فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال نهم، شماره ٤ «پیاپی ۳۲»، زمستان ۱۳۹٤، صفحات ۲۳-۱)

ساختار تولید و توزیع درآمد در ایران

اسمعیل ابونوری*، محبوبه فراهتی**

تاریخ دریافت: ۹٤/۰٦/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۱/۱۹

چکیده

هدف این مقاله برآورد اثرات ساختار تولید بر نابرابری توزیع درآمد در ایران است. بدین منظور از ضریب جینی و سهم ارزش افزوده پنج بخش کشاورزی، صنعت و معدن، ساختمان، نفت و خدمات از تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۱ استفاده شده است. نتایج 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 افزوده از بخش نفت به هر یک از بخش‌های دیگر نابرابری درآمدی را کاهش خواهد داد. انتقال سهم ارزش افزوده از بخش صنعت و معدن به بخش نفت و یا خدمات موجب افزایش نابرابری خواهد شد. انتقال سهم ارزش افزوده از بخش خدمات به بخش صنعت و معدن اثر برابرگر بر توزیع درآمد دارد. انتقال سهم ارزش افزوده بین بخش ساختمان و هر یک از بخش‌های صنعت و معدن و کشاورزی موجب تغییر معنادار نابرابری اقتصادی نخواهد شد. با توجه به یافته‌ها، با انتقال سهم ارزش افزوده از هریک از بخش‌های صنعت و معدن، خدمات و یا نفت به بخش کشاورزی نابرابری کاهش خواهد یافت که با فرضیه کوزنتس مبنی بر پایین‌تر بودن نابرابری در بخش کشاورزی در مقایسه با سایر بخش‌ها سازگار است.

طبقه‌بندی JEL: E23, D63, D31

واژگان کلیدی: تولید، ساختار، توزیع درآمد، نابرابری، ایران.

---

* استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی دانشگاه سمنان (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: e.abounoori@profs.semnan.ac.ir

** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سمنان، پست الکترونیکی: m.farahati@yahoo.com

۱. مقدمه

تغییر ساختاری شامل چهار فرایند پی در پی به صورت کاهش سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی و اشتغال، مهاجرت از بخش روستایی به بخش شهری به عنوان محرک شهرگرایی، گسترش اقتصاد مدرن صنعتی و خدماتی و انتقال جمعیت به نرخ‌های پایین‌تر زاد و ولد و مرگ و میر در مناطق شهری ناشی از استانداردهای سلامت و بهداشت می‌باشد (تیمر[۱] ۲۰۰۲). بنابراین، تغییر ساختار تولید یکی از ابعاد تبدیل ساختاری محسوب می‌شود. پسی نتی[۲] (۱۹۸۱) باور دارد که تغییرات ساختار تولید می‌تواند ترکیب بین بخشی اقتصاد را مختل نماید. شواهد کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که رشد و توسعه اغلب بر اساس تغییر ساختار تولید به سمت فعالیت‌های تولیدی با بازده بالاتر انجام می‌گیرد. بر اساس مطالعات صورت گرفته از جمله جانسون[۳] (۱۹۷۰)، در فرایند توسعه اقتصادی تغییر ساختار تولید با افزایش سهم بخش‌های صنعت و خدمات و کاهش سهم بخش کشاورزی در تولید همراه است. آنچه از نوشته‌های کوزنتس[٤] قابل مشاهده است، اهمیت نقش تغییر ساختار تولید بر توزیع درآمد در اقتصاد می‌باشد. طبق استدلال کوزنتس (۱۹۵۵: ۱۲) در صورتی که افزایش اشتغال در بخش صنعت با انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به بخش صنعت همراه باشد، با افزایش سهم نسبی بخش صنعت از تولید و اشتغال، نیروی کار از بخش کشاورزی با درآمد پایین و نابرابری پایین به بخش صنعت با درآمد بالاتر و نابرابری بالاتر حرکت می‌نمایند که نتیجه آن افزایش نابرابری توزیع درآمد می‌باشد. بر این اساس مطالعه و توجه به تغییر نابرابری توزیع درآمد در اثر ساختار تولید دارای اهمیت می‌باشد.

نابرابری در جامعه را می‌توان در دو قسمت خلاصه نمود: یکی نابرابری افقی (نابرابری در میان بخش‌های تولیدی در اقتصاد) و دیگری نابرابری عمودی (نابرابری در درون بخش‌های تولیدی). بر این پایه، هدف اساسی در این مقاله اثر ساختار تولید بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران تجزیه و تحلیل شده است. نتایج حاصل موجب می‌شود تا اثر انتقال تولید بر نابرابری افقی در توزیع درآمد مشخص گردد. در این راستا، این مقاله شامل پنج بخش است. در بخش

[1] Timmer
[2] Pasinetti
[3] Johnston
[4] Kuznets

دوم، ادبیات موجود در زمینه مطالعات ساختار تولید و توزیع درآمد مرور می‌گردد. بخش سوم به تصریح مدل و جمع آوری، سازمان‌دهی و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش چهارم، مدلی به صورت مجموعه‌ای از معادلات سهم بخش‌های مختلف برآورد گردیده و سپس اثر تغییر سهم تولید بین بخش‌های مختلف اقتصاد بر نابرابری توزیع درآمد ارزیابی و تفسیر شده است. سرانجام در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارایه شده است.

۲. مرور ادبیات تحقیق

اگرچه طبق مدل ابونوری (۱۳۷۱) شکل توزیع درآمد (هزینه) در یک اقتصاد به صورت چوله به راست می‌باشد؛ ولی، به تغییرات ساختاری در تولید و اشتغال بستگی دارد. کوزنتس (۱۹۵۵) رابطه میان سهم اشتغال و نابرابری درآمد را با در نظر گرفتن یک اقتصاد با دو بخش کشاورزی و غیرکشاورزی نشان داده است. طبق استدلال کوزنتس (۱۹۵۵: ۱۲) درآمد سرانه و نابرابری درآمد در بخش غیرکشاورزی همیشه بالاتر از بخش کشاورزی است. هنگامی که سهم نسبی بخش غیرکشاورزی از تولید و اشتغال افزایش می‌یابد، انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی با درآمد پایین و نابرابری پایین به بخش غیرکشاورزی با درآمد بالاتر و نابرابری بالاتر، منجر به افزایش نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد می‌گردد. طبق فرضیه کوزنتس پایین‌ترین نابرابری توزیع درآمد مربوط به بخش کشاورزی است.

همچنین کوزنتس (۱۹۵۵) رابطه بین نابرابری درآمد با درآمد سرانه در طول زمان را به شکل U واژگون می‌داند که دو عامل در افزایش نابرابری تا سطح معینی از توسعه اقتصادی موثر می‌باشد: تمرکز پس‌انداز در دست بالاترین گروه‌های درآمدی و ساختار اشتغال به صورت فرایند صنعتی‌شدن و شهرنشینی. با تفکیک اقتصاد به دو بخش اصلی شامل کشاورزی (A) و غیرکشاورزی (B)، درآمد سرانه (y) را می‌توان به صورت میانگین وزنی درآمدهای سرانه y_A و y_B با وزن‌های n_A و n_B (سهم اشتغال هر بخش از کل جمعیت شاغل یعنی N) در نظر گرفت:

$$y = n_A y_A + n_B y_B \qquad (۱)$$

که در آن

$y_A = (Y_A/N_A), y_B = (Y_B/N_B),$
$n_A = (N_A/N), n_B = (N_B/N),$

هستند. رابطه (۱) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$y = (Y_A + Y_B)/N$$

که در آن $(N_A + N_B) = N$ و Y_A و Y_B کل تولید بخش‌های اقتصادی را نشان می‌دهد. همان طور که مشاهده می‌شود، تغییر در درآمد سرانه به دلیل تغییرات ساختاری در تولید و اشتغال و یا به عبارتی تغییر در سهم اشتغال و سهم تولید بخش‌های اقتصادی ایجاد می‌شود. با برازش شاخص نابرابری درآمد بر درآمد سرانه، در صورت معناداری ضریب درآمد سرانه می‌توان نتیجه گرفت تغییرات ساختاری بر توزیع درآمد اثرگذار است ولی به طور دقیق نمی‌توان مشخص نمود کدام نوع تغییر ساختاری منجر به تغییر مشاهده شده در توزیع درآمد شده است.

مطالعات بسیاری به صورت تجربی وجود منحنی کوزنتس را بر اساس داده‌های کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج برخی از مطالعات مانند اهلووالیا (۱۹۷٦)، برجویجنون و مریسون (۱۹۹۰)، چنری و سیرکوین (۱۹۷۵)، اگوانگ (۱۹۹٤) حاکی از رابطه U وارون میان درآمد سرانه و نابرابری درآمد می‌باشد. همچنین برخی مطالعات مانند آناند و کنبور (۱۹۹۳)، دینینگر و اسکویر ۱۹۹٦) و فیلدز و جاکوبسن (۱۹۹۵) نشان داده‌اند که رابطه میان درآمد سرانه و نابرابری درآمد به شکل U می‌باشد. در اغلب مطالعات صورت گرفته برای بررسی وجود منحنی کوزنتس، با در نظر گرفتن برخی شاخص‌های نابرابری درآمد به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل GDP سرانه (به عنوان شاخصی از توسعه) و مربع GDP سرانه، رگرسیونی با استفاده از داده‌های مقطعی برآورد گردیده است. در پاره‌ای از مطالعات نیز برخی عوامل موثر بر نابرابری درآمد بدون ارجاع به چارچوب نظری خاص معرفی گردیده است مانند چنری و سیرکوین (۱۹۷۵) که به غیر از درآمد سرانه، سه متغیر سهم کشاورزی در تولید کل، سهم صادرات کالاهای اولیه از کل صادرات کالایی و درصد ثبت نام در مدارس را به عنوان شاخص‌هایی از سطح توسعه یک کشور معرفی نموده‌اند. برخی افراد از جمله لی و همکاران (۱۹۹۸) تعیین‌کننده‌هایی برای

نابرابری درآمد، برگرفته از نظریه‌های اخیر در ارتباط با نابرابری و رشد را مورد توجه قرار داده و یا مانند برجویجنون و مریسون (۱۹۹۵) یک چارچوب نظری مستقل را به منظور تجزیه و تحلیل تعیین‌کننده‌های نابرابری در اقتصاد توسعه داده‌اند. این دسته از مطالعات به جز آناند و کنبور (۱۹۹۳)، به طور مستقیم ترکیب درون بخشی تولید و اشتغال و مفاهیم ضمنی آن برای تغییر نابرابری درآمد را مورد تجزیه و تحلیل قرار نداده‌اند.

اثر تغییر ساختار تولید نیز بر نابرابری درآمد در مطالعاتی برای کشورهای توسعه یافته، در حال توسعه و در حال گذر بررسی شده است.

دستیدار(۲۰۰٤) با در نظر گرفتن داده‌های مقطعی ۱۸ کشور در حال توسعه (۱۰ کشور از آسیا و ۸ کشور از آمریکای لاتین) طی دوره ۱۹٦۰-۱۹٦٤ و با به کارگیری سهم ارزش افزوده سه بخش کشاورزی، خدمات و صنعت و شاخص جینی، رابطه تغییرات ساختاری و نابرابری درآمد را بررسی نموده است. وی با استفاده از مدل اقتصادسنجی داده‌های پانلی (ترکیبی یا تابلویی) برای کشورهای آسیایی نشان داد که انتقال از بخش‌های کشاورزی و صنعتی به بخش خدمات منجر به افزایش نابرابری در توزیع درآمد می‌شود، در حالی که در کشورهای آمریکای لاتین، با انتقال از بخش‌های کشاورزی و خدمات به بخش صنعتی و از بخش کشاورزی به بخش خدمات بر توزیع درآمد اثر معناداری مشاهده نشده است. پایین‌ترین نابرابری توزیع درآمد در کشورهای مورد بررسی مربوط به بخش کشاورزی بود و این نتیجه فرضیه کوزنتس را تایید نمود.

کایا (۲۰۱۲) اثر تغییر ساختاری بر توزیع درآمد و فقر را در ٤ کشور مالزی، اندونزی، تایلند و فیلیپین مورد بررسی قرار داده است. وی با توجه به ضریب نابرابری جینی و سهم ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات، نشان داد که انتقال از بخش کشاورزی به بخش خدمات بر توزیع درآمد تاثیرگذار نبوده است، در حالی که انتقال از بخش صنعتی به بخش خدمات نابرابری توزیع درآمد را افزایش داده است. همچنین انتقال از بخش کشاورزی به بخش صنعت و انتقال از بخش خدمات به بخش صنعت منجر به کاهش نابرابری درآمدی گشته است. کمترین و بیشترین نابرابری به ترتیب مربوط به بخش صنعتی و بخش خدمات بوده است. نابرابری توزیع درآمد در بخش کشاورزی در مقایسه با بخش صنعتی بیشتر بوده است که با فرض کوزنتس مبنی بر پایین‌تر بودن نابرابری درآمد در بخش کشاورزی در مقایسه با بخش غیرکشاورزی در تناقض است.

دستیدار(۲۰۱۲) رابطه میان توزیع درآمد و تغییرات ساختاری را با استفاده از مدل داده‌های ترکیبی اثرات ثابت برای اقتصاد هفتاد و هشت کشور توسعه یافته، در حال توسعه و در حال گذر در فاصله سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۵ مورد مطالعه قرار داده است. با در نظر گرفتن ضریب نابرابری جینی و سهم ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات نشان داده شد که با تغییر ساختار تولید از بخش کشاورزی به بخش صنعت در کشورهای در حال توسعه نابرابری توزیع درآمد افزایش نمی‌یابد. تغییر ساختار تولید از بخش کشاورزی به بخش خدمات در کشورهای توسعه یافته دارای اثر قابل توجهی بر نابرابری توزیع درآمد نبوده است، اما در کشورهای در حال توسعه موجب افزایش نابرابری شده است. تغییر ساختار از بخش صنعت به بخش خدمات در هر دو دسته کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه باعث افزایش نابرابری توزیع درآمد گردیده است.

درویشی (۱۳۷۵) به منظور بررسی و تحلیل اثر نابرابری اقتصادی بخشی بر توزیع درآمد در ایران، از اطلاعات مقطعی نتایج تفصیلی بودجه خانوارها بر حسب گروه‌های هزینه‌ای در دوره ۱۳۵۰-۱۳۷۳ استفاده نمود. بدین منظور روند توزیع هزینه در مناطق شهری و روستایی کشور به تفکیک بخش‌های مهم اقتصادی شامل کشاورزی، صنعت، خدمات و سایر (شامل خانوارهای غیرقابل طبقه‌بندی و غیرشاغل) با استفاده از مدل پارامتریکی پیشنهادی ابونوری (۱۳۷۱) برآورد و بررسی شده است. نتایج نشان داد که روند نابرابری در توزیع هزینه بخش کشاورزی در دو منطقه شهری و روستایی تقریبا با ثبات مانده است. توزیع هزینه در بخش صنعت روستایی از توزیع هزینه در بخش صنعت شهری از نوسان کم‌تری برخوردار بوده و توزیع هزینه در بخش خدمات در هر دو منطقه نسبت به سایر بخش‌ها دارای نوسان زیادی بوده است. همچنین در مناطق شهری اثر نابرابری در بخش صنعت بر نابرابری کل شهری بیش تر از دیگر بخش‌ها و در مناطق روستایی اثر نابرابری در بخش کشاورزی بر نابرابری کل روستایی بیش‌تر از دیگر بخش‌ها بوده است.

بانویی (۱۳۷۸) ضمن بررسی اجمالی توزیع درآمد و ارتباط آن با ساختار تولید در الگوهای مختلف نظیر کینز، کالدور، پاسینتی و لئونتیف مشاهده نموده است که مقوله توزیع درآمد و تحلیل‌های مرتبط به آن، خارج از نظام تولیدی این الگوها قرار دارد و نمی‌تواند در تحلیل‌های کمی همزمان توزیع درآمد و ساختار تولید مورد استفاده قرار گیرد. در نتیجه از

الگوی بسط یافته جدول داده – ستانده برای نشان دادن توزیع درآمد اولیه خانوارها در بخش‌های مختلف اقتصاد استفاده نموده است. نتایج نشان داده است با انتقال متغیرهای برون‌زای تقاضا (مصرف خانوارها) و عرضه اقتصاد (حقوق و دستمزد) به درون سیستم، نه فقط گستره تعامل فعالیت‌های اقتصادی افزایش می‌یابد؛ بلکه تصویر بهتری از عملکرد اقتصادی به منظور سیاست‌گذاری منسجم و یکپارچه، به ویژه در زمینه رشد و توزیع درآمد همزمان فراهم می‌شود.

صادقی و مهرگان (۱۳۷۹) با مطالعه الگوی توزیع درآمد حاصل از فعالیت‌های کشاورزی و غیرکشاورزی نشان دادند که درآمدهای ناشی از بخش کشاورزی به شکل برابرتری میان طبقات مختلف درآمدی توزیع می‌شود.

سلامی و پرمه (۱۳۸۰) با تدوین ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳٦۵ سیاست‌های افزایش صادرات غیرنفتی در بخش‌های کشاورزی و صنعت را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد توجه به ظرفیت‌های بخش کشاورزی در مقایسه با بخش صنعت موجب رشد اقتصادی سریع‌تر و همچنین باعث توزیع برابرتر درآمد در کشور می‌گردد.

پرمه و دباغ (۱۳۸۲) توزیع درآمد را در اقتصاد ایران با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی بررسی نمودند. آنها نشان دادند که افزایش تقاضای بخش کشاورزی بیشترین تاثیر مثبت را بر توزیع درآمد خانوارها دارد و بخش‌های معدن، صنعت و خدمات در رتبه‌های بعدی قرار دارند.

خالدی و صدرالاشرفی (۱۳۸٤) رابطه متقابل رشد بخش کشاورزی و توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران را طی دوره ۱۳۵۰–۱۳۸۰ با استفاده از مدل‌های خطی و ناخطی اهلووالیا مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد رشد اقتصادی پایین و پرنوسان بخش کشاورزی ایران، نتوانسته است نابرابری‌های درآمدی در مناطق روستایی را کاهش دهد. شاخص نابرابری توزیع درآمد در مناطق روستایی رابطه مستقیمی با نرخ رشد اقتصادی بخش کشاورزی داشته است.

بانویی (۱۳۸٤) رابطه میان توزیع درآمد و افزایش تولید در اقتصاد ایران را با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی مورد بررسی قرار داده است. بدین منظور ضرایب فزاینده تولید و ضرایب فزاینده درآمد خانوارها بر حسب درآمد کل و توزیع درآمد (خانوارهای شهری و

خانوارهای روستایی) در هفت بخش اصلی اقتصاد کشور در قالب ماتریس حسابداری اجتماعی (سال‌های ۱۳٤۹، ۱۳۵۲، ۱۳۷۵، ۱۳۷۹) محاسبه شده و نتایج نشان داده است، توزیع نابرابر درآمد خانوارهای شهری و خانوارهای روستایی ناشی از توسعه و گسترش بخش کشاورزی در سال‌های ۱۳٤۹ و ۱۳۵۲ کمتر ولی در سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۷۹ نسبتا افزایش یافته است و عکس روند یاد شده در سایر بخش‌ها مشاهده شده است. همچنین توسعه بخش‌های کشاورزی و صنایع وابسته به کشاورزی گرچه شکاف درآمدی کمتری نسبت به سایر بخش‌ها در اقتصاد ایجاد می‌نمایند، تضمین‌کننده برابری توزیع درآمد نخواهند بود.

ابونوری و خوشکار (۱۳۸۷) با استفاده از ریز داده‌های طرح درآمد- هزینه، ضریب جینی و سهم بیستک‌های درآمدی طی دوره ۱۳٦۳-۱۳۸۳ را برآورد نموده و سپس به بررسی عوامل موثر بر نابرابری اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که نسبت اشتغال و هزینه‌های اجتماعی دولت بر نابرابری، اثر کاهشی داشته است. در مقابل، اثر تورم و درآمدهای مالیاتی بر نابرابری افزایشی بوده است. همچنین بر اساس یافته‌ها، نسبت اشتغال و درآمدهای مالیاتی بر حسب خانوار به ترتیب قوی‌ترین عامل کاهنده و افزاینده نابرابری اقتصادی بوده است. اما، اثر نابرابرگر درآمدهای مالیاتی بر حسب خانوار از اثر برابرگر نسبت اشتغال بیشتر بوده است. بنابراین، سیاست‌گذاری در جهت افزایش فرصت‌های اشتغال مولد در کنار اصلاح‌های اساسی و ساختاری در نظام مالیاتی به ویژه در حوزه اجرایی و جمع آوری مالیات تاکید گردیده است.

مشیری و التجایی (۱۳۸۷) با در نظر گرفتن مهم‌ترین جنبه‌های تغییر ساختاری، ۲۰ متغیر اقتصادی که تصویری کلی از بخش‌های مهم اقتصاد را نشان می‌دهند به عنوان متغیر ساختاری در نظر گرفته و با استفاده از داده‌های تلفیقی به بررسی اثرات تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی یازده کشور تازه صنعتی شده در دوره ۱۹۷۰-۲۰۰٤ پرداخته‌اند. در این مقاله هفت متغیر با استفاده از روش چندمتغیری تحلیل مولفه اصلی و روش عامل پویا، به عنوان مناسب‌ترین متغیرها برای استخراج نماگر تغییر ساختاری انتخاب گردیده است. نتایج نشان داد در کنار عوامل سنتی تعیین‌کننده رشد اقتصاد، تغییر ساختاری نیز می‌تواند منبع مهمی برای رشد اقتصادی باشد.

مهرگان و همکاران (۱۳۸۷) بر اساس اطلاعات آماری دوره زمانی ۱۳٤۷–۱۳۸۵ نشان دادند فرضیه کوزنتس در ایران تایید نمی‌شود. با افزایش سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی از نابرابری درآمدها کاسته می‌شود. از این رو، برای کاهش سطح نابرابری اقتصادی در ایران، سیاست‌های اقتصادی در راستای رشد بخش کشاورزی پیشنهاد شده است.

سلامی و انصاری (۱۳۸۸) نقش بخش کشاورزی در ایجاد اشتغال و کاهش نابرابری توزیع درآمد را با در نظرگرفتن ماتریس حسابداری اجتماعی ایران و با محاسبه و تجزیه ضرایب فزاینده نیروی کار و درآمد، به روش تحلیل ساختاری مسیر بررسی نموده‌اند. بر اساس نتایج زیر بخش‌های کشاورزی دارای توان بالقوه بالایی در ایجاد اشتغال در کوتاه مدت هستند و توسعه این زیر بخش‌ها ضمن آن که منجر به افزایش قابل توجه درآمد خانوارها می‌گردد، با توجه به ایجاد درآمد برای گروه‌های کم و متوسط درآمد روستایی و کاهش شکاف درآمدی نیز دارای اولویت می‌باشند.

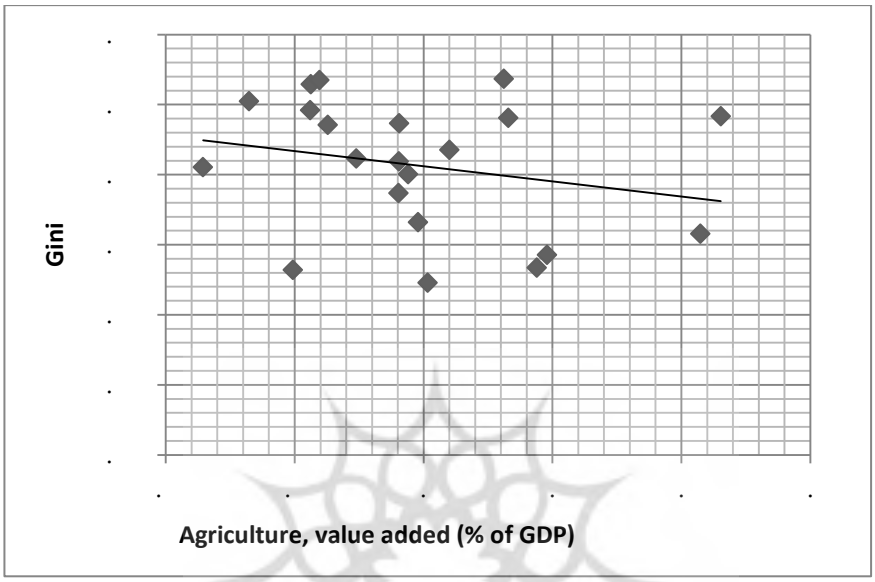
بانویی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۵ نشان دادند کاهش تولید بخش کشاورزی نه تنها منجر به کاهش تولید سایر بخش‌ها و کل اقتصاد می‌گردد، بلکه منجر به کاهش درآمد عوامل تولید و کاهش درآمد نهادهای جامعه نیز خواهد شد. بر اساس نتایج کاهش ۲۵ درصد تولید بخش کشاورزی از منظر تقاضاکننده و عرضه‌کننده به ترتیب موجب کاهش ۳/۲ درصد و ٤/۲ درصد ارزش افزوده کشور منهای ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود که بیشترین کاهش تولید در بخش‌های سایر خدمات، عمده فروشی و خرده فروشی و صنایع غذایی مشاهده می‌شود.

در مجموع رابطه بین سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از GDP و ضریب نابرابری جینی چند کشور در نمودار (۱) نشان داده شده است[۱]. همان گونه که در این نمودار دیده می‌شود، این رابطه روندی منفی را نشان می‌دهد.

---

[۱] اطلاعات آماری ضریب جینی و سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از مجموعه آمارهای شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) استخراج شده است. که این اطلاعات در سال ۲۰۱۳ تنها برای ۲۱ کشور موجود است.

نمودار ۱. رابطه سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی



منبع: با استفاده از مجموعه آمارهای شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) و به وسیله نرم‌افزار Excel رسم شده است.

یعنی با افزایش سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی ضریب جینی کاهش می‌یابد.

۳. روش تحقیق

۳-۱. تصریح مدل

اقتصاد ایران را می‌توان به پنج بخش اصلی شامل کشاورزی (A)، صنایع و معادن (I)، خدمات (S)، نفت (O) و ساختمان (B) تفکیک نمود. به پیروی از دستیدار(۲۰۰٤ و ۲۰۱۲) و کایا (۲۰۱۲)، برای برآورد اثر تغییر ساختاری بر نابرابری در توزیع درآمد (ضریب جینی)، درآمد سرانه هر بخش را تابعی از سهم تولید آن بخش در نظر گرفته و نابرابری درآمد را به صورت تابعی از سهم تولید بخش‌های اقتصادی برآورد می‌نماییم. بر این اساس می‌توان نوشت:

$$G = f(X_A, X_I, X_S, X_O, X_B)$$

که در آن X_A، X_I، X_S، X_O و X_B به ترتیب سهم بخش‌های کشاورزی، صنایع و معادن، خدمات، نفت و ساختمان از تولید ناخالص داخلی است

هر بار ضریب جینی را می‌توان به صورت یکی از سه تابع زیر نشان داد:

$$G = f[(100 - X_I - X_S - X_O - X_B), X_I, X_S, X_O, X_B]$$
$$G = f[X_A, (100 - X_A - X_S - X_O - X_B), X_S, X_O, X_B]$$
$$G = f[X_A, X_I, (100 - X_A - X_I - X_O - X_B), X_O, X_B]$$
$$G = f[X_A, X_I, X_S, (100 - X_A - X_I - X_S - X_B), X_B]$$
$$G = f[X_A, X_I, X_S, X_O, (100 - X_A - X_I - X_S - X_O)]$$

با در نظر گرفتن رابطه خطی میان متغیرها، معادلات را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$G = \alpha_0 + \alpha_1 X_I + \alpha_2 X_S + \alpha_3 X_O + \alpha_4 X_B + U_1 \quad (۲)$$

$$G = \beta_0 + \beta_1 X_A + \beta_2 X_S + \beta_3 X_O + \beta_4 X_B + U_2 \quad (۳)$$

$$G = \lambda_0 + \lambda_1 X_A + \lambda_2 X_I + \lambda_3 X_O + \lambda_4 X_B + U_3 \quad (٤)$$

$$G = \mu_0 + \mu_1 X_A + \mu_2 X_I + \mu_3 X_S + \mu_4 X_B + U_4 \quad (٥)$$

$$G = \delta_0 + \delta_1 X_A + \delta_2 X_I + \delta_3 X_S + \delta_4 X_O + U_5 \quad (٦)$$

هر یک از معادلات شامل سهم ارزش‌افزوده چهار بخش از پنج بخش اقتصاد است. با توجه به آن که مجموع سهم پنج بخش مورد نظر ۱۰۰ می‌باشد، سهم بخش غایب در معادله به عنوان سهم باقیمانده تلقی خواهد شد. بر این اساس ضرایب سهم هر بخش در معادله که معادل تغییر در سهم بخش غایب است، به صورت تغییر نابرابری درآمد در اقتصاد قابل تفسیر است. به عنوان نمونه در معادله اول اگر $\frac{\partial G}{\partial X_S} < 0$ باشد، نشان می‌دهد که با کاهش سهم یک درصدی بخش خدمات، به فرض ثابت ماندن سهم سایر بخش‌ها (در اینجا سهم بخش‌های صنعت و معدن، نفت و ساختمان)، سهم بخش کشاورزی یک درصد افزایش می‌یابد که این موجب افزایش نابرابری در توزیع درآمد به مقدار $\frac{\partial G}{\partial X_S}$ می‌گردد.

۳-۲. جمع آوری، سازماندهی و توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش ضریب جینی و سهم ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف از تولید ناخالص داخلی می‌باشد. داده‌های توزیع درآمد (هزینه) در فاصله سال‌های ۱۳۵۷-۱۳٦۲

تنها به صورت گروهی (با انتهای باز) در دسترس می‌باشد. بنابراین، ضریب جینی این سال‌ها با استفاده از مدل پارامتریکی پیشنهادی ابونوری (۱۳۷۱) برآورد شده است. داده‌های توزیع درآمد از سال ۱۳٦۳ به صورت ریز داده موجود می‌باشد. در نتیجه، شاخص ضریب جینی در فاصله سال‌های ۱۳٦۳-۱۳۹۱ با استفاده از ریز داده‌ها برآورد شده است.

سهم ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات، نفت، ساختمان و آب، برق و گاز از تولید ناخالص داخلی در سال‌های ۱۳۵۷- ۱۳۹۱ با عدد ۱۰۰ تفاوت داشت. برای رفع این تفاوت در این فاصله زمانی، سهم هر یک از بخش‌ها از کل ارزش افزوده محاسبه گردید. چون سهم ارزش افزوده بخش آب، برق و گاز از تولید ناخالص داخلی کمتر از یک درصد و ناچیز بوده است، نادیده گرفته شد. اطلاعات مربوط به سهم ارزش‌افزوده به تفکیک بخش‌ها و همچنین ضریب جینی در جدول (۱) قابل مشاهده است.

جدول ۱. سهم ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف به قیمت ثابت ۱۳۷٦

سال	کشاورزی	صنعت و معدن	خدمات	نفت	ساختمان	ضریب جینی
۱۳۵۷	۸	٦/۸	٥٤/۲	۲۳/۱	۷/٦	-
۱۳۵۸	۹	٦/۳	٥۹/۲	۱۹	٦/۱	۰/٥۲٥٦
۱۳٥۹	۱۰/۹	۸/۳	٦٦/۲	۷/۳	۷	-
۱۳٦۰	۱۱/۸	۹/٤	٦٤/۱	۸/۲	٦	-
۱۳٦۱	۱۱/٤	۸/۲	٥۷/۱	۱٦/۸	٦	۰/٥٤٦٦
۱۳٦۲	۱۰/۸	۸/۳	٥۸/۱	۱٥/٦	٦/۷	۰/٥۱٥۷
۱۳٦۳	۱۱/۸	۹/٥	٦۰	۱۲/۷	٥/٦	۰/٤٥۱٥
۱۳٦٤	۱۲/٥	۹/۱	٦۰/۱	۱۲/۷	٥	۰/٤٤۸۸
۱۳٦٥	۱٤/٥	۹/٤	٥۷/۲	۱۲	٦/۳	۰/٤٦٤۲
۱۳٦٦	۱٥	۱۰/٥	٥۳/۸	۱۳/۹	٦	۰/٤٤٥۷
۱۳٦۷	۱٥/۸	۱۱/۳	٥۲	۱٦	٤/۲	۰/٤۳۷٥
۱۳٦۸	۱٥/٦	۱۱	٥۲/٦	۱٦/۲	۳/۹	۰/٤۳۷٤
۱۳٦۹	۱٥/۱	۱۲/٤	٥۰/٦	۱۷	٤/۲	۰/٤٤٦۹
۱۳۷۰	۱٤/۲	۱۳/۳	٤۹/۷	۱۷/۲	٤/۸	۰/٤٤۹۱

ادامه جدول ۱. سهم ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف به قیمت ثابت ۱۳۷٦

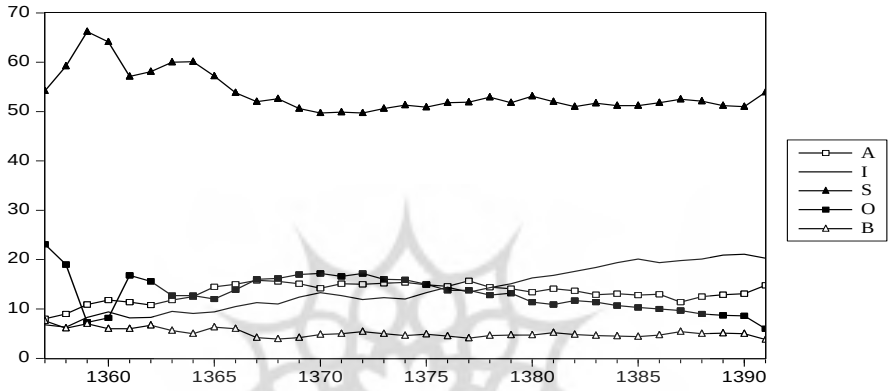
سال	کشاورزی	صنعت و معدن	خدمات	نفت	ساختمان	ضریب جینی
۱۳۷۱	۱۵/۱	۱۲/۷	٤۹/۹	۱٦/٦	۵	۰/٤۳٤۰
۱۳۷۲	۱۵	۱۱/۹	٤۹/۷	۱۷/۲	۵/٤	۰/٤۲٤۸
۱۳۷۳	۱۵/۲	۱۲/۳	۵۰/٦	۱٦	۵	۰/٤۲٤۲
۱۳۷٤	۱۵/٤	۱۲	۵۱/۳	۱۵/۹	٤/٦	۰/٤۲۸۷
۱۳۷۵	۱٤/۹	۱۳/۳	۵۰/۹	۱۵	٤/۹	۰/٤۳۱٤
۱۳۷٦	۱٤/٦	۱٤/٤	۵۱/۸	۱۳/۸	٤/۵	۰/٤۲۵۳
۱۳۷۷	۱۵/۷	۱۳/٤	۵۱/۹	۱۳/۸	٤/۱	۰/٤۳۱۵
۱۳۷۸	۱٤/٤	۱٤/۳	۵۲/۹	۱۲/۸	٤/٦	۰/٤۲٤۲
۱۳۷۹	۱٤/۱	۱۵/۱	۵۱/۸	۱۳/۲	٤/۷	۰/٤۲٤۹
۱۳۸۰	۱۳/٤	۱٦/۳	۵۳/۱	۱۱/٤	٤/۷	۰/٤۲٦۸
۱۳۸۱	۱٤/۱	۱٦/۸	۵۲	۱۰/۹	۵/۲	۰/٤۱۷۸
۱۳۸۲	۱۳/۷	۱۷/٦	۵۱	۱۱/۷	٤/۸	۰/٤۰٦۷
۱۳۸۳	۱۲/۹	۱۸/٤	۵۱/۷	۱۱/٤	٤/٦	۰/٤۱٦٦
۱۳۸٤	۱۳/۱	۱۹/٤	۵۱/۲	۱۰/۷	٤/۵	۰/٤۱۹٦
۱۳۸۵	۱۲/۸	۲۰/۱	۵۱/۲	۱۰/۳	٤/٤	۰/٤۲۸۹
۱۳۸٦	۱۳	۱۹/٤	۵۱/۸	۱۰	٤/۷	۰/٤۲۲۷
۱۳۸۷	۱۱/٤	۱۹/۸	۵۲/۵	۹/۷	۵/٤	۰/٤۱۲۰
۱۳۸۸	۱۲/۵	۲۰/۱	۵۲/۱	۹	۵	۰/٤۱۲٦
۱۳۸۹	۱۲/۹	۲۰/۹	۵۱/۲	۸/۷	۵/۱	۰/٤۱۰۳
۱۳۹۰	۱۳/۱	۲۱/۱	۵۱	۸/٦	۵	۰/۳٦۸۸
۱۳۹۱	۱٤/۸	۲۰/۳	۵۳/۹	٦	۳/۸	۰/۳٦۱۵

منبع: با استفاده از خلاصه تحولات اقتصادی بانک مرکزی محاسبه گردیده است.

روند سهم ارزش افزوده به تفکیک بخش‌ها طی سال‌های ۱۳۵۷ الی ۱۳۹۱ در نمودار (۲) مشاهده می‌شود. بخش خدمات بیشترین و بخش ساختمان به استثنای سال ۱۳۵۷ کمترین سهم را در تولید ناخالص داخلی کشور داشته‌اند. به طور متوسط در سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۱ سهم

بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات، نفت و ساختمان از کل تولید ناخالص داخلی به ترتیب برابر با ۱۳/۲، ۱۳/٦، ۵۳/٦، ۱۳/٦ و ۵/۱ درصد می‌باشد.

نمودار ۲. سهم ارزش افزوده هر یک از بخشها به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦ (درصد)



منبع: جدول (۱)

در برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی (سال‌های ۱۳٦۸- ۱۳۷۲) سهم بخش کشاورزی با نوسان اندک همراه بوده و در سال ۱۳۷۲ (سال پایانی برنامه اول) این سهم برابر با ۱۵ درصد از تولید ناخالص داخلی بوده است که نسبت به اول دوره ۰/٦ درصد کاهش یافته است. بخش نفت در این دوره حدود ۱۷ درصد از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده است که این سهم در طول دوره تقریبا ثابت بوده است. سهم بخش صنعت و معدن در طول اجرای برنامه اول بین ۱۱ و ۱۳/۳ درصد در نوسان بوده و بیشترین مقدار آن مربوط به سال۱۳۷۰ می‌باشد. همان طور که مشاهده می‌گردد سهم بخش خدمات در طول برنامه اول توسعه و نسبت به دوره ۱۳۵۷-۱۳٦۷ کاهش یافته است. همچنین سهم بخش ساختمان از تولید ناخالص داخلی در این برنامه دائما در حال افزایش بوده است.

در برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی (۱۳۷٤-۱۳۷۸) سهم بخش نفت در طول برنامه و نسبت به برنامه اول کاهش یافته است. در مقابل سهم بخش‌های خدمات و

صنعت و معدن از افزایش جزیی برخوردار بوده است. سهم بخش ساختمان در این دوره و سهم بخش کشاورزی نسبت به دوره اول تقریبا ثابت مانده است.

در برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی (۱۳۷۹-۱۳۸۳) همان گونه که مشاهده می‌گردد بخش خدمات، همانند دوره‌های قبل بالاترین سهم را از تولید ناخالص داخلی کشور به خود اختصاص داده است. سهم بخش کشاورزی نسبت به برنامه‌های قبل اندکی کاهش یافته است. همچنین سهم بخش نفت در تولید ناخالص داخلی در طول سال‌های اجرای برنامه سوم نسبت به برنامه‌های گذشته کاهش یافته و در سال پایان این برنامه سهم ارزش افزوده بخش نفت در تولید ناخالص داخلی کشور ۱۱/٤ درصد بوده است. سهم بخش صنعت و معدن از تولید ناخالص داخلی در سال‌های اجرای این برنامه دائما در حال افزایش بوده است. همچنین سهم ارزش افزوده بخش ساختمان تقریبا ثابت مانده است.

در برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی (۱۳۸٤-۱۳۸۸) سهم ارزش افزوده بخش نفت در این دوره و نسبت به دوره قبل در حال کاهش می‌باشد. همچنین سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی نسبت به دوره قبل در حال کاهش و سهم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن نسبت به دوره قبل در حال افزایش می‌باشد. در سه سال اول برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی (۱۳۹۰-۱۳۹۲) سهم بخش‌های صنعت و معدن و نفت از تولید ناخالص داخلی به ترتیب بیشترین و کمترین مقدار را در برنامه‌های پس از انقلاب به خود اختصاص داده‌اند. سهم بخش خدمات در این سال‌ها و نسبت به برنامه‌های قبل افزایش یافته است.

همان گونه که مشاهده شد از سال ۱۳۵۷ تا سال چهارم برنامه دوم توسعه (۱۳۷۷) سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از سهم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بالاتر است. در سال آخر برنامه پنج ساله دوم (۱۳۷۸) سهم ارزش افزوده دو بخش تقریبا با یکدیگر برابر گردیده و از آغاز برنامه پنج ساله سوم (۱۳۷۹) تا انتهای دوره مورد بررسی، سهم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بالاتر از سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌باشد. همچنین در برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، سهم ارزش افزوده بخش نفت از سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی بالاتر می‌باشد. از آغاز برنامه سوم توسعه تا انتهای دوره مورد بررسی، سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از سهم ارزش افزوده بخش نفت بالاتر است. از سال ۱۳۵۷ تا سال چهارم برنامه دوم توسعه به استثنای سال‌های ۱۳۵۹، ۱۳٦۰ و ۱۳۷٦ بخش نفت در

مقایسه با بخش صنعت و معدن سهم بیشتری را به خود اختصاص داده است. از سال آخر برنامه پنج ساله دوم تا انتهای دوره مورد بررسی، سهم بخش صنعت و معدن از سهم بخش نفت بالاتر می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان کرد از آغاز برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی تا سال ۱۳۹۱ بالاترین سهم ارزش افزوده بخش‌های موردنظر به ترتیب مربوط به بخش‌های خدمات، صنعت و معدن، کشاورزی، نفت و ساختمان می‌باشد.

٤. برآورد مدل و تفسیر داده‌ها

به منظور تجزیه و تحلیل اثر ساختار تولید بر توزیع درآمد، شاخص نابرابری ضریب جینی و سهم ارزش افزوده پنج بخش صنعت و معدن، کشاورزی، نفت، ساختمان و خدمات در فاصله سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۱ در نظر گرفته شد. جهت برآورد معادلات در ابتدا لازم است مانا بودن متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور از آزمون فیلیپس و پرون[1] استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فیلیپس و پرون در سطح با در نظرگرفتن عرض از مبدا و بدون روند در جدول (۲) نشان داده شده است.

بر اساس اطلاعات جدول (۲) ضریب جینی و سهم ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، نفت و ساختمان در سطح مانا می‌باشند؛ در حالی که ضریب جینی و سهم ارزش افزوده بخش‌های صنعت و معدن و خدمات در سطح نامانا می‌باشند. جدول (۲) مانایی تفاضل اول سهم ارزش افزوده بخش‌های خدمات و صنعت و معدن را تایید می‌نماید.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیّرهای مدل

متغیّر	مقدار اماره PP	سطح معنادار ۵٪	متغیّر	مقدار اماره PP	سطح معنادار ۵٪
X_A	-۳/۱۲۸٤٥۷	-۲/۹٥۱۱۲٥	X_S	-۱/۷٦۹۰٤۸	-۲/۹٥۱۱۲٥
X_I	-۰/٦۲۳۱۳۳		X_B	-۳/۳٥٦۲٤۰	
X_O	-۳/۱۱٥٦٦۸		G	-۳/۲۹۲۳۷۷	-۲/۹٦۳۹۷۲
DX_I	-٦/۲۸۷٥۷۱	-۲/۹٥٤۰۲۱	DX_S	-٥/۳۰۸٦۱۲	-۲/۹٥٤۰۲۱

منبع: نتایج تحقیق

[1] Phillips-Perron Tests

همان طور که نتایج نشان داد ضریب جینی و سهم ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، نفت و ساختمان در سطح مانا می‌باشد، در حالی که سهم ارزش افزوده بخش‌های صنعت و معدن و خدمات با یک تفاضل مانا می‌شوند که بر این اساس دارای یک ریشه واحد می‌باشند. انگل گرنجر[1] (۱۹۸۷) اشاره می‌کند که یک ترکیب خطی از سری‌های دو یا چند متغیّر نامانا ممکن است مانا باشد. اگر چنین ترکیب خطی مانایی وجود داشته باشد، سری‌های زمانی نامانا، هم‌گرا یا هم‌جمع نامیده می‌شوند. برای به دست آوردن رابطه بلندمدت یا هم‌جمعی بین متغیّرها می‌توان از روش انگل – گرنجر استفاده نمود. بدین منظور ابتدا معادله رگرسیون را به روش حداقل مربعات معمولی[2] (OLS) برآورد کرده و جملات خطای آن را به دست می‌آوریم، سپس مانایی جملات خطا را آزمون می‌کنیم. اگر جملات خطا مانا باشد، متغیّرهای تحت بررسی هم‌جمع هستند. پس از برآورد هر یک از معادلات به روش OLS، آزمون مانایی روی جملات اخلال آن‌ها انجام شد که نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون انگل – گرنجر

متغیّر	مقدار اماره PP در سطح	سطح معناداری ۵٪	نتیجه
U_{1t}	-٤/٥٣٦٧٩٧	-٢/٩٧١٨٥٣	مانا
U_{2t}	-٤/٦٩٩٤٩٠	-٢/٩٧١٨٥٣	مانا
U_{3t}	-٤/٧٦٩٥٨٦	-٢/٩٧١٨٥٣	مانا
U_{4t}	-٤/٧٧٦٤٠١	-٢/٩٧١٨٥٣	مانا
U_{5t}	-٤/٥٧٢٩٢٨	-٢/٩٧١٨٥٣	مانا

منبع: نتایج تحقیق

همان طور که ملاحظه می‌شود، رابطه تعادلی بلندمدت (هم انباشتگی) بین متغیرهای هر یک از معادلات برقرار است. بنابراین می‌توان هر یک از معادلات را بر اساس سطح متغیرها برآورد نمود. نتایج حاصل از معادلات در جدول (٤) خلاصه شده است.

[1] Engle-Granger
[2] Ordinary Least Square

جدول ٤. نتایج حاصل از معادلات رگرسیون

متغیر توضیحی	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ٤	معادله ۵
	ضرایب (Prob)	ضرایب (Prob)	ضرایب (Prob)	ضرایب (Prob)	ضرایب (Prob)
X_A		−۰/۰۰۷۳۲۱ (۰/۰۰۰۸)	−۰/۰۱۳۰۱۵ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۰۱٤۸۲٤ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۰۰۰۸۳۸ (۰/۸۳۸۹)
X_I	۰/۰۰۷٤۸۳ (۰/۰۰۰٦)		−۰/۰۰۵۸۲۰ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۰۰۷۷۳٤ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰٦٦۵۱ (۰/۱٦۵۳)
X_S	۰/۰۱۲٦٦۸ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۵۵٦٦ (۰/۰۰۰۰)		−۰/۰۰۱۷۸۹ (۰/۰۸۷۳)	۰/۰۱۱۹۰٤ (۰/۰۲۲٦)
X_O	۰/۰۱٤۳٦٦ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۷۳۱٦ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۱۸۳۱ (۰/۰۷۷۱)		۰/۰۱۳۵۹۱ (۰/۰۰۷۹)
X_B	۰/۰۰۰۹۸۱ (۰/۸۱۰۰)	−۰/۰۰۵۹۲۱ (۰/۲۱۲۰)	−۰/۰۱۱۱۱۵ (۰/۰٤۳۳)	−۰/۰۱۲۹۱۳ (۰/۰۱۷۸)	
R^2	۰/۸۱۰۲٦۳	۰/۸۰۷۷٦۲	۰/۸۰۳۵٤٤	۰/۸۰۱۷٤٦	۰/۸۱۰۱۳۱

منبع: با استفاده از بسته نرم افزاری EViews برآورد شده است.

به منظور ارزیابی اعتبار آماری نتایج حاصل از برآورد مدل در کوتاه‌مدت، آزمون‌های تشخیص برای هر یک از معادلات انجام شد که نتایج در جدول (۵) ارائه شده است.

بر اساس نتایج آزمون JB، نرمال بودن توزیع جمله خطا در تمام معادلات تایید می‌شود. نتایج دو آزمون ضریب لاگرانژ و آرچ نیز تاییدکننده عدم همبستگی سریالی بین باقیمانده‌ها و واریانس همسانی باقیمانده‌ها می‌باشد. نتایج آزمون رمزی نیز نشان می‌دهد فرم تبعی توابع برآورد شده صحیح می‌باشد یعنی تورش تصریح ناشی از حذف متغیر کلیدی از هر یک از معادلات وجود ندارد.

جدول ۵. آزمون‌های سنجش اعتبار معادلات

معادله / آزمون	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ٤	معادله ٥
JB (P-Value)	۱/۰۳٤۲۸۹ (۰/٥۹٦۲۲۱)	۰/۸٥۰۸٤۲ (۰/٦٥۳٤۹٥)	۰/٦۹۲۱٤۲ (۰/۷۰۷٤٦۲)	۰/٦۸۷۰۷۰ (۰/۷۰۹۲٥۹)	۰/۹۹۹٦٥۸ (۰/٦۰٦٦۳٤)
LM (P-Value)	۱/۱۸۷۷٥۳ (۰/٥٥۲۲)	۱/۳۷۱۷۲٤ (۰/٥۰۳۷)	۱/٦۲٥۸۳۳ (۰/٤٤۳٦)	۱/٦۸۳٤٥۸ (۰/٤۳۱۰)	۱/۱٥٥۹٦٤ (۰/٥٦۱۰)
ARCH (P-Value)	۱/۰٥٦٦۹۸ (۰/۳۰٤۰)	۰/٦٥۷۹۱۰ (۰/٤۱۷۳)	۰/۳۹۷٤۱۱ (۰/٥۲۸٤)	۰/٤۳۲۳۸٥ (۰/٥۱۰۸)	۱/۰٥۸٥٦٥ (۰/۳۰۳٥)
RESET (P-Value)	۰/۳۸٥٥۳۸ (۰/٥٤۱۰)	۰/٥٤٤۹٤۱ (۰/٤٦۸۲)	۰/٦٤٤۱۹۹ (۰/٤۳۰۸)	۰/۷۳٥۰٦۰ (۰/٤۰۰٥)	۰/٥۲٤٥۱۷ (۰/٤۷٦٦)

منبع: نتایج تحقیق

برای توضیح اثر انتقال از یک بخش تولیدی به بخش دیگر بر نابرابری می‌توان به ضرایب متغیرهای توضیحی متناظر در معادلات توجه نمود. در معادله اول کلیه ضرایب به استثنای ضریب X_b معنادار و مثبت هستند؛ یعنی کاهش سهم هر یک از بخش‌های صنعت و معدن، خدمات یا نفت و انتقال آن به سهم بخش کشاورزی، در شرایط ثابت ماندن سهم سایر بخش‌ها، موجب کاهش نابرابری توزیع درآمد می‌گردد. در معادله دوم ضریب X_A معنادار و منفی است؛ یعنی کاهش سهم بخش کشاورزی و انتقال آن به سهم بخش صنعت و معدن (یعنی سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی کم شود)، با ثابت ماندن سهم بخش‌های خدمات، نفت و ساختمان، باعث افزایش نابرابری اقتصادی می‌گردد. همچنین ضرایب X_O و X_S معنادار و مثبت هستند ولی ضریب X_B معنادار نیست؛ یعنی کاهش سهم ارزش افزوده در بخش نفت (یا خدمات) و انتقال آن به سهم ارزش افزوده در بخش صنعت و معدن، با فرض ثابت ماندن سهم بخش کشاورزی، ساختمان، خدمات (یا نفت)، موجب کاهش نابرابری توزیع درآمد می‌گردد. در معادله سوم ضریب X_O معنادار و مثبت و ضرایب X_A، X_I و X_B معنادار و منفی هستند؛ یعنی کاهش سهم ارزش افزوده در بخش نفت و انتقال آن به سهم ارزش افزوده در بخش خدمات با فرض ثابت ماندن سهم بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و ساختمان

نابرابری اقتصادی را کاهش می‌دهد؛ در حالی که کاهش سهم ارزش افزوده در بخش کشاورزی (یا صنعت و معدن و یا ساختمان) و انتقال آن به سهم ارزش افزوده در بخش خدمات، با فرض ثابت ماندن سهم سایر بخش‌ها موجب افزایش نابرابری توزیع درآمد می‌گردد. در معادله چهارم کلیه ضرایب معنادار و منفی هستند؛ یعنی کاهش سهم هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات یا ساختمان و انتقال آن به سهم بخش نفت، در شرایط ثابت ماندن سهم سایر بخش‌ها، موجب افزایش نابرابری توزیع درآمد می‌گردد. در معادله پنجم ضرایب X_Sو X_O معنادار و مثبت هستند ولی ضرایب X_A و X_I معنادار نمی‌باشند؛ یعنی با کاهش سهم بخش خدمات (یا نفت) و انتقال آن به سهم بخش ساختمان با ثابت ماندن سهم بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن، نفت (یا خدمات) نابرابری کاهش می‌یابد.
خلاصه نتایج حاصل را می‌توان در جدول (٦) مشاهده نمود:

جدول٦. اثر تغییر ساختار تولید بر نابرابری اقتصادی در ایران

افزایش سهم / کاهش سهم	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات	بخش نفت	بخش ساختمان
بخش کشاورزی	–	افزایش نابرابری	افزایش نابرابری	افزایش نابرابری	نابرابری ثابت
بخش صنعت و معدن	کاهش نابرابری	–	افزایش نابرابری	افزایش نابرابری	نابرابری ثابت
بخش خدمات	کاهش نابرابری	کاهش نابرابری	–	افزایش نابرابری	کاهش نابرابری
بخش نفت	کاهش نابرابری	کاهش نابرابری	کاهش نابرابری	–	کاهش نابرابری
بخش ساختمان	نابرابری ثابت	نابرابری ثابت	افزایش نابرابری	افزایش نابرابری	–

منبع: نتایج حاصل در جدول (٤)

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از تحقیق حاضر بررسی اثر ساختار تولید بر نابرابری درآمد (هزینه) در ایران طی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۱ بوده است. بدین منظور از شاخص نابرابری ضریب جینی و سهم ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات، نفت و ساختمان استفاده شده است.

نتایج 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. انتقال سهم ارزش افزوده از بخش نفت به هریک از بخش‌های دیگر نابرابری درآمدی را کاهش خواهد داد. در صورت انتقال سهم ارزش افزوده از بخش صنعت و معدن به بخش کشاورزی نابرابری در توزیع درآمد کاهش می‌دهد، در حالی که انتقال سهم ارزش افزوده به بخش نفت و یا بخش خدمات موجب افزایش نابرابری درآمدی خواهد شد. در صورت انتقال سهم ارزش افزوده از بخش خدمات و یا بخش نفت به بخش کشاورزی و یا بخش صنعت و معدن موجب برابرتر شدن توزیع درآمد می‌گردد. انتقال سهم ارزش افزوده بین بخش ساختمان و هر یک از بخش‌های صنعت و معدن و کشاورزی موجب تغییر نابرابری اقتصادی نخواهد شد، در حالی که انتقال سهم ارزش افزوده از بخش ساختمان به بخش خدمات و یا بخش نفت نابرابری درآمدی را افزایش خواهد داد. با توجه به یافته‌ها، با انتقال سهم ارزش افزوده از هریک از بخش‌های صنعت و معدن، خدمات و یا نفت به بخش کشاورزی نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت که با فرضیه کوزنتس مبنی بر پایین‌تر بودن نابرابری توزیع درآمد در بخش کشاورزی در مقایسه با سایر بخش‌ها سازگار است.

منابع

- ابونوری، اسمعیل(۱۳۷۱). معرفی یک الگوی جدید توزیع درآمد. *برنامه و توسعه*، (۱): ۱۵۰-۱۷۱.
- ابونوری، اسمعیل، خوشکار، آرش (۱۳۸۷). تجزیه و تحلیل عامل‌های موثر بر نابرابری اقتصادی در ایران با استفاده از ریزداده‌ها. *فصلنامه علمی- پژوهشی اقتصاد اسلامی*، ۸ (۲۰): ۹۹-۱۲۲.
- بانویی، علی اصغر(۱۳۷۸). نظام حسابداری اقتصادی تحلیل کمی توزیع درآمد اولیه و ساختار تولید در یران با استفاده از الگوی بسط یافته. *مجله برنامه و بودجه*، (۴۳-۴۴): ۷۷-۱۰۲.
- بانویی، علی اصغر(۱۳۸٤). بررسی رابطه بین توزیع درآمد و افزایش تولید در اقتصاد ایران با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۲۲): ۹۵-۱۱۷.

- بانویی، علی اصغر، مومنی، فرشاد، آماده، حمید، ذاکری، زهرا، کرمی، مهدی کرمی (۱۳۹۱). سنجش آثار و تبعات کاهش تولید بخش کشاورزی بر اقتصاد در چارچوب الگوی اصلاح شده ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) عرضه محور. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ٤(۷): ۱-۳۰.
- پرمه، زورار، دباغ، رحیم (۱۳۸۲). بررسی توزیع درآمد در ایران با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی. ۷(۲۷): ۱۳۹-۱٦۷.
- خالدی، کوهسار، صدر الاشرافی، سید مهیار (۱۳۸٤). بررسی رابطه متقابل رشد بخش کشاورزی و توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۱۱ (۲): ۲۵-۳۹.
- درویشی، عیسی (۱۳۷۵). بررسی و تحلیل اثر نابرابری اقتصادی بخشی برتوزیع درآمد در ایران. پایان نامهٔ کارشناسی ارشد تحت راهنمایی دکتر اسمعیل ابونودی در دانشگاه مازندران دفاع شده است.
- سلامی، حبیب الله، زورار، پرمه (۱۳۸۰). اثرات افزایش صادرات بخش‌های کشاورزی و صنعت بر اقتصاد ایران: تحلیلی در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی. *تحقیقات اقتصادی*، (۵۹): ۱٤۹-۱۸۱.
- سلامی، جبیب الله، انصاری، وحیده (۱۳۸۸). نقش بخش کشاورزی در ایجاد اشتغال و توزیع درآمد: روش تحلیل ساختاری مسیر. *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، (۳): ۱-۲۰.
- صادقی، حسین، مهرگان، نادر (۱۳۷۹). رشد اقتصادی در بخش کشاورزی و توزیع درآمد روستایی. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۸(۳۱): ۵۷-۷۰.
- مشیری، سعید، التجایی، ابراهیم (۱۳۸۷). اثر تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی کشورهای تازه صنعتی شده. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۳٦): ۸۵-۱۱٤.
- مهرگان، نادر، موسایی، میثم، کیهانی حکمت، رضا (۱۳۸۷). رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، ۷(۲۸): ۵۷-۷۷.
- Ahluwalia, MS. (1976). Inequality, Poverty and Development. *Journal of Development Economics*, (6): 307-342.
- Anand, S. and R. Kanbur (1993). The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship. *Journal of Development Economics*, (40): 25-52.
- BourguigNon, F. and C. Morrisson (1990). Income distribution, development and foreign trade. *European Economic Review*, 34: 1113-11132.
- Chenery, H. and M. Syrquin (1975). Patterns of Development: 1950-1970, oxford University Press: London.

- 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.
- Deininger, K. and L. Squire. (1998). New ways of looking at old issues: Inequality and Growth. *Journal of Development Economics*, 57(2): 259-287.
- Fields, G. and G. Jakubson. (1994). New Evidence on the Kuznets Curve. mimeo, Cornwll University: Ithaca.
- Johaston, B. F. (1970). Agriculture and structural transformation in developing countries: A survey of research. *Journal of Economic Literature*, (2): 369-404.
- Kahya, m. (2012). Structural Change, income distribution and poverty in asean-4 countries. School of Economics and Management, LUND University.
- Kuznets, S. (1995). Economic growth and income inequality. *American Review*, 45(1): 1-28.
- Li, H., L. Squire and H. Zou.(1998). Explaining international and intertemporal variations in income inequality. *The Economic Journal*, (108): 26-43.
- Ogwang, T. (1994). Economic development and income inequality: A nonparametric investigation of Kuznets U- Curve Hypothesis. *Journal of Quantitative Economics*, (10): 139-153.
- Pasinetti, L. L. (1981). Structural change and economic growth: A theoretical essay on the dynamics of the wealth of the nations. Cambridge University Press, Cambridge
- Timmer, C.P. (2002). Agriculture and economic growth, In Bruce Grander and G. Rausser, eds., Handbook of Agricultural Economics. Vol. IIA. Amsterdam: North-Holland, 1487-1546.
- http://search.worldbank.org/data
- http://search.worldbank.org/data?qterm=Agriculture

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی