برآورد اثرات متغیرهای اقتصادی کلان بر نابرابری توزیع درآمد در ایران

سجاد ماندگانی*، سیدمرتضی افقه**، احسان نامور***

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 ۸۶-۱۳۵۰ و با بهره‌گیری از روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی[1] (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 درنتیجه 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> (نویسندهٔ مسئول)

** دکتر اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز

*** کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه‌های آزاد

1- Auto Regressive Distributed Lag

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 عادلانهٔ 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 کنندهٔ فقر نه کمبود درآمد بلکه توزیع نامناسب آن است. برای بررسی نسبی عدالت در توزیع درآمد از سهم درآمدی که هر یک از گروه‌های جامعه به دست می‌آورند استفاده می‌شود. اگر فاصلهٔ بین دهک اول و دهم تفاوت زیادی داشته باشد نشان دهندهٔ توزیع ناعادلانهٔ 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 کاهندهٔ نابرابری توزیع درآمد و تضعیف عوامل فزایندهٔ آن، به توزیع هر چه بهتر درآمد در جامعه دست پیدا کرد.

پیشینهٔ تحقیق

در ادبیات موجود، مطالعات زیادی در این زمینه متمرکز شده‌اند که در این بخش به تعدادی از این موارد اشاره می‌شود. مطالعهٔ 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 اولیهٔ 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 متحدهٔ آمریکا برای دورهٔ ۱۹۸۰ـ۱۹۴۰ به بررسی رشد اقتصادی و نابرابری توزیع درآمد در این ایالت‌ها پرداخت. نتایج این تحقیق هیچ گونه رابطهٔ 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 مطالعهٔ 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 دوطرفهٔ مثبت وجود دارد و توزیع عادلانه‌تر درآمد پس اندازهای 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 گزینهٔ رقیب بنگرند که در یک زمان تنها قادر به انتخاب یکی از آن‌ها هستند. جردن شان (Shan Jordan, 2002)، در مطالعه‌ای رابطهٔ 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 مقالـه‌ای بـه بررسـی نـابرابری درآمد و توزیع مجدد مخارج دولتی پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسـیدند کـه رابطـهٔ بـین توزیع مجدد مخارج دولت و نابرابری درآمد یک رابطهٔ غیر خطی است.

در داخل کشور نیز مطالعاتی در ارتباط با تـأثیر متغیرهـای اقتـصادی کـلان بـر توزیـع 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 نـرخ 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 کوتـاه مدت نابرابری توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی کاهش مـی‌دهـد، درحـالی‌کـه در بلندمدت به افزایش نابرابری در مناطق شهری منجر می‌شود. یـک شـوک تولیـدی نیـز بـه افزایش نابرابری در مناطق شهری و کاهش نابرابری در منـاطق روسـتایی منجـر مـی‌شـود (نوفرستی و محمدی، ۱۳۸۸). دادگر، نظری و مهربانی در مطالعه‌ای با اسـتفاده از داده‌هـای سری زمانی ۸۴ـ۱۳۵۳ به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست انبساطی مـالی دولـت در میان مدت و بلندمدت باعث افزایش نابرابری اقتصادی می‌شود، درحالی‌که افـزایش قیمـت بنزین (با فراهم شدن شرایط لازم)، در میان مدت و بلندمدت عامل کاهش دهندهٔ نـابرابری 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 بـا اسـتفاده از اطلاعات مقطعی توزیع درآمد، ضریب جینـی و سـهم بیـستک‌هـای درآمـدی بـه تفکیـک استان‌های کشور با روش پارامتریک برآورد شده است. سپس براساس تازه‌تـرین اطلاعـات موجود مقطعی میان استانی شدت و جهت عوامل مؤثر بر توزیع درآمد بـرآورد شـده اسـت. براساس نتایج حاصل فرضیه کوزنتس تأیید نمی‌شود. به علاوه نسبت درآمدها ی مالیاتی بـه محصول ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی بر نابرابری اثر افزایشی داشته اسـت. بـه

منظور تجزیهٔ شاخص نابرابری اقتصادی و تحلیل اثر متغیرها بر نابرابری، از الگـوی عوامـل مؤثر بر بیستک‌ها به صورت دستگاهی از معـادلات هـم‌زمـان بـه ظـاهر نـامرتبط (SURE) استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که، کاهشِ نابرابری ناشـی از افـزایش درآمد سرانه، در اثر کاهشِ سهم بیستک پنجم به نفع افزایش سهم دیگر بیستک‌ها بـه ویـژه بیستک اول بوده است. در مقابل، افزایشِ نابرابری ناشی از افزایش نسبت درآمدها ی مالیاتی به محصول ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی به علت کاهشِ سهم چهار بیستک اول (هشتاد درصد اول) به نفع افزایش سهم بیـستک پـنجم (بیـست درصـد آخـر) بـوده اسـت (ابونوری و خوشکار، ۱۳۸۶).

روش تحقیق

در این مطالعه داده‌های آماری لازم از روش کتابخانه‌ای گرد آوری شـده‌انـد. همچنـین برای بررسی سؤالات تحقیق و آزمون فرضیه‌ها از روش‌های اقتصاد سـنجی اسـتفاده شـده است. به این منظور، پس از تعیین مدل مناسب (با استفاده از آمارهای موجود) با روش‌ها و تکنیک‌های اقتصاد سنجی و نرم افزارهای مربوطـه[1]، ضـریب بـه صـورت کـشش بـرآورد می‌شود و با استفاده از این ضریب و میزان شدت و ضعف اثـر آن‌هـا بـر نـابرابری توزیـع درآمد در تابع مورد نظر، نتایج تجزیه و تحلیل شده و براساس آن‌هـا راهبردهـای مناسـب پیشنهاد خواهند شد.

به منظور بررسی روابط بلند مدت و کوتـاه مـدت بـین متغیـر وابـسته و سـایر متغیرهـای توضیحی الگو، بعد از کسب اطمینان از یک بردار هم انباشتگی، از روش ARDL (روش خـود توضیحی با وقفه‌های توزیعی) استفاده شده است. تخمین‌های روشARDL به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درون زایی، نااریب 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[1] (AIC) و شوارتز بیزین[2] (SBC)، حنان ـ کوئین[3] (HQC) و یا ضریب تعیین[4] مشخص می‌کند.

فرم کلی این مدل به صورت زیر تصریح شده است:

$$\phi(L,P)y_t = \sum_{i=1}^{k} = (L,q_i)X_{it} + s_1 w_t + u_t$$

که در آن داریم:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \ldots - \phi_p L^p$$

$$(L,q_i) = 1 - B_{i1}L - B_{i2}L^2 - \ldots B_i q l^{qi}$$

برای $i = 1,2,\ldots,k$ است L عملگر وقفه، W_t برداری از متغیرهای قطعی[5] (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است. با فرض این‌که تخمین ضریب این مدل امکان‌پذیر 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:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1,q_i)}{1 - \hat{\phi}_1(1,p)} = \frac{\hat{b}_{io} + \hat{b}_i + \ldots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\phi}_1 \ldots - \hat{\phi}_p} \qquad i = 1,2,\ldots k$$

حال برای بررسی این‌که رابطهٔ بلند مدت[6] 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 Baysian
3- Hannan - Quoin
4- Cofficient Of Determnation (R^2)
5- Deterministic Variable
6- Long-Run Relationship

فرضیهٔ صفر بیان‌گر عدم وجود رابطهٔ بلندمدت است، چون شرط آن که رابطـهٔ پویـای کوتاه مدت[1]، به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع ضـریب کـم‌تـر از یک باشد. محاسبهٔ کمیت t برای انجام آزمون مورد نظر به این صورت است که بایـد عـدد یک از مجموع ضریب با وقفهٔ متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضریب مذکور تقسیم شود.

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

در این رابطه s انحراف معیار ضریب با وقفهٔ متغیر وابسته را نشان می‌دهد اگر قدر مطلـق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[2] بـزرگ‌تـر باشد فرضیه صفرد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته مـی‌شـود. بـا تأییـد وجـود رابطـهٔ بلندمدت بین متغیرها، می‌توان از الگوی تصحیح ـ خطا[3] استفاده نمود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

فرضیات تحقیق

ـ بین متغیر نرخ رشد محصول ناخالص ملی حقیقی و نابرابری توزیع درآمـد رابطـه منفـی وجود دارد.

ـ بین متغیر سهم ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی و نـابرابری توزیـع درآمد رابطهٔ منفی وجود دارد.

ـ بین متغیر سهم بودجهٔ وزارت آموزش و پرورش از کل هزینـه‌هـای بودجـه‌ای دولـت و نابرابری توزیع درآمد رابطهٔ منفی وجود دارد.

ـ بین متغیر نرخ رشد جمعیت و نابرابری توزیع درآمد رابطهٔ مثبت وجود دارد.

1- Short-Run Dynamics relationship
2- Banerjee, Dolado and Mestre (1992)
3- Error correction model

نتایج تجربی تحقیق

شناسایی و تصریح مدل

در این بخش تابع مورد نظر برای بررسی عوامل کلان مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران ۸۶ـ۱۳۵۰ معرفی و برآورد می‌شوند.

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

$$S = \alpha_{.} + \alpha_{1}PHGNP + \alpha_{2}RIGNP + \alpha_{3}RSTS + \alpha_{4}BEDU + \alpha_{5}RIP + \alpha_{6}AVGNP + D$$

که به منظور اندازه‌گیری بهتر کشش‌ها به صورت لگاریتمی[1] زیر تخمین زده می‌شوند:

$$LNS = \alpha_{.} + \alpha_{1}LNPHGNP + \alpha_{2}LNRIGNP + \alpha_{3}LNRSTS + \alpha_{4}LNBEDU + \alpha_{5}LNRIP + \alpha_{6}LNAVGNP + D$$

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 سرانهٔ حقیقی، LNRIGNP لگاریتم نرخ رشد محصول ناخالص ملی حقیقی، LNRSTS لگاریتم نسبت محصلین مدارس به کل افراد لازم التعلیم، LNBEDU لگاریتم سهم بودجهٔ وزارت آموزش و پرورش از کل هزینه‌های بودجه‌ای دولت، LNRIP لگاریتم نرخ رشد جمعیت، LNAVGNP لگاریتم سهم ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی و D متغیر مجازی می‌باشد. ضرایب $\alpha_i (i = ۱,۲,۳,...)$ 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 درمورد 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 دهندهٔ لگاریتم طبیعی متغیرهاست.

بررسی ایستایی متغیرها

استفاده از روش‌های اقتصاد سنجی در کارهای تجربی بر این مبنا می‌باشد که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده ایستا هستند یک متغیر سری زمانی وقتی ایستا است که میانگین 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 ناایستایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸). در این تحقیق از آزمون ریشهٔ واحد برای بررسی ایستایی متغیرها استفاده شده است.

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

تخمین معادلهٔ کوتاه مدت

براساس مطالعهٔ 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 وقفهٔ یکسانی انتخاب می‌شود درحالی‌که در روش ARDL، برای تک تک متغیرها با استفاده از معیارهایی مانند شوارتز ـ 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. آمارهٔ F برای تشخیص فرم تبعی صحیح یا نادرست مدل برابر ۱/۰۲۱۹ و حداقل سطح معناداری این آماره ۰/۳۳۱ به دست آمده است، با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسهٔ آن با حداقل سطح معناداری، فرضیهٔ صفر مبنی بر فرم تبعی صحیح پذیرفته شده و

فرضیهٔ مقابل (فرم تبعی ناصحیح) رد می‌شود. به عبارتی با توجه به این‌که prob مربوط به Functional From بیش‌تر از ۵٪ می‌باشد فرضیهٔ 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. آمارهٔ D-W نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا می‌باشد و آمارهٔ F نیز معنادار بودن کل مدل را تأیید می‌کند (پیوست ۱). در روش ARDL وجود رابطهٔ بلندمدت هم جمعی وقتی قابل تأیید است که قدر مطلق کمیت آمارهٔ t، از قدر مطلق مقدار بحران آن بیش‌تر باشد (برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفهٔ متغیر وابسته، از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود). با مقایسهٔ آمارهٔ 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، فرضیهٔ وجود رابطهٔ بلند مدت (هم جمعی) بین متغیرهای مدل تأیید می‌شوند. بنابراین، مدل بلند مدت تخمین زده می‌شوند.

تخمین معادلهٔ بلند مدت

پس از تخمین مدل پویا (کوتاه مدت) و اثبات وجود رابطهٔ 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	آمارهٔ t	سطح احتمال
Lnphgnp	۱/۰۷۳۲	۰/۱۹۴۴	۵/۵۲۰۳	۰/۰۰۰
Lnrignp	۰/۲۶۸۶	۰/۰۷۶۸	۳/۴۹۷۱	۰/۰۰۴
Lnrsts	۰/۳۶۱۱	۰/۲۹۶۸	۱/۲۱۶۶	۰/۲۴۴

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ 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 آن‌جاکه مدل مذکور شکل لگاریتمی دارد، ضرایب متغیرهای مستقل که به صورت لگاریتمی هستند حساسیت و کشش متغیر وابسته به آن را بیان می‌کنند.

طبق نتایج تخمین زده شده، متغیر lnphgnpp معنادار و دارای ضریب مثبت می‌باشد یعنی که در ایران با افزایش محصول ناخالص ملی سرانهٔ حقیقی، نابرابری توزیع درآمد کاهش پیدا می‌کند. به عبارت دیگر، در صورت ثابت بودن سایر متغیرها، به ازای یک درصد افزایش محصول ناخالص ملی سرانهٔ حقیقی، نسبت سهم گروه ۴۰٪ پایین درآمدی به سهم گروه ۲۰٪ بالای درآمدی از کل درآمد، ۱/۰۷ درصد افزایش خواهد یافت.

متغیر Lnrignp نیز معنادار و دارای ضریب مثبت می‌باشد 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 Lnrignp 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 Lnrsts و Lnbedu که به ترتیب بیان‌گر نسبت محصلین مدارس به کل افراد لازم التعلیم و سهم وزارت آموزش و پرورش در کل هزینه‌های بودجه‌ای 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 ۴۰٪ پایین درآمدی به سهم گروه 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 ۴۰٪ پایین درآمدی به سهم گروه 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 رابطهٔ بلند مدت تنظیم و برآورد می‌کند. از آن‌جاکه در رگرسیون‌های بالا وجود رابطهٔ بلند مدت اثبات شد، در ادامهٔ تحقیق به بررسی مدل تصحیح خطای رگرسیون‌ها پرداخته می‌شود.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ضریب تعیین نشان دهندهٔ قدرت توضیح دهندگی نسبتاً بالای الگوها است. آن چه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است ضریب جملهٔ تصحیح خطا (ECM-۱) است، که نشان دهندهٔ سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل است. همان‌طورکه 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 دورهٔ بعدی حرکت کنیم، ۴۱ درصد از میزان انحراف در تابع از مسیر بلند مدت خود توسط متغیرهای الگو در دورهٔ 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 دورهٔ زمانی ۸۶ـ۱۳۵۰ 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 رابطهٔ 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 سرانهٔ حقیقی، نابرابری توزیع درآمد کاهش پیدا می‌کند، که تأییدی بر فرضیهٔ اول این تحقیق می‌باشد. این نتیجه با فرضیهٔ 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 فرضیهٔ دوم نیز نتایج نشان دادند که با افزایش سهم ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی در تولید ناخالص ملی، نابرابری توزیع درآمد کاهش می‌یابد، بنابراین فرضیهٔ دوم نیز تأیید می‌شود. این نتیجه می‌تواند اثر سیاست‌گذاری مهمی در جهت بهبود نابرابری داشته باشد. کشاورزی به خصوص در مراحل اولیه، کشاورزی سنتی زمینهٔ 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 بودجهٔ وزارت آموزش و پرورش از کل هزینه‌های بودجه‌ای دولت، معنادار نبود و فرضیهٔ 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 تأثیر گذار بر توزیع برابرتر درآمد تلقی می‌شود اما در این تحقیق این فرضیه تأیید نشده است. شاید رد این فرضیه نشان از ناکارآیی 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 فرضیهٔ 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 کارآیی لازم برای ایجاد زمینه‌های توزیع مناسب درآمد باشند، افزایش جمعیت می‌تواند باعث تشدید نابرابری گردد. تأیید این فرضیه می‌تواند به دلایل فوق باشد.

پدیدهٔ انقلاب و آغاز جنگ تحمیلی در ایران به دلیل تغییر ساختارها و معیارهای تصمیم گیری، 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، به‌طوری‌که نوسانات و عدم تعادل‌های کوتاه مدت به سرعت تعدیل می‌شود.

همان گونه که ذکر شد، نتایج این تحقیق نشان داد که گسترش سرمایه گذاری در بخش کشاورزی می‌تواند باعث توزیع متعادل‌تر درآمد گردد. با وجود گرایشات شدید سیاست‌گذاران ابتدای انقلاب مبنی بر محرومیت زدایی از طریق توجه به روستاها و بخش کشاورزی، شواهد آماری موجود حاکی است که این بخش در مقایسه با بخش‌های عمدتاً سرمایه بر دیگر به طور واقعی مورد توجه نبوده است. نتیجهٔ 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست شمارهٔ ۱. تخمین رابطهٔ 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]
LNPHGNPP	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]
LNBEDU	-.71713	.19899	-3.6039[.003]
LNBEDU(-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 شمارهٔ ۲. تخمین رابطهٔ 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]
LNPHGNPP	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 شمارهٔ 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]
dLNPHGNPP	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

منابع و مآخذ References

- ابونوری اسمعیل، خوشکار آرش. (۱۳۸۶)، اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی، **مجلهٔ تحقیقات اقتصادی**، شماره ۷۷، بهمن و اسفند ۱۳۸۶.
- بانک مرکزی ـ 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، **فصلنامهٔ علمی پژوهشی رفاه اجتماعی**، سال هفتم، شماره ۲۸.
- محمودی، وحید. (۱۳۸۳)، بررسی تحولات توزیع درآمد در برنامه اول توسعه، **فصلنامهٔ پژوهش‌های بازرگانی**، شماره ۳۳.
- نوفرستی محمد، محمدی فردین. (۱۳۸۸)، بررسی اثرات شوک‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران، **فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران**، سال سیزدهم، شماره ۳۸.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸)، **ریشهٔ واحد و هم جمعی 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.