از مصارف اضافی حاصل می‌شود.

مانع سوم، از نتیجه‌گرایی کامل مطلوبیت‌گرایی ناشی می‌شود. قوانین، غالباً در پرتو پیامدهای اجرای آنها ارزیابی می‌شوند، نه از نظر ویژگی‌های ذاتی آنها. البته، زمانی که کارگزاران از قوانین پیروی می‌کنند، به جای توجه مستقیم به پیامدها(نتایج)، باید آنها را اجرا کنند.

یکی از ابعاد مهم عدالت اقتصادی، عدالت توزیعی است. عدالت توزیعی به توزیع یا تقسیم عادلانه منابع در جوامع انسانی اشاره دارد. توزیع عادلانه به این معنی است که همه یا خدمات و کالاهای فیزیکی یکسانی را دریافت می‌کنند یا به آنها دسترسی دارند. مبنای عدالت توزیعی این

---

1 . Mill, John Stuart
2 . Bentham, Jeremy
۳. Currency of Justice
4 . Dworkin, Ronald

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

است که همه از نظر اخلاقی برابر باشند. عدالت توزیعی بر حوزه هایی مانند درآمد، ثروت، فرصت ها، مشاغل، رفاه و زیرساخت ها تأثیر می گذارد. اصول عدالت توزیعی شامل برابری، نیاز و تناسب است. با اینکه تعریف عدالت توزیعی ساده است، اما نحوه توزیع عادلانه منابع اجتماعی پیچیده است.

۲,۱. عدالت و قراردادگرایی[۱]

کاستی‌های نظریه مطلوبیت‌گرایی سبب شده تا ایده قدیمی قرارداد اجتماعی درباره عدالت احیا شود. قرارداد اجتماعی، یک قرارداد فرضی است، اما جستجوی توافق اجتماعی به این معناست که اصول حاکم بر نهادها، رویه ها و رفتارهای شخصی، در صورت اجرا به نتایج مورد قبول جامعه منجر می‌شود. افراد در دنیای واقعی، بر اساس اصول و ترجیحات خود و با توجه به علاقه‌ها و عقاید خود، ممکن است از موضع مخالف برخورد کنند. برخی ممکن است حامی برده‌داری باشند، هرچند خودشان برده نباشند. بنابراین، در دستیابی به توافق اجتماعی، طرفداران قراردادگرایی باید طرفین قرارداد را به شیوه‌های متفاوت مدل‌سازی کنند. از آنجایی که مدل‌سازی می‌تواند متفاوت انجام شود، در ادامه سه تا از مهم‌ترین نظریه‌های قراردادی عدالت(نظریه‌های گوتیه، رالز و اسکانلون) مورد بحث قرار می گیرد:

نظریه گوتیه[۲]: گوتیه (۱۹۸۶) قرارداد اجتماعی را به عنوان مبادله بین افراد عقلایی معرفی می کند که می توانند از طریق همکاری با یکدیگر سود ببرند، اما بر سر تقسیم مازاد حاصله در حال رقابت هستند. او فرض می‌کند که هر فرد تلاش می‌کند رفاه خود را به حداکثر رساند، و همچنین فرض می‌کند که یک مبنای غیرهمکارانه وجود دارد که چانه‌زنی از آن آغاز می‌شود - بنابراین هیچ‌کس راه‌حلی را نمی‌پذیرد که رفاه او را به کمتر از وضعیت پایه تقلیل دهد. هر فرد می‌تواند نتیجه یا پیامدی را شناسایی کند که منجر به بهترین وضعیت(حداکثر سود) شود، اما دلیلی ندارد که انتظار داشته باشد دیگران آن را بپذیرند. گوتیه استدلال می‌کند که مذاکره‌کنندگان عقلایی بر اساس اصل «امتیاز نسبی مینیماکس[۳]» همگرا خواهند شد. برای این کار، هر یک باید سهم نسبی یکسانی از حداکثر سود ممکن خود را بر مبنای غیرهمکارانه واگذار کنند.

گوتیه از یک سو، معتقد است که اجرای عدالت باید به نفع همه باشد، از سوی دیگر، توزیع نهایی سود را تجویز می کند که از نظر اخلاقی، دلبخواهی به نظر می رسد، به این معنا که مزیت

---

۱. Contractarianism

2 . Gauthier, David

۳. Minimax Relative Concession

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

چانه‌زنی A نسبت به B که از بالابودن حداکثر سود A نسبت به B ناشی می‌شود، به A اجازه می‌دهد تا سطح بالاتری از سود را به عنوان یک مصداق عدالت طلب کند.

نظریه رالز[1]: نظریه عدالت جان رالز (۲۰۰۱) پراستنادترین مثال از نظریه طرفداران قراردادها است.. رالز، طرفین قرارداد را جویندگان منافع شخصی معرفی می کند که تحت دو محدودیت اطلاعاتی قرار دارند. اولاً، آنها مقید به «کالاهای اولیه» هستند، یعنی کالاهایی که بیشتربودن آنها، بهتر است. ثانیاً، آنها در پشت پرده جهل(بی خبری)[2] قرار می‌گیرند که آنها را از هرگونه اطلاع از ویژگی‌های شخصی، مانند جنسیت، جایگاه اجتماعی، یا استعدادها و مهارت‌های فردی، محروم می‌کند. در نتیجه، از نظر رالز، همه افراد عقلایی تحت اصول بی طرفانه ای زندگی می‌کنند که به طور خاص به نفع هیچ کس نیست.

ممکن است طرفین قرارداد نحوه وزن دادن به کالاهای اولیه (که رالز آنها را به عنوان «حقوق و آزادی، فرصت‌ها و قدرت‌ها، درآمد و ثروت» فهرست می‌کند) را با هم مقایسه کنند و سپس آنها را بر اساس اصل اجتماعی «به حداکثر رساندن مجموع وزنی کالاهای اولیه برای همه افراد» انتخاب کنند.. از دیدگاه رالز، حداقل در جوامع توسعه‌یافته، مردم دلایل ویژه‌ای برای ترجیح آزادی بر سایر کالاها و اطمینان از توزیع یکسان آن دارند. برای مثال، آزادی، برای حفظ احترام خود افراد ضروری است.

در نظریه عدالت رالز، انتخاب افراد با نسبت دادن ویژگی‌های روان‌شناختی ویژه به انتخاب‌کنندگان انجام می‌گیرد که بکارگیری قاعده «ماکسیمین» را برای تصمیم‌گیری در شرایط عدم اطمینان مناسب می‌سازد. طرفین قرارداد از پیش‌فرض توزیع برابر درآمدها و ثروت ها شروع می‌کنند، اما بعداً می‌توانند از نابرابری‌های خاص منتفع شوند. هنگامی که این نابرابری‌ها تحت حاکمیت اصل تفاوت و تمایز هستند، می‌توان آنها را برای همگان از جمله محروم‌ترین افراد، توجیه کرد تا شرایط برای یک جامعه با ثبات‌تر فراهم شود. رالز معتقد است که وضعیت قراردادی باید به گونه ای تنظیم شود که نتایج حاصله با رویکردهای عدالت مطابقت داشته باشد.

نظریه اسکانلون[3]: اسکانلون (۱۹۹۸) مانند رالز به دنبال ایجاد جایگزین برای مطلوبیت گرایی است. از دیدگاه وی، هر اصل اخلاقی باید به گونه ای باشد که هیچ کس نتواند آن را به عنوان مبنای توافق عمومی آگاهانه و غیراجباری رد کند. طرفین قرارداد پشت پرده جهل قرار نمی‌گیرند. هر طرف به اصطلاح، یک حق وتو در رابطه با اصل کلی تنظیم رفتار دارد. با این حال، ممکن است

1 . Rawls, John
2. Veil of ignorance
3. Scanlon, Thomas Michael

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

دادن حق وتو به هر فرد، مستقیماً به بن‌بست منتهی شود، زیرا هر طرف ممکن است اصلی را رد کند که بر اساس آن، او نسبت به یک گزینه بد عمل کرده است. اسکانلون معتقد است که هر فرد می‌تواند دلیلی برای رد یک اصل داشته باشد، اگر با آنها ناعادلانه رفتار شود، برای مثال زمانی که برخی افراد به دلایل غیرمنطقی سود می برند.

۲،۱. سایر نظریه های عدالت اقتصادی

نظریه پیکتی[1]: توماس پیکتی(۲۰۰۳) اقتصاددان فرانسوی در زمینه عوامل اصلی گسترش نابرابری، فرضیه خود را ارائه داده است. پیکتی در تحلیل خود دلیل اصلی نابرابری را شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی (r-g) می‌داند. اما علیرغم توضیح منطقی تغییرات در الگوهای نابرابری، به آزمون تجربی فرضیه خود نپرداخته است.

نظریه آمارتیاسن[2]: آمارتیا سن(۲۰۰۰) به تأثیر نظریه‌های عدالت اجتماعی بر تحلیل و ارزیابی توزیع درآمد و ویژگی‌های مرتبط با نابرابری اقتصادی می‌پردازد. ارزیابی توزیع درآمد شامل موضوعات توصیفی و تجویزی و شیوه های تأثیرگذاری عدالت اجتماعی بر هر دو است. مفاهیم عدالت اجتماعی می تواند محور هنجارهای اخلاقی برای ارزیابی توزیع درآمد بهینه باشد. نگرش مردم نسبت به توزیع درآمد واقعی یا واکنش‌ها به آن می‌تواند تحت تأثیر تطابق یا عدم تطابق بین (۱) ایده‌های هنجاری و (۲) واقعیات پیرامون خود، باشد. ایده های عدالت اجتماعی می تواند بر رفتار و اعمال واقعی تأثیر بگذارد. یک نظریه کامل عدالت نیازی به رتبه بندی کامل همه گزینه های ممکن ندارد. حضور انعطاف‌پذیر زمینه‌های رقابتی عدالت، پیامدهای قوی بر شیوه ارزیابی نابرابری به طور کلی و ارزیابی توزیع درآمد به طور خاص دارد.

۲. پیشینه موضوع

ابریشمی و همکاران(۱۳۸۴) رابطه بین متغیرهای نابرابری و رشد اقتصادی را بر اساس آزمون علیت گرنجر و آزمون همگرایی یوهانسن – جوسیلیوس بررسی کردند. نتایج مطالعه بر اساس داده های آماری دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۱، نشان داد که یک رابطه علّی یک طرفه از سمت نابرابری درآمد به رشد اقتصادی وجود دارد. اما رابطه علیت از رشد اقتصادی به نابرابری را نمی توان پذیرفت. به علاوه، نتایج مدل خود رگرسیون برداری و آزمون هم انباشتگی یوهانسن – جوسیلیوس نشان داد که افزایش نابرابری درآمد در بلندمدت، سبب کاهش رشد اقتصادی می شود.

1 . Piketty, Thomas
2 . Sen, Amartya

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴) اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران را طی سال های ۱۳۴۷-۱۳۸۱ با روش هم جمعی و مدل خود همبستگی با وقفه های توزیعی (ARDL) بررسی کردند. نتایج برآورد مدل نشان داد که درآمدهای نفتی سبب نابرابرتر شدن توزیع درآمد در کل کشور و در فضای شهری می گردد، اما این تاثیر در فضای روستایی قطعی نیست.

کفایی و درستکار(۱۳۸۶) رابطه بین متغیرهای آموزشی (میانگین و انحراف معیار سواد در جامعه) و توزیع درآمد در دوره ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۰ مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که افزایش سطح سواد باعث بهبود توزیع درآمد می‌گردد ولی تشدید پراکندگی سواد، توزیع درآمد را بدتر می کند، بنابراین سطح (متوسط) بالاتر سواد و اختلاف یا پراکندگی (انحراف معیار) کمتر آن (هر دو) توزیع درآمد جامعه را بهبود می بخشد.

غفاری (۱۳۸۷)، به مطالعه تطبیقی درآمد و هزینه خانوارهای شهری و روستایی در استان مرکزی و کشور و تعیین شکاف شهر و روستا در دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۶ پرداخته است. مقایسه شاخص-های ضریب جینی، نسبت هزینه های مصرفی دهک دهم به دهک اول، نسبت هزینه های مصرفی ۲۰ درصد پردرآمدترین به ۴۰ درصد کم درآمدترین خانوارها و رفاه اجتماعی برای مناطق شهری و روستایی استان و کل کشور نشان داده است که میزان نابرابری در جامعه شهری و روستایی استان کمتر از متوسط میزان نابرابری در جامعه شهری و روستایی کل کشور است.

مهرگان و همکاران(۱۳۸۷) با برآورد مدل های رگرسیونی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد را تبیین کردند. نتایج نشان دادند که ترکیب و سهم بخش ها در رشد اقتصادی، بر چگونگی توزیع درآمد تاثیر می گذارد. هر چه سهم بخش کشاورزی افزایش یابد توزیع اقتصادی متعادل تر می شود.

گرجی و برهانی پور (۱۳۸۷) رابطه بین شدت تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) به عنوان معیار جهانی شدن و توزیع درآمد در ایران را با روش هم جمعی یوهانسون- جوسیلیوس طی دوره ۸۳-۱۳۴۷ برآورد کردند. همچنین نرخ تورم، نرخ بیکاری، مخارج عمومی دولت و درآمد سرانه به عنوان متغیرهای دیگر اثرگذار بر توزیع درآمد مدنظر قرار گرفتند. نتایج نشان داد که فرضیه کوزنتس در اقتصاد ایران تایید شده و نرخ تورم و بیکاری با نابرابری درآمدی ارتباط مستقیم داشته، در حالی که مخارج عمومی دولت با کاهش نابرابری ارتباط مستقیم دارد. در نهایت جهانی شدن (شدت تجاری) باعث افزایش نابرابری شده و وضعیت توزیع درآمد را بدترکرده است.

شاکری و مالکی (۱۳۸۸) دلایل تغییر ساختار در اندیشه توزیع درآمد از توزیع تابعی درآمد به «توزیع مقداری درآمد» را بررسی کردند. آنها در این تغییر، هفت عامل تسهیل کننده شامل نیاز

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

دولتهای رفاه، کاستی های نظریه توزیع تابعی، بهبود امکانات سخت افزاری و نرم افزاری تحلیل درآمد و هزینه، نظریه رشد و نابرابری کوزنتس، نظریه انتخاب فردی فریدمن، نظریه سرمایه انسانی بکر و توزیع عادلانه رالز و دو عامل بازدارنده شامل جایگاه توزیع تابعی در اندیشه نئوکلاسیک و مکتب کمبریج را در تعریف کاربردی از عدالت توزیعی برشمردند.

خلخالی و همکاران(۱۳۸۹) به بررسی اثرات ساختار آموزش(آموزش دولتی و خصوصی و آموزش مردان و زنان) بر توزیع درآمد ایران در دوره ۱۳۸۶ - ۱۳۴۷ پرداختند. مطابق نتایج، سطوح مختلف آموزش سبب کاهش نابرابری شده و همچنین افزایش آموزش دولتی نسبت به خصوصی سبب کاهش بیشتر نابرابری می شود. آموزش زنان نیز بیش از آموزش مردان، نابرابری درآمدی در جامعه را کاهش می دهد.

ادیب پور و محمدی ویایی(۱۳۹۵) اثر فساد اقتصادی بر ضریب جینی(به عنوان شاخص توزیع درآمد) را در دو گروه از کشورهای پردرآمد شامل آلمان، فرانسه، ایتالیا، کانادا، ژاپن و میان‌درآمد شامل ایران، ترکیه، هند، مالزی وچین، در دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ بررسی کردند. نتایج برآورد الگوی داده های تلفیقی نشان داد که با افزایش فساد اقتصادی در هر دو گروه از کشورها، نابرابری اقتصادی افزایش می یابد. همچنین اثر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در کشورهای پردرآمد منفی و برای کشورهای میان‌درآمد مثبت است. مالیات تاثیر منفی بر نابرابری درآمدی داشته در حالی که بیکاری موجب افزایش نابرابری درآمدی می شود.

سلاطین(۱۳۹۶) میزان تأثیرگذاری فساد مالی بر توزیع درآمد در گروه کشورهای منتخب با درآمد متوسط را با استفاده از مدل های پانل ایستا و پانل پویا مورد بررسی قرار داد. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش اثرات ثابت و گشتاور تعمیم یافته در گروه کشورهای منتخب در دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۶ نشان داد که فساد مالی تأثیر مثبت و معناداری بر ضریب جینی به عنوان شاخص توزیع درآمد در گروه کشورهای منتخب با درآمد متوسط دارد. همچنین با افزایش نرخ بیکاری در گروه کشورهای منتخب، ضریب جینی، افزایش و توزیع درآمد نابرابر شده است. با بهبود فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) و افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی از مقدار ضریب جینی در گروه کشورهای منتخب درآمد متوسط کاسته شده و توزیع درآمد بهبود یافته است. گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات سبب بهبود توزیع درآمد می‌گردد. در تخمین پویا تورم تأثیر مثبت و معنادار و درجه باز بودن اقتصاد تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی به عنوان شاخص توزیع درآمد داشته است.

پروین و همکاران(۱۳۹۸) تاثیر ساختار سنی جمعیت ایران بر توزیع درآمد را طی سال های ۱۳۶۸-۱۳۶۴ بررسی کردند. نتایج تجزیه ضریب جینی هزینه خانوار بر حسب گروه های سنی

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

سرپرست خانوار نشان داد که با افزایش سن سرپرست خانوار، نابرابری درآمد بین گروهای سنی و نیز در گروه سالمند (خانوارهای بالای ۶۵ سال) افزایش می‌یابد.

موسوی جهرمی و همکاران(۱۳۹۳) تاثیرعوامل اقتصادی مختلف بر نابرابری درآمد در ایران را در دوره زمانی ۱۳۶۳– ۱۳۹۰ با روش خود رگرسیون با وقفه های توزیع شونده (ARDL) مدنظر قرار دادند. این تحقیق نشان داد که رشد اقتصادی و تورم تاثیر منفی، و متغیرهای درآمد حاصل از مالیات بر درآمد، درآمدهای حاصل از نفت و گاز، و بهره‌وری نیروی کار تاثیر مثبت بر برابری درآمد دارند. همچنین، براساس نتایج، رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد با دیدگاه کوزنتس و کالدور مطابقت دارد.

احمدی‌شادمهری و همکاران(۱۳۹۸) عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران را با تأکید بر نقش مهاجرت و شهرنشینی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۵ مورد مطالعه قرار دادند و برای تحلیل موضوع-، از الگوی خود توضیح برداری، روش- یوهانسن-جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده کردند. بر اساس ضریب جمله تصحیح خطا، نتایج حاکی از آن است که در هر دوره حدود ۰/۶۴ عدم تعادل کوتاه-مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت، تعدیل می-شود و در بلندمدت، یک درصد افزایش در متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ باسوادی، به-ترتیب باعث کاهش ۰/۷۸ و ۱/۸۷ درصدی در نابرابری توزیع درآمد می-شوند. از طرف دیگر، یک درصد افزایش در متغیرهای فساد، تورم، نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی و نرخ مهاجرت، به ترتیب باعث افزایش ۲/۰۳، ۱/۱۷، ۱/۵۳، ۲/۷۸ و ۴/۳۸ درصد در نابرابری توزیع درآمد می-شوند.

شاکری بستان آباد و جلیلی (۱۳۹۹) متغیرهای اثرگذار بر توزیع درآمد را در استان‌های ایران در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۴ با استفاده از روش پانل پروبیت کسری شناسایی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد، فرضیه کوزنتس را تأیید نمی‌کند. همچنین متغیرهای مخارج دولتی سرانه، توسعه مالی و تورم، اثر منفی و معنی‌دار بر متغیر ضریب جینی داشتند.

سرخوش سرا و همکاران(۱۳۹۹) با استفاده از الگوی خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) و در طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۲ به تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که افزایش شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی(r-g) ارتباط مثبت و معنی‌داری با افزایش نابرابری و سهم سرمایه از درآمد ملی در ایران نداشته و شواهد محکمی برای تأیید فرضیه پیکتی در ایران وجود ندارد. از نظر

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

عجم اغلو و رابینستون[1] (۲۰۱۵) این نتیجه می‌تواند ناشی از نادیده گرفتن نقش سیستماتیک نهادها و عوامل سیاسی درشکل‌گیری نابرابری،توسط پیکتی باشد.

مطالعات خارجی

اودِداوکون و روند[2] (۲۰۰۱) عوامل تعیین‌کننده توزیع درآمد و نابرابری، تأثیر نابرابری بر رشد اقتصادی و کانال‌های اثرگذاری نابرابری بر رشد را در ۳۵ کشور آفریقایی طی ۴ دهه متوالی بررسی کردند. عوامل موثر بر توزیع درآمد شامل سطح توسعه اقتصادی، عوامل منطقه ای، اندازه بودجه دولت و میزان اختصاص آن به یارانه‌ها و پرداخت‌های انتقالی، مراحل چرخه اقتصادی، سهم بخش کشاورزی از کل نیروی کار و همچنین موجودی منابع انسانی و زمینی بوده و مطابق شواهد، نابرابری بالا، رشد را کاهش می‌دهد. کانال‌های اثرگذاری نابرابری بر رشد شامل کاهش سرمایه گذاری در آموزش متوسطه و عالی، کاهش ثبات سیاسی و افزایش نرخ باروری است.

رویونی و لی[3](۲۰۰۳) یک چشم‌انداز میان‌مدت برای تحلیل باز بودن تجاری-نابرابری در آمریکای لاتین ارائه دادند. تخمین ارتباط بین باز بودن تجارت و توزیع درآمد طی دوره ۳۰ ساله ۱۹۸۰-۲۰۱۰ نشان داد که باز بودن تجارت بیشتر با افزایش همزمان نابرابری درآمدی همراه است.

مسچی و ویوارلی[4](۲۰۰۷) پیامدهای توزیعی جریان های تجاری در کشورهای در حال توسعه را مورد بحث قرار دادند. از جنبه نظری، تأثیر متقابل بین باز بودن بین‌المللی و پذیرش فناوری ممکن است موجب افزایش احتمالی تفاوت درآمدها در کشورهای در حال توسعه بازتر، از طریق افزایش مهارت در تجارت شود. آنها از یک مدل پویا برای تخمین تأثیر تجارت بر نابرابری درآمد درون کشوری در۷۰ کشور منتخب در حال توسعه در دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۹ استفاده کردند. نتایج مطالعه نشان داد که جریان‌های تجاری کل با نابرابری درآمد ارتباط ضعیفی دارد. اما، هنگامی که جریان‌های تجاری کل بر اساس مناطق مبدأ/مقصد آن‌ها تفکیک می‌شوند، تجارت با کشورهای با پردرآمد، توزیع درآمد را در کشورهای در حال توسعه، از طریق واردات یا صادرات، بدتر می‌کند.

ماهش[5](۲۰۱۱) تأثیر باز بودن تجارت بر نابرابری درآمدی را با استفاده از داده های تابلویی ۷۲ کشور در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ بررسی نمود. تحلیل وی نشان داد که باز بودن تجارت و نابرابری درآمد به طور مثبت و قابل توجهی در کشورهای در حال توسعه مرتبط

1 . Acemoglu, Daron, & Robinson, James A
2 . Odedokun & Round
3 . Reuveny & Li
4 . Meschi & Vivarelli
5 . Mahesh

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

است. با این حال، با تفکیک تجارت به واردات و صادرات، این دو تأثیر متفاوتی بر نابرابری درآمد دارند. در حالی که شدت واردات رابطه مثبت و معناداری دارد، شدت صادرات با باز بودن تجارت ارتباط ناچیز دارد. در تفکیک اثر بر اساس قاره‌ها، تأثیر باز بودن تجارت بر نابرابری در قاره‌ها متفاوت است.

لی[1]و همکاران(۲۰۱۳) عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمدی در کره جنوبی را طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ بررسی کردند. فرضیه کوزنتس در مورد رابطه U شکل معکوس بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی و فرضیه U شکل بارو رابطه از نظر تجربی تأیید نشد. تأثیرمخارج دولت به عنوان سهمی از درآمد ناخالص ملی از نظر آماری بر درآمد ناچیز بوده است. افزایش سهم سرمایه گذاری در تولید ناخالص داخلی باعث کاهش نابرابری درآمد شده و افزایش پیری جمعیت(سهم سالمندان در جمعیت شاغل)، یکی از عوامل مهم در افزایش شکاف نابرابری درآمد بوده است.

پالپیبولایا[2](۲۰۱۵) تأثیر باز بودن تجارت بر توزیع درآمد در ۸۶ کشور نمونه در حال توسعه و توسعه یافته را طی سال‌های ۱۹۶۰-۲۰۰۵ و در بازه های ۵ سال (۱۰ دوره) و در قالب ۸ منطقه مطالعه کردند. نتایج رگرسیونOLS نشان داد که افزایش باز بودن تجارت منجر به نابرابری درآمدی بیشتر در کل کشورها می‌شود. همچنین، در حالی که افزایش باز بودن تجارت، نابرابری درآمد را در کشورهای در حال توسعه افزایش می دهد، نابرابری درآمد را در کشورهای توسعه یافته کاهش می دهد.

علی[3]و همکاران (۲۰۱۵) رابطه باز بودن تجارت- رفاه برای اقتصاد پاکستان را طی دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۲ بررسی کردند. به ویژه، آنها رابطه بین باز بودن تجارت، مخارج اجتماعی (هزینه‌های مربوط به آموزش، بهداشت و شبکه‌های ایمنی اجتماعی[4]) و توزیع درآمد را تحلیل کردند. این تحلیل با داده های ضریب جینی، هزینه‌های دولت در آموزش، شبکه‌های بهداشتی و ایمنی(شاخص توزیع مجدد درآمد) و باز بودن تجاری (مجموع صادرات و واردات به عنوان نسبت تولید ناخالص داخلی) انجام گردید. علاوه بر این، تأثیر رشد جمعیت و توسعه اقتصادی بر نابرابری درآمد بررسی شد. مطابق نتایج، باز بودن تجارت اگرچه عاملی برای توسعه اقتصادی است اما بر توزیع درآمد در پاکستان تأثیری ندارد. با این حال، ضریب منفی و معنادار متغیر مخارج اجتماعی نشان می دهد که سیاست توزیع مجدد دولت سبب کاهش شکاف بین فقیر و غنی می شود.

1 . Lee
2 . Polpibulaya
3 . Ali
۴. Social safety nets

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

مارش[1](۲۰۱۵) از پایگاه داده استاندارد شده نابرابری درآمد جهانی استفاده کرده تا تغییرات ضرایب جینی را برای درآمد خالص خانوار در ۱۴۲ کشور در حال توسعه، در حال گذار و توسعه یافته توضیح دهد. مدل علّی شامل سه مجموعه از متغیرهای توضیحی است: (۱) دوگانگی اقتصادی، (۲) پیشرفت تحصیلی و نابرابری آموزشی، و (۳) تأثیرات سیاسی و دولتی بر نابرابری درآمد. مهم ترین علت نابرابری، اثر کوزنتس است: جوامعی که در سطوح پایین و بالا توسعه یافته اند، نابرابری کمتری نسبت به سطوح متوسط دارند. رشد جمعیت نابرابری را افزایش می دهد. افزایش بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی نسبت به بخش غیرکشاورزی و جامعه شوروی سابق، نابرابری را کاهش می دهد. میزان تحصیلات تأثیر کمتری نسبت به نابرابری تحصیلی بر نابرابری درآمد دارد. انتقال درآمد دولت گاهی اوقات نابرابری را کاهش می دهد، اما زمانی که همه متغیرها در مدل قرار دارند، تأثیری ندارند. در نهایت، لیبرال دموکراسی هیچ اثر خالصی بر نابرابری ندارد.

فرزانگان و حبیب پور[2](۲۰۱۷) به موضوع نابرابری درآمد و اثرات رفاهی ناشی از توزیع مستقیم رانت منابع و مالیات متعاقب آن در ایران پرداختند. آنها از داده‌های خرد مبتنی بر نظرسنجی از ۱۴۰۰۰۰ نفر استفاده کردند که شامل بیش از ۳۶۰۰۰ خانوار شهری و روستایی ایرانی در سال ۲۰۰۹ است. در مورد نابرابری درآمد و فقر در ایران نتیجه گرفتند که سیاست تقسیم رانت منابع با مالیات بر درآمد مستقیم بعدی، اثر کاهشی قابل توجهی بر ضریب جینی خانوار دارد در حالی که سیاست های هدفمند در کاهش تعداد خانوارهای زیر خط فقر مؤثرتر است.

دُرن[3] و همکاران (۲۰۲۲) نحوه تاثیر باز بودن تجارت بر نابرابری درآمد در نمونه ای شامل ۱۳۹ کشور در دوره ۱۹۷۰-۲۰۱۴ بررسی کردند. مطابق نتایج، تأثیر باز بودن تجارت بر نابرابری درآمد در کشورهای مختلف متفاوت است. باز بودن تجارت به طور نامتناسبی به سود سهم درآمد نسبی افراد بسیار فقیر در اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه است. در بیشتر اقتصادهای پیشرفته، باز بودن تجارت، نابرابری درآمدی را افزایش داد. نتایج مطالعه حاکی از تأثیر قوی باز بودن تجارت بر نابرابری در چین و کشورهای در حال گذار است.

ساوادوگو و اویوبا[4](۲۰۲۴) به تحلیل تأثیر منابع طبیعی بر نابرابری درآمد در ۷۳ کشور در حال توسعه طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۲۰ در قالب ۵ رژیم نابرابری متفاوت پرداختند. نتایج نشان داد که اثر رانت منابع طبیعی بر نابرابری درآمد در پنج رژیم مجزا از کشورها متفاوت است. در رژیم های ۱ و

1.. Marsh
2 . Farzanegan & Habibpour
3 . Dorn
4 . Sawadogo & Ouoba

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

۲ منابع طبیعی بر نابرابری تأثیر مثبت دارند در حالی که در رژیم های ۳ و ۴ تأثیر منفی بر نابرابری دارند. در رژیم ۵، اثر قابل توجهی نیست. علاوه بر این، که کشورهایی که سطح ریسک سیاسی پایینی دارند در رژیمی قرار دارند که وابستگی به منابع طبیعی، نابرابری درآمد را کاهش می دهد.

۳. روش پژوهش

این بررسی از نظر هدف کاربردی، از نظر روش مطالعه، علّی و از نظر روش تحقیق تحلیل، اقتصادی سنجی است. قلمرو موضوعی مطالعه، توزیع درآمد، قلمرو مکانی، اقتصاد ایران و قلمرو زمانی، دوره ۱۴۰۲-۱۳۵۷ است. روش جمع آوری ادبیات تحقیق و اطلاعات آماری، مطالعه اسنادی(استفاده از اسناد مکتوب یا برخط) و مراجعه مستقیم به پایگاه های رسمی آماری می‌باشد. این مطالعه متکی به اطلاعات آماری بانک جهانی و بانک مرکزی است. در مدل سازی عوامل مؤثر برتوزیع درآمد با تأکید بر رانت منابع طبیعی و بازبودن تجاری یک الگوی خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی (ARDL) تصریح شده و با کمک نرم افزار Eviews تخمین زده شده است.

۱،۳. داده ها و متغیرها

برای تبیین توزیع درآمد در ایران، از نظریه های مختلف در خصوص عدالت استفاده شده است. مطابق با فرضیه کوزنتس، یک رابطه درجه دوم(سهمی) به شکل U وارون بین شاخص نابرابری درآمدها و درآمد یا درآمد سرانه وجود دارد. به همین دلیل، درآمد سرانه به عنوان یکی از عوامل تعیین کننده ضریب جینی به حساب می آید.

بار تکفل(نسبت وابستگی سنی[۱])، نسبت افراد تحت تکفل(تعداد افراد کمتر از ۱۵ سال یا بیشتر از ۶۴ سال) به جمعیت در سن کار(افراد ۱۵ تا ۶۴ ساله) است. داده های این متغیر به عنوان نسبت افراد تحت تکفل به ازای هر ۱۰۰ نفر واقع در سن کار گزارش می شود. هر قدر این نسبت بالاتر باشد، نشان می دهد که در یک خانوار نوعی، تعداد افراد بیشتری توسط شاغلین همان خانوار پوشش مالی داده می شوند. در نتیجه، پایین بودن تعداد شاغلین خانوار موجب کاهش درآمدهای خانوار شده و نابرابری درآمدی را افزایش می دهد. در سطح کلان نیز، بارتکفل بالا، عاملی برای افزایش هزینه های دولت، افزایش مخارج بیمه ها و تغییر در ترکیب درآمد عوامل تولید به زیان عامل نیروی کار و به نفع عامل سرمایه خواهد بود. در نتیجه، خروجی نهایی، وخامت در توزیع عادلانه درآمدها و ثروت ها خواهد بود.

---

۱. Age dependency ratio

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

درجه یا شدت باز بودن تجاری که گاهی به عنوان معیار ادغام یا یکپارچگی کشورها در اقتصاد جهانی شناخته می شود.، بسته به سطح توسعه یافتگی و ترکیب کالاها و خدمات صادر یا وارد شده، در کشورهای مختلف اثرات مثبت یا منفی بر نابرابری درآمدها برجای می گذارد. بدیهی است اگر عایدات حاصل از جریان تجارت خارجی به نفع گروه ها و طبقات کم درآمد باز توزیع شود، قابلیت کاهش نابرابری درآمد را دارد. اما چنانچه حاصل و عایدی تجارت خارجی صرفاً در توسعه صادرات یا افزایش محض واردات خرج شود، به احتمال زیاد، به تشدید نابرابری درآمدها منتهی خواهد شد.

در کشورهای در حال توسعه، تأثیر مثبت درجه باز بودن تجاری بر نابرابری درآمد از طریق اثرگذاری بر نسبت های قیمت عوامل، نابرابری دارایی ها، نابرابری های فضایی، نابرابری های جنسیتی تحقق می یابد. بر اساس اکثر مطالعات بین کشوری باز بودن بیشتر، تأثیر کمی بر نابرابری درآمد کلی داشته است(آندرسون[1]، ۲۰۰۵).

رانت منابع طبیعی مجموع رانت های نفت، گاز طبیعی، زغال سنگ (سخت و نرم)، رانت معدنی و رانت جنگل‌ها است. این رانت‌ها(R) از حاصلضرب اختلاف قیمت(P) و هزینه متوسط استخراج/برداشت منابع(AC) در میزان استخراج/برداشت(Q) به دست می‌آید. به بیان ریاضی: $R=(P-AC)*Q$. نحوه توزیع رانت منابع در اقتصاد بسیار مهم است. اگر این رانت‌ها صرف پروژه‌های توسعه، عمران و آبادی مناطق و استان‌ها شود و از محرومیت منطقه‌ای بکاهد، می‌تواند به کاهش نابرابری در توزیع درآمد کمک کند. اما درصورتی که در اختیار گروه‌های خاص و پرنفوذ قرار گیرد و یا صرف موارد غیرمولد شود، کمکی به بهبود توزیع درآمد نخواهد کرد و بر نابرابری درآمدی و فقر خواهد افزود.

در اقتصاد ایران، از سه ماهه پایانی سال ۱۳۸۹ قانون هدفمندی یارانه ها با انگیزه کنترل مصرف حامل های انرژی در کشور اجرا و به آزادسازی قیمت حامل های انرژی منجر شده و تبعات آن به صورت افزایش تورم ظاهر گردید. به منظور جبران نسبی اثرات تورمی این قانون، دولت‌های نهم تا دوازدهم مکلف به پرداخت یارانه سرانه به مبلغ ۴۵۵۰۰ تومان تا سال ۱۴۰۰ بودند و از سال ۱۴۰۱بسته به دهک‌های درآمدی، یارانه نقدی سرانه ۳۰۰۰۰۰ و ۴۰۰۰۰۰ تومانی به حساب سرپرستان خانوارهای حایز شرایط دریافت یارانه، واریز می شود. در این مقاله، از یک متغیر مجازی برای منظور کردن اثرات اجرای قانون هدفمندی یارانه ها بر ضریب جینی استفاده شده است.

بر اساس توضیحات فوق، متغیرهای تحقیق عبارتند از:

---

1 . Anderson

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

متغیر وابسته: ضریب جینی (معیار توزیع درآمد)/ GINI: ضریب جینی از شاخص‌های مهم اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد است. اندازه این شاخص بین صفر (معرف جامعه‌ای با برابری کامل درآمد) و یک (نمایانگر عدم برابری توزیع درآمد در جامعه) تغییر می‌کند. آمار مزبور نشان دهنده میزان ارقام ضریب جینی در مناطق شهری می باشد.

۲،۳. متغیرهای توضیحی

درآمد سرانه(به قیمت ثابت)/Y: این متغیر از نسبت تولید ناخالص داخلی به کل جمعیت کشور حاصل شده است. برای آزمون فرضیه کوزنتس، فرم درجه دوم لگاریتم درآمد سرانه نیز به مدل افزوده شده است.

بار تکفل(به درصد)/ ADR: این متغیر به صورت درصد(نسبت تعداد افراد زیر ۱۵ سال یا بالای ۶۴ سال) به جمعیت در سنین کار(افراد ۱۵ تا ۶۴ ساله) در مدل گنجانده شده است

درجه بازبودن تجاری(به درصد)/ OPEN: این متغیر از نسبت ارزش کل تجارت(مجموع ارزش صادرات و واردات) به تولید ناخالص داخلی حاصل شده و وارد مدل شده است.

سهم رانت کل منابع(به درصد)/ RENT: این متغیر از نسبت رانت کل منابع به به تولید ناخالص داخلی به دست آمده و در مدل منظور شده است

متغیر مجازی هدفمندی یارانه ها(صفر برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹، یک برای دوره ۱۳۹۰تا ۱۴۰۲)/ D1

داده های آماری از بانک جهانی و بانک مرکزی ایران اخذ شده اند

ویژگی های آماری متغیرهای تحقیق در جدول (۱) ارائه شده است. میانگین ۴۶ ساله ضریب جینی حدود ۰،۳۹۲ و میانگین درآمد سرانه(به قیمت ثابت) حدود ۱۴،۴ میلیون تومان است. کمینه ضریب جینی در سال ۱۳۹۲ معادل ۰،۳۴ است، در حالی که کمینه درآمد سرانه حقیقی در سال ۱۳۶۷ معادل حدود ۹،۷ میلیون تومان است. بیشترین مقدار ضریب جینی در سال ۱۳۵۸ معادل ۰،۴۶۲ و بیشترین درآمد سرانه حقیقی معادل ۱۹،۷ میلیون تومان در سال ۱۳۵۷ ثبت شده است. میانگین بلندمدت بار تکفل حدود ۶۳ درصد با کمینه ۳۷،۵ و بیشینه ۹۰ درصد ثبت شده است. دربازه زمانی ۱۴۰۲-۱۳۵۷ میانگین درجه باز بودن تجاری بالغ بر ۴۱ درصد با بیشترین و کمترین مقدار ۵۸،۵ و ۱۴،۱ درصد گزارش شده است. متوسط سهم رانت منابع طبیعی از تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران در دوره ۴۶ ساله، حدود ۲۴ درصد بوده است. علاوه بر این، آماره جارک-برا(معیار سنجش نرمال بودن توزیع متغیرها) و احتمال آن، نشان می دهند که در سطح

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

معنی داری ۵٪ ، متغیرهای ضریب جینی، درآمدسرانه حقیقی و سهم رانت منابع طبیعی از توزیع نرمال برخوردار هستند.

جدول ۱. خلاصه آمار توصیفی متغیرها

	GINI	Y میلیون ریال/نفر	ADR(%)	OPEN(%)	RENT(%)
میانگین	۰,۳۹۲	۱۴۴,۳۳	۶۲,۹۰۷	۴۱,۰۷۲	۲۳,۹۸۴
میانه	۰,۳۹۸	۱۴۵,۵۴	۵۷,۲۵۲	۴۲,۶۴۴	۲۴,۱۱۸
بیشینه	۰,۴۶۲	۱۹۶,۹۹	۹۰,۰۲۶	۵۸,۵۶۵	۳۶,۹۶۲
کمینه	۰,۳۴	۹۶,۸۹	۳۷,۵۱۸	۱۴,۱۴۵	۵,۶۲۱
انحراف معیار	۰,۰۲۸	۲۶,۹۲	۲۱,۰۷۰	۹,۷۲۳	۷,۵۸۴
جارک-برا	۰,۰۷۶	۳,۴۰۶	۶,۲۱۶	۵,۸۵۸	۱,۲۴۲
احتمال	۰,۹۶۳	۰,۱۸۲	۰,۰۴۵	۰,۰۵۳	۰,۵۳۷
تعداد مشاهدات	۴۶	۴۶	۴۶	۴۶	۴۶

۳,۳. تصریح و تخمین مدل اقتصادسنجی

بر اساس ادبیات تحقیق و مبانی نظری، مدل عمومی (۱) برای تبیین توزیع درآمد در اقتصاد ایران تصریح می شود:

$$GINI=f(Y, Y^2, ADR, OPEN, RENT, D1) \qquad (1)$$

پیش از برآورد مدل، اطمینان از مانایی متغیرها ضرورت دارد. این کار با کمک آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته(ADF) صورت گرفته و نتایج در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	ADF		نتیجه
	سطح	تفاضل اول	

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

GINI	-۳,۴۸۲	-۷,۴۴۷	I(1)
Y	-۴,۱۴۵	-۴,۷۰۸	I(1)
Y^2	-۶,۲۳۳	-	I(0)
ADR	-۴,۵۴۲	-	I(0)
OPEN	-۳,۲۳۲	-۵,۱۷۲	I(1)
RENT	-۳,۰۲۰	-۶,۹۱۷	I(1)

بازه مقدار بحرانی مکینون در سطح ۱٪=از ۴,۱۷۵- تا ۴,۱۹۲-

با توجه به تفاوت در درجه مانایی متغیرها، گزینه مناسب برای تخمین مدل‌ها، روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) است. علاوه بر این، تغییر درآمدها، ماهیت پویایی دارد و تحوه توزیع درآمد در یک دوره از توزیع درآمد در دوره های گذشته پیروی می کند و مدل ARDL این اثرات با وقفه را منظور می کند. برای مدل (۱)، نرم افزار Eviews12، مدل ARDL(4, 4, 4, 3, 4, 4, 1) را بر اساس معیار اطلاعات آکائیک پیشنهاد داده که البته با توجه به تغییر در علامت های ضرایب مربوط به وقفه های متعدد، تفسیرپذیری بالایی ندارد. در نتیجه براساس مدل انتخابی، به فرم بلندمدت مدل در جدول(۳) اکتفا می شود:

جدول ۳. فرم بلندمدت مدل ARDL(4, 4, 4, 3, 4, 4, 1)

Var.	Coef.	Std. Error	t-Stat	Prob.
Y	0.0052	0.0010	4.968	0.0004
Y^2	-1.36E-05	3.72E-06	-3.650	0.0038
ADR	0.0018	0.00017	10.237	0
OPEN	0.0013	0.00054	2.455	0.0319
RENT	-0.0018	0.00057	-3.103	0.01
D1	-0.0375	0.00373	-10.035	0
عرض از مبدا	-0.1870	0.07014	-2.666	0.0219

آماره F مربوط به آزمون کرانه ها در این فرم بلندمدت برابر ۱۲,۱ بوده که از کران بالایی ۳,۹۹ در سطح ۱٪ بزرگتر است. در نتیجه رابطه هم انباشتگی بین متغیرهای تحقیق برقرار است. معادله هم انباشتگی مدل به صورت رابطه (۲) است که در آن ۱,۷۴۶- ضریب تصحیح خطا بوده و بیانگر میزان تعدیل و اصلاح نسبتاً سریع مدل جهت رسیدن به تعادل بلندمدت است. آماره t مربوط به این ضریب برابر ۱۲,۵۸۵- و دال بر معنی داری آماری آن است.

$$D(GINI) = -1.746*(GINI(-1) - (0.0052*Z(-1) -0.000014*Z(-1)^2 + 0.001*ADR1(-1) + 0.0013*OPEN(-1) -0.0018*RENT(-1) -0.0374*DUM(-1) - \quad (۲)$$

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

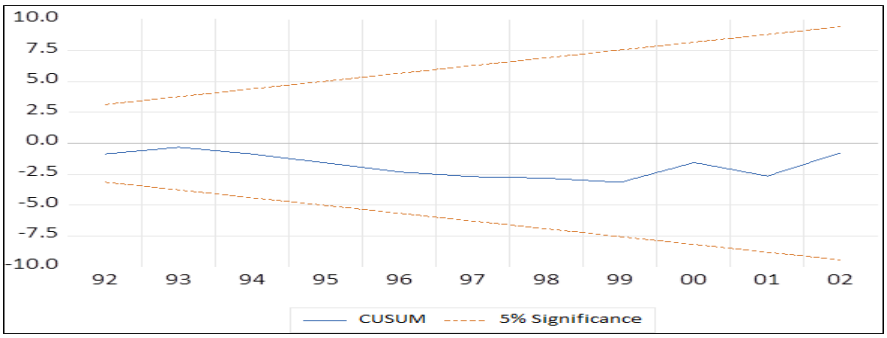
0.187)) (۲

در جدول(۴)، آزمون های تشخیصی مدل ارائه شده است که بیانگر نرمال بودن توزیع جملات خطا، عدم خودهمبستگی، همسانی واریانس و تصریح درست هر دو مدل است.

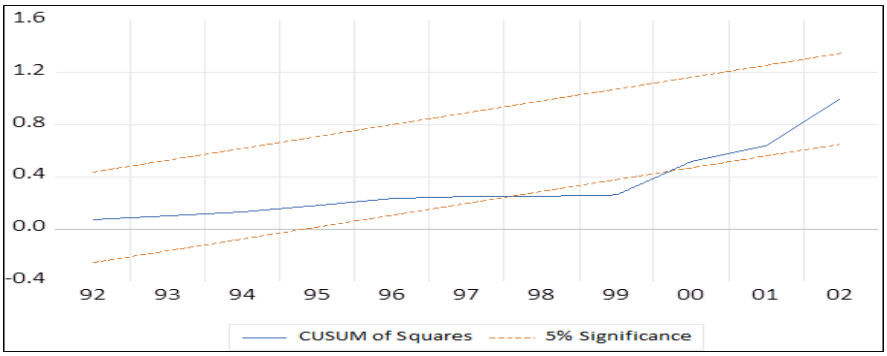
جدول ۴. آزمون های تشخیص پساتخمین

آزمون	آماره	احتمال
نرمالیتی(معیار جارک-برا)	JB=۰,۲۱۳۸	۰,۸۹۸۶
واریانس نا همسانی(بروش-پاگان-گادفری)	۰,۵۶۳۶F-stat=	۰,۸۹۵۷
عدم خودهمبستگی(بروش-گادفری)	۲,۹۴۹F-stat=	۰,۱۲۷۸
تصریح صحیح مدل(روش رمزی)	۱,۴۹۵۴F-stat=	۰,۲۴۹۴

علاوه برآزمون های تشخیص مدل، در الگوهای خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی، لازم است ثبات ساختاری ضرایب در طول زمان بررسی شود. این کار از طریق ترسیم نمودارهای مجموع تجمعی باقیمانده های عطفی(CUSUM)و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده های عطفی(CUSUM of Squares) صورت می گیرد. نمودارCUSUM حاکی از ثبات ساختاری ضرایب است در حالی که نمودار CUSUM of Squares دلالت بر ثبات ساختاری جزئی دارد.



[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]



نمودار ۱. آزمون های ثبات ساختاری ضرایب

۴. بحث

بر اساس نتایج تخمین مدل ARDL در جدول ۱، ارتباط سهموی(درجه دوم) بین ضریب جینی و درآمد سرانه در اقتصاد ایران تایید می شود. به بیان دیگر شواهدی از تأیید فرضیه کوزنتس در ایران وجود دارد. در نتیجه، با افزایش درآمد سرانه حقیقی، نابرابری درآمدی ابتدا افزایش یافته به بیشینه خود می رسد و سپس تنزل می کند و توزیع درآمدها، نسبتاً عادلانه می شود. این یافته با نتایج مطالعات گرجی و برهانی پور(۱۳۸۷)، موسوی جهرمی و همکاران(۱۳۹۳) و مارش[1](۲۰۱۵) سازگار است اما با نتیجه مطالعه لی[2] و همکاران(۲۰۱۳) سازگار نیست. بر اساس نتایج جدول (۲)، سطحی از درآمدسرانه حقیقی که در آن ضریب جینی به حداکثر مقدار خود می رسد و نابرابری درآمدی به بیشترین حد خود می رسد، از مشتق گیری متغیر GINI نسبت به Y حاصل می شود:

$$\Delta GINI/\Delta Y=0.0052-(2*-1.36E-05)*Y=0$$

حل معادله فوق به جواب $Y=191.2$ میلیون ریال منتهی می شود.

علاوه بر این، رابطه بین بارتکفل و ضریب جینی، مثبت است. در این صورت، با افزایش تعداد افراد تکفل نسبت به تعداد شاغلان، نابرابری درآمدی بیشتر می شود. زیرا در فقدات موجودی ثروت کافی، با تلاش تعداد اندکی از شاغلان و با افزایش تعداد وابستگان و عائله افراد شاغل، درآمد حاصل از کار بین تعداد زیادی از غیرشاغلان تقسیم می شود و درآمد سرانه کاهش می یابد و در مقایسه با گروه های بالاتر درآمدی، وضعیت توزیع درآمد بدتر می شود. این یافته با نتیجه مطالعه پروین و همکاران(۱۳۹۸) و لی و همکاران(۲۰۱۳) سازگار است.

رابطه بلندمدت بین درجه باز بودن تجاری و ضریب جینی در اقتصاد ایران در دوره مورد مطالعه مثبت و از نظر آماری، معنی دار است یعنی با افزایش ارزش تجارت نسبت به تولید ناخالص

1 . Marsh
2 . Lee

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

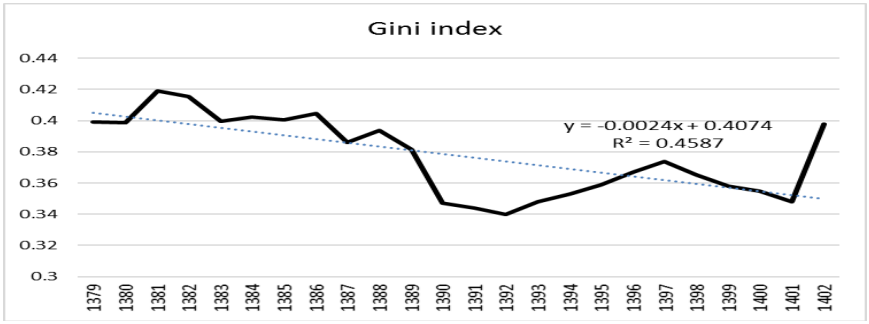
داخلی، ضریب جینی بیشتر می شود. ممکن است این اثر مثبت به این دلیل باشد که عایدات حاصل از واردات در انحصار شرکت های واردکننده و نمایندگی شرکت های خارجی باشد و درآمدهای ارزی حاصل از صادرات در اختیار گروه ها و اهداف خاص قرار گیرد. البته به دلیل انحصار دولتی بر صادرات نفت و گاز، درآمدهای این بخش در اختیار دولت و خود شرکت های ملی نفت و گاز قرار می گیرد. با این حال، ترکیب سایر کالاهای صادراتی و عواید ارزی به تراکم ثروت در شرکت های صادرکننده غیر دولتی منجر شده و قابلیت افزایش نابرابری درآمدها را دارد. این یافته با نتیجه مطالعه سلاطین(۱۳۹۶) سازگار نیست اما با یافته های گرجی و برهانی پور(۱۳۸۷)، رویونی و لی[1](۲۰۰۳)، ماهش[2](۲۰۱۱)، پالپیبولایا[3] (۲۰۱۵) و دُرن[4] و همکاران(۲۰۲۲) همخوانی دارد.

اثر رانت منابع طبیعی بر ضریب جینی، منفی و در سطح ۵٪ از نظر آماری معنی دار است، به بیان دیگر، با افزایش سهم رانت کل منابع طبیعی در تولی ناخالص داخلی، میزان نابرابری درآمدی کاهش می یابد. این کاهش درصورتی تحقق می یابد که رانت های منابع طبیعی، از سوی دولت برای مخارج جاری و یا عمرانی، هزینه شود. به ویژه، تاثیر منفی توزیع رانت منابع طبیعی برای پوشش مخارج جاری، سریع تر از مخارج عمرانی است، زیرا پروژه های عمرانی ماهیتاً زمان‌بر بوده و مخارج عمرانی اغلب تورم‌زا بوده و اثرگذاری آنها بر توزیع درآمدها در کوتاه‌مدت، ضعیف است. این نتیجه بر خلاف یافته‌های جرجرزاده و اقبالی(۱۳۸۴) بوده اما با یافته های موسوی جهرمی و همکاران(۱۳۹۳)، فرزانگان و حبیب پور[5] (۲۰۱۷) و ساوادوگو و اویوبا[6] (۲۰۲۴) سازگار است.

ضریب متغیر مجازی D1 منفی و معنادار است. این متغیر، اثر هدفمندی یارانه ها از سه ماهه پایانی ۱۳۸۹ را نشان می دهد. به بیان دیگر، سیاست پرداخت یارانه نقدی در بازه ۱۳۸۹-۱۴۰۲ در مقایسه با دهه ۱۳۸۹-۱۳۷۹ در تقلیل نابرابری درآمدها موفق بوده است(شیب خط روند در نمودار ۲ منفی است)، اما از سال ۱۴۰۱ به این سو، به دلیل تشدید فشارهای تورمی، ضریب جینی در حال افزایش است.

1 . Reuveny & Li
2 . Mahesh
3 . Polpibulaya
4 . Dorn
5 . Farzanegan & Habibpour
6 . Sawadogo & Ouoba

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]



نمودار ۲. روند ضریب جینی در ایران

۵. جمع‌بندی

ضریب جینی به عنوان شاخص عمومی سنجش توزیع درآمد از متغیرها و سیاست های اقتصادی تاثیر می‌پذیرد. در دوره بلندمدت ۱۴۰۲-۱۳۵۷ این ضریب از نوسانات زیادی برخوردار بوده و وقوع انقلاب اسلامی، جنگ تحمیلی و سیاست توزیع کوپن، سیاست های اقتصادی متفاوت در دولت‌های سازندگی، اصلاحات، مهرورزی، تدبیر و امید، دولت مردمی و انواع تحریم ها و همینطور اجرای قانون هدفمندی یارانه ها، در توضیح این نوسانات اهمیت دارند. تاکنون، مطالعات داخلی و خارجی متعددی در تبیین توزیع درآمدها انجام شده اند و متغیرهای زیادی از جمله نرخ تورم، نرخ بیکاری، رشد اقتصادی، بازبودن تجاری، سطح تحصیلات و آموزش، شهرنشینی، فساد اقتصادی، مالیات ها و مخارج دولت مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نوآوری این مطالعه، در دخالت دادن رانت منابع طبیعی و باز بودن تجاری از یک سو و بررسی تاثیر پرداخت یارانه های نقدی به سرپرستان خانوارها از سوی دیگر است.

مطابق نتایج تخمین مدل ARDL، فرضیه کوزنتس که رابطه U وارونه بین ضریب جینی و درآمد یا درآمد سرانه را نشان می دهد، مورد تأیید قرار گرفته و با توجه به محاسبات، در سطح درآمد سرانه حدود ۱۹۱,۲ میلیون ریال، ضریب جینی با لحاظ مقادیر میانگین سایر متغیرها، به حداکثر ۰,۳۹۶ می رسد.

همچنین تاثیر بارتکفل بر ضریب جینی مثبت است و در نتیجه افزایش بار تکفل به توزیع نابرابر درآمدها منجر می شود. با توجه به اینکه نابرابری توزیع درآمدها، از علل فقر در ایران به شمار می رود، افزایش بار تکفل(تعداد افراد زیر ۱۵ سال و بالای ۶۴ سال)، احتمال گسترش فقر را افزایش می دهد، زیرا پدیده سالمندی از یک سو و نسبت بالای وابستگی در سنین پایین، فشار اقتصادی بر خانوارها را به دلیل هزینه های بالای سلامت و مراقبت از سالمندان و مخارج هنگفت تحصیل در

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

افراد جوانتر افزایش داده و از درآمد ناخالص خانوارها می کاهد و نتیجه نهایی، بدتر شدن توزیع درآمد خواهد بود.

درجه باز بودن تجاری بر ضریب جینی تاثیر معنادار و مثبت دارد. این نتیجه، به این مفهوم است که سیاست ها و عملکرد تجارت(صادرات و واردات) نتوانسته در کاهش نابرابری توزیع درآمدها نقش ایفا کند. به عبارت دیگر، بین عملکرد تجارت در کشور و توزیع عادلانه رابطه مثبت وجود ندارد بلکه این رابطه منفی است، یعنی خالص منافع حاصل از تجارت، به بهبود توزیع درآمد ختم نشده است.

در این مطالعه، اثر رانت منابع طبیعی بر ضریب جینی منفی بوده، یعنی رانت کل منابع طبیعی(منابع نفت، گاز و زغال سنگ، منابع معدنی و جنگل ها) سبب کاهش نابرابری درآمدی شده است. در صورتی که رانت منابع را در مقابل رشد اقتصادی قرار دهیم، معمولاً دو فرضیه نفرین منابع یا نعمت منابع مطرح می شود. اما این فرضیه ها مستقیماً با توزیع درآمدها مرتبط نیستند. نتایج مطالعه نشان می دهد که رانت منابع توانسته در بلندمدت بر نابرابری درآمد غلبه نماید. البته ساوادوگو و اویوبا[1] (۲۰۲۴) بر این باور هستند کشورهای غنی از منابع طبیعی اگر بخواهند از کاهش نابرابری بهره مند شوند، باید اصلاحات قوی برای کاهش ریسک سیاسی انجام دهند. این اصلاحات شامل بهبود کیفیت سیستم قضایی، تشدید مبارزه با فساد و کاهش ریسک سرمایه گذاری است.

در دوره مورد مطالعه، پرداخت یارانه نقدی به سرپرستان خانوارها از سه ماهه پایانی ۱۳۸۹ صورت گرفته و هنوز ادامه دارد. با توجه به معنی داری ضریب متغیر مجازی، تاثیر این یارانه ها بر ضریب جینی، منفی است، در نتیجه اجرای هدفمندی یارانه ها به کاهش ضریب جینی منجر شده البته در دو سه ساله اخیر با نرخ های تورم متوالی بالای ۴۵ درصد، عملاً قدرت خرید این یارانه ها به شدت کاهش یافته و مجدداً ضریب جینی سیر فزاینده به خود گرفته است.

در پایان با توجه به نتایج این مطالعه، اتخاذ سیاست های رشد اقتصادی بلندمدت و افزایش درآمد سرانه حقیقی، تداوم پرداخت یارانه به گروه های کم درآمد و فقیر، مالیات‌ستانی از گروه های پردرآمد، مهار شتاب تورم و مدیریت انتظارات تورمی، اجرای سیاست‌های تامین اجتماعی(برنامه های حمایتی، بیمه و بازنشستگی)، تخصیص و توزیع موثر رانت منابع طبیعی، کاستن از بار تکفل از طریق برنامه های افزایش اشتغال و توانمندسازی سالمندان با برنامه های آموزشی و حمایتی به منظور کاهش ضریب جینی و توزیع عادلانه درآمدها، پیشنهاد می شود.

---

1 . Sawadogo & Ouoba

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

منابع

۱. ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، و خطابخش، پریسا. (۱۳۸۴). بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، ۵(۱۷ (ویژه اقتصاد))، ۱۳-۵۲.

۲. احمدی‌شادمهری, محمدطاهر, قائد, ابراهیم, مرادی, مژگان. (۱۳۹۸). عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نقش مهاجرت و شهرنشینی. مطالعات جمعیتی, ۵(۱), ۱۲۷-۱۴۷.

۳. ادیب پور، مهدی، و محمدی ویایی، آزاده. (۱۳۹۵). اثر فساد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد. سیاست های راهبردی و کلان، ۴(۱۴)، ۱۵۳-۱۶۸.

۴. پروین، سهیلا، باقری پرمهر، شعله، و پاگردعلیشاهی، فاطمه. (۱۳۹۸). تاثیر سالخوردگی جمعیت بر نابرابری توزیع درآمد در ایران. مطالعات جمعیتی، ۵(۱ (پیاپی ۹))، ۱۰۳-۱۲۵.

۵. جرجرزاده، علیرضا، و اقبالی، علیرضا. (۱۳۸۴). بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران. رفاه اجتماعی، ۴(۱۷ (فقر و نابرابری در ایران))، ۲۰۴-۲۲۱.

۶. خلخالی، علی، مهرگان، منصور، و دلیری، حسن. (۱۳۸۹). بررسی اثرات ساختار آموزش بر توزیع درآمد. مدلسازی اقتصادی، ۴(۲ (پیاپی ۱۲))، ۵۷-۷۱.

۷. سرخوش سرا, علی, نصراللهی, خدیجه, آذربایجانی, کریم, بخشی دستجردی, رسول. (۱۳۹۹). تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی: رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی, ۱۰(۳۹), ۲۹-۵۴.

۸. سلاطین، پروانه. (۱۳۹۶). تأثیر فساد بر توزیع درآمد: رهیافت داده های پانل. رفاه اجتماعی، ۱۷(۶۷)، ۶۹-۳۷.

۹. شاکری بستان آباد رضا، جلیلی زهرا(۱۳۹۹). عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد استانی در ایران: رهیافت پانل پروبیت کسری. پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار). ۲۰ (۴) :۲۰۵-۲۲۸

۱۰.شاکری، عباس، و مالکی، امین. (۱۳۸۸). تحول در اندیشه توزیع درآمد در قرن بیستم (حرکت از توزیع تابعی به توزیع مقداری درآمد). پژوهشنامه اقتصادی، ۹(۴ (پیاپی ۳۵))، ۵۷-۸۸.

۱۱.غفاری، هادی. (۱۳۸۷). توزیع درآمد در استان مرکزی. رفاه اجتماعی، ۸(۳۰-۳۱)، ۲۱۷-۲۴۲.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

۱۲.کفایی، سیدمحمدعلی، و درستکار، عزت اله. (۱۳۸۶). تاثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد ایران. پژوهشهای اقتصادی ایران، ۹(۳۰)، ۵۳-۷۶.

۱۳.گرجی، ابراهیم، و برهانی پور، محمد. (۱۳۸۷). اثر جهانی شدن بر توزیع درآمد در ایران. پژوهشهای اقتصادی ایران، ۱۰(۳۴)، ۹۹-۱۲۴.

۱۴.موسوی جهرمی, یگانه, خداداد کاشی, فرهاد, موسی پور احمدی, عالمه. (۱۳۹۳). ارزیابی عوامل موثر بر نابرابری درآمدی در جامعه. پژوهش‌های اقتصادی ایران, ۱۹(۶۱), ۱۴۷-۱۱۷.

۱۵.مهرگان، نادر، موسایی، میثم، و کیهانی حکمت، رضا. (۱۳۸۷). رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران. رفاه اجتماعی، ۷(۲۸)، ۵۷-۷۷.

16. Acemoglu, Daron, & Robinson, James A. (2015). The Rise and Decline of General Laws of Capitalism. Journal of Economic Perspectives, 29 (1): 3–28.
17. Ali, A., Iftikhar, S. F., Fatima, A., & Naz, L. (2015). Income inequality, redistribution of income and trade openness. The Pakistan Development Review, 865-873.
18. Anderson, E. (2005). Openness and inequality in developing countries: A review of theory and recent evidence. World development, 33(7), 1045-1063.
19. Bentham, Jeremy. (1948). The Principles of Morals and Legislation, ed. Laurence Lafleur, New York: Hafner Press.
20. Dorn, F., Fuest, C., & Potrafke, N. (2022). Trade openness and income inequality: New empirical evidence. Economic Inquiry, 60(1), 202-223.
21. Dworkin, Ronald (2000). Sovereign Virtue: the theory and practice of equality, Cambridge, MA: Harvard University Press.
22. Farzanegan, M. R., & Habibpour, M. M. (2017). Resource rents distribution, income inequality and poverty in Iran. Energy Economics, 66, 35-42.
23. Gauthier, David. (1986). Morals by Agreement, Oxford: Clarendon Press.
24. Lee, H. Y., Kim, J., & Cin, B. C. (2013). Empirical analysis on the determinants of income inequality in Korea. International Journal of Advanced Science and Technology, 53(1), 95-109.
25. Mahesh, M. (2011). The effect of trade openness on income inequality: evidence from developing countries. Available at SSRN 2736721.
26. Marsh, R. M. (2015). Determinants of income inequality in the early twenty-first century: A cross-National Study. comparative sociology, 14(2), 219-251.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

27. Meschi, E., & Vivarelli, M. (2007). Trade openness and income inequality in developing countries. Available at: wrap.warwick.ac.uk
28. Mill, John Stuart. (1964). Utilitarianism in Utilitarianism, On Liberty, Representative Government, ed. A.D. Lindsay, London: Dent.
29. Miller, David, "Justice", The Stanford Encyclopedia of Philosophy (Fall 2023 Edition), Edward N. Zalta & Uri Nodelman (eds.), Available at: https://plato.stanford.edu/archives/fall2023/entries/justice.
30. Odedokun, M. O., & Round, J. I. (2001). Determinants of income inequality and its effects on economic growth: Evidence from African countries (No. 2001/103). WIDER Discussion Paper.
31. Piketty, T. (2003). Income inequality in France, 1901–1998. Journal of political economy, 111(5), 1004-1042.
32. Polpibulaya, Sarah, "Trade Openness and Income Inequality" (2015). All Theses. 2505. https://open.clemson.edu/all_theses/2505.
33. Rawls, John. (2001). Justice as Fairness: a restatement, Cambridge, MA: Harvard University Press.
34. Reuveny, R., & Li, Q. (2003). Economic openness, democracy, and income inequality: An empirical analysis. Comparative Political Studies, 36(5), 575-601.
35. Sawadogo, R., & Ouoba, Y. (2024). Do natural resources rents reduce income inequality? A finite mixture of regressions approach. Resources Policy, 91, 104870.
36. Scanlon, T. M. (1998). What We Owe to Each Other, Cambridge, MA: Harvard University Press.
37. Sen, A. (2000). Social justice and the distribution of income. Handbook of income distribution, 1, 59-85.
38. What is Justice? Available at: https://www.humanrightscareers.com/issues/what-is-justice.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-03-21]