اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۳/شماره۴/صفحه های ۵۴-۱۹

بررسی رابطه متقابل نابرابری درآمد روستایی و رشد بخش کشاورزی درایران: رهیافت خودرگرسیون برداری داده‌های پانلی (Panel-VAR)

اسماعیل پیش‌بهار، بهناز پاکزاد، محمد قهرمان‌زاده[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۱۲ تاریخ پذیرش:۱۳۹۸/۱۲/۲۹

چکیده

یکی از موارد مهم و ضروری در زمینه رشد اقتصادی توجه به مسئله توزیع درآمد می‌باشد. توزیع درآمد و رشد اقتصادی دو شاخص مهم در بررسی عملکرد اقتصادی هستند و به همین جهت از نظر سیاستگذاران بسیار مهم می‌باشند. هر کشوری می‌تواند با بهبود مسئله تولید، توزیع و تخصیص درآمد سطح رفاه جامعه خود را افزایش دهد. رشد بخش کشاورزی در جهت دستیابی به توسعه اقتصادی مهم بوده و می‌تواند باعث تسریع در رشد اقتصادی شود. کشاورزان و شاغلان در روستاها در تأمین امنیت غذایی کشور نقش مهمی دارند و بیشتر درآمد خود را از طریق فعالیت‌های کشاورزی به‌دست می‌آورند. بنابراین ضروری است که رابطه بین توزیع درآمد و رشد بخش کشاورزی مورد توجه و ارزیابی قرار گیرد. هدف این بررسی، ارزیابی ارتباط متقابل بین توزیع درآمد روستایی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی است که از رهیافت خودرگرسیون برداری داده‌های ترکیبی (پانل) استفاده شده است داده‌های مورد استفاده دوره (سری)های زمانی شامل تولید ناخالص داخلی سرانه، ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی، ضریب جینی، آموزش عالی و شمار دانشجویان رشته کشاورزی برای استان‌ها می‌باشد. این داده‌ها برای سال‌های 95-1380 از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی ایران گردآوری شده‌اند. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که همه‌ی متغیرها در سطح مانا هستند. بنابر نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی پانل، ضریب جینی با تولید ناخالص داخلی سرانه و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی رابطه مثبت دارد. نتایج به‌دست آمده از الگوی Panel-VAR نیز نشان‌دهنده رابطه علّی یک سویه از تولید ناخالص داخلی سرانه و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی به ضریب جینی می‌باشد. در نتیجه با افزایش رشد اقتصادی، توزیع درآمد نابرابرتر خواهد شد.

طبقه بندی JEL: E24 E01،D33

واژه‌های کلیدی: توزیع درآمد، رشد اقتصادی، منطقه‌های روستایی، ضریب جینی، مدل *Panel-VAR*

[1]به ترتیب دانشیار، دانشجوی کارشناسی ارشد و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

Email: pishbahar@yahoo.com

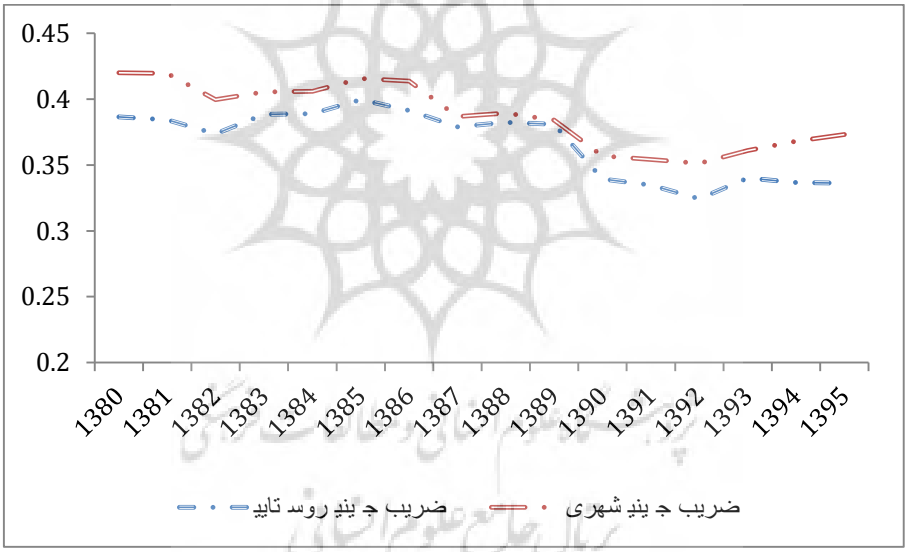
مقدمه

در نظام اقتصادی هر کشوری توجه به مسئله تولید، توزیع و تخصیص درآمد می‌تواند منجر به افزایش سطح رفاه کل جامعه شود و افزایش این سطح رفاه از جمله هدف‌های بنیادی است که دولت‌های مختلف جهان به دنبال آن هستند، در رسیدن به این هدف دو متغیر رشد اقتصادی و توزیع درآمد نقش عمده‌ای دارند. رشد اقتصادی متغیری است که ضامن سطح تولیدات و امکانات بالاتر در اقتصاد به منظور مصرف و سرمایه‌گذاری بیشتر مطرح می‌شود و توزیع عادلانه درآمد باعث استفاده همه‌ی افراد جامعه از امکانات و منابع موجود می‌شود. یکی از رایج‌ترین ابزار سنجش نابرابری توزیع درآمد، ضریب جینی است که به طور مستقیم برمبنای منحنی لورنز تعریف می شود. منحنی لورنز یک منحنی فراوانی تجمعی است که امکان مقایسه توزیع یک متغیر خاص را با توزیع یکنواخت (که بیانگر برابری یکسان و کامل است) فراهم ساخته و کاربردهای فراوانی در تحلیل توزیع درآمد دارد.

بررسی آمارهای جمعیتی کشور برمبنای مرکز آمار ایران (1396) در طی سال‌های 90-1335 نشان می‌دهد که سهم جمعیت روستایی در حال کاهش است و از 68 درصد در سال1335 به کمتر از 28 درصد در سال 1390 کاهش یافته‌است. این کاهش به دلیل مهاجرت و تبدیل برخی از روستاها به شهر در تقسیمات کشوری می‌باشد. جمعیت ایران در سال 1335 از 19 میلیون نفر با بیش از 79 میلیون نفر در سال 1395 (بیش از چهار برابر) رسیده‌است درحالی‌که جمعیت روستایی ایران در این مدت به‌رغم رشد بیش از ٤/٥ درصدی جمعیت کشور از 13 میلیون به 21 میلیون نفر (رشد ١٦١ درصدی) رسیده‌است. جمعیت روستایی به خاطر مولد بودن در جامعه نقش مهمی دارد. روستاها به دلیل اینکه در تأمین امنیت غذایی کشور نقش دارند مهم‌ترین عامل توسعه در نظر گرفته می‌شوند. در چند دهه اخیر با افزایش مهاجرت از روستاها به شهرها جمعیت روستایی سیر کاهشی داشته که باعث ایجاد بحران و چالش‌های فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی شده‌است. بررسی وضعیت روستاها گویای آن است که میانگین درآمدی مردم شهرها و روستاها در 15 سال اخیر بیش از 90 درصد شده و در سال 1393 هزینه خانواده‌های روستایی بیشتر از درآمد آن‌ها بوده‌است (Mirbagheri et al., 2016).

با توجه به تغییرپذیرهای اقتصادی و اجتماعی در کشور، ترکیب جمعیتی روستا و شهر تغییر کرده و سهم جامعه روستایی از جمعیت کل کشور کاهش یافته‌است. مهم‌ترین عامل پایداری روستاها،

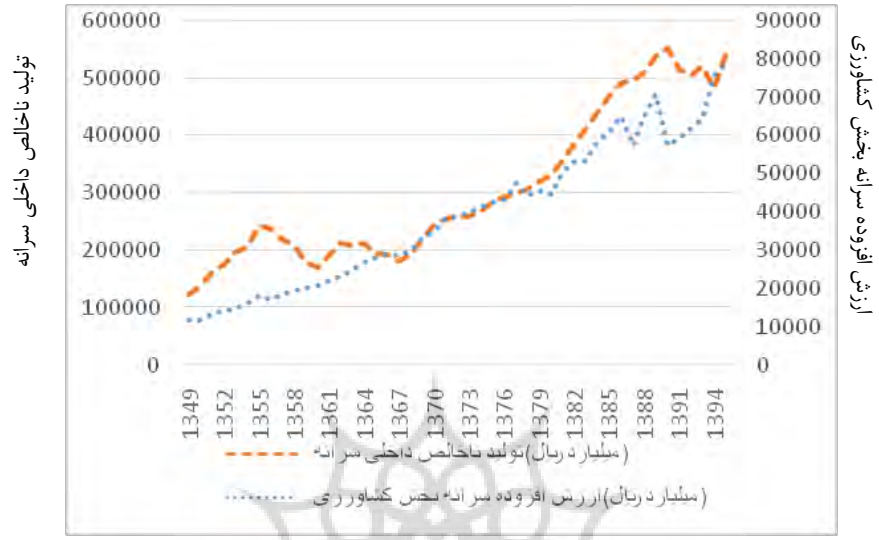
وضعیت اقتصادی روستایی است. اطلاعات مرکز آمار ایران (1396) نشان می‌دهد که بیشتر درآمد روستاییان کشور از بخش کشاورزی به دست می‌آید و حدود 50 درصد روستاییان با فعالیت‌های کشاورزی امرارمعاش می‌کنند. برای همین مهم‌ترین سیاست‌های مؤثر بر روستا سیاست‌های بخش کشاورزی است. سهم کشاورزی در تأمین درآمد خانواده‌های روستایی در بازه زمانی 92-1383 از 33 درصد به 17 درصد کاهش یافته‌است. برمبنای آمار منتشر شده از مرکز آمار ایران هرچه درآمد خانواده روستایی بیشتر باشد سهم کشاورزی در آن درآمد بیشتر است و در دهک‌های کم‌درآمد روستایی سهم درآمدها از فعالیت‌های متفرقه زیاد است. درآمد سرانه روستاییان نیز از 47 میلیون ریال در سال 1386 به 161 میلیون ریال در سال 1394 افزایش یافته است.



نمودار (۱) مقایسه ضریب جینی شهری و روستایی (منبع: مرکز آمار ایران، ۱۳۹۶)

Chart (1) Comparison of Urban and Rural Gini coefficient

(Source: Statistical Center of Iran, 2017)



نمودار (۲) تولید ناخالص داخلی سرانه و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی بر حسب میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۵۰ (منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۶)

Chart (2) GDP per capita and the per capita value added of agricultural sector in terms of billions of Rials to the constant price of 1997 during the period of 1971-2016

(Source: Central bank of Islamic Republic of Iran, 2017)

نمودارهای (1) و (2) به ترتیب ضریب جینی برای منطقه‌های شهری و روستایی و تولید ناخالص داخلی سرانه و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی در ایران را طی سال‌های 95-1380 نشان می‌دهند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود ضریب جینی منطقه‌های روستایی پایین‌تر از منطقه‌های شهری قرار دارد و در طی دوره زمانی 95-1380 ضریب جینی در هر دو ناحیه حالت کاهشی داشته‌است. تولید ناخالص داخلی سرانه و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی نیز در طی دوره زمانی95-1350 سیر افزایشی داشته به‌طوری‌که در طی سال‌های 1383 تا 1390 از چهار میلیارد ریال به شش میلیارد ریال افزایش یافته و از سال 1390 تا 1392 سیر کاهشی در پیش‌گرفته که از شش میلیارد ریال به پنج میلیارد ریال رسیده و دوباره افزایش یافته است. ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی نیز در طی این مدت تاحدودی حالت افزایشی داشته به‌گونه‌ای که از سه میلیارد ریال در سال 1383 به چهار میلیارد

ریال در سال 1394 رسیده‌است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی کاهش یافته‌است.

برای بررسی رابطه متقابل بین نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی مدل‌های زیادی وجود دارد که در این بررسی از رهیافت خودرگرسیون برداری داده‌های ترکیبی(پانل) استفاده می‌شود. برتری اصلی این رهیافت توانایی آن در بررسی رابطه‌های پویا بین متغیرهای مورد نظر است. در این مدل همه متغیرها درون‌زا در نظر گرفته می‌شوند و متغیرهای توضیحی به‌طورمعمول دارای همخطی شدیدی هستند در نتیجه آماره t معیار خوبی برای مناسب بودن یا نبودن متغیرها نیست. با استفاده از این مدل می‌توان اثرگذاری‌های ناهمگن ضریب جینی به عنوان نماینده توزیع درآمد وتولید ناخالص داخلی سرانه و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی بین استان‌ها را بررسی و ارزیابی کرد.

توزیع درآمد و رشد اقتصادی دو شاخص مهم برای ارزیابی عملکرد اقتصادی به‌شمار می‌آیند به همین جهت این دو شاخص همواره مورد توجه مسئولان و کارشناسان می‌باشند. کشور ما در مقطع کنونی در وضعیتی قرار دارد که به دلایل مختلف، مانند تأمین فرصت‌های شغلی مورد نیاز جمعیت جوان در جستجوی کار و تأمین درآمد سرانه قابل قبول در مقایسه با کشورهای مشابه در شرایط کنونی، نیازمند به رشدی سریع و مستمر است. دستیابی به چنین وضعیتی، ضمن اینکه مشکلات خاص خود را داراست این نگرانی را نیز به همراه دارد که فراهم کردن رشد شتابان موجب توزیع نامناسب درآمد و نیازمندی بیشتر شود و آن نیز به‌نوبه‌ی خود موجب کندی رشد اقتصادی شود. لذا لازم است ضمن آنکه اثرگذاری‌های رشد اقتصادی روی توزیع درآمد تجزیه و تحلیل می‌شود، تأثیرپذیری رشد اقتصادی از توزیع درآمد نیز ارزیابی و مورد تجزیه و تحلیل قرارگیرد، زیرا آنچه مطلوب است رشد اقتصادی همراه با توزیع متعادل درآمد است. در مجموع می‌توان ادعا کرد در بیشتر کشورهای در حال توسعه سطح پایین درآمد سرانه با نابرابری بالای درآمدی همراه است، پس یکی از مهم‌ترین مسئله‌هایی که سیاستگذاران و اقتصاددانان با آن روبه‌رو هستند این است که در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی کدام هدف را در اولویت قرار دهند. افزون‌براین، شواهد زیادی نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد، نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. در این راستا شناسایی عامل‌های مؤثر بر رابطه‌ی بین نابرابری درآمد و نرخ رشد اقتصادی اهمیت فوق‌العاده‌ای پیدا می‌کند (Gazy & Hoshmand, 2008)

کشور اسلامی ایران برای دستیابی به رشد سریع اقتصادی دارای امکانات زیادی است. افزون‌براین تأمین عدالت اجتماعی و رفع فقر و محرومیت از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد و ثروت بین آحاد ملت مورد توجه و تأکید قانون اساسی است از این رو ضروری است که راهبردهای توسعه کشور به رشد سریع اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد مبتنی باشد و بر این مبنا برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری صورت بگیرد. از سوی دیگر رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد از موضوع‌های مهم اقتصادی است که توجه اقتصاددانان به‌ویژه اقتصاددانان توسعه را به خود جلب کرده و راجع‌به آن نظرهای گوناگون ابراز شده‌است. در اقتصاد ایران به دلیل توجه به بحث عدالت اجتماعی، به دست آوردن ارتباط متقابل رشد اقتصادی و توزیع درآمد مهم می‌باشد (Mehrgan et al., 2008).

جدول (1) نشان‌دهنده‌ی میزان *GDP* و رشد آن در کل کشور و بخش کشاورزی می‌باشد که نشان می‌دهد رشد بخش کشاورزی از سال 1384 تا 1386 روند افزایشی داشته و در سال 1387 و1389 با نرخ رشد منفی روبه‌رو شده و دوباره سیر افزایشی به خود گرفته‌است. رشد کل نیز طی سال‌های-86 1384روند رو به بالا داشته و در سال 1387 نرخ رشد منفی شده و دوباره از سال 1388 تا 1390 نرخ رشد مثبت شده و طی دوسال 1391-92 نرخ رشد کاهشی شده‌است

جدول (۱) میزان رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و رشد ارزش افزوده سرانه کشاورزی بر حسب میلیارد ریال

Table (1) Per capita GDP growth and per capita agricultural value addedper billions Rials

سهمGDPکشاورزی از کل(درصد)(b) The share of agricultural GDP from total (percent)	رشد GDPکشاورزی(b) GDP agriculture growth	رشد GDP کل(b) Total GDP growth	GDPکشاورزی(a) GDP agriculture	تولید ناخالص داخلی سرانه(a) GDP per capita	سال year
06/6			300027	4945369	1383
44/6	11/76	5/14	335334	5199769	1384
59/6	7/74	5/31	361289	5476337	1385
31/6	2/22	6/72	369314	5844885	1386
03/5	-20/35	-0.07	294147	5840481	1387
41/5	7/61	0.005	316556	5840800	1388
43/5	٦/١١	5/72	335920	6175274	1389
47/5	3/72	3/06	348425	6364369	1390
2/6	4/65	-7/71	364633	5873423	1391
57/6	5/48	-0/32	384633	853429	1392
7/6	5/4	3/21	405433	6042535	1393
13/7	4/62	-1/58	424174	5946680	1394

(a) (منبع: مرکز آمار ایران، ۱۳۹۶) (b) (منبع: محاسبه شده بر اساس داده‌های مرکز آمار ایران، ۱۳۹۶)

(a) (Source: Statistical Center of Iran, 1396) (b) (Source: Calculated based on data from Iran Statistics Center, 1396)

کشاورزی یکی از مهم‌ترین فعالیت‌های تولیدی و اقتصادی هر کشوری است و نقش کلیدی در روند رشد و توسعه دارد. رسیدن بخش کشاورزی به رشد، می‌تواند باعث تسریع رشد اقتصادی کشور شود. از آن‌جایی که بیشتر فعالیت‌های کشاورزی در منطقه‌های روستایی انجام می‌شود، رشد این بخش، کاهش تنگدستی و افزایش اشتغال در روستاها را در پی خواهد داشت. بخش کشاورزی به طور مستقیم با تولید بیشتر و صادرات و به طور غیرمستقیم با افزایش تقاضا برای کالاهای صنعتی در روستاها به رشد اقتصادی کمک می‌کند. رشد کشاورزی با افزایش دستمزدها، کاهش قیمت مواد غذایی و افزایش تقاضا برای کالاها باعث بهبود وضع جامعه‌های شهری و روستایی می‌شود. بخش کشاورزی در کشورهای درحال توسعه‌ی نیازمند محرک اصلی رشد اقتصادی است و در تولید ناخالص داخلی و اقتصاد روستایی نقش مهمی دارد.

از آنجایی که بخش روستایی بار تأمین مواد غذایی کشور را بر عهده دارد پس ضروری است که نحوه‌ی توزیع درآمد در این منطقه‌ها بررسی شود. به خاطر اهمیت تأمین امنیت غذایی، بیشتر کشورها بخش روستایی را جزء محورهای توسعه خود قرار می‌دهند و با ایجاد زیرساخت‌های مناسب از آن حفاظت می‌کنند. اگر وضعیت توزیع درآمد در روستاها متناسب باشد میزان مهاجرت به شهر نیز کاهش یافته و تولید کشور افزایش خواهد یافت و چون کشاورزی سهم بیشتری در درآمد روستاییان دارد ضروری است که رشد این بخش نیز در نظر گرفته‌شود. از آن‌جایی که درآمد دست‌کم 50 درصد روستاییان از طریق کشاورزی به‌دست می‌آید. به همین دلیل سیاست‌های اتخاذ شده در بخش کشاورزی جزء مهم‌ترین سیاست‌های مؤثر بر روستاها هستند. محصولات کشاورزی به‌عنوان کالاهای راهبردی (استراتژیک) درنظر گرفته می‌شوند و از لحاظ سیاسی برای کشور مهم می‌باشند بنابراین باید در حفظ رشد بخش کشاورزی و توزیع عادلانه‌ی درآمد روستایی اقدام‌هایی صورت گیرد تا انگیزه لازم برای افزایش تولید محصولات کشاورزی در روستاییان ایجاد شود.(Mirbagheri et al., 2016)

پژوهش‌های بسیاری در زمینه رابطه بین نابرابری درآمدی و رشد بخش کشاورزی صورت گرفته که به چند نمونه اشاره می‌شود.

Nily and Farahbakhsh (1998)فرضیه کوزنتس را در سال‌های 75-1341 با استفاده از داده‌های دوره زمانی بررسی کردند. نتایج آنان گویای آن است که افزایش رشد اقتصادی به بهبود توزیع درآمدها کمک می‌کند و نامطلوب‌تر شدن توزیع درآمد موجب کند شدن رشد اقتصادی می‌شود. Motafaker

Azad and Abheri (2004)در تحقیقی با عنوان توزیع درآمد، بهره‌وری و رشد اقتصادی در ایران طی دوره‌ی (1347-80) اثر رفع نیازمندی و بهبود توزیع درآمد بر بهره‌وری و رشد اقتصادی را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بررسی کرده‌اند. نتایج این بررسی نشان داده‌است که رفع نیازمندی و بهبود توزیع درآمد نه تنها تأثیر مثبت بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد، بلکه خود موجب تقویت بهره‌وری نیروی‌کار و استمرار رشد اقتصادی می‌شود. در این بررسی نیز فرضیه کوزنتس تأیید نشده است. برمبنای فرضیه کوزنتس در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمدی در آغاز افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی به تدریج کاهش می‌یابد.

Khaledi and Sadr al-Sharifi (2005) در بررسی رابطه بین رشد بخش کشاورزی و توزیع درآمد در منطقه‌های روستایی از روش مدل‌های خطی و غیرخطی استفاده کردند. نتیجه این بررسی این بود که فرضیه توزیع درآمد کوزنتس در منطقه‌های روستایی صادق نیست. شاخص نابرابری توزیع درآمد در منطقه‌های روستایی رابطه مستقیمی با نرخ رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد.Mehrgan et al (2008)در بررسی رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران برمبنای آمار موجود طی سال‌های 1347-85 رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد را بررسی کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهند که ترکیب و سهم بخش‌ها در رشد اقتصادی، برچگونگی توزیع درآمد اثرگذار است. هرچه سهم بخش کشاورزی افزایش یابد، توزیع اقتصادی متعادل‌تر می‌شود.

Banoee et al (2012) رابطه بین تولید کشاورزی و درآمد را با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی برای سال 1385 بررسی کردند. نتیجه‌ی به دست آمده این است که کاهش تولید بخش کشاورزی باعث کاهش درآمد عامل‌های تولید و کاهش تولید دیگر بخش‌ها نیز می‌شود.

Kochakzadeh (2015)در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه پویای بین رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و پس‌انداز در ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (*SVAR*) در طی دوره‌ی 1348 تا 1391 به این نتیجه رسید که تأثیر تکانه (شوک) نابرابری درآمد بر پس‌انداز مثبت بوده و نسبت به تکانه رشد اقتصادی بیشترین سهم را از توضیح نوسان‌های پس‌انداز داشته‌است. همچنین در این بررسی مشخص شد که تکانه وارده پس‌انداز بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد و این متغیر نسبت به نابرابری درآمد بیشترین سهم را از توضیح نوسان‌های رشد اقتصادی دارا می‌باشد. Bargi et al (2016) با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم ترکیبی (پانلی) تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر

رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه را برای سال‌های 2012-2000 بررسی کردند. نتایج نشان می‌هد که متغیر نابرابری درآمد در رژیم اول اثر مثبت و در رژیم دوم اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین متغیر سرمایه انسانی اثر مثبت دارد. رشد جمعیت و درجه باز بودن تجارت اثراگذاری‌های ناهمسویی را بر رشد اقتصادی دارند. Hossein Zadeh (2017)به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشورهای منطقه منا[1] طی دوره 2014-1994 پرداخت. وی از روش دوربین فضایی استفاده کرده و نتایج به دست آمده به این صورت است که رشد اقتصادی دارای تأثیر مثبت بر توزیع نابرابری درآمد دارد در حالی که مجذور رشد اقتصادی اثر منفی بر توزیع نابرابری درآمد می‌گذارد. Weriemmi and Ehrhart (2004) تحقیقی را در مورد رابطه بین نابرابری و رشد اقتصادی در کشورهای اتحادیه‌ی اروپا و کشورهای حوزه‌ی دریای مدیترانه انجام داده‌اند. برخی نتایج این تحقیق عبارت‌اند از: ۱- رشد سریع اقتصادی باعث افزایش نابرابری درآمدی می‌شود. ۲- اختلاف درآمدی بیشتر باعث تسریع روند رشد اقتصادی می‌شود. ۳- افزایش میزان آزادی تجاری تأثیر قابل توجهی بر اختلاف درآمدی ندارد. Wan (2006)رابطه نابرابری و رشد در کوتاه مدت و بلند مدت را در چین بررسی کرد و به این نتیجه رسید که نابرابری درآمدی بر سرمایه‌گذاری در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت، اثر منفی و بر سرمایه انسانی، اثر مثبتی دارد. اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت، منفی است. Chen (2010) در بررسی کاهش نابرابری منطقه‌ای چین به بهای کاهش رشد، نتیجه‌گیری 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 نداشته‌است. همچنین افزایش رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلند مدت، نابرابری درآمدی را کاهش خواهد داد. Hung et al (2015) نوسان‌های رشد اقتصادی و توزیع درآمد را برای کشور آمریکا در طی سال‌های 2014-1945 بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد که نوسان‌های رشد اقتصادی زمانی که رشد اقتصادی مثبت باشد باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود. هنگامی که رشد اقتصادی منفی باشد نوسان‌های رشد اقتصادی اثر معنی‌داری بر نابرابری درآمد ندارد. Medeiros and Trebat (2016)همگرایی بین رشد اقتصادی، توزیع درآمد و تغییرپذیری‌های ساختاری در آمریکای لاتین را

[1] Mena

بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان‌دهنده این است که یک رابطه دو سویه بین متغیرهای رشد اقتصادی و توزیع درآمد در دوره‌های زمانی مختلف وجود دارد.[1]

انجام بررسی در زمینه ارزیابی رابطه متقابل توزیع درآمد و رشد بخش کشاورزی می‌تواند به سیاستگذاران در زمینه اتخاذ سیاست‌های لازم در جهت افزایش رشد اقتصادی پایدار در بخش کشاورزی کمک کند. همچنین می‌توانند با انتقال نیروی کار ماهر و سرمایه و فناوری به تولید بخش کشاورزی باعث جهش در رشد بخش کشاورزی شوند.

در مورد اولویت رشد اقتصادی بر توزیع درآمد یا اولویت توزیع درآمد بر رشد اقتصادی سه دیدگاه وجود دارد:

۱- دیدگاه اول: اولویت رشد اقتصادی بر توزیع درآمد **:**این دیدگاه براین باور است که توزیع زیاد نابرابری درآمد شرط لازم برای رشد سریع اقتصادی است. استدلال اقتصادی این نظریه این است که شرط لازم رشد اقتصادی، نرخ بالای پس‌انداز است که برای افزایش نرخ پس‌انداز باید درآمد بالای طبقه‌های اجتماعی افزایش یابد. ثروتمندان نیازهای اولیه خود را رفع کرده و با افزایش درآمد گرایش نهایی آنان برای مصرف کاهش و برای پس‌انداز افزایش می‌یابد در نتیجه رشد اقتصادی تسریع می‌شود. این نظریه با استفاده از اثرگذاری‌های رخنه به پایین استدلال خود را تقویت می‌کند.

با افزایش تولید در جامعه در آغاز طبقه‌های بالاتر از آن تولید استفاده می‌کنند پس‌ازآن طبقه‌های پایین‌تر از آن بهره‌مند می‌شوند. از آن‌جایی که نیازمندان نیازهای اشباع نشده دارند تقاضا با افزایش درآمد برای کالای مصرفی افزایش می‌یابد و چون عرضه بی‌کشش است تنها قیمت‌ها افزایش خواهد یافت. در صورتی که این نظریه‌پردازان باور داشتند که با افزایش درآمد ثروتمندان، درآمد نیازمندان نیز همزمان با افزایش تولید بیشتر می‌شود و از فشار تورمی جلوگیری می‌کند (Afshari & dehmardeh, 2014).

۲- دیدگاه دوم: اولویت توزیع درآمد بر رشد اقتصادی **:**این دیدگاه به چهار دلیل با دیدگاه اول مغایرت دارد:

1

۱) ثروتمندان کشورهای درحال توسعه گرایشی برای پس‌انداز ندارند چون بیشتر آنان بخش عمده‌ای از درآمد خود را برای خرید کالاهای لوکس مصرف می‌کنند پس افزایش درآمدها روی تولید ملی بی‌تأثیر است.
۲) سطح زندگی نیازمندان از لحاظ تغذیه مناسب، بهداشت و آموزش به‌خاطر افزایش اندک در درآمد، پایین نگه داشته می‌شود؛ لذا بهره‌وری اقتصادی آنان کاهش می‌یابد که به طور مستقیم یا غیرمستقیم بر کند شدن رشد اقتصادی منجر می‌شود.
۳) با افزایش درآمد طبقات پایین، تقاضای کالاهای ضروری مانند غذا، پوشاک و مسکن که در داخل تولید می‌شوند افزایش می‌یابد که نتیجه این امر افزایش اشتغال و تولید ملی است؛ اما تقاضای افراد ثروتمند برای کالاهای وارداتی است که باعث خروج ارز از کشور و کاهش تولید ملی می‌شود.
۴) توزیع عادلانه‌ی درآمد از لحاظ روانی انگیزه نیرومندی برای افزایش نرخ مشارکت عمومی در فعالیت‌های اقتصادی و همکاری با برنامه‌های توسعه اقتصادی ایجاد می‌کند (Ebrahimi salari, 2008).
۳- دیدگاه سوم: همزمانی توزیع درآمد و رشد اقتصادی :در این دیدگاه هیچ اولویتی بین رشد اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد وجود ندارد. به طور کلی مقوله‌هایی که رابطه‌ی رشد و نابرابری درآمد را شامل می‌شوند، همگی در قالب دو الگوی کلاسیک یا مدرن و یا تلفیقی از این دو الگو می‌باشد. در الگوی کلاسیک رابطه‌ی رشد و نابرابری درآمد از طریق متغیر پس‌انداز می‌باشد. به این صورت که با افزایش نابرابری درآمد، ثروت بیشتری در اختیار قشر مرفه جامعه قرار می‌گیرد. در نتیجه پس‌انداز کل و انباشت سرمایه افزایش می‌یابد که منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شوند. برخلاف الگوی کلاسیک، در الگوی مدرن ارتباط رشد و نابرابری درآمد منفی ارزیابی می‌شود و عامل این رابطه منفی نیز سرمایه‌ی انسانی است. به این صورت که هرچه برابری بیشتری در جامعه ایجاد شود امکان سرمایه‌گذاری در آموزش هم برای شمار بیشتری از افراد فراهم می‌شود. در نتیجه با کاهش نابرابری درآمد سرمایه‌ی انسانی بیشتر شده و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد (Galor, 2000).
هدف این تحقیق بررسی و ارزیابی رابطه متقابل بین توزیع نابرابری درآمد در منطقه‌های روستایی و رشد بخش کشاورزی در ایران می‌باشد. همچنین در این پژوهش هدف‌های فرعی زیر نیز دنبال می‌شوند.

- بررسی اثرگذاری‌های رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در منطقه‌های روستایی ایران
- بررسی ثرگذاری‌های توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در منطقه‌های روستایی ایران

روش تحقیق

با توجه به هدف این بررسی، داده‌های سالانه مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت 1390 از سال 1380 تا 1395 از مرکز آمار ایران گردآوری شده‌است. آمار مربوط به ضریب جینی روستایی برای دوره 1380 تا 1395 نیز از مرکز آمار ایران گرفته شده‌است. داده‌های مربوط به نرخ تورم نیز برای دوره 1380 تا 1395 از بانک مرکزی تهیه شده‌است. داده‌های مربوط به آموزش عالی و شمار دانشجویان رشته کشاورزی نیز از سالنامه مرکز آمار ایران برای دوره زمانی 1380 تا 1395 گردآوری شده‌است. همه داده‌ها به جز نرخ تورم به صورت استانی گردآوری شده‌اند و مورد بررسی و ارزیابی هر سی استان ایران می‌باشد. برای برآورد الگوهای مطرح شده، از بسته نرم‌افزاری *STATA 15.0* استفاده شده‌است.

از آنجایی که این پژوهش دارای دو قسمت می‌باشد در نتیجه شکل الگوی تجربی آن نیز در برگیرنده‌ی دو الگوی تجربی خواهد بود. قسمت اول مربوط به کل بخش اقتصادی و قسمت دوم مربوط به بخش کشاورزی می‌باشد. فرم الگوی تجربی برای کل بخش اقتصادی در الگوی ساختاری (*PANEL*) به صورت رابطه (1) و شکل تجربی برای الگوی دوره زمانی (*Panel-VAR*) به صورت رابطه (2) قابل تعریف هستند. این دو معادله به صورت لگاریتمی برآورد می‌شوند. علت انتخاب شکل لگاریتمی این است که در این مدل میزان ضریب تعیین بهتر بوده و مدل بهبود می‌یابد.

$$\ln gini_{it} = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{1j} \ln gini_{it-j} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_{2j} \ln gdpp_{it-j} + \sum_{j=0}^{s} \alpha_{3j} \ln ns_{it-j} + \sum_{j=0}^{r} \alpha_{4j} year_{it-j} + e_{1t} \quad (1)$$

$$\begin{cases} \ln gini_{it} = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{1j} \ln gini_{it-j} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_{2j} \ln gdpp_{it-j} \\ \qquad + \sum_{j=0}^{s} \alpha_{3j} \ln \inf l_{it-j} + \sum_{j=0}^{r} \alpha_{4j} \ln ns_{it-j} + e_{1t} \\ \ln gdpp_{it} = \beta_{20} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} \ln gini_{it-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{2j} \ln gdpp_{it-j} \\ \qquad + \sum_{j=0}^{s} \beta_{3j} \ln \inf l_{it-j} + \sum_{j=0}^{r} \beta_{4j} \ln ns_{it-j} + e_{2t} \end{cases} \quad (2)$$

در دو معادله بالا j نشان‌دهنده‌ی شمار وقفه، t نشان‌دهنده دوره زمانی و i نشان‌دهنده مقطعها (استان‌ها)، $\ln gini$ ضریب جینی روستایی هر استان، $\ln gdpp$ تولید ناخالص داخلی سرانه برای هر استان، $\ln \inf l$ نرخ تورم کشوری و . $\ln ns$ آموزش عالی (شمار دانشجویان دانشگاه‌های آزاد، دولتی و فرهنگیان) برای هر استان می‌باشند. متغیرهای نرخ تورم و آموزش عالی به عنوان متغیرهای برون‌زا در نظر گرفته شده‌اند.

شکل الگوی تجربی برای بخش کشاورزی در الگوی ساختاری (*PANEL*) به صورت رابطه (3) و شکل تجربی برای الگوی دوره زمانی (*Panel-VAR*) به صورت رابطه (4) قابل تعریف هستند. این دو معادله نیز به صورت لگاریتمی برآورد می‌شوند.

$$\ln gini_{it} = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{1j} \ln gini_{it-j} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_{2j} \ln gdppa_{it-j} + \sum_{j=0}^{r} \alpha_{3j} l1.\ln nsa_{it-j} + \sum_{j=1}^{z} \alpha_{4j} year_{it-l} + e_{1t} \quad (3)$$

$$\begin{cases} l\ln gini_{it} = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^{p}\alpha_{1j}\ln gini_{it-j} + \sum_{j=0}^{q}\alpha_{2j}\ln gdppa_{it-j} + \sum_{j=0}^{s}\alpha_{3j}\ln inf\, l_{it-j} \\ \qquad + \sum_{j=0}^{r}\alpha_{4j} l1.\ln nsa_{it-j} + \sum_{j=1}^{z}\alpha_{5j} year_{it-l} + e_{1t} \\ \ln gdppa_{it} = \beta_{20} + \sum_{j=1}^{p}\beta_{1j}\ln gini_{it-j} + \sum_{j=0}^{q}\beta_{2j}\ln gdppa_{it-j} + \sum_{j=0}^{s}\beta_{3j}\ln inf\, l_{it-j} \\ \qquad + \sum_{j=0}^{r}\beta_{4j} l1.\ln nsa_{it-j} + \sum_{j=1}^{z}\beta_{5j} year_{it-j} + e_{2t} \end{cases} \quad (4)$$

به طوری که j نشان‌دهنده‌ی شمار وقفه، t نشان‌دهنده دوره زمانی و i نشان‌دهنده مقطعها (استان‌ها)، $\ln gini$ ضریب جینی روستایی هر استان، $\ln gdppa$ ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی برای هر استان، $\ln inf\, l$ نرخ تورم کشوری، $l1.\ln nsa$ وقفه اول شمار دانشجویان رشته کشاورزی برای هر استان و $year$ روند زمانی می‌باشند. متغیرهای نرخ تورم، شمار دانشجویان رشته کشاورزی و روند به عنوان متغیرهای برون‌زا در مدل لحاظ شده‌اند.

نتایج و بحث

درآغاز وجود ریشه واحد در متغیرها بررسی می‌شود تا از دشواری‌های مربوط به رگرسیون کاذب پرهیز شود. برای بررسی مانایی، آزمون‌های مختلفی مانند لوین، لین و چو (LLC)، ایم، پسران و شیم (IPS)، هادری ($Hadri$) و آزمون فیشر (شامل آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) ویژه داده‌های ترکیبی) وجود دارد. در این بررسی به دلیل نامتوازن بودن داده‌ها تنها از سه آزمون ایم، پسران و شیم ، دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون استفاده شده‌است. نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای مورد بررسی در جدول (2) آورده شده‌است. نتایج نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و همه‌ی متغیرها مانا می‌باشند.

جدول(۲) نتایج آزمون‌های ریشه واحد ویژه داده‌های ترکیبی

Table (2): The root test results of the unit special panel data

متغیرها Variables	سطح متغیرها Variables level			نتیجه result
	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher	
Lngini	-6/196*** (۰/۰۰۰)	160/140*** (۰/۰۰۰)	280/403*** (۰/۰۰۰)	I(0)
Lngdpp	(-1/434)* (0.075)	148/061*** (۰/۰۰۰)	99/026*** (۰/۰۰۱)	I(0)
Lngdpap	-1/216* (۰/۱۱۱)	139/338*** (۰/۰۰۰)	106/526*** (0.0002)	I(0)
Lninfl	-4/187*** (۰/۰۰۰)	297/957*** (۰/۰۰۰)	33/037 (0/998)	I(0)
Lnns	- -	220/3*** (۰/۰۰۰)	274/519*** (۰/۰۰۰)	I(0)
Lnnsa	- -	183/036*** (۰/۰۰۰)	209/587*** (۰/۰۰۰)	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق(* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

Source: Research findings (*,**and *** show significant levels at 10% , 5% and 1% respectively)

نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی ساختاری برای بخش اقتصادی کل: (رگرسیون ترکیبی)

داده‌های همه‌ی متغیرها در محدوده‌ی زمانی 95-1380 استفاده شده‌اند. در برآورد ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد استان‌ها، دو الگو بررسی شده‌است. الگوی اول شامل دو متغیر ضریب جینی و تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد. الگوی دوم افزون بر این دو متغیر، متغیر آموزش عالی را نیز دارا می‌باشد.

نتایج به‌دست آمده از برآورد معادله‌ی (1) در جدول (3) گزارش شده‌است. در الگوی اول تنها ارتباط بین تولید ناخالص داخلی سرانه و ضریب جینی و الگوی دوم با اضافه کردن متغیر آموزش عالی برآورد شده‌است.

با توجه به جدول (3) در الگوی اول بین تولید ناخالص داخلی سرانه و ضریب جینی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد. درنتیجه با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی افزایش پیدا کرده و توزیع درآمد بدتر می‌شود. با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی معادل

با 0/106 درصد افزایش خواهد یافت. بین وقفه‌ی اول تولید ناخالص داخلی سرانه و ضریب جینی رابطه‌ای منفی و معنی‌دار برقرار است. با افزایش یک درصد از تولید ناخالص داخلی سرانه در سال پیش، میزان ضریب جینی0/088 درصد در سال جاری کاهش خواهد یافت. رابطه بین ضریب جینی با وقفه‌ی اول خودش نیز مثبت و معنی‌دار است. یعنی اگر ضریب جینی در دوره‌ی پیش یک درصد افزایش پیدا کند، ضریب جینی در دوره‌ی جاری به میزان 0/49 درصد افزایش می‌یابد.

در الگوی دوم نتایج نیز همانند الگوی اول تفسیر می‌شود. رابطه بین تولید ناخالص داخلی سرانه و ضریب جینی مثبت و معنی‌دار است و افزایش هر دو منجر به نابرابری توزیع درآمد می‌شود. با افزایش یک درصد از تولید ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی به میزان 0/097 درصد افزایش خواهد یافت. رابطه‌ی ضریب جینی و وقفه اول تولید ناخالص داخلی سرانه منفی است که با افزایش یک درصد از تولید ناخالص داخلی سرانه در دوره پیش،ضریب جینی به میزان0/09 درصد در دوره جاری کاهش خواهد یافت. رابطه‌ی ضریب جینی با وقفه‌ی اول خودش هم معنی‌دار و مثبت است که افزایش یک درصدی ضریب جینی سال گذشته باعث افزایش ضریب جینی امسال به میزان 0/206 درصد خواهد شد. متغیر آموزش عالی با ضریب جینی رابطه‌ی معنی‌دار و مثبتی دارد یعنی هر چقدر سطح تحصیلات تکمیلی افراد جامعه افزایش یابد ضریب جینی نیز افزایش یافته و باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود. با افزایش یک درصدی آموزش عالی، ضریب جینی با افزایشی معادل با 0/011 درصد روبه‌رو خواهد شد. در هر دو الگو رابطه‌ی بین ضریب جینی و روند منفی و معنی‌دار است و نشان‌دهنده‌ی این نکته است که با گذشت هر سال میزان ضریب جینی کاهش می‌یابد.

برای تعیین تصریح مناسب مدل از آزمون F لیمر استفاده شده‌است. برای مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی متغیر وابسته بین دو مدل اثرهای ثابت[1] و اثرهای تصادفی[2] از آزمون هاسمن استفاده شده‌است. در جدول (4) نتایج این تصریح‌ها گزارش شده‌است. آماره محاسباتی آزمون F در الگوی اول برابر با 1/127- می‌باشد در نتیجه فرض صفر مبنی بر مدل تلفیق شده (PLS) رد نشده و این مدل به عنوان تصریح مناسب انتخاب می‌شود. در الگوی دوم نیز آماره محاسباتی F برابر با 452/3 است در نتیجه مدل اثرهای ثابت (FE) انتخاب می‌شود.

---

[1] Fixed effects model

[2] Random effects model

آماره محاسباتی آزمون هاسمن برای الگوی اول برابر با 123/56 است که بزرگتر از مقدار بحرانی جدول می‌باشد در نتیجه فرض صفر مبنی بر انتخاب مدل اثرهای تصادفی (*RE*) رد شده و مدل اثرهای ثابت (*FE*) انتخاب می‌شود. در الگوی دوم نیز با مقدار آماره محاسباتی معادل 135/79 مدل اثرهای ثابت (*FE*) انتخاب می‌شود.

برای سنجش استقلال ضعیف مقطع‌ها برمبنای متغیر وابسته و اجزای اخلال از آزمون ضعیف استقلال مقطع‌ها برمبنای متغیر وابسته و جزء اخلال در داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود. آماره این آزمون، *CD* است که به صورت زیر قابل محاسبه است که در آن T شمار مشاهده‌ها، ρ ضریب همبستگی می‌باشد.

$$CD = \left[\frac{TN(N-1)}{2}\right]^{1/2} \hat{\bar{\rho}}_N$$

جدول (4) نتایج به‌دست آمده از استقلال ضعیف مقطع‌ها برمبنای متغیر وابسته و جزء اخلال را گزارش می‌کند. آماره محاسباتی استقلال ضعیف مقطع‌ها برمبنای متغیر وابسته برای هر دو الگو برابر با46/644 می‌باشد در نتیجه فرض صفر مبنی بر وابستگی مقطع‌ها برمبنای متغیر وابسته رد شده و هر دو الگو دارای استقلال ضعیف مقطع‌ها برمبنای متغیر وابسته می‌باشند. در استقلال ضعیف مقطع‌ها برمبنای جزء اخلال، الگوی اول دارای آماره *CD* برابر با 7/904 بوده و آماره محاسباتی الگوی دوم برابر با 3/956 است که در هر دو الگو فرض صفر مبنی بر وجود وابستگی مقطع‌ها بین اجزای اخلال رد شده و مقطع‌ها برمبنای جزء اخلال دارای استقلال ضعیف هستند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول(۳) نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی لگاریتمی ضریب جینی در مدل ترکیبی

Table (3) Results of estimation the logarithmic pattern of Gini coefficient in panel model

الگوی دوم Second pattern			الگوی اول The first pattern			نام متغیر Variable name	
p-value	آماره t The statistics t	ضریب Coefficient	p-value	آماره z The statistics z	ضریب Coefficient		
0.007	2.73	0.097***	0.001	3.49	0.106***	lngdpp	تولید ناخالص داخلی سرانه
0.008	-2.67	0.092***	0.004	2.91	0.088**	$lngdpp_{t-1}$	وقفه اول تولید ناخالص داخلی سرانه
0.000	4.12	0.206***	0.000	12.79	0.490***	$lngini_{t-1}$	وقفه اول ضریب جینی
0.108	1.61	0.011*	–	–	–	lnns	آموزش عالی
0.000	10.13	0.021***	0.000	9.18	0.013***	year	روند
0.000	10.15	29.225***	0.000	9.00	18.069***	cons	عرض از مبدأ
Within=0.54 Between=0.69 Overall=0.55			0.61			R^2	
FE			PLS			تصریح مناسب مدل	

منبع: یافته‌های تحقیق(* و **، ***به ترتیب معنی‌داری در سطح‌های ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

Source: Research findings (*,** and *** show significant levels at 10% , 5% and 1% respectively)

جدول (۴) نتایج آزمون‌های انتخاب تصریح مدل ویژه داده‌های ترکیبی

Table (4) The results of the selection tests of the special model of panel data

آزمون استقلال جزء اخلال	آزمون استقلال متغیر وابسته	آزمون هاسمن (انتخاب بین FE و RE)	آزمون F (آزمون تلفیق‌پذیری انتخابی بین FE و PLS)		
7.904 (0.000)	46.644 (0.000)	123.56 (0.000)	-1.127 (1)	آماره آزمون (p-value)	الگوی اول تولید ناخالص داخلی سرانه
جزء اخلال مستقل	متغیر وابسته مستقل	انتخاب مدل FE	انتخاب مدل PLS	نتیجه	
3.965 (0.001)	46.644 (0.000)	135.79 (0.000)	3/452 (3.080e-08)	آماره آزمون (p-value)	الگوی دوم تولید ناخالص داخلی سرانه
جزء اخلال مستقل	متغیر وابسته مستقل	انتخاب مدل FE	انتخاب مدل FE	نتیجه	

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی دوره زمانی برای بخش اقتصادی کل: (*PVAR*)

درنتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی ساختاری (*Panel*) برمبنای نظریه (تئوری) اقتصادی متغیر وابسته درون‌زا و متغیرهای توضیحی برون‌زا می‌باشند در این پژوهش برای بررسی علّیت بین این دو متغیر از رهیافت *PVAR* استفاده شده‌است. در این مدل دو متغیر آموزش عالی و نرخ تورم به عنوان متغیرهای برون‌زا در نظر گرفته شده‌اند.

برای برآورد مدل *PVAR* ، درآغاز لازم است شمار وقفه بهینه تعیین شود. جدول (5) نتایج به‌دست آمده از تعیین وقفه بهینه را نشان می‌دهد. برابر آماره‌های اطلاعاتی شواتز بیزین (*BIC*) و حنان کویین (*HIC*) ، وقفه بهینه برای مدل، وقفه یک انتخاب شد. بنابراین مناسب‌ترین مدل، مدلی با یک وقفه می‌باشد.

جدول(۵) نتایج تعیین وقفه‌های بهینه مدل *PVAR* در الگوی لگاریتمی

Table (5) Results of determining optimal intervals of the PVAR model in logarithmic pattern

مدل model	وقفه Lag	ضریب تعیین The coefficient of determination	آمارهJ	معناداری آمارهJ	معیار شوارتز بیزین (BIC)	معیار آکائیک (AIC)	معیار حنان کویین (HIC)
lngdpp	1	0.982	36.400	0.002	48.689*	4.400	17.075*
	2	0.972	32.293	0.001	13.524	8.293	7.813
	3	0.958	13.881	0.084	28.663	2.118	12.856
	4	0.749	5.272	0.260	15.999	2.727*	8.096

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

پس از مشخص شدن وقفه‌ی مناسب، الگوی *PVAR* برآورد شده‌است. جدول (6) نتایج برآورد ضریب‌های مدل *PVAR* را نشان می‌دهد. از آنجایی که مبنای مدل‌های خودرگرسیون برداری (*VAR*) برمبنای پیش‌بینی می‌باشند، ضریب‌های این مدل چندان قابل تفسیر نیستند. همچنین به‌دلیل حضور متغیرهای با وقفه‌ی زمانی تفسیر آن‌ها دشوار است. بر همین مبنا برای تفسیر خروجی‌های این روش آماری و اقتصاد سنجی، تابع واکنش (*IRF*) را محاسبه و نمایش می‌دهند.

جدول(۶) نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل *PVAR* در الگوی لگاریتمی با متغیر برون‌زا

Table (6) Results of estimation of PVAR model in logarithmic pattern with exogenous variable

$P>\|z\|$	آمارهz	خطای معیار The stsndsrd error	ضریب Coefficient	متغیرهای توضیحی The explanatory variables	متغیر مستقل Independent variable
0.000	4.43	0.103	0.460	$lngini_{t-1}$	ضریب جینی lngini
0.000	4.38	0.135	0.592	$lngdpp_{t-1}$	
0.000	5.72	0.027	0.156	lninfl	
0.170	-1.37	0.013	-0.018	lnns	
0.088	1.70	0.106	0.180	$lngini_{t-1}$	تولید ناخالص داخلی سرانه lngdpp
0.000	5.11	0.2141	0.724	$lngdpp_{t-1}$	
0.006	2.77	0.028	0.078	lninfl	
0.388	0.86	0.012	0.010	lnns	

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق

برای اطمینان از الگوی مورد بررسی، تأثیر تکانه متغیرها بر یک‌دیگر در بخش تابع‌های واکنش تفسیر شده‌اند. نتایج به‌دست آمده از آزمون پایداری در جدول (7) و شکل (1) آورده شده‌است. بنابر جدول (7) و شکل (1) شرط پایداری برقرار است زیرا همه‌ی مقادیر ویژه (یا ریشه‌های مشخصه) درون دایره‌ی واحد قرار دارند و از یک کوچک‌تر هستند. در نتیجه مدل برآورد شده، مدلی پایدار است.

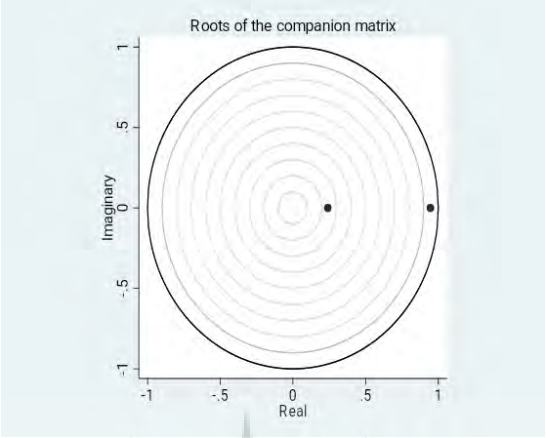
جدول(۷): شرط پایداری مقادیر ویژه در الگوی لگاریتمی با متغیر برون‌زا

Table (7): Stability of special values in logarithmic pattern with exogenous variable

ضرایب استاندارد Standard coefficients	مقدار ویژه Special amount	
	موهومی Imaginative	واقعی Real
0/945	0	0/945
0/239	0	0/239

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل (۱) ریشه‌های ماتریس و شرط پایداری

(منبع: یافته‌های تحقیق)

Figure (1) The roots of the matrix and the condition of stability

(Source: Research findings)

پیش از بررسی رابطه بین متغیرها برمبنای تابع‌های واکنش، علّیت بین متغیرهای ضریب جینی و تولید ناخالص داخلی سرانه بررسی شده‌است. نتایج آزمون علّیت گرنجری در جدول (8) آمده‌است. بنابر نتایج به‌دست آمده از جدول (8)، آماره محاسباتی برابر با 19/214 است که در سطح 1درصد معنی‌دار بوده و فرض صفر مبنی بر اینکه تولید ناخالص داخلی سرانه علّیت گرنجری ضریب جینی نیست رد شده در نتیجه یک رابطه‌ی علّی یک سویه از سمت تولید ناخالص داخلی سرانه به ضریب جینی وجود دارد.

جدول(۸) نتایج آزمون علیت گرنجری در الگوی لگاریتمی با متغیر برون‌زا

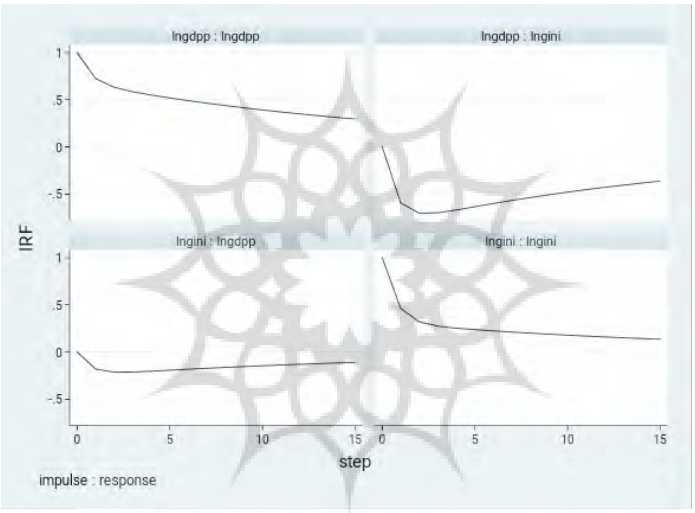
Table (8) Granger causality test results in logarithmic pattern with exogenous variable

نتیجه Result	احتمال Possibility	آماره chi2	فرض صفر Null hypothesis
رد فرض صفر	000/0	214/19***	lngini علیت گرنجری lngdpp نیست.
قبول فرض صفر	088/0	902/2	lngdpp علیت گرنجری lngini نیست.

منبع: یافته‌های تحقیق (*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد)

Source: Research findings (*** show significant levels at 1% respectively)

تابع‌های واکنش آنی (*IRF*) ابزار توانمندی است که تأثیر یک تکانه وارده بر الگو را نشان می‌دهد. در واقع این تابع‌هاتوصیف‌کننده واکنش یک متغیر نسبت به یک تکانه در سامانه است، درحالی که تأثیر سایر تکانه‌ها صفر در نظر گرفته می‌شود. شکل (2) نشان می‌دهد که اگر تکانه افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه به وقوع بپیوندد، در این صورت هر کدام از این تکانه‌ها باعث افزایش ضریب جینی شده و اثر این تکانه‌ها به دوره‌های بعد منتقل می‌شود. برابر این شکل در 5 دوره‌ی اول در نتیجه تکانه ناشی از تولید ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی از میزان صفر به سمت 0/5-کاهش می‌یابد. بین دوره دهم و پانزدهم تکانه‌های وارده بر ضریب جینی به تدریج حذف می‌شوند.



شکل (۲) تکانه و واکنش متغیرهای مدل (منبع: یافته‌های تحقیق)

Figure (2) Impact and response of model variables (Source: Research findings)

جدول (9) نتایج به‌دست آمده از تجزیه خطای واریانس را نشان می‌دهد. برابر این جدول بیشترین تغییرپذیری‌های ضریب جینی، ناشی از روند گذشته خود متغیر بوده که از دوره دوم رخ داده‌است. 76درصد از تغییرپذیری‌های ضریب جینی مربوط به مقادیر گذشته خود و 24 درصد مربوط به تغییر تولید ناخالص داخلی سرانه است.

جدول(۹) نتایج تجزیه واریانس در الگوی لگاریتمی با متغیر برون‌زا

Table (9) Analysis of variance in logarithmic pattern with exogenous variable

متغیر واکنش و افق پیش بینی Reaction variable	متغیر تکانه Impulse variable	
lngini	lngini	lngdpp
0	0	0
1	1	0
2	0.760	0.239
3	0.598	0.401
4	0.508	0.491
5	0.453	0.546
6	0.418	0.581
7	0.393	0.606
8	0.375	0.624
9	0.361	0.638
10	0.350	0.649

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی ساختاری برای بخش کشاورزی: (رگرسیون ترکیبی)

حالت ترکیبی به صورت دو الگو بررسی شده‌است. در الگوی اول تنها ارتباط بین ضریب جینی و ارزش افزوده‌ی سرانه بخش کشاورزی بررسی شده و در الگوی دوم متغیر وقفه‌ی اول شمار دانشجویان رشته کشاورزی اضافه شده‌است.

نتایج بهدست آمده از برآورد رگرسیونی ترکیبی با توجه به معادله‌ی (3) در جدول (10) گزارش شده‌است. برابر این جدول در الگوی اول رابطه‌ی بین ضریب جینی و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی معنی‌دار و ضریب آن مثبت است. در نتیجه با افزایش ضریب جینی، توزیع نابرابری درآمد نیز افزایش خواهد یافت. یعنی اگر ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی یک درصد افزایش یابد ضریب جینی معادل با 0/106 درصد افزایش خواهد یافت. رابطه‌ی بین ضریب جینی و وقفه‌ی اول ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی معنی‌دار و منفی است. در نتیجه با افزایش یک درصدی ارزش افزوده

سرانه بخش کشاورزی در سال گذشته، ضریب جینی در سال جاری به میزان 0/084 درصد کاهش خواهد یافت. ضریب جینی با وقفه اول خود رابطه مثبت و معنی‌داری دارد. اگر ضریب جینی سال گذشته یک درصد افزایش پیدا کند، ضریب جینی سال جاری به میزان 0/51 درصد افزایش خواهد یافت. ضریب تعیین این الگو برابر با 0/61 است.

در الگوی دوم بین ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی و ضریب جینی یک رابطه‌ی معنی‌دار و مثبت وجود دارد در نتیجه هرچه ضریب جینی افزایش یابد توزیع نابرابری درآمد نیز افزایش خواهد یافت. با افزایش یک درصدی ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی، ضریب جینی معادل با 0/108درصد افزایش خواهد یافت. همانند الگوی اول بین ضریب جینی و وقفه اول ارزش افزوده بخش کشاورزی رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد که با افزایش یک درصدی ارزش افزوده در دوره قبل، ضریب جینی کاهشی معادل 0/045 درصد خواهد داشت. رابطه بین ضریب جینی و وقفه‌ی اول خودش نیز مثبت و معنی‌دار می‌باشد. در نتیجه اگر ضریب جینی دوره پیش یک درصد افزایش یابد، ضریب جینی دوره جاری افزایشی معادل 0/203 درصد را خواهد داشت. شمار دانشجویان رشته کشاورزی با ضریب جینی یک رابطه معنی‌دار و مثبت دارد. درواقع هر چه سطح تحصیلات تکمیلی افراد جامعه در رشته‌ی کشاورزی افزایش پیدا کند ضریب جینی نیز افزایش یافته درنتیجه توزیع درآمد نابرابرتر می‌شود. اگر شمار دانشجویان رشته کشاورزی در دوره پیش یک درصد افزایش پیدا کند ضریب جینی در دوره جاری افزایشی معادل با 0/013 درصد خواهد داشت. ضریب تعیین این الگو نیز برابر با 0/52 است. در هر دو الگو بین ضریب جینی و روند یک رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد که نشان می‌دهد با سپری کردن هر سال میزان ضریب جینی نسبت به سال گذشته کاهش می‌یابد.

در مرحله بعد برای تعیین تصریح داده‌های ترکیبی از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن استفاده شده‌است. نتایج این دو آزمون در جدول (11) گزارش شده‌است. آماره محاسباتی آزمون F لیمر برای هر دو الگو به ترتیب برابر با ۰/۸۱۲- و ۳/۴۸۰ برآورد شده‌است. در الگوی اول فرض صفر مبنی بر مدل PLS رد نشده و مدل PLS انتخاب می‌شود اما در الگوی دوم فرض صفر رد شده و مدل FE انتخاب می‌شود. آماره محاسباتی آزمون هاسمن در الگوی اول برابر با ۱۲۸/۹۸ است که فرض صفر مبنی بر انتخاب مدل RE رد شده و الگو بر اساس مدل FE تصریح می‌شود. در الگوی دوم نیز آماره محاسباتی آزمون برابر با ۱۳۵/۳۲ می‌باشد. در نتیجه فرض صفر رد شده و مدل FE انتخاب می‌شود.

برای تعیین مستقل بودن مقطع‌ها برمبنای متغیر وابسته و جزء اخلال از آزمون استقلال ضعیف مقطع‌ها استفاده شده‌است. نتایج این آزمون در جدول (11) آورده شده‌است. طبق این نتایج مقطع‌ها برمبنای متغیر وابسته با آماره محاسباتی ۴۶/۶۴۴ در هر دو الگو، دارای استقلال ضعیف است. برای آزمون استقلال مقطع‌ها برمبنای جزء اخلال از آماره *CD* استفاده شده است. آماره محاسباتی در الگوی اول برابر با ۹/۸۶۰ و در الگوی دوم برابر با ۴/۸۱۴ می‌باشد در نتیجه فرض صفر مبنی بر وجود وابستگی بین اجزای اخلال رد شده و مقاطع بر اساس جزء اخلال دو الگو دارای استقلال ضعیف می‌باشند.

جدول(۱۰) نتایج به‌دست آمده از برآورد رگرسیونی الگوی لگاریتمی – متغیر وابسته ضریب جینی در مدل ترکیبی

Table (10) The results of regression estimation of the logarithmic-dependent variable of the Gini coefficient in the panel model

الگوی دوم Second pattern			الگوی اول The first pattern			نام متغیر Variable name	
p-value	آمارهt	ضریب	p-value	آماره z	ضریب		
0.001	3/33	0.108***	0.000	3.83	0.106***	lngdpap	ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی
0.152	-1.44	-0.045*	0.002	-3.06	-0.084*	$lngdpap_{t-1}$	وقفه اول ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی
0.000	3.88	0.203***	0.000	13.41	0.515***	$lngini_{t-1}$	وقفه اول ضریب جینی
0.067	1.84	0.013***	–	–	–	$lnnsa_{t-1}$	وقفه اول شمار دانشجویان رشته کشاورزی
0.000	-10/47	-0.021***	0.000	-8.82	-0.013***	year	روند
0.000	10.21	29.605***	0.000	8.67	17.725***	cons	عرض از مبدأ
Within=0.54 Between=0.56 Overall=0.52 FE			0.61 PLS			R^2 تصریح مناسب مدل	

منبع: یافته‌های تحقیق(* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

Source: Research findings (*,** and *** show significant levels at 10% , 5% and 1% respectively)

جدول (11) نتایج آزمون‌های انتخاب تصریح مدل ویژه داده‌های ترکیبی

Table (11): The results of the selection tests of the special model of panel data

		آزمون Fآزمون تلفیق‌پذیری انتخابی بینFEوPLS)	آزمون هاسمن (انتخاب بینFEو RE)	آزمون استقلال متغیر وابسته Independent test of dependent variable	آزمون استقلال جزء اخلال Independent test is a disturbing component
الگوی اول ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی	آماره آزمون p-) value)	-0.812 (1)	128.98 (0.000)	46.644 (0.000)	9.860 (0.000)
	نتیجه	انتخاب مدلPLS	انتخاب مدلFE	متغیر وابسته مستقل	جزء اخلال مستقل
الگوی دوم ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی	آماره آزمون p-) value)	3.480 (2.473e.8)	135.32 (0.000)	46.644 (0.000)	4.840 (0.000)
	نتیجه	انتخاب مدلFE	انتخاب مدلFE	متغیر وابسته مستقل	جزء اخلال مستقل

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی دوره زمانی برای بخش کشاورزی: (PVAR)

برای پیدا کردن علّیت بین ضریب جینی و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی از رهیافت *PVAR* استفاده شده‌است. در این رهیافت رابطه‌ی بین متغیرها به صورت یک‌سویه یا حتی دو سویه تعیین می‌شود. مدل *PVAR* با در نظر گرفتن سه متغیر روند، نرخ تورم و وقفه اول شمار دانشجویان رشته کشاورزی به عنوان متغیرهای برون‌زا برآورد شده‌است.

نخستین کار در زمینه این رهیافت، تعیین وقفه‌های بهینه می‌باشد. جدول (12) نتایج به‌دست آمده از این تعیین را نشان می‌دهد. برابر نتایج جدول مناسب ترین وقفه‌ی بهینه برمبنای معیارهای شواتز بیزین (*BIC*)، آکائیک (*AIC*) و حنان کویین (*HIC*)، وقفه‌ی دوم می‌باشد.

جدول(۱۲) نتایج تعیین وقفه‌های بهینه مدل PVAR در الگوی لگاریتمی

Table (12) Results of determining the optimal interruptions of the PVAR model in logarithmic algorithm

مدل Model	وقفه Break	ضریب تعیین The coefficient of determination	آمارهJ	معناداری آمارهJ	معیار شواتز بیزین (BIC)	معیار آکائیک (AIC)	معیار حنان کوبین (HIC)
lngdpap	1	0.975	58.420	9.70e-07	-26.529	26.402	4.985
	2	0.916	13.336	0.345	-50.363*	-10.663*	-26.726*
	3	0.925	6.969	0.539	-35.496	-9.030	-19.739
	4	0.493	2.422	0.658	-18.810	-5.575	-10.937

Source: Research findings منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج بهدست آمده از برآورد رگرسیون مدل *PVAR* در جدول (13) گزارش شده‌است. برابر نتایج جدول بیشتر متغیرها معنی‌دار هستند اما ضریب‌های الگوی *PVAR* به‌ندرت تفسیر می‌شوند و بهطور عمده از تابع‌های واکنش استفاده می‌شود.

از آن‌جایی که الگوی *PVAR* دارای مدل *VAR* روی مقطعهاست پس باید ثبات یا پایداری در مدل وجود داشته باشد تا امکان نمایش آن به صورت میانگین متحرک برداری از مرتبه بی‌نهایت قابل طرح باشد که بتوان تابع‌های واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی را حساب کرد. جدول (14) و شکل (3) نشان‌دهنده شرط پایداری هستند. برابر نتایج جدول زیر شرط پایداری برقرار است زیرا همهی مقادیر ویژه (یا ریشه‌های مشخصه) آن‌ها درون دایره واحد قرار گرفته‌است و کوچک‌تر از یک هستند.

جدول(۱۳) نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل PVAR در الگوی لگاریتمی با متغیر برون‌زا

Table (13) Results of estimation of PVAR model in logarithmic pattern with exogenous variable

متغیر مستقل Independent variable	متغیرهای توضیحی The explanatory variables	ضریب Coefficient	خطای معیار The stsndsrd error	آمارهz	$P > \|z\|$
ضریب جینی lngini	$lngini_{t-1}$	0.226	0.081	2.77	0.006
	$lngdpap_{t-1}$	-0.131	0.067	-1.96	0.050
	year	-0.015	0.002	-5.49	0.000
	lninfl	-0.047	0.014	-3.30	0.001
	$lnnsa_{t-1}$	0.014	0.012	1.17	0.244

ادامه جدول(۱۳) نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل PVAR در الگوی لگاریتمی با متغیر برون‌زا

Table (13): Results of estimation of PVAR model in logarithmic pattern with exogenous variable

$P>\|z\|$	آماره z	خطای معیار The stsndsrd error	ضریب Coefficient	متغیرهای توضیحی The explanatory variables	متغیر مستقل Independent variable
0.096	-1.67	0.124	-0.207	lngini $_{t-1}$	ارزش افزوده بخش کشاورزی lngdpap
0.000	3.99	0.127	0.509	lngdpap $_{t-1}$	
0.216	1.24	0.005	0.006	year	
0.000	-4.22	0.024	-0.103	lninfl	
0.944	0.07	0.022	0.001	lnnsa $_{t-1}$	

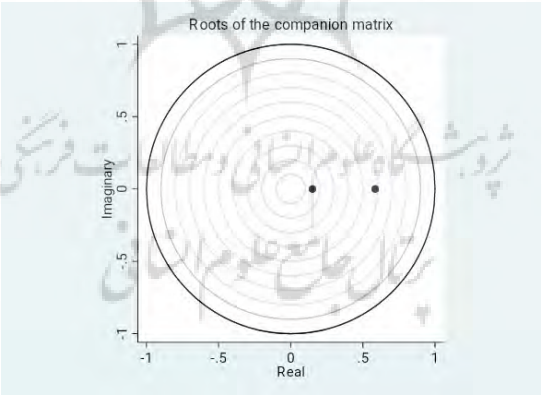
Source: Research findings منبع: یافته‌های تحقیق

جدول(۱۴): شرط پایداری مقادیر ویژه در الگوی لگاریتمی با متغیر برون‌زا

Table (14) Stability of special values in logarithmic pattern with exogenous variable

ضرایب استاندارد Standard coefficients	مقدار ویژه Special amount	
	موهومی Imaginative	واقعی Real
0.585	۰	0.585
0.150	۰	0.150

Source: Research findings منبع: یافته‌های تحقیق



شکل (3) ریشه های ماتریس و شرط پایداری

Figure (3) The roots of the matrix and the condition of stability

پیش از بررسی رابطه بین متغیرها با استفاده از تابع‌های واکنش ، رابطه علّیت گرنجری بین آن‌ها بررسی شده‌است. نتایج آزمون علّیت گرنجری در جدول (15)گزارش شده‌است. در این آزمون دو فرض صفر وجود دارد. نخستین فرض صفر این است که ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی علّیت گرنجری ضریب جینی نیست. برابر آماره محاسباتی که برابر با 3/845 می‌باشد این فرض صفر در سطح 5درصد رد شده در نتیجه ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی علّیت گرنجری ضریب جینی است. فرض صفر دوم این است که ضریب جینی علّیت گرنجری ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی می‌باشد که برابر با آماره محاسباتی (2/776) این فرض در سطح 5 درصد معنی‌دار نبوده و رد نمی‌شود. نتیجه این‌که بین ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی و ضریب جینی یک رابطه علّی یک طرفه از سمت ارزش افزوده به ضریب جینی وجود دارد.

جدول(۱۵) نتایج آزمون علیت گرنجری در الگوی لگاریتمی با متغیر برون‌زا

Table (15): Granger causality test results in logarithmic pattern with exogenous variable

نتیجه Result	احتمال Possibility	آماره chi2	فرض صفر Null hypothesis
رد فرض صفر	0.050	3.845**	lngdpapعلیت گرنجریlnginiنیست.
قبول فرض صفر	0.096	2.776	lnginiعلیت گرنجریlngdpapنیست.

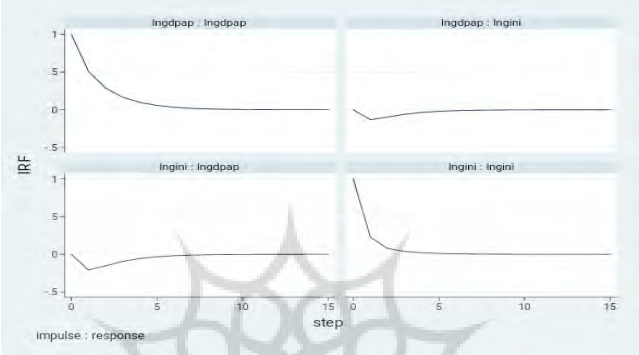
منبع: یافته‌های تحقیق (*** معنی‌داری در سطح 1 درصد)

Source: Research findings (*** show significant levels at 1% respectively)

تابع‌های واکنش آنی (*IRF*) به عنوان ابزاری مناسب برای دست‌یابی به اطلاعات پیرامون تأثیر متقابل بین متغیرها در الگوی پویا به کار می‌رود. برابر شکل (4) با افزایش تکانه ناشی از ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی، تغییرپذیریهای ضریب جینی از دوره صفر تا دوره دوم کاهش یافته و پس از آن حالت افزایشی به خود گرفته به‌طوری که از دوره پنجم تا دوره پانزدهم به حالت ثابت رسیده‌است.

برابر جدول (16) 95 درصد تغییرپذیری‌های ضریب جینی مربوط به مقادیر گذشته خود و تنها 4 درصد آن مربوط به تغییرات ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی در دوره دوم می‌باشد. همان‌طور که جدول و شکل نیز نشان می‌دهند واکنش ضریب جینی نسبت به تکانه ناشی از تغییرپذیری‌های ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی حالت افزایشی داشته است. از دوره ششم به بعد این تغییرپذیری‌های ثابت بوده و از دوره هفتم تنها 7 درصد از تغییرپذیری‌های ضریب جینی ناشی از تغییرپذیری‌های

ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی است. تغییرپذیری‌های ضریب جینی ناشی از مقادیر گذشته‌ی خود نیز حالت افزایشی دارد و از دوره چهارم به بعد تأثیر تکانه وارده بر ضریب جینی به تدریج حذف می‌شود. در دوره چهارم تنها 92 درصد تغییرپذیری‌های ضریب جینی مربوط به مقادیر گذشته خود می‌باشد.



شکل (۴): تکانه و واکنش متغیرهای مدل

Figure (4): Impact and response of model variables

جدول(۱۶): نتایج تجزیه واریانس در الگوی لگاریتمی با متغیر برون‌زا

Table (16): Analysis of variance in logarithmic pattern with exogenous variable

متغیر واکنش و افق پیش بینی Reaction variable	متغیر تکانه Impulse variable	
	lngini	lngdpap
lngini		
0	0	0
1	1	0
2	0.957	0.042
3	0.936	0.063
4	0.928	0.071
5	0.926	0.073
6	0.925	0.074
7	0.924	0.075
8	0.924	0.075
9	0.924	0.075
10	0.924	0.075

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این بررسی درآغاز وضعیت مانایی متغیرها بررسی شده و بنابر نتایج به‌دست آمده از آزمون ریشه واحد نشان داده شد که همهی متغیرها مانا هستند. همان‌گونه که از نتایج برآوردی نیز به دست آمده در بخش کلان اقتصادی در رهیافت ترکیبی با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی)، میزان ضریب جینی (توزیع نابرابری درآمد) نیز افزایش می‌یابد. همچنین یک رابطه معنی‌داری بین ضریب جینی و آموزش عالی وجود دارد که گویای این است که هر چقدر سطح تحصیلات افراد جامعه بیشتر باشد سهم بیشتری از درآمد را به خود اختصاص خواهند داد که این نیز منجر به نابرابری توزیع درآمد می‌شود. این نتیجه با نظریه و نتایج بررسی‌های انجام شده همخوانی دارد. در رهیافت *PVAR* یک رابطه علّی یک سویه از تولید ناخالص داخلی سرانه به ضریب جینی وجود دارد. به عبارت دیگر تغییر در نابرابری درآمد، علّت تغییرپذیری‌های رشد اقتصادی است و عکس آن صادق نمی‌باشد. در بخش کشاورزی در رهیافت ترکیبی یک رابطه مثبت بین ضریب جینی و ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی وجود دارد که هر چه میزان ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی افزایش پیدا کند میزان ضریب جینی هم بیشتر شده در نتیجه توزیع درآمد نابرابرتر می‌شود. بین ضریب جینی و شمار دانشجویان رشته کشاورزی رابطه معنی‌دار و مثبتی وجود دارد که نشان می‌دهد هر چه افراد جامعه اطلاعات بیشتری در زمینه رشته کشاورزی داشته باشند می‌توانند با استفاده از آموخته‌های دانشگاهی خود درآمد بیشتری را از طریق کشاورزی به دست بیاورند در نتیجه رشد اقتصادی بیشتر شده و توزیع درآمد نابرابر می‌شود. نتایج به‌دست آمده با نظریه و نتایج بررسی‌های افراد دیگر در این زمینه مشابه است. در رهیافت*PVAR* نیز رابطه علّی یک سویه از ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی به ضریب جینی برقرار است. در واقع در حالت کلان اقتصادی و بخش کشاورزی هر چقدر رشد اقتصادی افزایش پیدا کند سهم افراد ثروتمند از این میزان رشد بیشتر شده و باعث توزیع نابرابری درآمد می‌شود.

در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که بین نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی کل و بخش کشاورزی در استان‌های ایران یک رابطه مثبتی وجود دارد به‌طوری‌که با افزایش رشد اقتصادی در استان‌ها، نابرابری توزیع درآمد نیز بیشتر می‌شود. سطح تحصیلات افراد جامعه نیز یک عامل برای افزایش

نابرابری توزیع درآمد می‌باشد به‌گونه‌ای که با افزایش میزان تحصیلات و سطح سواد افراد، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد در نتیجه توزیع درآمد بدتر می‌شود.

پیشنهادهای ارایه شده به صورت زیر می‌باشند:

بنابر نتایج این بررسی، باید سیاست‌های مناسب در جهت کاهش نابرابری درآمدی در دستور کار سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد. در این راستا بهترین سیاست، سیاست بازتوزیع درآمد می‌باشد. در واقع باید ثروت از افراد ثروتمند در قالب سازوکارهایی همچون اخذ مالیات گرفته و بین افراد نیازمند به شکل یارانه و یا ارائه کالاهای عمومی توزیع دوباره شود.

با توجه به رابطه مثبت بین تحصیلات و رشد اقتصادی تأکید براین است که دولت در زمینه تحصیلی افراد جامعه سرمایه‌گذاری کرده و امکانات آموزشی را بهبود بخشد. بنابراین اختصاص هزینه‌های بیشتر از جانب دولت در امر آموزش یکی از راهکارهای مناسب در زمینه کاهش نابرابری درآمدی می‌باشد.

تورم از جمله پدیده‌هایی است که می‌تواند پیامدها و اثرگذاری‌های مثبت و منفی به دنبال داشته باشد و یکی از مهم‌ترین تأثیرگذاری‌های آن تغییر توزیع درآمد است، به گونه‌ای که به سود دهک‌های بالای درآمد و به زیان گروه‌ها و دهک‌های پایین درآمدی و حقوق‌بگیران است. به عبارت دیگر تورم به افراد دارای درآمدهای پولی ثابت، آسیب و زیان می‌رساند و از قدرت خرید آنان می‌کاهد و در مقابل، به سود اغلب کسانی تمام می‌شود که ثروت خود را به صورت غیرپولی نگه‌داری می‌کنند. با توجه به نتیجه به‌دست آمده از این بررسی یک رابطه منفی بین نرخ تورم و رشد اقتصادی وجود دارد در نتیجه لازم است سیاست‌هایی اتخاذ شود که باعث کاهش تورم در جامعه بشود.

منبع‌ها:

Afshari, Zahra and Dehmardeh, Laeya (2014). Impact of Poverty, Inequality of Income and Human Development Index on Happiness in Selected Countries. Quarterly Journal of Economic Development Policy of Alzahra University (Q), Second Year, No. 5. (In Farsi)

Banoee, Ali Asghar, Momeni, Farshad, Amadeh, Hamid, Zakeri, Zahra and Karami, Mehdi (2012). Measuring the Impacts and Effects of Reducing Agricultural Production on the Economy in the Framework of the Social Accounting Matrix Matrix (SAM) Supply-Driven, Economic Policy, pp. 30-1.(In Farsi)

Bargi Scoie, Mohammad Mehdi; Khodaverdizadeh; Mohammad; Khodaverdizadeh, Saber and Vafamand Ali (2016). Impact of Income Inequalities on the Economic Growth of Selected Developing Countries with a Mild Panley Transfer Regression Approach. Journal of Research on Economic Growth and Development, seventh year, No. 27, pp. 80-65.(In Farsi)

Chen, Anping (2010). Reducing China's regional disparities: is there a growth cost?. China Economic Review. No. 21.

Ebrahimi Salari, Taqi (2008). A comparative approach to the relationship between growth and distribution of income from the point of view of Islam. Islamic Economics and Development Conference, Ferdowsi University of Mashhad.(In Farsi)

Galor, Oded (2000). Income distribution and the process of development. *European Economic, Review, Vol. 44, No. 6, pp: 706-712.*

Gazy, Faeezeh and Hoshmand, Mahmoud (2008). The Interaction of Income Distribution and Economic Growth in Iran, Proceeding of the First Conference on Islamic Economics and Development, pp. 1-37. (In Farsi)

Hossein Zadeh, Hedayat (2017). The Impact of Economic Growth on Income Distribution in the Middle East and North Africa Region by the Space-Based Econometric Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy, Vol. 25, No. 82, pp. 233-260*.(In Farsi)

Hung, H, Fang, W, Miller, S and Yeh, C (2015). The Effect of Growth Volatility on Income Inequality. *Economic Modelling. Vol. 45, pp: 212-222.*

Khaledi, Kohsar and Sadr al-Sharifi, Seyyed Mehriar (2005). Investigating the Relationship between Economic Growth of the Agricultural Sector and the Distribution of Income in Rural Areas of Iran. Journal of Agricultural Sciences, Vol. 11, No. 2, Pages 25-39.(In Farsi)

Kochakzadeh, Zeinab (2015). A Study of the Dynamic Relationship between Economic Growth, Income and Saving Inequality in Iran. Master's thesis, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Commerce, Tabriz University.(In Farsi)

Medeiros, Carlos Aguiar de and Trebat, Nicholas (2016). Latin America at a Crossroads: Controversies on Growth, Income Distribution and Structural Change. Institute Economics.

Mehrgan, Nader; Musaee, Meysam and Kayhani Hekmat, Reza (2008). Economic Growth and Income Distribution in Iran. Journal of Social Welfare Research, No. 28, pp. 77-57.(In Farsi)

Mirbagheri, Wahhab, Nasiri's brothers, Mehran, Imami, Jahanshahbakhsh, Hosseini Sabet, Sayed Massoud and Asadi Rashid, Haniyeh (2016). Study of the status of

villages in Iran. Deputy Head of Infrastructure Research and Manufacturing.(In Farsi)

Motafaker Azad, Mohammad Ali and Abheri, Behrooz (2004). Distribution of Income, Productivity and Economic Growth in Iran. Proceedings of the first National Conference on Productivity and Development, Pages 738-713.(In Farsi)

Nily, Masoud and Farahbakhsh Ali (1998). The relationship between economic growth and income inequality. Quarterly Journal of Budget and Planning, No. 34, pp. 154-121.(In Farsi)

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.

Weriemmi, Malek El and Ehrhart, Christophe. (2004). Inequality and growth in a context of commercial openness, Theoretical analysis and empirical study: The case of the countries around the Mediterranean basin. University of nice-Sophia antipolice.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Agricultural Economics/Volume 13/Issue 4/1398

Survey of the Interaction Relationship Between Rural Income Inequality and Agricultural Sector Growth in Iran: Using Panel-VAR

Esmaeil Pishbahar, Behnaz Pakzad, Mohammad Ghahremanzadeh[1]

Received: 2 June.2019 **Accepted:19 March.2020**

Abstract Extended

introduction

Sustainable economic growth accompanies a reduction in poverty. One of the critical aspects of economic growth is the income distribution issue. The Gini coefficient is one of the indicators of the equal income distribution. The income distribution and economic growth are two critical indicators in the study of economic performance, so they are crucial for policymakers. Every country is trying to improve its welfare state by improving its production, distribution and specialization. The agricultural sector growth is essential to achieve economic development, and it can accelerate economic growth. Villages play an essential role in ensuring food security, whereas rural households earn the majority of their income through agricultural activities; so it is necessary to study the relationship between income distribution and the growth of the agricultural sector. The purpose of this study is to investigate the relationship between rural income distribution and economic growth of the agricultural sector.

Materials and method

According to the study purpose, We collected the data of "GDP per capita" and "per capita value added of the agricultural sector at constant prices" annually from 2001 to 2016 from "the Statistics Center of Iran". "The rural Gini coefficient", for the period 2001-2016, have also been collected from the Statistics Center of Iran. The inflation rate data for the period 1380-1395 is gathered from the Central Bank. Data on higher education and the number of agricultural students have been collected from the yearbook of the Statistics Center of Iran for the period 2001-2016. All data except the inflation rate are provincial form, and they are related to all 30 provinces of Iran. In order to estimate the models, the STATA 15.0 software package was used. Since this research has two parts, the form of its experimental model will also include two experimental models. The first part is related to the whole economic sector, and the second part is related to the agricultural sector.

[1] Respectively: Associate Professor, MSc student & Associate Professor of Agricultural Economics, University of Tabriz
Email: pishbahar@yahoo.com

Results and discussion

Firstly, the stationarity of the variables was investigated, and the results of the unit-root test shown that all variables are Stationary. As can be seen from the estimates obtained in the macroeconomic section of the panel approach, with increasing GDP per capita (economic growth), the Gini coefficient (income inequality distribution) also increases. There is also a significant relationship between the Gini coefficient and higher education, which suggests that the higher the education level, the greater the income share, that it leads to income inequality. This result is consistent with the theory and previous studies conducted. In the PVAR approach, there is a one-way causal relationship of per capita GDP to the Gini coefficient. In other words, a change in income inequality is the cause of changes in economic growth. In the agricultural sector, in the panel approach, there is a positive relationship between the Gini coefficient and the per capita value added of the agricultural sector. As the per capita value added of the agricultural sector increases, so does the Gini coefficient. There is a significant positive relationship between the Gini coefficient and the number of agricultural students, which shows that the higher the level of agricultural knowledge, the higher the income from agriculture; resulting in more significant economic growth and income distribution becomes unequal. The PVAR approach also establishes a one-way causal relationship between the per capita value added of the agricultural sector and the Gini coefficient.

Suggestion

Based on the results, policymakers need to put appropriate policies on the agenda to reduce income inequality. In this regard, the best policy is to redistribute income. Wealth should be taken from wealthy people in the form of mechanisms such as tax collection and redistribution among the poor in the form of subsidies or the provision of public goods. Given the positive relationship between education and economic growth, it is suggested that the government invest in education and improve educational facilities. Therefore, allocating more money from the government in the field of education is one of the appropriate strategies to reduce income inequality. Inflation is one of the phenomena that can have positive and negative effects, and one of its most important effects is the change in income distribution so that it is in favour of high-income deciles and to the detriment of low-income groups and decimators. In other words, inflation hurts people with stable monetary incomes and reduces their purchasing power, and in contrast, it benefits most people who keep their wealth non-monetary. According to the results of this study, there is a negative relationship between inflation and economic growth, so it is necessary to adopt policies that reduce inflation in society.

JEL Classification: D33،E01, E24

Keywords: Distribution of Income, Economics Growth, Rural areas, Gini coefficient, Model of Panel - VAR