اقتصاد کشاورزی / جلد ۹/ شماره ۲/ صفحه‌های ٥٤-۳۷

تاثیر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران (با تاکید بر بخش کشاورزی)

الهام پورمختار و رضا مقدسی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹٤/۰۳/۲۷

چکیده

کاهش نابرابری درآمد به عنوان یکی از هدف‌های عمده برنامه‌های توسعه، در تنظیم سیاست‌های اقتصادی همواره مورد توجه بوده است. هدف از این پژوهش، بررسی اثرات ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران در دوره‌ی زمانی ۸۹-۱۳۵۰ می‌باشد. در این پژوهش، ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت و با استفاده از روش‌های هم انباشتگی یوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها مورد بررسی و تجزیه قرار گرفته و در نهایت تلاش شده است تا نوع رابطه علّی بین متغیرها با استفاده از آزمون علیت گرنجری تعیین شود. نتایج آزمون هم انباشتگی نشان‌دهنده رابطه بلندمدت و منفی بین نابرابری درآمد و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی صنعت، صادرات و سرمایه‌گذاری است، به‌طوری‌که افزایش ارزش‌افزوده بخش‌های یاد شده سبب کاهش نابرابری درآمد شده است و نتایج مدل تصحیح خطای برداری نشانگر رابطه منفی بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی صنعت، صادرات و نابرابری درآمد درکوتاه‌مدت است و به دلیل سرعت تعدیل بالا در مدل، می‌توان به تاثیرگذاری اعمال سیاست‌های مناسب در کوتاه‌مدت امیدوار بود. بر اساس آزمون‌های علیت گرنجری در بلندمدت، بین ضریب جینی و متغیرهای یاد شده رابطه علّی معنادار وجود دارد. نتایج این تحقیق، برضرورت شناخت شیوه‌های تخصیص منابعی که منجر به کاهش نابرابری درآمدها می‌شود، تاکید دارد و نتیجه‌گیری می‌کند که هرچه سهم مطلق بخش کشاورزی افزایش یابد توزیع اقتصادی متعادلتر خواهد بود. به‌طوری‌که در روند توسعه اقتصادی، بخش کشاورزی با انتقال تدریجی مازاد محصول، نیروی کار و سرمایه به دیگر بخش‌ها، نقش مسلط خود را در اقتصاد به بخش‌های صنعت و خدمات نشان می‌دهد و در صورت انتقال سریع درآمد و پس انداز خالص، جریان تولید در دیگر بخش‌های اقتصاد تقویت می‌شود.

طبقه بندی JEL : O13,O14

واژه‌های کلیدی: ارزش‌افزوده ، نابرابری درآمد، رابطه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، مدل تصحیح خطا

[۱] به ترتیب؛ دانشجوی دکتری و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران

Email: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

مقدمه

ایجاد اشتغال، کاهش فقر و توزیع برابر درآمد از هدف‌های اصلی سیاست‌های هر کشوری می‌باشند. توزیع برابر درآمد با فراهم آوردن فرصت یکسان برای افراد جامعه در بر خورداری از منافع رشد و توسعه اقتصادی، سبب ایجاد ثبات اقتصادی می‌شود. دستیابی به رشد مناسب در زمینه شاخص‌های عمده اقتصادی و اجتماعی امری ضروری است و در تدوین و تصویب برنامه‌های توسعه، شاخص‌های کمی و کیفی کلان باید متناسب با سیاست‌های توسعه و هدف‌های چشم‌انداز، تنظیم و تعیین شود. دو مورد از مهم‌ترین این شاخص‌ها، افزایش اشتغال و کاهش نابرابری در توزیع درآمد است (خالدی و صدرالاشرفی، ۱۳۸۶). در زمینه توزیع درآمد نیز افزایش سطح رفاه و توزیع مناسب درآمد به عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اجتماعی در برنامه چهارم توسعه به‌صورت افزایش توان خرید گروه‌های کم‌درآمد و محروم و تهیدست و کاهش فاصله بین دهک‌های بالا و پایین درآمدی جامعه و اجرای سیاست‌های مناسب جبرانی، ارتقای سطح درآمد و زندگی روستاییان و کشاورزان و رفع فقر مورد توجه قرار گرفته است. دستیابی به هدف‌های تعیین شده بالا در برنامه‌های توسعه، بدون شناخت توان بخش‌های مختلف اقتصادی در زمینه ایجاد اشتغال و کاهش نابرابری درآمد و هدایت کارای منابع تولیدی به سمت بخش‌هایی که بیشترین امکان دستیابی به این هدف‌ها را فراهم می‌کنند، میسر نیست (سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۸۴). بنابراین، بررسی در زمینه بررسی نقش بخش‌های مختلف اقتصادی در رشد اشتغال و کاهش نابرابری توزیع درآمد دارای اهمیت ویژه‌ای است.

در بین بخش‌های مختلف اقتصادی، بخش کشاورزی دارای ویژگی‌های خاصی است که در رابطه با اشتغال و به‌ویژه توزیع درآمد همواره مورد توجه بوده است. این بخش نه تنها به جهت تامین امنیت غذایی کشور دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد، بلکه با تامین مواد اولیه مورد نیاز صنایع وابسته می‌تواند در رشد تولید دیگر بخش‌ها نیز موثر واقع شود. افزون بر این، رشد این بخش، بهبود وضعیت رفاه، درآمد و امنیت غذایی روستاییان را که جز دهک‌های پایین درآمدی هستند، در پی دارد و موجب جلوگیری از مهاجرت آنان به شهر و مانع گسترش حاشیه‌نشینی در شهرها می‌شود. دستیابی به هدف‌های چشم‌انداز در زمینه بسیاری از شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی از جمله کاهش فقر و ایجاد اشتغال، می‌تواند بسیار موثر واقع شود (سلامی و انصاری، ۱۳۸۸). هدف اصلی این پژوهش، تاثیر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر کاهش نابرابری درآمد است. بررسی‌های فراوانی در زمینه توزیع درآمد نشان داده‌اند نقش کشاورزی در کاهش

نابرابری درآمد در اغلب موارد چشمگیرتر از دیگر بخش‌ها است که به برخی از آنها در ادامه اشاره شده است. چادوری (۱۹۸۲) با توجه به پژوهش خود بر این باور است که انقلاب سبز در پاکستان موجب کاهش نابرابری درآمد شده است و سطح بهره‌وری و درآمد کشاورزان خرده پا سریع‌تر از کشاورزان بزرگ افزایش یافته است. همچنین استفاده از فناوری‌های جدید در بخش کشاورزی، باعث افزایش تقاضا برای نیروی کار و در نتیجه افزایش دستمزد کارگران روستایی شده است. نوکالا (۲۰۰۰) نیز نشان داده است که سرمایه‌گذاری در کشاورزی به‌صورت غیر تجاری افزایش درآمد بیشتری را برای خانواده‌های فقیر در مقایسه با سرمایه‌گذاری در کشاورزی تجاری در پی دارد. دسوزا و همکاران (۲۰۰۱) در مقاله‌ای با عنوان تحلیل اقتصادی فقر و نابرابری درآمدی در نواحی روستایی ویرجینیای غربی به این نتیجه رسیدند که نرخ سالانه تغییر در مقادیر فقر می‌تواند به طور همزمان با نرخ سالانه تغییر در نابرابری درآمدی بر اساس ضریب جینی رخ دهد. لذا یک رابطه دو سویه بین فقر و نابرابری درآمدی وجود دارد. این نتایج همچنین نشان می‌دهد که سطوح بالاتر فقر و نابرابری درآمدی در مراحل ابتدایی به کاهش نرخ سالانه تغییر در دو متغیر بالا منجر خواهد شد. مهمترین عامل افزاینده نابرابری درآمدی، میزان فقر بخش‌هاست. همچنین نسبت ذخیره سرمایه انسانی (افراد ۲۵ سال و بالاتر دارای سطح دیپلم و دانشگاهی) منجر به کاهش نابرابری درآمدی شده است. ملور (۲۰۰۳) در پژوهش خود نشان می‌دهد که در حدود دو سوم رشد فرصت‌های شغلی به طور مستقیم و غیر مستقیم به بخش کشاورزی بر می‌گردد.

نتایج به‌دست آمده از پژوهش بالی ساکان و همکاران (۲۰۰۳) در کشور اندونزی گویای این است که عامل‌هایی چون سرمایه‌گذاری در منابع انسانی، سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌ها، شرایط تجارت محصولات کشاورزی و دسترسی به فناوری، زمینه را برای کاهش نابرابری فراهم کرد و به این ترتیب فقیران به‌طور مستقیم بهره‌مند شدند. مهرگان و نصابیان (۲۰۱۰) در پژوهشی به بررسی رشد بخش کشاورزی و توزیع درآمد در ایران پرداختند. بر اساس نتایج به‌دست آمده در سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۶۸ فرضیه کوزنتس رد می‌شود و در واقع می‌توان گفت تاثیر رشد اقتصادی بخش کشاورزی بر روی نابرابری درآمد یک تاثیر معنی‌دار منفی است. شرافت علی و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی اثرات ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر نابرابری درآمد در پاکستان پرداختند و اثرات ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، صنعت و خدمات، صادرات کالاها و خدمات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی در نابرابری

درآمد توسط ضریب جینی در پاکستان اندازه‌گیری کردند. نتایج نشان داد که همه متغیرهای توضیح داده شده به‌جز ارزش‌افزوده بخش خدمات دارای تاثیر منفی و معنی داری بر روی نابرابری درآمد در بلندمدت هستند به‌طوری‌که ارزش‌افزوده بخش خدمات دارای تاثیر مثبت بر روی نابرابری درآمد است.

سلامی و همکاران (۱۳۸۵) در پژوهشی به این نتیجه دست یافتند که توسعه بخش کشاورزی در ایران درآمد بیشتری را نسبت به دیگر بخش‌ها برای خانوارهای کم درآمد روستایی ایجاد می‌کند.

خالدی و صدرالاشرافی (۱۳۸۴) در بررسی رابطه بین رشد بخش کشاورزی و توزیع درآمد روستایی به این نتیجه دست یافتند که رشد اقتصادی بخش کشاورزی در ایران بر روی توزیع درآمدهای روستایی تاثیرگذار نبوده و فرضیه کوزنس در مناطق روستایی صادق نیست. شاخص نابرابری توزیع درآمدی در مناطق روستایی رابطه مستقیمی با نرخ رشد اقتصادی بخش کشاورزی کشور دارد. سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی تاثیر معنی‌داری بر رشد بخش کشاورزی ندارد. نرخ رشد نیروی کار شاغل کشاورزی رابطه غیر مستقیمی با رشد بخش کشاورزی داشته است. نتیجه بررسی خالدی و صدرالاشرفی (۱۳۸۴) نیز گویای آن است که توسعه بخش کشاورزی و صنایع وابسته به آن ضمن اینکه درآمد بیشتری نسبت به دیگر بخش‌ها ایجاد می‌کند، موجب شکاف درآمدی بین خانوارهای شهری و روستایی می‌شود. بخش کشاورزی از نظر توان اشتغال‌زایی نیز دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد. با توجه به بررسی‌های انجام شده می‌توان گفت بخش کشاورزی به عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی در جهت پیشبرد راهبردهای توسعه و دستیابی به هدف‌های چشم‌انداز در زمینه بسیاری از شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی از جمله کاهش فقر و ایجاد اشتغال، می‌تواند بسیار موثر واقع شود. برتری این پژوهش نسبت به پژوهش‌های دیگر این است که تحقیق‌هایی که در بالا مورد بررسی قرار گرفتند اکثرا بر نابرابری درآمدی به عنوان عامل اساسی کاهش رفاه اجتماعی تاکید داشته‌اند. البته این نتایج بیشتر با استفاده از تابع سن به‌دست آمده است، چون این تابع وزن به‌نسبت زیادی به نابرابری درآمد در بررسی رفاه اجتماعی می‌دهد. پس می‌توان به این نکته اشاره کرد که اگر رفاه اجتماعی با استفاده از دیگر توابع رفاه مورد بررسی قرار گیرد، نتایج متفاوتی به‌دست خواهد آمد.

روش تحقیق

در این پژوهش برای بررسی تأثیر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، صنعت،خدمات، نفت، صادرات کالاها و خدمات و سرمایه ناخالص داخلی روی نابرابری درآمد در سال‌های ۸۹-۱۳۵۰ از داده‌ها و جدول‌های آماری بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استفاده می‌شود. در ابتدا از آزمون ریشه واحد دیکی–فولرتعمیم یافته(ADF[1]) و فیلیپس-پرون (PP[2]) و KPSS[3] با ملحوظ نمودن عرض از مبدأ و روند زمانی جهت آزمون ایستایی متغیرها استفاده شده است. سپس برای بررسی دقیق‌تر ارتباط بین متغیرها، ابتدا با استفاده ازروش الگوی خودتوضیح برداری و روش جوهانسن وجوسیلیوس و الگوی تصحیح خطای یرداری تاثیر ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت، خدمات، نفت، صادرات کالاها و خدمات و سرمایه ناخالص داخلی بر روی نابرابری درآمد با استفاده از ضریب جینی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. سپس در راستای بررسی، ساختار علّی معلولی بین متغیرهای ضریب جینی و ارزش‌افزوده بخش‌های یاد شده با استفاده از آزمون‌های علّیت چند متغیره (برمبنای الگوی تصحیح خطا) به این امر اقدام شد. شکل کلی الگوی مورد بررسی به صورت رابطه (۱) است.

$$\mathrm{LGINI}_t = \alpha + \mathrm{LAVA}_t + \mathrm{LEVA}_t + \mathrm{LSVA}_t + \mathrm{LIVA}_t + \mathrm{LOVA}_t + \mathrm{LSEVA}_t \qquad (۱)$$

در الگوی (۱) لگاریتم ضریب جینی (LGIN)، لگاریتم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (LAVA)، ارزش‌افزوده بخش صنعت (LIVA)، ارزش‌افزوده بخش صادرات (LEAV)، ارزش‌افزوده بخش نفت (LOVA)، ارزش‌افزوده بخش سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی (LSVA) و ارزش‌افزوده بخش خدمات (LSEVA) در نظر گرفته شده است.

نتایج و بحث

مرحله (۱) : بررسی استایی متغیرها

نتایج آزمون‌های ایستایی متغیرها درجدول (۱) ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول (۱)، کلیه سری‌های زمانی مورد مطالعه در سطح ناایستا بوده ((I(۰)) و پس از یک بار تفاضل‌گیری در تفاضل مرتبه اول در سطح ۵ درصد معنی‌داری، ایستا شده‌اند ((I(۱)) و به عبارتی پیش شرط استفاده از آزمون همگرایی را دارا می‌باشند. قابل ذکر است که

[1] Augmented Dickey-Fuller
[2] Phillips & Perron
[3] Kwait Kowski et al

به رغم ناایستایی تک تک این سری‌های زمانی، ترکیب خطی آنها ساکن بوده و در واقع یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها برقرار است. این امر به دلیل آن است که این متغیرها در طول زمان با هم حرکت کرده و در بلندمدت از یکدیگر دور نمی‌شوند. در این حالت، رگرسیون کاذب وجود نداشته و فروض اساسی برای معتبر بودن آن نقض نمی‌شود و در نتیجه، انجام رگرسیون بی‌معنی نبوده و میزان پارامترهای مدل را می‌توان به شیوه‌ای سازگار برآورد کرد.

جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون‌هایADF وPP و KPSS

نام سری		ADF		PP	KPSS
LGINI	سطح	عرض از مبدا	-۲/۴۶۶	-۱/۸	۰/۵۵
	سطح	عرض از مبدا و روند	-۱/۸	-۲/۷۱۷	۰/۱۹۸
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا	-۵/۵۹۰*	-۱۴/۶۸۸*	۰/۴۸۷*
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا و روند	-۵/۵۹۲*	-۱۷/۴۷۵*	۰/۴۳۳*
LAVA	سطح	عرض از مبدا	-۰/۸۳۶	-۰/۸۰۷	۰/۷۶۹
	سطح	عرض از مبدا و روند	-۲/۰۲۷	-۶/۰۶۵	۰/۰۷۲
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا	-۱۱/۶۴۱*	-۱۱/۶۷۰*	۰/۲۵۲*
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا و روند	۱۱/۳۶*	-۱۱/۲۶۱*	۰/۱۵۱*
LIVA	سطح	عرض از مبدا	-۰/۰۵۱	-۰/۰۹۷	۰/۷۷۲
	سطح	عرض از مبدا و روند	-۱/۹۹۱	-۱/۶۳۵	۰/۱۲۰
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا	-۴/۱۲۷*	-۰/۴۰۹*	۰/۱۲۶*
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا و روند	-۴/۰۸۱*	-۰/۴۰۴*	۰/۱۱۰*
LSVA	سطح	عرض از مبدا	-۰/۱۶۲	-۰/۱۸۵	۰/۷۶۷
	سطح	عرض از مبدا و روند	-۲/۱۵۳	-۱/۶۹۵	۰/۱۴۳
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا	-۴/۹۹۲*	-۴/۸۸۰*	۰/۰۸۲*
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا و روند	-۴/۹۴۴*	-۴/۸۰۸*	۰/۰۷۴*
LEVA	سطح	عرض از مبدا	-۰/۱۵۱	-۰/۱۸۹	۰/۷۴۲
	سطح	عرض از مبدا و روند	-۱/۶۰۵	-۱/۷۶۲	۰/۱۴۹
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا	-۶/۲۱۵*	-۶/۲۲۵*	۰/۰۹۸*
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا و روند	-۶/۱۴۸*	-۶/۱۵۸*	۰/۰۷۵*
LSEVA	سطح	عرض از مبدا	-۰/۴۸۹	-۰/۴۳۶	۰/۷۷۹
	سطح	عرض از مبدا و روند	-۱/۸۹۸	-۱/۷۷۱	۰/۱۱۶
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا	-۳/۵۱۸*	-۳/۵۰۰*	۰/۰۸۵*
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا و روند	-۳/482*	-۳/۴۶۷*	۰/۰۹*
LOVA	سطح	عرض از مبدا	-۱/۵۹۰	-۱/۵۸۹	۰/۷۳۱
	سطح	عرض از مبدا و روند	-۰/۲۰۹	-۲/۳۲۲	۰/۱۵۷
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا	-۵/۴۶۱*	-۵/۴۷۸*	۰/۱۰۳*
	تفاضل مرتبه اول	عرض از مبدا و روند	-۵/۴۷۸*	-۵/۵۲۹*	۰/۰۷۴*

منبع: یافته‌های تحقیق (*معنی داری در سطح ۵ درصد)

آزمون هم انباشتگی جوهانسن–جوسیلیوس

با توجه به ناایستا بودن متغیرها، در این مرحله برای بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، ازروش هم انباشتگی جوهانسن -جوسیلیوس استفاده می‌شود نتایج تعیین وقفه بهینه مدل درجدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲) تعیین تعداد وقفه بهینه در الگوی خود توضیح برداری(الگوی خودتوضیح برداری)

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۷/۸۱۱	-	۲۵/۵e-۰۹	۰/۸۰۱	۱/۱۰۵	۰/۹۰۸
۱	۲۴۸/۰۸۷	۴۰۱/۱۳۷	۷/۶۶e-۱۴	-۱۰/۳۸۳	**-۷/ ۹۴۴***	**-۹ /۵۲۴***
۲	۳۰۳/۹۷۷	**۴۶۵/۶۶***	**۷/۱۱e-۱۴***	-۱۰/۷۵۶	-۶/۱۸۴	-۹/۱۴۴
۳	۳۶۵/۸۱۴	۵۰/۱۳۷	۸/۸۸e-۱۴	**۱۱/۴۴۹ ***	-۴/۷۷۵	-۹/۸۰۶

منبع: یافته های تحقیق (*معنی داری در سطح ۵ درصد)

با توجه به قاعده حداکثر کردن معیار شواتز-بیزین و حنان-کوئین، نتایج به‌دست آمده از وقفه اول در مقایسه با وقفه دوم و سوم برای هر یک از معادله‌های وقفه بهینه یک برای الگو انتخاب گردید. به‌عبارتی مقایسه نتایج هریک از معادله‌ها، با استفاده از معیارهایی همچون آماره F و آزمون‌های شامل آزمون خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمال بودن توزیع جمله‌های اخلال، انتخاب مرتبه اول متغیرها به‌عنوان وقفه، برای برآورد معادله‌ها را تایید کرد.

مرحله (۲): تعیین تعدادبردارهای هم انباشتگی

جدول(۳) و (۴) بیانگر نتایج آزمون های ماتریس اثر و بیشینه مقادیر ویژه می‌باشند.

جدول (۳)آزمون هم انباشتگی بر اساس آزمون ماتریس اثر($\lambda - Trace$)

λ_{Trace} **(۵درصد)**	λ_{Trace} آماره	**فر ضیه آزمون**	
		فرضیه(H_1)	**فرضیه (H_0)**
۱۳۴/۶۷۸	۲۱۵/۷۳۵	$r \geq ۱$	$r = ۰^*$
۱۰۳/۸۴۷	۱۵۰/۴۰۲	$r \geq ۲$	$r \leq ۱^*$
۷۶/۹۷۳	۱۰۲/۱۶۶	$r \geq ۳$	$r \leq ۲^*$
۵۴/۰۷۹	۶۱/۹۳۳	$r \geq ۴$	$r \leq ۳^*$
۳۵/۱۹۳	۳۱/۳۸۰	$r \geq ۵$	$r \leq ۴$

منبع: یافته‌های تحقیق (*معنی داری در سطح ۵ درصد)

جدول (۴)آزمون بیشینه مقادیر ویژه ($\lambda - Max$)

فرضیه آزمون		آماره λ_{Trace}	λ_{Trace} (۵درصد)
فرضیه صفر (H_0)	فرضیه مقابل (H_1)		
$r = ۰^{*}$	$r = ۱$	۶۵/۳۳۳	۴۷/۰۷۹
$r \leq ۱^{*}$	$r = ۲$	۴۸/۲۳۵	۴۰/۹۵۶
$r \leq ۲^{*}$	$r = ۳$	۴۰/۲۳۳	۳۴/۸۰۶
$r \leq ۳^{*}$	$r = ۴$	۳۰/۵۵۴	۲۸/۵۸۸
$r \leq ۴$	$r = ۵$	۱۴/۲۳۲	۲۲/۳۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق (*معنی داری در سطح ۵ درصد)

باتوجه به این جدول‌ها، براساس هر دو آماره آزمون ماتریس اثر و بیشینه مقادیر ویژه در سطح اطمینان ۵ درصد وجود چهار بردار هم انباشتگی بین متغیرها تایید می‌شود.

مرحلهٔ (۳): برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل

مرحله سوم به تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درونزای مورد نظر اختصاص دارد.

جدول(۵) نتایج بردار هم انباشتگی نرمال شده

متغیر	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t
c	۰/۹۸۶	۰/۴۹	$۲۰/۲۲^{*}$
LAVA	۰,۱۶۲	۰/۰۳۴	$۴/۷۴۵^{*}$
LEVA	۰/۰۵۲	۰/۰۱۵	$۳/۳۶۷^{*}$
LOVA	-۰/۱۰۴	۰/۰۱۰	$-۱۰/۴^{*}$
LSVA	۰/۱۳۷	۰/۰۲۱	$۶/۵۲۴^{*}$
LSEVA	-۰/۳۰۶	۰/۰۴۳	$-۷/۱۱۶^{*}$
LIVA	۰/۰۸۵	۰/۰۲۳	۰/۶۹۶
LGINI	۱	-	-

منبع: یافته‌های تحقیق (*معنی داری در سطح ۵ درصد)

لازم به ذکر است که در انتخاب بردار بلندمدت بین متغیرهای مدل، باید توجه شود که بردار نرمال شده نسبت به متغیر درونزا از نظر علامت ضریب‌ها متناسب با نظریه‌های اقتصادی بوده و همچنین ضریب‌های بردار از لحاظ آماری معنی‌دار باشند. با توجه به جدول (۵) همه سری‌های زمانی مورد بررسی با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده و یک رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود

دارد. همان‌گونه که یوهانسون و دناردو بیان می‌کند هنگامی که در معادله هم انباشتگی یوهانسون تمام متغیرهای مستقل و وابسته در یک سمت معادله قرار داشته باشند، هریک از ضریب‌ها بیانگر کشش با علامت معکوس می‌باشند. بنابراین معادله بردار هم انباشتگی را می‌توان به‌صورت رابطه (۲) نوشت.

$$\mathrm{LGINI}_t = -۰/۹۸۶ - ۰/۱۶۲\mathrm{LAVA}_t - ۰/۰۵۲\mathrm{LEVA}_t - ۰/۱۳۷\mathrm{LSVA}_t - ۰/۰۸۵\mathrm{LIVA}_t + ۰/۱۰۴\mathrm{LOVA}_t + +۰/۳۰۶\mathrm{LSEVA}_t \quad (۲)$$

کشش ضریب جینی نسبت به ارزش‌افزوده بخش کشاورزی برابر ۰/۱۶۲- می‌باشد و در سطح ۱درصد و ۵ درصد معنی‌دار است. این کشش معنادار نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در ارزش‌افزوده بخش کشاورزی سبب ۱۶/۲ درصد کاهش در ضریب جینی می‌شود. بنابراین می‌توان گفت رشد بخش کشاورزی سبب کاهش نابرابری درآمد در بلندمدت خواهد شد. نتیجه به‌دست آمده با نتایج پژوهش انجام یافته توسط مهرگان و نصبیان، مهرگاه و همکاران، شرافت و همکاران همسان است. بخش کشاورزی در ایران، از جمله بخش‌های مهم اقتصادی به شمار می‌رود. بر اساس آمار سال ۱۳۹۱ حدود ۲۰/۳ درصد نیروی کار در این بخش شاغل هستند. به‌طوری‌که ۵/۹ درصد از نیروی کار در مناطق شهری و ۵۲/۴ درصد در نقاط شهری مشغول به کار هستند و می‌توان گفت بخش کشاورزی از جمله بخش‌های مولد اشتغال در اقتصاد به‌شمار می‌رود. به‌طوری‌که بزرگترین بخش اقتصادی کشورپس از بخش خدمات است و به طور متوسط ۱۲ درصد از تولید ناخالص ملی را به خود اختصاص داده است.

کشش ضریب جینی نسبت به ارزش‌افزوده صنعت برابر ۰/۰۸۵- می‌باشد و در سطح ۱درصد و ۵ درصد معنی‌دار است. این کشش معنادار نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در ارزش‌افزوده بخش صنعت سبب ۸/۵ درصد کاهش در ضریب جینی می‌شود. بنابراین می‌توان گفت رشد بخش صنعت سبب کاهش نابرابری درآمد در بلندمدت خواهد شد. چرا که درآمد در بخش صنعت با سرعت بیشتری فزونی می‌گیرد و منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر می‌شود. از سوی دیگر صنعتی شدن با شهرنشینی، امکانات بیشتر اشتغال و درآمد همراه است، استاندارد زندگی مردم ارتقا می‌یابد، مرگ‌ومیر کاسته می‌شود و استفاده از وسایل بهداشتی و آموزش و پرورش نیز بیشتر می‌شود. هر چند امروزه صنعتی شدن در کشورهای پیشرفته، نابرابری در توزیع درآمد را کاهش داده، اما صنعتی شدن کشورهای در حال توسعه با افزایش نابرابری در توزیع درآمد همراه بوده است.

کشش ضریب جینی نسبت به ارزش‌افزوده خدمات برابر ۰/۳۰۶ می‌باشد و در سطح ۱درصد و ۵ درصد معنی‌دار است. این کشش معنادار نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در ارزش‌افزوده بخش خدمات سبب ۳۰/۶درصد افزایش در ضریب جینی می‌شود که نتیجه به‌دست آمده با نتیجه پژوهش شرافت و همکاران همسان است. بنابراین می‌توان گفت رشد بخش خدمات سبب افزایش نابرابری درآمد در بلندمدت خواهد شد. این تاثیر مثبت می‌تواند به خاطر این واقعیت باشد که بخش خدمات بیشتر در مناطق شهری بوده که نیروهای به‌نسبت ماهری در این بخش استخدام شده‌اند. این بخش ۵۱ درصد از تولید ناخالص داخلی و ۴۷/۳ درصد از نیروی کار را به خود اختصاص داده است. این در حالی است که تنها سهم اشتغال در مناطق شهری ۵۹/۲ درصد و در مناطق روستایی تنها ۲۰/۷ درصد است. از سویی می‌توان به این صورت نیز بیان کرد که در گسترش بخش خدمات تورم سبب می‌شود که کالا، از یک کالای مصرفی به یک کالای سرمایه‌های پربازده تبدیل کند، درحالی‌که این کالا، اساسا کالای مصرفی با دوام است و باید بر اساس تولید وعرضه متناسب با تقاضا به تعادل قیمت برسد؛ اما به دلیل تبدیل شدن به یک کالای سرمایه‌ای و عدم دخالت دولت در این زمینه، به آسانی توسط عرضه‌کننده، قیمت آن افزایش می‌یابد و متقاضی نیز به دلیل نیاز به آن در هر صورت، تن به قیمت عرضه شده خواهد داد و منجر به رانت بازی و دلالی و توزیع ناعادلانه درآمد و شکاف طبقاتی می‌شود.

کشش ضریب جینی نسبت به ارزش‌افزوده نفت برابر ۰/۱۰۴ می‌باشد و در سطح ۱درصد و ۵درصد معنی‌دار است. این کشش معنادار نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در ارزش‌افزوده بخش صنعت سبب ۱۰/۴ درصد افزایش در ضریب جینی می‌شود. بنابراین رشد بخش نفت سبب افزایش نابرابری درآمد در بلندمدت خواهد شد که نتیجه به‌دست آمده با نتیجه پژوهش جرجرزاده و اقبالی همسان است. دلیل این امر را می‌توان این گونه بیان کرد که شوک‌های نفتی (اقتصاد متکی به نفت) سبب ایجاد تورم می‌شود، به این صورت که کشور ایران به برکت وجود نفت وگاز، با افزایش هنگفتی در درآمد ارزی خود روبه‌رو می‌شود، حال درکشور ایران که نرخ ارز ثابت یا کنترل شده است (تثبیت نرخ ارز) تبدیل ارزهای حاصله به پول ملی، موجب افزایش حجم پول درگردش و نقدینگی شده و افزایش تقاضایی که از این بابت پدید می‌آید، منجر به افزایش قیمت‌های داخلی یعنی تورم می‌شود. تولیدکنندگان داخلی می‌بایست به رغم افزایش هزینه‌های تولید (ناشی از تورم داخلی) کالاهایی را تولید و عرضه کنند که به وسیله

رقیبان خارجی آنها به قیمت مناسب‌تر (به برکت ارزانی نسبی پول خارجی) در اختیار مصرف‌کنندگان قرار می‌گیرد. این شرایط بخش صنعت داخلی را به رکود می‌کشاند و به کندی رشد سرمایه گذاری و اشتغال‌زایی در این بخش دامن می‌زند وسبب فرار سرمایه از فعالیت‌های تولیدی به سوی بخش‌های خدماتی و بازرگانی می‌شود و موجب گسترش بخش خدمات و توزیع ناعادلانه درآمد وشکاف طبقاتی و فقیران است.

کشش ضریب جینی نسبت به صادرات کالاها و خدمات ترتیب برابر ۰/۱۳۷- می‌باشد و در سطح ۱درصد و ۵ درصد معنی‌دار است. این کشش معنادار نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در ارزش‌افزوده بخش صادرات سبب ۱۳/۷درصد کاهش در ضریب جینی می‌شود. بنابراین می‌توان گفت رشد بخش صادرات سبب کاهش نابرابری درآمد در بلندمدت خواهد شد. به‌طور معمول، کشورهای در حال توسعه که تنها در تولید تعداد معدودی محصولات برای صادرات تخصص دارند، هنگامی که تولید و بازدهی محصولات صادراتی افزایش یابد، صادرات و درآمدهای صادراتی نیز افزایش می‌یابد. لذا مازاد تولید، جریان تمرکز سرمایه را در هنگامی‌که درآمدهای صادراتی صرف واردات کالاهای سرمایه‌ای می‌شود، تسریع می‌کند و هنگامی که توسعه اقتصادی به واسطه صنعتی شدن ناشی از افزایش درآمدهای ارزی شکل می‌گیرد، نابرابری در توزیع درآمد کاهش می‌یابد. کشش ضریب جینی نسبت به سرمایه‌گذاری داخلی برابر ۰/۰۵۲-می‌باشد و در سطح ۱درصد و ۵درصد معنی‌دار است. این کشش معنادار نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری سبب ۵/۲ درصد کاهش در ضریب جینی می‌شود. این نتیجه با نتیجه پژوهش بالی ساکان و همکاران همسان است. بنابراین می‌توان گفت افزایش سرمایه‌گذاری و گسترش فعالیت این بخش می‌تواند سبب افزایش اشغال، بهبود توزیع درآمد شود.

مرحله(۴): برآورد معادله هم انباشتگی و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)

دراین مرحله باتوجه به اینکه وجود چهار بردار هم انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده است، الگوی تصحیح خطای برداری برای بررسی سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت برآورد می‌شود. نتایج برآورد در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۶) نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری

متغیر	ضرایب	انحراف استاندارد	آمارهt
D(LGINI (-1))	۰/۱۵۸	۰/۲۱۹	۰/۷۲۲
D(LAVA (-1))	-۰/۶۹۶	۰/۲۱۴	-۳/۲۴۹**
D(LSVA (-1))	۰/۶۳۱	۰/۲۱۷	۲/۹۰۷**
D(LIVA (-1))	-۰/۸۰۱	۰/۲۳۴	۰/۳۴۱
D(LOVA (-1))	۰/۹۰۵	۰/۴۲۵	۲/۱۳۲**
D(LSEVA (-1))	-۰/۱۷۲	۰/۱۸۹	۰/۹۰۸
D(LEVA (-1))	-۱/۱۹۵	۰/۵۰۱	-۲/۳۸۶**
ECT(-1)	-۰/۷۸۸	۰/۲۵۲	-۳/۱۶**
R-squared	۰/۶۱۶	Log likelihood	۸۴/۷۰۱
Adj. R-squared	۰/۴۷۴	Akaike AIC	-۳/۸۷۹
F-statistic	۴/۳۳۳	Schwarz SC	-۳/۴۰۵
Sum sq. resids	۰/۰۲۶		

منبع: یافته‌های تحقیق (*معنی داری در سطح ۵ درصد)

بنابراین معادله کوتاه‌مدت برآورد شده به صورت رابطه (۳) قابل شناسایی است:

$$\Delta LGINI = -۰/۶۹۶\Delta \text{LAVA}(-۱) + ۰/۶۳۱\Delta(\text{LSVA}(-۱) - ۰/۸۰۱\Delta \text{LIVA}(-۱) + \quad (۳)$$
$$(۰/۲۱۴) \qquad (۰/۲۱۷) \qquad (۰/۲۳۴)$$
$$۰/۹۰۵\Delta \text{LOVA}(-۱) - ۰/۱۷۲\Delta \text{LSEVA}(-۱) - ۱/۱۹۵\Delta \text{LEVA}(-۱) - ۰/۷۸۸\text{ECT}(-۱)$$
$$(۰/۱۸۹) \qquad (۰/۴۲۵) \qquad (۰/۵۰۱) \qquad (۰/۲۵۲)$$

باتوجه به نتایج معادله (۳)، می‌توان بیان کرد که سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت درحدود (۰/۷۸-) است که گویای سرعت بالای تعدیل به سمت مقدار تعادلی بلندمدت می‌باشد. در نتیجه می‌توان به تاثیرگذاری اعمال سیاست‌های مناسب در کوتاه‌مدت امیدوار بود. با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت ارزش‌افزوده‌های کشاورزی، خدمات و صادرات دارای تاثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت هستند. هرچند بخش صنعت نیز دارای تاثیر منفی بر نابرابری درآمد هست، اما در سطح ۵درصد معنادار نمی‌باشد. این در حالی است که دو بخش نفت و سرمایه‌گذاری داخلی دارای تاثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت هستند.

علّیت گرنجری برمبنای الگوی تصحیح خطای برداری

ترتیبات الگوی تصحیح خطای برداری در مورد عامل‌های تعیین‌کننده نابرابری درآمد در معادله‌های (۴) تا (۱۰) نشان داده شده است:

$$\Delta LGINI_{1t} = \phi_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_{11,i}\Delta LAVA_{1,t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{12,i}\Delta LSVA_{2,-1t} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{13,i}\Delta LIVA_{3,t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{14,i}\Delta LOVA_{4,t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{15,i}\Delta LSEVA_{5,t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{16,i}\Delta LEVA_{6,t} + W_1 E_{t-1} + \upsilon_{1t} \quad (۴)$$

$$\Delta LAVA_t = \phi_1 + \sum_{i=1}^{p} \phi_{21,i}\Delta LGINI_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{22,i}\Delta LSVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{23,i}\Delta LIVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{24,i}\Delta LOVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{25,i}\Delta LSEVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{26,i}\Delta LEVA_{t-1} + W_2 E_{t-1} + \upsilon_{2t} \quad (۵)$$

$$\Delta LSVA_t = \phi_2 + \sum_{i=1}^{p} \phi_{31,i}\Delta LAVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{32,i}\Delta LGINI_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{33,i}\Delta LIVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{34,i}\Delta LOVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{35,i}\Delta LSEVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{36,i}\Delta LEVA_{t-1} + W_3 E_{t-1} + \upsilon_{3t} \quad (۶)$$

$$\Delta LIVA_t = \phi_3 + \sum_{i=1}^{p} \phi_{41,i}\Delta LAVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{42,i}\Delta LSVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{43,i}\Delta LGINI_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{44,i}\Delta LOVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{45,i}\Delta LSEVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{46,i}\Delta LEVA_{t-1} + W_4 E_{t-1} + \upsilon_{4t} \quad (۷)$$

$$\Delta LOVA_t = \phi_4 + \sum_{i=1}^{p} \phi_{51,i}\Delta LAVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{52,i}\Delta LSVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{53,i}\Delta LIVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{54,i}\Delta LGINI_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{55,i}\Delta LSEVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{56,i}\Delta LEVA_{t-1} + W_5 E_{t-1} + \upsilon_{4t} \quad (۸)$$

$$\Delta LSEVA_t = \phi_5 + \sum_{i=1}^{p} \phi_{61,i}\Delta LAVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{62,i}\Delta LSVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{63,i}\Delta LIVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{64,i}\Delta LOVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{65,i}\Delta LGINI_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{66,i}\Delta LEVA_{t-1} + W_6 E_{t-1} + \upsilon_{5t} \quad (۹)$$

$$\Delta LEVA_t = \phi_6 + \sum_{i=1}^{p} \phi_{71,i}\Delta LAVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{72,i}\Delta LSVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{73,i}\Delta LIVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{74,i}\Delta LOVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{75,i}\Delta LSEVA_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_{66,i}\Delta LGINI_{t-1} + W_7 E_{t-1} \quad (۱۰)$$

جدول(۷) نتایج آزمون علیت گرنجری بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	$\Delta LGINI_t$	$\Delta LAVA_t$	$\Delta LIVA_t$	$\Delta LOVA_t$	$\Delta LSEVA_t$	$\Delta LEVA_t$	$\sum \chi^2$ (6df)	E(-۱)
	متغیرهای مستقل						[سطح احتمال]	(آماره t)
$\Delta LGINI_t$	-	۶/۶۳۵* [۰/۰۱۰]	۱۰/۰۷۸* [۰/۰۰۲]	۳/۹۵۵* [۰/۰۴۰]	۸/۸۱۶* [۰/۰۰۳]	۱۲/۲۲۰* [۰/۰۰۱]	۳۳/۳۹۱* [۰/۰۰۰]	−۰.۷۸۸* (-۳/۱۱۶)
$\Delta LAVA_t$	۵,۴۹۰ [۰/۰۱۹]	-	۰,۴۹۲ [۰/۴۸۳]	۰,۶۰۱ [۰/۴۳۰]	۸/۸۱۰* [۰/۰۰۳]	۰,۱۴۵ [۰/۷۰۳]	۱۹/۶۰۷* [۰/۰۰۳]	-۳,۲۲۳ (-۰/۹۱۰)
$\Delta LIVA_t$	۲۹/۸۸۱* [۰/۰۰۰]	۹۹/۵۲۸* [۰/۰۰۰]	۳,۷۱۲ [۰/۰۵۴]	-	۱۲/۶۰۸* [۰/۰۰۰]	۶,۲۹۹ [۰/۰۱۲]	۲۰۹ /۹۵۳* [۰/۰۰۰]	-۲/۵۶۹* (۲/۸۹۰)
$\Delta LOVA_t$	۲,۸۸۶ [۰/۰۸۹]	۰,۰۳۷ [۰/۸۴۷]	۱,۱۰۳ [۰/۲۹۴]	۰,۵۷۰ [۰/۴۵۰]	۸/۶۰۶* [۰/۰۰۳]	۲,۵۶۳ [۰/۱۰۹]	۱۳,۷۸۹ [۰/۰۳۲]	۰,۳۰۵ (۰/۱۱۶)
$\Delta LSEVA_t$	۱/۳۹۹ [۰/۲۳۷]	۰/۳۸۸ [۰/۵۳۴]	۰/۴۳۴ [۰/۵۱۰]	۱/۱۵۲ [۰/۲۸۳]	۰/۰۴۱ [۰/۸۴۰]	۱/۷۹۰ [۰/۱۸۱]	۸/۳۸۹ [۰/۲۱۱]	-۰/۸۲۴* (-۲/۰۲۶)
$\Delta LEVA_t$	۰/۳۸۰ [۰/۵۳۷]	۰/۹۸۰ [۰/۳۲۲]	۶/۵۹۴ [۰/۱۰۲]	۴/۱۸۰ [۰/۰۴۰]	۱/۵۳۳ [۰/۲۱۶]	۰/۵۰۹ [۰/۴۷۵]	۱۰/۹۳۶ [۰/۴۹۰]	-۱/۰۸۷ (۰/۳۹۰)

ماخذ: یافته های تحقیق (*معنی داری در سطح ۵ درصد)

E در معادله‌های (۴) تا (۱۰) معرف جمله تصحیح خطاست. معادله (۴) در واقع رابطه علیت بین متغیرهای توضیحی و ضریب جینی را نشان می‌دهد. همچنین معادله‌های (۵) تا (۱۰) رابطه علیت بین دیگر متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه در معادله اول، جمله تصحیح خطا دارای علامت منفی بوده و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. بنابراین می‌توان گفت که یک رابطه علی بلندمدت بین ضریب جینی و متغیرهای توضیحی از جمله ارزش‌افزوده بخش کشاورزی وجود دارد و رابطه بررسی شده در بلندمدت نیز پایدار است. همچنین در جدول (۷) نتایج به‌دست آمده از آزمون χ^2 که به صورت انفرادی برای هریک از متغیرها و نیز به‌صورت جمعی برای کل متغیرها آورده شده است. که هر دو، در سطح ۵ معنی‌دار هستند. نتیجه آزمون χ^2 جمعی نشان می‌دهد که شش رابطه علی کوتاه‌مدت و معنادار نیز بین ضریب جینی و ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت، خدمات، نفت، سرمایه‌گذاری داخلی و صادرات در معادله (۴) وجود دارد. در بررسی نتایج دیگر معادله‌ها به‌طور خلاصه می‌توان گفت که رابطه علی بین ضریب جینی و ارزش‌افزوده بخش صنعت، ارزش‌افزوده کشاورزی و نفت، ارزش‌افزوده

کشاورزی و خدمات، ارزش‌افزوده صنعت و خدمات و ارزش‌افزوده نفت و خدمات در کوتاه‌مدت، دو سویه است. اما در بلندمدت تنها رابطه بین ارزش‌افزوده بخش صنعت و ضریب جینی، همچنین ارزش‌افزوده بخش خدمات و ضریب جینی یک رابطه دو سویه است.

نتیجه گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، رابطه بین نابرابری درآمد و ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت، خدمات،نفت، صادرات و سرمایه‌گذاری داخلی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۸۹-۱۳۵۰مورد بررسی قرار گرفته است. با مقایسه کلی کشش‌های ضریب جینی هر یک از بخش‌ها، بخش کشاورزی دارای ضریب کشش به‌نسبت بالا نسبت به دیگر بخش‌ها بوده و از سویی، افزایش یک درصدی افزایش در ارزش‌افزوده این بخش سبب کاهش نابرابری توزیع درآمد در بلندمدت خواهد شد. همچنین یک رابطه بلندمدت بین نابرابری درآمد و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، خدمات، نفت، سرمایه‌گذاری داخلی و صادرات وجود دارد. رابطه‌های کوتاه‌مدت بین متغیرهای مورد بررسی نشان داد که سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت درحدود (۰/۷۸-) است که گویای سرعت بالای تعدیل به سمت مقدار تعادلی بلندمدت می‌باشد. همچنین مقایسه ضرایب مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت گویای تاثیر منفی و یک سویه متغیرهای کشاورزی، صنعت، خدمات و صادرات بر نابرابری درآمد است. با توجه به نتایج و هدف اصلی مقاله می‌توان پیشنهاد نمود که برای کاهش سطح نابرابری اقتصادی در ایران، سیاست‌های اقتصادی بایستی در راستای رشد اقتصادی بخش کشاورزی، صنعت، خدمات و صادرات باشد. اقتصاددانان معاصر بر خلاف اقتصادانان دهه ۱۹۴۰ این باورند که نه تنها تضادی بین رشد همزمان و هماهنگ دو بخش وجود ندارد، بلکه آنها می‌توانند در جریان توسعه اقتصادی به رشد یکدیگر کمک کنند.

بخش کشاورزی در مراحل اولیه روند توسعه اقتصادی به دلیل تولید بخش مهمی از درآمد ملی و در برداشت قسمت عمده‌ای از نیروی کار و سرمایه موجود در اقتصاد نقش اساسی در جریان رشد و توسعه اقتصادی دارد و در بلندمدت بخش‌های دیگر اقتصاد یعنی صنعت و خدمات با نرخ بالاتری رشد می‌کنند و به تدریج جایگزین بخش کشاورزی در اقتصاد می‌شوند. اگر فرض شود که در صورت انتقال سریع درآمد و پس‌انداز خالص، جریان انتقال اقتصادی منابع از این بخش به دیگر بخش‌ها با سرعت بیشتری صورت گیرد، در نتیجه جریان تولید در دیگر بخش‌های اقتصاد تقویت می‌شود. در کشورهای در حال توسعه زمانی که تولید کشاورزی به

دلیل افزایش بازدهی زیاد شود، افزایش درآمدهای سرانه و نیز نرخ رشد جمعیت، پس از آن تقاضا برای محصولات غذایی را افزایش خواهد داد. در شرایطی که افزایش تولید کشاورزی کمتر از نرخ رشد تقاضا باشد، قیمت محصولات کشاورزی افزایش خواهد یافت. برای جلوگیری از کمبود عرضه محصولات و جلوگیری از افزایش قیمت‌ها ممکن است بخشی از ذخایر ارزی کشور به واردات این محصولات اختصاص یابد که این امر به معنی هرز رفتن منابع سرمایه‌گذاری در کشور است. از سوی دیگر محصولات کشاورزی تنها شامل محصولات غذایی نمی‌شود، بلکه بخشی از محصولات مانند پنبه، کنف، چای، نیشکر، چغندرقند و... را می‌توان در بخش صنعت مورد استفاده قرار داد. با افزایش تولید و بازدهی محصولات کشاورزی صادراتی، صادرات و درآمدهای صادراتی نیز افزایش می‌یابد. بنابراین مازاد تولید در بخش کشاورزی، جریان تمرکز سرمایه را در زمانی که درآمدهای صادراتی صرف واردات کالاهای سرمایه‌ای می‌شود، تسریع می‌کند. هنگامی که توسعه اقتصادی به دلیل رشد صنعتی تقویت می‌شود، احتمالا سهم بخش کشاورزی در صادرات کاهش شدید می‌یابد؛ زیرا در داخل کشور به این محصولات چه برای تامین مواد غذایی و چه برای تامین مواد مورد نیاز بخش صنعت احتیاج است. این محصولات به‌طور معمول، جایگزین واردات می‌شوند و ذخایر ارزی کشور را حفظ می‌کنند. به این ترتیب مازاد تولید محصولات غذایی سبب صرفه‌جویی در پرداخت‌های ارزی کشور خواهد شد و می‌تواند به توسعه اقتصادی کمک کند. کوزنتس به این پدیده «کمک تولید» بخش کشاورزی می‌گوید، زیرا «در مرحله اول تولید خالص اقتصاد را افزایش می‌دهد و در مرحله دوم سبب رشد تولید سرانه در اقتصاد می‌شود». افزون بر این بایستی در نظر داشت کشورهای در حال توسعه برای توسعه سریع اقتصادی نباید منتظر تغییر در تولید کشاورزی باشند. به باور هیرشمن رشد نامتعادل اقتصادی در مراحل اولیه توسعه اقتصادی به سود بخش صنعت خواهد بود و پس از آنکه تولید صنعتی به روال مطلوب درآمد، بخش کشاورزی را مدرنیزه خواهد کرد بهترین روش آن است که کشورهای در حال توسعه با توسعه صنعتی شروع کنند و با عرضه محصولات صنعتی همچون کود شیمیایی به بخش کشاورزی تولید، کشاورزی را افزایش دهند. برتری این پژوهش نسبت به پژوهش‌های پیشین این است، با توجه به اینکه کشور ایران یک کشور تک محصولی است و بیشترین ارز کشور از طریق صادرات نفت حاصل می‌شود. پرداختن به تاثیر ارزش افزوده نفت بر رفاه جامعه ایران و مقایسه این تاثیر با اثری که ارزش‌افزوده بخش‌های خدمات، صنعت و کشاورزی بر رفاه دارند، مشخص می‌کند که

درآمدهای ارزی را باید در کدام بخش تزریق کرد تا باعث افزایش رفاه مردم شود. در این پژوهش با استفاده از داده‌های بانک مرکزی ایران به تحلیل رابطه بین متغیرها پرداخته شده است.

منابع

ابریشمی ح.، مهرآرا، م. و خطا بخش پ.۱۳۸۴). بررسی رابطه ی رشد و توزیع درآمد در ایران. *پژوهش نامه علوم انسانی و اجتماعی*، جلد ۵،(۱۷): ۵۰-۱۳

خالدی ک. و صدرالاشرفی م. ۱۳۸۶. رشد اقتصادی بخش کشاورزی و فقر و توزیع درآمد روستایی در ایران.*فصلنامه علوم کشاورزی*. جلد۳،(۱۳): ۵۷۳-۵۵۵

رنج پور ر.، کریمی تکانلو ز.، و شکری م. ۱۳۹۰. بررسی رابطه بین پس انداز و رشد اقتصادی در ایران طی دوره ی زمانی (۱۳۴۰-۱۳۸۷). *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*. جلد۲ ، (۲) :۱۱۳-۱۴۰

سازمان برنامه و بودجه.(۱۳۸۳).قانون چهارم توسعه اجتماعی و فرهنگی طرح توسعه جمهوری اسلامی.تهران-ایران

سلامی، ح. حسینی، ص. کوپاهی، م. و هرمزی م. (۱۳۸۵).تدوین ماتریس حسابهای اجتماعی ایران. طرح ملی

Ali S & Ahmad N. (2013.) A Time Series Analysis of Foreign Aid and Income Inequality in Pakistan. *Global Journal of Management and Business Research Economics and Commerce* , 13: 11-20.

Balisacan A.M., Pernia E.M., & Asra. A.(2002). Revisiting growth and poverty and the Reduction in Indonesia: What do Sub-National Data Show? ERD Working Paper Series. No. 25, *Economic and Research Department, Asian Development* Bank, Metro Manila, Philippines.

Chaudhry M. G. (1983). Green Revolution and Redistribution of Rural Incomes: Pakistans Experience. Pakistan Development Review, 2:117-123.

De Sousa C.B. (2004). An Empirical Analysis Of Poverty And Income Inequality In West VIRGINIA, *American Agricultural Economics Association Annual Meetings*, Denver, Colorado, August 1-4.

Granger C.W.J., & Newbold, P.(1974) .Spurious regression in econometrics.*Journal of Econometrics*,2:111-120

Mehrgan N. & Nassabian S.(2010). Agriculture Growth and Income Inequality in Iran. *America Eurasian Journal of Agricultural and Environmental Sciences*, 7: 63764.

Mellor J. W. (2003). The role of agricultural sector in economic development: New findings from countries with high growth in agricultural sector. *Proceedings of the first congress on the agriculture and national development.*

Nokkala M. (2000). Social accounting matrices and sectoral analysis: The case of agricultural sector investment in Zambia. *Proceedings of 13th international conference on input-outputntechniques. Macerata*, Italy. August, 21-25.

Robert F., Engle C. W. J., & Granger E. (1987). Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing. Econometrica, 2: 251-276.

Ali S., Mustafa M. Q., & Shahbazi I. A. (2013). *Agriculture value added and income inequality in Pakistan: A time series analysis. Research Journal of Economics, Business and ICT*. 8: 25-33.