فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال شانزدهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۹۵ ـ صفحات ۱۷۱-۱۵۵

رابطه رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی بین استان های ایران

گلنار خالصی[۱]
خسرو پیرایی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۷/۲۹ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۳/۲/۳۱

چکیده

یکی از مشکلات اساسی در برنامه ریزی های منطقه ای با هدف توسعه اقتصادی، تعیین روش هایی است که دولت به کمک آنها بتواند منابع جامعه را به گونه ای اختصاص دهد تا رشد اقتصادی و کاهش در نابرابری های درآمدی بین استانی به صورت همزمان میسر گردد. بررسی امکان تحقق این موضوع، هدف اصلی این تحقیق می باشد. در این مطالعه، از داده های سری زمانی فصلی مربوط به سال های ۸۹-۱۳۷۹ و یک الگوی خود همبسته برداری استفاده شده و نابرابری درآمدی بین استانی یک بار با استفاده از ضریب جینی و بار دیگر با استفاده از شاخص تایل به دست آمده است. نتایج حاکی از آن است که نابرابری درآمدی بین استانی، رشد اقتصادی را در کوتاه مدت کاهش می دهد که تنها بخشی از این کاهش در بلند مدت از بین خواهد رفت. رشد اقتصادی در کوتاه مدت، نابرابری درآمدی بین استانی را افزایش و در بلند مدت آن را کاهش می دهد. به کارگیری شاخص تایل در اندازه گیری نابرابری درآمدی بین استانی، نتایج حاصل از برآورد الگو را با استفاده از ضریب جینی تأیید می کند.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی بین استان ها، ضریب جینی؛ شاخص تایل
طبقه بندی JEL: R12, R11, O40, O15

۱. دانشجوی کارشناسی ارشداقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز gkhalesi07@gmail.com
۲. دانشیار اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز kh.piraee@gmail.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

مقدمه

رشد اقتصادی که از مهمترین اهداف کشورها به شمار می رود و به وسیله آن می توان چگونگی عملکرد دولت ها را بررسی کرد، اولین بار توسط آدام اسمیت مطرح شد. دیوید ریکاردو موضوع توزیع درآمد را مطرح کرده است. همواره بررسی چگونگی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی از دغدغه های برنامه ریزان اقتصادی و سیاسی بوده است (خطاپوش، ۱۳۸۴، ص ۱۴) و در انتخاب سیاستگذاری مناسب[1] برای تمام کشورها، مخصوصاً کشورهای در حال توسعه مانند ایران، که با شکاف درآمدی رو به رو هستند، بسیار مهم می باشد(همان، ص ۱۴). چون در حساب های ملی کشورها، آمار رشد اقتصادی موثق تر از نابرابری درآمدی آورده شده و عموماً عملکرد دولت ها به وسیله رشد اقتصادی سنجیده می شود؛ اگر بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی یک رابطه مبادله برقرار باشد، به نظر می رسد معمولاً دولت ها سیاست های خود را با اولویت رشد اقتصادی تعیین کنند. در این صورت نابرابری درآمدی، قربانی رشد اقتصادی می شود. در ایران نیز تحقیقاتی در زمینه چگونگی رابطه میان این دو متغیر صورت گرفته است. بیشتر مطالعات به بررسی نابرابری درآمدی با استفاده از داده های مقطعی پرداخته اند. معیار اندازه گیری نابرابری درآمدی[2] در این مطالعات یا همانند خوشکار (۱۳۸۶)، نابرابری درآمدی درون استانی و یا همانند حیدری (۱۳۸۷)، نابرابری شهری- روستایی است. با مراجعه به سالنامه های آماری می توان شکاف درآمدی قابل توجهی بین استان های مختلف ایران مشاهده کرد. وجود نابرابری درآمدی بین مناطق سبب معضلاتی مانند افزایش نرخ مهاجرت افراد متخصص یا صاحبان ثروت از مناطق محروم به مناطق برخوردار می گردد. این موضوع نه تنها سبب ازدحام جمعیت، بروز مشکلات فرهنگی و در مواردی بی نظمی در این مناطق می گردد، بلکه سبب افزایش شکاف درآمدی بین مناطق خواهد شد. به دلیل گستردگی جغرافیایی کشور و در راستای برنامه ریزی های منطقه ای، در این تحقیق، نابرابری در توزیع درآمد بین استان های ایران مد نظر و اثر متقابل نابرابری بر رشد و رشد بر نابرابری، مورد تحلیل قرار می گیرد.

این مقاله شامل ۶ بخش می باشد که در بخش اول، مبانی نظری، بخش دوم، سابقه تحقیق، در بخش سوم ساختار مدل، در بخش چهارم، داده ها و متغیرها، در بخش پنجم، نتایج تجربی و نهایتا در بخش ششم، نتیجه گیری و پیشنهادات ارائه خواهد شد.

---

۱. از نظر افزایش رشد اقتصادی یا توزیع متوازن درآمد.

۲. در محاسبه نابرابری درآمدی، دو بعد نابرابری شهری- روستایی و نابرابری منطقه ای یا استانی را می توان در نظر گرفت.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

۱. مروری بر مبانی نظری

عمده تئوری ها در زمینه رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی، به رابطه نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی می پردازند. در این رابطه، نظریات متفاوتی وجود دارد. برخی معتقدند نابرابری درآمدی سبب محدودیت دسترسی طبقات فقیر به اعتبارات می شود. این موضوع، مانعی بر سر راه سرمایه گذاری فیزیکی و انسانی و نهایتاً مانعی بر سر راه رشد اقتصادی خواهد شد.[۱] برخی دیگر، همین اعتقاد را از جنبه رأی دهنده میانه[۲] بررسی کرده اند.[۳] رأی دهنده میانه در سیستم رأی گیری اکثریتی[۴]، به حمایت از سیاست هایی می پردازد که منجر به باز توزیع درآمد از ثروتمندان به فقرا می شود. سیاست های باز توزیع مانند پرداخت های انتقالی و یا مالیات، به صورت معکوس بر تصمیم گیری های اقتصادی اثر می گذارند و سرمایه گذاری و رشد را کاهش می دهند[۵].

اما بارو (Barro, 2000) اعتقاد دارد حتی اگر انتقالی در تعادل به وجود نیاید، نابرابری درآمدی می تواند بر رشد اقتصادی، اثر منفی گذارد. زیرا ثروتمندان از طریق اعمال نفوذ[۶] و خرید رأی قانونگذاران، می توانند مانع سیاست های بازتوزیع شوند. وقتی نابرابری درآمدی بیشتر باشد، چنین فعالیت هایی نیز بیشتر می شود. از آنجا که این فعالیت ها می تواند مضر و مغایر با فرایند رشد اقتصادی باشند، بنابراین نابرابری درآمدی می تواند از طریق فرایند سیاسی بدون اینکه بازتوزیعی در تعادل صورت گیرد، رشد اقتصادی را کاهش دهد. نابرابری درآمدی، جرائم و فعالیت های غیر قانونی را افزایش می دهد و سبب گسترش نا اطمینانی می گردد.[۷] بنابراین تهدیدی برای سرمایه گذاری و در نتیجه، رشد اقتصادی محسوب می شود. نابرابری درآمدی، نرخ باروری میان فقرا را افزایش می دهد و از این طریق، سبب کاهش در رشد اقتصادی می گردد.[۸] تئوری های دیگر در این زمینه، نظریات متفاوت دیگری را در رابطه با تأثیر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی بیان می دارند.

کالدور (Kaldor, 1956) معتقد است از آنجا که طبقات ثروتمند جامعه، میل نهایی به پس انداز بالاتری دارند، با افزایش نابرابری درآمدی در جامعه، نرخ پس انداز افزایش می یابد. این موضوع سبب

---

۱. در این خصوص، ر. ک: Aghion & Bolton (1992)، Galor & Zeira (1993) ، Galor (2000) و Fishman & Simhon (2002).

۲. رأی دهنده میانه

۳. در این خصوص، ر. ک: Alesina & Rodrik (1994)، Person & Tabellini (1994) و Bertola (1993).

4. Majority Voting

5. Thorbecke et al. (2002).

6. Lobbying

۷. در این خصوص، ر. ک: Alesina & Perotti (1995) و Benhabib & Rustichini (1996)

۸. در این خصوص، ر. ک: De la Croix & Doepke (2004) و Perotti (1996).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

افزایش تجمع سرمایه، افزایش در سرمایه گذاری و رشد اقتصادی می شود. متناظر با آن سیاست های بازتوزیع، سرمایه گذاری و رشد اقتصادی را کاهش می دهد.

گیلور و زیدان (Galor & Tsiddon, 1997) اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی را با توجه به دو تئوری عوامل بیرونی محلی محیط خانوادگی[1] و عوامل بیرونی جهانی تکنولوژی[2]، مثبت ارزیابی کردند. تئوری عوامل بیرونی محلی محیط خانوادگی که توسط بکر و تومز (Becker & Tomes, 1986) بیان شد، می گوید سطح سرمایه انسانی افراد، تابعی فزاینده ازسطح سرمایه انسانی والدین[3] آنهاست. شولتز (Schultz, 1975) در تئوری عوامل بیرونی جهانی تکنولوژی، اعتقاد دارد توانایی افراد در تطبیق با تغییرات محیط اقتصادی[4]، با سطح سرمایه انسانی به صورت مثبت رابطه دارد. از نظر گیلور و زیدان توزیع سرمایه انسانی در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، عوامل بیرونی محلی محیط خانوادگی عامل غالب است و در نتیجه، توزیع درآمد در جامعه قطبی خواهد شد و نابرابری درآمدی افزایش خواهد یافت.

در مرحله بلوغ اقتصادی، عوامل بیرونی جهانی تکنولوژی عامل غالب گردیده و توزیع درآمد بهبود خواهد یافت. زیرا تحرک و تمرکز کارگران لایق در بخش های پیشرفته تکنولوژی افزایش یافته و باعث رشد اقتصادی خواهد شد.

بورگویگنون و وردیر (Bourguignon & Verdier, 2000) به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر رشد از طریق عامل دموکراسی پرداختند. آنها معتقدند نابرابری درآمدی می تواند سبب آشوب و انقلاب در جامعه شود؛ نخبگان سیاسی برای کاهش این ریسک، سیاست هایی در جهت گسترش طبقه متوسط و تحصیل کرده اجرا می کنند. افزایش این طبقه سبب افزایش سرعت تجمع در سرمایه انسانی و نهایتا رشد اقتصادی می شود.

۲. سابقه تحقیق

خوشکار (۱۳۸۶) در مقاله ای تحت عنوان «اثر شاخص های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی» اثر درآمد سرانه، تورم، نسبت کل درآمد مالیاتی به محصول ناخالص استانی و هزینه های دولتی را بر ضریب جینی و سهم بیستک های درآمدی به صورت جداگانه بررسی کرده است. نتایج نشان می دهد که مهمترین عامل در کاهش سطح نابرابری درآمدی، محصول ناخالص

1. Local Home Environment Externality
2. Global Technological Externality

۳. میزان تحصیلات والدین

۴. منظور از محیط، تغییراتی است که به وسیله تکنولوژی مشخص شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

سرانه استانی و مهمترین عامل در افزایش سطح نابرابری درآمدی، هزینه های دولتی است.

دادگر و نظری (۱۳۸۶) در مقاله ای با عنوان «طراحی الگویی جهت تجزیه و تحلیل اندازه دولت به صورت استانی در اقتصاد ایران»، با توجه به ساختار استانی ایران، به طراحی یک مدل ترکیبی برای بررسی تجزیه و تحلیل اندازه دولت در سطح استانی در ایران پرداخته است.

باسخا و شقاقی شهری (۱۳۸۷) در مقاله ای تحت عنوان «رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه»، به این نتیجه رسیدند که افزایش رشد تولید ناخالص داخلی باعث کاهش فقر و نابرابری درآمدی شده است.

دادگر و نظری (۱۳۹۰) در مقاله ای با عنوان «تحلیل رفاهی سیاست های یارانه ها در اقتصاد ایران»، به بررسی میزان موفقیت هدفمندی یارانه ها پرداختند. این برنامه با فرض وجود آمادگی زیر ساخت های اقتصادی در بلندمدت می تواند باعث کاهش نابرابری درآمدی شود، اما نتایج نشان از افزایش نابرابری درآمدی دارد.

دادگر و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله ای با عنوان «دولت و مالیات بهینه در اقتصاد بخش عمومی و کارکرد دولت و مالیات در ایران»، به کمک دو شاخص نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی و نسبت مالیات ها به تولید ناخالص داخلی به بررسی بهینه بودن اندازه دولت در ایران پرداختند. نتایج، غیر بهینه بودن اندازه دولت در ایران را نشان داد.

یائو، ژانگ و فنگ (Yao et al., 2005) در مقاله ای تحت عنوان «نابرابری شهری- روستایی و منطقه ای در تولید، درآمد و مصرف در شرایط اصلاحات اقتصادی چین» برای بررسی نابرابری درآمدی بین استان ها و نابرابری بین مناطق شهری و روستایی، هم از روش پارامتریک[1] و هم، از روش ناپارامتریک[2] استفاده کردند. نتایج نشان می دهد که نابرابری درآمدی بین نواحی مختلف چین افزایشی است. همچنین نابرابری درآمدی بین مناطق شهری- روستایی، سهم عمده ای از نابرابری درآمدی درون استانی را تشکیل داده است و نابرابری درآمدی در بخش های روستایی هر استان، بیش از نابرابری درآمدی در شهر ها است.

ون، لو و چن (Wan et al., 2006) در مقاله ای با عنوان «رابطه نابرابری و رشد در کوتاه مدت و بلندمدت: مطالعه موردی چین»، به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمدی بر سرمایه گذاری در کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت، اثر منفی و بر سرمایه انسانی، اثر مثبت دارد. اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت منفی است.

چن (Chen, 2010) در مقاله ای تحت عنوان «کاهش نابرابری منطقه ای چین: آیا به بهای کاهش

---

۱. روش پارامتریک، همگرایی یا واگرایی درآمد سرانه بین استان ها را در طول زمان بررسی می کند.

۲. روش ناپارامتریک، به محاسبه و تجزیه ضریب جینی زیر گروه های جمعیتی و منابع درآمدی می پردازد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

رشد است؟»، نتیجه گیری کرد که کاهش در نابرابری درآمدی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را در کوتاه مدت کاهش داده اما بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در بلند مدت، هیچ اثری نداشته است. همچنین افزایش رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت، نابرابری درآمدی را کاهش خواهد داد.

گراوییر- ریمازوسکا، تیروویکس و کوچانوویچز (Gravier-Rymaszewska et al., 2010) در مقاله ای تحت عنوان «نابرابری های درون استانی و رشد اقتصادی در چین»، مشکل نابرابری درآمدی این کشور را با توجه به چگونگی رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی از نظر نوع این رابطه، یعنی مثبت یا منفی یا غیر خطی بودن، بررسی کردند. نتایج نشان داد که اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی مثبت و غیر خطی است اما این نتایج را نمی توان به تمام استان های چین تعمیم داد.

پد، اسپارکس و مک کینلی (Pede et al., 2012) در مقاله ای تحت عنوان «نابرابری درآمدی منطقه ای و رشد اقتصادی: یک تحلیل اقتصاد سنجی فضایی از استان های فیلیپین»، به این نتیجه رسیدند نابرابری درآمدی بر رشد درآمد سرانه تأثیر مثبت و معنی داری دارد؛ گرچه بزرگی این اثر در مناطق مختلف یکسان نیست. استان های فقیر، رشد اقتصادی کندتری نسبت به استان های ثروتمند دارند. سرمایه انسانی سبب افزایش رشد درآمد سرانه می گردد. همچنین مناطق شهری سریع تر از مناطق روستایی رشد می کنند.

۳. ساختار مدل

رابطه پویای میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی با استفاده از الگو خود همبسته برداری (VAR)[1] زیر به دست می آید:

$$\begin{aligned} Y_t &= \theta + \rho_{11}Y_{t-1} + \cdots + \rho_{1k}Y_{t-k} + \mu_{11}INE_{t-1} + \cdots + \mu_{1k}INE_{t-k} + \varepsilon_{1t} \\ INE_t &= \theta' + \rho_{21}Y_{t-1} + \cdots + \rho_{2k}Y_{t-k} + \mu_{21}INE_{t-1} + \cdots + \mu_{2k}INE_{t-k} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (۱)$$

در این معادلات، Y_t رشد اقتصادی کشور در دوره مورد نظر، INE_t نابرابری درآمدی بین استان های ایران در دوره مورد نظر، k تعداد وقفه ها، θ و θ' مقادیر ثابت، ρ و μ ضرائب و ε_t جمله خطا یا اخلال[2] را نشان می دهد. در الگو خود همبسته برداری، هر متغیر با استفاده از تأخیرات خود و تأخیرات متغیر دیگر توضیح داده می شود. این موضوع باعث ایجاد بازخورد گسترده (Enders, 1995) و واکنش های پویا بین دو متغیر می شود.

فرایند تجزیه و تحلیل اطلاعات بدین صورت است که ابتدا ساکن پذیری[3] متغیرها، بررسی

1. Vector Autoregressive
2. Error Term
3. Stationery

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

می شود. سپس لازم است تا وجود همجمعی[1] بررسی گردد و در صورت وجود همجمعی الگو تصحیح خطای برداری (VECM)[2]، برای بررسی روابط بلندمدت و کوتاه مدت استفاده شود. همجمعی با کمک آزمون همجمعی یوهانسن[3] بررسی خواهد شد. از آنجا که با استناد به ضرائب به دست آمده از الگوی خود همبسته برداری، نمی توان تحلیلی از ضرائب داشته باشیم، تابع واکنش تحریک (IRF)[4] تخمین زده خواهد شد تا واکنش متغیر وابسته به شوک های وارده به جملات خطا تعیین شود. در واقع، تابع واکنش تحریک، رفتار و عکس العمل تمام متغیرهای موجود در سیستم در اثر شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر یکی از متغیرها را نشان می دهد.

در این تحقیق، نابرابری درآمدی بین استان های ایران، یک بار با استفاده از ضریب جینی و سپس با استفاده از شاخص تایل[5] به دست خواهد آمد که آزمون استحکام[6] نامیده شده است. این امر از آنجا اهمیت دارد تا اطمینان حاصل شود که نوع شاخص انتخابی[7] در محاسبه نابرابری درآمدی بین استانی تأثیری بر چگونگی رابطه میان این دو متغیر خواهد داشت؟

۴. داده ها و متغیرها

داده های تولید ناخالص داخلی از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شده و رشد اقتصادی ایران با استفاده از شاخص لگاریتم داده های فصلی،[8] تولید ناخالص داخلی کل کشور به دست آمده است. تمامی داده ها به سال پایه ۱۳۸۳ تبدیل شدند. به دلیل نقص داده های تولید ناخالص استانی، بعد از تقسیمات کشوری، تعداد استان های مورد استفاده در این پژوهش ۲۸ استان در نظر گرفته شده است.[9] در محاسبه ضریب جینی و شاخص تایل، داده های استانی بدون نفت تولید ناخالص داخلی

1. Cointegration
2. Vector Error Correction Model
3. Johansen Cointegration Test
4. Impulse Response Function
5. Theil Index
6. Robustness Test

۷. راه های بسیاری برای محاسبه نابرابری درآمدی وجود دارد، از جمله: شاخص دالتون، شاخص بنتزل، شاخص اتکینسون و ... که این شاخص ها به صورت مستقیم از تابع رفاه اجتماعی به دست می آیند. برای مطالعات بیشتر، به «درآمدی بر شناخت شاخص های نابرابری در آمد و فقر، تألیف ابوالفضل ابوالفتحی قمی، مراجعه شود.

۸. پس از تعدیل فصلی

۹. استان های مورد استفاده در محاسبه شاخص های نابرابری در این پژوهش، عبارتند از: آذربایجان شرقی و غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

حقیقی و جمعیت از سایت مرکز آمار ایران، برداشت شده اند که به صورت سالانه و برای دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ موجود می باشند. نابرابری درآمدی با توجه به ضریب جینی[1] با استفاده از فرمول زیر به دست خواهد آمد:

$$Gini = \sum_i \sum_j \sqrt{(x_i - x_j)^2} / 2n^2\bar{x} = \sum_i \sum_j |x_i - x_j| \quad (۲)$$

ضریب جینی بین مقدار صفر (عدم وجود نابرابری درآمدی) و یک (نابرابری کامل درآمدی) می تواند باشد. از آنجا که معیار ضریب جینی با محدودیت هایی رو به روست[2]، در انجام آزمون استحکام، شاخص تایل با استفاده از فرمول زیر به دست خواهد آمد:

$$\text{Theil} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{\bar{x}} \log \frac{x_i}{\bar{x}} \quad (۳)$$

در فرمول های شماره (۲) و (۳)، x_i و x_j به ترتیب، تولید ناخالص سرانه استان i ام و j ام می باشند. $\bar{x}$ میانگین حسابی تولید ناخالص سرانه استان های ایران می باشد. تعداد استان ها با n نشان داده شده است. شاخص تایل بین صفر (برابری کامل درآمدی) و $\log n$ (نابرابری کامل درآمدی) قرار دارد. در این پژوهش از نرم افزار Eviews 7 استفاده شده است.

۵. نتایج تجربی

از آنجا که عدم توجه به شکست ساختاری سبب رسیدن به نتایج اشتباه در آزمون های سنتی ساکن پذیری می شود، آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز[3] انجام شده است. نتایج در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز

نام متغیر	الگو	آماره محاسباتی	نقطه شکست	نتایج
رشد اقتصادی	تغییر در شیب و عرض از مبدأ تابع روند	-۵,۰۴۸۸۱۲	۱۳۸۵-۴	غیر ساکن
ضریب جینی	تغییر در شیب و عرض از مبدأ تابع روند	-۴,۷۱۹۴۰۵	۱۳۸۶-۱	غیر ساکن
شاخص تایل	تغییر در شیب و عرض از مبدأ تابع روند	-۳,۹۳۰۸۱۹	۱۳۸۶-۲	غیر ساکن
مقدار بحرانی در سطح معنی داری ۵ درصد: -۵,۰۸				

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به داده های این جدول، می توان گفت تمام متغیرها در سطح ۵ درصد و در تفاضل مرتبه

1. Gini Coefficient

۲. محدودیت های ضریب جینی: الف) از آنجا که این ضریب با توجه به منحنی لورنز به دست می آید، تا زمانی که منحنی لورنز دو یا چند توزیع درآمد یکدیگر را قطع نکنند، ضریب جینی معیار مناسبی برای رتبه بندی توزیع درآمدها است. ب) ضریب جینی به انتقالات درآمدی در همسایگی مرکز منحنی لورنز حساسیتی ندارد. ج) اصل حساسیت نسبی در آن صدق نمی کند.

3. Zivot-Andrews Unit Root Test

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

اول با عرض از مبدأ ساکن هستند. برای اطمینان از نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته انجام می شود. از آنجا که متغیرها در سطح با عرض از مبدأ و نیز با عرض از مبدأ و روند ساکن نشدند، این آزمون با تفاضل مرتبه اول متغیرها و با عرض از مبدأ انجام و نتایج در جدول(۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته متغیرها در تفاضل مرتبه اول با عرض از مبدأ

نام متغیر	نام اختصاری	آماره محاسباتی	نتایج
رشد اقتصادی	Y	-۰٫۸۰۲۲۳۰	غیر ساکن
ضریب جینی	GN	-۰٫۸۷۷۳۱۰	غیر ساکن
شاخص تایل	TL	۰٫۶۶۸۱۵۸	غیر ساکن
مقدار بحرانی در سطح معنی داری ۵ درصد: ۲٫۹۳۱۴۰۴-			

مأخذ: یافته های تحقیق

این آزمون نیز تأیید می کنند که تمام متغیرها غیر ساکن و همجمع از درجه یک یا I(1) هستند و با یک بار تفاضل گیری، ساکن خواهند شد. از آنجا که تمامی متغیرها همجمع از درجه یک می باشند، مدل خود همبسته برداری تخمین زده می شود و به بررسی همجمعی میان متغیرها پرداخته خواهد شد. همجمعی وجود رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرهای رگرسیون را نشان می دهد که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می کند. نتایج حاصل از برآورد بردارهای همجمعی در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد بردارهای همجمعی

نام متغیر	نام اختصاری	بردار همجمعی نرمال نشده	بردار همجمعی نرمال شده
رشد اقتصادی	Y	۱۳٫۸۷۱۶۳	۱
ضریب جینی	GN	۲۴۹٫۷۴۰۳	۱۸٫۰۰۳۶۷

مأخذ: یافته های تحقیق

بنابراین معادله برآورد شده، به صورت زیر است:

$$Y = -۱۸Gini + ۰.۰۲Trend \qquad (۴)$$

(۴٫۳۴) (۰٫۰۰)

با توجه به آماره t که در زیر هر ضریب آورده شده است، می توان از نظر معناداری به ضریب

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

جینی اعتماد کرد. نابرابری درآمدی بین استان های ایران با رشد اقتصادی، رابطه منفی دارد و افزایش یک واحدی در نابرابری درآمدی بین استان های ایران در بلندمدت رشد اقتصادی ایران را به میزان ۱۸ واحد کاهش خواهد داد. نتایج آزمون استحکام در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد بردارهای همجمعی در حالت آزمون استحکام

نام متغیر	نام اختصاری	بردار همجمعی نرمال نشده	بردار همجمعی نرمال شده
رشد اقتصادی	Y	-۲۶,۹۸۷۹۶	۱
شاخص تایل	TL	-۸۳۰,۸۱۲۵	۳۰,۷۸۴۵۶

مأخذ: یافته های تحقیق

بنابراین معادله برآورد شده، به صورت زیر است:

$$Y = -۳۰.۷۸Theil + ۰.۰۱Trend \qquad (۵)$$

(۶,۰۷) (۰,۰۰)

با توجه به آماره t، ضریب شاخص تایل قابل اعتماد است. این ضریب منفی است و نشان می دهد، اگر نابرابری بین استان های ایران یک واحد افزایش یابد، رشد اقتصادی ایران حدود ۳۰,۷۸ واحد کاهش خواهد یافت.

به منظور تبیین رفتار کوتاه مدت متغیرهای مورد نظر، از مدل تصحیح خطای برداری[1] استفاده می شود. این مدل برای آگاهی از ضریب تعدیل خطای کوتاه مدت یا جزء تصحیح خطا، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می شود. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای برداری پژوهش، در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل تصحیح خطای برداری

متغیر	ضریب	آماره t
ECM(-۱)	-۰,۱۵	-۳,۵۰
D(Y(-۱))	-۰,۳۵	-۲,۴۳
D(Y(-۲))	-۰,۶۴	-۵,۵۸
D(Y(-۳))	-۰,۲۰	-۱,۴۸
D(GN(-۱))	۰,۰۸	-۰,۰۴

1. Vector Error Correction Model

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

متغیر	ضریب	آماره t
D(GN(-۲))	۲,۴۳	۱,۱۵
D(GN(-۳))	۴,۵۶	۲,۱۴
c	۰,۰۲	۵,۳۱
$R^{۲} = ۰.۶۳$	$\bar{R}^{۲} = ۰.۵۵$	$F = ۸.۰۸$

مأخذ: یافته های تحقیق

ضریب تصحیح خطا، مقداری منفی و معنادار است. مقدار این ضریب، نشان دهنده آن است که در هر دوره ۰.۱۵ از عدم تعادل، تعدیل می شود؛ یعنی چیزی کمتر از هفت دوره طول می کشد که تا عدم تعادل ایجاد شده، تعدیل گردد. علت بالا بودن سرعت تعدیل، آن است که بین استان های ایران، موانع سرمایه گذاری، انتقال سرمایه و نیروی کار آنچنان چشمگیر نیست. نتایج آزمون استحکام در جدول (۶) ملاحظه می شود.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل تصحیح خطای برداری
در حالت آزمون استحکام

متغیر	ضریب	آماره **t**
ECM(-۱)	-۰,۳۶	-۴,۸۲
D(Y(-۱))	-۰,۲۹	-۲,۳۰
D(Y(-۲))	-۰,۶۵	-۶,۶۴
D(Y(-۳))	-۰,۱۹	-۱,۴۹
D(TL(-۱))	۲,۹۷	۰,۵۱
D(TL(-۲))	۱۲,۸۴	۲,۲۴
D(TL(-۳))	۱۸,۶۶	۲,۹۹
c	۰,۰۲	۵,۱۱
$R^{۲} = ۰.۷۱$	$\bar{R}^{۲} = ۰.۶۵$	$F = ۱۱.۳۶$

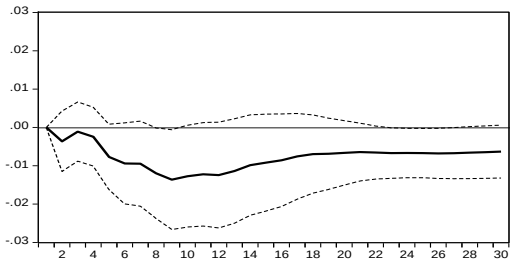
مأخذ: یافته های تحقیق

ضریب تصحیح خطای برداری در این حالت نیز منفی و معنادار است و بیان می دارد در هر دوره حدود ۰.۳۶ از عدم تعادل تعدیل می گردد. در واقع، حدود سه دوره طول می کشد تا عدم تعادل ایجاد شده، تعدیل گردد. در زیر، توابع عکس العمل ضربه ای مدل خود رگرسیون برداری به ترتیب، شامل متغیرهای رشد اقتصادی و ضریب جینی و سپس متغیرهای رشد اقتصادی و شاخص تایل در نمودار (۱) قابل مشاهده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

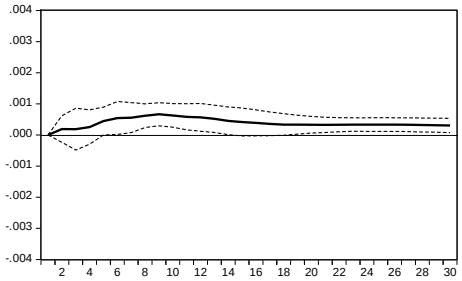
نمودار ۱. واکنش پویای رشد اقتصادی کشور نسبت به شوک ضریب جینی



مأخذ: یافته های تحقیق

این نمودار، اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی را در کوتاه مدت و بلندمدت نشان می دهد. افزایش نابرابری درآمدی بین استانی در کوتاه مدت، رشد اقتصادی کشور را کاهش می دهد که تنها بخشی از این کاهش در بلند مدت از بین می رود. علت آن است که با افزایش نابرابری درآمدی بین استانی انگیزه تولید استان هایی که امکانات کمتری دارند، کاهش یافته و این امر، رشد اقتصادی کشور را در کوتاه مدت کاهش می دهد. لکن از آنجایی که در بلند مدت، استان های محروم به جذب امکانات بیشتر برای کاهش شکاف موجود ترغیب می شوند، رشد اقتصادی کشور افزایش خواهد یافت اما با این حال، این افزایش به اندازه کاهش اولیه نخواهد بود.

نمودار۲. واکنش پویای ضریب جینی نسبت به شوک رشد اقتصادی



ماخذ: یافته های تحقیق

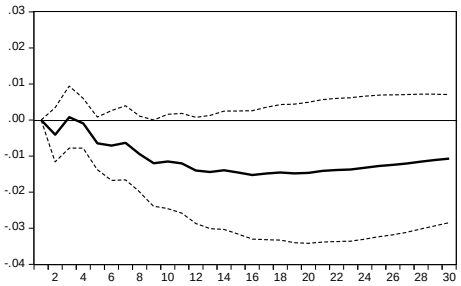
در نمودار (۲) با افزایش رشد اقتصادی کشور در کوتاه مدت، نابرابری درآمدی بین استانی افزایش و در بلند مدت، نابرابری درآمدی بین استانی کاهش می یابد. علت افزایش نابرابری اولیه در کوتاه مدت، آن است که استان های مختلف دارای امکانات و زیرساخت های اقتصادی مختلفی هستند. بنابراین منابع به سمت استان های دارای زیرساخت بهتر سرازیر شده و باعث ثروتمندتر شدن آنها و

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

افزایش شکاف در توزیع درآمدهای بین استانی می گردد. اما در بلندمدت، زیرساخت های استان ها بهبود یافته و قابلیت های سرمایه گذاری در هر استان نمایان می گردد. همچنین از آنجایی که پروژه های سرمایه گذاری در بلند مدت به ثمر می نشیند، این امر سبب می شود که هر استان به طریقی بتواند به جذب سرمایه گذاری و ایجاد درآمد بپردازد. بنابراین، در بلند مدت نابرابری درآمدی بین استانی کاهش خواهد یافت.

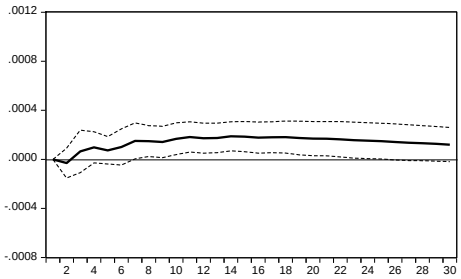
نمودار ۳. واکنش پویای رشد اقتصادی کشور نسبت به شوک شاخص تایل



مأخذ: یافته های تحقیق

نمودار (۳) اثر نابرابری درآمدی با استفاده از شاخص تایل را تقریباً مشابه اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی که توسط ضریب جینی اندازه گیری شد، ارزیابی کرده است.

نمودار ۴. واکنش پویای شاخص تایل نسبت به شوک رشد اقتصادی



مأخذ: یافته های تحقیق

در نمودار (۴) نیز مشخص می شود که به غیر از دو دوره اول، نتایج شاخص تایل، نتایج به دست

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

آمده از ضریب جینی را تصدیق می کند. بنابراین، می توان گفت نوع شاخص نابرابری درآمدی به کار رفته در تعیین رابطه بین رشد اقتصادی کشور و نابرابری درآمدی بین استانی، مؤثر نمی باشد.

۶. نتیجه گیری و پیشنهادات

این مقاله با استفاده از داده های فصلی سری زمانی برای دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ به بررسی اثرات متقابل رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی بین استانی پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی بین استانی در بلند مدت، رابطه منفی وجود دارد. به این صورت که افزایش نابرابری درآمدی بین استانی در بلند مدت، رشد اقتصادی را کاهش می دهد. همچنین اگر شوکی به سیستم وارد شود، سرعت تعدیل عدم تعادل به تعادل بالا است. نابرابری درآمدی بین استانی در کوتاه مدت، رشد اقتصادی کشور را کاهش می دهد که تنها بخشی از این کاهش در بلند مدت از بین می رود. رشد اقتصادی در کوتاه مدت، نابرابری درآمدی بین استانی را افزایش و در بلند مدت آن را کاهش می دهد. استفاده از شاخص تایل، نتایج برآورد الگو را با استفاده از ضریب جینی تائید می کند.

با توجه به یافته های تحقیق، بهتر است دولت اگر برنامه ای برای کاهش نابرابری درآمدی بین استانی دارد، این برنامه ها بر افق برنامه ریزی کوتاه مدت متمرکز شود. همچنین از آنجا که رشد اقتصادی در بلند مدت فراهم می گردد و با توجه به یافته های تحقیق، توجه به رشد اقتصادی می تواند سبب کاهش نابرابری درآمدی بین استانی در بلند مدت گردد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

منابع و مآخذ

ابوالفتحی قمی، ابوالفضل (۱۳۷۱) درآمدی بر شناخت شاخص های نابرابری درآمد و فقر؛ تهران: مرکز آمار ایران.

باسخا، مهدی و وحید شقاقی شهری (۱۳۸۷) رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه؛ فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، شماره ۲۳.

حیدری، خلیل ۱۳۸۷(۱۳۸۷) بررسی توزیع درآمد در ایران: کاربرد شاخص تایل، اتکینسون و ضریب جینی؛ پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۴.

خطاپوش، پریسا (۱۳۸۴) بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران؛ پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، شماره ۱۷.

خوشکار، آرش (۱۳۸۶) اثر شاخص های اقتصادکلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۷.

دادگر، یداله و روح اله نظری (۱۳۸۶) طراحی الگویی جهت تجزیه و تحلیل اندازه دولت به صورت استانی در اقتصاد ایران؛ اقتصاد و جامعه، شماره ۱۲.

دادگر، یداله و روح اله نظری (۱۳۹۰) تحلیل رفاهی سیستم های یارانه ها در اقتصاد ایران؛ رفاه اجتماعی، شماره ۴۲.

دادگر، یداله؛ روح اله نظری و ابراهیم صیامی عراقی (۱۳۹۲) دولت و مالیات بهینه در اقتصاد بخش عموی و کارکرد دولت و مالیات در ایران؛ فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، شماره ۵.

Aghion, Philippe and Patrick Bolton (1992), Distribution and Growth in Models of Imperfect Capital Markets; European Economic Review, No. 36.

Alesina, Alberto and Dani Rodrik (1994), Distributive Politics and Economic Growth; Quarterly Journal of Economics, No. 109.

Alesina, Alberto and Roberto Perotti (1995), Income Distribution, Political Instability and Investment; Discussion Paper Series, No. 751.

Azzoni, Carlos R. (2001), Economic growth and regional income inequality in Brazil; The Annals of Regional Science, No. 35.

Barro, Robert J. (2000), Inequality and Growth in a Panel of Countries; Journal of Economic Growth, No. 5.

Becker, Gary S., and Nigel Tomes (1986), Human Capital and the Rise and Fall of Families; Journal of Labor Economics, No. 4.

Benhabib, Jess and Aldo Rustichini (1996), Social Conflict and Growth; Journal of Economic Growth, No. 1.

Bertola, Giuseppe (1993), Factor Shares and Savings in Endogenous Growth; The American Economic Review, No. 83.

Bourguignon, Francois and Thierry Verdier (2000), Oligarchy, Democracy,

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

Inequality and Growth; Journal of Development Economics, No. 62.
Chen, Anping (2010), Reducing China's regional disparities: is there a growth cost?; China Economic Review, No. 21.
De la Croix, David and Matthias Doepke (2004), Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters; American Economic Review, No. 4.
Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root; Journal of the American Statistical Association, No. 74.
Enders, Walter (1995), Appied Econometric Time Series; United States of America, John Wiley.
Fishman, Arthur and Avi Simhon (2002), The Division of Labor, Inequality and Growth; Journal of Economic Growth, No. 7.
Galor, Oded (2000), Income Distribution and the Process of Development; European Economic Review, No. 44.
Galor, Oded and Daniel Tsiddon (1997), The Distribution of Human Capital and Economic Growth; Journal of Economic Growth, No. 2.
Galor, Oded and Joseph Zeira (1993), Income Distribution and Macroeconomics; The Review of Economic Studies, No. 60.
Gravier-Rymaszewska, Joanna; Joanna Tyrowicz and Jacek Kochanowicz (2010), Intra-provincial nequalities and economic growth in China; Economic Systems, No. 34.
Johansen, Soren (1988), A statistical analysis of co-integration vectors?; Journal of Economic Dynamics and Control, No. 12.
Johansen, Soren (1991), Estimating and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models; Econometrica, No. 59.
Johansen, Soren (1992), Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data; Journal of Policy Modeling, No. 14.
Johansen, Soren and Katherina Juselius (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the Demand for Money; Oxford Bulletin of Econometrics and Statistics, No. 52.
Kaldor, Nicholas (1956), Alternative Theories of Distribution; Review of Economic Studies, No. 23.
Pede, Valerien O.; Adam H. Sparks and Justin D. McKniley (2012), Regional Income Inequality and Economic Growth: A Spatial Econometrics Analysis for Provinces in the Philippines; 56th AARES Annual Conference.
Perotti, Roberto (1996), Growth Income Distribution and Democracy:What the Data Say?; Journal of Economic Growth, No. 1.
Persson, Torsten and Guido Tabellini (1994), Is Inequality Harmful for Growth?; American Economic Review, No. 84.
Ricardo, David (1817), On the Principles of Political Economy and Taxation; Cambridge University Press, No. 11.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]

Rodriguez-Oreggia, Eduardo (2005), Regional disparities and determinants of growth in Mexico; The Annals of Regional Science, No. 39.

Smith, Adam (1965), Wealth of Nations; New York: Edwin, Cannon.

Schultz, Theodore W. (1975), The Value of the Ability to Deal with Disequilibria, Journal of Economic Literature, No. 13.

Thorbecke, Erik and Chutatong Charumilind (2002), Economic Inequality and Its Socioeconomic Impact; World Development, No. 30.

Tsui, Kai-yuan (1996), Economic reform and interprovincial inequalities in China, Journal of Development Economics, NO. 50.

Wan, Guangha; Ming Lu and Zhao Chen (2006), The inequality-growth nexus in the short and long run: empirical evidence from China; Journal of Comparative Economics, No. 34.

Yao, Shujie; zongyi Zhang and Gengfu Feng (2005), Rural-urban and regional inequality in output, income and consumption in China under economic reforms; Journal of Economic Studies, No. 32.

Zivot, Eric and Donald W. K. Andrews (1992), Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis; Journal of Business & Economic Statistics, No. 10.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1]