

## برآورد اثرات متغیرهای اقتصادی کلان بر نابرابری توزیع درآمد در ایران

سجاد ماندگانی<sup>\*</sup>، سیدمر ترضی افقه<sup>\*\*</sup>، احسان نامور<sup>\*\*\*</sup>

**مقدمه:** توزیع درآمد، به توضیح چگونگی سهم افراد یک کشور از درآمد ملی می‌پردازد. یکی از مهم‌ترین وظایف دولت کاهش نابرابری درآمد در جامعه است که بدین منظور ابتدا لازم است که چگونگی تغییرات درآمدهای افراد جامعه با استفاده از مناسب‌ترین ابزارهای علمی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد. در پاسخ به این نیاز، در این مقاله تلاش شده است تا با استفاده از ابزارهای علمی اثرات متغیرهای اقتصادی کلان بر نابرابری توزیع درآمد آزمون و مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

**روش:** در این مطالعه مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی کلان مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با استفاده از آمارهای موجود در سری زمانی ۱۳۵۰-۸۶ و با بهره‌گیری از روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی<sup>۱</sup> (ARDL) اندازه‌گیری و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

**یافته‌ها:** یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش نرخ رشد جمعیت و پدیده انقلاب و جنگ تحمیلی در ایران، موجب افزایش توزیع نابرابر درآمد در جامعه شده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، ضمن این‌که موجب افزایش تولید ناخالص ملی می‌گردد، به کاهش نابرابری و توزیع برابرتر درآمد کمک خواهد نمود. به علاوه، کنترل رشد جمعیت، سیاست مناسبی در جهت کاهش نابرابری درآمد در ایران خواهد بود. براساس یافته‌های این تحقیق، همچنین می‌توان نتیجه گرفت که با اتخاذ تدابیر مناسب و از بین بردن زمینه‌های ایجاد تنش‌های سیاسی داخلی و خارجی، زمینه‌های بی‌ثباتی و در نتیجه بهبود رشد تولید ملی و توزیع برابرتر درآمدها فراهم خواهد شد. **نتایج:** این تحقیق نشان می‌دهد که الگوی پویای این تحقیق به سمت الگوی بلندمدت حرکت می‌کند. همچنین، براساس تخمین بلندمدت مشخص شد که با افزایش نرخ رشد محصول ناخالص ملی سرانه حقیقی و افزایش سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی، نابرابری توزیع درآمد کاهش پیدا می‌کند.

**کلیدواژه‌ها:** آزمون خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی، توزیع درآمد، محصول ناخالص ملی، نابرابری  
تاریخ دریافت: ۹۰/۱/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۱/۶/۲۷

\* کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه‌های آزاد < s\_mandegani@yahoo.com > (نویسنده مسئول)

\*\* دکتر اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز

\*\*\* کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه‌های آزاد

## مقدمه

توزیع درآمد یکی از پر سابقه‌ترین موضوعات مطالعات اقتصادی می‌باشد. کم‌تر موضوعی در اقتصاد وجود دارد که مانند توزیع درآمد از اکثر سیاست‌های اقتصادی تأثیر پذیرفته و خود نیز بر بیش‌تر متغیرهای اقتصادی تأثیر گذار باشد. همچنین یکی از بهترین شاخص‌های ارزیابی هر سیاست اقتصادی در نظرگاه عامه بررسی آثار توزیعی آن می‌باشد. با این وصف، با وجود جایگاه توزیع درآمد در مطالعات و تحقیقات گذشته، ادبیات اقتصادی توزیع درآمد در ایران غنی‌تر از دیگر جنبه‌ها و موضوعات نیست.

توزیع عادلانه درآمد همواره از مهم‌ترین مباحث فلسفی، اجتماعی و اقتصادی کشورهای مختلف بوده است. شاخص‌های نابرابری معیاری برای ارزیابی عملکرد اقتصادی کشورها در خصوص توزیع درآمد محسوب می‌شود. در سال‌های اخیر و بعد از عنوان شدن طرح کاهش فقر در جهان، چگونگی توزیع درآمد بیش‌تر از قبل مورد توجه قرار گرفت زیرا در دنیای امروز یکی از عوامل اصلی ایجاد کننده فقر نه کمبود درآمد بلکه توزیع نامناسب آن است. برای بررسی نسبی عدالت در توزیع درآمد از سهم درآمندی که هر یک از گروه‌های جامعه به دست می‌آورند استفاده می‌شود. اگر فاصله بین دهک اول و دهم تفاوت زیادی داشته باشد نشان دهنده توزیع ناعادلانه درآمد در یک سرزمین است.

با توجه به موارد فوق و با عنایت به این‌که از یک طرف کشور ایران از امکانات خدادادی وسیعی برای دست یابی به رشد اقتصادی برخوردار است، و از طرف دیگر به علاوه تأمین عدالت اجتماعی و رفع فقر و محرومیت از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد و ثروت بین افراد جامعه مورد توجه و تأکید قانون اساسی است، امکان تدوین برنامه‌ها و راهبردهایی که هم‌زمان بر رشد سریع اقتصادی و توزیع بهتر درآمد مبتنی باشد وجود دارد. بنابراین به منظور کمک به نیل به این هدف، مطالعه پیرامون عوامل مؤثر بر توزیع درآمد و نیز چگونگی و جهت تأثیر آن‌ها ضروری است تا از طریق تقویت عوامل کاهنده نابرابری توزیع درآمد و تضعیف عوامل فزاینده آن، به توزیع هر چه بهتر درآمد در جامعه دست پیدا کرد.

## پیشینه تحقیق

در ادبیات موجود، مطالعات زیادی در این زمینه متمرکز شده‌اند که در این بخش به تعدادی از این موارد اشاره می‌شود. مطالعه تأثیر متغیرهای اقتصادی کلان بر توزیع درآمد دهه‌های گذشته آغاز شده است. اولین مطالعه در سال ۱۹۵۵ توسط سیمون کوزنتس ارائه شد که بر طبق آن، نابرابری درآمدی طی مراحل اولیه رشد اقتصادی رو به افزایش می‌گذارد و سپس با تداوم رشد نابرابری کاهش می‌یابد. او همچنین نشان داد که توزیع درآمد شخصی در کشورهای کم‌تر توسعه یافته نسبت به کشورهای توسعه یافته نابرابرتر است (Kuznets, 1955). پانیزا (Panizza, 2002)، بر پایه آمارهای اقتصادی ۴۸ ایالت از ایالات متحده آمریکا برای دوره ۱۹۸۰-۱۹۴۰ به بررسی رشد اقتصادی و نابرابری توزیع درآمد در این ایالت‌ها پرداخت. نتایج این تحقیق هیچ گونه رابطه مثبتی بین نابرابری و رشد اقتصادی نشان نمی‌دهد، حتی برخی از نتایج دال بر وجود رابطه‌ای منفی میان رشد اقتصادی و نابرابری است. دادخواه (Dadkhah, 2002)، در مقاله‌ای به مطالعه توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ایالات متحده، طی سال‌های ۱۹۴۷ تا ۲۰۰۱ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که میان رشد بالاتر اقتصادی و توزیع برابرتر درآمد ارتباط دوطرفه مثبت وجود دارد و توزیع عادلانه‌تر درآمد پس اندازه‌های انباشته را کاهش نمی‌دهد. همچنین سیاست‌هایی که سعی در بهبود توزیع درآمد دارند، رشد اقتصادی را نیز بهبود می‌بخشند و بالعکس. براساس نتایج این مطالعه، وی توصیه کرد که سیاست‌گذاران اقتصادی نباید اجرای سیاست‌های رشد اقتصادی و سیاست‌های توزیعی را به صورت دو گزینه رقیب بنگرند که در یک زمان تنها قادر به انتخاب یکی از آن‌ها هستند. جردن شان (Shan Jordan, 2002)، در مطالعه‌ای رابطه توزیع درآمد با متغیرهای کلان و نوسانات حاصل از آن‌ها در کشور چین را بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش ناگهانی مخارج دولت و افزایش بی‌کاری مهم‌ترین عوامل ایجاد نابرابری بین نواحی چین بوده و از سوی دیگر رشد عوامل پولی کم‌ترین توضیح دهندگی را در تغییرات توزیع درآمد دارند.

دمیلو و تیونگسون (De Mello and Tiongson, 2003)، در مقاله‌ای به بررسی نابرابری درآمد و توزیع مجدد مخارج دولتی پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که رابطه بین توزیع مجدد مخارج دولت و نابرابری درآمد یک رابطه غیر خطی است.

در داخل کشور نیز مطالعاتی در ارتباط با تأثیر متغیرهای اقتصادی کلان بر توزیع درآمد انجام شده است. نوفرستی و محمدی در تحقیقی به بررسی اثرات شوک‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان داد که شوک نرخ ارز و تورم، نابرابری توزیع درآمد در مناطق شهری را افزایش می‌دهد ولی اثر آن بر توزیع درآمد در مناطق روستایی چندان محسوس نیست. شوک افزایش درآمدهای نفتی در کوتاه مدت نابرابری توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی کاهش می‌دهد، درحالی‌که در بلندمدت به افزایش نابرابری در مناطق شهری منجر می‌شود. یک شوک تولیدی نیز به افزایش نابرابری در مناطق شهری و کاهش نابرابری در مناطق روستایی منجر می‌شود (نوفرستی و محمدی، ۱۳۸۸). دادگر، نظری و مهربانی در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۳-۸۴ به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست انبساطی مالی دولت در میان مدت و بلندمدت باعث افزایش نابرابری اقتصادی می‌شود، درحالی‌که افزایش قیمت بنزین (با فراهم شدن شرایط لازم)، در میان مدت و بلندمدت عامل کاهش دهنده نابرابری است (دادگر، نظری و مهربانی، ۱۳۸۷). ابونوری و خوشکار در تحقیقی الگوی بین استانی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران را برآورد کرده‌اند. برای این منظور ابتدا با استفاده از اطلاعات مقطعی توزیع درآمد، ضریب جینی و سهم بیستک‌های درآمدی به تفکیک استان‌های کشور با روش پارامتریک برآورد شده است. سپس براساس تازه‌ترین اطلاعات موجود مقطعی میان استانی شدت و جهت عوامل مؤثر بر توزیع درآمد برآورد شده است. براساس نتایج حاصل فرضیه کوزنتس تأیید نمی‌شود. به علاوه نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی بر نابرابری اثر افزایشی داشته است. به

منظور تجزیه شاخص نابرابری اقتصادی و تحلیل اثر متغیرها بر نابرابری، از الگوی عوامل مؤثر بر بیستک‌ها به صورت دستگامی از معادلات هم‌زمان به ظاهر نامرتب (SURE) استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که، کاهش نابرابری ناشی از افزایش درآمد سرانه، در اثر کاهش سهم بیستک پنجم به نفع افزایش سهم دیگر بیستک‌ها به ویژه بیستک اول بوده است. در مقابل، افزایش نابرابری ناشی از افزایش نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی به علت کاهش سهم چهار بیستک اول (هشتاد درصد اول) به نفع افزایش سهم بیستک پنجم (بیست درصد آخر) بوده است (ابونوری و خوشکار، ۱۳۸۶).

## روش تحقیق

در این مطالعه داده‌های آماری لازم از روش کتابخانه‌ای گردآوری شده‌اند. همچنین برای بررسی سؤالات تحقیق و آزمون فرضیه‌ها از روش‌های اقتصادسنجی استفاده شده است. به این منظور، پس از تعیین مدل مناسب (با استفاده از آمارهای موجود) با روش‌ها و تکنیک‌های اقتصادسنجی و نرم افزارهای مربوطه<sup>۱</sup>، ضریب به صورت کشش برآورد می‌شود و با استفاده از این ضریب و میزان شدت و ضعف اثر آن‌ها بر نابرابری توزیع درآمد در تابع مورد نظر، نتایج تجزیه و تحلیل شده و براساس آن‌ها راهبردهای مناسب پیشنهاد خواهند شد.

به منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو، بعد از کسب اطمینان از یک بردار هم‌انباشتگی، از روش ARDL (روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی) استفاده شده است. تخمین‌های روش ARDL به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درون زایی، ناریب و کارا هستند. الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی، الگویی پویاست که برای از میان بردن تورش احتمالی، تعداد وقفه‌های بهینه

1- Eviews & Microfit

را برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده به کمک یکی از ضوابط آکائیک<sup>۱</sup> (AIC) و شوارتز بیزین<sup>۲</sup> (SBC)، حنان - کوئین<sup>۳</sup> (HQC) و یا ضریب تعیین<sup>۴</sup> مشخص می‌کند. فرم کلی این مدل به صورت زیر تصریح شده است:

$$\phi(L, P)y_t = \sum_{i=1}^k (L, q_i)X_{it} + s_1w_t + u_t$$

که در آن داریم:

$$\phi(L, P) = 1 - \phi_1L - \phi_2L^2 - \dots - \phi_pL^p$$

$$(L, q_i) = 1 - B_{i1}L - B_{i2}L^2 - \dots - B_{iq_i}L^{q_i}$$

برای  $i = 1, 2, \dots, k$  است  $L$  عملگر وقفه،  $W_t$  برداری از متغیرهای قطعی<sup>۵</sup> (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت است. با فرض این که تخمین ضریب این مدل امکان پذیر باشد، این ضریب، آثار کوتاه مدت را نشان می‌دهند. ضریب بلند مدت را می‌توان براساس ضریب کوتاه مدت استخراج کرد (تشکینی، ۱۳۸۴).

ضریب بلند مدت متغیرهای توضیح دهنده براساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(\lambda, q_i)}{1 - \hat{\phi}_1(\lambda, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_i + \dots + \hat{b}_{iq_i}}{1 - \hat{\phi}_1 - \dots - \hat{\phi}_p} \quad i = 1, 2, \dots, k$$

حال برای بررسی این که رابطه بلند مدت حاصل از این روش، کاذب نیست به روش زیر عمل می‌کنیم و فرضیه زیر را مورد آزمون قرار می‌دهیم.

$$H_0 = \sum_{i=1}^p \phi - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^p \phi - 1 < 0$$

1- Akaike

2- Schwarz Bayesian

3- Hannan - Quoin

4- Coefficient Of Determination ( $R^2$ )

5- Deterministic Variable

6- Long-Run Relationship

فرضیه صفر بیان گر عدم وجود رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت<sup>۱</sup>، به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع ضریب کم‌تر از یک باشد. محاسبه کمیت  $t$  برای انجام آزمون مورد نظر به این صورت است که باید عدد یک از مجموع ضریب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضریب مذکور تقسیم شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\phi}_i}$$

در این رابطه  $S$  انحراف معیار ضریب با وقفه متغیر وابسته را نشان می‌دهد اگر قدر مطلق  $t$  به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر<sup>۲</sup> بزرگ‌تر باشد فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود. با تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، می‌توان از الگوی تصحیح - خطا<sup>۳</sup> استفاده نمود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

### فرضیات تحقیق

- بین متغیر نرخ رشد محصول ناخالص ملی حقیقی و نابرابری توزیع درآمد رابطه منفی وجود دارد.
- بین متغیر سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی و نابرابری توزیع درآمد رابطه منفی وجود دارد.
- بین متغیر سهم بودجه وزارت آموزش و پرورش از کل هزینه‌های بودجه‌ای دولت و نابرابری توزیع درآمد رابطه منفی وجود دارد.
- بین متغیر نرخ رشد جمعیت و نابرابری توزیع درآمد رابطه مثبت وجود دارد.

1- Short-Run Dynamics relationship  
3- Error correction model

2- Banerjee, Dolado and Mestre (1992)

## نتایج تجربی تحقیق

### شناسایی و تصریح مدل

در این بخش تابع مورد نظر برای بررسی عوامل کلان مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران ۱۳۵۰-۸۶ معرفی و برآورد می‌شوند.

فرم عمومی معادله رگرسیونی پایه‌ای برای مطالعه به صورت زیر است:

$$S = \alpha_0 + \alpha_1 \text{PHGNP} + \alpha_2 \text{RIGNP} + \alpha_3 \text{RSTS} + \alpha_4 \text{BEDU} + \alpha_5 \text{RIP} + \alpha_6 \text{AVGNP} + D$$

که به منظور اندازه‌گیری بهتر کشش‌ها به صورت لگاریتمی<sup>۱</sup> زیر تخمین زده می‌شوند:

$$\text{LNS} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LNPHGNP} + \alpha_2 \text{LNRIGNP} + \alpha_3 \text{LNRSTS} + \alpha_4 \text{LNBEDU} + \alpha_5 \text{LNRIP} + \alpha_6 \text{LNAVGNP} + D$$

در مدل فوق LNS لگاریتم نسبت سهم گروه ۴۰ درصد پایین درآمدی به سهم گروه ۲۰ درصد بالای درآمدی از کل درآمد، LNPHGNP لگاریتم محصول ناخالص ملی سرانه حقیقی، LNRIGNP لگاریتم نرخ رشد محصول ناخالص ملی حقیقی، LNRSTS لگاریتم نسبت محصلین مدارس به کل افراد لازم‌التعلیم، LNBEDU لگاریتم سهم بودجه وزارت آموزش و پرورش از کل هزینه‌های بودجه‌ای دولت، LNRIP لگاریتم نرخ رشد جمعیت، LNAVGNP لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی و D متغیر مجازی می‌باشد. ضرایب  $\alpha_i (i = 1, 2, 3, \dots)$  کشش‌ها می‌باشند.

در این مدل متغیر وابسته به عنوان شاخصی از نابرابری توزیع درآمد در نظر گرفته می‌شود، به عبارت دیگر مبنای قضاوت و استنتاج در مورد تغییرات نابرابری توزیع درآمد جهت تغییرات (کم یا زیاد شدن) نسبت سهم گروه ۴۰ درصد پایین درآمدی به سهم گروه ۲۰ درصدی بالای درآمدی از کل درآمد می‌باشد.

۱- در این تحقیق LN در ابتدای متغیرها نشان دهنده لگاریتم طبیعی متغیرهاست.



### بررسی ایستایی متغیرها

استفاده از روش‌های اقتصادسنجی در کارهای تجربی بر این مبنا می‌باشد که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده ایستا هستند یک متغیر سری زمانی وقتی ایستا است که میانگین و واریانس و ضریب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بمانند. از این رو قبل از استفاده از متغیرها لازم است نسبت به ایستایی و یا نایستایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸). در این تحقیق از آزمون ریشه واحد برای بررسی ایستایی متغیرها استفاده شده است.

بنابراین با توجه به آزمون ریشه واحد در سطح فقط متغیر نرخ رشد محصول ناخالص حقیقی ایستا و مابقی نایستا بودند. برای تعیین مرتبه ایستایی متغیرها، از متغیرهایی که در سطح ایستا نیستند، تفاضل گرفته می‌شود که کلیه متغیرهای نایستا پس از یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

### تخمین معادله کوتاه مدت

براساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱)، با استفاده از روش ARDL با منظور نمودن وقفه‌های مناسب، می‌توان ضرایب بلند مدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل را به دست آورد. در روش یوهانسن، برای کل متغیرها وقفه یکسانی انتخاب می‌شود درحالی‌که در روش ARDL، برای تک تک متغیرها با استفاده از معیارهایی مانند شوارتز - بیزین، آکائیک و حنان کوئین وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شود.

براساس نتایج کوتاه مدت برآورد شده، مشکل خود همبستگی یا ناهمسانی واریانس، نرمال بودن و فرم تبعی در این مدل وجود نداشته است و تصریح مدل قابل قبول بوده است. آماره F برای تشخیص فرم تبعی صحیح یا نادرست مدل برابر  $1/0.219$  و حداقل سطح معناداری این آماره  $0.331$  به دست آمده است، با در نظر گرفتن سطح خطای  $5\%$  و مقایسه آن با حداقل سطح معناداری، فرضیه صفر مبنی بر فرم تبعی صحیح پذیرفته شده و

فرضیه مقابل (فرم تبعی ناصحیح) رد می‌شود. به عبارتی با توجه به این که prob مربوط به Functional Form بیش‌تر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر مبنی بر فرم تبعی صحیح پذیرفته می‌شود.

در مدل مورد نظر  $R^2$  معادل ۹۸ درصد به دست آمده است که نشان می‌دهند که ۹۸ درصد از تغییرات به وجود آمده در متغیر وابسته، توسط تغییرات متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. آماره D-W نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا می‌باشد و آماره F نیز معنادار بودن کل مدل را تأیید می‌کند (پیوست ۱). در روش ARDL وجود رابطه بلندمدت هم‌جمعیتی وقتی قابل تأیید است که قدر مطلق کمیت آماره  $t$ ، از قدر مطلق مقدار بحران آن بیش‌تر باشد (برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته، از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود). با مقایسه آماره محاسباتی برای مدل (۱۴/۳-) با قدر مطلق کمیت بحرانی این آزمون در سطح ۹۵ درصد (۴/۷۶-) که توسط بنرجی و همکارانش (۱۹۹۲) ارائه شده است، فرضیه وجود رابطه بلند مدت (هم‌جمعیتی) بین متغیرهای مدل تأیید می‌شوند. بنابراین، مدل بلند مدت تخمین زده می‌شوند.

### تخمین معادله بلند مدت

پس از تخمین مدل پویا (کوتاه مدت) و اثبات وجود رابطه بلند مدت، نسبت به تخمین این رابطه اقدام می‌شود. نتایج تخمین بلند مدت مدل در جدول ۱ نشان داده شده است (پیوست ۲).

جدول ۱. نتایج تخمین بلند مدت مدل

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره $t$	سطح احتمال
Lnpghnp	۱/۰۷۳۲	۰/۱۹۴۴	۵/۵۲۰۳	۰/۰۰۰
Lnrgnp	۰/۲۶۸۶	۰/۰۷۶۸	۳/۴۹۷۱	۰/۰۰۴
Lnrsts	۰/۳۶۱۱	۰/۲۹۶۸	۱/۲۱۶۶	۰/۲۴۴

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
Lnbedu	۰/۰۸۱۲	۰/۱۰۷۱	۰/۷۵۸۴	۰/۴۶۱
Lnrip	-۰/۶۸۹۲	۰/۱۴۱۶	-۴/۸۶۷۶	۰/۰۰۰
Lnavgnp	۱/۶۱۰۷	۰/۲۲۱۲	۷/۲۷۹۲	۰/۰۰۰
c	-۲۰/۵۷۶۵	۳/۷۳۴۲	-۵/۵۱۰۳	۰/۰۰۰
dumi	-۰/۵۲۲۴	۰/۰۸۰۸	-۶/۴۵۹۶	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

از آن جاکه مدل مذکور شکل لگاریتمی دارد، ضرایب متغیرهای مستقل که به صورت لگاریتمی هستند حساسیت و کشش متغیر وابسته به آن را بیان می کنند.

طبق نتایج تخمین زده شده، متغیر  $\ln\text{phgnpp}$  معنادار و دارای ضریب مثبت می باشد یعنی که در ایران با افزایش محصول ناخالص ملی سرانه حقیقی، نابرابری توزیع درآمد کاهش پیدا می کند. به عبارت دیگر، در صورت ثابت بودن سایر متغیرها، به ازای یک درصد افزایش محصول ناخالص ملی سرانه حقیقی، نسبت سهم گروه ۴۰٪ پایین درآمدی به سهم گروه ۲۰٪ بالای درآمدی از کل درآمد، ۱/۰۷ درصد افزایش خواهد یافت.

متغیر  $\ln\text{rignp}$  نیز معنادار و دارای ضریب مثبت می باشد یعنی با افزایش نرخ رشد تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت، کاهش نابرابری توزیع درآمد در کشور را خواهیم داشت. مفهوم اقتصادی ضریب برآورد شده  $\ln\text{rignp}$  این است که در صورت ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص ملی، ۰/۲۶۸ درصد افزایش در نسبت سهم گروه ۴۰٪ پایین درآمدی به سهم گروه ۲۰٪ بالای درآمدی از کل درآمد را به دنبال خواهد داشت.

متغیرهای  $\ln\text{bedu}$  و  $\ln\text{rsts}$  که به ترتیب بیان گر نسبت محصلین مدارس به کل افراد لازم التعلیم و سهم وزارت آموزش و پرورش در کل هزینه های بودجه ای دولت هستند با توجه به سطح احتمال ۲۴٪ و ۴۶٪ معنادار نیستند.

متغیر Lnrip نیز معنادار و دارای ضریب منفی می‌باشد. مفهوم اقتصادی ضریب برآورد شده Lnrip این است که در صورت ثابت بودن سایر متغیرها، به ازای یک درصد افزایش نرخ رشد جمعیت، ۰/۶۹ درصد نسبت سهم گروه ۰/۴۰٪ پایین درآمدی به سهم گروه ۰/۲۰٪ بالای درآمدی از کل درآمد کاهش پیدا خواهد کرد.

متغیر lnavgnp نیز معنادار و دارای ضریب مثبت می‌باشد. در ایران افزایش سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی، باعث کاهش نابرابری می‌گردد. به عبارت دیگر، یک درصد افزایش در سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی در صورت ثابت بودن سایر متغیرها، ۱/۶۱ درصد نسبت سهم گروه ۰/۴۰٪ پایین درآمدی به سهم گروه ۰/۲۰٪ بالای درآمدی از کل درآمد را افزایش خواهد داد.

متغیر مجازی نیز معنادار بوده و دارای علامت مورد انتظار است و نشان از آن دارد که علاوه بر متغیرهای اقتصادی، متغیرهای غیر اقتصادی چون انقلاب و جنگ نیز بر وضعیت توزیع درآمد ایران مؤثرند. این متغیر بیان‌گر آن است که با افزایش در ناامنی کشور، ۰/۵۲ درصد میزان نابرابری توزیع درآمد افزایش پیدا می‌کند.

### برآورد الگوی تصحیح خطا

روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی برای بررسی انحراف کوتاه مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود، الگوی تصحیح خطا (ECM) را برای رابطه بلند مدت تنظیم و برآورد می‌کند. از آنجاکه در رگرسیون‌های بالا وجود رابطه بلند مدت اثبات شد، در ادامه تحقیق به بررسی مدل تصحیح خطای رگرسیون‌ها پرداخته می‌شود.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ضریب تعیین نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی نسبتاً بالای الگوها است. آن چه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است ضریب جمله تصحیح خطا (ECM-۱) است، که نشان دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، این ضریب معنادار و دارای علامت منفی است

و هم جمعی بین متغیرها را تأیید می‌کند. مطابق انتظارات تئوریک، اگر از یک دوره به دوره بعدی حرکت کنیم، ۴۱ درصد از میزان انحراف در تابع از مسیر بلند مدت خود توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می‌شوند. بنابراین، حرکت به سمت تعادل با سرعت مناسبی صورت می‌گیرد.

### جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این تحقیق، اثرات متغیرهای اقتصادی کلان بر نابرابری توزیع درآمد در ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۰-۸۶ به روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده، به صورت روابط بلند مدت، کوتاه مدت و مدل تصحیح خطا تخمین زده شد.

نتایج تخمین کوتاه مدت نشان داد که یک رابطه بلند مدت وجود دارد و مشکل خود همبستگی یا ناهمسانی واریانس، نرمالیتی و فرم تبعی در این مدل وجود نداشته است و تصریح مدل قابل قبول بوده است. تخمین بلندمدت نیز نشان داد که با افزایش نرخ رشد محصول ناخالص ملی سرانه حقیقی، نابرابری توزیع درآمد کاهش پیدا می‌کند، که تأییدی بر فرضیه اول این تحقیق می‌باشد. این نتیجه با فرضیه کوزنتس و بسیاری از تحقیقات داخلی و خارجی انجام شده سازگاری دارد. اما همان‌گونه که ملاحظه شد این اثر در بلند مدت خود را نشان خواهد داد.

در بررسی فرضیه دوم نیز نتایج نشان دادند که با افزایش سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی، نابرابری توزیع درآمد کاهش می‌یابد، بنابراین فرضیه دوم نیز تأیید می‌شود. این نتیجه می‌تواند اثر سیاست‌گذاری مهمی در جهت بهبود نابرابری داشته باشد. کشاورزی به خصوص در مراحل اولیه، کشاورزی سنتی زمینه جذب تعداد قابل توجهی نیروی کار مستقیم و غیرمستقیم دارد. و ایجاد فرصت‌های شغلی به خصوص برای نیروهایی که سطح سواد، مهارت و تخصص پایینی دارند منطقی‌ترین و مفیدترین راه کاهش نابرابری در جوامع در حال توسعه از جمله ایران است.

متغیر سهم بودجه وزارت آموزش و پرورش از کل هزینه‌های بودجه‌ای دولت، معنادار نبود و فرضیه سوم تحقیق رد می‌شود. اگرچه به لحاظ نظری گسترش سطح دانش و مهارت و تخصص در بین تعداد بیش‌تری از افراد جامعه یکی از عوامل تأثیرگذار بر توزیع برابرتر درآمد تلقی می‌شود اما در این تحقیق این فرضیه تأیید نشده است. شاید رد این فرضیه نشان از ناکارایی بودجه‌های آموزش و پرورش در گسترش دانش و مهارت در بین افراد جامعه باشد.

با افزایش جمعیت، نابرابری توزیع درآمد در جامعه تشدید گردیده است، که فرضیه چهارم تحقیق را تأیید می‌کند. اگرچه افزایش جمعیت به خودی خود موجب تشدید نابرابری نخواهد شد اما در شرایطی که متناسب با افزایش جمعیت تولید سرانه افزایش نیابد و یا ساختارهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی موجود که فاقد کارایی لازم برای ایجاد زمینه‌های توزیع مناسب درآمد باشند، افزایش جمعیت می‌تواند باعث تشدید نابرابری گردد. تأیید این فرضیه می‌تواند به دلایل فوق باشد.

پدیده انقلاب و آغاز جنگ تحمیلی در ایران به دلیل تغییر ساختارها و معیارهای تصمیم‌گیری، تبعات اقتصادی و اجتماعی نامطلوبی را به دنبال داشته است، که باعث گردیده نابرابری توزیع درآمد در جامعه افزایش یابد. نتایج مدل‌های تصحیح خطا نیز نشان از سرعت مناسب تعدیل دارد، به طوری که نوسانات و عدم تعادل‌های کوتاه مدت به سرعت تعدیل می‌شود.

همان گونه که ذکر شد، نتایج این تحقیق نشان داد که گسترش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی می‌تواند باعث توزیع متعادل‌تر درآمد گردد. با وجود گرایش‌های شدید سیاست‌گذاران ابتدای انقلاب مبنی بر محرومیت‌زدایی از طریق توجه به روستاها و بخش کشاورزی، شواهد آماری موجود حاکی است که این بخش در مقایسه با بخش‌های عمدتاً سرمایه‌بر دیگر به طور واقعی مورد توجه نبوده است. نتیجه این غفلت، علاوه بر تشدید مهاجرت روستاییان به شهر شده است، موجب عدم توفیق در کاهش نابرابری در جامعه

بوده است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که دولت توجه واقعی به بخش کشاورزی با اعمال سیاست‌های اقتصادی مناسب را مد نظر قرار دهد. در این رابطه شاید توجه به بخش سنتی کشاورزی بیش‌تر تأکید گردد زیرا اکثریت کشاورزان شاغل در این بخش فاقد دانش و مهارت و تخصص کشاورزی هستند و بنابراین در معرض محرومیت از کسب درآمد مناسب به دلیل بازده پایین کشت‌های سنتی باشند.

همان‌گونه که از محاسبات این تحقیق ملاحظه شد افزایش تولید ملی باعث کاهش نابرابری درآمد ملی شده است لذا توجه دولت به افزایش تولید ملی می‌تواند در کاهش نابرابری مؤثر باشد. اگرچه بخش عمده‌ای از تغییرات در تولید ناخالص ملی متأثر از قیمت نفت و درآمدهای ناشی از فروش آن می‌باشد اما دولت می‌تواند از طریق کم کردن وابستگی تولید ملی به درآمدهای نفتی و توجه به افزایش آن از طریق بخش‌های واقعی اقتصاد و تثبیت آن از این طریق، به توزیع مناسب‌تر درآمد کمک کند. با توجه به تأثیر بالای جنگ و ناامنی بر افزایش نابرابری توزیع درآمد در ایران، پیشنهاد می‌شود دولت تلاش کند تا فضای سیاسی، اجتماعی و اقتصادی داخلی و خارجی آرام و کم تنش باشد تا در بستری آرام و مناسب سیاست‌های فقرزدایی و کاهش نابرابری دولت قابل اعمال و اجرا گردد. همچنین با توجه به اهمیت کاهش نرخ رشد جمعیت در بهبود وضعیت توزیع درآمد، توصیه می‌شود دولت به جای سیاست فعلی مبنی بر تشویق افزایش جمعیت، از طریق سیاست‌های مؤثر و علمی روند افزایش جمعیت را کنترل کند.

پیوست شماره ۱. تخمین رابطه پویا (کوتاه مدت) و آزمون‌های آسیب شناسی

ARDL (1,0,1,3,1,3,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LNS			
Observations used for estimation from 1353 to 1386 34			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LNS(-1)	-.21481	.084989	-2.5275[.024]
LNPFGNPP	1.3038	.27060	4.8181[.000]
LNRIGNP	0044898	.057251	.078424[.939]
LNRIGNP(-1)	.32189	.061691	5.2178[.000]
LNRSTS	1.6078	.83351	1.9289[.074]
LNRSTS(-1)	-3.5193	1.0736	-3.2780[.005]
LNRSTS(-2)	-.18031	.81403	-.22150[.828]
LNRSTS(-3)	2.5306	.77997	3.2444[.006]
LNBDU	-.71713	.19899	-3.6039[.003]
LNBDU(-1)	.81584	.21631	3.7716[.002]
LNRIP.27187	.14108		1.9270[.075]
LNRIP.58764	.19385		3.0314[.009]
LNRIP(-2)	-.83093	.20648	-4.0243[.001]
LNRIP(-3)	.80874	.20435	3.9577[.001]
LNAVGNP	1.0958	.31099	3.5238[.003]
LNAVGNP(-1)	1.1259	.37523	3.0006[.010]
LNAVGNP(-2)	-.89542	.36393	-2.4604[.027]
LNAVGNP(-3)	.63040	.24637	2.5588[.023]
C	-24.9965	5.1828	-4.8230[.000]
DUMI	-.63462	.087012	-7.2935[.000]
R-Squared	.99157	R-Bar-Squared	.98014
S.E. of Regression	.075945	F-stat. F(19, 14)	86.7158[.000]
Mean of Dependent Variable	2.9364	S.D. of Dependent Variable	.53889
Residual Sum of Squares	.080746	Equation Log-likelihood	54.4838
Akaike Info. Criterion	34.4838	Schwarz Bayesian Criterion	19.2202
DW-statistic	2.0732	Durbin's h-statistic	-.24585[.806]

Diagnostic Tests

\* Test Statistics \* LM Version \* F Version

\* A: Serial Correlation \*CHSQ( 1)= 1.3592[.244]\*F( 1, 13)= .54134[.475]

\* B: Functional Form \*CHSQ( 1)= 2.4779[.115]\*F( 1, 13)= 1.0219[.331]

\* C: Normality \*CHSQ( 2)= 3.9499[.139]\* Not applicable



\* D: Heteroscedasticity\*CHSQ( 1)= 2.5959[.107]\*F( 1, 32)= 2.6452[.114]

A: Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B: Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C: Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

پیوست شماره ۲. تخمین رابطه بلندمدت مدل

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach  
ARDL(1,0,1,3,1,3,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LNS			
Observations used for estimation from 1353 to 1386 34			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LNPNGNPP	1.0732	.19442	5.5203[.000]
LNRIGNP	.26866	.076825	3.4971[.004]
LNRSTS	.36113	.29683	1.2166[.244]
LNBEDU	.081256	.10713	.75847[.461]
LNRIP	.68926	.14160	4.8676[.000]
LNAVGNP	1.6107	.22128	7.2792[.000]
C	-20.5765	3.7342	-5.5103[.000]
DUMI	-.52240	.080873	-6.4596[.000]

پیوست شماره ۳. برآورد الگوی تصحیح خطا

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model  
ARDL(1,0,1,3,1,3,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dLNS			
Observations used for estimation from 1353 to 1386 34			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLNPNGNPP	1.3038	.27060	4.8181[.000]
dLNRIGNP	.0044898	.057251	.078424[.938]
dLNRSTS	1.6078	.83351	1.9289[.069]
dLNRSTS1	-2.3502	.64215	-3.6600[.002]
dLNRSTS2	-2.5306	.77997	-3.2444[.004]
dLNBEDU	-.71713	.19899	-3.6039[.002]
dLNRIP	.27187	.14108	1.9270[.069]
dLNRIP1	.022191	.22182	.10004[.921]
dLNRIP2	-.80874	.20435	-3.9577[.001]

dLNAVGNP	1.0958	.31099	3.5238[.002]
dLNAVGNP1	.26502	.42250	.62726[.538]
dLNAVGNP2	-.63040	.24637	-2.5588[.019]
dC	-24.9965	5.1828	-4.8230[.000]
dDUMI	.63462	.087012	-7.2935[.000]
ecm(-1)	-1.2148	.084989	-14.2937[.000]

List of additional temporary variables created:

$$dLNS = LNS - LNS(-1)$$

$$dLNPHGNPP = LNPHGNPP - LNPHGNPP(-1)$$

$$dLNRIGNP = LNRIGNP - LNRIGNP(-1)$$

$$dLNRSTS = LNRSTS - LNRSTS(-1)$$

$$dLNRSTS1 = LNRSTS(-1) - LNRSTS(-2)$$

$$dLNRSTS2 = LNRSTS(-2) - LNRSTS(-3)$$

$$dLNBEDU = LNBEDU - LNBEDU(-1)$$

$$dLNRIP = LNRIP - LNRIP(-1)$$

$$dLNRIP1 = LNRIP(-1) - LNRIP(-2)$$

$$dLNRIP2 = LNRIP(-2) - LNRIP(-3)$$

$$dLNAVGNP = LNAVGNP - LNAVGNP(-1)$$

$$dLNAVGNP1 = LNAVGNP(-1) - LNAVGNP(-2)$$

$$dLNAVGNP2 = LNAVGNP(-2) - LNAVGNP(-3)$$

$$dC = C - C(-1)$$

$$dDUMI = DUMI - DUMI(-1)$$

$$ecm = LNS - 1.0732 * LNPHGNPP - .26866 * LNRIGNP - .36113 * LNRSTS - 081256 * LNB$$

$$EDU - .68926 * LNRIP - 1.6107 * LNAVGNP + 20.5765 * C + .52240 * DUMI$$

R-Squared	.97497	R-Bar-Squared	.94100
S.E. of Regression	.075945	F-stat. F(14, 19)	38.9517[.000]
Mean of Dependent Variable	.014112	S.D. of Dependent Variable	.31266
Residual Sum of Squares	.080746	Equation Log-likelihood	54.4838
Akaike Info. Criterion	34.4838	Schwarz Bayesian Criterion	19.2202
DW-statistic	2.0732		

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dLNS and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative

- ابونوری اسمعیل، خوشکار آرش. (۱۳۸۶)، اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۷، بهمن و اسفند ۱۳۸۶.
- بانک مرکزی - مجموعه اطلاعاتی (سری زمانی آمار حساب‌های ملی، پولی، مالی).
- تشکینی، احمد. (۱۳۸۴)، *اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*، تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، چاپ اول.
- دادگر یدالله، نظری روح‌الله و مهربانی فاطمه. (۱۳۸۷)، تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران، *فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال هفتم، شماره ۲۸.
- محمودی، وحید. (۱۳۸۳)، بررسی تحولات توزیع درآمد در برنامه اول توسعه، *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، شماره ۳۳.
- نوفرستی محمد، محمدی فردین. (۱۳۸۸)، بررسی اثرات شوک‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال سیزدهم، شماره ۳۸.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.
- Dadkhah, K.M.(2002). "Income Distribution and Economic Growth in the United states: 1947-2001", **Department of Economics, Northeastern University**, Boston,.
- De Mello, K. & Tiongson, E.R. (2003). "Income Inequality and Redistributive Government Spending", IMF Working Paper.
- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality", **American Economic Review**, 45(1), March.
- Panizza, Ugo. (2002) "Income Inequality and Economic Growth: evidence from American data", **Journal of Economic Growth**, Vol. 7.
- Shan Jordan. (2002). "A Macroeconomic Model of Income Disparity in China", **International Economic Journal**, 2002, Vol. 16, Issue 2, PP 47-63.