فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال هشتم، شماره دوم (پیاپی ۲۸)، تابستان ۱۳۹۸
شاپای چاپی ۲۱۳۱-۲۳۲۲ شاپای الکترونیکی ۴۷۶X- ۲۵۸۸
http://serd.khu.ac.ir
صفحات ۴۴-۳۱

# عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران

علی سردارشهرکی*؛ استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
سمیرا امیرزاده؛ دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
احمد اکبری؛ استاد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.

دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۱۲/۲۲ پذیرش نهایی: ۱۳۹۷/۱۰/۱۹

**چکیده**

هدف اصلی مقاله حاضر بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران است. برای تحقق این هدف و تعیین روابط بلند مدت بین بهره‌وری توزیع درآمد و متغیرهای توضیحی، از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است. یافته های حاصل از تخمین تابع بلندمدت مدل، بیانگر تأثیر منفی و معنی‌دار متغیرهای تحقیق و توسعه، سرمایه گذاری در صنایع روستایی، بهره وری نیروی کار و شاخص نسبت سطح زیر کشت به تعداد نیروی کار بر ضریب جینی است. همچنین تأثیر رشد اقتصادی بر ضریب جینی مثبت و معنادار شده است، از این رو رشد بهره‌وری نیروی کار کشاورزی منجر به بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر در مناطق روستایی می‌شود و افزایش سرمایه گذاری در صنایع روستایی، افزون بر بهبود توزیع درآمد، از درصد روستاییان کم درآمد نیز خواهد کاست. همچنین، مخارج تحقیقات و آموزش کشاورزی به کاهش ضریب جینی در راستای توزیع عادلانه‌تر درآمد خواهد انجامید. در این راستا می بایست، زیرساخت های اقتصادی که از عوامل بسیار مهم در رشد و توسعهٔ اقتصادی هر کشور است، در مناطق روستایی و مناطق دارای فقر گسترده، توسعه یابند تا بر میزان عدالت افزوده و از میزان فقر کاسته خواهد شود.

واژگان کلیدی: توزیع درآمد، رشد اقتصادی، ضریب جینی، روستا، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM).

*a.s.shahraki@eco.usb.ac.ir

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

## ۱) مقدمه

علی‌رغم آنکه در سال های بعد از جنگ جهانی دوم، اولین هدف اقتصادی دولت ها، افزایش رشد اقتصادی بوده، در دهه‌های اخیر، فقر و نابرابری درآمدی به اصلی ترین دغدغه در برنامه توسعه کشورهای مختلف تبدیل شده است (Dollar and Kraay, 2002: 195). ضعف اقتصاد روستایی در زیرساخت‌های اقتصادی از جمله نابرابری ارزش اقتصاد کشاورزی در برابر اقتصاد صنعتی و خدماتی بیشتر نمود پیدا کرده است (Yao, 2002: 354). در این راستا فقدان سرمایهٔ لازم جهت سرمایه‌گذاری و تقویت بنیان‌های اقتصادی پایدار، ضعف بیمه‌گذاری محصولات، نوسان شدید تولید، نابرابری درآمد و عدم استفادهٔ بهینه از منابع آب و خاک مهمترین عوامل است (Wallace, 2007: 581).

طبق گزارشات صندوق بین‌المللی توسعهٔ کشاورزی ۷۵ درصد افراد فقیر در روستاها زندگی می‌کنند، از این رو، باید برنامهٔ کاهش فقر متمرکز بر فقر روستا و برابری درآمد در برنامه دولت‌ها قرار داشته باشد (IFAD, 2012). در ایران نیز مانند سایر کشورهای در حال توسعه، اقتصاد روستا متکی به کشاورزی و دامپروری با بهره وری اندک نیروی کار است. نتایج مطالعات در ایران نشان می دهد که فقر مطلق در میان خانوارهای روستایی بسیار بیش از خانوارهای شهری رواج دارد و یکی از دلایل آن نیز تأثیرپذیری درآمد اقشاری وسیع از روستاییان (کشاورزان) از عوامل مختلف طبیعی و غیرطبیعی است (خالدی و زوار،۱۳۸۴: ۵۷).

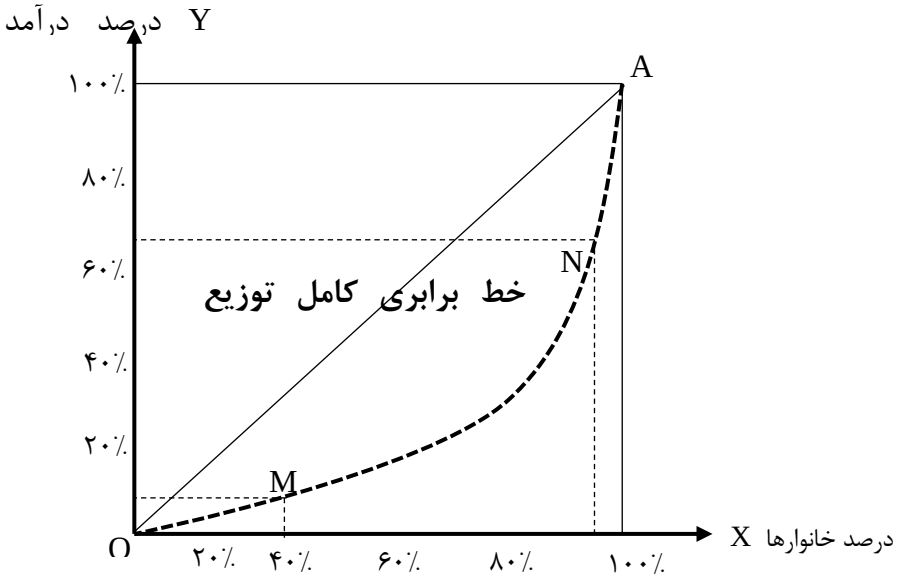
در ایران بعد پیروزی انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷، گرایش کشور به رشد اقتصادی همراه با عدالت اجتماعی بوده است که بر این اساس علاوه بر برنامه های پنج ساله توسعه برخی اقدامات حمایتی دیگر برای مقابله با فقر نیز طراحی و به اجرا گذاشته شد. از آن جمله می‌توان به تأمین امکانات آموزشی، بهداشتی، آب آشامیدنی سالم، برق و ارتباطات مخابراتی و حمل و نقل، خدمات سازندگی و ترویجی برای روستاها اشاره کرد. علی رغم تمام تلاش های صورت گرفته در جهت از بین بردن فقر و نابرابری درآمد، بسیاری از بررسی های انجام شده نشان می دهد که خانوارهای ایرانی طی دو دهه گذشته به شدت تحت فشارهای اقتصادی بوده‌اند، به نحوی که امروزه فقر و نابرابری درآمد در ایران به صورت یکی از چالش های مهم اقتصادی، اجتماعی و سیاسی قابل طرح است (صادقی و همکاران، ۱۳۸۸: ۷۲). در پژوهش حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق روستایی با استفاده از روش‌های هم انباشتگی و تصحیح خطای برداری بین سال های ۹۳-۱۳۶۰ پرداخته شده است.

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

## ۲) مبانی نظری

از اواخر قرن نوزدهم برخی از اقتصاددانان کلاسیک نظریاتی ارائه نمودند، که از ارتباط بین رشد و توزیع درآمد حکایت دارد. یکی از کسانی که اولین بار به بررسی رابطه بین رشد و توسعه اقتصادی پرداخته، کوزنتس است (Kuznets, 1995). به اعتقاد او گذشته به ما می آموزد که در اوایل روند رشد اقتصادی، نابرابری درآمدها افزایش می یابد. دلیل این امر غیر ماهر بودن کارگران و پایین بودن سطح دستمزدهاست. لیکن به محض اینکه توسعه مراحل اولیه را پشت سر گذاشت، نیروی کار، تخصص لازم را به دست می آورد و دستمزدها افزایش خواهد یافت که این خود باعث کاهش نابرابری درآمدی میشود (Iradian, 2005). در حالت کلی می توان عنوان کرد که رشد اقتصادی رابطه ای متقابل، تفکیک ناپذیر و پیچیده با توزیع درآمد دارد. ارتباط متقابل از آن جهت که هم رشد اقتصادی بر توزیع درآمد اثر داشته است و هم توزیع درآمد بر رشد اقتصادی اثر خواهد گذاشت.

ضریب جینی یک مقیاس اندازه‌گیری نابرابری در سطح کل اقتصاد می باشد و عبارت است از نسبت متوسط مجموع قدرمطلق تفاوت بین کلیه جفت درآمدها و حداکثر اندازه ممکن این تفاوت که مقدار آن بین دو حد صفر و یک قرار دارد. اگر منحنی لورنز منطبق بر خط ۴۵ درجه باشد، ضریب معادل صفر است و اگر ضریب معادل یک باشد، نابرابری کامل در توزیع درآمد وجود دارد (تودارو، ۱۳۸۵). ضریب جینی در شکل (۱) نشان داده شده است.




**شکل (۱) ضریب جینی (تودارو، ۱۳۸۵)**

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

طبق شکل (۱) اگر ۲۰٪ از جمعیت ۲۰٪ از درآمد را داشته باشد، محل تلاقی خطی که از جمعیت و درآمد کشیده شود بر روی خط وسط نمودار که نشانه برابری کامل است می‌افتد، اگر سهم درآمد و جمعیت یک عدد را داشته باشد تمام نقاط بر روی خط وسط می افتد و برابری کامل است (عدد ضریب جینی که برای چنین حالتی به دست می آید صفر است). به عنوان مثال اگر ۴۰٪ خانوارها ۱۰٪ از درآمد را داشته باشند (نقطه M) و ۹۰٪ از خانوارها حدود ۶۵٪ از درآمد را داشته باشند، نقطه N بدست می‌آید. هرچه منحنی از خط وسط بیشتر فاصله می گیرد، نشانه نابرابری است و اگر ضریب جینی را برای آن محاسبه شود، به یک نزدیکتر می شود (تودارو، ۱۳۸۵). ضریب جینی معمولاً از طریق فرمول میلر که به صورت زیر است محاسبه می گردد:

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2 \bar{y}} (y_1 + 2y_2 + \cdots + ny_n) \qquad (۱)$$

که در آن $y_1$ درآمد ثروتمندترین شخص و $y_2$ درآمد ثروتمندترین شخص بعدی است و همین طور در مورد سایر $y$ها. بنابراین، این با تابع رفاهی که در آن وزن‌هایی که به درآمدهای فردی داده می‌شود، تنها به رتبه‌بندی درآمدها بستگی دارد و نه به اندازهٔ آنها، متناظر است. در محاسبه ضریب جینی غالباً درآمد سرانه خانوار مبنا قرار می گیرد و متکی بر این فرض است که بدون توجه به سن افراد، رفاه خانوار بستگی به درآمد (هزینه) دارد (Dat, 1998).

بر اساس نظریه‌های اقتصادی، شمار متغیرهای مؤثر بر نابرابری درآمدی (ضریب جینی) فراوان است، اما چنین مدلی با متغیرهای فراوان برآورد مدل را با مشکل مواجه خواهد کرد. بنابراین، سعی شده است در این پژوهش تنها متغیرهای مهم و تأثیرگذار در مدل وارد شوند.

**رشد اقتصادی:** رشد اقتصادی مفهومی کمی است و دلالت بر افزایش تولید یا درآمد ملی سرانه دارد، در واقع نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (*GDP*) و نیز رشد درآمد سرانه کشورها به عنوان معیار نشان دهنده رشد اقتصادی کشورها مورد استفاده قرار می‌گیرند. رشد اقتصادی می‌تواند بر روی فاصله طبقاتی خانوارها اثر گذار باشد و اگر توزیع عادلانه درآمد ناشی از رشد اقتصادی در مناطق روستایی بخوبی صورت بگیرد و مردم از امکانات یکسان برخوردار باشند، توزیع درآمد بهبود می‌یابد.

**بهره‌وری نیروی کار:** رشد و بهبود بهره وری نیروی کار منجر به بهبود توزیع درآمد و عدالت خواهد شد. رشد بهره‌وری نیروی کار کشاورزی به معنی افزایش توان تولیدی کشاورزی و افزایش درآمد است و از اینرو، توان کسب درآمد کشاورز افزایش می‌یابد که خود منجر به توزیع مناسب تر درآمد می شود (رحمانی و حیاتی،۱۳۸۶: ۲۵).

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

**مخارج دولتی در تحقیق و توسعه کشاورزی:** استفاده از تکنولوژی‌های جدید در جهت افزایش تولید محصولات، نیازمند هزینه در بخش تحقیق و توسعه کشاورزی است. بطوریکه هرچه مخارجی که دولت در جهت توسعه روش‌های جدید تکنولوژی افزایش یابد؛ تولید محصولات کشاورزی افزایش یافته است که منجر به افزایش درآمد کشاورزان و بهبود توزیع درآمد بخصوص در مناطق روستایی می‌شود. (Gutierrez and Gutierrez, 2003).

**شاخص نسبت سطح زیرکشت به تعداد نیروی کار در بخش کشاورزی:** هر چه سطح زیر کشت محصولات بیشتر باشد تولیدات کشاورزی نیز بیشتر خواهد شد بطوریکه بر اساس مبانی نظری زمین‌های کشاورزی بزرگ نسبت به زمین‌های کوچکتر دارای کارایی بیشتری در استفاده از منابع تولید هستند و وجود صرفه‌های نسبت به مقیاس، تنوع در محصولات، توانایی تأمین مالی برای سرمایه‌گذاری های کلان اشاره نمود. افزایش سطح زیرکشت به ازای هر کشاورز منجر به بهبود درآمد کشاورزان و نهایتاً توزیع درآمد در جوامع روستایی می‌شود (بنی اسدی و و رمزیاری،۱۳۹۳: ۱).

**سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی:** این موضوع اهمیت مشاغل غیرکشاورزی و صنعتی مرتبط با کشاورزی را، در بهبود توزیع درآمد نشان می‌دهد. سرمایه گذاری در صنایع روستایی منجر به ایجاد صنایع جدید در روستا می شود که این صنایع خود ایجاد کنندهٔ مشاغل جدید و توزیع درآمدهای ناشی از آن میان کارگران روستایی است (بنی اسدی و و رمزیاری، ۱۳۹۳: ۱).

در ارتباط با بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی، مطالعات متفاوتی صورت گرفته است: هادی زنوز (۱۳۸۴) نشان داده است که در دوره بعد از انقلاب، نابسامانی های اقتصادی ناشی از جنگ و تحریم اقتصادی، رشد سریع جمعیت و تورم بالا، موجب آسیب پذیری اقشار کم درآمد جامعه شده و نابرابری را افزایش داده است. وی استدلال کرد که مبارزه با فقر و نابرابری در گروء بهبود محیط کسب و کار و فراهم ساختن زمینه سرمایه گذاری خصوصی در کشور و اعتلای رشد اقتصادی و توانمند سازی فقرا است.

صادقی و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطهٔ رشد اقتصادی با فقر و نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد متغیرهای میزان بیکاری، رشد تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی از جمله متغیرهای مهم مرتبط با فقر بوده است. همچنین، افزایش میزان رشد تولید ناخالص داخلی، منجر به کاهش فقر و نابرابری درآمدی شده است.

خدادادکاشی و شهیکی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به سنجش شدت فقر در خانوارهای روستایی و مقایسه آن با خانوارهای شهری در ایران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ پرداختند، نتایج مطالعه آنها نشان داد خط فقر در خانوارهای روستایی و شهری روند صعودی داشته به گونه ای که خط فقر مناطق روستایی از ماهانه ۸۱۹ به ۳۳۱۷ هزار ریال در سال های مورد مطالعه رسیده است.

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

بنی اسدی و رمزیاری (۱۳۹۳) در مطالعه ای به بررسی عوامل مؤثر بر بهره وری نیروی کار، توزیع درآمد و فقر در مناطق روستایی ایران پرداختند. نتایج آنها نشان که رشد بهره وری نیروی کار به همراه سرمایه گذاری در صنایع روستایی و مخارج عمرانی منجر به کاهش فقر در مناطق روستایی می‌شود. آدامز (Adams, 2002)، در مطالعه به پاسخ به این سوال که چه مقدار رشد اقتصادی در کشورهای با سطح درآمد پایین، باعث کاهش نابرابری در این کشورها خواهد شد، پرداخت. نتایج مطالعه وی بیانگر ارتباط معنی‌دار بین رشد اقتصادی اندازه گیری شده بوسیله متوسط درآمد (مصرف) و کاهش نابرابری است.

تیرتل و همکاران (Thirtle et al., 2003) در مطالعه‌ای با استفاده از روش معادلات همزمان، به بررسی عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری، رشد سرانه تولید ناخالص داخلی، ضریب جینی و شاخص فقر در آسیا، آفریقا و آمریکای جنوبی پرداختند. بر اساس نتایج این مطالعه، رشد بهره‌وری تأثیری چشمگیر در کاهش فقر دارد؛ افزایش مخارج دولتی، افزایش سرمایه گذاری در بخش کشاورزی و کاهش ضریب جینی منجر به کاهش فقر می شود. همچنین، افزایش بهره‌وری نیروی کار و کاهش جمعیت روستایی سبب بهبود توزیع درآمد شده، اما رشد اقتصادی توزیع درآمد را ناعادلانه‌تر می کند.

رام (Ram, 2007) با استفاده از داده‌های مقطعی ۶۱ کشور در حال توسعه، رشد و برابری درآمد بر فقر در این کشورها را بررسی نمود. نکته اساسی که از این مطالعه به دست آمد، این بود که افزایش درآمد و ایجاد بهبود در برابری درآمدی نقش مثبت و معنی‌داری در کاهش فقر دارد. کوریتا و کوروساکی (Kurita and Kurosaki, 2011) در مطالعه‌ای که بر نواحی مختلف دو کشور تایلند و فیلیپین، بین سالهای ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۴ انجام دادند، دریافتند که رشد اقتصادی و برابری درآمدی بر کاهش فقر تاکید دارد.

سوریاهادی و همکاران (Suryahadi et al., 2012) در مطالعه‌ای به ارزیابی رابطه بین رشد اقتصادی و کاهش فقر در اندونزی قبل و بعد از بحران مالی آسیا پرداختند. نتایج آنها نشان داد که افزایش رشد اقتصادی منجر به کاهش فقر می شود و رشد بخش خدمات بزرگترین کمک را به کاهش فقر کرده است.

بیشتر مطالعات انجام شده به بررسی توزیع درآمد در مقیاس کشور یا در سطح شهری پرداخته اند، اما در این مقاله تلاش می‌شود به بررسی عوامل مهم و تأثیرگذار بر توزیع درآمد در جوامع روستایی ایران با بهره‌گیری از تکنیک‌های اقتصادسنجی با استفاده از روش هم انباشتگی طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۶۰ که تاکنون انجام نشده است، پرداخته شود.

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

## ۳) روش تحقیق

داده‌های مربوط به متغیرهای تحقیق طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۶۳ (آخرین اطلاعات در دسترس) به شرح ذیل جمع‌آوری شده‌اند: داده‌های ارزش افزوده بخش کشاورزی (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۶) و تولید ناخاص ملی (رشد اقتصادی) از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اخذ شده است. اطلاعات مربوط به میزان نیروی کار در بخش کشاورزی و ضریب جینی از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. سرمایه گذاری دولت در صنایع روستایی و مخارج دولت در تحقیق و توسعه بخش کشاورزی از قوانین بودجه سال های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ کل کشور (معاونت برنامه ریزی و راهبردی رئیس جمهور، ۱۳۹۳) بدست آمده است و متغیر مقدار سطح زیر کشت از آمارنامه‌های کشاورزی جمع آوری گردید.

با توجه به مبانی نظری و عوامل تأثیرگذار بر توزیع درآمد، فرم کلی مدل در تحقیق حاضر به صورت زیر است:

$$LogGini = \alpha + \beta_1 LogGDP + \beta_2 LogInd + \beta_3 LogIL + \beta_4 LogR\ \&\ D + \beta_5\ LogPro + U_t \quad (۲)$$

به منظور بررسی کشش متغیرها، همهٔ متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل وارد شده اند؛ علت این کار نیز نتایج قابل قبول مدل لگاریتمی نسبت به مدل خطی در خوبی برازش نظیر معنی‌داری تک تک متغیرها و آماره های $R^2$ و $F$ در معنی‌داری کل مدل بوده است. در الگوی مذکور:

$LogGini$: لگاریتم ضریب جینی در مناطق روستایی؛ $LogPro$: لگاریتم بهره‌وری نیروی کار کشاورزی که از تقسیم ارزش افزوده بخش کشاورزی بر تعداد نیروی کار در بحش کشاورزی بدست آمده است؛ $LogInd$: لگاریتم موجودی سرمایه در صنایع روستایی؛ $LogIL$: لگاریتم شاخص نسبت سطح زیر کشت به تعداد نیروی کار در بخش کشاورزی که از تقسیم میزان سطح زیر کشت بخش کشاورزی بر تعداد نیروی کار در بخش کشاورزی بدست آمده است؛ $LogGDP$: لگاریتم رشد اقتصادی؛ $LogR\ \&\ D$: لگاریتم مخارج دولتی در تحقیق و توسعه کشاورزی می‌باشد.

روش مورد استفاده جهت تخمین مدل در مطالعه حاضر بر اساس همگرایی جوهانسن - جوسیلیوس و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) است. از آنجاکه متغیرهای معرفی شده از نوع سری زمانی و در مدل انباشته از مرتبه یک هستند این الگو انتخاب شده است. در الگوی هم‌انباشتگی جوهانسون، بردارخودرگرسیونی ((VAR(P)) زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$x_t = \sum_{i=1}^{P} \Phi_j X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

در رابطه فوق، $x_t$ نشانگر بردار مشتمل بر متغیرهای مورد نظر، $\Phi_j$ ماتریس ضرایب و $\varepsilon_t$ جزء اخلال است. بر اساس قضیه گرنجر برای هر الگوی ((VAR(P)) مطابق رابطه بالا، می‌توان یک الگوی تصحیح خطای برداری به صورت زیر تعریف کرد (Johansen and Juselius, 1990):

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

$$\Delta X_t = X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

ماتریس‌های $\Pi$ و $\Gamma$ به ترتیب پویایی روابط کوتاه مدت و بلندمدت میان متغیرهای الگو را نشان می‌دهند. با فرض اینکه ماتریس $\Pi$ دارای رتبه r است، می‌توان ماتریس $\Pi$ را به صورت رابطه زیر تجزیه کرد:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (۵)$$

در رابطه فوق $\alpha$ ماتریس ضرایب تعدیل روابط کوتاه مدت به بلندمدت با ابعاد $p\times r$ و $\beta$ بردار همگرایی میان متغیرها با ابعاد $p\times r$ است. الگوی جوهانسن برآوردهای حداکثر راستنمایی از $\beta$ و $\alpha$ را فراهم می‌آورد. همچنین آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین رتبه ماتریس $\Pi$ و رسیدن به تعداد روابط همگرایی ($R$) مورد استفاده قرار می‌گیرد. بر اساس آنچه ذکر شد تکنیک هم‌انباشتگی را می‌توان در سری‌های زمانی که در سطح مانا نیستند و درتفاضل مرتبه اول مانا هستند به‌کار برد. برای به کارگیری تکنیک جوهانسن لازم است تا تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای درونزا در مدل محاسبه شوند. بدین منظور با استفاده از مقادیر سطح متغیرها الگوی $VAR$ را تشکیل داده و مرتبه آن با استفاده از معیارهای آکائیک ($AIC$)و شوارتز ($SBC$) تعیین می گردند. در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه، تعداد بردارهای هم‌انباشتگی تعیین می شوند، جهت تخمین مدل از نرم افزار $Eviews_9$ استفاده شده است.

## ۴) یافته‌های تحقیق

به منظور تخمین الگو ابتدا لازم است مانایی متغیرها مورد نظر بررسی شود. آزمون ریشه واحد یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که برای تشخیص مانایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته حاکی از آن است که لگاریتم متغیرهای معرفی شده در مدل در سطح داده‌ها، نامانا بوده و مقادیر $t$ محاسبه شده دیکی فولر تعمیم‌یافته از مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱٪، ۵٪، ۱۰٪ کمتر است. بدین‌سان فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد رد نمی شود و نامانا بودن این متغیرها پذیرفته می شود، از این رو نیاز به تفاضل‌گیری مرتبه اول آنها است.

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

**جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل**

| متغیر | سطح | | تفاضل مرتبه اول | |
|---|---|---|---|---|
| | آماره محاسباتی | آماره بحرانی | آماره محاسباتی | آماره بحرانی |
| **Log(Gini)** | -۱/۷۴ | -۳/۰۵۲ | -۵/۴۲ | -۳/۰۶۵ |
| **Log (GDP)** | -۲/۹۶ | -۳/۰۵۲ | -۳/۹۹ | -۳/۰۶۵ |
| **Log (R&D)** | -۰/۴۵ | -۲/۹۴ | -۳/۸۴ | -۲/۹۵ |
| **Log (Pro)** | ۰/۱۲۸ | -۲/۹۵ | -۵/۸۶ | -۲/۹۵ |
| **Log(IL)** | -۲/۶۲ | -۲/۹۵ | -۳/۶۹ | -۲/۹۵ |
| **Log(IND)** | ۰/۲۹ | -۲/۹۴ | -۴/۷۲ | -۲/۹۵ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۹۷، مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد

در تحلیل همگرایی و رابطه‌ی تعادلی بین متغیرهای الگو، نخستین گام تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرهاست تا از این طریق بتوان برای بدست آوردن بردار یا بردارهای همجمعی، الگوی مورد نظر را به گونه‌ی مناسبی تنظیم و از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری کرد (نوفرستی، ۱۳۸۷). همانطور که نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد، کلیه متغیرهای معرفی شده از مرتبه یک یا *I(1)* ایستا هستند. تعیین طول وقفه بهینه در الگوی *VAR*، اولین گام در روش همگرایی بلندمدت "جوهانسن" است. به منظور تعیین وقفه مناسب برای مدل *VAR* از آماره *LR* و معیار آکائیک (*AIC*) استفاده شده است. بر اساس معیارهای مذکور (جدول (۲))، وقفه بهینه (۱) انتخاب می‌گردد.

**جدول (۲)تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR**

| وقفه | Log L | LR | AIC | SBC | HQ |
|---|---|---|---|---|---|
| ۰ | ۱۳۴/۸۵ | NA | -۷/۸۰ | -۷/۵۳ | -۷/۷۱ |
| ۱ | ۳۲۳/۲۶ | ۲۹۷/۰۵ | -۱۷/۰۵ | -۱۷/۰۵ | -۱۶/۴۱ |
| ۲ | ۴۱۱/۱۲ | ۱۰۶/۳۷* | -۲۰/۱۸* | -۱۶/۶۵* | -۱۸/۹۹* |

مأخذ: یافته های تحقیق در سال ۱۳۹۷، * انتخاب طول وقفه بهینه توسط معیارهای LR، IC، SBC، HQ در سطح ۵ درصد

برای تعیین تعداد روابط بلندمدت بین متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیس استفاده شده است. برای ملاحظه امکان وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای الگو، ابتدا آزمون جوهانسن برای برآورد تعداد بردارهای همگرایی بلندمدت انجام می‌شود. برای این امر، از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و اثر برای تشخیص تعداد بردارهای همگرایی استفاده گردید. در آزمون حداکثر مقدار ویژه به ترتیب "فرضیه صفر عدم وجود رابطه همجمعی در مقابل وجود یک رابطه همجمعی" و "وجود یک یا کمتر از

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

یک رابطه همجمعی در مقابل دو رابطه همجمعی" آزمون می‌شود. آزمون اثر نیز به ترتیب "فرضیه عدم وجود رابطه همجمعی در مقابل وجود یک یا بیشتر از یک رابطه همجمعی" و "وجود یک یا کمتر از یک رابطه همجمعی در مقابل وجود دو یا بیشتر از دو رابطه همجمعی" آزمون می‌شود. اگر آماره‌های آزمون مربوط به این متغیرها از مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد بیشتر باشد، فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود و بر این اساس تعداد بردارهای همجمعی بدست می‌آید. برای یافتن تعداد بردارهای همجمعی از دو آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه ( $\lambda_{Max}$ ) و آزمون اثر ( $\lambda_{trace}$ ) استفاده شده که نتایج آن در جدول (۳) بیان شده است.

**جدول (۳) نتایج آزمون همگرایی**

| فرض $H_0$ | فرض $H_1$ | آماره آزمون اثر | مقدار بحرانی ۵٪ | آماره حداکثر مقدار ویژه | مقدار بحرانی ۵٪ |
|---|---|---|---|---|---|
| **R=۰*** | R>۰ | ۱۱۱/۹۸ | ۹۵/۷۵ | ۶۵/۵۸ | ۴۰/۰۷ |
| **R=۱** | R>۱ | ۶۹/۸۱ | ۷۲/۹۲ | ۳۱/۸۷ | ۳۳/۸۷ |
| **R=۲** | R>۲ | ۴۵/۰۶ | ۴۷/۸۵ | ۲۷/۴۰ | ۲۸/۶۰ |
| **R=۳** | R>۳ | ۲۰/۶۸ | ۲۹/۷۹ | ۱۵/۱۳ | ۲۱/۱۳ |
| **R=۴** | R>۴ | ۵/۵۴ | ۱۵/۴۳ | ۵/۴۰ | ۱۴/۲۶ |
| **R=۵** | R>۵ | ۰/۱۴۷ | ۳/۸۴ | ۰/۱۴۷ | ۳/۸۴ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۹۷، * رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار همجمعی در سطح معناداری.

نتایج جدول بالا نشان می‌دهد که براساس مقدار این آماره‌ها، تنها یک بردار همگرایی بلندمدت وجود دارد. که نتایج حاصل از بردار هم انباشتگی بین متغیرها که حاصل از آزمون جوهانسون است در جدول (۴) ارائه شده است.

**جدول (۴)بردار هم انباشتگی بین متغیرها حاصل از آزمون جوهانسن**

| متغیر | آماره t | خطای استاندارد | ضریب |
|---|---|---|---|
| **Log(Gini)** | - | - | ۱,۰۰۰۰۰۰ |
| **C** | - | - | ۱/۳۶ |
| **Log(IND)** | -۷/۹۶ | ۰/۰۹۵ | -۰/۷۶ |
| **Log (GDP)** | ۳/۷۶ | ۰/۱۳ | ۰/۴۹ |
| **Log (R&D)** | -۱۰/۳۲ | ۰/۶۷ | -۰/۶۹ |
| **Log (Pro)** | -۹/۸۰ | ۰/۶۴ | -۰/۶۲ |
| **Log(IL)** | -۲/۳۵ | ۰/۰۹۷ | -۰/۲۳ |
| $R^2$ | - | ۰/۶۸ | - |
| $\overline{R}^2$ | - | ۰/۶۲ | - |

مأخذ: یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۹۷

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

نتایج حاصل از بردار هم انباشتگی بین متغیرها نشان می‌دهد، که همه متغیرهای توضیحی دارای تأثیر معنی‌داری بر ضریب جینی روستایی می‌باشند. مقدار ضریب تعیین $R^2$ ، برابر ۰,۶۸ می‌باشد که نشان از توضیح دهندگی نسبتاً خوب الگوی مورد برآورد دارد. البته از آنجائی که $R^2$ به‌صورت مکانیکی، با ورود متغیرهای جدید (هرچند بی‌ربط) بالا می‌رود، معمولاً از معیار ضریب تعیین تعدیل شده $\overline{R}^2$ جهت بررسی میزان توضیح دهندگی الگو استفاده می‌شود و این ضریب تعیین هم برابر ۰/۶۲ بوده که تأئیدی بر تصریح مناسب الگو است.

همچنین نتایج حاصل از تخمین تابع بلندمدت مدل نشان می‌دهد، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، تأثیر بهره‌وری نیروی کار کشاورزی بر ضریب جینی (نابرابری درآمدی) منفی و معنی‌دار است. این مطلب نشان می-دهد که رشد و بهبود بهره‌وری نیروی کار منجر به کاهش نابرابری درآمدی بهبود توزیع درآمد و عدالت خواهد شد. رشد بهره‌وری نیروی کار کشاورزی به معنی افزایش توان تولیدی کشاورزی و افزایش درآمد است و از اینرو، توان کسب درآمد کشاورز افزایش می یابد که خود منجر به توزیع مناسب تر درآمد و کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. در مطالعه تیرتل و همکاران (Thirtle et al., 2003) نیز همین نتیجه تأیید شده است.

نتایج حاصل از تولید ناخالص داخلی برخلاف انتظار بدست آمده است بطوریکه یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی توزیع درآمد ۰/۴۹ درصد بدتر خواهد کرد و دلیل آن هم می‌تواند عدم توزیع عادلانهٔ درآمد حاصل از رشد اقتصادی در مناطق روستایی است. بنابراین، می‌توان گفت که تاکنون رشد و توسعهٔ کشور عدالت محور و حامی فقرای روستایی نبوده است و باید روند کنونی اصلاح شود. اصلاح این روند همانا توزیع عادلانهٔ درآمد ناشی از رشد اقتصادی به گونه ای است که ضریب جینی کاهش یابد و توزیع درآمد عادلانه تر شود. همچنین، سرمایه گذاری در صنایع روستایی دارای اثر منفی و معنی دار بر ضریب جینی روستایی است و افزایش یک درصدی سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی نابرابری درآمدی را ۰/۷۶ کاهش خواهد داد. این موضوع اهمیت مشاغل غیرکشاورزی و نیز مشاغل صنعتی مرتبط با کشاورزی را در بهبود توزیع درآمد نشان می‌دهد. سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی منجر به ایجاد صنایع جدید در روستا می‌شود که این صنایع خود ایجاد کنندهٔ مشاغل جدید و توزیع درآمدهای ناشی از آن میان کارگران روستایی است. نسبت زمین به نیروی کار با علامت منفی ضریب جینی را ۰/۲۳ درصد کاهش خواهد داد، بدین معنی که افزایش سطح زیر کشت به ازای هر کشاورز منجر به بهبود توزیع درآمد در جوامع روستایی می‌شود. در ایران، با توجه به ارزش زمین به مثابه سرمایهٔ اولیه و نیز کوچک بودن مزارع، کشت فشرده و کاربر بودن بیش از اندازهٔ مزارع در واحد سطح، بزرگ شدن نسبت زمین به نیروی کار می تواند تأثیر منفی بر ضریب جینی یا بهبود توزیع درآمد داشته باشد. بر اساس ضریب متغیر (*R&D*)، یک درصد افزایش در هزینه های تحقیق و توسعه کشاورزی منجر به ۰/۶۹ درصد بهبود توزیع درآمد می‌شود.

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

## ۵) نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران بوده است. بر اساس نتایج این تحقیق، استفاده از نیروهای تحصیل کرده و متخصص در بخش کشاورزی منجر به رشد بهره وری نیروی کار کشاورزی و در نهایت بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی می‌شود. بنابراین، باید تلاش سیاست گذاران در راستای ارتقای بهره‌وری نیروی کار باشد. از طرفی افزایش سرمایه گذاری در صنایع روستایی، با ایجاد صنایع روستایی و صنایع پسین و پیشین کشاورزی مانند تولید نهاده و یا صنایع فرآوری، انبارداری و بسته بندی در نواحی روستایی، ضمن آموزش و انتقال بخشی از نیروی کار کشاورزی بدین صنایع، افزون بر بهبود توزیع درآمد، از درصد روستاییان فقیر نیز خواهد کاست؛ همچنین، باید از طریق انجام تحقیقات مسئله محور، بودجه‌های آموزشی و تحقیقاتی در بخش کشاورزی افزایش یابد و شکاف میان مراکز آموزشی و تحقیقاتی و بخش کشاورزی کاهش یابد، و مراکز تحقیقات کشاورزی مسیر تحقیقات خود را بر مبنای مشکلات موجود در کشاورزی کشور و در راستای توزیع عادلانه‌تر درآمد روستاییان قرار دهند. زیرساخت های اقتصادی از عوامل بسیار مهم در رشد و توسعهٔ اقتصادی هر کشور است؛ هر چه این زیرساخت‌ها در مناطق روستایی و مناطق دارای فقر گسترده توسعه یابند، بر میزان بهبود درآمد و عدالت افزوده و از میزان فقر کاسته خواهد شد.

## ۶) منابع


- بنی اسدی، مصطفی و حجت رمزیاری، (۱۳۹۳)، **بررسی عوامل مؤثر بر بهره وری نیروی کار، توزیع درآمد و فقر در مناطق روستایی در ایران**، فصلنامهٔ روستا و توسعه، سال ۱۷، شماره ۴، صص ۱-۲۳.
- تودارو، مایکل، (۱۳۸۵)، **توسعه اقتصادی در جهان سوم**، ترجمه غلامعلی فرجادی. (چاپ چهاردهم). تهران: نشر کوهسار.
- خالدی، کوهسار و پرمه زوار، (۱۳۸۴)، **بررسی وضعیت فقر در مناطق شهری و روستایی ایران**، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۱۳، شماره ۴۹، صص ۵۷-۸۲.
- خدادادکاشی، فرهاد، و محمدنبی شهیکی تاش، (۱۳۹۱)، **سنجش شدت فقر در خانوارهای روستایی و مقایسه آن با خانوارهای شهری در ایران**، فصلنامه روستا و توسعه، سال ۱۵، شماره ۳، صص ۴۱-۵۵.
- رحمانی، تیمور و سارا حیاتی، (۱۳۸۶)، **بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره وری کل عوامل تولید، مطالعه بین کشوری**، پژوهش های اقتصادی ایران، سال ۹، شماره ۳۳، صص ۲۵-۵۱.
- صادقی، حسین، مهدی باسخا و وحید شقاقی شهری، (۱۳۸۸)، **رابطهٔ رشد اقتصادی با فقر و نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه**، فصلنامهٔ رفاه اجتماعی، سال ۹، شماره ۳۳، صص ۲۷-۴۴.
- کریم، محمدحسین، علی سردارشهرکی و مهدی حسینی، (۱۳۹۷)، **موانع توسعه روستایی از دیدگاه کشاورزان شهرستان هیرمند**، اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال ۷، شماره ۱ (پیاپی ۲۳)، صص ۱۶۶-۱۴۹.
- گزارشات سازمان خواربار و کشاورزی (FAO)، (۲۰۱۴).
- گزارشات سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۹۷)، **بانک سری های زمانی، امور اجتماعی، توزیع درآمد، سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۰**، تهران، ایران.


[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]

- گزارشات مرکز آمار ایران، (۱۳۹۷)، **سرشماری های عمومی نفوس و مسکن**، ۱۳۳۵ الی ۱۳۹۰.
- گزارشات معاونت برنامه‌ریزی و راهبردی رئیس جمهور، (۱۳۹۳)، **دفتر برنامه ریزی و راهبردی**، تهران، ایران.
- مطیعی لنگرودی، سید حسن، حسنعلی فرجی سبکبار و سیروش حجت شمامی، (۱۳۹۸)، **تحلیل موانع و قابلیت های تنوع بخشی فعالیت ها در اقتصاد روستایی مورد: بخش رحمت آباد و بلوکات شهرستان رودبار**، اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال ۸، شماره ۲۷، صص ۱۹-۱.
- نوفرستی، محمد، (۱۳۸۷)، **ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی**، چاپ دوم. تهران: انشارات رسا.
- هادی زنوز، بهروز، (۱۳۸۴)، **فقر و نابرابری درآمد در ایران**، فصلنامه رفاه اجتماعی، سال ۴، شماره ۱۷، صص ۱۶۲-۲۰۳.
- هندی زاده، هنگامه، علیرضا کرباسی، و سیدحسن محمدزاده، (۱۳۹۷)، **تحلیل فضایی عوامل اثرگذار بر فقر روستایی و ارتباط آن با تخریب محیط زیست مورد: شهرستان قائنات**، اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال ۷، شماره ۱، ۱۴۷-۱۳۱.
- Adams, R., (2002), **Economic growth, inequality and poverty: estimating the growth elasticity of poverty**. World Development, Vol. 32, pp.1989–2014
- Dat, G., (1998). **Computational Tools for Poverty Measurement and Analysis. International Food Policy Research Institute**. FCND Discussion Paper, No. 50, pp.1-29.
- Dollar, D.; and Kraay, A., (2002), **Growth Is Good for the Poor.** Journal of Economic Growth, Vol. 7, No. 3, pp. 195-225.
- Gutierrez, L., and Gutierrez. M.M., (2003), **International R & D Spillovers and Productivity Growth in the Agricultural Sector: A Panel Co integration Approach**, Eur Rev Agric Econ, Vol. 30, No. 3, pp. 281-303.
- IFAD., (2012). **Enabling the rural poor to overcome poverty**. IFAD Annual Report, pp.1-30.
- Iradian, G., (2005), **Inequality, Poverty and Growth: Cross Country Evidence.** International Monetary Fund, IMF Working Paper, pp.1-39.
- Johansen, S., and Juselius, K., (1990), **Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration with Applications to the Demand for Money.** Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, pp. 169-210.
- Kurita, K., and Kurosaki, T., (2011), **the Dynamics of Growth, Poverty and Inequality: A Panel Analysis of Regional Data from the Philippines and Thailand.** Asian Economic Journal, Vol. 25, No. (1), pp. 3–33.
- Kuznets, S., (1995), **Economic Growth and Income Distribution.** American Economic Review, Vol. 79, pp. 1-28.
- Ram, R., (2007), **Roles of Income and Equality in Poverty Reduction: Recent Cross-Country Evidence.** Journal of International Development, Vol. 19, pp. 919-926.
- Suryahadi, A., Hadiwidjaja, G., and Sumarto, S., (2012), **Economic Growth and Poverty Reduction in Indonesia Before and After the Asian Financial Crisis,** Bulletin of Indonesian Economic Studies, Vol. 48, No. 2, pp. 209-227.
- Thirtle, C., Lin, L., and Jenifer, P., (2003), **the impact of research-led agricultural productivity growth on poverty reduction in Africa, Asia and Latin America.** World Development, Vol. 31, No. 12, pp.1959-1975.
- Wallace. I., (2007), **a framework for revitalization of rural education and training systems in sub-Saharan Africa: Strengthening the human resource base for food security and sustainable livelihoods.** International Journal of Educational Development, Vol. 27, No. 5, pp. 581-590.
- Yao, S., (2002), **China's rural economy in the first decade of the 21st century: problems and growth constraints.** China Economic Review, Vol.13, No. 4, pp. 354-360.

[ Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-03-29 ]