فصلنامه راهبردهای توسعه روستایی
جلد ۹، شماره ۱، بهار ۱۴۰۱ ص. ۱۲۱-۱۰۳

Rural Development Strategies
Vol. 9, No. 1, Spring 2022, P. 103-121

مقاله پژوهشی

بررسی رابطه بین ارزش افزوده زیربخش‌های کشاورزی و نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران

محمد کیانی‌ده‌کیانی[۱] و حامد نجفی‌علمدارلو[۲*]

تاریخ دریافت: ۳۰ خرداد ۱۴۰۰ **تاریخ پذیرش:** ۲۶ آذر ۱۴۰۰

چکیده

نابرابری درآمدی یکی از مهم‌ترین مسائلی است که به سبب تأثیر آن بر جنبه‌های مختلف رفاه اقتصادی، تأمین امنیت غذایی و مسائلی که متعاقبا ایجاد خواهد شد مورد توجه جدی سیاستگذاران اقتصادی است. بنابراین هدف این تحقیق با توجه به اثرات متفاوتی که افزایش ارزش افزوده زیربخش‌های کشاورزی بر توزیع درآمد دارند، بررسی رابطه‌ی بین افزایش ارزش افزوده زیربخش‌های کشاورزی و نابرابری درآمد است. برای این منظور از رهیافت میانگین گروه‌های تلفیق شده (PMG) برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۴استفاده شده‌است. نتایج نشان می‌دهد که اثرات افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی بر نابرابری درآمدی منفی است و در سطح زیربخش‌ها، در بلندمدت، کوتاه‌مدت و در مقاطع (استان‌ها) نتایج متفاوتی به دست می‌آید.بدین ترتیب آنچه که می‌توان از این نوع تحلیل‌ها نتیجه‌گیری نمود این است که اکیدا سیاست‌گذاری کلان برای همه‌ی زیربخش‌ها و همه‌ی استان‌های کشور به سبب تمایزاتی که دارند نمی‌تواند نتایج مشابه‌ای به دست دهد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد نگاه کلان‌بخشی نسبت به بخش کشاورزی تغییر نماید و نگاه کلان‌زیربخشی جایگزین آن شود. در ادامه نیز سیاست‌های توسعه‌ای متناسب با هر استان و بسته به ماهیت زیربخش‌های هر استان مورد توجه قرار گیرد.

کلمات کلیدی: توسعه اقتصادی، زیربخش‌های کشاورزی، ضریب جینی روستایی، مدلPMG

۱ – دانشجوی دکتری گروه اقتصادکشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
۲ – دانشیار گروه اقتصادکشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
(*–نویسنده مسئول: hamed_najafi@modares.ac.ir)

DOI: 10.22048/rdsj.2022.290936.1952

مقدمه

توزیع درآمد در اثر توسعه‌ی بخش‌های مختلف اقتصادی یکی از مهم‌ترین مسائلی است که دولت‌ها در صدد هستند تا برنامه‌ریزی اقتصادی را به نحوی تنظیم نمایند که گروه‌های درآمدی، کم‌ترین نابرابری درآمدی را متحمل شوند. در این میان با توجه به ویژگی‌هایی که اقتصاد کشورهای مختلف دارد، دقت نظر خاص خود را می‌طلبد تا با در نظر گرفتن ساختارهای اقتصادی و تمایزاتی که بین بخش‌های اقتصادی وجود دارد، توزیع درآمد از نابرابری فاصله و به سمت توزیع عادلانه سوق داده شود. ساختار اقتصاد کشورهای مختلف از حیث افزایش درآمد گروه‌های مختلف درآمدی، ناهمگنی زیادی دارد و افزایش درآمد گروه‌های درآمدی شهری و روستایی در اثر سیاست‌های توسعه‌ای بخش‌های مختلف اقتصادی، نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، ممکن است سیاست‌های توسعه یک بخش خاص منجر به افزایش درآمد گروه‌های شهری و یا روستایی با نسبت‌های متفاوتی از یکدیگر گردد (کیانی و همکاران، ۱۳۹۶).

مسئله توزیع درآمد ابعاد گوناگونی دارد، اما آنچه به طور مستقیم مربوط به عدالت و رفاه اجتماعی می شود، توزیع درآمد بین افراد و خانوارها یا توزیع درآمد فردی است. توزیع منطقه‌ای درآمد نیز از حیث عدالت و کارایی اهمیت ویژه‌ای دارد. هر یک از مناطق روستایی ایران بخش مهمی از جمعیت کشور را در بر دارد. به همین جهت، چگونگی توزیع درآمد بین این مناطق و تغییرات آن تا حدود زیادی وضعیت توزیع درآمد را مشخص می‌کند (پرهیزکاری و صبوحی، ۱۳۹۱). در خلال سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ ضریب جینی گروه‌های درآمدی شهری و روستایی کاهشی بوده است یعنی توزیع درآمد بهبود یافته‌است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۴). در خصوص تأثیر ارزش افزوده بر نابرابری درآمدی مطالعات مختلفی ئ از جنبه‌های گوناگون در سطح داخل و خارج از کشور صورت گرفته‌است. در ادامه به تعدادی از مطالعات خارجی و داخلی اشاره می‌شود.

آرندت[1] و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای به بررسی وضعیت دو کشور ویتنام و موزامبیک پرداختند. آن‌ها در این تحقیق نشان دادند که کاهش فقر لزوما به رشد اقتصادی نمی انجامد. همچنین نشان دادند که اثر سیاست‌های توسعه و گسترش بخش کشاورزی بر کاهش فقر در موزامبیک به مراتب از ویتنام کمتر است که این تفاوت را در ساختار این دو کشور می‌دانند و آن را مورد تأکید قرار می‌دهند. تمل[2] (۲۰۱۱) ، با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی برای کشور رواندا به بررسی تفاوت نقش گروه‌های خانواری بر توسعه سرمایه انسانی، رشد بخش های اقتصادی و توزیع درآمد پرداخت. نتایج این تحقیق نشان داد خانوارهایی که به لحاظ تعداد فرزند کوچکتر هستند، اثر گذاری بیشتری بر سرمایه گذاری در توسعه سرمایه انسانی دارند. همچنین خانوارهای یک تا سه نفر به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل افزایش سرمایه انسانی بر افزایش تولید محصولات کشاورزی شناخته می‌شوند. چماتا[3] و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثر درآمد غیر کشاورزی بر فقر و نابرابری درآمدی میان روستاییان مالزی پرداختند. نتایج نشان داد، ورود درآمد غیر کشاورزی به درآمد خانواده‌های کشاورزی باعث کاهش سطح، عمق و شدت فقر می‌شود. اما از سوی دیگر، درآمد غیر کشاورزی، نابرابری درآمد را در میان خانوارهای کشاورزی افزایش می‌دهد.

سئاری[4] و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل نابرابری درآمدی در مالزی پرداختند. نتایج این تحقیق نشان

1- Arndt
2- Temel
3- Che Mata
4- Saari

می‌دهد که تغییرات در سهم نیروی کار و سهم سرمایه، عوامل تعیین کننده‌ی اصلی تغییرات درآمدی هستند. همچنین این اثرات تا حد زیادی بین روستاها و مناطق شهری، بین کارگران ماهر و غیرمتخصص تفاوت دارند. بنابراین ترکیبی از این دو عامل در توضیح افزایش نابرابری درآمدی در مالزی تعیین‌کننده است.

آدامز[1] و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تغییرات جریان سرمایه بر توزیع درآمد در ۲۱ کشور آفریقایی و آفریقای جنوبی برای دوره ۲۰۱۳-۱۹۸۴ پرداختند. نتایج تجربی نشان می‌دهد (FDI)[2] تأثیر مثبتی بر روی نابرابری درآمدی دارد، که بیانگر تأثیر مثبت (FDI) بر نابرابری درآمد در کوتاه مدت و بلندمدت است. با این حال، پرداخت‌های مالی، بدهی‌ها و جریان‌های کمک خارجی تأثیری بر نابرابری درآمد ندارند. علاوه بر این، یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد علیت یک طرفه از (FDI) به نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت و زمانی که نابرابری محاسبه می‌شود وجود دارد.

سیامی و هادسون[3] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر رشد بخش های مختلف اقتصاد کشورهای در حال توسعه بر نابرابری درآمدی پرداختند. در این مطالعه از داده های پانل متوازن ۹۲ کشور در حال توسعه برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴ استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد ابتدا رشد کشاورزی و سپس رشد صنعت تأثیر عمده ای در کاهش نابرابری درآمد در نمونه مورد مطالعه دارد. اما، رشد بخش خدمات تأثیرات مثبتی دارد.

گنزالس و ریسوسودارمو[4] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی در بخش‌های کشاورزی، معدن و خدمات با نابرابری درآمدی پرداختند. نتایج این مطالعه که در آن از داده های پانل برای مناطق و شهرهای اندونزی در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ نتایج نشان می‌دهد که سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی، تأثیر منفی قابل توجهی بر نابرابری درآمد نشان دارد. (محمد[5] و همکاران، ۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی اثربخشی کارآفرینی بر کاهش نابرابری درآمدی در ۴۷ کشور در حال توسعه برای دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج این مطالعه که در آن از روش GMM استفاده شد نشان داد افزایش سطح کارآفرینی سطح نابرابری درآمدی را در کشورهای در حال توسعه کاهش می دهد (محمد و همکاران، ۲۰۲۱).

پرمه و دباغ (۱۳۸۲)، بانویی (۱۳۸۴) با استفاده از ماتریس‌های حسابداری اجتماعی (۱۳۴۹، ۱۳۵۲، ۱۳۷۵ و ۱۳۷۹) و مهرگان و همکاران (۱۳۸۷) بر اساس اطلاعات آماری دوره زمانی ۱۳۴۷-۱۳۸۵؛ نشان دادند که افزایش تقاضا در بخش کشاورزی بیشترین تأثیر مثبت را بر توزیع درآمد و کاهش نابرابری درآمدی بین خانوارها دارد و سایر بخش‌های اقتصادی در رده‌های بعدی قرار دارند. جلایی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی و پیش‌بینی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که مدل نمایی با دقت بالاتری ضریب جینی شهری و روستایی را توضیح می دهد و با افزایش نرخ تولید ناخالص داخلی و نرخ شاخص توسعه انسانی و همچنین کاهش نرخ تورم، بیکاری و اندازه دولت در مدل، می‌توان روند بهبود توزیع درآمد را در مناطق شهری و روستایی ایران در افق سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ مشاهده کرد.

بانویی و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند کاهش تولید بخش کشاورزی نه تنها منجر به کاهش تولید سایر بخش‌ها و کل اقتصاد می‌گردد، بلکه موجب کاهش درآمد عوامل تولید و کاهش درآمد نهادهای جامعه نیز خواهد شد. صادقی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد و رشد تولید ناخالص داخلی استان‌های ایران با

1- Adams
2- Final Demand Increase
3- Siami & Hudson
4- González & Resosudarmo
5- Mohamad

بهره‌گیری از رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته در داده‌های تابلویی پرداخت. یافته‌های تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که نرخ رشد ضریب جینی دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی استان‌های ایران بوده و همچنین نرخ بیکاری تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی در استان‌های ایران داشته است. همچنین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نیز دارای تأثیرگذاری منفی و معنی‌دار بر نرخ رشد ضریب جینی بوده‌است. جلایی و صمیمی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر اشتغال زنان بر ضریب جینی در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد افزایش اشتغال زنان، افزایش درآمدهای مالیاتی دولت و افزایش مخارج مصرفی دولت، باعث کاهش ضریب جینی و در واقع کاهش توزیع ناعادلانه‌ی درآمد می‌شود.

مهرگان و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به تجزیه‌ی چندگانه نابرابری درآمدی در ایران با رویکرد به کارگیری ضریب جینی تعمیم‌یافته پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در بخش شهری درآمدهای متفرقه (پولی) کنار دستمزد و حقوق بگیری بخش دولتی (پولی) بیشترین سهم را در نابرابری درآمد دارند که به صورت قابل توجهی از نابرابری درون گروه غیرفقیر ناشی شده و در بخش روستایی درآمد از مشاغل آزاد کشاورزی (پولی) بیشترین سهم را از نابرابری درآمد دارد که آن نیز به میزان زیادی از نابرابری درون گروه غیرفقیر به دست آمده است. ابونوری و فراهتی (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی ساختار تولید و توزیع درآمد در ایران پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد انتقال سهم ارزش افزوده از بخش کشاورزی به هر یک از بخش‌های صنعت و معدن، خدمات و یا نفت، نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد در حالی که انتقال سهم ارزش افزوده‌ی نفت به هریک از بخش‌های دیگر نابرابری را کاهش می‌دهد. همچنین با انتقال سهم ارزش افزوده از هریک از بخش‌های صنعت و معدن، خدمات و یا نفت به بخش کشاورزی، نابرابری کاهش می‌یابد. پورمختار و مقدسی (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای تأثیر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران را با تأکید بر بخش کشاورزی مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون هم انباشتگی نشان دهنده رابطه بلندمدت و منفی بین نابرابری درآمد و ارزش افزوده بخش کشاورزی، صنعت، صادرات و سرمایه‌گذاری است، به طوریکه افزایش ارزش افزوده بخش‌های یاد شده سبب کاهش نابرابری درآمد شده است و نتایج مدل تصحیح خطای برداری نشانگر رابطه منفی بین ارزش افزوده بخش کشاورزی، صنعت، صادرات و نابرابری درآمدی درکوتاه‌مدت است. سلاطین و محمدی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی میزان تأثیرگذاری ارزش افزوده بخش صنعت بر ضریب جینی پرداختند که نتایج حاصل از برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی نشان داد ارزش افزوده‌ی کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن، تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان دهنده‌ی توزیع درآمد در ایران دارد.

اکبری فرد و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی انتقال ملایم لاجستیک نشان دادند تغییر در تعداد واحدهای صنعتی دوره قبل بر ضریب جینی دوره جاری در حد آستانه‌ای پایین بیشترین تأثیر را دارد و با حرکت به سمت آستانه بالا از تأثیر آن کاسته می‌شود. کیانی و همکاران (۱۳۹۶) نشان دادند اثرات توسعه و گسترش بخش کشاورزی بر افزایش درآمد گروه‌های درآمدی شهری و روستایی از سایر بخش‌ها بیشتر است و بخش نفت خام و گاز طبیعی کمترین تأثیر را دارد. همچنین نسبت نابرابری درآمدی بین خانوارهای شهری و روستایی در اثر توسعه این بخش از سایر بخش‌های اقتصادی کمتر است که توزیع متعادل‌تر درآمد را نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه گردید در مطالعات مختلف بر نقش بخش کشاورزی و تأثیر آن بر توزیع برابر و بیشتر درآمد در صورت توسعه اقتصادی تأکید شده است. دهقانی و همکاران (۱۳۹۶) در

مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه، ارتباط مستقیم و غیرخطی بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد را در دوره مورد بررسی، در بخش خطی و غیرخطی مدل تأیید می‌نماید. همچنین بر اساس نتایج این مطالعه، برآیند تأثیر رشد اقتصادی دوره جاری و قبل بر توزیع درآمد دوره جاری مثبت و معنی‌دار است.

با توجه به آنچه در مروری بر منابع ذکر گردید، ضروری به نظر می‌رسد مطالعه‌ای صورت پذیرد که متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی و زیربخش‌های آن را بر نابرابری روستایی مورد بررسی قرار دهد. بدین ترتیب شایسته است که این بررسی در سطح کلان صورت گیرد و پس از آن برای مناطق مختلف (استان‌ها) نیز تخمین و تحلیل‌های لازم انجام شود تا از این طریق تمایزات بین استان‌ها نیز آشکار گردد. بنابراین آنچه این مطالعه را از سایر مطالعات متمایز می‌سازد، اولا بررسی ارزش افزوده در سطح زیربخش‌های کشاورزی و مقایسه آن‌ها است و در ثانی استفاده از مدلی است که نه‌تنها ضرایب مربوطه را در سطح کلان بدست می‌دهد، بلکه در سطح استان‌های کشور نیز قابل تخمین و محاسبه است. بدین ترتیب هدف از انجام این مطالعه بررسی اثرات افزایش ارزش افزود زیربخش‌های کشاورزی بر توزیع درآمد روستائیان است که هم در سطح کلان یعنی به صورت کشوری و هم به صورت استانی برای استان‌های منتخب صورت خواهد پذیرفت.

مبانی نظری

ساختار اقتصاد کشورهای مختلف از حیث افزایش درآمد گروه‌های مختلف درآمدی ناهمگنی زیادی دارد و افزایش درآمد گروه‌های درآمدی شهری و روستایی در اثر سیاست‌های توسعه‌ای بخش‌های مختلف اقتصادی نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، ممکن است سیاست‌های توسعه یک بخش خاص منجر به افزایش درآمد گروه‌های شهری و یا روستایی با نسبت‌های متفاوتی از یکدیگر گردد (کیانی و همکاران، ۱۳۹۶). همچنین قرار گیری در مناطق مختلف نیز می‌تواند بر نابرابری درآمدی اثر گذار باشد. برای مثال عدم بهره‌برداری صحیح از ظرفیت‌های موجود و توزیع ناعادلانه امکانات از دلایل ایجاد شکاف درآمدی منطقه‌ای است (عبدلی و همکاران، ۱۳۹۶). بنابراین، عدم برقرای توازن بین مناطق جغرافیایی باعث گسترش نابرابری و بی‌عدالتی در بین این مناطق خواهد شد. از این روست که در بین استان‌ها، مناطق و کشورها تفاوت‌های آشکاری به لحاظ توزیع درآمد و توسعه یافتگی وجود دارد.

مقایسه اثر ساختار تولید بر توزیع درآمد در واقع بررسی نابرابری عمودی در اقتصاد را نشان می‌دهد و مبانی نظری بررسی بین درآمد و نابرابری به تئوری کوزنتس بر می‌گردد. در بسیاری از مطالعات اثر عوامل مختلفی بر روی ضریب جینی به عنوان شاخصی از نابرابری سنجیده شده است. از جمله معیارهایی که می‌توان با آن توزیع درآمد را از حیث برابری و نابرابری درآمدی مورد بررسی قرار داد ضریب جینی است. این ضریب دو حد بالا و پایین دارد که صفر و یک هستند. هرچه ضریب جینی نزدیک به عدد صفر باشد، برابری بیشتر در توزیع درآمد را نشان می‌دهد و هرچه این ضریب به عدد یک نزدیک شود، توزیع نابرابر درآمد را آشکارتر می‌نماید. (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۵؛ جینی، ۱۹۱۲).

بر اساس مطالعه آناند و کانبور[1] (۱۹۹۳) و دستیدار[2] (۲۰۰۴ و ۲۰۱۲) می‌توان ضریب جینی در هر منطقه را تابعی از سهم تولید آن منطقه و بخش در نظر گرفت. مطالعات گوناگونی رابطه بین تغییر سهم در بین بخش‌های اقتصادی و نحوه توزیع درآمد را مطالعه کرده‌اند، اما نمی‌توان مشخص کرد که چه نوع تغییر ساختاری منجر به تغییر در توزیع درآمد می‌شود. همچنین، رابطه

1- Anand & Kanbur
2- Dastidar

تئوریک بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و شاخص‌های توزیع درآمد روستایی توسط آهلووالیا[1] و همکاران (۱۹۷۹) نیز بررسی شده است. در این رابطه انتظار این است که افزایش رشد اقتصادی در بخش کشاورزی به همراه تغییر ساختار آن، بتواند اثر مثبتی بر روی توزیع درآمد داشته باشد.

مواد و روش‌ها

با توجه به آنچه در قسمت‌های قبل بیان گردیدرابطه بین ضریب جینی و سهم بخش‌های اقتصادی به صورت زیر مدلسازی می‌شود:

$$Gini = f(X_1, \dots, X_n) \quad (۱)$$

که در رابطه ۱، $Gini$ نشان دهنده میزان ضریب جینی و X_1 تا X_n هم سهم بخش‌های مختلف اقتصادی را نشان می‌دهند. این رابطه را می‌توان برای پوشش اثرات زیربخشی نیز گسترش داد. بدین ترتیب برای دست یافتن به اهداف این تحقیق دو مدل تخمین زده می‌شود. اولین مدل (مدل شماره یک)، مدلی است که متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، سهم اشتغال و سهم سرمایه این بخش به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته می‌شوند و اثرات آن ها بر متغیر وابسته که ضریب جینی هست مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$GC = f(VA_A, E_A, C_A) \quad (۲)$$

که در رابطه ۲، GC ضریب جینی روستایی، VA_A ارزش افزوده بخش کشاورزی، E_A سهم اشتغال در بخش کشاورزی و C_A سهم سرمایه در بخش کشاورزی است. این مدل شماره **یک** در این تحقیق است.

در ادامه با توجه به اینکه متغیر ارزش افزوده در اکثر مطالعات گذشته از جمله (ابونوری و فراهتی (۱۳۹۴)، پورمختار و مقدسی (۱۳۹۴) و سلاطین و محمدی (۱۳۹۵)) تأثیر معناداری بر نابرابری درآمدی داشته و هدف اصلی این تحقیق بررسی اثرات ارزش افزوده هریک از زیربخش‌های کشاورزی بر نابرابری درآمدی است، لذا این متغیر به صورت متغیر مستقل در نظر گرفته شد با فرض ثبات سایر شرایط و عوامل تأثیرگذار، اثرات تغییر ارزش افزوده هریک از زیربخش‌های کشاورزی بر نابرابری درآمدی مورد سنجش قرار گرفت.

$$GC = f(VA_C, VA_H, VA_{Fo}, VA_{Fi}) \quad (۳)$$

در رابطه ۳، VA_C ارزش افزوده زیربخش زراعت و باغداری، VA_H ارزش افزوده زیربخش دام و طیور، VA_{Fo} ارزش‌افزوده جنگلداری و VA_{Fi} ارزش افزوده زیربخش ماهی‌گری را نشان می‌دهد. این رابطه، مدل شماره دو این تحقیق به شمار می‌رود.

روش تخمین

الگوهای اقتصاد سنجی از یک منظر کلی به سه دسته داده‌های با ماهیت سری زمانی، داده‌های با ماهیت تابلویی و داده‌های مقطع عرضی تقسیم‌بندی می‌شوند. صرف نظر از تکامل مدل های مبتنی بر داده های سری زمانی، داده های تابلویی با توجه به ماهیت داده ها از الگوهای اثرات ثابت، اثرات تصادفی و داده های تلفیقی پیروی می‌کنند. نوع دیگری از تقیسیم‌بندی داده های تابلویی بر اساس ایستا و پویا بودن ماهیت متغیرهای مورد بررسی است. داده‌های با ماهیت پویا به روش های مختلفی که مبتنی بر به کارگیری متغیرهای ابزاری‌اند قابل تخمین هستند. در ادامه‌ی روند تکامل روش‌های تخمین داده‌های تابلویی، نوع دیگری از برآوردگرها توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) ارائه گردید که بر مبنای روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به تخمین داده‌های تابلویی پویا می‌پردازد. با توجه به کاربرد خاص هریک از روش‌های ابداعی، جهت تخمین مدل داده‌های

1- Ahluwalia

تابلویی نوع دیگری از این روش‌ها تحت عنوان میانگین گروه‌های ادغام شده توسط پسران[1] و همکاران (۱۹۹۹) ارائه گردید. به صورت کلی باید خاطر نشان ساخت با توجه به ایراداتی که مترتب بر هر یک از روش‌های مذکور است، روش‌های بعدی جهت پر کردن خلاء موجود به وجود آمد. در ادامه به برخی از این ایرادات اشاره خواهد شد و از این میان مناسب‌ترین روش جهت تخمین مدل مربوط به مسئله تحقیق این مطالعه انتخاب خواهد شد.

پیش از تخمین مدل‌های اقتصاد سنجی اهم از سری‌های زمانی و داده‌های تابلویی، به خصوص در داده‌های سری زمانی مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین ترتیب هنگام استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، مسئله مانایی داده‌ها و وجود و عدم وجود ریشه واحد باید بررسی و راه‌حلی جهت رفع آن اتخاذ شود. بدین ترتیب آزمون‌های معروفی جهت بررسی داده‌های تابلویی وجود دارند که می‌توان برخی از آن‌ها مانند LLC[2]، IPS[3]، بریتونگ[4] و فیشر[5] اشاره نمود.

روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده به منظور تحلیل داده‌های تابلویی بایستی به ترتیبی به کار برده شوند که از مشکلات ناشی از وابستگی میان مقاطع جلوگیری شود. در شرایط وابستگی میان مقاطع مورد نظر، الگوهای برآورد سنتی مانند اثرگذاری‌های ثابت و اثرگذاری‌های تصادفی معتبر نخواهند بود (بالتاجی[6]، ۲۰۰۵). لذا به جهت آزمون وابستگی میان بخش‌های اقتصادی آماره[7] (CD) توسط پسران (۲۰۰۴) معرفی شد که در رابطه‌ی ۴ قابل مشاهده است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \rho_{ij} \qquad (۴)$$

در رابطه ۴، ρ_{ij} ضریب همبستگی جفت جفت پیرسون از جمله‌های پسماندها می‌باشد. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد (پسران، ۲۰۰۴). پس از بررسی وابستگی مقاطع در داده‌های تابلویی لازم است تا صحت وجود بردارهای هم‌انباشتگی آزمون شود و با استفاده از روش‌های معتبر به تخمین ضرایب بلندمدت پرداخت.

تخمین‌زن‌های مختلفی جهت تخمین بردارهای هم انباشتگی مانند حداقل مربعات معمولی[8] (OLS)، حداقل مربعات معمولی پویا[9] (DOLS)، حداقل مربعات معمولی تعدیل شده کامل[10] (FMOLS)، روش میانگین گروهی[11] (MG) و روش میانگین گروه‌های ادغام شده[12] (PMG) وجود دارد. در مدل‌های پانل هم انباشته استفاده از روش OLS جهت تخمین رابطه‌ی بلندمدت نتایج تورش‌داری را به همراه دارد، بنابراین استفاده از این روش نتایج قابل اعتمادی در بر نخواهد داشت (آقایی و رضاقلی‌زاده، ۱۳۹۴).

بر این اساس روش PMG توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹) ارائه شد که تخمین زنی میانه است. زیرا هم شامل ادغام (pooling) و هم میانگین‌گیری (Average) است. یکی از مزیت‌های روش PMG نسبت به روش‌های OLS، DOLS و FMOLS این است که در این روش ویژگی‌های پویای کوتاه‌مدت می‌تواند از یک مقطع به مقطع دیگر (از یک بخش به بخش دیگر) متفاوت باشد درحالیکه ضرایب بلندمدت برآورد شده

1- Pesaran
2- Levin, Lin & Cho
3- Im, Pesaran and Shin
4- Breitung
5- Fisher
6- Baltagi
7- Cross – Sectional Dependence (CD)

8- Ordinary Least Square (OLS)
9- Dynamic Ordinary Least Square (DOLS)
10- Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)
11- Mean Group (MG)
12- Panel Mean Group (PMG)

در روش‌های OLS، DOLS و FMOLS با فرض یکسان بودن در تمام مقاطع برآورد می‌شوند (آقایی و رضاقلی‌زاده، ۱۳۹۴). به عبارت دیگر در روش PMG ویژگی‌های مختلف بخش‌ها در تخمین ضرایب متفاوت در نظر گرفته می‌شود (لی و چانگ[1]، ۲۰۰۸). مسئله مهم دیگر نامانایی بیشتر دوره‌های زمانی است. پسران و اسمیت[2] (۱۹۹۵) برآوردگر میانگین گروهی (MG) را برای رفع این مشکلات چه برای برآوردهای با متغیرهای مانا و چه غیرمانا معرفی کردند که فراسنجه (پارامتر) های بلندمدت را برای پانل از طریق میانگین‌گیری فراسنجه‌های بلندمدت از مدل ARDL و برای مقاطع منفرد محاسبه کند. از سوی دیگر نیز برآوردگر ۳(DFE) بر همگنی شاخص‌ها هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دلالت می‌کند. بدین ترتیب در واقع، روش PMG در بر گیرنده وضعیتی مابین روش MG و روش ثابت پویا (DEF) است که در آن تنها ضریب‌های بلندمدت مجبور هستند که در بین مقاطع یکسان باشند و ضریب‌های کوتاه‌مدت می‌توانند تغییر کنند (مهربانی و همکاران، ۱۳۹۳). معادله ARDL که در واقع مدل PMG بر مبنای آن ارائه شده‌است را می‌توان برای N مقطع و T دوره زمانی به صورت زیر معرفی نمود (پسران و اسمیت، ۱۹۹۵):

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{m} \gamma_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n} \varphi'_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

$$i = 1,2,\dots,N \quad and \quad t = 1,2,\dots,T$$

در رابطه ۵، x_{ij} یک بردار $(k \times 1)$ از متغیرهای توضیحی است. μ_i بیانگر اثرات ثابت مقاطع است که در داده‌های سری زمانی در جزء اخلال قرار می‌گرفت اما در الگوی داده‌های تابلویی به صورت یک جزء جداگانه در نظر گرفته می‌شود. الگوی فوق می‌تواند به صورت مدل تصحیح خطای برداری (VECM) نیز درآید:

$$\Delta y_{it} = \theta_i (y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{m} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n} \lambda'_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

که در رابطه‌ی ۶، β_i ها پارامترهای بلندمدت و θ_i ها پارامترهای تصحیح خطا هستند. در روش PMG محدودیت وارد بر مدل عبارت است از این که عناصر β در بین مقاطع مشترک باشد. همه‌ی عبارت‌های پویا و ECM[4] نیز می‌توانند آزادانه تغییر کنند. برآورد مدل PMG از روش حداکثر راستنمایی می‌باشد و انتخاب وقفه‌ی مناسب برای معادله‌های انفرادی مقاطع نیز با استفاده از معیار بیزین انجام می‌شود (مرتضوی و همکاران، ۱۳۹۵).

داده‌های مورد نیاز جهت مدلسازی این مطالعه شامل متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی و زیربخش‌های زراعت و باغداری؛ پرورش حیوانات؛ جنگل‌داری و ماهی‌گیری (فعالیت مربوط به ماهی‌گیری و شیلات) و همچنین متغیر مربوط به اشتغال بخش کشاورزی، موجودی سرمایه و ضریب جینی، همگی از سایت‌های مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و آمارنامه‌های وزارت جهاد کشاورزی جمع‌آوری گردید. با توجه به داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده که برخی سری‌های طولانی‌تر و برخی سری‌های کوتاه‌تری داشتند، سری زمانی بین سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۴ انتخاب گردید. همچنین با توجه به اینکه استان البرز در گذشته جزو استان تهران محسوب می‌شد، لذا متغیرهای مربوط به آن در متغیرهای استان تهران ادغام گردید. در انجام این تحقیق از نرم‌افزارهای Eviews 10 و Stata 14.2 استفاده گردید.

نتایج و بحث

با توجه به آنچه در قسمت روش تحقیق ارائه گردید، نتایج

1- Lee and Chang
2- Pesaran & Smith
3- Dynamic Fix Estimator (DFE)
4- Vector Error Correction Model (VECM)

محاسبات مربوط به برآورد مدل‌های اقتصاد سنجی مبتنی بر روش‌های گفته‌شده در جداول ۱ تا ۸ گزارش شده‌است. جدول ۱، نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌گردد، به جز دو متغیر سهم سرمایه و ارزش افزوده زیربخش جنگل‌داری که در سطح مانا هستند سایر متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند که شرح کامل آن در جدول ۱ آورده شده‌است.

جدول۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد (درجه مانایی)

نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای مدل شماره یک (ارزش افزوده، سهم اشتغال و سهم سرمایه)					
متغیر	**LLC**	**IPS**	**ADF**	**PP**	**مانایی**
ارزش افزوده کشاورزی	-۱۱/۲۲۲۶ ۰/۰۰۰۰	-۳/۳۴۵۶ ۰/۰۰۰۴	۱۰۵/۴۶۸۰ ۰/۰۰۰۳	۱۶۷/۶۷۷۰ ۰/۰۰۰۰	I(1)
سهم اشتغال	-۱۳/۰۴۱۸ ۰/۰۰۰۰	-۳/۵۵۳۶۷ ۰/۰۰۰۲	۱۰۷/۵۰۹ ۰/۰۰۰۲	۱۵۵/۴۳۳ ۰/۰۰۰۰	I(1)
سهم سرمایه	-۲۸/۲۷۸۷ ۰/۰۰۰۰	-۳۶۳/۹۲۸ ۰/۰۰۰۰	۲۸۰/۱۹۶ ۰/۰۰۰۰	۲۹۶/۵۶۸ ۰/۰۰۰۰	I(0)
ضریب جینی	-۹/۶۶۹۵۳ ۰/۰۰۰۰	-۴/۶۵۲۷۳ ۰/۰۰۰۰	۱۳۱/۳۱۶ ۰/۰۰۰۰	۳۱۶/۳۹۶ ۰/۰۰۰۰	I(1)
نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای مدل شماره دو (ارزش افزوده زیربخش‌های کشاورزی)					
ارزش افزوده زراعت و ...	-۱۱/۵۷۲۷ ۰/۰۰۰۰	-۳/۲۹۷۷ ۰/۰۰۰۵	۱۰۴/۲۸۸ ۰/۰۰۰۳	۱۸۳/۵۳۶ ۰/۰۰۰۰	I(1)
ارزش افزوده پرورش...	-۷/۰۲۴۳ ۰/۰۰۰۰	-۱/۸۰۸۷ ۰/۰۳۵۳	۸۳/۹۱۸۳ ۰/۰۲۲۵	۱۴۸/۸۳۲۰ ۰/۰۰۰۰	I(1)
ارزش افزوده جنگل‌داری	-۱۲/۲۳۵۱ ۰/۰۰۰۰	-۴/۱۳۸۸۷ ۰/۰۰۰۰	۱۲۹/۸۵۵ ۰/۰۰۰۰	۹۹/۷۰۸۱ ۰/۰۰۱۰	I(0)
ارزش افزوده ماهی‌گیری	-۹/۵۸۷۲ ۰/۰۰۰۰	-۳/۰۰۷۷ ۰/۰۰۱۳	۱۰۱/۷۳۲۰ ۰/۰۰۰۶	۲۰۶/۹۴۷۰ ۰/۰۰۰۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون وابستگی مقاطع

متغیر	آمارهCD	P-Value
ارزش افزوده بخش کشاورزی	۴۱/۴۱	۰/۰۰۰۰
اشتغال	۴۰/۵۸	۰/۰۰۰۰
موجودی سرمایه	۲۷/۶۶	۰/۰۰۰۰
ضریب جینی	۳۰/۳۱	۰/۰۰۰۰
ارزش افزوده زیربخش زراعت و باغداری	۳۸/۳۷	۰/۰۰۰۰
ارزش افزوده زیربخش پرورش حیوانات	۳۴/۱۲	۰/۰۰۰۰
ارزش افزوده زیربخش جنگل‌داری	۳۸/۳۱	۰/۰۰۰۰
ارزش افزوده زیربخش ماهی‌گیری	۵۰/۴۶	۰/۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

البته به جهت اینکه مدل مورد استفاده در این مطالعه میانگین گروه‌های تلفیق شده (PMG) است تفاوتی ندارد که متغیرها از چه درجه‌ای مانا باشند، اما در هر صورت به جهت رعایت مراحل روش تحقیق این امر صورت پذیرفت. پس از

بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل اقتصادسنجی، لازم است تا وابستگی بخش‌های مورد نظر در ارتباط با هرکدام از متغیرها مورد آزمون قرار گیرد (مرتضوی و همکاران، ۱۳۹۵). بدین ترتیب در جدول ۲، نتایج آزمون وابستگی مقاطع پسران گزارش شده است. بر این اساس با توجه به اینکه فرض صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی بین مقاطع رد شده‌است، بنابراین وابستگی بین مقاطع برای کلیه متغیرها مورد تأیید قرار می‌گیرد.

بدین ترتیب نمی‌توان از روش‌های OLS، DOLS و FMOLS که با فرض یکسان بودن در تمام مقاطع برآورد می‌شوند استفاده نمود (آقایی و رضاقلی زاده، ۱۳۹۴). بنابراین در حالت وابستگی بین مقاطع استفاده از روش PMG اهمیت بیشتری پیدا می‌کند (المامن[1] و همکاران، ۲۰۱۴).

پس از بررسی نتایج مربوط به ریشه واحد و وابستگی بین مقاطع متغیرهای مورد استفاده در مدل مورد نظر، لازم است تا رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. چنانچه رابطه‌ی بلندمدت وجود داشته باشد، اولا رگرسیون کاذب نخواهیم داشت و در ثانی تخمین رگرسیون به صورت کلی معنادار است در نتیجه می‌توان با استفاده از روش‌های موجود به تخمین ضرایب پرداخت. بدین ترتیب با توجه به نتایج جدول (۳)، که آزمون پدرونی را در دو وضعیت با عرض از مبدأ و همچنین با عرض از مبدأ و روند نشان می‌دهد، می‌توان دریافت که رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی وجود دارد و این قابلیت وجود دارد که ضرایب بلندمدت تخمین زده‌شوند. لازم به ذکر است که این جدول مربوط به تخمین مدل اول یعنی مدلی که در آن متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، اشتغال و سهم سرمایه به عنوان متغیرهای مستقل و متغیر ضریب جینی به عنوان معیار نابرابری درآمدی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده‌اند.

بنابراین می‌توان صحت روابط بلندمدت را برای تخمین مدل دوم که متغیرهای ارزش افزوده زیربخش‌های کشاورزی به عنوان متغیر مستقل هستند و ضریب جینی متغیر وابسته است را هم بررسی نمود.

همانطور که در جدول ۴، ملاحظه می‌گردد رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل شماره ۲، نیز وجود دارد و می‌توان ضرایب بلندمدت آن را با استفاده از روش‌های مناسب که در این‌جا PMG است به دست آورد. همانطور که در جدول ۵، ملاحظه می‌گردد، نتایج رابطه‌ی بلند مدت متغیرهای مستقل در این مدل یعنی اشتغال نیروی کار، موجودی سرمایه و ارزش افزوده بخش کشاورزی و متغیر وابسته یعنی ضریب جینی خانوارهای روستایی برای ۳۰ استان ایران مؤید رابطه‌ای بلندمدت و معنادار برای هرسه متغیر است. اما جهت تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر رابطه‌ی بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و ضریب جینی به عنوان شاخصی از نابرابری درآمدی حاکی از آن است که افزایش ارزش افزوده در بخش کشاورزی نابرابری درآمدی خانوارهای روستایی را کاهش می‌دهد.

به همین نحو اشتغال بخش کشاورزی هم تأثیر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی بین خانوارهای روستایی دارد. متغیر دیگری که در این مدل مورد بررسی قرار گرفته‌است موجودی سرمایه است که بر خلاف دو متغیر دیگر افزایش آن نابرابری درآمدی را میان خانوارهای روستایی افزایش می‌دهد. هرچند که ممکن است اگر به جای ضریب جینی خانوارهای روستایی ضریب جینی خانوارهای شهری مورد مطالعه قرار می‌گرفت این ضریب نیز منفی حاصل می‌شد اما آنچه مسلم و آشکار است افزایش موجودی سرمایه نمی‌تواند نابرابری درآمدی را در بین خانوار روستایی را کاهش دهد. به عبارت دیگر موجودی سرمایه در بخش کشاورزی شامل زمین، ماشین آلات

1- Al Mamun

و دیگر اقلام است کـه لزومـا در اختیـار روسـتاییان نیسـت. بـه عبارت دیگر بخشی از زمین‌های کشـاورزی در اختیـار صـاحبان سرمایه است که می‌تواند اشخاص یا شرکت‌ها باشند کـه عمومـا جزء جمعیت شهری هستند. مضاف بر این موجـودی سـرمایه در اختیار همه‌ی روستاییان نیست به عبارت دیگر همه‌ی روسـتاییان از موجودی سرمایه یکسانی برخوردار نیستند کـه بـا افـزایش آن بتوان گفت ضریب جینی کاهش می‌یابد. اما اگر ضـریب جینـی خانوارهای شهری هم بررسی شود ممکن است نتـایجی بدسـت آید که جالب توجه باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پنل برای مدل شماره یک

آزمون پنل	آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند زمانی آماره‌های پنل میان گروهی (۲۰۰۴) آمارهوزنیپدرونی		(۱۹۹۹) آمارهپدرونی		آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ آماره‌های پنل میان گروهی (۲۰۰۴) آمارهوزنیپدرونی		(۱۹۹۹) آمارهپدرونی	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
v	-۶/۴۸۰	۱/۰۰۰	-۵/۸۶۳	۱/۰۰۰	-۳/۵۷۹	۱/۰۰۰	-۳/۱۰۷	۰/۹۹۹
rho	۴/۶۱۵	۱/۰۰۰	۵/۳۸۱	۱/۰۰۰	۲/۲۹۹	۰/۹۸۹	۳/۱۷۵	۰/۹۹۹
PP	-۲۰/۲۷۶	۰/۰۰۰	-۱۱/۳۹۰	۰/۰۰۰	-۱۴/۶۳۴	۰/۰۰۰	-۸/۷۱۲	۰/۰۰۰
ADF	-۸/۹۳۶	۰/۰۰۰	-۵/۲۶۳	۰/۰۰۰	-۸/۳۶۴	۰/۰۰۰	-۵/۲۸۷	۰/۰۰۰
	آماره‌های بین گروهی (آماره‌های فردی)				آماره‌های بین گروهی (آماره‌های فردی)			
	آماره		احتمال		آماره		احتمال	
rho	۶/۴۸۸		۱/۰۰۰		۴/۸۰۶		۱/۰۰۰	
PP	-۱۳/۰۱۵		۰/۰۰۰		-۱۹/۶۹۷		۰/۰۰۰	
ADF	-۱۰/۹۸۱		۰/۰۰۰		-۹/۱۳۵		۰/۰۰۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پنل برای مدل شماره دو

آزمون پنل	آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند زمانی آماره‌های پنل میان گروهی آمارهوزنیپدرونی (۲۰۰۴)		آمارهپدرونی (۱۹۹۹)		آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ آماره‌های پنل میان گروهی آمارهوزنیپدرونی (۲۰۰۴)		آمارهپدرونی (۱۹۹۹)	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
v	-۴/۹۲۹۰	۱/۰۰۰۰	-۳/۷۷۷۶	۰/۹۹۹۹	-۲/۹۷۸۶	۰/۹۹۸۶	-۲/۰۹۸۷	۰/۹۸۲۱
rho	۵/۶۰۹۰	۱/۰۰۰۰	۶/۳۳۰۸	۱/۰۰۰۰	۳/۹۰۸۴	۱/۰۰۰۰	۴/۱۰۹۶	۱/۰۰۰۰
PP	-۱۲/۳۱۹	۰/۰۰۰۰	-۹/۶۱۲۹	۰/۰۰۰۰	-۱۰/۱۷۷۸	۰/۰۰۰۰	-۹/۸۴۵۱	۰/۰۰۰۰
ADF	-۳/۵۰۵۳	۰/۰۰۰۲	-۳/۰۱۰۵	۰/۰۰۱۳	-۴/۰۲۵۹	۰/۰۰۰۰	-۳/۸۴۳۵	۰/۰۰۰۱
	آماره‌های بین گروهی (آماره‌های فردی)				آماره‌های بین گروهی (آماره‌های فردی)			
	آماره		احتمال		آماره		احتمال	
rho	۷/۶۸۳۴		۱/۰۰۰۰		۶/۲۹۸۳		۱/۰۰۰۰	

PP	-۱۷/۰۸۱۱۴	۰/۰۰۰۰	-۱۵/۰۴۵۷	۰/۰۰۰۰
ADF	-۲/۴۴۲۰	۰/۰۰۷۳	-۴/۰۲۵۸	۰/۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. نتایج برآورد ضریب‌های بلندمدت مدل یک

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهZ	معناداری
ارزش افزوده کشاورزی	-۰/۱۱۶۵۰۵	۰/۰۳۳۵۷۱	-۳/۴۷۰۳۸۶	۰/۰۰۰۷***
اشتغال	-۰/۱۹۶۰۴۱	۰/۰۳۲۵۲۷	-۶/۰۲۷۰۷۷	۰/۰۰۰۰***
موجودی سرمایه	۰/۱۴۳۴۲۶	۰/۰۳۵۷۰۸	۴/۰۱۶۵۸۴	۰/۰۰۰۱***

مأخذ: محاسبات تحقیق (*** در سطح یک درصد، ** در سطح پنج درصد و * در سطح ده درصد معناداری را نشان می‌دهد)

در ادامه با توجه به اینکه ضرایب موجود در جدول ۵، به صورت کلی یا در سطح کلان بخش کشاورزی هستند و با توجه به ناهمگنی که بین فعالیت‌های تشکیل دهنده‌ی بخش کشاورزی وجود دارد، لازم است تا تحلیلی دیگر در سطح زیربخش‌های کشاورزی صورت پذیرد. بدین ترتیب با توجه به اینکه بخش کشاورزی شامل چهار زیربخش زراعت و باغداری؛ پرورش حیوانات؛ جنگل‌داری؛ و ماهی‌گیری است و همچنین با توجه به محدودیت دسترسی به داده های سری‌زمانی در ادامه به تحلیل اثرات افزایش ارزش افزوده هریک از زیربخش‌های کشاورزی بر نابرابری درآمدی خانوارهای روستایی پرداخته می‌شود.

جدول ۶، نتایج تأثیر یک درصد افزایش در ارزش افزوده‌ی هریک از زیربخش‌های کشاورزی را بر نابرابری درآمدی خانوارهای روستایی و به شرط ثابت بودن سایر عوامل نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌گردد، مطابق ستون آخر این جدول، افزایش ارزش افزوده هریک از زیربخش‌های کشاورزی تأثیر معناداری بر نابرابری درآمدی دارند. اما آنچه آشکار و جالب توجه است، جهت تأثیرگذاری هریک از زیربخش‌های کشاورزی است که اثر آن بر افزایش یا کاهش نابرابری را نشان می‌دهد.

افزایش ارزش افزوده در زیربخش‌های زراعت و باغداری؛ پرورش حیوانات؛ و ماهی‌گیری به صورت مشخص و با ضرایب گزارش شده در جدول نابرابری درآمدی روستایی را کاهش می‌دهد. برای مثال چنانچه یک درصد ارزش افزوده زیربخش زراعت و باغداری افزایش یابد، نابرابری درآمدی روستایی به میزان ۰/۰۱۷۸ درصد کاهش می‌یابد. برای زیربخش‌های دام نیز می‌توان به همین نحو تفسیر نمود. اما زیربخش جنگل‌داری بر خلاف سه زیربخش دیگر بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی روستایی دارد. به عبارت دیگر افزایش ارزش افزوده آن نابرابری درآمدی را کاهش نمی‌دهد. یکی از دلایل آن می‌تواند ماهیت این زیربخش باشد که بیشتر به صورت شرکت‌های سهامی اداره می‌شود و طبیعی است که خانوارهای روستایی سهم کمی در آن داشته باشند و بیشتر منافع حاصل از افزایش ارزش افزوده‌ی آن به دست خانوارهای شهری می‌رسد. بنابراین همانطور که پیشتر گفته شد، چنانچه ضریب جینی خانوارهای شهری مورد بررسی قرار گیرد، همچنین اگر به صورت منطقه‌ای یعنی مناطقی که این زیربخش سهم بیشتری

دارد بررسی صورت گیرد ممکن است نتایج برعکس این حالت بدست آید.

بدین ترتیب می‌توان گفت که لزوما تأثیر افزایش ارزش افزوده زیربخش‌های کشاورزی به یک اندازه و در یک جهت نیست بلکه با توجه به ماهیت زیربخش‌های آن نتایج متفاوتی آشکار شده‌است.

جدول ٦. نتایج برآورد ضریب‌های بلندمدت مدل دو

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهZ	معناداری
ارزش افزوده زیربخش زراعت و باغداری	-۰/۰۱۷۸	۰/۰۰۷۶	-۲/۳۵۴۸	۰/۰۱۹۹**
ارزش افزوده زیربخش پرورش حیوانات (دامپروری)	-۰/۰۸۵۹	۰/۰۰۴۶	-۱۸/۴۹۲۸	۰/۰۰۰۰***
ارزش افزوده زیربخش جنگل‌داری	۰/۱۲۸۴	۰/۰۰۶۳	۲۰/۴۲۶۰	۰/۰۰۰۰***
ارزش افزوده زیربخش ماهی‌گیری	-۰/۰۸۳۱	۰/۰۰۲۶	-۳۱/۴۵۵۱	۰/۰۰۰۰***

مأخذ: محاسبات تحقیق (*** در سطح یک درصد، ** در سطح پنج درصد و * در سطح ده درصد معناداری را نشان می‌دهد)

به همین ترتیب می‌توان ضرایب کوتاه‌مدت مربوط به تأثیر ارزش افزوده زیربخش‌های کشاورزی را بر نابرابری درآمدی مورد بررسی قرار داد. همانطور که ملاحظه می‌گردد مطابق ردیف اول جدول ۷، ضریب مربوط به جمله تصحیح خطا معنادار و منفی است. این امر نشان می‌دهد یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی در این مدل وجود دارد. بر این اساس فرآیند تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت برابر با ۲/۱ دوره (سال) است. اما در کوتاه‌مدت تنها میان زیربخش‌های پرورش حیوانات و جنگل‌داری به ترتیب با سطح معناداری ۵ و ۱۰ درصد با نابرابری درآمدی روستایی رابطه برقرار است و برای دو زیربخش دیگر باید به دنبال سایر متغیرهای تأثیرگذار بر نابرابری درآمدی بود.

جدول ۷. نتایج برآورد ضریب‌های کوتاه‌مدت مدل دو

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهZ	معناداری
جمله تصحیح خطا	-۰/۴۷۳۲	۰/۱۰۱۲	-۴/۶۷۷۳	۰/۰۰۰۰***
ارزش افزوده زیربخش زراعت و باغداری	-۰/۰۰۶۲	۰/۰۴۹۷	-۰/۱۲۳۸	۰/۹۰۱۷
ارزش افزوده زیربخش پرورش حیوانات	۰/۱۷۱۱	۰/۰۵۹۳	۲/۸۸۷۰	۰/۰۰۴۵**
ارزش افزوده زیربخش جنگل‌داری	-۰/۰۴۳۶	۰/۰۲۴۷	-۱/۷۶۲۴	۰/۰۸۰۱*
ارزش افزوده زیربخش ماهی‌گیری	-۰/۰۵۳۳	۰/۰۴۳۵	-۱/۲۲۷۶	۰/۲۲۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق (*** در سطح یک درصد، ** در سطح پنج درصد و * در سطح ده درصد معناداری را نشان می‌دهد)

ویژگی بارز روش PMG این هست که نه تنها برآوردهای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به صورت جداگانه و یکجا محاسبه و ارائه می‌دهد، بلکه این امکان را فراهم می‌آورد که تحلیل‌های مقطعی را هم بتوان انجام داد. به عبارت دیگر می‌توان ضرایب مربوط به متغیرهای موجود در مدل را برای مقاطع هم تفسیر نمود. البته با توجه به اینکه این ضرایب مربوط به کوتاه‌مدت هستند ممکن است که ضرایب معناداری نباشند اما در هر صورت یک تحلیل تمایزی است که می‌تواند حداقل تفاوت میان

مقاطع را آشکارتر نماید و اعتبار به کارگیری روش PMG را بیشتر نمایان سازدجهت بررسی تغییرات ضرایب کوتاه‌مدت مقاطع (استان‌ها) با توجه به اینکه ۳۰ استان کشور مورد بررسی قرار گرفته‌است، با توجه به لزوم رعایت اختصار، چهار استان که بیشترین میزان ارزش افزوده را نسبت به سایر استان‌ها داشته‌اند انتخاب می‌گردند و تحلیل نتایج آن‌ها صورت می‌گیرد. با توجه به اینکه بشترین میزان ارزش افزوده مربوط به استان تهران است و ویژگی‌های این استان بیشتر متمایل به شهرنشینی است، لذا این استان انتخاب نمی‌شود. بدین ترتیب با توجه به بیشترین میزان ارزش افزوده، چهار استان خوزستان، اصفهان، خراسان رضوی و استان فارس انتخاب می‌شوند. نتایج جدول ۸، نشان می‌دهد که جمله‌ی تصحیح خطا برای چهار استان منتخب منفی و معنادار است. فرآیند تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت برای استان‌های خوزستان، اصفهان، خراسان رضوی و فارس به ترتیب ۵، ۳/۵، ۱/۷ و ۱/۰۷ دوره سال است.

با توجه به نتایج قسمت اول که مربوط به استان خوزستان است، ضریب مربوط به زیربخش زراعت و باغداری در کوتاه‌مدت معنادار نیست بنابراین فاقد تفسیر اقتصادی است. اما سایر ضرایب معنادار است و بیانگر رابطه‌ی منفی بین افزایش ارزش افزوده هر یک از زیربخش‌های کشاورزی این استان با نابرابری درآمدی خانوارهای روستایی است. با توجه به قسمت چهار که مربوط به استان فارس است، ملاحظه می‌گردد که رابطه‌ی ارزش افزوده زیربخش ماهی‌گیری با نابرابری درآمدی خانوارهای روستایی معنادار نشده‌است. سایر ضرایب زیربخش‌های کشاورزی برای چهار استان منتخب معنادار هستند و با توجه به ویژگی این زیربخش‌های نتایج متفاوتی بدست آمده‌است.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل کوتاه‌مدت و تصحیح خطا مقاطع (استان‌های) منتخب با استفاده از روش PMG

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارZ	معناداری
قسمت ۱- خوزستان				
جمله تصحیح خطا	-۰/۱۶۸۳	۰/۰۲۲۰	-۷/۶۳۵۹	۰/۰۰۴۷**
زراعت و باغداری	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۸۱	۰/۸۷۱۶	۰/۴۴۷۶
پرورش حیوانات	-۰/۰۹۷۲	۰/۰۱۶۱	-۶/۰۴۷۹	۰/۰۰۹۱**
جنگل‌داری	-۰/۱۲۱۰	۰/۰۲۲۰	-۵/۵۰۴۶	۰/۰۱۱۸*
ماهی‌گیری	-۰/۴۱۸۲	۰/۰۰۶۹	-۶۰/۵۸۲۶	۰/۰۰۰۰***
قسمت ۲- اصفهان				
جمله تصحیح خطا	-۰/۲۸۴۱	۰/۰۲۹۱	-۹/۷۶۶۱	۰/۰۰۲۳**
زراعت و باغداری	۰/۰۲۴۲	۰/۰۰۵۹	۴/۰۹۶۸	۰/۰۲۶۳*
پرورش حیوانات	۰/۲۶۸۹	۰/۰۲۳۸	۱۱/۳۱۸۷	۰/۰۰۱۵**
جنگل‌داری	-۰/۰۷۳۰	۰/۰۰۶۷	-۱۰/۸۳۴۲	۰/۰۰۱۷**
ماهی‌گیری	۰/۰۰۷۷	۰/۰۰۱۲	۶/۶۸۵۲	۰/۰۰۶۸**

قسمت ۳- خراسان رضوی				
جمله تصحیح خطا	-۰/۵۷۴۲	۰/۱۸۰۲	-۳/۱۸۶۵	۰/۰۴۹۸*
زراعت و باغداری	-۰/۰۲۱۵	۰/۰۰۶۲	-۳/۴۶۸۶	۰/۰۴۰۴*
پرورش حیوانات	-۰/۰۹۸۱	۰/۰۲۱۳	-۴/۶۰۶۲	۰/۰۱۹۲*
جنگل‌داری	۰/۰۳۷۲	۰/۰۰۴۵	۸/۲۷۲۱	۰/۰۰۳۷**
ماهی‌گیری	۰/۰۱۰۱	۰/۰۰۲۹	۳/۴۷۰۹	۰/۰۴۰۳*
قسمت ۴- فارس				
جمله تصحیح خطا	-۰/۹۳۲۳	۰/۰۵۸۶	-۱۵/۹۱۵۲	۰/۰۰۰۵***
زراعت و باغداری	-۰/۰۳۱۰	۰/۰۱۰۱	-۳/۰۷۳۶	۰/۰۵۴۴*
پرورش حیوانات	۰/۱۸۶۵	۰/۰۲۲۳	۸/۳۷۰۴	۰/۰۰۳۶**
جنگل‌داری	-۰/۰۸۶۵	۰/۰۰۲۰	-۴۲/۷۶۹۹	۰/۰۰۰۰***
ماهی‌گیری	-۰/۰۱۲۰	۰/۰۰۷۶	-۱/۵۶۶۷	۰/۲۱۵۲

مأخذ: محاسبات تحقیق (*** در سطح یک درصد، ** در سطح پنج درصد و * در سطح ده درصد معناداری را نشان می‌دهد)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

همانطور که در قسمت پیشین ملاحظه گردید، رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای ارزش افزوده، اشتغال و موجودی سرمایه به عنوان متغیرهای مستقل با متغیر وابسته یعنی ضریب جینی به اثبات رسید و ضرایب مربوطه ارائه گردید. آنچه که بیشتر اهمیت دارد علامت این روابط است. به عبارت دیگر منفی بودن رابطه‌ی میان متغیر ارزش افزوده بیانگر آن است که هرچه ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی افزایش یابد توزیع درآمد میان خانوارهای روستایی متعادل‌تر می‌گردد. در این خصوص مطالعه‌ی سلاطین و محمدی (۱۳۹۵) رابطه‌ی منفی میان ارزش افزوده و نابرابری درآمدی را برای کارگاه‌های بیشتر از ده نفر تأیید می‌کند و در برای بخش کشاورزی مطالعه‌ی پورمختار و مقدسی (۱۳۹۴) تأکید می‌کند که نه تنها در کوتاه مدت بلکه در بلندمدت هم رابطه‌ی میان افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی و نابرابری درآمدی منفی است بلکه در بلند مدت هم هرچه سهم مطلق بخش کشاورزی افزایش یابد، توزیع درآمد متعادل‌تر می‌شود. از طرف دیگر اشتغال نیروی کار هم اثری مشابه با ارزش افزوده دارد. در این خصوص مطالعه‌ی جلایی اسفندآبادی و صمیمی (۱۳۹۲) تأکید می‌کند که افزایش اشتغال زنان منجر به کاهش نابرابری درآمدی می‌شود که می‌تواند در مطالعات آینده مورد توجه قرار گیرد. بنابراین نتایج حاصل از مطالعه حاضر منطبق بر تئوری‌هایی است که در این زمینه مطرح گردیده‌است. نکته جالب توجه در این تحلیل آن است که موجودی سرمایه یا به عبارتی افزایش موجودی سرمایه با ضریب جینی خانوارهای روستایی رابطه‌ی مثبت دارد و نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد.

اما تحلیل‌های فوق به دلیل اینکه بخش کشاورزی را به صورت کلیت یک بخش مورد توجه قرار داده‌است نمی‌تواند جهت اتخاذ سیاست اقتصادی توانمندی لازم را داشته باشد. به عبارت دیگر سیاست‌های کلی و در سطح بخشی نمی‌تواند به

صورت دقیق مسائل را حل و مشکلات را مرتفع نماید. بدین ترتیب با توجه به محدودیت‌های داده‌ای و البته اهمیت متغیر ارزش افزوده که به تنهایی می‌تواند نماینده‌ی بسیاری از شاخص‌های اقتصادی باشد، تحلیل دیگری در سطح زیربخش‌ها صورت گرفته‌است. در تحلیل دوم ارتباط میان ارزش افزوده زیربخش‌های کشاورزی یعنی زراعت و باغداری؛ پرورش حیوانات؛ جنگل‌داری و ماهی‌گیری با نابرابری درآمدی روستایی مورد بررسی قرار گرفت تا درک عمیق‌تر و دید دقیق‌تری از شرایط موجود بخش کشاورزی بدست آید و بتوان سیاست‌های لازم را اتخاذ نمود. مطابق جدول ۶، نتایج برآورد ضرایب بلندمدت برای کلیه‌ی زیربخش‌های کشاورزی معنادار است.

همانطور که پیش‌تر گفته شد، تحلیل‌های جزئی و در سطح زیربخش‌ها علائم متفاوتی را نشان دادند. به عبارت دیگر درست است که افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی نابرابری درآمدی را در بین خانوارهای روستایی کاهش می‌دهد اما توسعه‌ی همه‌ی زیربخش‌های آن چنین نتیجه‌ای را نشان نمی‌دهد. همچنین جدای از معناداری ضرایب این زیربخش‌ها، اندازه‌ی این ضرایب هم متفاوت است. بنابراین در راستای اتخاذ سیاست‌های توسعه‌ای بخش کشاورزی با اهداف مختلف چه کاهش نابرابری درآمدی یا هر هدف دیگری، توجه به این نکته ضروری می‌نماید و پیشنهاد می‌گردد در فرآیند توسعه در وهله اول به تمایزات میان بخش‌ها و بعد در سطح زیربخش‌ها توجه لازم صورت پذیرد.

با توجه به جدول ۷، ضرایب مربوط به زیربخش‌های زراعت و باغداری و همچنین زیربخش ماهی‌گیری معنادار نیستند. بدین ترتیب پاسخ اتخاذ سیاست‌های توسعه‌ای در کوتاه‌مدت و بلندمدت در این بخش و زیربخش‌های آن متفاوت است. بنابراین پیشنهاد می‌گردد با توجه به واکنشی که زیربخش‌ها از خود نشان می‌دهند سیاست‌گذاری مناسب صورت گیرد. فارغ از روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت و معناداری و معنادار نشدن متغیرهای مورد بررسی یک ویژگی دیگر مورد بررسی قرار گرفت و آن هم آشکار نمودن تمایزات بین مقاطع (استان‌ها) در کوتاه بود.

همانطور که در جدول ۸، ملاحظه گردید اهمیت افزایش ارزش افزوده و تأثیر آن بر نابرابری درآمدی خانوارهای روستایی در استان‌های مختلف متفاوت از هم است. به عبارت دیگر اولا مشاهده گردید ممکن است ضرایب برای بعضی از استان‌ها معنادار نباشد و در ثانی علامت تأثیرگذاری متغیرهای ارزش افزوده زیربخش‌های کشاورزی بر نابرابری درآمدی در استان‌های مختلف با یکدیگر تفاوت داشت.

براساس این تحقیق و با توجه به کشش‌های به دست آمده صرفا می‌توان واکنش‌های احتمالی را پیش‌بینی نمود. بر این اساس ضرایب به دست آمده می‌توانند راهگشا باشند. بدین ترتیب با توجه به ویژگی‌های هر استان و نوع فعالیت زیربخش‌های مختلف باید اتخاذ سیاست‌ها انجام پذیرد. به عبارت دیگر در این تحقیق سعی شد با تحلیل‌های تمایزی بین استان‌های مختلف و به تفکیک فعالیت‌های کشاورزی تفاوت‌ها آشکار گردد. بنابراین بر اساس همین تفاوت‌ها اتخاذ سیاست‌های مختلف برای مناطق مورد مطالعه پیشنهاد می‌گردد. برای مثال برای یک استان مشخص که در فعالیت پرورش حیوانات (دامپروری) پتانسیل بالاتری دارد و ضرایب بدست آمده مبین معناداری افزایش ارزش افزوده این بخش با نابرابری درآمدی (رابطه‌ی معنادار منفی) است، لازم هست که در این بخش سرمایه‌گذاری گردد.

بدین ترتیب آنچه که می‌توان از این نوع تحلیل‌ها نتیجه‌گیری نمود این است که اکیدا سیاست‌گذاری کلان برای همه‌ی زیربخش‌ها و همه‌ی استان‌های کشور به سبب تمایزاتی که دارند نمی‌تواند نتایج مشابه‌ای به دست دهد. بنابراین پیشنهاد

می‌گردد نگاه کلان‌بخشی نسبت به بخش کشاورزی تغییر نماید و نگاه کلان زیربخشی جایگزین آن شود. در ادامه نیز سیاست‌های توسعه‌ای متناسب با هر استان و بسته به ماهیت زیربخش‌های هر استان مورد توجه قرار گیرد.

منابع

ابونوری، ا. و فراهتی، م. ۱۳۹۴. ساختار تولید و توزیع درآمد در ایران. مدلسازی اقتصادی، ۹(۳۲): ۲۳-۱.

اکبری فرد، ح. اشرف گنجویی، ر. جلالی، ا. و هاتفی مجومرد، م. ۱۳۹۵. تأثیر نامتقارن تعداد واحدهای صنعتی بزرگ بر ضریب جینی ایران. اقتصاد مقداری، ۱۳(۳): ۱۶۱-۱۳۷.

آقایی، م. و رضاقلی‌زاده، م. ۱۳۹۴. مصرف انرژی و رشد ارزش افزوده در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران: رویکرد هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل. مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، ۹: ۹۳-۷۱.

بانویی، ع.، وفایی یگانه، ر.، موسوی نیک، ه. و آقانصیری، م. ۱۳۹۲. تأثیرگذاری بخش‌های اصلی اقتصاد بر توزیع درآمد خانوارها: با رویکرد تحلیل مسیر ساختاری. مجلس و راهبرد، ۲۰(۷۴): ۷۵-۹۸.

بانویی، علی. ۱۳۸۴. بررسی رابطه‌ی بین توزیع درآمد و افزایش تولید در اقتصاد ایران با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۷(۲۳): ۱۱۷-۹۵.

پرمه، ز. و دباغ، ر. ۱۳۸۲. بررسی توزیع درآمد در ایران با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی. پژوهشنامه بازرگانی، ۷(۲۷): ۱۶۷-۱۳۹.

پرهیزکاری، ا. و صبوحی، م. ۱۳۹۱. بررسی چگونگی توزیع درآمد و تأثیر آن بر اقتصاد خانوارهای روستایی در شهرستان قزوین. همایش توسعهٔ روستایی گیلان، شهریور ۱۳۹۱، ص ۱۲.

پورمختار، ا. و مقدسی، ر. ۱۳۹۴. تأثیر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران (با تأکید بر بخش کشاورزی). اقتصاد کشاورزی، ۹(۲): ۵۴-۳۷.

جلایی اسفندآبادی، س.ع. قاسمی‌نژاد، ا. رستمی، ه. و سلیمانی، ف. ۱۳۹۱. بررسی و پیش بینی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران در افق ۱۴۰۴. راهبرد اقتصادی، ۱(۲): ۱۸۰-۱۵۹.

جلایی اسفندآبادی، س.ع. و صمیمی، س. ۱۳۹۲. بررسی تاثیر اشتغال زنان بر ضریب جینی در ایران. مهارت آموزی. ۱(۵): ۹۴-۸۱.

دهقانی، ع. حسینی، م.ح. فتاحی، م. و حکمتی فرید، ص. ۱۳۹۶. بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷؛ رهیافت رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۶(۲۱): ۲۳۶-۲۱۳.

سلاطین، پ. و محمدی، س. ۱۳۹۵. تأثیر ارزش افزوده بخش صنعت بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران. راهبرد توسعه. ۱۲(۴۸): ۱۰۲-۷۷.

صادقی، س.ک. ۱۳۹۲. بررسی عوامل مؤثر بر رشد فراگیر در استان های ایران (رهیافت گشتارو تعمیم یافته در داده‌های تابلویی). اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، ۲۰(۶): ۲۲۱-۲۰۵.

عبدلی ق.، کاردگر ر.، کاظمی الف. و مولایی قلیچی م. ۱۳۹۶. رتبه‌بندی استان‌های کشور از نظر ایجاد ارزش افزوده زیر بخش‌های اقتصادی بر اساس مدل تصمیم‌گیری چند معیاره (VIKOR). برنامه‌ریزی منطقه‌ای، ۷(۲۶): ۱-۱۴.

کیانی ده‌کیانی، م.، موسوی، س.ح. و خلیلیان، ص. ۱۳۹۶. اثرات توسعه بخش‌های اقتصاد ایران بر افزایش درآمد گروه‌های شهری و روستایی. مدلسازی اقتصادی، ۱۱(۳): ۴۷-۲۷.

مرتضوی، س.ا. علی‌پور، ع. و ارجمندی، ا. ۱۳۹۵. تحلیل

تمایزهای بین بخشی و فرایند توسعه زیست‌محیطی در ایران. اقتصاد کشاورزی، ۱۰(۳): ۲۱۳-۱۹۵.

مرکز آمار ایران، ۱۳۹۴، سالنامه آماری.

مرکز پژوهش‌های مجلس. ۱۳۹۵. قایل دستیابی در: https://rc.majlis.ir. آخرین تاریخ دسترسی: ۱۴۰۰/۵/۳.

مهربانی، ف. قبادی، ص. و رضائیان، ع. ۱۳۹۳. بررسی اثر و رابطه بین اقتصاد دانش بنیان و بهره‌وری کل عوامل تولید؛ مطالعه موردی کشورهای توسعه یافته، نوظهور و در حال توسعه. جستارهای اقتصادی ایران. ۲۱: ۱۶۰-۱۲۵.

مهرگان، ن. عباسیان، ع. و اردلان، ب. ۱۳۹۳. تجزیه چندگانه نابرابری درآمد در ایران با رویکردی به ضریب جینی تعمیم یافته. سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی. ۲(۲): ۸۹-۶۱.

مهرگان، ن.، موسایی م. و کیهانی حکمت، ر. ۱۳۸۷. رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران. ۷(۲۸): ۷۷-۵۷.

Adams, S., Kwame, E. and Klobodu, M. 2017. Capital flows and the distribution of income in sub-Saharan Africa. *Economic Analysis and Policy*, 55: 169-178.

Ahluwalia, MS, Carter, N, Chenery, H. 1979. Growth and Poverty in Developing Countries. J. of Development Economics, N:6, September.

Al Mamun, MD., Sohag, K., and Hannan Mia, M.A, & Ozturk, I. 2014. Regional differences in the dynamic linkage between CO2 emissions, sectoral output and economic growth, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 38: 1–11.

Anand, S., Kanbur, S.M.R. 1993. The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship. Journal of Development Economics, 40(1): 25-52.

Arndt C, Garcia A, Tarp F, Thurlow J. 2010. Poverty Reduction and Economic Structure: Comparative Path Analysis for Mozambique and Vietnam. UNUWider 2010, Working Paper No.2010/122. World Institute for Development Economic Research (UNU-WIDER).

Baltagi, B.H. 2005. Econometric Analysis of Panel Data. Third Edition, Wiley Publisher.

Che Mata. S., Zafarullah Abdul Jalilb. A. and Harunc, M. (2012). Does Non-Farm Income Improve the Poverty and Income Inequality Among Agricultural Household in Rural Kedah? *Procedia Economics and Finance*: 269 – 275.

Dastidar, A. Gh. 2004. Structural change and income distribution in developing economies. Evidence from a group of Asian and Latin American countries. Center for Development Economics, Delhi School of Economics, Working Paper, No. 121.

Dastidar, A. Gh. 2012. Income distribution and structural transformation: Empirical evidence from developed and developing countries. Seoul Journal of Economics, 25(1): 25-56.

González Gordón, I., & Resosudarmo, B. P. 2019. A sectoral growth-income inequality nexus in Indonesia. *Regional Science Policy & Practice*, *11*(1), 123-139.

Lee, C.C., Chang, C.P. 2008. Energy consumption and economic growth in Asian economies: a more comprehensive analysis using panel data. *Resource and Energy Economics*, 30, 50–65.

Mohamad, N. M., Masron, T. A., & Ibrahim, H. 2021. The Role of Entrepreneurship on Income Inequality in Developing Countries. *Journal of Poverty*, 1-23.

Pesaran, M.H, Shin, Y., & Smith, R. 1999. Pooled Mean Group Estimator of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of American Statistical Association*. 94: 34-621.

Pesaran, M.H. 2004. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels' IZA, Discussion Paper No 1240.

Pesaran, M.H., & Smith, R.P. 1995. Estimating Long-Run Relationships from Dynamic

impacts of sector growth and monetary policy on income inequality in developing countries. *Journal of Economic Studies*.

Temel T. 2011. Family Size, Human Capital and Growth: Structural Path Analysis of Rwanda. MPRA Paper 31714. Munich: University of Munich.

Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*. 68(1): 79-113.

Saari, M.Y., Dietzenbacher, E. and Los, B. 2015. Sources of Income Growth and Inequality A Cross Ethnic Groups in Malaysia, 1970–2000.*World Development*, 76: 311-328.

Siami-Namini, S., & Hudson, D. 2019. The

Investigating the Relationship between Value Added of Agricultural Subsectors and Income Inequality in Rural Areas of Iran

Mohammad Kiani[1] and Hamed Najafi Alamdarlo[2*]

Submitted: 20 June 2021 **Accepted:** 17 December 2021

Abstract

Income inequality is one of the most important issues that is of serious concern to economic policymakers due to its impact on various aspects of economic welfare and food. Therefore, the purpose of this research is to investigate the relationship between the increase in the agricultural value added and income inequality. For this purpose, the Pooled Mean Group(PMG) approach has been used for the period of 2005-2014. The results show that the effects of increasing the agricultural value added on income inequality are negative and different results are obtained at sub-sectors. The most important finding of this research is that agricultural policies have very different results in sub-sectors and regions. Therefore, it is suggested to change the macro-sector approach of the agricultural sector and replace it with the macro-sub-sector approach. In the following, development policies appropriate to each province and depending on the nature of the subdivisions of each province should be taken into consideration.

Keywords: Economic development, Agricultural Value Added, Rural Gini coefficient, PMG model

1-PhD student, Agricultural Economics Department, Tarbiat Modares University.
2-Associate professor of Agricultural Economics department, Tarbiat Modares University.
(*-Corresponding Email:hamed_najafi@modares.ac.ir)
DOI: 10.22048/rdsj.2022.290936.1952