تأثیر ارزش افزوده بخش صنعت بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران

پروانه سلاطین[1]
سمانه محمدی[2]

(تاریخ دریافت ۹۴/۴/۱۰ ـ تاریخ تصویب ۹۴/۸/۱۵)

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی میزان تأثیرگذاری ارزش افزوده بخش صنعت بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان دهنده توزیع درآمد در ایران می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۳ نشان می‌دهد ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درآمد در ایران دارد.

واژگان کلیدی: ارزش افزوده صنعت، توزیع درآمد، حداقل مربعات معمولی.

۱-مقدمه

رشد اقتصادی، به معنای گسترش امکانات و ظرفیت‌های اقتصاد در یک افق زمانی است و توزیع درآمد به نحوه توزیع این امکانات میان افراد جامعه می‌پردازد. پس از سال‌ها تأکید بر رشد اقتصادی، ادبیات مدرن اقتصادی بر فقرزدایی تأکید فراوان دارد. بررسی اقتصادی، اجتماعی فقر

۱- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، گروه اقتصاد، فیروزکوه، (نویسنده مسئول)، p_salatin@iaufb.ac.ir
۲- کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، samanehmohammadi1392@gmail.com

و محرومیت از مسائل پیچیده‌ای است که در شناخت و درک آن باید الزاماً به عوامل و متغیرهای متعددی توجه کرد. با این همه، در مطالعات کلان اقتصادی و در اولین برخورد می‌توان مسألهٔ فقر و محرومیت را از یک طرف به مقدار تولید سرانه و از طرف دیگر به درجهٔ عدم تعادل در الگوی توزیع درآمد مرتبط کرد. چنری[۱] و همکاران همبستگی زیادی میان تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده بخش صنایع کارخانه‌ای را به اثبات رسانده‌اند. آنها صنایع کارخانه‌ای را موتور رشد اقتصادی معرفی کرده‌اند. در صنایع کارخانه‌ای بازده صعودی است. این نکته، تمایز اصلی و بسیار مهم بخش صنایع کارخانه‌ای با دیگر بخش‌های اقتصادی است(بندی پادهیای[۲] ،۱۹۸۰). موضوع بازده صعودی در صنعت با سابقه‌ای طولانی در تحلیل‌های اقتصادی مورد توجه اقتصاددان انگلیسی، کالدور[۳] قرار گرفت. وی در مطالعات خود وجود همبستگی آماری بین رشد تولید ناخالص داخلی و رشد صنعت در کشورهای مختلف را اثبات کرد (بوتیستا[۴]،۲۰۰۳).

در این راستا رابطه میان توزیع درآمد و رشد اقتصادی ازموضوعات مهمی است که از دیرباز مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی بوده است و راجع به آن نظریه‌های گوناگون ابراز شده است. در اقتصاد ایران به دست آوردن ارتباط متقابل رشد اقتصادی و توزیع درآمد به دلیل اهمیتی که مبحث عدالت اجتماعی در مبانی ارزشی دارد و نیز حساسیت‌های اجتماعی که در این زمینه وجود دارد، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و با توجه به اهمیت روز افزون بخش صنعت در ایجاد توسعه و رشد اقتصادی و نقش مهم آن در اشتغال‌زایی و توزیع درآمد بررسی وضعیت این بخش اهمیت دارد(تاری و عربی،۱۳۸۵).

درطرح ساماندهی و برنامه‌های توسعهٔ سال‌های پس از انقلاب اسلامی توزیع درآمد همراه با رشد اقتصادی مورد توجه خاصی قرار گرفته است، به طوری که در طرح ساماندهی آمده است «برنامه‌های توسعه علاوه بر تأمین وگسترش عدالت اجتماعی باید رشد تولید را به همراه آورند» و در راستای ارتقای امنیت انسانی و عدالت اجتماعی در ماده ۱۵۲ لایحهٔ برنامهٔ چهارم آمده است «دولت مکلف است به منظور استقرار عدالت و ثبات اجتماعی، کاهش نابرابری‌های اجتماعی و

۱-Chenry

۲- Bandyopadhyay

۳- Kaldor

۴- Bautista

اقتصادی، کاهش فاصلهٔ دهک‌های درآمدی و توزیع عادلانهٔ درآمد در کشور و نیز کاهش فقر و محرومیت و توانمندسازی فقرا از طریق تخصیص کارآمد و هدفمند منابع تأمین اجتماعی و یارانه‌ای پرداختی، برنامه‌های جامع فقرزدایی و عدالت اجتماعی را تهیه و به اجرا گذارد». بدین ترتیب بسیار ضروری است تا شیوه‌های تخصیص منابع که منجر به کاهش نابرابری درآمدها می‌شود، شناسایی شوند. در ضمن الگوهای رشد، تغییر در توزیع درآمد و فرصت‌ها و کاهش فقر، بازتاب مجموعه‌های از تعامل سیاست‌ها، نهادها، تاریخ و جغرافیای کشورها است. بدون تردید درک عوامل مؤثر در رشد نابرابر و ساز و کارهای اختصاص منافع رشد به افراد فقیر برای تنظیم راهبردهای کاهش فقر، اساسی است. در این راستا، این مقاله در قالب داده‌های سری زمانی به بررسی میزان تأثیرگذاری ارزش افزوده بخش صنعت بر توزیع درآمد و آزمون فرضیه زیر پرداخته است :

- ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درآمد در ایران دارد.

ابزار گردآوری اطلاعات مورد نیاز در این مقاله آمار موجود در درگاه اینترنتی بانک مرکزی و مرکز آمار ایران در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۳ می‌باشد. در ادامه پس از بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیق، ساختار مدل مورد استفاده معرفی و برآورد گردیده است و در نهایت نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲-مبانی نظری

صنعت یکی از بخش‌های مهم و اساسی اقتصاد و بسترساز اصلی رشد و توسعه اقتصادی هر کشوری است که بدون آن هیچ گاه توسعه پایدار رخ نخواهد داد. دروازه‌های اقتصادی هر کشوری زمانی آغوش خود را بر توسعه پایدار باز خواهد کرد که بسترسازی‌های صنعتی مناسبی صورت گرفته و سرمایه‌گذاری‌های در خور توجهی روی آن صورت گیرد، زیرا رشد و توسعه صنعتی است که زمینه و امکان رشد و توسعه اقتصادی سایر بخش‌های اقتصادی را فراهم می‌کند(سلاطین و مرادی،۱۳۹۱). صنعت برای خود و دیگر بخش‌های اقتصادی ابزار، ماشین‌آلات، مواد و سایر نهاده‌های اقتصادی را تولید می‌کند که بدون آنها بهره‌وری تولید بسیار پایین خواهد بود.

نقش کلیدی صنعت در افزایش توان مادی انسان و قابلیت آن در افزایش توان تولید و بهره‌وری سایر بخش‌ها موجب شده که رشد و توسعه صنعتی، محور توسعه اقتصادی قرار گیرد. صنعت در زمینه نوآوری‌های فنی و تحقیق و توسعه برای نیل به توسعه اقتصادی هر کشور نقش و جایگاهی ویژه دارد.

عمده‌ترین دلایلی که بخش صنعت را به یک عنصر کلیدی برای دستیابی به توسعه اقتصادی تبدیل می‌کند، عبارتند از:

▪ صرفه جویی‌های ناشی از مقیاس: وجود صرفه جویی‌های ناشی از مقیاس در بخش صنعت سبب می‌شود هزینه‌ها در مقیاس وسیعی از تولید کاهش یابند. در حالی که این امر در مورد بسیاری از محصولات کشاورزی یا خدمات صدق نمی‌کند.

▪ صرفه‌جویی‌های خارجی: دومین دلیل برای این پندار که صنعت برای توسعه اقتصادی اهمیت بیشتری دارد، این است که صرفه جویی‌های خارجی در آن مهمتر از سایر بخش‌هاست. صرفه‌جویی‌های خارجی در بخش صنعت باعث به وجود آمدن منافعی برای سایر بخش‌ها می‌شود. همچنین صرفه‌جویی‌هایی که بخش‌های مختلف صنعت برای یکدیگر ایجاد می‌کنند، قابل توجه می‌باشد.

▪ زنجیره‌های ارتباطی: صنایع کارخانه‌ای بیش از سایر بخش‌های اقتصاد به خصوص بخش کشاورزی، زنجیره‌های پسین و پیشین ایجاد می‌کنند.

زنجیره‌های ارتباطی پیشین به دلیل تقاضا برای نهاده‌ها جهت عرضه به صنعت کارخانه‌ای مورد نظر به وجود می‌آیند و زنجیره‌های ارتباطی پسین نیز در مسیر حرکت فعالیت تولیدی اولیه به طرف جلو پدید می‌آیند. هیرشمن در بین بخش‌های اقتصادی، بخش صنایع را به دلیل داشتن بیشترین ارتباط پسین و پیشین به کشاورزی ترجیح می‌دهد. وی می‌گوید: «صنعت نه تنها از کارایی بیشتری برخوردار است؛ بلکه ارتباط عمودی آن نیز دارای اثرهای بیشتری است و سرمایه‌گذاری القایی زیادتری ایجاد می‌کند. در حالی که بخش کشاورزی فاقد اثرهای ارتباط پسین با سایر بخش‌هاست و ارتباط پیشین آن نیز بسیار محدود است.»

▪ بهره وری: صنعت در مقایسه با سایر بخش‌ها میدان عمل وسیع‌تری برای افزایش بهره‌وری دارد. به دلیل امکان افزایش دانش کسب شده و بهبود تکنولوژی، هر چه محصولات صنعتی سریع‌تر افزایش پیدا کند، نرخ رشد بهره‌وری بیشتر خواهد شد. علاوه بر این از آن جا که صنعت برای

بخش‌ها، ماشین‌آلات و تجهیزات فراهم می‌کند، افزایش بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای می‌تواند هزینه‌ها را در سایر بخش‌های اقتصاد کاهش دهد.

▪ افزایش سطح زندگی: به دلیل تغییر نیازهای انسان‌ها و جوامع انسانی و توانایی بخش صنعت برای برآورده ساختن نیازهای جدید، اهمیت بخش صنعت افزون‌تر می‌شود. لذا بخش صنعت قادر است با رفع این نیازها، سطح زندگی افراد را ارتقا دهد.

بخش صنعت یکی از زیرساخت‌های اصلی و یکی از بخش‌هایی است که علاوه بر اثر مستقیم آن بر رشد اقتصادی در رشد سایر بخش‌های اقتصادی نیز نقش بسزایی دارد. در یک جریان عمودی، رشد اقتصادی حاصل از بخش صنعت به تدریج از طریق یک فرآیند طبیعی از سوی اغنیا به فقرا سرریز می‌شود، به این معنا که منافع حاصل از رشد، ابتدا به ثروتمندان و اغنیا می‌رسد و آنگاه در مرحله بعدی، هنگامی که آنها این منافع را هزینه کنند، فقرا در یک جریان عمودی از کانال اغنیا از رشد اقتصادی بهره‌مند می‌شوند، به این ترتیب رشد اقتصادی به خودی خود از طریق به کارگیری عوامل بازار، نابرابری‌های درآمد را برطرف می‌سازد(محمودی،۱۳۷۶).

در این راستا رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد از دیرباز مورد توجه سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی بوده است. همواره این دغدغه وجود داشته که آیا برای تسریع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری را پذیرفت و آیا برای بهبود در توزیع درآمد باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟ از این لحاظ تبیین ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد می‌تواند پاسخگوی پرسش‌های اساسی و بنیادین برنامه‌ریزان اقتصادی، به خصوص در کشورهای در حال توسعه باشد.

زیراکشورهای مزبور، همواره از سطح پایین درآمد سرانه و نیز گستردگی شکاف‌های درآمدی در رنج بوده‌اند. شاید بتوان گفت، ریشه‌کن کردن فقر و تعدیل نابرابری درآمد، وقتی همراه با رشد اقتصادی در نظر گرفته شود، به بزرگترین هدف و دشوارترین وظیفه سیاستگذاران اقتصادی در کشورهای در حال توسعه تبدیل می‌شود. شایان ذکر است که نظریه‌های کلاسیک در این خصوص(نابرابری درآمد، انگیزه لازم را برای انباشت سرمایه و رشد اقتصادی فراهم می‌کند) برای سال‌های طولانی در عرصه اقتصادی مسلط بوده و به عنوان یک واقعیت مسلم در

برنامه‌های توسعه اقتصادی کشورهای درحال توسعه تلقی می‌گردید(ساینت-پال و وردیر[۱]، ۱۹۹۶).

در سیاست‌های اقتصادی کارآمد میان توسعه واقعی و عدالت اجتماعی تضادی وجود ندارد و برنامه‌های توسعه باید افزون به تأمین و گسترش عدالت اجتماعی، رشد تولید و ایجاد فرصت‌های شغلی را به همراه داشته باشند تا با ارتقای سطح زندگی، جلوه‌های خشن فقر را از زندگی مردم بزدایند(چو و تالماین[۲]، ۱۹۹۶). با این همه، چنانچه تضادی میان این دو مقوله پدید آید، استقرار عدالت اجتماعی تقدم و اولویت خواهد داشت و دولت مسائل اقتصادی مربوط را به نفع عدالت اجتماعی حل خواهد کرد. بدیهی است که اگر رفاه جامعه افزایش یابد و فقر از میان برود و یا دست کم از شدت آن کاسته شود، نخست باید اقتصاد رشد کند. این موضوع به این معنی نیست که رشد اقتصادی سبب بهبود وضع همه افراد جامعه می‌شود. واقعیت نشان می‌دهد که در شرایط رشد اقتصادی، تعداد فقرا بیشتر نیز شده است. مقالات متعددی اثر مساعد صنعتی شدن را بر شاخص‌های توسعه انسانی، به خصوص توزیع درآمد نشان می‌دهد. پیشینه تحقیقات پیچیده و پر دامنه رشد و نیز تجارب گسترده در این زمینه، حکایت از آن دارد که حصول و موفقیت رشد بلندمدت اقتصادی، بستگی به لحاظ کردن عوامل تأثیرگذار از جمله مسأله توزیع درآمد، در برنامه‌های رشد اقتصادی دارد. مشاهدات آماری سال‌های اخیر، نمونه زیادی از کشورهای در حال توسعه را نمایان می‌سازد که رشد اقتصادی همراه با بهبود توزیع درآمد را تجربه کرده‌اند. این امر عمدتاً به واسطه سهولت جابه جایی سرمایه در مقیاس جهانی، برخورداری از ذخایر خدادادی و نیز سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی امکان‌پذیر شده است(چو و تالماین۱۹۹۶)[۳].

رشد اقتصادی، به معنای توسعه و گسترش امکانات و ظرفیت‌های اقتصاد در یک افق زمانی است و توزیع درآمد به نحوه توزیع این امکانات بین افراد جامعه نظر دارد(عظیمی،۱۳۷۱).

ادبیات موضوع رشد و توزیع درآمد در جهان، مشتمل بر ادبیات قدیم رشد و توزیع است که تأثیر رشد اقتصادی را بر توزیع درآمد بررسی می‌کند. اولین محقق در این زمینه که پایه‌گذار

۱- Saint – Paul and Verdier

۲-Chou and Talmain

۳-Chou and Talmain

ادبیات رشد و توزیع درآمد نیز می‌باشد کوزنتس[۱] است. همچنین،کراویس[۲]، اوشیما[۳]، پاکرت[۴]، اهلووالیا[۵]، پاپانکوکین[۶]، رام[۷]، آناندو کانبور[۸]، اثر رشد اقتصادی را بر توزیع درآمد مطالعه کرده‌اند.

در مکاتب اقتصادی در مورد توزیع درآمد و عوامل مؤثر بر آن نظریه‌های متفاوتی ارائه شده است. مکاتب کلاسیک تشدید نابرابری در توزیع درآمد را یکی از آثار اولیه رشد سریع اقتصادی می‌دانند. به عقیده آنان گروه‌های پردرآمد از طریق پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، زمینه را برای بهبود رشد اقتصادی فراهم می‌کنند و درآمد گروه‌های کم درآمد جامعه، صرف مخارج مصرفی زندگی روزمره‌شان می‌شود و درآمدی برای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری باقی نمی‌ماند که منجر به رشد اقتصادی شود. سایر مکاتب اقتصادی، رشد اقتصادی را رشد فقرزدا [۹] می‌دانند نه فقرزا[۱۰]و رشد اقتصادی را به سه دسته فقرزدا، فقرزا و سرریز[۱۱] شده تقسیم‌بندی می‌کنند(ابونوری، ۱۳۸۶).

در دهه۱۹۵۰ و۱۹۶۰ حداکثر کردن رشد اقتصادی، محور سیاست‌های توسعه بود. انتظار می‌رفت که فقرا از اثر نفوذ به پایین منافع حاصل از رشد سریع اقتصادی بهره‌مند شوند. ولی در اواخر دهه ۱۹۶۰ مشخص شد که منافع رشد سریع اقتصادی نه تنها بسیار دیر به فقرا می‌رسد، بلکه گروه‌های بسیاری از رشد هیچ منفعتی نمی‌برند(مهرگان،۱۳۷۹). تجربه هم نشان داده که در دهه ۱۹۴۰ و ۱۹۵۰ همگام با صنعتی شدن کشورها که انتظار بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری می‌رفت،

۱-Kuznets

۲ -Kravis

۳ -Oshima

۴ -Paukert

۵- Ahluwalia

۶ -Papanek & Kign

۷ -Ram

۸-Anand & Kanbur

۹-Pro-poor Growh

۱۰- Immiserizing Growth

۱۱ -Tricke-down Growth

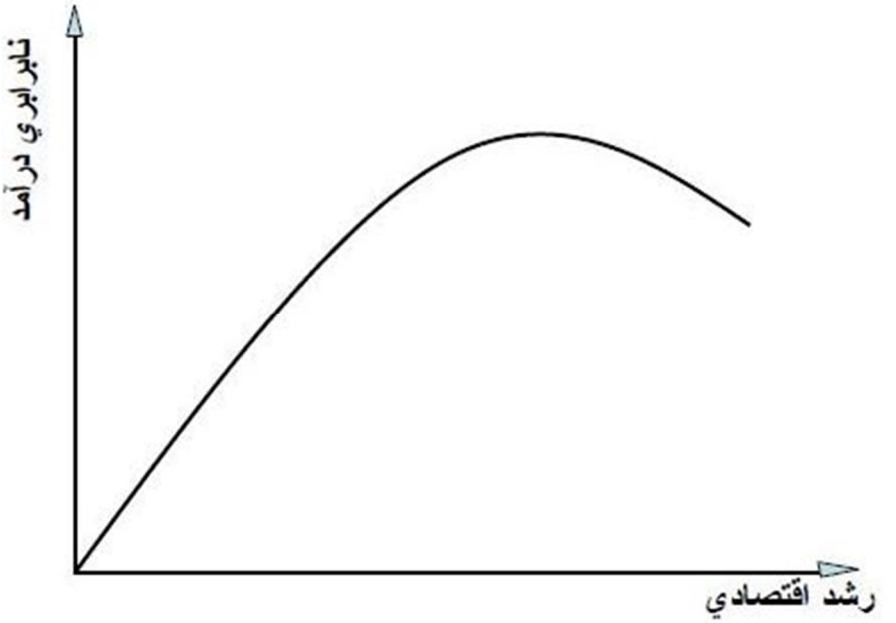
علیرغم این انتظار، کشورهایی که به رشد اقتصادی قابل توجهی از صنعتی شدن نائل شده بودند، به تشدید نابرابری در توزیع درآمد نیز گرفتار آمدند.

تشدید نابرابری در توزیع درآمد در اثر صنعتی شدن و رشد اقتصادی حاصل از صنعتی شدن، منجر به تقویت نظریه مکتب کلاسیک‌ها در دهه ۱۹۵۰ شد. ولی در دهه‌های بعدی، از این نظریات، انتقادهای جدی به عمل آمد. مهمترین انتقادی که صورت گرفت توسط کوزنتس[۱] بود. وی در سال ۱۹۵۵ مطالعه‌ای در مورد رشد اقتصادی و توزیع درآمد انجام داد. کوزنتس در مطالعه‌اش، توزیع درآمد را در یک برش مقطعی از کشورهایی با سطوح مختلف توسعه‌یافتگی بررسی کرد و به این نتیجه رسید که نابرابری درآمد طی اولین مراحل رشد رو به افزایش می‌گذارد و سپس هم‌تراز می‌شود و بالاخره طی مراحل بعدی کاهش می‌یابد(کورنتس،۱۹۹۵).

کوزنتس با استفاده از داده‌های اداره آمار ایالات متحده، به تخمین سهم هریک از ۱۰ گروه درآمدی(۱۰ درصد بالای درآمدی، ۱۰ درصد بعدی، ۱۰ درصد سوم و...) از کل درآمد بین سال‌های ۱۹۱۳ تا ۱۹۴۸ پرداخت. وی دریافت که در سال‌های جنگ جهانی اول، یک و پنج درصد جمعیت بالای درآمدی در ایالات متحده، به ترتیب ۱۵ و ۲۵ درصد کل درآمد این کشور را دریافت نموده‌اند. کوزنتس همچنین دریافت که در سال‌های جنگ جهانی دوم و پس از آن، نابرابری درآمدی در ایالات متحده کاهش یافته به نحوی که یک و پنج درصد جمعیت بالای درآمدی، به ترتیب ۸/۵ و ۱۸ درصد کل درآمد این کشور را دریافت کرده‌اند. کوزنتس با بررسی داده‌هایی با افق بلندمدت‌تر و نیز داده‌های سایر کشورها نتیجه گرفت که برابری درآمدی از یک الگوی U شکل پیروی می‌کند؛ برابری درآمدی در مراحل اولیه توسعه اقتصادی کاهش می‌یابد و وضع فقرا را نسبتاً بدتر می‌کند، اما در مراحل پایانی توسعه، برابری درآمدی افزایش یافته و در نتیجه، گروه‌های کم‌درآمد منتفع می‌شوند(مهرگان و دیگران، ۱۳۸۷).

۱-Kuznets

شکل ۱: منحنی U معکوس فرضیه کوزنتس



چنین تغییرات توزیع درآمد در مقابل رشد اقتصادی به «منحنی U -وارون» کوزنتس[۱] شهرت یافت. کوزنتس توسعه اقتصادی را یک فرآیند گذار از اقتصاد سنتی(روستایی) به اقتصاد نوین(شهری) بیان می‌کند. این فرآیند گذار اقتصادی توأم با رشد اقتصادی است. ولی در طی مراحل اولیه این گذار اقتصادی، رشد اقتصادی چندانی مشاهده نخواهد شد و گروه‌های پایین درآمدی از رشد بهره‌مند نمی‌شوند، بلکه حتی ممکن است از آن متضرر نیز گردند و توزیع درآمد در جامعه نامتعادل‌تر شود، ولی در طی مراحل بعدی فرآیند گذار، از رشد اقتصادی بهره‌مند می‌شوند و توزیع درآمد متعادل‌تر می‌گردد.

کالدور نیز تقریباً همزمان(۱۹۵۷،۱۹۵۶) باکوزنتس به صورت‌بندی مدل رشد اقتصادی و توزیع درآمد پرداخته که به مدل کمبریج شهرت یافته است. وی به گسترش مدل رشد هارود دومار

---

۱ -Kuznets's "U-Inverted" Curve

پرداخته و رابطه بین رشد وتوزیع درآمد را به صورت تابع درآمدی مشخص کرده است. با این فرض که اقتصاد در اشتغال کامل می‌باشد و نرخ پس‌انداز درآمد ناشی از سود از درآمد، ناشی از دستمزد بزرگ‌تر است، رابطه مستقیم بین سهم سود در درآمد و نرخ سرمایه‌گذاری وجود دارد. هرچه توزیع درآمد به نفع صاحبان سرمایه تغییر کند، میزان بیشتری از درآمد به سرمایه‌گذاری اختصاص می‌یابد و به تبع آن رشد اقتصادی سریع‌تر اتفاق خواهد افتاد(نیلی،۱۳۷۸). وجود نظریات کلاسیک‌ها، کوزنتس و کالدور در مورد رشد و توزیع درآمد و تفکر غالب اقتصاددانان بر وجود ارتباط میان رشد و توزیع درآمد، سیاستگذاران کشورهای در حال توسعه را به چالش فراخواند. بانک جهانی در پی برطرف کردن چالش‌های فکری کشورهای در حال توسعه، تیم تحقیقاتی به سرپرستی هولیس چنری برای بررسی این موضوع اختصاص داد. وی معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد نسبت به سیاستگذاری حساس است. سیاستگذاری تغییرات قابل توجهی در توزیع درآمد از خود بر جای می‌گذارد. همچنین وی معتقد است که پیگیری و دستیابی به رشد اقتصادی به معنای دستیابی به هرنوع رشدی نیست. برخی از راهبردهای رشد اقتصادی منجر به بهبود چشمگیری در وضعیت گروه‌های کم درآمد جامعه می‌شود و در مقابل آن برخی از راهبردهای رشد، منجر به بهبود وضعیت گروه‌های بالای درآمدی می‌شود.

۳- مروری بر مطالعات گذشته

رضایی، حصار و صالحی‌نژاد(۱۳۹۳) در مطالعه‌ای تحت عنوان «تحلیل نقش عوامل بنیادی بر توزیع درآمد با تأکید بر نقش فساد» به تحلیل نقش عوامل بنیادی بر توزیع درآمد با تأکید بر نقش فساد در گروه کشورهای منتخب MENA با بهره‌گیری از داده‌های پانل و روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که فساد، رشد جمعیت و درآمد سرانه و تحصیلات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته است و توزیع درآمد بیش از هر متغیر دیگری از رشد جمعیت و عامل فساد متأثر است.

خداپرست و داوودی(۱۳۹۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان «هزینه‌های دولت و کاهش فقر و نابرابری»، به بررسی اثرات انواع مخارج دولت بر کاهش فقر و نابرابری در ایران در دوره زمانی ۱۳۹۱- ۱۳۶۰ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد ارتقا سطح بهداشت و آموزش و هزینه‌های اجتماعی

دولت به عادلانه شدن توزیع درآمد یاری می‌رساند و با جهت‌گیری هزینه‌های دولت به سمت ارتقا شاخص‌های اجتماعی در ایران می‌توان به توزیع برابر درآمد و کاهش فقر یاری رساند و پس از این مراحل توسعه زیرساخت‌ها اقتصادی می‌تواند در مراحل بعدی لحاظ گردد.

مهرگان و دهقان(۱۳۸۹) در مقاله‌ای تحت عنوان «تخمین اثر رشد اقتصادی بخش حمل و نقل بر توزیع درآمد در ایران»، در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۴۸ دریافتند که رشد اقتصادی حاصل از بخش حمل و نقل، رشد اقتصادی توأم با کاهش نابرابری درآمد را به ارمغان می‌آورد. علاوه بر آن، با توجه به موقعیت استراتژیک ایران در بخش حمل و نقل منطقه، شبکه حمل و نقل ایران از پتانسیل‌های بالقوه‌ای برخوردار است که می‌تواند توزیع درآمد در بین اقشار شهری و روستایی را متعادل‌تر کند و از شکاف درآمدی خانوار شهری و روستایی بکاهد.

قنبری(۱۳۸۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران» به بررسی رابطه میان توسعه مالی و نابرابری در ایران پرداخت. بدین منظور با به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته و با استفاده از آزمون تئوری‌های موجود در این زمینه، رابطه میان توسعه مالی و نابرابری در ایران را در دوره زمانی ۱۳۸۵ -۱۳۵۰ مورد بررسی قرار داد. نتایج تجربی حاصل از این مطالعه رابطه منفی میان توسعه مالی و نابرابری درآمدی رادر ایران تأیید می‌کند.

مهرگان و دیگران(۱۳۸۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان «رشد اقتصادی و توزیع در آمد در ایران» با استناد به اطلاعات و آمار موجود، بر اساس برآورد مدل‌های رگرسیونی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد را بررسی نمود. نتایج در دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۴۷ نشان می‌دهد که «هرچه سهم بخش کشاورزی در تولید ملی بیشتر باشد از شدت نابرابری درآمدها در کشور کاسته می‌شود.» همچنین ترکیب و سهم بخش‌ها در رشد اقتصادی، بر چگونگی توزیع درآمد تأثیر می‌گذارد. هرچه سهم بخش کشاورزی افزایش یابد، توزیع اقتصادی متعادل‌تر می‌شود.

صادقی و مسائلی(۱۳۸۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان «رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد با روند فقر در ایران» با استفاده از منطق فازی در دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۶۸ نشان دادند روند فقر در ایران نزولی بوده و بیشترین و کمترین میزان شاخص فقر در سال‌های ۱۳۷۰ و۱۳۸۲ رخ داده است و در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۷۲ نیز به ترتیب دارای ماکزیمم و مینیمم نسبی می‌باشد.

عمادزاده و بکتاش(۱۳۸۴) در مقاله‌ای تحت عنوان «اثر آموزش بر ارزش افزوده بخش صنعت» با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی ۸۰-۱۳۴۵ و مدل کاب داگلاس، به این نتایج دست یافتند که

یک درصد افزایش در سرمایه فیزیکی و نیروی کار متخصص و غیر متخصص به ترتیب به ۰/۰،۲۹/۳۴ و۰/۱۱ درصد افزایش در ارزش افزوده بخش صنعت منجر می‌شود. بنابراین آموزش بر ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر مثبت دارد و تولید ناخالص داخلی نسبت به نیروی شاغل متخصص از خود واکنش بیشتری در مقایسه با سایر عوامل تولید نشان می‌دهد. همچنین آموزش نیروی کار ، تولید بخش صنعت را افزایش می‌دهد و با افزایش سرمایه انسانی تولید داخلی افزایش خواهد یافت. این پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی بخش صنعت از یک سو رشد تولید صنعتی و از سوی دیگر به رشد اقتصادی دامن می‌زند.

واهیبا و وریمی[۱](۲۰۱۴)، در مقاله‌ای تحت عنوان «رابطه رشد اقتصادی و نابرابری درآمد» به بررسی ارتباط میان رابطه رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در کشور تونس در دوره زمانی۲۰۱۱-۱۹۸۴ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و درجه باز بودن اقتصاد عوامل تشدید کننده نابرابری درآمدی در تونس بوده است. همچنین نابرابری درآمدی یک اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. این نتیجه را می‌توان با این واقعیت توضیح داد که این کشور دارای یک سطح "غیر قابل تحمل" نابرابری است.

سلیمی ودیگران(۲۰۱۴)، در مقاله‌ای تحت عنوان «مثلث آزادسازی تجاری، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد» با استفاده از مشاهدات ۳۰ کشورتوسعه یافته و در حال توسعه در دوره زمانی۲۰۱۱-۲۰۰۰ دریافتند که آزادسازی بیشتر تجارت همراه با رشد اقتصادی بالاتر می‌تواند توزیع نابرابر درآمد در جامعه را کاهش دهد.

ژکلی و سامانو[۲] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "آیا آزاد بودن تجارت بر روی توزیع درآمد در آمریکای لاتین اثر می‌گذارد؟ " یک دورنمای میان مدت برای تحلیل روابط نابرابری- آزاد بودن تجارت در آمریکای لاتین را با ارائه مدارک تجربی در دوره زمانی۲۰۱۰ -۱۹۸۰ ارائه می‌کند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده تعامل میان آزاد بودن تجارت و توزیع درآمد در طول دوره ۳۰ ساله است. نتیجه اصلی در این باره آن است که آزادی بیشتر تجارت در تعامل با افزایش‌های معاصر در بی‌عدالتی منطقه است. همچنین آزاد بودن تجارت همراه با سایر عوامل در افزایش

---

۱ - Wahiba & Weriemmi

۲-Szekely & Samano

نابرابری در طول دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ نقش داشته است و آزاد بودن تجارت یک مانع برای بهبود در توزیع درآمد نیست، بلکه به وسیله سایر عوامل نظیر سطوح بالاتر تحصیلات در بین جامعه ایجاد شده است.

آنگ[۱] (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "بخش مالی و نابرابری توزیع درآمد" رابطه میان توسعه مالی و توزیع درآمد را در کشور هند در دوره زمانی ۲۰۰۳ -۱۹۵۱ بررسی نمود. نتایج حاصل از مطالعه وی نشان می‌دهد که توسعه مالی نقش قابل توجهی در کاهش نابرابری توزیع درآمد داشته است. حکومت‌ها با استفاده از سیاست‌های مالی برای تثبیت اقتصادی که یکی از مهمترین وظایف دولت‌ها است، گام بر می‌دارند تا از این طریق اثر نوسانات گوناگون اقتصادی را در جامعه خنثی نموده و تا حد زیادی از تحمیل هزینه‌های مختلف بر اقتصاد جلوگیری کنند.

لیانگ[۲] (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای تحت عنوان " ارتباط توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد" نابرابری را در بخش شهری کشور چین بررسی نموده است. وی در این مطالعه اطلاعات مربوط به ۲۹ استان چین را در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۶ به عنوان نمونه جمع‌آوری کرد و به این نتیجه رسید که توسعه مالی قویاً بر توزیع درآمد تأثیرگذار است.

میر[۳] (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "توسعه مالی و توزیع درآمد" اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد را با توجه با استفاده از اطلاعات مربوط به دهه‌های ۱۹۸۰و ۱۹۹۰ در کشور برزیل بررسی نمود. وی دریافت که دسترسی بیشتر افراد به بازارهای مالی و اعتباری در طول دوره مورد بررسی، اثر معنادار و بزرگی بر کاهش نابرابری در برزیل داشته است. به اعتقاد وی، کاهش نابرابری تنها به دلیل دسترسی افراد کم درآمد به اعتبارات لازم برای سرمایه‌گذاری رخ نداده است بلکه افزایش توانایی افراد کم درآمد برای مقابله با شوک‌های اقتصاد کلان از جمله افزایش تورم، همگام با پیشرفت بخش مالی نیز از دلایل کاهش نابرابری در شرایط توسعه مالی بوده است.

وریمی و ارهارت(۲۰۰۴)[۴] در مطالعه‌ای تحت عنوان «رابطه بین نابرابری و رشد اقتصادی در

---

۱ -Ang

۲ -Liang

۳-.Meyer

۴- Weriemmi M. E. and Ch. Ehrhart

کشورهای اتحادیه اروپا و کشورهای حوزه دریای مدیترانه» دریافتند:

- رشد سریع اقتصادی باعث افزایش نابرابری درآمدی می‌گردد.
- اختلاف درآمدی بیشتر باعث تسریع روند رشد اقتصادی می‌شود.
- افزایش میزان آزادی تجاری تأثیر قابل توجهی بر اختلاف درآمدی ندارد.

کامران دادخواه(۲۰۰۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان «توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ایالات متحده» توزیع درآمد و رشد اقتصادی را با استفاده از داده‌های سری زمانی و مدل خود رگرسیونی‌برداری در دوره زمانی۲۰۰۱-۱۹۴۷ بررسی نموده است.

نتایج این تحقیق مؤید دو نظریه زیر می‌باشد:

- بین توزیع برابرتر درآمد و رشد اقتصادی، یک رابطه دو طرفه مثبت وجود دارد و سیاست‌های اقتصادی که در زمینه افزایش رشد اقتصادی و یا توزیع برابر درآمد اجرا شده‌اند به صورت متقابل تأثیر مثبت بر هم داشته‌اند.
- توزیع برابر درآمد باعث کاهش پس‌انداز کل نخواهد شد. این نتیجه‌گیری بر اساس سری‌های زمانی سازگار و طولانی (حدود پنجاه سال) بدست آمده است.

کوزنتس(۱۹۵۵)[۱] در مقاله‌ای تحت عنوان «رشد اقتصادی و توزیع درآمد» آمار و اطلاعات سه کشور انگلیس، آلمان و ایالات متحدهٔ آمریکا، به تخمین تجربی تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد پرداخت و مشاهده کرد که نابرابری توزیع درآمد طی اولین مرحله رشد اقتصادی رو به افزایش است و سپس، هم‌تراز می‌شود و بالاخره طی مراحل نهایی رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. نتایج این مطالعات تحت فرضیهٔ کوزنتس شهرت یافت و برای چهاردهه به عنوان یک تئوری غیر قابل تردید در مورد فرآیند رشد اقتصادی مورد استفادهٔ سیاستگزاران و برنامه‌ریزان اقتصادی قرار گرفت.

۳-تصریح مدل و برآورد

در این مقاله با استفاده از مطالعات تجربی*(ژکلی و سامانو[۲] (۲۰۱۲)، کوزنتس[۱] (۱۹۵۵))* و با

۱- Kuznets

۲-Szekely & Samano

به متغیرهای مختلف تأثیرگذار بر توزیع درآمد برای بررسی میزان تأثیرگذاری ارزش افزوده بخش صنعت بر توزیع درآمد با تعدیلاتی از مدل(۱) استفاده شده است.

$$G_t = \beta_0 + \beta_1 AK_t + \beta_2 BAN_t + \beta_3 SH_t + \beta_4 IN_t + \beta_5 TAK_t + +U_t \quad (1)$$

در این معادله G ضریب جینی به عنوان شاخص توزیع درآمد، AK ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰نفر کارکن به عنوان ارزش افزوده بخش صنعت[۲]، BAN بهروری نیروی کار، SH تعداد شاغلان بخش صنعت، IN نرخ تورم، TAK سهم صادرات کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰نفر کارکن بر تولید ناخالص داخلی، U جمله خطای معادله و t نشان دهنده زمان می‌باشند[۳].

۳-۱- آزمون ریشه واحد

جهت بررسی ایستایی یا ناایستایی متغیرها در این مقاله از آزمون ریشه واحد استفاده گردیده است که نتایج حاصل از این آزمون برای تمام متغیرهای مورد استفاده در جدول۱ نشان داده شده است.

۱- Kuznets

۲ـ در این مقاله از شاخص‌های ارزش تولیدات کارگاه‌های صنعتی، درصد تغییرات ارزش افزوده بخش صنعت و ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن برای نشان‌دهنده ارزش افزوده بخش صنعت استفاده گردید. اما با توجه به نتایج برآوردها فقط از ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰نفر کارکن به عنوان شاخص ارزش افزوده بخش صنعت در این مقاله استفاده شده است.

۳- در این مقاله برای بررسی میزان تأثیرگذاری ارزش افزوده بخش صنعت بر توزیع درآمد از متغیرهای ضریب جینی دوره قبل، شاغلان بخش خدمات، شاغلان بخش کشاورزی، آمار دانش‌آموزان در دوره متوسطه، دانشجویان دانشگاه‌ها و مراکز عالی و دانشگاه آزاد اسلامی، نرخ بیکاری سالانه جمعیت۱۰ساله و بیشتر، نرخ بیکاری سالانه جوانان ۲۴-۱۵ ساله کل کشور، نرخ مشارکت سالانه جمعیت۱۰ ساله و بیشتر، ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال۷۶، ارزش افزوده بخش خدمات به قیمت ثابت سال۷۶، به عنوان متغیرهای مستقل استفاده گردید. اما با توجه به نتایج برآوردها و مشکلات اقتصاد سنجی حذف گردیدند.

جدول(۱)- بررسی ایستایی و ناایستایی متغیرها

نوع رگرسیون	G	AK	BAN	SH	IN	TAK
آزمون دیکی فولر $(P-\nabla value)$ درسطح	0.9997	0.0378	0.9321	0.8392	0.0229	0.9990
آزمون دیکی فولر $(P-\nabla value)$ در تفاضل مرتبه اول	0.0000	-	0.0000	0.0000	-	0.0000
نتیجه	I_1	I_0	I_1	I_1	I_0	I_1

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار EVIEWS

همانطور که در جدول(۱) مشاهده می‌شود بر اساس آماره دیکی فولر، نرخ تورم و ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن به عنوان ارزش افزوده بخش صنعت در سطح و سایر متغیرها بایک بارتفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. در نتیجه پایداری داده‌های مورد استفاده در این مقاله قبل از برآورد مدل، مورد تأیید واقع می‌شوند. در ادامه برای بررسی رابطه بلند مدت میان متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. در این راستا در روش سری زمانی می‌توان از آزمون انگل گرنجر برای بررسی هم-انباشتگی بین متغیرها استفاده کرد. انگل- گرنجر آزمون ریشه واحد را روی پسماندهای مدل انجام می‌دهد در این آزمون در صورتی که همه متغیرها در سطح Id باشند و پسماندها Ib باشند به شرطی که b کوچکتر ازd باشد، سری مورد نظر هم‌انباشته خواهد بود. در این مقاله نتایج آزمون انگل -گرنجر فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را قویاً رد می‌کند؛ به این معنی که پسماندهای مدل در سطح (I_0)، مانا هستند. این مطلب بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل است. نتایج برآورد معادله ۱ با استفاده از روش OLS حداقل مربعات معمولی در ایران در جدول(۲) ارائه شده است.

جدول(۲)- نتایج برآورد تأثیر ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن به عنوان شاخص ارزش افزوده بخش صنعت بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان دهنده توزیع درآمد

متغیر وابسته: ضریب جینی به عنوان شاخص نشان دهنده توزیع درآمد

متغیرها	ضرایب	آماره t
C	0.235175	6.483750
AK	-7.81E-10	-3.494642
BAN	-5.89E-07	-3.129389
SH	-1.78E-07	-4.524316
IN	0.000474	2.544243
TAK	-0.000182	-1.910075
R^2		0.710166
DW		75733٠2.
Heteroskedasticity Test White	F(6,10)=3.54404 P-value=(0.3380)	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	5.159850=F(2,8) P-value=(0.1364)	

منبع: (محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار EVIEWS)

٤- نتایج مدل

نتایج حاصل از برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۳ نشان می‌دهد:

- ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن به عنوان ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر منفی و معنی‌داری بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درآمد دارد. بنابراین فرضیه مربوط به ارتباط منفی و معنادار میان ارزش افزوده بخش صنعت و ضریب جینی به عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درآمد در ایران را نمی‌توان رد کرد. با افزایش ارزش افزوده بخش صنعت، میزان مشارکت

تولیدکنندگان بخش صنعت در تولید ناخالص ملی افزایش می‌یابد. در نتیجه درآمد ملی افزایش و شکاف درآمدی کاهش می‌یابد که موجب بهبود توزیع درآمد می‌گردد.

- بهره‌وری نیروی کار تأثیر منفی و معنی داری بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان دهنده توزیع درآمد دارد.
- تعداد شاغلان بخش صنعت تأثیر منفی و معنی‌داری بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درآمد دارد. با افزایش تعداد شاغلان بخش صنعت، تولید و در نتیجه صادرات افزایش یافته که منجر به رشد اقتصادی و بهبود سطح زندگی مردم و عادلانه‌تر شدن توزیع درآمد می‌گردد. اشتغال از مهمترین ابزارهای کاهش فقر، بیکاری و نابرابری است. اشتغال‌زایی متوازن و متعادل از یک سو موجب افزایش سطوح درآمدی شده و از سوی دیگر سبب کاهش اختلاف درآمدی خواهد شد(صیدایی و همکاران، ۱۳۹۰).
- نرخ تورم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان دهنده توزیع درآمد دارد. افزایش نرخ تورم، موجب کاهش قدرت خرید و متضرر شدن تمام افرادی می‌شود که نمی‌توانند درآمد خود را متناسب با نرخ تورم تغییر دهند. در واقع این امر نوعی انتقال دارایی از افرادی که دارای دستمزد ثابتی می‌باشند به افرادی که دارای سرمایه فیزیکی هستند به شمار می‌رود، در نتیجه تورم می‌تواند به افزایش شکاف درآمدی و بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش فقر منجر گردد (کمیجانی و همکاران،۱۳۹۳).
- سهم صادرات کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰نفر کارکن از تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درآمد دارد. صادرات اثر تولیدی و اشتغال‌زایی بسیار بالایی دارد و توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد(ناصری، ۱۳۷۸).
- مقدار ضریب تعیین تعدیل شده در مدل نشان می‌دهد که بیش از هفتاد درصد از تغییرات ضریب جینی به عنوان شاخص نشان دهنده توزیع درآمد توسط متغیرهای توضیحی مدل توضیح داده شده است.

۵- پیشنهادات

به سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌های صنعت و بهبود بخشیدن در ارائه خدمات که از عوامل مؤثر بر افزایش ارزش افزوده این بخش می‌باشد، توجه شود. اتخاذ سیاست‌های حمایتی، اعتباری، کمک‌های فنی، اطلاعاتی و فراهم کردن شرایط برای سرمایه‌گذاران می‌تواند مفید باشد. همچنین پیگیری سیاست‌هایی در جهت تجمع سرمایه‌گذاری‌های کوچک در قالب شرکت‌های سهامی بزرگ‌تر گامی مؤثر در ورود به عرصه رقابت است که نتیجه آن افزایش تولید، اشتغال و درآمد بیشتر و بهبود توزیع درآمد است.

منابع

- ابونوری، اسماعیل و عباسی قادری، رضا(۱۳۸۶)، «برآورد اثر رشد اقتصادی بر فقر در ایران»، ***پژوهش‌های اقتصادی ایران***، شماره ۳۰ ، صص۵۲-۲۳.
- تاری، فتح الله؛ عربی، ابراهیم(۱۳۸۵)، «بررسی تحولات شاخص‌های اقتصادی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور و اثرگذاری آن بر رشد بخش صنعت»، ***فصلنامه اقتصاد مقداری***، زمستان ۱۳۸۶، دوره سوم، شماره ۴ ، صص۱۱۶-۹۵.
- رضایی، جواد؛ نادعلی، محمد؛ علیزاده، جواد(۱۳۹۰)، «بررسی رابطه علی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی بخش بازرگانی»، ***پژوهشنامه اقتصادی***، شماره ۴۱، (علمی- پژوهشی)، صص۱۳۶-۱۱۱.
- رضایی، ابراهیم، علیزاده حصار، آیسا و صالحی‌نژاد، زهرا(۱۳۹۳)، «تحلیل نقش عوامل بنیادی بر توزیع درآمد با تأکید بر نقش فساد»، ***فصلنامه مدلسازی اقتصاد سنجی***، ۲(۲)، صص ۹۵-۸۱ .
- خداپرست، مهدی و داودی، آزاده(۱۳۹۲)، «هزینه‌های دولت و کاهش و فقر و نابرابری»، ***فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان***، ۱(۴)، صص ۵۰-۳۷.
- سلاطین، پروانه؛ مرادی، الهام(۱۳۹۱)، "***بررسی عوامل مؤثر اقتصادی بر ترکیب اشتغال در بخش صنعت ایران (۱۳۸۷ - ۱۳۵۷)***"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه.
- صادقی، حسین؛ مسایلی، ارشک(۱۳۸۷)، «رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد با روند فقر در ایران با استفاده از رویکرد فازی»، ***نشریه رفاه اجتماعی***، دوره ۷، شماره ۲۸، صص ۱۷۲-۱۵۱.
- صادقی، حسین و مهرگان، نادر(۱۳۷۹)، «رشد اقتصادی در بخش کشاورزی و توزیع درآمد روستایی»، ***نشریه اقتصاد کشاورزی وتوسعه***، دوره۸ ، شماره۳۱، صص ۷۰-۵۷.
- صیدایی، سید اسکندر؛ بهاری، عیسی؛ زارعی، امیر(۱۳۹۰)، «بررسی وضعیت اشتغال و بیکاری در ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۳۵»، ***فصلنامه راهبرد توسعه(راهبرد یاس سابق)***، شماره ۲۵، بهار.
- عظیمی، حسین(۱۳۷۱)، ***مدارهای توسعه نیافتگی در اقتصاد ایران***، نشر نی.

- عمادزاده، مصطفی؛ بکتاش، فروزان(۱۳۸۴)، «اثر آموزش بر ارزش افزوده بخش صنعت»، ***مجله دانش و توسعه***(علمی-پژوهشی)، نیمه اول سال ۱۳۸۴، شماره ۱۶، صص ۵۰-۳۷.
- قنبری، علی(۱۳۸۸)، «بررسی توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران»، ***پژوهشنامه اقتصادی***، سال یازدهم، شماره اول.
- کمیجانی، اکبر و محمدزاده، فریدون(۱۳۹۳)، «تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی»، ***فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی***، سال بیست و دوم، شماره ۶۹، صفحات ۲۴-۵.
- محمودی، علی(۱۳۷۶)، ***اقتصاد حمل و نقل***، تهران، نشر اقتصاد نو.
- مهرگان، نادر؛ موسایی، میثم و کیانی حکمت، رضا(۱۳۸۷)، «رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران»، ***رفاه اجتماعی***، سال۸، شماره ۲۸ ،صص۷۷-۵۷ .
- مهرگان، نادر و دهقانی احمدآباد، هانی(۱۳۸۹)، «تخمین اثر رشد اقتصادی بخش حمل و نقل بر توزیع درآمد در ایران»، ***پژوهشنامه حمل و نقل***، سال هفتم، شماره چهارم، زمستان ۱۳۸۹.
- میر، جرالد(۱۳۷۸)، ***اقتصاد توسعه***، ترجمه: غلامرضا آزاد ارمکی، تهران، نشر نی.
- ناصری، سید مهدی(۱۳۷۸)، «تأثیر صادرات بر تولید، اشتغال، درآمد دولت و تراز پرداخت‌ها»، ***تازه‌های اقتصاد***، خرداد۷۸، شماره۷۷، صص۵۳- ۵۰.
- نیلی، فرهاد (۱۳۷۸)، «رشد اقتصادی و توزیع درآمد: چهار دهه، بعد از کوزنتس وکالدور»، ***مجله برنامه و بودجه***، شمارهٔ ۳۸ و ۳۹، صص ۴۵-۳.

- Ang, James(2010), Financee and Inequality: The Case of India, ***Sothern Economic Journal***,76(3):738-761.
- Bandyopadhyay, R.,OR, Applications in Industry and Problems of Indastrialisation of Deveio Economy with Special Reference to India, ***The Jornal of the Operational Research Society***,Vol.31,No.9,1980,pp. 769-780.
- Batista, A., D.(2003), "***Mexicos Indastrial Engine of Erowth: Cointegration and Causality***, Marzo-Abrilde, pp.34-41.
- Chou, C. and G. Talmain (1996), *"Redistribution and Growth: Pareto Improvements"*, ***Journal of Economic Growht***, 1, P.505-23.
- Dadkhah K. M., (2001), *"**Income Distribution and Economic Growthin the United States: 1947-2001**"* Department of economics.
- Garcia F. and A.C. Banderia, (2004), *"**Economic Reforms, Inequalityand Growth in Latin America and the Caribbean**"*, University of SoPaulo, school of economics and business.
- Kuznets S., (1955), "Economic Growth and Income Inequality", ***The American Economic Review***, 45(1), P.1-28.
- Liang, Zh(2006), Financial Devolopment and Income Distribution :a System GMM Panel analysis with application to urban china, ***Journal of Economic Development***, 31(2):1-21.

- Meyer Bittencourt, Manoel F.,(2006), "***Financial Development and Inequality: Brazil 1985-99***", Ecineq, Society for the Study of Economic Inequality, Working Paper Series.
- Saint-paul, G. and T. Verdier, (1996), *"*Inequality, redistribution and growth: A challenge to the conventional political economy approach*"*, ***European Economic Review***, 40, 719-28.
- Salimi, Farshid.and Akhoondzadeh, Tahereh, and Arsalanbod, Mohamad Reza(2014), ***"The Triangle of Trade Liberalization, Economic growth and Income Inequality"***, Communications on Advanced Computational Science with Applications, 15 Pages, http://www.ispacs.com/journals/cacsa/2014/cacsa-00026.
- Szekely, Miguel and Samano, Claudia,(2012), ***"Did Trade Openness Affect Income Distribution in Latin America?*** ", United Nations University, UNU-WIDER, Working Paper No.2012/03.
- Wahiba, Nasfi Fkili. And Weriemmi, Malek El,(2014), "The Relationship Between Economic Growth and Income Inequality", ***International Journal of Economics and Financial Issues***, Vol. 4, No. 1, 2014, pp.135-143.
- Weriemmi M.E. and Ch. Ehrhart, (2004), *"****Inequality and Growth in a Context of Commercial Openness, Theoretical Analysis and Empiricalstudy: The Case of the Countries around the Mediterranean Basin****"*,University of nice-Sophia antipolice.

پیوست‌ها

Dependent Variable: G
Method: Least Squares
Date: 04/23/06 Time: 06:41
Sample (adjusted): 13۶3 1389
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.235175	0.036271	6.483750	0.0000
AK	-7.81E-10	2.23E-10	-3.494642	0.0050
BAN	-5.89E-07	1.88E-07	-3.129389	0.0096
SH	-1.78E-07	3.93E-08	-4.524316	0.0009
TAK	-0.000182	9.53E-05	-1.910075	0.0825
IN	0.000474	0.000186	2.544243	0.0273

R-squared	0.800739	Mean dependent var	0.399871
Adjusted R-squared	0.710166	S.D. dependent var	0.009321
S.E. of regression	0.005018	Akaike info criterion	-7.481035
Sum squared resid	0.000277	Schwarz criterion	-7.186960
Log likelihood	69.58880	Hannan-Quinn criter.	-7.451803
F-statistic	8.840803	Durbin-Watson stat	2.۰75733
Prob(F-statistic)	0.001400		

Null Hypothesis: SH has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.674523	0.8392
Test critical values:	1% level	-3.653730	
	5% level	-2.957110	
	10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SH)
Method: Least Squares
Date: 10/12/14 Time: 06:14
Sample (adjusted): 13۶۳ 1390

Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SH(-1)	-0.028547	0.042322	-0.674523	0.5051
C	49262.45	36173.89	1.361823	0.1834

R-squared	0.014939	Mean dependent var	25888.66
Adjusted R-squared	-0.017896	S.D. dependent var	58205.61
S.E. of regression	58724.12	Akaike info criterion	24.85955
Sum squared resid	1.03E+11	Schwarz criterion	24.95116
Log likelihood	-395.7528	Hannan-Quinn criter.	24.88992
F-statistic	0.454981	Durbin-Watson stat	2.482705
Prob(F-statistic)	0.505144		

Null Hypothesis: D(SH) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.114519	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.661661	
	5% level	-2.960411	
	10% level	-2.619160	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SH,2)
Method: Least Squares
Date: 10/12/14 Time: 06:15
Sample (adjusted): 136۳ 1390
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SH(-1))	-1.271008	0.178650	-7.114519	0.0000
C	32112.57	11409.42	2.814566	0.0087

R-squared	0.635753	Mean dependent var	-2085.871
Adjusted R-squared	0.623193	S.D. dependent var	93854.17
S.E. of regression	57612.00	Akaike info criterion	24.82319
Sum squared resid	9.63E+10	Schwarz criterion	24.91571
Log likelihood	-382.7595	Hannan-Quinn criter.	24.85335
F-statistic	50.61639	Durbin-Watson stat	2.039202
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: IN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.302749	0.0229
Test critical values:	1% level	-3.646342	
	5% level	-2.954021	
	10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IN)
Method: Least Squares
Date: 09/11/14 Time: 22:26
Sample (adjusted): ۱۳۶۳ ۱۳۹۰
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IN(-1)	-0.533755	0.161609	-3.302749	0.0024
C	10.72822	3.359168	3.193712	0.0032

R-squared	0.260287	Mean dependent var	0.578788
Adjusted R-squared	0.236425	S.D. dependent var	8.918722
S.E. of regression	7.793425	Akaike info criterion	7.003130
Sum squared resid	1882.862	Schwarz criterion	7.093827
Log likelihood	-113.5516	Hannan-Quinn criter.	7.033647
F-statistic	10.90815	Durbin-Watson stat	1.559346
Prob(F-statistic)	0.002419		

Null Hypothesis: AK has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.103984	0.0378
Test critical values:	1% level	-3.689194	
	5% level	-2.971853	
	10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(AK)
Method: Least Squares
Date: 09/11/14 Time: 20:52
Sample (adjusted): 1363 1390
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AK(-1)	-0.531139	0.171115	-3.103984	0.0052
D(AK(-1))	1.181622	0.294178	4.016685	0.0006
D(AK(-2))	0.148329	0.252091	0.588394	0.5623
D(AK(-3))	1.341236	0.497400	2.696495	0.0132
D(AK(-4))	2.794844	0.533952	5.234263	0.0000
C	1385289.	2208338.	0.627299	0.5369

R-squared	0.940482	Mean dependent var	22264595
Adjusted R-squared	0.926955	S.D. dependent var	31553637
S.E. of regression	8527964.	Akaike info criterion	34.94301
Sum squared resid	1.60E+15	Schwarz criterion	35.22848
Log likelihood	-483.2021	Hannan-Quinn criter.	35.03028
F-statistic	69.52679	Durbin-Watson stat	2.022796
Prob(F-statistic)	0.000000		