بررسی رابطه‌ی رشد و توزیع درآمد در ایران

حمید ابریشمی *
محسن مهرآرا **
پریسا خطابخش ***

چکیده

رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد از دیرباز مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی بوده است. همواره این دغدغه وجود داشته که آیا برای تسریع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری را پذیرفت و آیا برای بهبود در توزیع درآمد باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟ از این لحاظ تبیین ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد می‌تواند پاسخ‌گوی پرسش‌های اساسی و بنیادین برنامه‌ریزان اقتصادی، به خصوص در کشورهای در حال توسعه باشد.

هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای نابرابری و رشد اقتصادی براساس آزمون علّیّت گرنجر و آزمون هم‌گرایی یوهانسن - جوسیلیوس است. یافته‌های به دست آمده بر اساس اطلاعات سالیانه دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۸۱، نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی علّی یک طرفه از سمت نابرابری درآمد به رشد اقتصادی وجود دارد. به عبارت دیگر، تغییرات در نابرابری، علّت تغییرات در رشد اقتصادی است. اما براساس نتایج همین آزمون، رابطه‌ی علّیّت از رشد اقتصادی به نابرابری را نمی‌توان پذیرفت.

به علاوه، این تحقیق سعی می‌کند تا با استفاده از اطلاعات سری زمانی و به کمک مدل خود رگرسیون برداری و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن - جوسیلیوس رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین این متغیرها را، بر اساس مدل‌های بازار کامل و بازار ناکامل سرمایه به دست آورد. بر اساس نتایج به دست آمده، افزایش نابرابری درآمد در بلندمدت، سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. نتایج به دست آمده با انتظارات در خصوص ناکامل بودن بازار سرمایه در ایران سازگار است.

واژه‌های کلیدی:
نابرابری درآمد، رشد اقتصادی، VAR هم انباشته.

* استاد دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران
** استادیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران
*** کارشناس سازمان توانیر تهران

۱- مقدمه

رابطه‌ی میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد، مورد توجه نهادهای سیاست‌گذاری قرار دارد؛ زیرا سیاست‌گذار اقتصادی نمی‌تواند از برنامه‌ریزی برای دست‌یابی به اهداف مشخص برای این دو مؤلفه غافل بماند. برای سیاست‌گذار، همواره این دغدغه وجود دارد که آیا برای تسریع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری درآمد را پذیرفت و آیا برای بهبود در توزیع درآمد، باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟ بنابراین، تبیین نظری ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد می‌تواند پاسخ‌گوی یکی از پرسش‌های اساسی و بنیادین برنامه‌ریزان اقتصادی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه باشد؛ زیرا کشورهای مزبور، همواره از سطح پایین درآمد سرانه و نیز گستردگی شکاف‌های درآمدی در رنج بوده‌اند. شاید بتوان گفت، ریشه‌کن کردن فقر و تعدیل نابرابری درآمد، وقتی همراه با رشد اقتصادی در نظر گرفته شود، به بزرگ‌ترین هدف و دشوارترین وظیفه‌ی سیاست‌گذاران اقتصادی در کشورهای در حال توسعه تبدیل می شود. شایان ذکر است که نظریه‌های کلاسیک در این خصوص (نابرابری درآمد، انگیزه‌ی لازم را برای انباشت سرمایه و رشد اقتصادی فراهم می‌کند) برای سال‌های طولانی در عرصه‌ی اقتصادی مسلّط بوده و به عنوان یک واقعیت مسلم در برنامه‌های توسعه‌ی اقتصادی کشورهای در حال توسعه تلقی می‌گردید. (Saint – Paul and Verdier, 1996)

پیشینه‌ی تحقیقات پیچیده و پردامنه‌ی رشد و نیز تجارب گسترده در این زمینه، حکایت از آن دارد که درجه‌ی حصول و موفقیت رشد بلندمدت اقتصادی، بستگی به لحاظ‌کردن عوامل تأثیرگذار از جمله مسأله‌ی توزیع درآمد، در برنامه‌های رشد اقتصادی دارد. مشاهدات آماری سال‌های اخیر، نمونه‌ی زیادی از کشورهای در حال توسعه را نمایان می‌سازد که رشد اقتصادی همراه با بهبود توزیع درآمد را تجربه کرده‌اند. این امر عمدتاً به واسطه‌ی سهولت جابه‌جایی سرمایه در مقیاس جهانی, برخورداری از ذخایر خدادادی و نیز سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی امکان‌پذیر شده است. (Chou and Talmain 1996)

در تحقیق حاضر سعی می‌شود بعد از مرور مباحث نظری و تجربی موجود، رابطه‌ی رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران براساس داده‌های سری زمانی دوره‌ی

۱۳۵۰-۱۳۸۱ بررسی شود. این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. در پی‌آمد مقدمه، بخش دوم به مرور پیشینه‌ی تحقیق شامل پیشینه‌ی تحقیق در ایران و سایر کشورها اختصاص یافته است. در بخش سوم به تجزیه و تحلیل روند توزیع درآمد در ایران می‌پردازیم. در بخش چهارم، الگوی نظری تحقیق را بر اساس مقاله‌ی پروتی در سال ۱۹۹٦ و با تکیه بر تحقیق تجربی گوبین و ریپ در سال ۲۰۰٤ مبتنی بر تفکیک بازار کامل و بازار ناکامل سرمایه ارائه می‌کنیم. در بخش پنجم رابطه‌ی علیت گرنجر بین شاخص‌های نابرابری و رشد مورد آزمون قرار گرفته و سپس رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو با استفاده از روش‌شناسی یوهانسن و داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۱ برآورد می‌شود. در بخش ششم مباحث مذکور را خلاصه و نتیجه‌گیری می‌کنیم.

۲- مروری بر پیشینه‌ی برخی از تحقیقات اخیر

در ژانویه‌ی ۱۹۹٦ برونو، راوالیون و اسکوئر (Bruno M. and M. Ravallion, L. Squire 1996)، اقتصاددانان دفتر تحقیقات سیاسی و توسعه‌ی اقتصادی بانک جهانی, گزارشی تحت عنوان عدالت و رشد را در کشورهای در حال توسعه جهت ارائه در کنفرانس صندوق بین‌المللی پول تهیه کردند. این گزارش به بررسی چگونگی تأثیر سیاست‌های مشوّق رشد اقتصادی بر توزیع درآمد و چگونگی تأثیر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی می‌پرداخت. مهم‌ترین نتیجه‌ی این تحقیق آن است که اعتقاد کلی راجع به تأثیر منفی رشد اقتصادی بر توزیع درآمد را زیر سؤال برده است و در تمامی شرایط صادق نمی‌داند؛ به طوری که از میان بیست کشور در حال توسعه که در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفته‌اند، در هفده کشور با افزایش رشد اقتصادی وضعیت درآمدی افراد کم درآمد نیز بهتر شده است.

در نوامبر ۱۹۹۹ سیلش (Sailesh, 1999) مطالعه‌ای تحت عنوان سیاست‌های مالی، توزیع درآمد و رشد اقتصادی بر اساس مدل‌های رشد درونزای تعادل سیاسی انجام داد. هدف این مطالعه بررسی چگونگی تأثیر وضعیت فعلی توزیع درآمد به واسطه‌ی سیاست‌های مالی بر روند آینده‌ی توزیع درآمد و رشد اقتصادی بوده است. سیاست‌های مالی که شامل مالیات‌ها و پرداخت‌های انتقالی دولت می‌شود توسط

عواملی چون سطح توسعه یافتگی، توزیع درآمد و میزان آزادی سیاسی تعیین می‌شود. در این مقاله از داده‌های مقطعی و هم‌چنین از داده های سری‌های زمانی مربوط به کشورهای چین، تایوان و هند استفاده شده است. شواهد مبتنی بر داده‌های مقطعی نشان می‌دهد که وقفه های مربوط به توزیع درآمد به واسطه‌ی پرداخت‌های دولت با رشد اقتصادی و توزیع درآمد آینده، مرتبط است. هر چه سهم طبقه‌ی متوسط جامعه بیشتر باشد میزان پرداخت‌های انتقالی دولت نیز بیشتر خواهد بود و از طرف دیگر کاهش در پرداخت‌های انتقالی باعث بهبود میزان رشد اقتصادی می‌شود. در عین حال، کاهش پرداخت‌های انتقالی، تأثیر منفی بر توزیع درآمد در آینده خواهد داشت. شواهد مبتنی بر سری‌های زمانی دو کشور چین و تایوان نشان می‌دهد که اقتصادهای با سطح درآمد پایین می‌بایست مالیات‌های مستقیم خود را در سطح کمی تعیین کنند تا بتوانند با افزایش شکاف درآمدی منجر به تشویق سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی شوند. در مقایسه با دیگر مطالعات، نتایج تحقیق فوق دلالت بر آن دارد که عدم وجود توزیع درآمد مناسب اولیه، تسریع کننده‌ی روند رشد اقتصادی در آینده خواهد بود. داده‌های حاصل از سری‌های زمانی کشورهای هند، تایوان و چین از سال ۱۹۵۳ تا ۱۹۹۲ مؤید آن است که افزایش میزان مالیات باعث کند شدن میزان رشد اقتصادی و بهبود در توزیع درآمد شده است. بر اساس مطالعه آنان، توصیه‌ی سیاستی برای کشورهای کم درآمد این است که سیاست‌های مالی در جهت بهبود توزیع درآمد باید به گونه‌ای باشد که به کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری قشرهای پردرآمد جامعه منجر نشود. البته در دوره‌ی گذار از اقتصاد در حال توسعه به اقتصاد توسعه یافته ناظر بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد خواهیم بود.

تحقیقی با عنوان رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه از جانب آلفرانکا، گالیندو مارتین و روبلز (Alfranca, Martin and Robles, 1999) در سال ۱۹۹۹ انجام شده است که هدف اصلی این تحقیق ارزیابی رابطه بین رشد اقتصادی و رفاه در کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه بوده است. این تحقیق به ارائه‌ی شواهدی درباره‌ی رابطه بین متغیرهای رفاه اقتصادی و رشد اقتصادی با استفاده از اطلاعات نوزده کشور عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه می‌پردازد. برای این

منظور یک تابع بسط یافته کاب داگلاس شامل متغیرهایی چون انتقال تکنولوژی، سرمایه‌ی خصوصی، سرمایه‌ی انسانی و شاخص رفاه اجتماعی برای توضیح فرایند رشد اقتصادی به کار گرفته شد. نتیجه‌ی اصلی این تحقیق، وجود شواهدی قوی مبتنی بر تأثیر مثبت انتقال تکنولوژی و رفاه اجتماعی بر رشد اقتصادی در نوزده کشور عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه بوده است. سرمایه‌ی خصوصی و سرمایه‌ی انسانی نیز دارای تأثیری مشابه بر رشد اقتصادی هستند.

در سال ۲۰۰۱ میلادی کامران دادخواه (Dadkhah, 2001) در دانشگاه شمال شرقی ایالت بوستن مطالعه‌ای با عنوان توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ایالات متحده طی سال‌های ۱۹٤۷ تا ۲۰۰۱ انجام داده است. در این تحقیق ابتدا نظریه‌های رایج در زمینه‌ی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد بررسی گردید و سپس صحّت هر یک از این نظریه‌ها با استفاده از داده‌های سری زمانی و مدل خود رگرسیونی برداری مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق مؤید دو نظریه‌ی زیر می‌باشد:

- بین توزیع برابرتر درآمد و رشد اقتصادی, یک رابطه‌ی دو طرفه‌ی مثبت وجود دارد و سیاست‌های اقتصادی که در زمینه‌ی افزایش رشد اقتصادی و یا توزیع برابر درآمد اجرا شده‌اند به صورت متقابل تأثیر مثبت بر هم داشته‌اند.
- توزیع برابر درآمد باعث کاهش پس‌انداز کل نخواهد شد. این نتیجه‌گیری براساس سری‌های زمانی سازگار و طولانی (حدود پنجاه سال) به دست آمده است.

نتیجه‌ی کلی آن است که سیاست‌گذاران اقتصادی نباید اجرای سیاست‌های رشد اقتصادی و سیاست‌های توزیعی را به صورت دو گزینه‌ی رقیب بنگرند که در یک زمان تنها قادر به انتخاب یکی از آن‌ها هستند، بلکه هر دو سیاست می‌تواند به صورت هم‌زمان پی‌گیری شود.

تحقیق دیگری را در سال ۲۰۰۱ رکسانا گوتیرز (Gutierrez, 2001) با عنوان ارزیابی رابطه بین فقر، توزیع ثروت و رشد اقتصادی؛ مطالعه‌ی موردی مکزیک، در دانشگاه کمبریج انجام داده است. هدف این تحقیق بررسی رابطه بین فقر و رشد اقتصادی در کشور مکزیک است. برای این منظور از طولانی‌ترین سری زمانی ممکن یعنی اطلاعات دوره‌ی زمانی ۱۸۹۵ تا ۱۹۹٤ استفاده شده است. در این تحقیق ابتدا رایج‌ترین تئوری‌های موجود در مورد ارتباط بین رشد اقتصادی و فقر بررسی شده

است و سپس با استفاده از داده‌های اقتصادی کشور مکزیک سعی شده تا سازگارترین نظریه با شرایط اقتصاد مکزیک استخراج گردد. نتیجه‌ی اصلی این تحقیق آن است که هرچند در کوتاه‌مدت، تأثیر رشد اقتصادی بر فقر مثبت است اما بخشی از آن با کاهش نابرابری خنثی می‌شود و در بلندمدت رشد اقتصادی باعث کاهش فقر و نابرابری اقتصادی می‌گردد، نتیجه‌ای که منطبق با نظریه‌ی کوزنتس است. (Kuznets, 1955)

در سال ۲۰۰۲ تحقیقی با موضوع بررسی نابرابری و رشد اقتصادی از جانب پانیزا (Panizza, Ugo, 2002) بر پایه‌ی آمار اقتصاد ایالات متحده آمریکا انجام گرفته است. در این تحقیق برای ارزیابی رابطه بین نابرابری و رشد اقتصادی در ٤٨ ایالت آمریکا از داده‌های پانل (Panel data) برای دوره‌ی زمانی ۱۹٤۰ تا ۱۹۸۰ استفاده شده است. نتایج این تحقیق هیچ‌گونه رابطه‌ی مثبتی بین نابرابری و رشد اقتصادی نشان نمی‌دهد؛ هم چنین رابطه‌ای مبنی بر وجود ارتباط بین دو متغیر ضریب جینی و سهم درآمدی قشرهای کم درآمد با رشد اقتصادی یافت نشده است و این در حالی است که برخی از نتایج تحقیق دال بر وجود یک رابطه‌ی منفی بین نابرابری و رشد اقتصادی است.

در سال ۲۰۰۳، فئولمی و زئومولر (Foelmi and Zweimuller, 2003) در دانشگاه زوریخ به بررسی و مقایسه رشد اقتصادی و نابرابری در اروپا و ایالات متحده آمریکا پرداخته‌اند. هدف اصلی این تحقیق بررسی مشابهت‌ها و تفاوت‌های رابطه بین رشد و نابرابری در اروپا و آمریکا بوده است. برخی از نتایج این تحقیق به قرار زیر است:

- نابرابری در اکثر کشورهای اروپایی کمتر از ایالات متحده است.
- نابرابری در کشورهای اروپای غربی به طور قابل توجهی کمتر از ایالات متحده است.
- طی دو دهه‌ی اخیر، رشد نابرابری در ایالات متحده بسیار بیشتر از رشد آن در اروپا بوده است.
- بالاخره این‌که شاهد افزایش فوق‌العاده‌ای در درآمد قشرهای پر درآمد در ایالات متحده بوده‌ایم، اتّفاقی که در اروپا رخ نداده است.

در کل از لحاظ نابرابری، تفاوت فاحشی بین اروپا و ایالات متحده آمریکا وجود دارد. در مورد رشد اقتصادی نیز چنین تفاوتی را می‌توان دید؛ به طوری که ایالات متحده در زمینه‌ی رشد اقتصادی عمدتاً عملکرد بهتری از اتحادیه اروپا داشته است به گونه‌ای که میانگین میزان رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۹٦۰ تا ۲۰۰۰ برای ایالات متحده ۳/۵ درصد و برای پانزده کشور اتحادیه اروپا ۳/۱ درصد بوده است.

باندریا و گارسیا (Garcia and Banderia, 2004) در سال ۲۰۰٤ در دانشگاه سائو پائولو تحقیقی با عنوان اصلاحات اقتصادی، نابرابری و رشد اقتصادی در آمریکای لاتین و کشورهای حوزه‌ی دریای کارائیب انجام داده‌اند. داده‌های تحقیق شامل اطلاعات اقتصادی سیزده کشور آمریکای لاتین طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۵ است. در این تحقیق منحنی کوزنتس نیز برای این کشورها مورد ارزیابی قرار گرفته است. براساس نتایج این تحقیق هیچ‌گونه رابطه‌ی علّی مستقیمی بین رشد اقتصادی و نابرابری وجود ندارد. تنها عاملی که می‌تواند به خوبی توجیه‌کننده‌ی رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی باشد، چگونگی انجام اصلاحات اقتصادی است؛ به طوری که اگر رویکرد سیاست‌های اصلاحات اقتصادی به سمت صنعتی کردن اقتصاد باشد به افزایش اختلاف درآمدی منجر خواهد شد، چرا که بهره‌وری صنایع سرمایه‌بر بسیار بیشتر از بهره‌وری صنایع کاربر خواهد بود.

در سال ۲۰۰٤ تحقیق دیگری را وریمی و ارهارت (Weriemmi M. E. and Ch. Ehrhart, 2004) در مورد رابطه بین نابرابری و رشد اقتصادی در کشورهای اتحادیه‌ی اروپا و کشورهای حوزه‌ی دریای مدیترانه انجام داده است. برای مطالعات اقتصادسنجی این تحقیق از داده‌های مقطعی استفاده شده است. برخی نتایج این تحقیق عبارتند از:

- رشد سریع اقتصادی باعث افزایش نابرابری درآمدی می‌گردد.
- اختلاف درآمدی بیشتر باعث تسریع روند رشد اقتصادی می‌شود.
- افزایش میزان آزادی تجاری تأثیر قابل توجهی بر اختلاف درآمدی ندارد.

در سال ۲۰۰٤ نیکو گوبین و گلن ریپ (Gobbin N. and G. Rayp, 2004) در یکی از دانشگاه‌های کشور بلژیک تحقیقی انجام داده است. این تحقیق با عنوان «نابرابری و رشد: آیا زمان چیزی را تغییر می‌دهد؟» با استفاده از داده‌های سری

زمانی به بررسی رابطه بین این دو متغیر در دو الگوی بازار کامل و ناکامل سرمایه برگرفته از مقاله‌ی پروتی در ۱۹۹٦ پرداخته است. این دو محقق با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری و استفاده از متغیرهای تولید ناخالص داخلی، ضریب جینی، مخارج تأمین اجتماعی و ثبت‌نام در مدارس راهنمایی و دبیرستان، رابطه‌ی رشد و نابرابری در این دو بازار را مورد مطالعه قرار داده‌اند. برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها نیز از آزمون هم انباشتگی یوهانسن – جوسیلیوس استفاده کرده‌اند. این تحقیق برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه انجام گرفته و برای کشورهای مختلف به نتایج متفاوتی دست یافته است.

گرچه بررسی رابطه بین توزیع درآمد و رشد اقتصادی از چندین دهه‌ی قبل در کشورهای مختلف جهان مورد توجه قرار گرفته است و مقالات مختلفی در این زمینه ارائه شده، در ایران سابقه‌ی چندان طولانی نداشته است. پسران در ۱۹۷٤ با بررسی الگوی توزیع درآمد در ایران به این نتیجه رسیده است که توزیع درآمدها بدتر شده و نابرابری در بین گروه‌های مختلف جامعه از یک طرف و مناطق شهری و روستایی از طرف دیگر افزایش یافته است؛ توزیع درآمد در مناطق روستایی از نابرابری کمتری نسبت به مناطق شهری برخوردار بوده است. او در نهایت چنین نتیجه می‌گیرد که اگرچه کشور از رشد اقتصادی برخوردار بوده است، گروه‌های درآمدی بالا بیشتر از گروه‌های درآمدی پایین از آن منتفع گشته‌اند.

در همین زمینه، مطالعه‌ی دیگری را لونی در سال ۱۹۷۵ در مورد ایران انجام داده است. طبق گفته‌ی لونی نتیجه‌ی راهبرد دست‌یابی به رشد اقتصادی بالا برای کشور در سال ۱۹۷۷, چیزی جز ایجاد توزیع نابرابر درآمدها بین مناطق شهری و روستایی از یک طرف و بین طبقات درآمدی بالا و پایین از طرف دیگر نبوده است.

منصور اردشیری در سال ۱۳۷٤ در بررسی آثار تغییرات توزیع درآمد بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش تحلیل داده – ستانده و محسن شیرازی در سال۱۳۷۵ در بررسی اثر بازتوزیع درآمد بر متغیرهای کلان اقتصادی به این نتیجه‌ی مشترک که توزیع مجدُد درآمد به نفع گروه‌های درآمدی پایین‌تر موجب کاهش در محصول ناخالص داخلی شده است, دست یافته‌اند. در حالی که در الگوی ارائه شده‌ی جهانگرد و بانویی در سال ۱۳۷٦ که به بررسی سیاست‌های توزیع مجدُد بر ساختار

اقتصاد ایران پرداخته‌اند، توزیع مجدّد درآمد به نفع گروه‌های پایین‌تر باعث افزایش در محصول ناخالص داخلی شده است.

علیرضا صدر و منوچهر نایینی در سال ۱۳۷٦ با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳٤۷-۱۳۷۰ در مقاله‌ای تحت عنوان عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر توزیع درآمد در ایران، نظریه‌ی کوزنتس را در ایران آزمون کرده‌اند. بررسی نتایج مدل نشان می‌دهد که در طی دوره‌ی مورد بررسی، بیشترین تأثیر بر توزیع درآمد را تولید ناخالص سرانه ملی داشته و در دراز مدّت افزایش آن منجر به بهبود وضع طبقات کم درآمد جامعه شده است. بدین ترتیب فرضیه‌ی U شکل کوزنتس در ایران مورد تأیید قرار گرفته است.

ابونوری در سال ۱۳۷٦ در تجزیه و تحلیل اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران طی دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۷۵ با بررسی شدّت و جهت عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران, نتیجه گرفته که هر یک درصد افزایش در نسبت اشتغال, حدود ۳/۱ درصد از سطح نابرابری کاسته و یک درصد افزایش در بهره‌وری نیروی کار, حدود ۰/۵۷ درصد از سطح نابرابری اقتصادی کم کرده است. هزینه‌های دولتی برای هر خانوار، تورم و کل درآمدهای مالیاتی دریافتی از هر خانوار، با یک وقفه‌ی زمانی اثر افزایشی بر سطح نابرابری داشته است.

مسعود نیلی و علی فرح‌بخش در سال ۱۳۷۷ با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳٤۷-۱۳۷۵ فرضیه‌ی کوزنتس را با روش حدّاقل مربعات معمولی در ایران آزمون کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که افزایش رشد اقتصادی به بهبود توزیع درآمدها کمک می‌کند و نامطلوب‌تر شدن توزیع درآمد موجب کندشدن رشد اقتصادی می‌گردد. بررسی‌های اقتصادسنجی نشان می‌دهد که یک همبستگی مثبت و معنی‌دار بین میزان رشد اقتصادی و بهبود توزیع درآمد و هم‌چنین سهم چهل درصد پایین درآمدی وجود دارد.

ابونوری و اژدری در سال ۱۳۷۸, در تحلیل اثر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی با توجه به اطلاعات مقطعی ۸٦ کشور مورد مطالعه (از جمله ایران) در دوره‌ی ۱۹۸۰-۱۹۹۳ و هم‌چنین اطلاعات سری زمانی ۱۳۵۰-۱۳۷۵ ایران نشان داده‌اند که اثر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی منفی بوده است. هم‌چنین مشخص شده که اثر

سهم بیست درصد میانی (طبقه‌ی متوسط) بر رشد, بیشتر از اثر سهم چهل درصد پایین (طبقه فقیر) است.

جهانگرد و محجوب در سال ۱۳۷۹ با استفاده از مدل شبه داده- ستانده به بررسی تأثیر توزیع مجدُد درآمد به نفع گروه‌های درآمدی پایین بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران پرداخته‌اند. این دو به دنبال پاسخ این سؤال بوده‌اند که آیا توزیع مجدُد درآمد منجر به رشد اقتصادی خواهد شد یا خیر. بدین منظور از جدول داده –ستانده‌ی سال ۱۳۷۰ مرکز آمار ایران استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل، توزیع مجدُد درآمد به نفع گروه‌های روستایی اثر مثبت بر بخش‌های تولیدی اقتصاد یعنی بخش‌های کشاورزی، معدن و صنعت و اثر منفی بر تولید بخش خدمات دارد. نتایج حاصل از الگوی کاربردی محققین نشان می‌دهد که تضادی میان توزیع بهتر درآمدها و رشد سریع اقتصادی وجود ندارد.

۳- بررسی وضعیت توزیع درآمد در ایران

تحولات ضریب جینی، سهم درآمد دهک دهم (آخر) به دهک اول، سهم بیست درصد پایین‌ترین گروه‌های درآمدی به درآمد کل کشور و سهم بیست درصد بالاترین گروه‌های درآمدی به درآمد کل، طی دوره‌ی مطالعه (۱۳۵۰-۱۳۸۱) در نمودارهای شماره‌ی (۱) تا (٤) نشان داده شده است. اطلاعات مذکور از داده‌های بودجه‌ی خانوار مرکز آمار ایران استخراج شده است. به علاوه از آن جایی که اطلاعات مربوط به درآمد خانوارها قابل اتّکا نیستند از هزینه‌ی دهک‌ها برای این منظور استفاده شده است.

با انجام اصلاحات ارضی که از سال ۱۳٤۱ تا ۱۳۵۱ طی سه مرحله انجام پذیرفت، امید می‌رفت که از میزان نابرابری‌ها کاسته شود اما مقدار ضریب جینی کشور از ۰/٤ در سال ۱۳٤۷ به ۰/٤۷ در سال ۱۳۵۲ می‌رسد. از دلایل این افزایش نابرابری می‌توان به این مورد اشاره کرد که در اصلاحات ارضی تنها نسق‌داران صاحب زمین شدند، در حالی که کارگران کشاورزی و خدمات‌دهندگان روستا زمینی نگرفتند. بنابراین اختلاف درآمد آن‌ها با کشاورزان بسیار زیاد شد و نابرابری درآمد کاهش نیافت. با وجود این، شاهد نابرابری کمتری در روستاها نسبت به شهرها بودیم که علت آن را

تا حدُی می‌توان به انجام اصلاحات ارضی نسبت داد. در مجموع نابرابری کل افزایش یافت و اصلاحات ارضی به اهداف خود در کاهش نابرابری‌ها نرسید.

به طور کلی می‌توان گفت در خلال این دوره تغییر عمده‌ای در روند درآمد ارزی کشور و به تبع آن الگوی مصرفی خانوارها مشاهده نمی‌شود. در این دوره از طرف دولت، کنترلی بر قیمت‌ها صورت نمی‌گرفت و متوسط رشد قیمت سالانه‌ی کالاها و خدمات مصرفی افزایش معقولی داشت و تا سال ۱۳۵۲ از یک عدد یک رقمی در سال تجاوز نمی‌کرد. تنها کالایی که دولت به آن سوبسید پرداخت می‌کرد گندم بود. درآمد ارزی ایران در این دوره روند عادی داشت و در سال ۱۳۵۲ به حدود ۹/۷ میلیارد دلار رسید.

با افزایش ناگهانی قیمت نفت در نیمه‌ی دوم سال ۱۳۵۲ درآمدهای ارزی افزایش یافت و در سال ۱۳۵۳ به حدود ۲۳/۳ میلیارد دلار بالغ گردید. به دنبال افزایش درآمدهای نفتی، درآمد خانوارها بالا رفت و میزان تقاضای عمومی را به شدُت تحت تأثیر قرار داد. از این سال به بعد با افزایش سریع تقاضا و کاهش عرضه، تورم شدُت گرفت و در سال ۱۳۵۳ به ۱۵/۷ درصد رسید.

افزایش قیمت نفت در سال‌های اولیه‌ی دهه ۱۳۵۰ سبب افزایش میزان رشد اقتصادی و میزان سرمایه‌گذاری در بخش‌های صنعت و خدمات شد اما بر میزان سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی افزوده نشد. از سوی دیگر، میزان واردات محصولات کشاورزی به شکل بی‌سابقه‌ای افزایش یافت. به همین دلیل بخش کشاورزی نتوانست هم‌پای بخش‌های صنعت و خدمات رشد کند. به همین دلیل درآمد روستانشینان کمتر از میزان درآمد شهرنشینان افزایش پیدا کرد و این امر موجب مهاجرت تعداد زیادی از روستاییان به شهرها شد. مهاجران، وضعیت درآمدی و معیشتی بسیار نامطلوبی داشتند. درآمدهای شهرنشینان هم که بسیار نابرابر توزیع شده بود، نقش مهمی در افزایش بیشتر نابرابری ایفا کرد به طوری که ضریب جینی به عدد ۰/۵۱۷۳ در سال ۱۳۵۵ افزایش یافت.

با پیروزی انقلاب، دولت جدید بیشتر در جهت تحکیم موقعیت خود در مقابله با دشمنان فعالیت می‌کرد و مسایل اقتصادی در حاشیه قرار گرفت. پیامدهای ناشی از اعتصابات، فرار متخصصان خارجی و سرمایه‌داران داخلی و عوامل دیگر دست به

دست هم دادند و سبب کاهش درآمد کشور شدند. از سوی دیگر، به علت افزایش قیمت‌ها، صاحبان صنایع سود سرشاری به دست آوردند که همه‌ی این عوامل موجب شد تا شاخص‌های نابرابری در اوایل انقلاب تا سال ۱۳٦۰ تغییر محسوسی نکند. در طول این دوره نسبت درآمد بیست درصد جمعیت با بالاترین درآمد به درآمد چهل درصد جمعیت با پایین‌ترین درآمد بین ٤/۸ و ٤/۹ بوده است و این رقم برای شهرها به پنج می‌رسید.

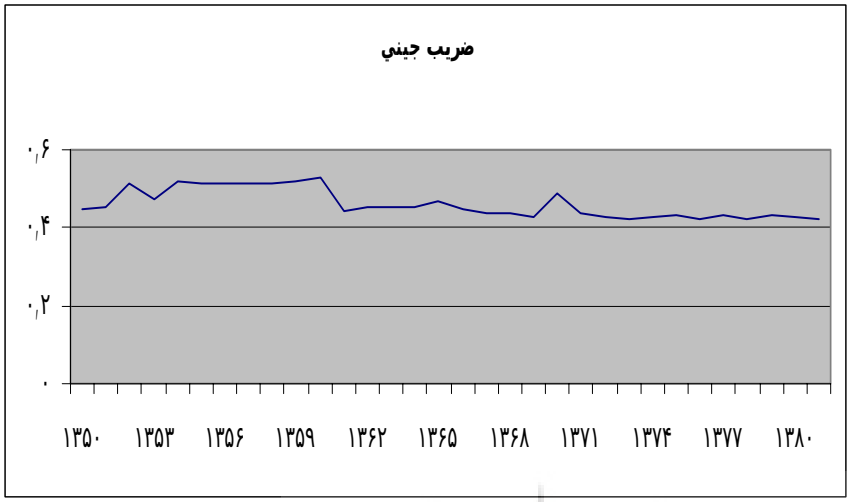
از سال ۱۳٦۱ به بعد مقدار ضریب جینی سیر نزولی طی کرد به طوری که در سال ۱۳٦٤ به سطح ۰/٤٤ رسید که علت آن را می‌توان موارد ذیل دانست:

- تولیدات کشاورزی در این دوره به دلیل اهداف و سیاست‌های دولت در جهت توسعه‌ی روستایی با رشد قابل ملاحظه‌ای افزایش یافت. لذا وضعیت درآمدی کشاورزان از بهبود قابل توجهی برخوردار شد؛ در حالی که بخش‌های صنعت و خدمات به علت اتّکای زیاد به خارج آسیب دیده بودند.
- با تقسیم اراضی بین روستاییان بی‌زمین و کم‌زمین از میزان نابرابری‌ها در سطح روستاها کاسته شد.
- پرداخت یارانه از سوی دولت، برای محصولاتی که قیمت آن‌ها در بازار بالا بود، نقش مهمی در کاهش نابرابری‌ها داشت.
- فرار بسیاری از ثروتمندان سابق از کشور و خلأ ناشی از نبود گروه پردرآمد در کشور.

در طول این دوره نسبت درآمد بیست درصد جمعیت با بالاترین درآمد به درآمد چهل درصد جمعیت با پایین‌ترین درآمد از چهار تجاوز نمی‌کند.

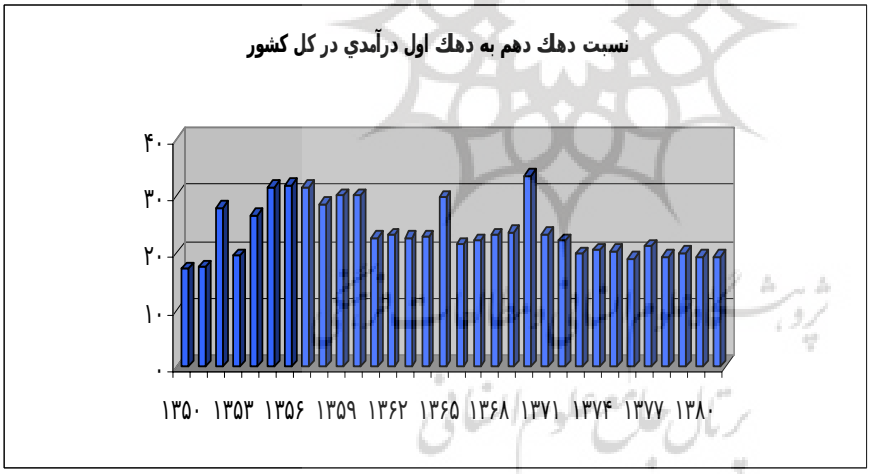
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار شماره‌ی (۱) روند تغییرات ضریب جینی طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۱



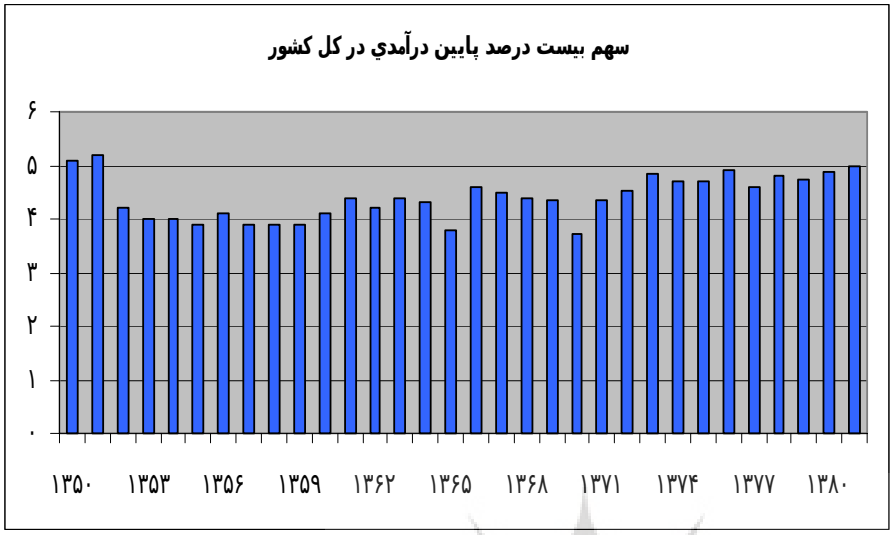
منبع: اطلاعات بودجه‌ی خانوار مرکز آمار ایران

نمودار شماره‌ی (۲) نسبت دهک بالا به دهک پایین درآمدی طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۱



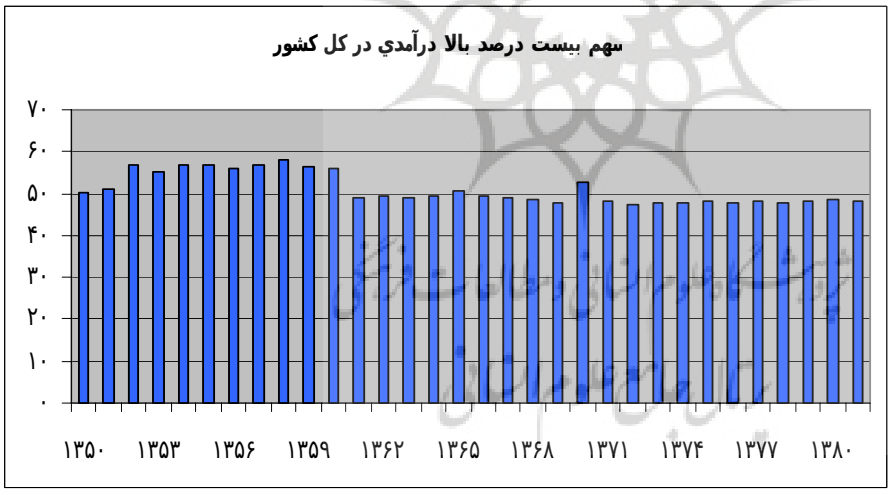
منبع: اطلاعات بودجه‌ی خانوار مرکز آمار ایران

نمودار شماره‌ی (۳) سهم بیست درصد پایین درآمدی طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۱



منبع: اطلاعات بودجه‌ی خانوار مرکز آمار ایران

نمودار شماره‌ی (۴) سهم بیست درصد بالا درآمدی طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۱



منبع: اطلاعات بودجه‌ی خانوار مرکز آمار ایران

با پایان یافتن جنگ در سال ۱۳٦۷، سه برنامه‌ی توسعه‌ی اقتصادی, اجتماعی، فرهنگی جمهوری اسلامی ایران به اجرا گذاشته شد. با اجرای تدریجی سیاست‌های تعدیل اقتصادی و خصوصی‌سازی و سرمایه‌گذاری نسبتاً حجیم دولت در بخش‌های زیربنایی و تولیدی، رشد اقتصادی از ابتدای دوره تا سال ۱۳۷۰ افزایش و از آن به بعد به صورت مثبت اما کاهنده ادامه یافت. اما در سال هفتاد با وجود افزایش رشد، شاهد افزایش نسبتاً چشمگیری در شاخص نسبت دهک بالا به دهک پایین درآمدی هستیم که این موضوع دال بر افزایش میزان نابرابری در این سال است. در سال ۱۳۷۳، حد فاصل بین دو برنامه‌ی پنج ساله، تولید ناخالص داخلی در کلیه‌ی گروه‌ها به جزء بخش نفت از رشد مثبت برخوردار بود. در اوایل سال ۱۳۷٤ یعنی اولین سال برنامه پنج ساله دوم، اقتصاد ایران با فشارهای شدید تورمی مواجه شد و برای مقابله با آن و تثبیت اوضاع اقتصادی، مجموعه‌ای از سیاست‌های اقتصادی اتّخاذ گردید که در مجموع موجب شد میزان تورم سالانه از ٤۹/٤ درصد در سال ۱۳۷٤ به ۲۳/۲ درصد در سال ۱۳۷۵ محدود گردد؛ ضمن آن که بر شتاب رشد اقتصادی در این سال افزوده شد. تحت این شرایط ضریب جینی در این دوره بین اعداد ۰/٤۳ و ۰/٤۲ در نوسان بود و سهم چهل درصد خانوارهای کم درآمد که در سال‌های قبل از انقلاب به حدود یازده تا سیزده درصد محدود می‌شد، در دوره‌ی بعد از انقلاب به حدود سیزده تا شانزده درصد ارتقا پیدا کرد. در مقابل سهم بیست درصد خانوارهای با درآمد بالا که در سال‌های قبل از انقلاب به ٥٦ درصد نیز می رسید، در سال‌های بعد از انقلاب به حداکثر ٤۹ درصد کاهش یافت. در مجموع می‌توان گفت بر اساس شاخص ضریب جینی، توزیع درآمد در طول این دوره نسبت به سال‌های قبل از انقلاب از بهبود نسبی برخوردار شده است. روند توزیع درآمد از سال ۱۳۷۹ به بعد نیز تغییر محسوسی را نشان نمی‌دهد؛ چنان که در طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۱ ضریب جینی حدوداً ٤/۲ درصد بوده و نسبت دهک دهم (ثروتمندترین افراد جامعه) به دهک اول (فقیرترین افراد جامعه) نیز در اطراف ۱۹/٥ درصد در نوسان بوده است.

۴- معرفی الگوی نظری

در این مقاله از الگوی نظری پروتی (۱۹۹۶) که گوبین و ریپ (۲۰۰۴) بعداً آن را توسعه داد و برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه مورد آزمون قرار گرفت استفاده می‌شود. مدل نسل‌های همپوش را در نظر می‌گیریم که در آن n کارگذار برای دو دوره زندگی می‌کنند. مطلوبیت بین دوره‌ای فرد i که در زمان t به دنیا آمده است به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_t^i = \ln c_t^i + \rho \ln d_t^i \qquad 0<\rho<1 \qquad (1)$$

که c و d به ترتیب مصرف جاری و مصرف آتی را نشان می‌دهند (برای سادگی در مدل اندیس t را حذف می‌کنیم). پارامتر ρ معیاری برای ترجیح زمانی است. فرض می‌کنیم فقط یک کالا در اقتصاد وجود دارد که می‌تواند به صورت مصرفی و سرمایه‌ای مورد استفاده قرار گیرد. تولید کالای مصرفی آینده که در زمان t صورت می‌گیرد تابع تکنولوژی AK است:

$$Y_t^i = \eta k_t^i \qquad (2)$$

پارامتر η میزان کارایی را نشان می‌دهد. منطبق با کار لیندبک (۱۹۹۳) فرض می‌شود که کارایی تابعی نزولی از میزان مالیات β است:

$$\eta = f(\beta) \qquad f'(\beta)<0 \qquad (3)$$

برای سادگی و بدون از دست دادن اصول اساسی فرض می‌کنیم که کاهش کارایی متناسب با میزان مالیات است:

$$\eta = (1-k\beta)\eta^* \qquad 0<k<1 \qquad (3')$$

که η^* میزان حداکثر کارایی است (زمانی‌که میزان مالیات برابر صفر باشد). با استفاده از(3′) می‌توانیم تابع تولید (2) را به صورت زیر بازنویسی کنیم:

$$Y_t^i = (1-k\beta)\eta^* k_t^i \qquad (2')$$

عامل دوم یا k در (2′) نشان‌دهنده‌ی سطح آموزش فردی تعدیل شده در جامعه است:

$$k_t^i = (e_t^i)^{\delta}(A_t)^{1-\alpha} \qquad 0<\alpha<1 \qquad (4)$$

که ei سطح آموزش فرد i و A سطح پایه‌ی دانش و مهارت در جامعه را مشخص می‌کند. برای افزایش سطح آموزش فردی, هر کس می‌تواند در سرمایه‌ی انسانی(h^i) سرمایه‌گذاری کند. سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی بازدهی کاهنده دارد. یعنی برای افراد با تحصیلات بالا، پول, زمان و تلاش بیشتری برای افزایش سطح تحصیلات لازم است. ساچاروپولوس (Psacharopoulos, 1994) شواهد تجربی برای این فرض ارائه می‌کند:

$$e_t^i = (h_t^i)^{\gamma} \qquad 0<\gamma= \alpha/\delta<1 \qquad (5)$$

بنابراین سطح تولید هر فرد توسط سرمایه‌گذاری خودش در سرمایه‌ی انسانی و سطح دانش و مهارت عمومی جامعه تعیین می‌شود. (سطح توسعه‌یافتگی) انباشت دانش و مهارت از فعالیت‌های تولیدی که در گذشته از سوی بخش خصوصی انجام گرفته, به دست می‌آید (بخش خصوصی از فرایند فراگیری در حین عمل بهره می‌گیرد):

$$A_t = (1/n) \sum_i y^i_{t-1} \qquad (6)$$

به طور ضمنی فرض می‌کنیم که رابطه بین دانش و تولید بخش خصوصی در دوره‌های قبل, یک به یک است. اگر تنها استهلاک را در نظر بگیریم، یعنی اگر قسمتی از تولید متوسط در دوره‌های گذشته به دانش امروز منجر شود، نتایج اصلی مدل تغییر چندانی نمی‌کند.

افراد از نظر میزان ثروت اولیه متفاوت هستند. ثروت هر فرد که در دوره‌ی t به دنیا آمده از رابطه‌ی $\varepsilon_t^i A_t$ به دست می‌آید که ε^i (≥0) شوک تصادفی با میانگین یک است که به طور یکسان و مستقل توزیع می‌شود و دسترسی فرد i به دانش عمومی را در دوره‌ای که به دنیا آمده نشان می‌دهد. فرد i می‌تواند مستقیماً ثروت اولیه‌ی خود را مصرف کند:

$$W_t^i = \varepsilon_t^i A_t \qquad (7)$$

هم چنین او می‌تواند ثروت خود را برای تولید کالایی که قرار است در آینده مصرف شود, سرمایه‌گذاری کند (مطابق (2′) , (4) و(5)).

مدل بازار کامل سرمایه

در مدل بازار کامل سرمایه هر بنگاهی می‌تواند در مقابل ارزش حال درآمدهای آینده آزادانه قرض بگیرد. در این شرایط نابرابری درآمد از طریق مداخله‌ی دولت با سیاست‌های بازتوزیع, تصمیمات سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بازتوزیع درآمد از طریق میزان مثبت مالیات بر سرمایه، انباشت سرمایه را کاهش می‌دهد و در نتیجه رشد را به مخاطره می‌افکند. هر چه نابرابری در جامعه بیشتر باشد، تقاضا برای بازتوزیع درآمد بیشتر خواهد بود. هر چه دولت مردم سالارتر باشد یا قدرت و نفوذ گروه‌های سیاسی طرفدار بازتوزیع درآمد بیشتر باشد، این تقاضای اجتماعی، سیاست مالی دولت را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این مدل مصرف جاری برابر خواهد بود با مقدار ثروت هر فرد به علاوه حجم استقراض او (b^i) منهای مقدار سرمایه‌گذاری‌اش در سرمایه‌ی انسانی:

$$c_t^i = w_t^i + b_t^i - h_t^i \qquad (8)$$

دولت مسؤولیت بازتوزیع درآمد را برعهده دارد (پرداخت‌های بین نسلی). ساز و کار بازتوزیع، مالیات بر سرمایه است. به این ترتیب ابتدا یک نسبت β را از درآمد فرد کم می‌کند و سپس نسبت β از درآمد متوسط جامعه ($\bar{y}$)را به آن اضافه می‌کند. باید توجه داشت که بازتوزیع یک هزینه غیرمستقیم نیز به دلیل اثر منفی‌اش بر کارایی دارد. مصرف آینده برابرست با تولید آینده پس از بازتوزیع منهای بازپرداخت وام:

$$d_t^i = (1-\beta)y_t^i + \beta y_t - r_t b_t^i \qquad (9)$$

میزان سود ناخالص بازار به طور درون‌زا با شرط تعادل بازار وام در سطح $r(>1)$ تعیین می‌شود. در شرایط تعادل مجموع خالص قروض باید برابر صفر باشد:

$$\sum b_t^i = 0 \qquad (10)$$

هر فرد ثروت خود را بین مصرف در دوره‌ی اول و تولید در دوره‌ی اول (مصرف در دوره دوم) به گونه‌ای تقسیم می‌کند که مطلوبیت بین دوره‌ای او حداکثر شود. (معادله‌ی(1)). در شرایط بازار کامل، محدودیت‌های اعتباری وجود ندارند و هر کس می‌تواند تا زمانی که بازار سرمایه در تعادل است به راحتی قرض بگیرد. در این صورت هر فرد مطلوبیت خود را به صورت زیر حدّاکثر می‌کند:

$$\begin{aligned} &\text{Max } \{\ln c_t^i + \rho \ln d_t^i\} \quad \text{w.r.t.} b_t^i . h_t^i \qquad (11)\\ &\text{s.t. } \sum b_t^i = 0 \end{aligned}$$

بعد از جایگذاری (8) و (9) در (11) خواهیم داشت:

$$\text{Max } \{\ln(w_t^i + b_t^i - h_t^i) + \rho \ln[(1-\beta) y_t^i + \beta y_t - r_t b_t^i]\} \text{ w.r.t.} b_t^i . h_t^i \qquad (11')$$

$$\text{s.t. } \sum b_t^i = 0$$

شرایط مرتبه‌ی اول، به معادله‌ی زیر برای سرمایه‌گذاری منجر می‌شود:

$$h_t = h_t^i = \frac{\rho\alpha(1-\beta)}{1+\rho\alpha(1-\beta)} A_t \qquad (12)$$

هر یک از آحاد اقتصادی (بدون در نظر گرفتن ثروت اولیه‌ی خود) مقدار سرمایه‌ی کسانی را در فرایند تولید سرمایه‌گذاری می‌کند (سمت راست رابطه اندیس i ندارد). مشتق اول رابطه‌ی مذکور نسبت به β منفی است, یعنی توزیع مجدد سطوح سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد:

$$\frac{\partial h_t}{\partial \beta} = \frac{-\rho\alpha}{(1+\rho\alpha(1-\beta))^2} A_t + \frac{\rho\alpha(1-\beta)}{1+\rho\alpha(1-\beta)} \left[-\frac{k}{n}\sum_i k_{t-1}^i\right] < 0 \qquad (13)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نتایج بازار کامل سرمایه

۱- اگر بنگاه‌ها بتوانند آزادانه قرض‌گیرنده باشند توزیع مجدّد، سرمایه‌گذاری بهینه‌ی هر فرد را در سرمایه‌ی انسانی کاهش می‌دهد.

در ادامه معادله‌ای برای رشد استخراج می‌کنیم:

$$g = \ln\left[\frac{\sum_i y_t^i}{\sum_i y_{t-1}^i}\right] = \ln\eta^* + \ln(1-k\beta) + \alpha\ln\rho\alpha + \alpha\ln(1-\beta) - \alpha\ln[1+\rho\alpha(1-\beta)] \quad (14)$$

مشتق g نسبت به β برابرست با:

$$\frac{\partial g}{\partial \beta} = -\frac{\alpha}{1-\beta} - \frac{k}{1-k\beta} + \frac{\rho\alpha^2}{1+\rho\alpha(1-\beta)} < 0 \quad (15)$$

هرچه میزان بازتوزیع بیشتر باشد, رشد کاهش می‌یابد. بن ابو(Benabou,1996) نشان می‌دهد که میزان مالیات ترجیحی از جانب رأی‌دهنده میانه, به وضعیت درآمدش نسبت به متوسط درآمد جامعه بستگی دارد. هر چه شکاف بین درآمد رأی‌دهنده میانه و متوسط درآمد جامعه بیشتر باشد, میزان مالیات ترجیحی بیشتر خواهد بود. لذا نتیجه‌ی دوم از مدل بازار کامل سرمایه عبارت است از:

۲- اگر بازارهای سرمایه کامل باشند و نابرابری بیشتر به بازتوزیع بیشتر منجر شود, در این صورت نابرابری بیشتر, مانع رشد خواهد شد.

مدل بازار ناقص سرمایه

در صورت ناکامل بودن بازار سرمایه, نابرابری ثروت طی زمان ماندگار می‌ماند. وقتی افراد به دلایل مختلفی از جمله مخاطرات اخلاقی (Moral hazard), مشکلات اجرایی و محدودیت‌های اعتباری نتوانند در میزان بهره‌ی مشخص به راحتی وام بگیرند, ثروت اولیه (به ارث رسیده) به هر فرد, مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده‌ی میزان توانایی او در سرمایه‌گذاری خواهد بود. پس اگر انباشت ثروت به اندازه کافی بالا باشد, توزیع مساوی‌تر آن دلالت بر این دارد که افراد بیشتری منابع کافی برای سرمایه‌گذاری در اختیار دارند. ثروت اولیه کارگزاران متفاوت است. آن‌ها می‌توانند ثروت خود را در

بازار سرمایه یا در برنامه‌های ارتقای آموزش و بهداشت که بازدهی را ارتقا می‌دهد، سرمایه‌گذاری کنند.

آنان در صورتی که ثروتشان تکافوی سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای پروژه‌های خود را کند به بازار سرمایه مراجعه نمی‌کنند ولی در غیر این صورت از وام گرفتن از بازار سرمایه ناچار هستند و هرچه میزان این استقراض بیشتر باشد انگیزه به منظور پیشبرد پروژه و موفقیت سرمایه‌گذاری کمتر خواهد شد زیرا بخشی از بازده تلاششان عاید وام‌دهندگان خواهد شد.

فقرا به دلیل جیره‌بندی اعتبار یا به دلیل عدم امکان بازپرداخت وام, امکان سرمایه‌گذاری در پروژه‌های ارتقای آموزش و بهداشت خود از طریق أخذ وام را ندارند؛ پس ناچارند ثروت اندک خود را از طریق بازار سرمایه, سرمایه‌گذاری کنند (وام بدهند). بازتوزیع درآمد از غنی به طبقه‌ی متوسط و فقیر موجب می‌شود که این طبقه نیاز کمتری به وام‌گرفتن برای سرمایه‌گذاری (در بازاری که دسترسی آن‌ها به وام محدود است) داشته باشند و در نتیجه میزان سرمایه‌گذاری این طبقه را برای بالا بردن ظرفیت کسب درآمدشان افزایش می‌دهد. هم‌چنین بازتوزیع درآمد یا ثروت از غنی به گروه‌های کم‌درآمد در صورتی که ایشان را به آستانه‌ی سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور برساند موجب می‌گردد بخشی از جامعه که در صورت عدم بازتوزیع صرفاً از طریق سرمایه‌گذاری کم بازده و بدون ریسک در بازار سرمایه امرار معاش می‌کردند نیز وارد فعالیت‌های سودآور سرمایه‌گذاری شوند. بنابراین بازتوزیع از غنی به فقیر موجب ایجاد فرصت‌های جدید سرمایه‌گذاری و مشارکت بیشتر آحاد جامعه در فعالیت‌های سودآور می‌شود و در نتیجه منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌گردد.

بازتوزیع درآمد ممکن است از طریق گسترش آموزش همگانی و تسهیل و تسریع در انباشت سرمایه‌ی انسانی گروه‌های کم درآمد صورت پذیرد. در این صورت اگر سرمایه‌ی انسانی را نیروی محرُک رشد اقتصادی بدانیم این سیاست بازتوزیع نه تنها رشد را به مخاطره نمی‌افکند بلکه موجب افزایش رشد اقتصادی خواهد بود.

در عین حال بازتوزیع درآمد از طریق مالیات بر سرمایه موجب تقلیل رشد اقتصادی می‌شود و این درست مشابه اثر منفی آن بر رشد در بازار کامل سرمایه

است. بنابراین در حالت ناکامل بودن بازار سرمایه (برخلاف بازار کامل سرمایه) بازتوزیع درآمد ممکن است علاوه بر کاهش نابرابری به رشد اقتصادی و افزایش تولید بینجامد. در هر حال اثر خالص بازتوزیع بر رشد به برآیند اثر منفی مالیات بر سرمایه و کاهش کارایی و اثر مثبت افزایش سرمایه انسانی گروه‌های کم‌درآمد بر رشد اقتصادی بستگی خواهد داشت.

اکنون جهت سادگی فرض می‌کنیم که بازار سرمایه وجود ندارد (میزان استقراض b^i برای همه‌ی افراد برابر صفر است) و دولت وظیفه بازتوزیع درآمد را بین نسل‌ها بر عهده دارد (پرداخت‌های بین نسلی). مصرف جاری در این مدل از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$c_t^i = w_t^i - h_t^i + \beta A_t \qquad (16)$$

همه‌ی افراد میزان یکسانی از درآمدهای مالیاتی جمع‌آوری شده از نسل قبل را دریافت می‌کنند.

$$\frac{1}{n}\sum_i \beta y_{t-1}^i = \beta A_t \qquad (17)$$

مصرف آینده برابر است با تولید منهای مالیات:

$$d_t^i = y_t^i(1-\beta) \qquad (18)$$

با جایگذاری (17) و (18) در (1) مسأله‌ی بهینه‌یابی فرد به صورت زیر خواهد بود:

$$\text{Max } \{\ln(w_t^i - h_t^i + \beta A_t) + \rho \ln y_t^i(1-\beta)\} \quad \text{w.r.t. } b_t^i, h_t^i \qquad (19)$$

که حل آن منتهی به رابطه‌ی زیر می‌شود:

$$h_t^i = \frac{\rho\alpha}{1+\rho\alpha}\left(\varepsilon_t^i A_t + \beta A_t\right) = \frac{\rho\alpha}{1+\rho\alpha}\left[\frac{\eta^*}{n}\sum_i k_{t-1}^i\right](1-\beta)\left(\varepsilon_t^i + \beta\right) \qquad (20)$$

برخلاف مدل بازار کامل, سرمایه‌گذاری بین افراد متفاوت خواهد بود. مشتق اول این معادله نسبت به بازتوزیع برابرست با:

$$\frac{\partial h_t^i}{\partial \beta} = \frac{\rho\alpha}{1+\rho\alpha}\left[\frac{\eta^*}{n}\sum_i k_{t-1}^i\right]\left(-k\varepsilon_t^i + 1 - 2k\beta\right) \qquad (21)$$

علامت معادله‌ی (21) با علامت قسمت آخر آن تعیین خواهد شد:

اگر $\varepsilon_t^i \le \frac{1-2k\beta}{k}$ باشد, در این صورت: $(-k\varepsilon_t^i+1-2k\beta)>0$ اگر $\varepsilon_t^i \ge \frac{1-2k\beta}{k}$ باشد، آنگاه: $(-k\varepsilon_t^i+1-2k\beta)<0$

توزیع مجدُد، محدودیت‌های اعتباری را کاهش می‌دهد و کسانی که ثروت کمتری دارند (فقرا) بیشتر سرمایه‌گذاری می‌کنند و در مقابل ثروتمندان به دلیل اجتناب از پرداخت بیشتر مالیات، کمتر سرمایه‌گذاری می‌کنند. هر چه k (نسبت زیان کارایی ناشی از مالیات) بزرگ‌تر باشد, هزینه‌ی سیستم مالیاتی بر حسب کاهش کارایی بیشتر و تعداد افرادی که از بازتوزیع سود می‌برند کمتر خواهد بود. اثر بازتوزیع بر سرمایه‌گذاری کل در دامنه‌ای از مقادیر k می‌تواند مثبت باشد.

با جایگذاری (20) در (5) سطح آموزش افراد به دست می‌آید:

$$e_t^i = (h_t^i) = \left[\frac{\rho\alpha}{1+\rho\alpha}\right]^\gamma (A_t)^\gamma \left(\varepsilon_t^i + \beta\right)^\gamma \qquad (22)$$

آموزش کل دراین‌صورت می‌تواند به صورت زیر مشخص شود:

$$e_t^{tot} = \left[\frac{\rho\alpha}{1+\rho\alpha}\right]^\gamma (A_t)^\gamma \sum_i \left(\varepsilon_t^i + \beta\right)^\gamma \qquad (23)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بازتوزیع دو اثر متفاوت دارد: β بزرگ‌تر به طور منفی کارایی و از این طریق متعاقباً انباشت دانش و مهارت (A_t) را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ولی در همان حال به

افزایش آموزش و کارایی در معادله‌ی (23) منجر می‌شود. برای دامنه‌ای از مقادیر پارامترها اثر نهایی بازتوزیع می‌تواند مثبت باشد (همانند اثرش بر سرمایه‌گذاری کل). اثر برابری بیشتر(به مفهوم واریانس کمتر درآمدها) بر آموزش کل به صورت یک‌نوا مثبت است. x^{γ} یک تابع مقعر از x است $(0<\gamma<1)$، بنابراین بر اساس نامساوی جنسن (Jensen) هر چه توزیع ثروت نابرابرتر باشد (واریانس بزرگتر ε_t^i)، برای مقدار مشخصی از بازتوزیع (β ثابت), آموزش کل جامعه کمتر است.

نتایج بازار ناقص سرمایه

۱- اگر کارگزاران اقتصادی نتوانند قرض بگیرند و بازده سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی نزولی باشد، آن‌گاه نابرابری بیشتر, آموزش کل را کاهش می‌دهد. بازتوزیع می‌تواند اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی و سطوح آموزش داشته باشد به شرط آن که زیان‌کارایی (ناشی از مالیات بر سرمایه‌گذاری) خیلی فزاینده نباشد.

معادله‌ی رشد در بازار ناقص سرمایه رامی‌توان به صورت زیر استخراج کرد:

$$g = \ln\eta^{*}+\ln(1-k\beta)-\ln n+\alpha\ln\left[\frac{\rho\alpha}{1+\rho\alpha}\right]+\ln\left[\sum_i\left(\varepsilon_i^i+\beta\right)^{\alpha}\right] \qquad (24)$$

برخلاف مدل بازار کامل سرمایه, اثر بازتوزیع بر رشد مبهم است: از یک طرف کماکان یک اثر منفی از دومین جمله‌ی معادله (24) وجود دارد و از طرف دیگر یک اثر مثبت از جمله‌ی چهارم معادله (ویژه‌ی بازار ناقص) ایجاد می‌شود. لذا گزاره‌ی دوم به صورت زیر بیان می‌شود:

۲- اگر بازار سرمایه وجود نداشته باشد بازتوزیع رشد را از طریق کاهش محدودیت‌های اعتباری تحریک خواهد کرد. اما با این وجود اثر خالص بازتوزیع درآمد بر رشد اقتصادی مبهم و نامشخص است.

۵- تصریح الگوی اقتصادسنجی و برآورد آن

در این بخش از مقاله به بررسی تجربی رابطه بین رشد و توزیع درآمد در ایران با استفاده از تحلیل‌های هم انباشتگی می‌پردازیم. الگوی اقتصاد سنجی مورد نظر بر اساس الگوی نظری نیکو گوبین و گلن ریپ (۲۰۰٤) که به بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها در قالب دو بازار کامل و ناکامل سرمایه (نظریه پروتی ۱۹۹٦) می‌پردازد تصریح می‌شود. مدل شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی, ضریب جینی، هزینه‌های تأمین اجتماعی، ثبت‌نام در مدارس راهنمایی و دبیرستان می‌باشد.

در تحقیق حاضر نیز براساس کار تجربی فوق از متغیر تولید ناخالص داخلی به قیمت عوامل به قیمت‌های ثابت سال ٦۱، ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری، هزینه‌های جاری دولت در فصل تأمین اجتماعی و بهزیستی به عنوان شاخصی برای بازتوزیع درآمد و نهایتاً از تعداد ثبت نام‌کننده در مدارس راهنمایی و دبیرستان به عنوان شاخصی برای سرمایه‌ی انسانی استفاده شده است. در الگوی مورد استفاده در این بررسی، تولید ناخالص داخلی به صورت تابعی از متغیرهای ضریب جینی، مخارج تأمین اجتماعی، ثبت نام در مدارس راهنمایی و دبیرستان در نظر گرفته شده است. لذا فرم تبعی مورد استفاده در این بررسی به صورت زیر است:

$$LGDP = \beta_1 + \beta_2 GINI + \beta_3 LSS + \beta_4 LENR1 + \beta_5 LENR2$$

LGDP : لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ٦۱

GINI : ضریب جینی (شاخص نابرابری)

LSS : لگاریتم مخارج دولت در فصل تأمین اجتماعی (شاخص بازتوزیع درآمد)

LENR1 : لگاریتم تعداد ثبت‌نام کننده در مدارس دبیرستان

LENR2 : لگاریتم تعداد ثبت‌نام کننده در مدارس راهنمایی

قبل از برآورد مدل مورد نظر، انتظار داریم در صورت انطباق داده‌ها با مدل بازار ناکامل سرمایه، ضریب متغیر ضریب جینی دارای علامت منفی باشد. به عبارتی با افزایش نابرابری رشد کاهش یابد. ضریب متغیر مخارج تأمین اجتماعی می‌تواند بسته به نحوه‌ی اثرگذاری آن بر سرمایه‌گذاری، دارای علامت انتظاری مثبت یا منفی باشد. بدین صورت که با افزایش مخارج تأمین اجتماعی در صورتی که کاهش سرمایه‌گذاری بیش از افزایش در سرمایه‌ی انسانی باشد، رشد کاهش می‌یابد؛ اما در صورت غالب شدن اثر افزایش سرمایه‌ی انسانی بر سرمایه‌گذاری(کاهش یافته) رشد افزایش یابد.

در نهایت انتظار آن است که متغیرهای ثبت‌نام در مدارس دارای علامت مثبت باشند. یعنی با افزایش آموزش که منجر به افزایش سرمایه‌ی انسانی می‌شود رشد افزایش یابد.

مطابق قضیه‌ی نمایش گرنجر (Granger Representation Theorem)، دستگاه VECM یا مکانیسم تصحیح خطای متناظر با رابطه‌ی تعادلی بلندمدت به صورت زیر است:

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha(\beta' \mathrm{X}_{\text{t-1}} + a.trend) + AZ_t + \varepsilon_t$$

که در آن $X_t : n \times 1$ بردار متغیرها در رابطه‌ی تعادلی بلندمدت، $Z_t : m \times 1$ بردار متغیرهای (پایا) کوتاه‌مدت (شامل متغیرهای مجازی)، $\mu : n \times 1$ بردار جملات ثابت، $\beta : n \times r$ ماتریس ضرایب تعدیل یا بازخورد (Loading Matrix)، $\alpha : n \times r$ ماتریس ضرایب بلندمدت یا بردارهای هم‌انباشته و a ضرایب متغیر روند در روابط بلندمدت هستند (n تعداد متغیرها و r تعداد روابط بلندمدت است). بردار جملات خطای ε_t نیز iid و دارای توزیع نرمال بوده و دارای همبستگی‌های همزمان با یک دیگر هستند. با توجه به روابط نظری (بلندمدت) بردار متغیرهای X_t به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$X_t = [LGDP, GINI, LSS, LENR1, LENR2]$$

متغیرهای Z_t در الگوی کوتاه‌مدت نیز در بر گیرنده‌ی یک متغیر مجازی D59 است که برای سال‌های جنگ (از سال ۵۹ تا سال ٦٧) مقدار یک و برای مابقی سال‌ها مقدار صفر را اختیار می‌کند.

در این تحقیق اطلاعات سالیانه مربوط به دوره‌ی زمانی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۱ برای تخمین مدل‌ها جمع‌آوری شده است؛ تمامی اطلاعات و داده‌های آماری مورد استفاده، از دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی به دست آمده است.

در ادامه پس از آزمون‌های ریشه‌ی واحد و بررسی خواص آماری متغیرها، علیت گرنجری بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد بررسی شده است. پس از آن رابطه‌ی بلندمدت بین رشد اقتصادی و متغیرهای اثرگذار بر آن (در قالب الگوی ارائه شده) مورد برآورد قرار می‌گیرد. برای یافتن رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو از روش یوهانسن - جوسیلیوس استفاده شده است.

آزمون پایایی متغیرها

متغیرهای اقتصاد کلان اغلب حاوی یک روند تصادفی (ریشه‌ی واحد) هستند که با یک بار تفاضل‌گیری روند مذکور حذف می‌شود. از آن جا که حضور چنین روندی، تخمین و استنباط‌های آماری به روش‌های سنتی اقتصادسنجی را غیرمعتبر می‌سازد، لذا اولین گام برای تحلیل‌های اقتصادسنجی در متدلوژی نوین، تعیین درجه‌ی انباشتگی (تعداد ریشه‌های واحد) است. متغیرهایی که ناپایا (Nonstationary) بوده و بعد از یک‌بار تفاضل‌گیری تبدیل به متغیر پایا (Stationary) می‌شوند را انباشته(Integrated) از درجه‌ی یک یا I(۱) می‌نامند. سایر متغیرها ممکن است پایا یا پایا در روند (یعنی I(۰) بعد از کنترل اثر روند قطعی) باشند. به علاوه ممکن است متغیرهایی نیز با بیش از یک‌بار (به طور مثال d بار) تفاضل‌گیری پایا شوند که در این صورت آن‌ها را انباشته از درجه‌ی d یا I(d) می‌گویند. با استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد می‌توان به سهولت به خواص آماری متغیرها پی‌برد. در این مطالعه ما از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته (Augmated Dickey Fuller, (ADF)) استفاده می‌کنیم. هر چند نگرانی‌هایی در مورد قدرت پایین این آزمون‌ها وجود دارد. به ویژه هنگامی که سری زمانی موردنظر علی‌رغم ساکن بودن هنوز ممکن است پایداری بالایی را از خود نشان دهد. با این حال آزمون ADF عملکرد رضایت‌بخشی حتی در نمونه‌های کوچک داشته است.

جدول شماره‌ی (۱) نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد را برای تمامی متغیرهای تصادفی نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد (با مقایسه‌ی آماره و مقادیر بحرانی) که تمامی متغیرها در سطح ناپایا می‌باشند. به عبارت دیگر تمامی متغیرهای سری زمانی در الگو, دارای ریشه‌ی واحد هستند. در ادامه مجدداً آزمون ریشه‌ی واحد را برای تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای مورد نظر تکرار می‌کنیم. نتایج حاصل از انجام این آزمون‌ها در جدول شماره‌ی (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج خلاصه شده در جدول مشاهده می‌شود که تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی و متغیر لگاریتم ثبت‌نام در مدارس دبیرستان, (LENR1) در مدل دارای عرض از مبدأ و فاقد روند مانا شده است. سایر متغیرها نیز در مدل دارای عرض از مبدأ و روند

مانا شده‌اند. به عبارت دیگر می‌توان بیان کرد که متغیرهای مورد نظر دارای ریشه‌ی واحد بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

جدول شماره‌ی (۱) نتایج آزمون ADF بر روی لگاریتم متغیرها (در سطح)

متغیر	LGDP	LSS	LENR1	LENR2	GINI
آماره برای مدل دارای عرض از مبدأ و روند	-۲/۵۳	-۲/٤۳	-۲/۵۰	-۲/۲٦	-۲/٤۹
ارزش بحرانی در سطح پنج درصد	-۳/۵٦	-۳/۵٦	-۳/۵٦	-۳/۵٦	-۳/۵٦
تعداد وقفه	۱	۱	۱	۱	۱
آماره برای مدل دارای عرض از مبدأ و بدون روند	-۰/۷٤	-۰/۸۳	-۱/۰٤	-۱/۱۵	-۱/۲۵
ارزش بحرانی در سطح پنج درصد	-۲/۹٦	-۲/۹٦	-۲/۹٦	-۲/۹٦	-۲/۹٦
تعداد وقفه	۱	۱	۱	۱	۱

توضیحات: تعداد وقفه‌ها با ضابطه‌های آکاییک (AIC) و شوارتز- بیزین (SBC) و حنان- کویین (HQC) تعیین می‌شود.

جدول شماره‌ی (۲) نتایج آزمون ADF بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	LGDP	LSS	LENR1	LENR2	GINI
آماره برای مدل دارای عرض از مبدأ و روند	-۳/۱٤	-٤/٤۹	-۲/۹۳	-٦/۳۵	-۵/۲۳
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-۳/۵۷	-۳/۵۷	-۳/۵۷	-۳/۵۷	-۳/۵۷
تعداد وقفه	۱	۱	۱	۱	۱
آماره برای مدل دارای عرض از مبدأ و بدون روند	-۳/۱۷	—	-۳/۸۹	—	—
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-۲/۹٦	—	-۲/۹٦	—	—
تعداد وقفه	۱	—	۱	—	—

توضیحات: تعداد وقفه‌ها با ضابطه‌های آکاییک (AIC) و شوارتز- بیزین (SBC) و حنان- کویین (HQC) تعیین می‌شود.

آزمون علّیّت گرنجری بین نابرابری و رشد اقتصادی

گرنجر تعریفی از رابطه‌ی علت و معلولی ارائه داده که کاربرد آن در قالب مدل‌های خود رگرسیون برداری ساده است. این تعریف بر اساس اصل عمده‌ای پایه‌گذاری شده که بیان می‌دارد علت قبل از معلول به وقوع می‌پیوندد. به طور خلاصه در این آزمون جهت علیت (رابطه‌ی علت و معلولی) به مفهوم رابطه‌ی تقدم و تأخری بین دو متغیر مورد توجه قرار می‌گیرد. نتایج آزمون علّیت گرنجر مربوط به دو متغیر ضریب جینی و تولید ناخالص داخلی در جدول شماره‌ی (۳) آورده شده است. با توجه به این که متغیرهای مذکور دارای یک ریشه‌ی واحد هستند لذا آزمون علیت گرنجر بر حسب تفاضل مرتبه‌ی اول متغیُرها انجام می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره‌ی (۳) آزمون علّیت گرنجر بین نابرابری و رشد اقتصادی در ایران

فرضیه مورد آزمون	تعداد وقفه	مقدار F	P-value	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
نابرابری درآمد علّت گرنجری رشد اقتصادی نیست.	۱	٤/۲۸	۰/۰۳	۹۵ درصد	نابرابری درآمد علّت گرنجری رشد اقتصادی است.
رشد اقتصادی علّت گرنجری نابرابری درآمد نیست.	۱	۱/٦۵	۰/۲۰	۹۵ درصد	رشد اقتصادی علّت گرنجری نابرابری درآمد نیست.

توضیحات: تعداد وقفه‌ها با ضابطه‌های آکاییک (AIC) و شوارتز- بیزین (SBC) و حنان-کویین (HQC) تعیین می‌شود.

بر اساس جدول فوق, علّیّت از نابرابری در توزیع درآمد به رشد اقتصادی است, زیرا فرضیه‌ی بیان شده در مورد این رابطه‌ی علّی رد شده است. در حالی که فرضیه مطرح شده در مورد علّیت از رشد اقتصادی به نابرابری در توزیع درآمد رد نمی‌شود, به عبارت دیگر نابرابری در توزیع درآمد می‌تواند علّت تغییرات رشد اقتصادی باشد؛ لذا افزایش یا کاهش ضریب جینی که به ترتیب نشان‌دهنده‌ی افزایش نابرابری در توزیع درآمد و کاهش آن می‌باشد می‌تواند موجب تغییرات رشد اقتصادی گردد. اما تغییرات در رشد اقتصادی لزوماً نمی‌تواند علّت کاهش یا افزایش نابرابری در توزیع درآمد باشد.

اگر به جای ضریب جینی از نسبت هزینه‌های دهک دهم به دهک اول درآمدی استفاده کنیم نتایج به لحاظ کیفی تغییری نمی‌کند. نتایج آزمون علّیت گرنجر بین رشد اقتصادی و نابرابری در توزیع درآمد بر اساس شاخص اخیر در جدول شماره‌ی (٤) آورده شده است.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره‌ی (۴) آزمون علّیت گرنجر بین نابرابری و رشد اقتصادی در ایران

فرضیه‌ی مورد آزمون	تعداد وقفه	مقدار F	Prob	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
نابرابری درآمد علّت گرنجری رشد اقتصادی نیست.	۱	۵/۵۹	۰/۰۲	۹۵ درصد	نابرابری درآمد علّت گرنجری رشد اقتصادی است.
رشد اقتصادی علّت گرنجری نابرابری درآمد نیست.	۱	۱/۵۵	۰/۲۲	۹۵ درصد	رشد اقتصادی علّت گرنجری نابرابری درآمد نیست.

توضیحات: تعداد وقفه‌ها با ضابطه‌های آکاییک (AIC) و شوارتز- بیزین (SBC) وحنان- کویین (HQC) تعیین می‌شود.

بر اساس این جدول نیز جهت علّیت از نابرابری در توزیع درآمد به رشد اقتصادی است. در حالی که هیچ رابطه‌ی علّی از رشد اقتصادی به نابرابری در توزیع درآمد وجود ندارد و فرضیه‌ی مطرح شده رد نمی‌شود. پس با استفاده از شاخص نسبت دهک بالا به دهک پایین درآمدی نیز نتایج آزمون قبلی تأیید می‌گردد.

در کل بر اساس آزمون‌های گرنجر انجام شده می‌توان گفت که نتایج حکایت از علّیت یک طرفه از نابرابری در توزیع درآمد به رشد اقتصادی دارد در حالی که هیچ کدام از آزمون‌های انجام شده, علّیت گرنجری از رشد اقتصادی به نابرابری را تأیید نمی‌کنند.

بررسی رابطه‌ی بلندمدت از روش یوهانسن- جوسیلیوس

تحلیل‌های هم‌انباشتگی را می‌توان براساس رویکردهای مختلفی از جمله OLS، حداقل مربعات پویا یا DOLS (Dynamic Ols)، (Auto Regressive Distributed Lags ((ARDL)) پسران وشین (۱۹۹۸) و فیلپس – هانس (Phillips-Hansen, 1990) انجام داد. در این تحقیق از روش جوهانسن (۱۹۸۸) برای این منظور استفاده می‌شود. زیرا تنها روش مذکور, امکان آزمون و تعیین تعداد روابط تعادلی بلندمدت را براساس دستگاه VAR فراهم می‌سازد. تحلیل‌های هم‌انباشتگی براساس رویکرد جوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه‌ی بهینه (P) در دستگاه خود رگرسیون‌برداری

(Vector Auto Regressive (VAR(P)) است. برای این منظور از معیار اطلاعات آکاییک یا (Akaike Information Criterion (AIC))، معیار بیزین‌شوارز یا(Schwarz Bayesian Criterion, (SBC))، آزمون نسبت درست‌نمایی و هم‌چنین آزمون نسبت درست‌نمایی تعدیل شده که برای نمونه‌های کوچک نتایج بهتری به دست می‌دهد استفاده می‌کنیم. مطابق معیار بیزین‌شوارز که بیش‌ترین اهمیت را به کاهش پارامترها یا ساده‌سازی دستگاه (در برابر برازش بهتر) می‌دهد طول وقفه برابر p=۱ تعیین می‌شود. معیار AIC نیز طول وقفه را p=۳ انتخاب می‌کند. در آزمون نسبت درست‌نمایی تعدیل شده نیز که معنی‌دار بودن وقفه متغیرها موردتوجه قرار می‌گیرد طول وقفه صحیح p=۱ است. با توجه به حجم نمونه، به هنگام تخمین الگو، طول وقفه را p=۱ در نظر می‌گیریم (نتایج برای صرفه جویی ارایه نشده است).

نتایج آزمون‌های هم انباشتگی برای تعیین تعداد روابط تعادلی بلندمدت (ابعاد فضای هم‌انباشتگی) در جدول شماره‌ی (۵) ارائه شده است. برای این منظور از آماره‌های تریس (Trace) و حداکثر مقدار ویژه (Maximal eigen Value) استفاده می‌شود. آزمون تریس و آزمون حداکثر مقدار ویژه، تعداد روابط تعادلی بلندمدت را برابر r=1 تعیین می‌کنند. لذا تحلیل‌های هم انباشتگی مبتنی بر فضای هم انباشتگی یک بعدی انجام می‌شود.

جدول شماره‌ی (۵) آزمون حداکثر مقادیر ویژه و تریس برای هم انباشتگی

آماره‌ی آزمون تریس	فرضیه مقابل در آزمون تریس	آماره‌ی آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه مقابل در آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه صفر
۱٤۸,۸۷۲۸*	r≥۱	۱۰۳,٤٤۳۹*	r=1	r=0
٤٥,٤۲۸۹	r≥۲	۲۳,۳٥۷۲	r=2	r<=1
۲۲,۰۷۱۷	r≥۳	۱۲,٦۷۲٥	r=3	r<=2
۹,۳۹۹۱	r≥٤	۸,۷۸٦٥	r=4	r<=3
۰,٦۱۲٦٦	r≥۱	۰,٦۱۲٦٦	r=5	r<=4

* معنی‌دار در سطح اهمیت پنج درصد

بردار هم انباشته کننده و بردار نرمال شده آن بر اساس متغیُر تولید ناخالص داخلی (رابطه‌ی تعادلی بلند مدت) در جدول شماره‌ی (۶) خلاصه شده است. نتایج بردار هم انباشته کننده به دست آمده از روش یوهانسن - جوسیلیوس نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی از ضریب جینی تأثیر منفی می‌پذیرد به طوری که افزایش ده درصدی این شاخص در بلندمدت موجب کاهش تولید ناخالص داخلی به میزان ۲۷/۵ درصد خواهد شد. هزینه‌های تأمین اجتماعی اثری مثبت بر متغیر وابسته دارد به طوری که افزایش ده درصدی این متغیر در بلندمدت باعث افزایش تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۳ درصد خواهد شد. تأثیر بلندمدت ثبت‌نام در مدارس دبیرستان و راهنمایی نیز در این مدل به ترتیب ۱۳/۸ و ۱۸/۸ درصد می‌باشد. بدین ترتیب میزان ثبت‌نام در مدارس راهنمایی و دبیرستان به عنوان شاخص سرمایه‌ی انسانی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. همان طور که مشاهده می‌شود علائم متغیرها با انتظارات تئوریکی در خصوص ناکامل بودن بازار سرمایه در ایران سازگار است. به علاوه آماره‌ی t معنی‌دار بودن ضرایب را در سطح ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌دهد.

جدول شماره‌ی (۶) بردارهای هم انباشته کننده و نرمال شده‌ی آن‌ها

متغیر	بردار هم انباشته کننده	بردار نرمال شده
LGDP	۰/۱۹٤۰۱	-۱
GINI	۰/۵۳٤٤۹	-۲/۷۵ (-۳/۳۲)
LSS	-۰/۰۰٦۱۳	۰/۰۳(۳/۲۵)
LENR1	-۰/۲٦۹۵۲	۱/۳۸(۲/۵٦)
LENR2	-۰/۳٦۵۰۳	۱/۸۸(۲/٤۵)

توضیحات: اعداد داخل پرانتز نسبت‌های t می‌باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۶- خلاصه ونتیجه‌گیری

در این مقاله، با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۸۱ و با تکیه بر تحقیق تجربی که گوبین و ریپ در سال ۲۰۰٤ برای کشورهای OECD (در قالب دو مدل بازار کامل و بازار ناکامل سرمایه) انجام داده‌اند، رابطه‌ی بلندمدت بین نابرابری و رشد اقتصادی (و سایر متغیرهای مربوطه) بررسی گردید. بر اساس نتایج آزمون علّیت، نابرابری درآمد، علت گرنجری رشد اقتصادی است. به عبارت دیگر تغییر در نابرابری درآمد، علّت تغییرات رشد اقتصادی است ولی عکس آن صادق نیست. در نتیجه این فرضیه که رشد اقتصادی و بهبود در توزیع درآمد جهت‌گیری علّی دوطرفه دارند را نمی‌توان در اقتصاد ایران پذیرفت هر چند که مطابق نتایج حاصل از تحلیل‌های هم‌انباشتگی، همراهی مثبتی بین این دو متغیر در بلندمدت وجود دارد.

مطابق آزمون هم انباشتگی, فرضیه وجود یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، ضریب جینی، مخارج تأمین اجتماعی و ثبت‌نام در مدارس راهنمایی و دبیرستان، سازگار با الگوی بازار ناکامل سرمایه پذیرفته می‌شود. متغیر نابرابری درآمد به صورت ضریب جینی در مدل لحاظ گردیده است. ثبت‌نام در مدارس شاخصی از سرمایه انسانی است و متغیر هزینه‌های تأمین اجتماعی میزان بازتوزیع درآمد در جامعه را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که علائم متغیرها با انتظارات قبلی ما در خصوص ناکامل بودن بازار سرمایه در ایران، سازگار است.

بررسی‌های به عمل آمده در مورد تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی، حاکی از آن است که نابرابری درآمد برای رشد اقتصادی مضرٌ است. در واقع نامطلوب‌تر شدن وضعیت توزیع درآمد موجب کند شدن رشد اقتصادی می‌شود. نابرابری درآمد که به تبع آن میزان فقر را نیز در جامعه افزایش می‌دهد می‌تواند اثرات سوء بر رشد اقتصادی بر جای بگذارد. توزیع ناعادلانه و افزایش فقر و عدم تأمین حداقل معاش توسط گروه خاصی از قشرهای جامعه، ناهنجاری‌های سیاسی، فرهنگی و اقتصادی در جامعه را به دنبال خواهد داشت. نابرابری درآمد از طریق تشدید تنش‌های اجتماعی و ایجاد نااطمینانی در محیط اقتصادی - سیاسی، کاهش سرمایه‌گذاری و نتیجتاً کاهش رشد اقتصادی را به همراه خواهد داشت. هم چنین به علت کاهش روحیه‌ی

مشارکت، وفاق، احساس مسؤولیت و تعهُّد جمعی در جامعه، به رشد اقتصادی در بلندمدت، از طریق کاهش بهره‌وری نیروی کار آسیب می رساند.

در مورد تأثیر سیاست‌های بازتوزیع بر رشد، نتایج مدل تأثیر مثبت این گونه سیاست‌ها را (که در این جا به صورت مخارج تأمین اجتماعی آورده شده است) بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد. در مورد منبع تأمین‌کننده‌ی هزینه‌های تأمین اجتماعی، بین ایران و سایر کشورها اختلاف اساسی وجود دارد. در بسیاری از کشورهای پیشرفته دنیا، این هزینه‌ها از طریق درآمدهای مالیاتی دولت تأمین می‌شود اما در ایران از آن جا که سهم اندکی از درآمدهای دولت از طریق مالیات تأمین می‌شود، دولت از طریق فروش دارایی‌های نفتی و بازتوزیع آن به نفع گروه‌های پایین درآمدی, خدمات بیشتری را به صورت بیمه‌های اجتماعی و تأمین اجتماعی در اختیار افراد نیازمند جامعه قرار می‌دهد. در اجرای این سیاست‌ها، دولت فقط افرادی را که استحقاق دریافت این کمک‌ها را دارند هدف‌گیری کرده و این افراد نیز که عمدتاً قشرهای محروم جامعه را تشکیل می‌دهند با صرف این درآمدها در امور بهداشت و آموزش و افزایش بهره‌وری به نوعی سبب افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی و نتیجتاً موجبات افزایش رشد اقتصادی در کشور را فراهم می‌آورند.

از دیگر نتایج مدل تأثیر مثبت آموزش (شاخص ثبت‌نام در مدارس راهنمایی و دبیرستان) به عنوان سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی است. یکی از عوامل نهادی که بهبود آن لازمه‌ی رشد اقتصادی است، آموزش عمومی و به طور اخص آموزش نیروی کار است که از دو جنبه یکی افزایش بهره‌وری نیروی کار و کاهش در هزینه‌های تولید منجر به افزایش رشد اقتصادی و درآمد آحاد مردم می‌گردد. بنابراین از آن جا که گسترش آموزش، افزایش در بهره‌وری و درآمد نیروی کار را به دنبال خواهد داشت، می‌توان انتظار داشت که هرچه تعداد افراد آموزش دیده و سطح تحصیلات در جامعه بالاتر باشد ضمن کاهش نابرابری در توزیع درآمد، رشد اقتصادی بالاتری را نیز به دنبال خواهد داشت.

منابع و مآخذ

سیمون کوزنتس (Kuznets)، در یکی از مقاله‌های خود با عنوان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد (۱۹۵۵) این فرضیه را مطرح کرد که در مسیر توسعه‌ی اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمد نخست افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به تدریج کاهش می‌یابد. این الگو، بعدها به نام منحنی "U – وارون" کوزنتس معرفی شد.

۱- نیلی، مسعود و فرح‌بخش، علی: ***«ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد»***، مجله‌ی برنامه و بودجه، شماره‌ی ۳٤ و ۳۵، ص ۱۲۱-۱۵٤.

۲- ابونوری، اسمعیل: ***«اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران»***، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۵۱، سال ۱۳۷٦.

۳- ابونوری، اسمعیل و اژدری، حسین: ***«اثر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی، یک تحلیل بین کشوری با تأکید بر ایران»***، فصلنامه‌ی علمی پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا، شماره‌ی ۳۲، سال ۱۳۷۸.

٤- پروین، سهیلا: ***«اثر سیاست‌های تعدیل بر فقر و توزیع درآمد»***، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۵۸، ص ۱۱۳-۱٤٦، سال ۱۳۸۰.

۵- جهانگرد, اسفندیار و محجوب، حمید: ***«بررسی تأثیر توزیع مجدّد درآمد بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران»*** فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی.

٦- جلالی, محسن: ***«مطالعه در مورد تفسیر و گسترش ضریب جینی»***، مجله‌ی روند, شماره‌ی ۳۸ و ۳۹, سال ۱۳۸۲.

۷- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور: ***گزارش‌های اقتصادی معاونت امور اقتصادی و هماهنگی (دفتر اقتصاد کلان)***، در سال‌های ۱۳٦۸-۱۳۸۰.

۸- مرکز آمار ایران: ***سالنامه‌ی آماری سال‌های مختلف***.

9- Alfranca O.M.A., Galindo Martin and B.S. Robles (1999), ***"Economic growth and income distribution in OECD countries"***.

10- Banerjee A.V., Duflo E. (2003), Inequality and Growth: What Can the Date Say?, Jurnal of Economic Growth, 8, P. 267-299.

11- Benabou R., (1996), ***"Inequality and Growth"***, in: Bernanke B.S. and Rotemberg. J. (eds.), NBER Macroeconomics Annual 11, MIT Press, P.11-92.

12- Bruno M. and M. Ravallion, L. Squire, (1996) ***"Equity and Growth in developing countries"***, The world bank, office of the vice president, development economics and policy research department.
13- Chou, C. and G. Talmain (1996), ***"Redistribution and growth: Pareto improvements"***, Journal of Economic Growht, 1, P.505-23.
14- Dadkhah K.M., (2001), ***"Income distribution and economic growth in the united states: 1947-2001"*** Department of economics, northeastern university, Boston.
15- Forbes K.J., (2000), ***"A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth"***, The American Economic Review , 90(4), P. 869-887.
16- Foelmi R. and J. Zweimuller, (2003), ***"Inequality and economic growth European versus U. S. Experiences"***, Institute for empirical research in economics university of Zurich, working paper series, ISSN 1424-0459.
17- Garcia F. and A.C. Banderia, (2004), ***"Economic reforms, inequality and growth in Latin America and the Caribbean"***, University of So Paulo, school of economics and business.
18- Gobbin N., Rayp G., (2003), "***Income Inequality and Growth Empirics: Exploring the Date for OECD Countries"***, mimeo, P. 21.
19- Gobbin N. and Rayp G., (2004), ***"Inequality and growth: does time change anything"***, Ghent University, Department of economics.
20- Gutierrez R., (2001), ***"An assessment of the relationship among poverty"***, wealth distribution and growth empirical analysis for Mexico.
21- Knowles S., (2001), ***"Inequality and Economic Growth: The Empirical Relationship Reconsidered in the Light of Comparable Data***", CREDIT Research Paper No.01/03, P. 32.
22- Kuznets S., (1955), ***"Economic Growth and Income inequality"***, the American Economic Review, 45(1), P.1-28.
23- Linndbeck A., (1993), ***"Working Disincentives in the Welfare State"***, in: Lindbeck A., The Welfare State - The Selected Essays of Assar Lindbeck Vol.2, Edward Elgar, Hants.

24- Panizza, Ugo, (2002). ***"Income inequality and economic growth: evidence from American data"***, journal of Economic Growth, 7, P. 25-41.

25- Perotti, R. (1996), Growth, income distribution and democracy: What the data say?, Journal of Economic Growth, 1, P. 149-87.

26- Psacharopoulos G., (1994), ***"Returns to Investment in Education: A Global Update"***, World Development, 22(9), P.1325-1343.

27- Sailesh K., Jha, (1999), ***"Fiscal policy, income distribution and growth"***, Asian development bank.

28- Saint-paul, G. and T. Verdier, (1996), ***"Inequality, redistribution and growth: A challenge to the conventional political economy approach"***, European economic review, 40, 719-28.

29- Weriemmi M.E. and Ch. Ehrhart, (2004), ***"Inequality and growth in a context of commercial openness, Theoretical analysis and empirical study: The case of the countries around the Mediterranean basin"***, University of nice-Sophia antipolice.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی