دانش ارزیابی
سال ششم
شماره ۲۱
پاییز ۱۳۹۳

بررسی ارتباط میان انباشت سرمایه‌های انسانی با توزیع درآمد در ایران

اصغر سپهبان قره‌بابا[۱]

چکیده

تبیین نظری و آزمون تجربی ارتباط میان متغیّرهای کلان اقتصادی و توزیع درآمد، پاسخ‌گوی یکی از نیازهای اساسی برنامه‌ریزان اقتصادی، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه، است. توزیع درآمد در هر جامعه‌ای از ساختار اقتصادی - اجتماعی آن جامعه، به ویژه شرایط بازار کار، میزان تورّم و بیکاری و اندازه‌ی دولت، ناشی می‌شود؛ علاوه بر این‌ها می‌توان به متغیّرهای دیگری همچون انباشت سرمایه‌های انسانی اشاره کرد. برخی معتقدند که سرمایه‌ی انسانی می‌تواند به کاهش نابرابری در جامعه بیانجامد.

این مطالعه می کوشد رابطه‌ی میان توزیع درآمد، سرمایه‌ی اجتماعی، سرمایه‌ی انسانی، رشد اقتصادی و میزان تورّم ایران را برای دوره‌ی زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۶ بررسی کند. برای تحلیل روابط بلندمدت متغیّرها، از روش همگرایی یوهانسن - یوسیلیوس و برای تحلیل روابط کوتاه مدت، از روش تصحیح خطای برداری استفاده شده است.

نتایج حاکی است که در بلندمدت، انباشت سرمایه‌ی انسانی و سرمایه‌ی اجتماعی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر توزیع درآمد دارند. به علاوه، رشد اقتصادی و تورّم، توزیع درآمد ایران را در بلند مدت بدتر می کنند؛ همچنین، یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که وقوع انقلاب اسلامی، در بلند مدت، موجب عادلانه‌تر شدن توزیع درآمد در ایران شده‌است. لازم به ذکر است که جنگ تحمیلی، در بلندمدت، اثراتی منفی بر توزیع درآمد در ایران بر جای گذاشت. مهم‌تر آن که انباشت سرمایه‌ی انسانی در بلندمدت، بیشترین تأثیر را بر بهبود توزیع درآمد ایران داراست.

واژگان کلیدی: سرمایه‌ی انسانی، سرمایه‌ی اجتماعی، توزیع درآمد، هم‌جمعی، ایران، طبقه‌بندی JEL: J24؛ O43؛ I28 ؛ H55.

---

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه رازی، کارشناس بازرسی کل استان کرمانشاه، a.sepahban@yahoo.com.

مقدمه

توزیع ناعادلانه‌ی درآمد در جامعه، یکی از مصادیق ترویج و توسعه‌ی فساد اداری است. در این راستا باید عادلانه کردن حقوق و مزایای کارکنان در بخش‌های مختلف دولت، همچنین در رده‌های مختلف سازمانی -در مقایسه با بخش غیردولتی- به منظور پیشگیری از وقوع فساد، در دستور کار مدیران قرار گیرد.

جلوگیری از فساد سیاسی و خودکامگی کارگزاران حکومتی از طریق نظارت بر اعمال دولت‌مردان و افشای عملکرد خودکامگان و فساد کارگزاران، در مبارزه برای حفظ سلامت نظام سیاسی، اجتناب ناپذیر است. بی‌گمان در نظام‌های مردم سالار، مراقبت و نظارت دائمی بر اعمال دولتمردان و فعالیت‌های قدرت طلبانه‌ی صاحبان زر و زور، ضرورت حیاتی داشته و نتیجه‌ی آن می‌تواند در پیشگیری از شکل‌گیری گونه‌های استبداد، مؤثّر و نقش آفرین باشد. این مهم در الگوی اقتصاد مقاومتی نیز به چشم می‌خورد، به نحوی که در سیاست‌های کلّی، بر این مقوله تأکید شده است.

بازرسی و نظارت بر عملکرد دستگاه‌های اجرایی و نقش بی‌بدیل آن در تأمین و تحقق اهداف اقتصاد مقاومتی و تضمین همه جانبه‌ی حقوق ملت و خواسته‌های حکومت و تعمیم عدالت امنیت و آزادی به تمامی سطوح و ابعاد جامعه و صیانت از اموال عمومی و بیت المال مسلمین، و نهایتاً تحقق دولت و نظام اداری کارآمد، سالم و مطلوب، بر کسی پوشیده نیست.

کشورهای در حال توسعه از سطح پایین درآمد سرانه و نیز شکاف‌های درآمدی در رنج هستند. رشد اقتصادی بالا به همراه تعدیل نابرابری درآمد، شاید بزرگترین هدف و دشوارترین وظیفه‌ی سیاست‌گذاران کشورهای در حال رشد باشد. توزیع درآمد در هر جامعه‌ای از ساختار اقتصادی-اجتماعی آن جامعه، به ویژه شرایط بازار کار، میزان تورّم و بیکاری و اندازه‌ی دولت متأثّراست، اما می‌توان به متغیّرهای دیگری همچون وضعیت آموزشی و سطح سواد جامعه نیز اشاره کرد. متغیّرهای اخیر در بلندمدت، پراکندگی درآمدها را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در واقع، از آموزش عالی به عنوان راه‌حلّی پایدار برای حلّ مشکل نابرابری یاد می‌شود. تحقیقات نشان داده که آموزش در کنار سایر اثرات خارجی مثبت خود، در مهم‌ترین نقش، سبب انباشت سرمایه‌های انسانی می‌شود. امروزه، نقش انباشت سرمایه‌های انسانی در شکل‌دهی توزیع درآمد، آن‌را به شاخصی از توسعه‌یافتگی جوامع، تبدیل کرده‌است.

تا قبل از دهه‌ی ۱۹۵۰، نیروی کار به عنوان عاملی متجانس در نظر گرفته می‌شد که همراه با

سرمایه‌ی فیزیکی، منجر به تولید محصول می گردید. به عبارت دیگر، تمام واحدهای نیروی کار، جانشین کامل هم بودند. بعد از دهه‌ی ۱۹۵۰، مهارت و تخصّص افراد که موجب افزایش بازدهی و بهره‌برداری بهتر و بیشتر از سرمایه‌های فیزیکی می‌شود، خود نیز به عنوان عامل مؤثّری در ایجاد تفاوت بین واحدهای مختلف کار، شناخته شد. گروه‌های با درآمد بالا نسبت بیشتری از درآمد خود را از طریق سرمایه‌گذاری به دست می‌آورند، و در مقابل، دهک‌های درآمدی پایین‌تر، نسبت بیشتری از درآمد خود را از نیروی کار کسب می‌کنند. در این میان، انباشت سرمایه‌های انسانی از طریق آموزش می‌تواند موجب افزایش درآمد گروه‌های دارای درآمد پایین گردیده و موجب تعدیل در توزیع درآمد شود.

در مباحث نظری، اغلب از شاخص ضریب جینی به عنوان ابزار نمایش توزیع درآمد استفاده می‌کنند. ضریب جینی عبارت است از متوسط منفعت مورد انتظار کسب شده توسط هر یک از افراد جامعه، تقسیم بر میانگین درآمد جامعه و یا حداکثر اندازه‌ی این منفعت(ابونوری، اسناوندی، ۱۳۸۴، ص۱۸۳). به بیان دیگر، ضریب جینی عبارت است از نسبت متوسط مجموع قدر مطلق تفاوت بین کلیه‌ی جفت درآمدها به حداکثر اندازه‌ی ممکن این تفاوت (متناظر با نابرابری کامل در توزیع درآمد)؛ بنابراین ضریب جینی در توزیع ناپیوسته عبارت است از:

$$G = \frac{\Delta}{2\alpha} = \frac{1}{2\alpha} \cdot \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \left| x_i - x_j \right|$$

در تحقیق حاضر، بعد از مرور مباحث نظری و تجربی رابطه‌ی میان رشد اقتصادی، انباشت سرمایه‌ی انسانی، اجتماعی و میزان تورّم بر توزیع درآمد در ایران، بررسی می‌شود. نوآوری این تحقیق، بررسی تأثیر انباشت سرمایه‌ی انسانی و اجتماعی بر توزیع درآمد، در دوره‌ی زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۶ در کشور است. در ادامه، تحلیل مبانی نظری و الگوی تحقیق، انجام می‌گیرد، سپس پیشینه‌ی موضوع مزبور در خارج و داخل کشور مرور می‌شود. بعد از ارائه‌ی الگوی نظری تحقیق، روابط بلند مدت و کوتاه متغیّرهای الگو بر اساس روش هم‌جمعی یوهانسن- یوسیلیوس و الگوی تصحیح خطا، برآورده می‌شوند، و در پایان، نتایج به‌دست آمده، تفسیر و خلاصه می‌شوند.

مبانی نظری

رشد اقتصادی از اهداف اصلی هر برنامه‌ی اصلاح اقتصادی است. تحوّلات این متغیّر، ساختار توزیع درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سیمون کوزنتس[1] (۱۹۵۵) در مقاله‌ی «رشد

1- Simon Kuznets, 1955.

اقتصادی و نابرابری درآمد»، این فرضیه را مطرح کرد که در مراحل اولیه‌ی رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد، و پس از ثابت ماندن در سطحی معین به تدریج کاهش می‌یابد. این مشاهده به عنوان منحنی کوهانی شکل (یا U وارون) کوزنتس، مشهور شده؛ زیرا رابطه‌ی بین تغییرات در توزیع درآمد که به وسیله‌ی ضریب جینی اندازه‌گیری می‌شود و تولید ناخالص ملی سرانه به شکل Uای وارون است. این که چرا نابرابری در مراحل اولیه‌ی رشد بدتر می‌شود، با ماهیت تغییرات ساختاری ارتباط دارد. رشد اولیه ممکن است در تطابق با الگوی لوئیس، در بخش نوین صنعتی که در آن اشتغال محدود و دستمزد و بهره‌وری بالا است، متمرکز شود. شکاف درآمد بین بخش‌های نوین و سنتی ممکن است در ابتدا و قبل از همگرایی تشدید شود؛ بنابراین، نابرابری در بخش نوین در حال رشد ممکن است بیشتر از نابرابری در بخش سنتی راکد باشد. در کشورهایی که درآمد پایین است، برای دولت مشکل است که انتقال درآمد از طبقات ثروتمند به طبقات فقیر را اجرا کند (تودارو، ۱۳۸۳، ص۱۶۴)؛ بنابراین در کشورهای جهان سوم، افزایش درآمد می‌تواند توزیع درآمد را بدتر کند.

سرمایه‌ی انسانی یکی از مفاهیمی است که می‌تواند بر توزیع درآمد در جامعه تأثیرگذار باشد. برخی معتقدند که سرمایه‌ی انسانی، دارای اثرات خارجی مثبت است و کاهش در سطح نابرابری است؛ بدین معنی زمانی که افراد جامعه در اثر آموزش به کارگران ماهر تبدیل شوند، صاحب درآمد بالاتری می‌شوند و در این صورت می‌توان امیدوار بود که افزایش سطح آموزش در جامعه به کاهش نابرابری منجر شود. از طرف دیگر، عده‌ای اعتقاد دارند که رواج سیستم‌های آموزش‌های انتفاعی در جوامع، باعث می‌شود افرادی که دارای استطاعت مالی بالاتری هستند، از آموزش بهره‌مند شده، آن‌گاه در نتیجه‌ی برخورداری کارگران ماهر از درآمد بالاتر، سطح درآمدی خود را نسبت به افرادی که توانایی پرداخت هزینه‌ی آموزش را ندارند، افزایش دهند، بنابراین شکاف درآمدی، ایجاد شود (Hendel,Shapiro,Willen,۲۰۰۵ ۳۸۶,).

تئودور شولتز که به پدر نظریه‌ی سرمایه انسانی معروف است، سرمایه‌ی انسانی را جزیی از مفهوم عمومی سرمایه تلقی می‌کند و آن را در کنار سرمایه‌ی مادّی و مکمّل آن توصیف می‌کند. به اعتقاد وی، بدون توجه به سرمایه‌ی انسانی، توضیح میزان رشد اقتصادی گذشته و نیز چگونگی توزیع درآمد شخصی، ناقص و نارسا است. شولتز، نیروی کار را به عنوان

یک عامل همگن و متجانس تولید قلمداد نمی‌کند، بلکه معتقد است که نیروی کار براساس آموزشی که دریافت می‌دارد، از کیفیت و مهارت و تخصّصی متفاوت برخوردار می‌شود که وی را از افراد دیگر، متمایز می‌کند؛ بنابراین نمی‌توان نیروی کار را عاملی همگن و متجانس در نظر گرفت؛ زیرا کیفیت نیروی کار نسبت به میزان آموزشی که در مراحل مختلف زندگی دریافت کرده، بسیار متفاوت است (کفایی و درستکار، ۱۳۸۶، ص ۵۶). الگوی نظری این مطالعه از مبانی فکری و نظریه‌پردازی پروتی[1] (۱۹۹۶) و گوبین و ریپ[2] (۲۰۰۴) و همچنین، ساختار مطالعه ابریشمی، مهرآرا و خطا بخش (۱۳۸۴) الهام گرفته است. اگر فرض شود که فقط یک کالا در اقتصاد وجود داشته باشد که بتواند به طور مصرفی و سرمایه‌ای مورد استفاده قرار گیرد، تولید کالای مصرفی در آینده که در زمان t صورت می‌پذیرد، تابع تکنولوژی AK است:

$$Y_t^i = A \cdot k_t^i \quad (۱)$$

پارامتر میزان کارایی را نشان می‌دهد. اگر فرض شود که کارایی تابعی نزولی از میزان مالیات است (ابریشمی، مهرآرا، خطابخش، ۱۳۸۴، ۳۰) بنابراین:

$$A = f(\tau) \qquad f'(\tau) < 0 \quad (۲)$$

اگر کاهش کارایی متناسب با میزان مالیات باشد:

$$A = (1 - \alpha \cdot \tau) \cdot A^* \qquad 0 < \alpha < 1 \quad (۳)$$

که در آن زمانی که مالیات صفر باشد، میزان حداکثر کارایی است. با جایگذاری A^* در (۱) نتیجه خواهد شد که:

$$Y_t^i = (1 - \alpha \cdot \tau) \cdot A^* \cdot k_t^i \quad (۴)$$

در معادله‌ی فوق نشان دهنده‌ی سطح آموزش فردی تعدیل شده در جامعه است.

$$k_t^i = (e_t^i)^{\delta} (\eta_t)^{1-\beta} \qquad 0 < \beta < 1 \quad (۵)$$

که در آن سطح آموزش فرد i در زمان t و سطح پایه دانش و مهارت در جامعه را مشخص می‌کند.

اگر فرض شود که: (همان منبع) (۶) $e_t^i = (h_t^i)^{\gamma} \qquad 0 < \gamma = (\beta / \delta) < 1$

برای افزایش سطح آموزش فردی، هر شخص می‌تواند در نیروی انسانی (h_t^i) سرمایه‌گذاری کند. سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی، بازدهی کاهنده دارد، یعنی برای افراد

1- R.Perotti, 1996.

2- N., Gobbin and G., Rayp, 2004

با تحصیلات بالا، پول، زمان و تلاش بیشتری برای افزایش سطح تحصیلات لازم است؛ بنابراین در صورت عدم وجود مالیات و دولت، سطح تولید هر فرد توسط سرمایه‌گذاری خود وی در نیروی انسانی و سطح دانش و مهارت عمومی جامعه، تعیین می‌شود. انباشت دانش و مهارت از فعالیت‌های تولیدی که در گذشته از سوی بخش خصوصی از طریق فرآیند آموزش ضمن خدمت انجام گرفته، به‌دست می‌آید؛ بنابراین:

$$\eta_t = (\frac{1}{m})\sum_i Y_{t-1}^i \quad (۷)$$

ثروت هر فرد که در دوره‌ی t به دنیا آمده، از رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$W_t^i = \varepsilon_t^i \cdot \eta_t \qquad \varepsilon^i \geq 0 \quad (۸)$$

که درآن شوک تصادفی با میانگین یک است که به‌طور یکسان و مستقل، توزیع شده و دسترسی فرد i را به دانش عمومی، در سالی که به دنیا آمده، نشان می‌دهد؛ بنابراین افراد از نظر میزان دسترسی به دانش، دارای ثروت متفاوت‌اند. برای دوره‌های بعدی نیز فرد می‌تواند ثروت خود را مصرف کند یا در تولید کالاهایی که قرار است درآینده مصرف کند، سرمایه‌گذاری نماید؛ اما اگر دولت و مالیات وارد الگو گردد، سیاست باز توزیع درآمد ممکن است از طریق گسترش آموزش همگانی و تسهیل و تسریع در انباشت سرمایه‌ی انسانی گروه‌های کم‌درآمد، صورت پذیرد. اگر فرض شود که دولت وظیفه‌ی باز توزیع درآمد را بین نسل‌ها بر عهده دارد، مصرف جاری افراد از رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$C_t^i = W_t^i - h_t^i + \alpha \cdot \eta_t \quad (۹)$$

اگر همه افراد میزان یکسانی از درآمدهای مالیاتی جمع‌آوری شده از نسل‌های قبل را دریافت کنند:

$$\frac{1}{m}\sum_i \alpha \cdot Y_{t-1}^i = \alpha \cdot \eta_t \quad (۱۰)$$

مصرف آینده‌ی افراد نیز برابر است با تولید منهای مالیات:

$$d_t^i = Y_t^i \cdot (1-\alpha) \quad (۱۱)$$

اگر مطلوبیت بین دوره‌ای فرد i که در زمان t به دنیا آمده، به صورت زیر تعریف شود:

$$U_t^i = LnC_t^i + \rho \cdot Lnd_t^i \qquad 0 < \rho < 1 \quad (۱۲)$$

با جایگذاری (۹) و (۱۱) در رابطه‌ی (۱۲)، مسأله‌ی بهینه‌یابی فرد برابر خواهد بود با:

$$Max\{h_t^i \ (W_t^i - h_t^i + \alpha\eta_t) + \rho \cdot LnY_t^i(1-\alpha)\} \qquad W.r.t.b_t^i, h_t^i \quad (۱۳)$$

از حل آن نتیجه می‌شود:

$$h_t^i = \frac{\rho \cdot \beta}{1+\rho \cdot \beta}(\varepsilon_t^i \cdot \eta_t + \alpha \cdot \eta_t) = \frac{\rho \cdot \beta}{1+\rho \cdot \beta}[\frac{A^*}{m}\sum_i k_{t-1}^i](1-\alpha)(\varepsilon_t^i - \alpha) \quad (۱۴)$$

بنابراین، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی میان افراد مختلف، متفاوت خواهد بود. در این حالت نیز مانند رابطه‌ی (۶) سطح آموزش افراد به قرار زیر به‌دست آورده می‌شود:

$$e_t^i = (h_t^i)^\gamma = [\frac{\rho \cdot \beta}{1+\rho \cdot \beta}]^\gamma (\eta_t)^\gamma (\varepsilon_t^i + \alpha)^\gamma \quad (۱۵)$$

آموزش کل در این حالت می‌تواند به صورت زیر مشخص شود:

$$e_t^{tot} = [\frac{\rho \cdot \beta}{1+\rho \cdot \beta}]^\gamma (\eta_t)^\gamma \sum_i (\varepsilon_t^i + \alpha)^\gamma \quad (۱۶)$$

می‌توان بیان کرد که باز توزیع اگر چه کارایی را کاهش داده و از این طریق متعاقباً انباشت دانش و مهارت را افزایش می‌دهد، اما بر اساس رابطه‌ی (۱۶) به افزایش آموزش و کارایی منجر می‌شود.

مروری بر مطالعات پیشین

سرآغاز مطالعه و بررسی رابطه‌ی متغیّرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد از مطالعه‌ی سیمون کوزنتس (۱۹۵۵) آغاز شد و این فرضیه را مطرح کرد که در مسیر توسعه‌ی هر کشور، نابرابری درآمد ابتدا افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به تدریج کاهش می‌یابد. مطالعات بعدی الوالیا[1] (۱۹۷۹)، سائیت[2] (۱۹۸۳)، رتی رام[3] (۱۹۸۸)، آناد و

1. M.S. Ahlwalia, 1979.
2. A. Saith, 1983.
3. R. Ram, 1988.
4. S. Anand & S.M.R. Kanbur, 1993
5. K. Deininger & L. Squire, 1998.

کانبور[۴] (۱۹۹۳) و دنینجر و اسکوئیز[۵](۱۹۹۸) نیز تلاش کردند ارتباط میان رشد اقتصادی و سایر متغیّرهای کلان را بر توزیع درآمد نشان دهند و به نوعی فرضیه‌ی کوزنتس را بررسی کنند. آندریاس ساویدز[۱] (۱۹۹۸) برای سال‌های ۱۹۷۸- ۱۹۹۴ در میان کشورهای مختلف مطالعه‌ای انجام داده است. در الگوی وی، شاخص ضریب جینی، تابعی از رشد اقتصادی(درآمد سرانه‌ی واقعی)، سرمایه‌ی انسانی، و آزاد سازی تجاری است؛ وی نتیجه گرفته که رشد اقتصادی و انباشت سرمایه‌ی انسانی، بر بهبود توزیع درآمد، تأثیر مثبت دارند، اگر چه این اثرات همواره معنی‌دار نیستند.

وریمی و ارهارت[۲] (۲۰۰۴) مطالعه‌ای در مورد رابطه‌ی نابرابری و رشد اقتصادی در کشورهای اتحادیه‌ی اروپا و کشورهای حوزه‌ی دریای مدیترانه با استفاده از داده‌های مقطعی انجام داده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که رشد سریع اقتصادی باعث افزایش نابرابری می‌شود. هندل، شاپیرو و ویلن[۳] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای برای ایالات متحده‌ی آمریکا نتیجه گرفتند که هرگاه دولت، اعطای تسهیلات به مراکز آموزش عالی انتفاعی را افزایش داده و یا با انجام سیاست‌هایی شهریه‌ی این مراکز را کاهش دهد، موجب دانش آموخته شدن و افزایش درآمد افراد بیشتری می‌شود. این امر، شکاف دستمزدی کارگران ماهر و کارگران غیر ماهر را بیش از پیش افزایش می‌دهد. به‌عبارت دیگر، در جوامعی که آموزش عالی انتفاعی دارند، افزایش آموزش نیروی انسانی (انباشت سرمایه‌ی انسانی) موجب تشدید نابرابری می‌شود.

بولتون فلیشر، های‌هنگ لی و مین جیانگ ژائو[۴] (۲۰۰۸) در مقاله‌ای با عنوان سرمایه‌ی انسانی، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در چین، نتیجه گرفتند که انباشت سرمایه‌ی انسانی در سطوح کمتر توسعه یافته در مناطق مختلف چین، می‌تواند کارایی اقتصادی را بهبود داده و عاملی قوی در کاهش اختلاف درآمدی آن‌ها باشد. رابیندرات جها و تاو دانگ[۵] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های مقطعی برای کشور تیمور شرقی[۶] برای سال ۲۰۰۱، نتیجه گرفته‌اند که آموزش ابتدایی و متوسطه می‌تواند خطر سوء تغذیه‌ای را که خانوارها با آن مواجه‌اند، کاهش دهد.

1. A. Savvides, 1998.
2. M.E. Weriemmi AND Ch. Erhart, 2004.
3. I. Hendel and J. Shapiro & P. Willen, 2005.
4. B. Fleisher & H. Li & M. Qiang Zhao, 2008.
5. R. Jha & T. Dang, 2010.
6. Timor-Leste

نتایج مطالعه‌ی ابونوری (۱۳۷۶) برای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۰-۱۳۷۵ نشان می‌دهد که نسبت اشتغال و بهره‌وری کار، اثر کاهشی بر سطح نابرابری داشته، ولی عوامل تورّم، سهم نسبی درآمد شخصی از تولید ناخالص داخلی، متوسط کل مالیات‌های دریافتی از هر خانوار و هزینه‌ی دولت برای هر خانوار، آثار افزایشی بر آن داشته‌اند.

پروین و زیدی (۱۳۸۰) در مطالعه خود برای دوره‌ی ۱۳۳۸-۱۳۷۳ با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای تکراری و با استفاده از روش شبیه سازی توسط معیارهای مختلف، هفت گزینه بر مبنای اهداف برنامه‌ی اوّل توسعه‌ی اقتصادی-اجتماعی ایران و سیاست‌های جاری اقتصاد در دوره‌ی این برنامه، نتیجه گرفتند: الف) سیاست کاهش ارزش پول ملی بیشترین و سیاست افزایش مخارج دولت، کمترین تأثیر را بر گسترش فقر و نابرابری دارد ب) تأخیر در اجرای سیاست‌های تعدیل، باعث افزایش کمتر نابرابری درآمد می‌شود و سیاست‌های جاری دولت نسبت به اهداف برنامه، تأثیر کمتری بر افزایش نابرابری درآمد دارد پ) شاخص نسبت افراد فقیر و شکاف درآمدی نشان می‌دهد که تأخیر در اجرای سیاست‌های تعدیل در مقایسه با اجرای اهداف برنامه، به رغم بهبود در نابرابری توزیع درآمد، فقر را گسترش داده و اگر اهداف برنامه به طور کامل اجرا می‌شد، فقر بیشتر از زمان اجرای سیاست‌های جاری گسترش می‌یافت.

جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای برای دوره‌ی زمانی ۱۳۴۷-۱۳۸۱ در ایران با استفاده از روش تخمین ARDL به بررسی عوامل مختلف بر شاخص توزیع درآمد پرداخته‌اند. الگوی مطالعه‌ی وی بر اساس الگوی جها (۱۹۹۹) و به قرار زیر است.

(۳۰)

$$LGINI_t = \beta_1 \cdot LnGDDP + \beta_2 \cdot LnP_2 + \beta_3 \cdot LnPIF + \beta_4 \cdot LnEF + \beta_5 \cdot LnROIL + \beta_6 \cdot LnTAX + \beta_7 \cdot LnGC + \beta_8 \cdot LnGI + \varepsilon$$

در این الگو، آن ضریب جینی، تابعی از تولید ناخالص داخلی سرانه، میزان تورّم، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نسبت اشتغال، درآمدهای حاصل از فروش نفت، درآمدهای مالیاتی دولت، و مخارج جاری و عمرانی دولت است. نتایج حاصل از تحقیق ایشان نشان می‌دهد که توزیع درآمد در بلندمدت، با رشد اقتصادی و افزایش تورّم، ناعادلانه‌تر می‌شود. کفایی و درستکار (۱۳۸۶) در مطالعه‌ی خود برای دوره‌ی زمانی ۱۳۴۷-۱۳۸۰ نتیجه گرفتند که افزایش سطح (متوسط) سواد و اختلاف یا پراکندگی (انحراف

معیـار) کمتـر، باعـث بهبـود توزیـع درآمـد در جامعـه می‌شـود.
دادگـر، نظـری و مهربانـی (۱۳۸۷) در مطالعـه‌ی خـود بـرای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۴ با اسـتفاده از روش اقتصـاد سـنجی و الگـوی خـود توضیـح بـرداری نتیجـه گرفتند که سیاسـت انبسـاط مالی دولـت و تـورّم در بلندمـدت و میـان مـدت، موجـب افزایش نابرابـری اقتصادی می‌شـود.
زاهـدی، ملکـی و حیـدری (۱۳۸۷) در مطالعـه‌ی خـود تحـت عنـوان فقـر و سـرمایه‌ی اجتماعـی، نتیجـه گرفتنـد کـه میـزان سـرمایه‌ی اجتماعـی گروه‌هـا و افـراد، تحـت تأثیـر شـرایط محرومیـت و فقـر قـرار گرفتـه و تأثیـری منفـی بـر سـرمایه‌ی اجتماعـی دارد، امـا انباشـت سـرمایه‌ی اجتماعی بـا توجـه بـه فرآینـد بـاز تولیـد، قـادر اسـت زمینـه‌ی لازم را بـرای ارتقـای سـطح رفـاه کنش گران فقـرزده، فراهـم آورد.

معرفی الگو و متغیّرها

از رابطـه‌ی زیـر بـرای سـنجش تأثیـرات متغیّرهـای الگـو بـر ضریـب جینـی کـه معّـرف توزیـع درآمـد اسـت، اسـتفاده می‌شـود. بـرای تحلیـل روابـط بلنـد مـدت، از روش هم گرایی یوهانسـن- یوسـیلیوس و بـرای تحلیـل روابـط کوتاه مدت متغیّرهـا از روش تصحیـح خطای برداری اسـتفاده خواهد شـد.
الگوی تحقیق در حالت کلی، فرم لگاریتمی زیر است:

$$GINI_t = f\left(GNPCI_t, HUMT_t, SOCCAP_t, LPI_t\right) \quad (۳۱)$$

در ایـن فـرم، ضریـب جینـی، تابعـی از تولیـد ناخالـص ملـی سـرانه‌ی حقیقـی، شـاخص انباشـت سـرمایه‌های انسـانی، انباشـت سـرمایه‌های اجتماعـی و میـزان تـورّم اسـت.
بـا اسـتفاده از ایـن الگـو می‌تـوان رابطـه‌ی بیـن توزیـع درآمـد، رشـد اقتصـادی، سـرمایه‌ی اجتماعـی، سـرمایه‌ی انسـانی و میـزان تـورّم را تشـریح کـرد؛ همچنیـن، الگـوی فوق بیـان می کند کـه تغییـرات بلندمـدت ایـن متغیّرهـا ممکـن اسـت بـا هـم مرتبط باشـند؛ بـه عـلاوه، اگـر پویایی کوتـاه مـدت در رفتـار عامل‌هـا را نیـز در نظـر بگیریـم، بـا فـرض ثابـت بـودن سـایر شـرایط، تغییـرات گذشـته در هـر یـک از متغیّرهـای مسـتقل می‌توانـد حـاوی اطلاعاتـی مفیـدی در مورد پیش‌بینـی تغییـرات آتـی توزیـع درآمـد در ایـران باشـد؛ بنابرایـن بـرای بررسـی ارتبـاط میـان متغیّرهـای مذکـور، الگـوی رگرسـیونی زیـر بـرآورد می‌شـود:

(۳۲)

$$LGINI_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot LGNPCI_t + \beta_2 \cdot LHUMT_t + \beta_3 \cdot LSOCCAPT_t + \beta_4 \cdot LPI_t + \beta_5 \cdot DUREV + \beta_6 \cdot DUWAR + \beta_7 \cdot TREND + \varepsilon_t$$

متغیّرهای رابطه‌ی فوق عبارتند از:

$LGINI_t$: لگاریتم شاخص توزیع درآمد که با ضریب جینی نشان داده شده است.

$LGNPCI_t$: لگاریتم تولید ناخالص ملی واقعی سرانه در دوره‌ی t به قیمت‌های ثابت سال پایه‌ی ۱۳۷۶.

$LHUMT_t$: لگاریتم انباشت سرمایه‌ی انسانی در دوره‌ی t که از نسبت مجموع تعداد دانش‌آموزان و دانشجویان دانشگاه آزاد و دولتی و دیگر مؤسسات آموزش عالی بر کل جمعیت به‌دست آمده است.

$LSOCICAP_t$: لگاریتم انباشت سرمایه‌ی اجتماعی در دوره‌ی t. ، داده‌های سری زمانی این شاخص از مطالعه‌ی رحمان سعادت، تحت عنوان «برآورد روند سرمایه‌ی اجتماعی در ایران با استفاده از روش فازی» گرفته شده است(سعادت، ۱۳۸۷: ۱۲).

LPI_t: لگاریتم میزان تورّم، برای به‌دست آوردن رشد قیمت‌های نسبی ابتدا از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص ضمنی سرمایه‌گذاری لگاریتم گرفته و سپس این دو مقدار از هم کم می‌شود. شاخص ضمنی سرمایه‌گذاری نیز از تقسیم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت جاری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت واقعی به‌دست می‌آید.

$DUREV$: متغیّر موهومی، انقلاب اسلامی ایران در سال ۱۳۵۷ می‌باشد که کمیت آن برای سال‌های قبل از انقلاب صفر، و برای سال‌های بعد از انقلاب، یک می‌باشد.

$DUWAR$: متغیّر موهومی، جنگ تحمیلی است که در سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹ عدد یک و برای بقیه‌ی سال‌ها عدد صفر را می‌گیرد.

ε_t : جزء اخلال و t نیز سال‌های مورد بررسی می‌باشد.

بحث و برآورد الگو

در این تحقیق از داده‌های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی و سالنامه‌های آماری منتشره توسط مرکز آمار ایران و سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور برای سال‌های مختلف، استفاده شده است. جمع‌آوری اطلاعات نیز به روش کتابخانه‌ای و اسنادی صورت گرفته است. سری زمانی مورد استفاده جهت تخمین الگو شامل داده‌های سال‌های۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ است.

شـایان ذکـر اسـت کـه در اغلـب متغیّرهـای سـری زمانـی اقتصـادی گرایـش بـه حرکـت هـم جهـت وجـود دارد. ایـن موضـوع بـه دلیـل رونـد زمانی مشـترکی اسـت کـه در اکثر آن‌هـا جاری اسـت. در نتیجـه در اکثـر متغیّرهـای سـری زمانـی خصوصیـات آمـاری سـری از قبیـل میانگیـن و واریانـس، تابعـی از زمـان بـوده، و ثابـت و مانـدگار نیسـتند. تخمیـن الگـوی رگرسـیونی بـا اسـتفاده از متغیّرهـای غیرثابـت را رگرسـیون کاذب می‌نامنـد. اسـتناد بـه چنیـن الگویـی بـه نتایـج گمـراه کننـده‌ای منجـر خواهد شـد. یکـی از روش‌های اجتنـاب از رگرسـیون کاذب، اسـتفاده از روش‌هـای هم‌انباشـتگی اسـت.

بـه طورکلـی در تحلیـل چنـد متغیّـره‌ی سـری‌های زمانـی، ممکـن اسـت بیـش از یـک بـردار هم‌انباشـتگی بلندمـدت وجـود داشـته باشـد. در آن صـورت، روش‌هایـی مثـل انگل-گرنجـر نمی‌توانـد بـدون هیـچ پیش‌فرضـی از سـوی تحلیل گـر، ایـن بردارهـا را تعییـن کنـد. یوهانسـن و یوسـیلیوس بـا ارائـه‌ی روشـی بـرای هـم انباشـتگی بـرداری کـه در آن تعیین بـردار هم انباشـتگی از طریـق حداکثـر راسـت‌نمایی صـورت می‌گیـرد، توانسـتند نقایـص روش انگل-گرنجـر را برطـرف کننـد؛ اسـاس کار آن‌هـا الگـوی VAR بـه قـرار زیـر اسـت:

$$Y_t = A_1 \cdot Y_{t-1} + A_2 \cdot Y_{t-2} + \cdots + A_p \cdot Y_{t-p} + e_t \quad (۳۳)$$

بر اساس این رابطه، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) به شکل زیر نوشته می‌شود:

$$Y_t = \pi_1 \Delta Y_{t-1} + \pi_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \pi_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \pi Y_{t-p} + e_t \quad (۳۴)$$

که در آن:

$$\pi = -\left(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_p\right) \quad (۳۵)$$

بـه طورکلـی، دراین روش، اسـاس تحلیـل روی ماتریـس π اسـتوار اسـت. اگـر رتبـه‌ی ماتریس (r) مشـخص باشـد و تعـداد متغیّرهـا p فـرض شـود، آن‌گاه ۳ حالـت ممکـن اسـت پیـش آید:

۱) اگـر $r=p$ باشـد، در آن صـورت π دارای رتبـه‌ی کامـل اسـت و تمـام متغیّرهـا مانـا خواهنـد بـود. در ایـن صـورت می‌تـوان از روش VAR بـرای سـطح متغیّرهـا اسـتفاده کـرد.

۲) اگـر $r < p$ و $r > 0$ باشـد، در این‌صـورت r بـردار هـم انباشـتگی وجـود دارد کـه مانـا هسـتند و $p - r$ رونـد تصادفـی یـا نامانـا وجـود خواهـد داشـت.

۳) اگـر $r = p$ باشـد، تمـام متغیّرهـا دارای ریشـه‌ی واحـد هسـتند و می‌تـوان بـا روش VAR و بـا اسـتفاده از تفاضـل مرتبـه‌ی اول متغیّرهـا، ضرایـب را تخمیـن زد.

بحـث یوهانسـون ویوسـیلیوس بـر حالـت دوم بنـا شـده کـه در آن رتبـه‌ی ماتریـس کوچک‌تر از

تعـداد متغیّرهاسـت. در ایـن روش از دو آمـاره‌ی حداکثـر مقـدار ویـژه و آزمـون اثـر بـرای تعییـن تعـداد بردارهـای هـم انباشـتگی اسـتفاده می‌شـود (نوفرسـتی، ۱۳۷۸:ص۱۳۶).
الگوهای هم‌انباشتگی بر اساس رابطه‌ی زیر استوار هستند:

$$\Delta y_t = a_{0y} + a_{1y}t - \pi_y Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{iy} \Delta Z_{t-1} + \Psi_y W_t + u_{iy} \quad (۳۶)$$

کـه در آن y، $Z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}$ یـک بـردار از متغیّرهـای درون‌زای x، $I(1)$ نیـز یـک بـردار از متغیّرهـای بـرون‌زای $I(1)$ و W یـک بـردار از متغیّرهـای بـرون‌زای $I(0)$ اسـت. در ایـن معادلـه عـرض از مبـدأ و جملـه‌ی رونـد نیـز وجـود دارد. متغیّرهـای بـرون‌زای $I(1)$ از رابطـه‌ی زیـر تبعیـت می‌کننـد:

$$\Delta y_t = a_{0y} + a_{1y}t - \pi_y Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{iy} \Delta Z_{t-1} + \Psi_y W_t + u_{iy} \quad (۳۷)$$

ترکیب روابط (۳۶) و (۳۷) رابطه زیر را تشکیل می‌دهد:

$$\Delta x_t = a_{0x} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{ix} \Delta x_{t-i} + \Psi_x w_t + v_t \quad (۳۸)$$

که در آن:

$$u_t = \begin{pmatrix} u_{iy} \\ v_t \end{pmatrix}, a_0 = \begin{pmatrix} a_{0y} \\ a_{0x} \end{pmatrix}, a_1 = \begin{pmatrix} a_{1y} \\ 0 \end{pmatrix}, \pi = \begin{pmatrix} \pi_{0y} \\ 0 \end{pmatrix}, \Gamma_i = \begin{pmatrix} \Gamma_{iy} \\ \Gamma_{ix} \end{pmatrix}, \Psi = \begin{pmatrix} \Psi_y \\ \Psi_x \end{pmatrix}$$

در تخمیـن رابطـه‌ی (۳۶)، بایسـتی بیـن حالات مختلـف تمایز قایل شـد. این حـالات از مقیدترین حالـت تـا نامقیدترین حالت شـامل مـوارد زیر اسـت:

۱) معادله بدون عرض از مبدأ و روند زمانی می‌باشد، یعنی $a_{0y} = a_{1y} = 0$ است.

۲) معادلـه دارای عـرض از مبـدأ مقیـد و فاقـد رونـد زمانی اسـت، یعنی $a_{1y} = \pi_y \ \mu_y$, $a_{1y} = 0$ می‌باشـد.

۳) معادلـه بـا عـرض از مبـدأ غیرمقیـد وبـدون رونـد زمانـی اسـت یعنـی $a_{0y} \neq 0$, $a_{1y} = 0$ اسـت.

۴) معادله با عرض از مبدأ غیرمقید و دارای روند زمانی مقید است، یعنی $a_{1y} = \pi_y \Omega_y$, $a_{0y} = 0$ می‌باشد.

۵) معادلـه شـامل عـرض از مبدأ غیرمقید روند زمانی غیرمقید باشـد، یعنی $a_{1y} \neq 0$, $a_{0y} \neq 0$ باشد (تشکینی، ۱۳۸۴:ص۲۶۱).

پیش از برآورد الگو، بایستی نخست نسبت به مانایی و نامانایی سری‌های زمانی مورد استفاده در الگو اطمینان حاصل شود. یکی از روش‌هایی که برای شناسایی متغیّرهای پایا، استفاده می‌شود، آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته است. مهم‌ترین بخش انجام آزمون ADF انتخاب طول وقفه‌ی بهینه است که در آن جملات پسماند، حائز خاصیت عدم خودهمبستگی سریالی‌اند. برای انتخاب طول وقفه‌ی بهینه، چهار معیار آکائیک(AIC)، حنان- کوئین (HQC)، شوارز بیزین(SBC) و حد اکثر راستنمایی (LL)، ارایه شده است. آزمون دیکی - فولر در حالتی که در آن الگو دارای عرض از مبدأ و بدون روند است، همچنین حالتی که در آن الگو دارای عرض از مبدأ و روند است، انجام شده است. فرمول محاسبات این آزمون به قرار زیر است:

(۳۷)

$$\Delta X_t = \alpha_0 \cdot (1-P) - P \cdot X_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \beta_i \cdot \Delta X_{t-i} + u_i$$

(۳۸)

$$\Delta X_t = \alpha_0 \cdot (1-P) + \alpha_1 \cdot T - P \cdot X_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \beta_i \cdot \Delta X_{t-i} + u_i$$

نتایج این آزمون (جدول شماره‌ی ۱) برای متغیّرهای الگو بر اساس روش شوارز، گویای آن است که تمامی متغیّرها در سطح، ناپایا و در تفاضل مرتبه‌ی اول پایا هستند.

جدول (۱): آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته متغیّرهای مورد مطالعه

نام متغیّر	الگو با عرض از مبدأ و بدون روند			الگو دارای عرض از مبدأ و روند		
	طول وقفه‌ی بهینه	آماره‌ی محاسبه‌شده	کمیت بحرانی جدول	طول وقفه‌ی بهینه	آماره‌ی محاسبه‌شده	کمیت بحرانی جدول
$LGINI_t$	۰	۲-/۸۹۱۷	۲-/۹۵۲۶	۰	۲-/۹۷۵۵	۳-/۵۵۱۴
$LGNPCI_t$	۲	۲-/۴۴۱۶	۲-/۹۴۷۲	۲	۲-/۳۲۶۷	۳-/ ۵۴۲۶
$LHUMT_t$	۲	۲-/۰۶۲۹	۲-/۹۴۹۹	۲	۳-/۱۵۳۵	۳-/ ۵۴۶۸
$LSOCICAP_t$	۰	۲-/۹۷۵۱	۲-/۹۴۲۲	۰	۲-/۱۹۵۳	۳-/ ۵۳۴۸
LPI_t	۰	۰-/۹۵۷۰۴	۲-/۹۳۰۳	۰	۲-/۵۶۰۵	۳-/۵۱۶۲
$dLGINI_t$	۰	۷-/۴۹۷۳	۲-/۹۵۵۸	۲	۶-/۴۰۳۹	۳-/۵۵۶۲
$dLGNPCI_t$	۰	۵-/۰۵۷۴	۲-/۹۴۹۹	۰	۵-/۰۸۷۰	۳-/۵۴۶۸
$dLHUMT_t$	۰	۳-/۵۳۸۰	۲-/۹۵۲۸	۰	۶-/۶۲۵۰	۳-/۵۵۱۴
$dLSOCICAP_t$	۰	۶-/۴۳۵۶	۲-/۹۴۴۶	۰	۶-/۴۸۴۵	۳-/۵۳۸۶
$dLPI_t$	۰	۵-/۹۸۹۵	۲-/۹۳۲۰	۰	۵-/۹۱۵۵	۳-/۵۱۸۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

کمیّت بحرانی جدول در سطح اطمینان ٪۹۵ می‌باشد.

بـر اسـاس جـدول شـماره‌ی ۱، کلیـه‌ی متغیّرهـای مورد مطالعـه، هم انباشـته از مرتبه‌ی یک هسـتند. در مرحلـه‌ی بعـد برای تعیین بردار هم انباشـتگی بلند مدت از روش یوهانسن-یوسـیلیوس، اسـتفاده شـده کـه اسـاس آن را یـک الگـوی VAR تشـکیل می‌دهد.

یکـی از مراحـل اصلـی در تخمیـن الگـوی VAR، انتخـاب درجـه‌ی بهینـه‌ی الگـو اسـت. آمـاره‌ی LL بـرای آزمـون فرضیـه برابـر P بـودن، درجـه‌ی VAR، در مقابـل فرضیـه‌ی رقیـب، کوچکتـر و یـا مسـاوی P-۱ بـودن، درجـه‌ی VAR، بـه کار مـی‌رود. درجـه‌ی بهینـه الگـوی VAR در ایـن تحقیـق براسـاس معیـار شـوارز-بیزیـن برابـر دو اسـت. بـا اسـتفاده از آمـاره‌ی LL می‌تـوان معنـادار بـودن هر متغیّـر از پیـش تعییـن شـده ای ماننـد متغیّرهـای موهومـی، روند و یا عـرض از مبـدأ را بررسـی کرد. آمـاره‌ی LL بـرای آزمـون فرضیـه‌ی اعمـال قید صفـر روی زیرمجموعـه‌ای از ضرایب متغیّرهـای از پیـش تعییـن شـده‌ی الگـو، نشـان می‌دهد کـه متغیّرهـای از پیـش تعیین شـده، تأثیـر معنـی‌داری در الگـو دارنـد. پـس از تعییـن درجـه‌ی بهینـه‌ی VAR و نیز اطمینـان از معنـی‌دار بودن اثـرات متغیّرهای از پیـش تعییـن شـده بـر الگـو، بـرای تعییـن رتبـه‌ی ماتریـس و مشـخص کـردن تعـداد بُردارهـای همگـرا، از آزمون‌هـای اثـر (λ_{trace}) و حداکثـر مقـدار ویـژه $(\lambda_{\max})$ اسـتفاده می‌شـود. نتایـج حاصـل از ایـن آزمون‌هـا در پنـج حالـت، بـه طـور خلاصـه در جـدول (۲) ارائـه شـده اسـت.

جدول(۲): خلاصه‌ی نتایج آزمون رتبه‌ی ماتریس با استفاده از آ ماره‌های λ_{trace} و $\lambda_{\max}$

نوع آزمون	H_0	H_1	حالت اول	حالت دوم	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
$\lambda_{\max}$	$r=0$	$r=1$	۴۳/۴۷۴۶ (۳۶/۵۹۰۰)	۴۷/۹۸۰۴ (۴۰/۵۷۰۰)	۴۵/۳۹۴۶ (۳۹/۸۵۰۰)	۶۴/۲۷۳۳ (۴۳/۷۲۰۰)	۶۳/۲۵۴۶ (۴۲/۹۴۰۰)
	$r\le 1$	$r=2$	۳۸/۹۸۵۹ (۳۰/۶۰۰۰)	۴۰/۰۹۲۷ (۳۴/۶۹۰۰)	۳۹/۶۰۸۴ (۳۳/۸۷۰۰)	۴۳/۴۱۲۲ (۳۷/۸۵۰۰)	۴۱/۳۰۷۲ (۳۷/۰۸۰۰)
	$r\le 2$	$r=3$	۲۳/۴۱۱۲ (۲۴/۵۰۰۰)	۲۹/۲۸۴۵ (۲۸/۴۹۰۰)	۲۹/۲۸۳۴ (۲۷/۷۵۰۰)	۳۰/۱۴۸۶ (۳۱/۶۸۰۰)	۲۹/۵۳۲۶ (۳۰/۹۲۰۰)
	$r\le 3$	$r=4$	۱۷/۰۹۴۴ (۱۸/۰۸۰۰)	۲۰/۹۲۸۴ (۲۱/۹۲۰۰)	۲۰/۵۱۳۳ (۲۱/۰۷۰۰)	۲۰/۸۳۳۲ (۲۴/۸۸۰۰)	۱۸/۱۶۷۱ (۲۴/۱۸۰۰)
	$r\le 4$	$r=5$	۳/۷۷۷۰ (۱۱/۴۱۰۰)	۱۷/۰۹۲۹ (۱۵/۲۷۰۰)	۱۶/۹۹۴۵ (۱۴/۳۵۰۰)	۱۷/۱۲۱۷ (۱۸/۰۸۰)	۱۳/۷۹۳۹ (۱۷/۱۴۰۰)
λ_{trace}	$r=0$	$r\ge 1$	۱۲۶/۷۴۳۱ (۸۱/۴۵۰۰)	۱۵۵/۳۷۹۰ (۹۷/۵۷۰۰)	۱۵۱/۷۹۴۱ (۹۲/۴۲۰۰)	۱۷۵/۷۸۸۹ (۱۰۸/۹۰۰۰)	۱۶۶/۰۵۵۴ (۱۰۳/۹۷۰۰)
	$r\le 1$	$r\ge 2$	۸۳/۲۶۸۶ (۵۹/۱۹۰۰)	۱۰۷/۳۹۸۶ (۷۲/۱۵۰۰)	۱۰۶/۳۹۹۵ (۶۸/۰۶۰۰)	۱۱۱/۵۱۵۶ (۸۱/۲۰۰۰)	۱۰۲/۸۰۰۸ (۷۷/۱۴۰۰)
	$r\le 2$	$r\ge 3$	۴۴/۲۸۲۷ (۳۹/۴۰۰۰)	۶۷/۳۰۵۹ (۴۹/۴۳۰۰)	۶۶/۷۹۱۱ (۴۶/۴۴۰۰)	۶۸/۱۰۳۵ (۵۶/۴۳۰۰)	۶۱/۴۹۳۶ (۵۳/۴۸۰۰)
	$r\le 3$	$r=4$	۲۰/۸۷۱۵ (۲۳/۳۷۰۰)	۳۸/۰۲۱۳ (۳۰/۴۶۰۰)	۳۷/۵۰۷۷ (۲۸/۴۲۰۰)	۳۷/۹۵۴۹ (۳۵/۳۷۰۰)	۳۱/۹۶۱۰ (۳۳/۳۹۰۰)
	$r\le 4$	$r=5$	۳/۷۷۷۰ (۱۱/۴۱۰۰)	۱۴/۰۹۲۹ (۱۵/۲۷۰۰)	۱۶/۹۹۴۵ (۱۴/۳۵۰۰)	۱۷/۱۲۱۷ (۱۸/۰۸۰۰)	۱۳/۷۹۳۹ (۱۷/۱۴۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد هستند.

شـایان ذکـر اسـت کـه بردارهـای همگرایـی به‌دسـت آمـده از آزمون‌هـای اثـر و حداکثـر مقـدار ویـژه، صرفـاً روابـط آمـاری هسـتند؛ بنابرایـن بایـد بُـرداری انتخـاب شـود کـه توجیـه و اسـتدلال اقتصـادی داشـته باشـد و به‌عـلاوه، ضرایـب آن از لحـاظ آمـاری نیـز معنـی‌دار باشـد؛ همچنیـن توجـه بـه ایـن نکتـه ضـروری اسـت کـه در عمـل ممکـن اسـت نتایـج به‌دسـت آمـده از دو روش آزمـون اثـر وحداکثـر مقـدار ویـژه، یکسـان نباشـند. بـر اسـاس مطالعـات مونـت کارلـو، آزمـون اثـر، بعضـاً قویتـر از آزمـون حداکثـر مقـدار ویـژه اسـت.

همان‌گونـه کـه از جـدول (۲) مشـخص اسـت، در حالـت بـدون عـرض از مبـدأ و رونـد زمانـی (حالـت اول) سـه بـردار، درحالـت دارای عـرض از مبـدأ مقیـد و بدون رونـد زمانی (حالـت دوم)، در حالـت دارای عـرض از مبـدأ نامقیـد و بـدون رونـد زمانـی (حالـت سـوم) و در الگـوی دارای عـرض از مبـدأ نامقیـد و بـا رونـد زمانـی مقیـد (حالـت چهـارم) چهـار بـردار، و نیـز در الگـوی دارای عـرض از مبـدأ نامقیـد و بـا رونـد زمانـی نامقیـد (حالت پنجـم)، تعداد سـه بـردار همگرایی به‌دسـت می‌آیـد. تنهـا یـک بـردار همگرایـی به‌دسـت آمـده در حالـت چهـارم قابـل قبـول و منطبـق بـر فرضیـات اقتصـادی اسـت، و در بقیـه‌ی حـالات بُردارهـای همگرایـی به‌دسـت آمـده بـر فرضیـات اقتصـادی، منطبـق و قابـل قبـول نمی‌باشـند.

ضرایـب همگرایـی و نرمالیـزه‌ی متغیّرهـا بـرای بـردار قابـل قبـول به‌دسـت آمـده از اجـرای الگـو در حالـت چهـارم در جـدول (۳) منعکـس شـده‌اند.

جدول (۳): خلاصه‌ی نتایج بردارهای بلندمدت رشد

نام متغیّر	الگو دارای عرض از مبدأ غیر مقید و روند زمانی مقید (حالت چهارم)	
	بردار همگرایی	بردار همگرایی نرمالیزه
$LGINI_t$	۲/۲۱۲۴	-۱/۰۰۰۰
$LGNPCI_t$	- ۰/۲۵۹۰۰	۰/۱۱۷۰۷
$LHUMT_t$	۲/۰۹۴۷	- ۰/۹۴۶۸۰
$LSOCICAP_t$	۰/۵۳۰۶۷۶	- ۰/۲۳۹۸۶۴
LPI_t	- ۰/۲۱۹۸۹	۰/۰۹۹۳۸۹
$DUREV$	۰/۲۶۰۲۱	- ۰/۱۱۷۶۱
$DUWAR$	- ۰/۱۰۵۱۹	۰/۰۴۷۵۴۵
$TREND$	۰/۰۰۵۶۵۳۱	- ۰/۰۰۲۵۵۵۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بـر اسـاس مقادیـر نرمـال شـده‌ی بردارهـای فـوق، می‌تـوان معـادلات زیـر را بـرای نشـان دادن ارتبـاط بلندمـدت متغیّرهـای الگـو، ارائـه داد:

(۳۹)

$$LGINI = 0 \cdot 11707 GNPCI - 0.94680 \cdot HUMT - 0.23986 \cdot SOCCAPT + 0.099389 \cdot LPI - 0.11761 \cdot DUREV + 0.047545 \cdot DUWAR - 0.0025552 \cdot TREND$$

نتایـج به‌دسـت آمـده در بـردار فـوق نشـان‌می‌دهند کـه در بلندمـدت، رشـد اقتصـادی و تـورّم، تأثیـر منفـی بـر توزیـع درآمـد دارنـد، و آن‌را بدتـر می‌کننـد، امـا سـرمایه‌ی اجتماعـی در کنـار سـرمایه‌ی انسـانی تأثیـری مثبـت بـر توزیـع درآمـد در ایـران دارد؛ همچنیـن در بلنـد مـدت، وضع توزیـع درآمـد پـس از انقـلاب اسـلامی ایـران بهتـر شـده، و جنـگ تحمیلـی، توزیـع درآمـد را بدتـر کـرده اسـت. مهم‌تـر از همـه آن که در بلندمدت، انباشـت سـرمایه‌ی انسـانی، بیشـترین تأثیر را بـر بهبـود توزیـع درآمـد در ایـران، دارا بـوده اسـت.

نظـر بـه این کـه الگـوی ایـن تحقیـق، الگویـی لگاریتمـی اسـت، ضرایـب متغیّرهـا بیـان کننـده‌ی کشـش نیـز هسـتند؛ بنابرایـن در بلندمـدت، رابطـه‌ی میـان سـرمایه‌ی اجتماعی و انسـانی بـا توزیع درآمـد، مثبـت و معنـی‌دار اسـت؛ بـه عبارت‌دیگـر، در بلنـد مـدت اگـر سـرمایه‌ی انسـانی یـک درصـد افزایـش یابـد، توزیـع درآمـد در ایـران را بـه میـزان ۰/۹۴ درصـد بهبـود خواهـد داد؛ همچنیـن در بلنـد مـدت اگـر سـرمایه‌ی اجتماعی یـک درصـد افزایـش یابد، توزیـع درآمـد را به میـزان ۰/۲۴ درصـد بهبـود خواهـد داد.

رابطـه‌ی میـان رشـد اقتصـادی و تـورّم بـا توزیـع درآمد در ایـران، در بلنـد مدت، منفـی و معنی‌دار اسـت؛ به‌عبارت‌دیگـر، در بلنـد مـدت اگـر رشـد اقتصـادی یـک درصـد افزایـش یابـد، توزیـع درآمـد بـه میـزان ۰/۱۱۷ درصـد بدتـر خواهـد شـد؛ همچنیـن در بلنـد مـدت، اثـر تـورّم بـر توزیع درآمـد در حـدود ۰/۰۹۹ درصـد می‌باشـد. بـه عبـارت دیگـر، در بلنـد مـدت اگـر تـورّم یـک درصـد افزایـش یابـد، توزیـع درآمـد در ایـران را بـه میـزان۰/۰۹۹ درصـد بدتـر خواهـد کـرد.

عمده‌تریـن دلیـل شـهرت الگوهـای تصحیـح خطـا (ECM)، آن اسـت کـه نوسـانات کوتـاه مـدت متغیّرهـا را بـه مقادیـر تعادلـی بلندمـدت آن‌هـا ارتبـاط می‌دهنـد. وقتـی کـه دو متغیّـر X_t و Y_t هـم انباشـته‌اند، یـک رابطـه‌ی تعادلـی بلندمـدت بیـن آن‌هـا وجـود دارد؛ البتـه در کوتـاه مـدت هـم ممکـن اسـت عـدم تعادل‌هائـی وجـود داشـته باشـد. ایـن الگوهـا در واقـع نوعـی از الگوهـای تعـادل جزئـی هسـتند کـه در آن‌هـا بـا وارد کـردن پسـماند پایـا از یـک رابطـه‌ی بلندمـدت، نیروهـای مؤثّـر در کوتـاه مـدت و سـرعت نزدیک شـدن به مقـدار تعادلـی بلندمدت،

اندازه‌گیری می‌شوند. ضریب تصحیح خطا در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیّر وابسته تعدیل شده، و به سمت رابطه‌ی بلندمدت نزدیک می‌شود؛ همچنین، بردار به‌دست آمده نشان می‌دهد که وقوع انقلاب اسلامی در بلندمدت، موجب عادلانه‌تر شدن توزیع درآمد در ایران شده، اما جنگ تحمیلی در بلندمدت، اثر منفی بر توزیع درآمد داشته است. نتایج الگوی تصحیح خطای برداری رشد تولید ناخالص واقعی سرانه در الگو با عرض از مبدأ غیر مقید و روند زمانی مقید (حالت چهارم)، به طور خلاصه در جدول(۴) آمده است:

جدول(۴): خلاصه‌ی نتایج الگو تصحیح خطای برداری در حالت چهارم

متغیّر توضیحی	ضریب متغیّر	انحراف معیار	آماره‌ی t و (احتمال پذیرش فرضیه)
Intercept	۹/۶۰۵۷	۱۴/۱۹۱۶	۰/۶۷۶۷۶ (۰/۵۰۵)
$dLGINI_1$	۰/۲۳۳۵۰	۰/۱۹۳۴۷	۱/۲۰۶۹ (۰/۲۳۹)
$dLGNPCI_1$	۰/۰۷۹۳۳۸	۰/۰۶۱۲۴۰	۱/۲۹۵۵ (۰/۲۰۷)
$dLHUMT_1$	– ۰/۳۶۲۵۱	۰/۳۶۹۸۳	– ۰/۹۸۰۲۱ (۰/۳۲۷)
$dLSOCICAP$	۳/۱۶۸۴	۱/۲۴۲۷	۲/۵۴۹۷ (۰/۰۱۸)
$dLPI_1$	۰/۰۷۸۹۷۹	۰/۰۷۹۹۱۰	۰/۹۸۸۳۵ (۰/۳۳۳)
$dDUREV_1$	– ۰/۰۸۱۹۸۲	۰/۰۴۷۷۲۴	– ۱/۷۱۷۸ (۰/۰۹۹)
$dDUWAR_1$	۰/۰۲۱۱۶۲	۰/۰۲۹۶۲۳	۰/۷۱۴۳۸ (۰/۴۸۲)
$ecm(-1)$	۰–/۱۰۲۹۳	۰/۰۲۹۹۹۳	– ۳/۴۳۱۸ (۰/۰۰۲)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴) روابط کوتاه مدت الگو به شرح زیر قابل مشاهده است:

(۴۰)

$$dGINI = 9.6057 + 0.23350 \cdot dGINI_1 + 0.079338 \cdot dGNPCI_1 - 0.36251 \cdot dHUMT_1 + 3.1684 \cdot dSOCCAPT_1 + 0.078979 \cdot dLPI_1 - 0.10293 \cdot ecm_1 - 0.081982 \cdot DUREV - 0.021162 \cdot DUWAR$$

با توجه به آماره‌ی t و پذیرش این احتمال که فقط ضریب متغیّر سرمایه‌ی اجتماعی و متغیّر موهومی انقلاب اسلامی و ضریب تصحیح خطا، قابل اطمینان هستند، می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه مدت، انباشت سرمایه‌ی اجتماعی، منجر به وخیم‌تر شدن وضعیت توزیع درآمد در ایران شده است؛ به علاوه، وقوع انقلاب اسلامی در کوتاه‌مدت، وضعیت توزیع درآمد در کشور را بهبود بخشیده است. ضریب تصحیح خطای الگو برابر ۱۰۲۹/۰- می‌باشد، و در نتیجه رابطه‌ای کوتاه مدت بین متغیّرهای الگو وجود دارد. ضریب جزء تصحیح خطا، نشان می‌دهد که در هر سال، حدود ۱۰ درصد از عدم تعادل در توزیع درآمد تعدیل می‌شود؛ بنابراین، ضریب عبارت تعدیل، سرعت پایینی از همگرایی به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

عبارت تصحیح خطای الگو به‌شکل زیر است:

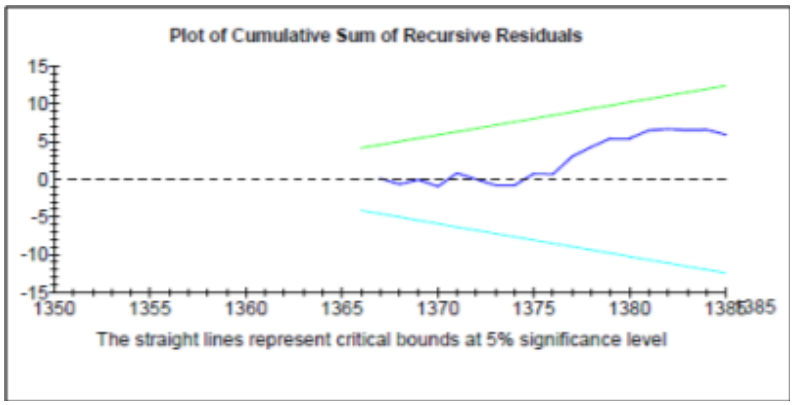
(۴۱)

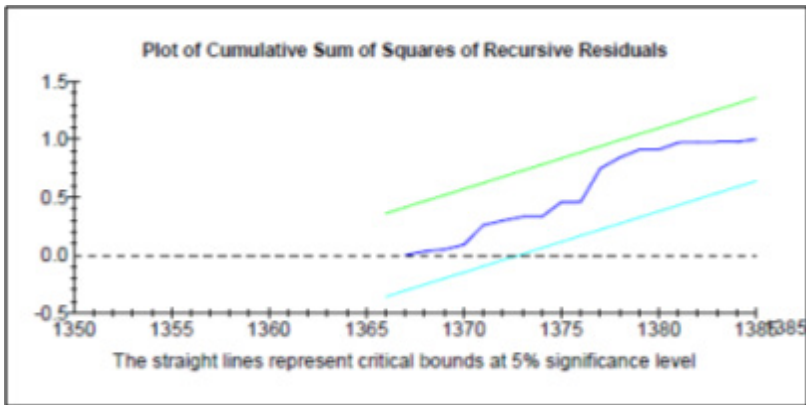
$$ecm(-1) = 2.2124 \cdot LGINI - 0.25900 \cdot LGNPCI + 2.0947 \cdot LHUMT + 0.530676 \cdot LSOCICAP - 0.21989 \cdot LPI + 0.26021 \cdot DUREV - 0.10519 \cdot DUWAR + 0.0056531 \cdot TREND$$

نتایج استحکام الگو را می‌توان با استفاده از آماره‌های آزمون CUSUM[1] و CUSUMSQ[2] به‌صورت نمودارهای (۱) و (۲) در زیر نشان داد. با توجه به تخمین الگوی فوق می‌توان بیان کرد که الگوی برآوردی، از استحکام مناسبی برخوردار است؛ زیرا بر اساس این دو آماره، آزمون منحنی مورد نظر، بین فواصل اطمینان قرار دارد. می‌توان پایداری الگو و ثبات ساختاری آن را با استناد به نتایج آزمون اثرات CUSUM و CUSUMSQ در نمودارهای صفحه ی بعد نشان داد:

1- Cumulative Sum

2- Cumulative Sum of Squire





همان‌گونه که در نمودارهای بالا مشاهده می‌شود، منحنی‌های CUSUM و CUSUMSQ در ناحیه‌ی میان دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند که این نتیجه بیانگر پایداری الگو در بلند مدت است.

تفسیر نتایج

الف) در بلندمدت، رابطه‌ی میان سرمایه‌ی انسانی با توزیع درآمد، مثبت و معنی‌دار است؛ به‌عبارت دیگر، در بلند مدت اگر سرمایه‌ی انسانی یک درصد افزایش یابد، توزیع درآمد را به‌میزان ۰/۹۴ درصد بهبود خواهد داد. نقش سرمایه‌ی انسانی و عوامل توسعه‌دهنده‌ی آن از جمله آموزش در شکل‌دهی وضعیت توزیع درآمد به عنوان شاخصی از توسعه یافتگی اجتناب‌ناپذیر است. انباشت سرمایه‌ی انسانی

موجب می‌شود که فرد به دلیل تخصّص علمی کسب شده، از کیفیت و مهارت و تخصّص برخوردار باشد و درآمد بالاتری کسب کند؛ علاوه برآن، توانایی حاصل از آموزش موجب می‌شود تا فرد، منافع روانی و مزایای اجتماعی بالاتری را نیز به‌دست آورد؛ بنابراین با ازدیاد افراد آموزش‌دیده، سطح نابرابری در جامعه کاهش می‌یابد.

ب) در بلندمدت، رابطه‌ی میان سرمایه‌ی اجتماعی با توزیع درآمد در ایران، مثبت و معنی‌دار است. به بیان‌دیگر، در بلندمدت اگر سرمایه‌ی اجتماعی یک درصد افزایش یابد، توزیع درآمد به میزان ۰/۲۴ درصد بهبود خواهد یافت، اما در کوتاه مدت، انباشت سرمایه‌ی اجتماعی منجر به بدتر شدن وضع توزیع درآمد خواهد شد.

انباشت سرمایه‌ی اجتماعی دارای اثرات مثبت متنوعی است که می‌توان آن را به اثرات فردی و اجتماعی تقسیم کرد. از جنبه‌ی فردی، سبب می‌شود تا افق اندیشه‌ی افراد وسیع‌ترشود و فرد در درک موقعیت فردی خود در اجتماع، بهتر عمل کند؛ به عنوان مثال، فرد دارای تحصیلات عالی، معمولاً از پایگاه اجتماعی بالاتری برخوردار می‌شود و کمتر دچار بزه و اعتیاد می‌گردد. انباشت سرمایه‌های اجتماعی، موجب افزایش تولید کل می‌شود و در عین حال هزینه‌های جنبی مانند هزینه‌های مبادله، هزینه‌ی دستگاه قضایی، هزینه‌های برقراری امنیت داخلی نیز کاهش می‌یابند؛ بنابراین، تقویت جایگاه دین‌مداری، اخلاق‌گرایی، اعتماد و عقلانیت در زندگی شخصی و اجتماعی افراد، تقویت سازمان‌های غیردولتی، آموزش عدالت و برابری اجتماعی، احترام به حقوق و اموال دیگران، ممکن است موجب تقویت همکاری‌های اجتماعی و در نتیجه بهبود در توزیع درآمد شود.

ج) رابطه‌ی میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران، در بلند مدت، منفی و معنی‌دار است. به عبارت دیگر، در بلند مدت اگر رشد اقتصادی یک درصد افزایش یابد، توزیع درآمد را به میزان ۰/۱۱۷ درصد بدتر خواهد کرد. با توجه به این‌که کشور مراحل اولیه‌ی فرایند توسعه‌ی اقتصادی خود را طی می‌کند، طبق فرضیه‌ی کوزنتس، رشد اقتصادی توزیع درآمد را بدتر کرده است.

د) در بلندمدت، رابطه‌ی میان تورّم و توزیع درآمد، منفی و معنی‌دار و حدود ۰/۰۹۹ درصد است. به بیان‌دیگر، در بلند مدت اگر تورّم یک درصد افزایش یابد، توزیع

درآمد را به میزان۰/۰۹۹ درصد بدتر خواهد کرد.

و) وقوع انقلاب اسلامی، در بلند مدت، موجب بهبود توزیع درآمد شده است. با پیروزی انقلاب اسلامی اگر چه تا سال ۱۳۶۰ به دلیل تمرکز دولت در جهت تحکیم وضعیت خود در مقابل دشمنان، فرار متخصّصان خارجی و سرمایه‌داران داخلی و افزایش قیمت‌ها شاخص‌های نابرابری تغییری نکرد، اما از سال ۱۳۶۱ به بعد، به دلیل آن که اهداف و سیاست‌های دولت در جهت توسعه‌ی روستایی، تقسیم اراضی میان روستاییان بی‌زمین و کم‌زمین و پرداخت یارانه از سوی دولت برای محصولاتی که قیمت آن‌ها در بازار بالا بود، وضعیت توزیع درآمد برابرتر شد؛ همچنین، فرار بسیاری از ثروتمندان از کشور و خلأ ناشی از نبود گروه پردرآمد در کشور، نابرابری‌ها را کاهش داد. در دوران جنگ تحمیلی نیز دولت با اعمال سیاست‌های حمایتی، تلاش کرد تا عامه‌ی مردم را از تلخی‌های جنگ، نگه دارد و در این مسیر نیز موفق بود. بعد از جنگ نیز در طول اجرای برنامه‌های پنج ساله و اجرای تدریجی سیاست‌های تعدیل اقتصادی و خصوصی سازی و بروز فشارهای شدید تورّمی، به ویژه در اوایل سال ۱۳۷۴، دولت مجبور به مقابله با تورّم و تثبیت اوضاع اقتصادی شد؛ بنابراین توزیع درآمد، وضع بهتری به خود گرفت. در مجموع می‌توان گفت، بر اساس شاخص ضریب جینی، توزیع درآمد در سال‌های بعد از انقلاب نسبت به سال‌های قبل از انقلاب، از بهبود نسبی برخوردار شده است.

ی) جنگ تحمیلی، در بلندمدت، اثراتی منفی بر توزیع درآمد در ایران داشته است. می‌توان دلیل این امر را در خرابی‌های ناشی از جنگ جستجو کرد. جنگ، اثرات مخربی بر منابع انسانی و بر منابع طبیعی و فیزیکی وارد آورد. در بلندمدت، انباشت سرمایه‌ی انسانی بیشترین تأثیر را بر بهبود توزیع درآمد در ایران داراست. این امر به دلیل آن است که اثر سرمایه‌های انسانی بر توزیع درآمد، توسط اثر انباشت سرمایه‌های اجتماعی تشدید می‌شود.

نتیجه‌گیری

تبیین نظری ارتباط میان متغیّرهای کلان اقتصادی و توزیع درآمد، پاسخ‌گوی یکی از نیازهای اساسی برنامه‌ریزان اقتصادی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه است، و این مهم در الگوی اقتصاد مقاومتی نیز به چشم می‌خورد، به نحوی که در

سیاست‌های کلی آن بر این مقوله تأکید شده است. توزیع درآمد در هر جامعه‌ای از ساختار اقتصادی-اجتماعی آن جامعه، به ویژه شرایط بازار کار، میزان‌های تورّم و بیکاری و اندازه‌ی دولت ناشی می‌شود، اما علاوه بر این‌ها می‌توان به متغیّرهای دیگری همچون وضعیت آموزشی و
سطح سواد جامعه نیز اشاره کرد؛ زیرا پراکندگی درآمدها را در بلندمدت تحت تأثیر قرار می‌دهند.
از آموزش عالی به عنوان راه حلی پایدار برای حل مشکل نابرابری یاد می‌شود. تحقیقات نشان داده که آموزش در کنار سایر اثرات خارجی مثبت خود، انباشت سرمایه‌های انسانی را سبب می‌شود. برخی معتقدند که سرمایه‌ی انسانی می‌تواند دارای اثرات خارجی مثبتی باشد که یکی از آن‌ها، کاهش سطح نابرابری است. بدین‌ترتیب، افراد جامعه در اثر آموزش، به کارگرانی ماهر تبدیل شده و دارای درآمد بالاتری می‌شوند. در این صورت می‌توان امید داشت با افزایش سطح آموزش در جامعه، می‌توان به کاهش نابرابری امیدوار شد. از طرف‌دیگر، عده‌ای معتقدند که رواج سیستم‌های آموزش‌های انتفاعی در جوامع، باعث می‌شود افرادی که دارای استطاعت مالی بالاتری هستند، از آموزش بهره‌مند شوند و در نتیجه‌ی برخورداری کارگران ماهر از درآمد بالاتر، سطح درآمدی خود را نسبت به افرادی که توانایی پرداخت هزینه‌ی آموزش را ندارند، افزایش داده شکاف درآمدی، بیشتر شود.

در این مطالعه، تلاش شد رابطه‌ی میان توزیع درآمد، رشد اقتصادی، سرمایه‌ی اجتماعی، سرمایه‌ی انسانی و میزان تورّم تشریح شود. برای تحلیل روابط بلندمدت متغیّرها از روش همگرایی یوهانسن-یوسیلیوس و برای تحلیل روابط کوتاه مدت متغیّرها از روش تصحیح خطای برداری در دوره‌ی زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۶ استفاده شد. معلوم شد که در بلندمدت، انباشت سرمایه‌ی انسانی و سرمایه‌ی اجتماعی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر برابری توزیع درآمد دارند؛ به‌علاوه، رشد اقتصادی و تورّم، توزیع درآمد را در ایران ، در بلندمدت، بدتر می‌کرد.
یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که وقوع انقلاب اسلامی، در بلندمدت، موجب عادلانه‌تر شدن توزیع درآمد در ایران شده، اما جنگ تحمیلی در بلندمدت، اثراتی

منفی بر وضعیت توزیع درآمد، داشته است. مهم‌تر از همه آن‌که در بلندمدت، انباشت سرمایه‌ی انسانی، بیشترین تأثیر را بر بهبود توزیع درآمد در ایران، دارا بوده است.

کتاب‌نامه و منابع

- ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، خطابخش، پریسا، (۱۳۸۴)، بررسی رابطه‌ی رشد و توزیع درآمد در ایران، پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، ویژه‌ی اقتصاد، سال پنجم، شماره‌ی ۱۷، صص ۱۳-۵۳.
- ابونوری، اسماعیل، (۱۳۷۶)، اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۵۱، ص۱-۳۱.
- پرویـن، سهیلا، زیدی، راضیه، (۱۳۸۰)، اثر سیاست‌های تعدیل بر فقر و توزیع درآمد (مطالعه‌ی موردی سیاست‌های برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ایران، (مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۵۸، صص ۱۱۳-۱۴۶.
- تشکینی، احمد، (۱۳۸۴)، اقتصاد سنجی کاربردی به کمک میکروفیت، انتشارات مؤسسه‌ی فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول، تهران.
- تودارو، مایکل، (۱۳۸۳)، توسعه‌ی اقتصادی در جهان سوم، ترجمه‌ی غلام‌علی فرجادی، مؤسسه‌ی عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه، چاپ دوازدهم، تهران.
- جرجرزاده، علیرضا، اقبالی، علیرضا، (۱۳۸۴)، بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران، فصل‌نامه‌ی علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، سال چهارم، شماره‌ی ۱۷، صص ۱-۱۹.
- دادگر، یدالله، نظری، روح‌الله، مهربانی، فاطمه، (۱۳۸۷)، تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران، فصل‌نامه‌ی علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، سال هفتم، شماره‌ی ۲۸، صص ۱۵۰-۱۲۹.
- رحمانی، تیمور، عباسی‌نژاد، حسن، امیری، میثم، (۱۳۸۶)، بررسی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران: مطالعه موردی استان‌های کشور با روش اقتصاد سنجی فضایی، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم شماره‌ی دوم، صص۱-۲۶.
- زاهدی، محمد جواد، ملکی، امیر، حیدری، امیر ارسلان، (۱۳۸۷)، فقر و سرمایه‌ی

اجتماعی، فصل‌نامه‌ی علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، سال هفتم، شماره‌ی ۲۸، صص ۱۰۶-۷۹.

- سعادت، رحمان، (۱۳۸۷)، برآورد روند سرمایه‌ی اجتماعی در ایران با استفاده از روش فازی، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۸۳، صص ۱-۱۶.

- کفایی، سید محمد علی، درستکار، عزت الله، (۱۳۸۶)، تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد در ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره‌ی ۳۰، صص ۵۳-۷۶.

- نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، ریشه‌ی واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه‌ی خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

-Anand، S.، and S.M.R. Kanbur، (۱۹۹۳)، "Inequality and Development: A Critique"، Journal of Development Economics، No.٤١، PP.٤٣-١٩.

-Ahlwalia، M.S.، (۱۹۷۹)، "Inequality، Poverty and Development"، Journal of Development Economics، No. ٣، PP. ٣٤٢-٣٠٧.

-Chou، Yuan K. (۲۰۰۳) Three Simple Models of Social Capital and Economic Growth; The Journal of Socio-Economics.

-Deininger، K.، and L. Squire، (۱۹۹۸)، "New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth"، Journal of Development Economics، No.٥٧، PP.٢٨٧-٢٥٩.

-Fleisher، Belton، and Haizheng Li، and Min Qiang Zhao، (۲۰۰۸)، Human Capital، Economic Growth، and Regional Inequality in China، Journal of Development Economics، Vol.٩٢، No. ٣، PP. ٢٣١-٢١٥.

-Gobbin N. and Rayp G.، (۲۰۰٤)، "Inequality and growth: does time change anything"، Ghent University، Department of economics.

-Hendel، I.، and Shapiro، J.، and Willen، P.، (۲۰۰٥)، "Educational opportunity and income inequality"، Journal of Public Economics، No. ٨٩، PP. ٨٧٠-٨٤١.

- Kuznets، S.، (۱۹٥٥)، "Economic Growth and Income Inequality"، American Economic Review، No. ٤٥، PP. ٢٨-١.

-Jha، R.، and Dang، T.، (۲۰۱۰)، "Education and the Vulnerability to Food Inadequacy in Timor-Leste"، Australian National University، Economics RSPAS in its series Departmental Working Papers، with number -۲۰۱۰

۰٤.
-Perotti، R.، (۱۹۹٦)، “Growth، income distribution and democracy: What the data say?”، Journal of Economic Growth، No. ۱، PP. ۸۷-۱٤۹.
-Ram، R.، (۱۹۸۸)، “Political Development and income inequality; Further Evidence on the U curve Hypothesis”، World Development، Vol. ۱٦، No. ۱۱، PP. ۱۳۷٥-۱۳۷۱.
-Saith، A.، (۱۹۸۳)، “Development and Distrilation: A critique of the Cross-country U-hypothesis”، Journal of Development Economics، No.۱۳، PP.۳۲-۱٥.
-Savvides، A.، (۱۹۹۸)، “Trade policy and income inequality: new evidence”، Journal of Economics letters، No.٦۱، PP.۳۷۲-۳٦٥.
-Weriemmi M.E. and Ch. Erhart، (۲۰۰٤)، “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.