The Impact of Industrial Sector on Poverty Reduction in all Provinces of Iran

Shaban Mostafaei[1] | mostafaee@pnu.ac.ir
Farhad khodadad-Kashi[2] | khodadad@pnu.ac.ir
Yeganeh Mosavi Jahromi[3] | mosavi@pnu.ac.ir

Abstract This paper examines the impact of industrial sector on poverty reduction in all provinces of Iran. For this purpose, squared poverty gap index (FGT(2)) was first measured in the urban areas of provinces; Then the value added of those industrial activities that are carried out by ten or more employees are gathered at the ISIC 2-digit code level. Finally, using Panel-VAR approach, the impacts of industrial sector on poverty in all provinces of Iran were evaluated for the period (2004-2015). The results indicate that in those provinces which have high levels of productivity in industrial workshops, poverty intensity is low. Therefore, at high level of productivity of industrial workshops, there is a significant relationship between industry and poverty. The results also show that with regard to causal relationship, poverty is not the Granger-cause of industry growth; also, the added value shock of industrial activities had no impact on poverty at the moment of shock occurrence. Moreover, in the analysis of variance, the value added of industrial activities does not explain the as much of intensity of urban poverty as much. Therefore, the results of applying the panel-VAR approach indicate the small impacts of the value added of industrial activities with ten employees and more on the severity of urban poverty. These findings can be used in developing executive and research strategies.

Keywords: Poverty Severity, Value Added of Industry, Panel VAR Approach, Pro ductivity of Industrial Workshops, Granger Causality.

JEL Classification: L5, O1, R1.

1. Ph.D. Student of Economics, Payam Noor University Tehran, Iran (Corresponding Author).
2. Professor, Department of Economics, Payam Noor University Tehran, Iran.
3. Professor, Department of Economics, Payam Noor University Tehran, Iran.

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Indexed In ISC | ISSN: 2251-9092
Vol. 24 | No. 1 | Spring 2019 | PP 51-75

بررسی تاثیر بخش صنعت بر کاهش فقر در کل استان‌های ایران

شعبان مصطفائی | mostafaee@pnu.ac.ir
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه پیام نور تهران (نویسنده مسئول).
فرهاد خداداد کاشی | khodadad@pnu.ac.ir
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور.
یگانه موسوی جهرمی | mosavi@pnu.ac.ir
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور.

دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۰۳ | پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۲۲

چکیده: در این پژوهش، تاثیر بخش صنعت بر کاهش فقر در کل استان‌های ایران بررسی می‌شود. بدین منظور، ابتدا شاخص شدت فقر در مناطق شهری استان‌های کشور اندازه‌گیری می‌شود، سپس ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیش‌تر در سطح کدهای دو رقمی ISIC جمع‌آوری می‌شود. در نهایت، با استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری پانلی (Panel-VAR)، اثرهای بخش صنعت بر فقر در کل استان‌های کشور در دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴ ارزیابی می‌شود. نتایج پژوهش بیانگر این واقعیت است که در استان‌هایی با بهره‌وری بالای کارگاه‌های صنعتی، شدت فقر مقدار پایینی دارد. از این‌رو، در سطح بهره‌وری بالای کارگاه‌های صنعتی، بین بخش صنعت و فقر رابطه معناداری وجود دارد. همچنین، نتایج حاکی از آن است که در رابطه علّی، فقر علیت گرنجری رشد بخش صنعت نیست، شوک ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی بر فقر در لحظه وقوع شوک اثری ندارد، و این‌که در تجزیه واریانس، ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی، شدت فقر شهری را کم‌تر توضیح می‌دهد. بنابراین، نتایج حاصل از کاربرد رویکرد خودتوضیح‌برداری پانلی بیانگر اثرهای اندک ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی با ده نفر کارکن و بیش‌تر بر شدت فقر شهری است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، این پژوهش دارای راهکارهای اجرایی و پژوهشی است.

کلیدواژه‌ها: شدت فقر، ارزش‌افزوده صنعت، رویکرد Panel-VAR، بهره‌وری کارگاه‌های صنعتی، علیت گرنجری.
طبقه‌بندی JEL: R1, O1, L5.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیست و چهارم | شماره ۱ | بهار ۱۳۹۸
ص‌ص ۷۵-۵۱

مقدمه

در بررسی موقعیت کشورهای توسعه‌نیافته، پدیده فقر به عنوان یکی از بارزترین ویژگی‌های این کشورها به‌شمار می‌رود. به عبارت دیگر، ویژگی عمومی همه این کشورها گستردگی فقر است (احمدی و شقاقی شهری، ۱۳۸۷). یکی از اهدافی که برای مقابله با کاهش فقر مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی قرار گرفته، رشد اقتصادی هست. اما در مورد این‌که رشد اقتصادی فقر را کاهش می‌دهد، مناقشه وجود دارد. از این‌رو، در پژوهش‌های پیشین به اثرگذاری اجزای تشکیل‌دهنده رشد اقتصادی بر فقر پرداخته می‌شود. از آن‌جایی که طبق آمارهای مرکز آمار ایران[1] بالغ بر ۷۴ درصد از جمعیت کشور در مناطق شهری ساکن هستند، که در مقایسه با رقم ۳۲ درصدی سال ۱۳۳۵ رشد قابل‌ملاحظه‌ای است، رونق تولید مناطق شهری در راستای کاهش فقر ضرورتی انکارناپذیر است. اهمیت موضوع زمانی بیش‌تر مشخص می‌شود که توسعه کمّی کشاورزی در محدوده‌های شهری با محدودیت‌هایی همراه است. رشد روزافزون جمعیت شهری و توان بالای اشتغال‌زایی بخش صنعت در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی از عمده دلایل توجه به بخش صنعت است (بختیاری و دهقانی‌زاده، ۱۳۹۲). از طرفی، بیش‌تر کارشناسان بر این عقیده هستند که بخش کشاورزی نقش کلیدی خود را در دو دهۀ گذشته بازی کرده است و اکنون بخش صنعت موتور رشد اقتصادی و کاهش فقر است.

راهبردهای کاهش فقر مانند سیاست تامین مالی خُرد بیش‌تر به مناطق روستایی و بخش کشاورزی معطوف است، اما در اجرای این سیاست، اگر منابع مالی مورد نیاز گروه‌های کم‌درآمد همراه با سرمایه‌گذاری و ایجاد اشتغال برای فقرا نباشد، نتایجی چون ایجاد تورم و افزایش مطالبات بانک از مردم را به همراه خواهد داشت (خاکی، ۱۳۸۸). اما راهبرد کاهش فقر به وسیلۀ صنعتی شدن، که به‌تازگی مورد توجه سازمان توسعه صنعتی ملل متحد[2] قرار گرفته است، بر فرایند استقرار صنعت در مناطق کم‌تر توسعه‌یافته شهری تاکید دارد. از سوی دیگر، تجربه رشد فراگیر و پایدار به منظور توسعه طیف گسترده‌ای از بخش‌های رقابتی، خلق فرصت‌های کارآفرینی، افزایش نرخ اشتغال، و بالا رفتن دستمزدها ضروری است و سیاست‌های صنعتی به عنوان ستون اصلی چنین رویکردی محسوب میشوند (Khan, 2015).

با توجه به آنچه بیان شد، در این پژوهش برای بررسی راهبرد کاهش فقر به وسیلۀ صنعتی شدن در مناطق شهری نیاز است که ارتباط بخش صنعت از اجزای رشد اقتصادی با کاهش فقر در کل

1. https://www.amar.org.ir
2. United Nations Industrial Development Organization (UNIDO)

استان‌های کشور بررسی شود؛ تا به این پرسش مهم پاسخ داده شود که آیا بخش صنعت ظرفیت لازم را برای کاهش فقر در استان‌های ایران دارد؟ و نیز اثرهای بخش صنعت بر کاهش فقر در استان‌های کشور چگونه است؟ برای پاسخ به این پرسش‌ها از رویکرد الگوی Panel-VAR استفاده می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

از جمله راهبردهای توسعه‌ای بکار رفته توسط کشورهای درحال‌توسعه، صنعتی شدن است. در این راهبرد بر رشد اقتصادی با ابزار گسترش سریع بخش صنعت تاکید می‌شود. اهمیت بخش صنعت به این دلیل است که صنعت به عنوان موتور رشد اقتصادی و انباشت سرمایه شناخته می‌شود و بخشی است که منبع بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید دارد. برخی از دانشمندان توسعه مانند کالدور[1](۱۹۶۶) و داتا[2](۱۹۶۰)، دو ویژگی برای نقش صنعت در توسعه، به‌ویژه در مراحل اولیه آن برمی‌شمارند: الف. سهم صنعت در درآمدزایی برای کل اقتصاد در طول زمان (در فرایند توسعه) افزایش می‌یابد؛ و ب. سهم نیروی کار بخش صنعت نیز در طول فرایند توسعه روندی صعودی دارد. ترکیب این دو ویژگی در طول فرایند توسعه موجب افزایش درآمد سرانه خواهد شد. حتی در مراحل نهایی توسعه نیز شاهد این هستیم که نوآوری و تلاش برای توسعه فناوری‌های جدید در اغلب موارد در بخش صنعت متمرکز است. از این‌رو، صنعتی شدن[3] سبب ارتقای تنوع[4] در تولید و ارتقای ساختار اقتصاد به سمت پیچیدگی و افزایش بکارگیری مهارت در تولید می‌شود (Fajnzylber, 1983). در نتیجه، رشد صنعت یکی از راهکارهای ایجاد درآمد، اشتغال، و تولید مهارت است. پژوهش‌ها نشان می‌دهد که کامیاب‌ترین اقتصادها آن‌هایی هستند که بخش صنعت خود را در جهت افزایش صادرات بکار می‌اندازند که در کاهش فقر بسیار موثر است (موفقیان، ۱۳۸۴). خط‌مشی‌های توسعه صنعتی در ایران در برنامه‌های اول تا پنجم توسعه بر اساس مرکز پژوهش‌های مجلس[5] (۱۳۹۵)، در جدول (۱) آمده است.

1. Kaldor
2. Datta
3. Industrialization
4. Diversification
5. https://rc.majlis.ir

جدول ۱: خط‌مشی‌های توسعه صنعتی در ایران در برنامه‌های توسعه اول تا پنجم

برنامه توسعه	خط‌مشی توسعه
اول	- حمایت از صنایع سنگین، تولیدهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای - رشد صنایع مادر حمایت از فناوری کم‌ارزبر و اشتغال‌زا - حمایت از صنایع کاربر - حمایت از ماشین‌آلات و فناوری محلی
دوم	- لزوم تدوین راهبرد و اولویت‌بندی فعالیت‌های اقتصادی و تجاری در راستای الگوی تعریف‌شده - محوریت بخش کشاورزی - حمایت از صنایع تبدیلی کشاورزی و معدنی - حمایت از صنایع کوچک - حمایت از صنایع الکترونیک
سوم	- حمایت از توسعه صنایع الکترونیک (از راه سیاستگذاری و سرمایه‌گذاری متمرکز و هماهنگ)
چهارم	- حمایت از صنایع مبتنی‌بر منابع (انرژی‌بر، صنایع معدنی، صنایع پتروشیمی، صنایع تبدیلی و تکمیلی کشاورزی، و زنجیره پایین‌دستی آن‌ها) - حمایت از صنایع دارای مزیت رقابتی - حمایت از صنایع الکترونیک
پنجم	- لزوم تهیه «سند راهبرد توسعه صنعتی» در وزارت صنایع با نظارت معاونت راهبردی - توسعه زنجیره پایین‌دستی صنایع واسطه‌ای (پتروشیمی، فلزهای اساسی، و محصولات معدنی غیرفلزی) - حمایت از توسعه شهرک‌های صنعتی صنایع پتروشیمی (خارج از نظارت وزارت صنایع) - حمایت از صنایع انرژی‌بر معدنی - حمایت از صنایع الکترونیک

منبع: مرکز پژوهش‌های مجلس ۱۳۹۵

تلاش برای ارائه مفهومی تحلیلی و کاربردی از رشد فقرزدا، به ارائه دو تعریف رشد فقرزدای نسبی و مطلق منجر می‌شود. تعریف نسبی، لازمه رشد فقرزدا را افزایش سهم درآمدی فقرا می‌داند. این تعریف از دخالت‌هایی که به کاهش نابرابری منجر می‌شوند، بدون توجه به اثر آن‌ها بر رشد حمایت می‌کند. از طرفی، تعریف مطلق رشد فقرزدا، بر شتاب بخشیدن به نرخ رشد درآمد فقرا، و به این ترتیب، نرخ کاهش فقر تمرکز دارد. این تعریف سیاست‌هایی را تشویق می‌کند که به افزایش رشد و افزایش فرصت‌های فقرا

برای شرکت در فرایند رشد منجر می‌شوند و با تعریف جامع برابری فرصت‌ها در گزارش بانک جهانی[1] تحت عنوان «گزارش توسعه جهان در سال ۲۰۰۶، برابری و توسعه»، و همچنین، با تعهدهای انجمن‌های بین‌المللی نسبت به نخستین هدف توسعه هزاره یعنی از بین بردن فقر تا ۲۰۱۵، هماهنگ است (بزلی و کورد، ۱۳۸۹). در رشد فقرزدای نسبی از مفهوم کشش در سطح خرد، و در روش رشد فقرزدای مطلق از الگوهای کلان‌سنجی برای بررسی رابطه فقر با رشد استفاده می‌شود.

در خصوص اثر رشد اقتصادی و بخش صنعت بر کاهش فقر پژوهش‌هایی در سطوح بین‌المللی و در داخل کشور به عمل آمده است. برای مثال لین[2] (۲۰۰۳)، نشان می‌دهد که رشد اقتصادی به‌طور موثر فقر را در چین کاهش می‌دهد. با این حال، به دنبال رشد اقتصادی، نابرابری افزایش می‌یابد و باعث می‌شود اثر کاهش فقر کم‌تر شود. حسن و کایبریا[3] (۲۰۰۴)، به موضوع اهمیت بخش صنعت بر فقر در کشورهای چهار منطقهٔ شرق آسیا، آمریکای لاتین و کارائیب، جنوب آسیا، و جنوب صحرای آفریقا می‌پردازند. نتایج یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که رشد صنعتی در هر منطقه‌ای اثر مثبتی بر کاهش فقر دارد؛ در ضمن پیوند بین رشد صنعتی و کاهش فقر در شرق آسیا قوی‌تر از سایر مناطق است، به این دلیل که در این منطقه با توجه به نیروی کار فراوان، الگوی رشد صنعتی بیش‌تر دنبال می‌شود که در نهایت به رشد سریع اشتغال و کاهش فقر منجر می‌شود. تران و دان[4] (۲۰۱۰)، به ارائه اثر صنعتی شدن بر اقتصاد و ساختار اشتغال در طول تحول اقتصادی در ویتنام می‌پردازند و نشان می‌دهند که برای رسیدن به هدف ثبات اجتماعی، کاهش فقر، و کاهش نابرابری درآمد، راهبرد توسعه صنعتی باید هدف خود را ایجاد فرصت‌های شغلی و بهبود درآمد برای کارگران برکنارشده و کارگران فقیر، به‌ویژه کارگران روستایی، قرار دهد. پژوهش دفتر کمیسیون اقتصادی و اجتماعی آسیا و اقیانوسیه[5] توسط آگاروال و کومار[6] (۲۰۱۲)، می‌کوشد که تغییرهای ساختاری رشد را در تعامل با تغییر فقر در هند مورد تجزیه‌وتحلیل قرار دهد. این پژوهش نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در هند با تغییرهای توزیعی در بین بخش‌های اقتصادی و به سمت بخش‌هایی با بهره‌وری بالا همراه است، و بر اساس این، تفاوت گسترده‌ای در دستمزدها و در میان بخش‌های اقتصادی ایجاد می‌شود. در نتیجه، این پرسش اساسی است که رشد اقتصادی ناشی از رشد بخش صنعت، چگونه فقر را تحت تاثیر قرار می‌دهد. پژوهشگران این پژوهش بر

1. https://www.unido.org
2. Lin
3. Hasan & Quibria
4. Tran & Doan
5. Economic and Social Commission for Asia and the Pacific (ESCAP)
6. Aggarwal & Kumar

این باور هستند که رشد صنعتی تنها زمانی می‌تواند فقر را کاهش دهد که افراد فقیر در فعالیت‌های اقتصادی موجود نقش و سود قابل‌توجهی به‌دست آورند. در مجموع، اگرچه نتایج پژوهش بیان می‌کند که رشد صنایع تولیدی هند فقر را کاهش می‌دهد اما همچنان جمعیت قابل‌ملاحظه‌ای درگیر فقر هستند. بنابراین، سیاست‌های توزیع مجدد در جریان صنعتی شدن راهی برای کاهش فقر است. کیمورا و چانگ[1] (۲۰۱۷)، به بررسی اثر صنعتی شدن و کاهش فقر در کشورهای آسیای شرقی بر اساس جنبش کارگری داخلی می‌پردازند. بر اساس این پژوهش، آنچه باعث می‌شود که تعدادی از کشورهای درحال‌توسعه شرق آسیا با استفاده از زنجیره ارزش جهانی به رشد سریع اقتصادی و کاهش فقر دست پیدا کنند، انتقال نیروی کار از بخش‌های روستایی به شهری در قالب جنبش کارگری داخلی است. این پژوهش نشان می‌دهد که چنین جنبش‌های کارگری در روند صنعتی شدن نقش مهمی دارند. آنان در خصوص کشور تایلند نشان می‌دهند که چگونه این کشور می‌تواند همزمان با رشد اقتصادی سریع، فقر را نیز کاهش دهد. بنابراین، کاهش فقر در کشورهای اشاره‌شده به‌طور عمده از انتقال آرام نیروی کار بخش روستایی به بخش شهری، به‌ویژه در بخش صنعت است. فوسو[2] (۲۰۱۷)، نشان می‌دهد که عامل اصلی کاهش و افزایش فقر، رشد اقتصادی است. با وجود این، تفاوت‌های منطقه‌ای و کشوری در این امر نقش مهمی ایفا می‌کنند. بنابراین، برای سیاستگذاری کارامدتر، باید ویژگی‌های فردی کشورها مورد تاکید قرار گیرند. به‌طور کلی، سطوح بالای نابرابری اولیه، اثربخشی رشد را در کاهش فقر محدود می‌کند، به‌طوری که افزایش نابرابری به‌طور مستقیم برای یک سطح معینی از رشد، فقر را افزایش می‌دهد. بنابراین، به نظر می‌رسد باید توجهی ویژه به کاهش نابرابری در کشورهای خاصی که توزیع درآمد نامطلوب دارند، صورت بگیرد. این پژوهش به اثرهای محدود سیاست‌های کاهش نابرابری در کشورهای کم‌درآمد اشاره دارد. رکن‌الدین افتخاری و طاهرخانی (۱۳۸۱)، به بررسی استقرار صنعت در روستا و نقش آن در رفاه مناطق روستایی می‌پردازند. این پژوهش تلاش دارد که به پرسش: آیا صنعتی شدن بهترین ابزار برای تحقق توسعه در مناطق روستایی در کشورهای درحال‌توسعه است؟، پاسخ دهد. با بررسی پنج اثر عمده صنعتی شدن روستا (شامل ایجاد اشتغال پویا و افزایش درآمد، کاهش مهاجرت‌های روستایی، کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای، افزایش رفاه روستایی، و گسترش صادرات روستایی)، پژوهشگران به این نتیجه می‌رسند که در یک روند تکاملی از آغاز دهه هفتاد خورشیدی تاکنون، صنعتی شدن روستا به عنوان بخشی از راهبرد توسعه همه‌جانبه روستایی، مهم‌ترین هدف‌های توسعه را در مناطق روستایی تحقق

1. Kimura & Chang
2. Fosu

می‌بخشد و ضمن ایجاد اشتغال و افزایش درآمد گروه‌های کم‌درآمد روستایی، موجب کاهش فقر و افزایش رفاه در مناطق روستایی می‌شود. پیرایی و قناعتیان (۱۳۸۵)، با بررسی اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران به این نتیجه می‌رسند که شمول فقر در مناطق شهری و روستایی ایران، کاهش، شدت، و عمق فقر را در مناطق روستایی افزایش می‌دهد. همچنین، با توجه به شاخص‌ها، رشد اقتصادی در مناطق شهری و روستایی به‌طور ضعیف به نفع فقیر عمل می‌کند. صادقی و همکاران (۱۳۸۷)، بیان می‌کنند که افزایش رشد تولید ناخالص داخلی باعث کاهش فقر و نابرابری درآمدی می‌شود. پروین و همکاران (۱۳۹۲)، نشان می‌دهند که تخفیف یا کاهش فقر در ۱۴ بخش اقتصادی، از دو عامل تغییر در میانگین درآمدهای گروه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها، و کشش شاخص فقر نسبت به تغییر در میانگین درآمد گروه‌های مزبور، تاثیر می‌پذیرد. بیش‌ترین سهم در کاهش فقر خانوارها، به‌ترتیب مربوط به رشد بخش‌های کشاورزی، ساختمان، عمده‌فروشی، و خرده‌فروشی است. همچنین، بخش‌های واسطه‌گری‌های مالی و آموزش سهم قابل‌توجهی در کاهش شکاف درآمدی خانوارها نسبت به خط فقر دارند. به این ترتیب، رشد بخش‌های اشاره‌شده، رشد فقرزدا تعریف می‌شود. راغفر و همکاران (۱۳۹۴)، در پژوهشی پدیده فقر را در ارتباط با رشد اقتصادی و نابرابری به تفکیک برنامه‌های توسعه اول تا چهارم اقتصادی-اجتماعی بررسی می‌کنند. بدین منظور، کشش‌های فقر نسبت به رشد اقتصادی و نابرابری محاسبه می‌شود و در نهایت، چگونگی توزیع منافع ناشی از رشد به کمک شاخص نرخ رشد معادل فقر سان و کاکوانی[1] (۲۰۰۹)، مورد بررسی قرار می‌گیرد. تجزیه تغییرهای فقر در مناطق شهری، روستایی، و کل کشور نشان می‌دهد که اثر خالص رشد بر فقر منفی است، اما اثر خالص نابرابری نوسان‌های مثبت و منفی دارد. تحول‌های اقتصادی و سیاسی در ایران تا حد زیادی می‌توانند این روند نامنظم را در دوره مورد پژوهش توجیه کنند. محاسبه شاخص نرخ رشد معادل فقر و مقایسه نتایج برنامه‌های توسعه اول تا چهارم اقتصادی-اجتماعی ایران نشان می‌دهد که با وجود برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی در کشور، سیاست اثرگذاری برای دستیابی به رفاه و آسایش مستمر دنبال نمی‌شود. فیض‌پور و سامان‌پور (۱۳۹۶)، در پژوهشی تاثیر توسعه صنعتی در مناطق ایران را بر میزان محرومیت آن مناطق بررسی می‌کنند. برای سنجش میزان صنعتی شدن مناطق از سه شاخص تعداد بنگاه‌های صنعتی، شاغلان صنعتی، و تولیدهای صنعتی استفاده می‌شود. از سوی دیگر، میزان محرومیت نیز با سهم افراد و خانوارهای تحت پوشش کمیته امداد امام خمینی هر منطقه و متناسب با جمعیت آن مناطق ارزیابی می‌شود. بر اساس نتایج این پژوهش، توسعه صنعتی در مناطق جغرافیایی

1. Son & Kakwani

ایران زمینه کاهش محرومیت را در کاهش سهم افراد و خانوارهای مددجویان کمیته امداد فراهم می‌کند. از منظر سیاستگذاری و بر اساس یافته‌های پژوهش، توجه به رشد متوازن بخش صنعت در مناطق کشور، به منظور کاهش محرومیت، امری ضروری است.

تاثیر رشد اقتصادی و نابرابری بر فقر

طبق پژوهش کاکوانی[1] (۱۹۹۳)، تغییرهای متناسب در فقر می‌تواند به اثر درآمد متوسط و اثر تغییرهای نابرابری تجزیه شود. وی از مفهوم کشش برای تجزیه عوامل موثر بر فقر استفاده می‌کند. پس برای محاسبه کشش‌ها، فرض می‌شود که θ خانواده‌ای از شاخص‌های جمع‌پذیر فقر است که به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$\theta = \int_0^z P(z,x)f(x)dx \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، درآمد هر فرد که با x نشان داده می‌شود، متغیر تصادفی با تابع توزیع f(x) است. Z خط فقر را نشان می‌دهد و $P(z,x)$ تابعی از درآمد و خط فقر که دارای ویژگی‌های ارائه در رابطه (۲) است.

$$\frac{\partial P}{\partial x} < 0 \, , \frac{\partial^2 P}{\partial x^2} \geq 0 \, , P(z,x) = 0 \, , P(z,x) \; x \, , z \qquad (۲)$$

همگن از درجه صفر نسبت به

بر اساس شاخص شدت فقر (FGT(α)) که توسط فاستر و همکاران[2](۱۹۸۴) ارائه می‌شود، رابطه (۱)، به‌ازای $P(z,x) = \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}$ به‌دست می‌آید که α میزان گریز از فقر در جامعه است که در این پژوهش α=2 لحاظ می‌شود، که نشان‌دهنده شدت عمق فقر است. همچنین، η_θ کشش فقر نسبت به درآمد و ε_θ کشش فقر نسبت به ضریب جینی[3] است. اگر μ سطح متوسط درآمد افراد جامعه در نظرگرفته شود، کشش فقر نسبت به درآمد ($\eta_\theta = \frac{\partial \theta}{\partial \mu}\frac{\mu}{\theta}$) با لحاظ شاخص فقر FGT(α) و $\alpha > 0$ به صورت رابطه (۳) به‌دست می‌آید:

$$\eta_\alpha = \frac{1}{\theta}\int_0^Z x\frac{\partial P}{\partial x}f(x)dx = -\frac{\alpha[\theta_{\alpha-1}-\theta_\alpha]}{\theta_\alpha} \qquad (۳)$$

1. Kakwani
2. Foster *et al*
3. Gini Coefficient

در رابطه (۳)، با توجه به این‌که با افزایش α مقدار شاخص FGT کاهش می‌یابد، کشش درآمدی فقر همواره منفی، و به عبارت دیگر، اثر خالص درآمد بر فقر همواره کاهشی خواهد بود.

همچنین، اگر G (ضریب جینی)، به عنوان ابزار سنجش نابرابری در نظرگرفته شود، برای محاسبه کشش فقر نسبت به نابرابری ($\varepsilon_\theta = \lim_{\lambda\to 0}\frac{\theta(\lambda)-\theta}{\theta\lambda}$) خواهیم داشت:

$$\varepsilon_\alpha = \frac{1}{\theta}\int_0^Z \frac{\partial P}{\partial x}(x-\mu)f(x)dx = \eta_\theta - \frac{\mu}{\theta}\int_0^Z \frac{\partial P}{\partial x}f(x)dx = \frac{\alpha\theta_{\alpha-1}[\mu-z]+\alpha z\theta_\alpha}{z\theta_\alpha} \qquad (۴)$$

از آن‌جایی که عبارت $[\mu - z]$ مثبت است، انتظار می‌رود که کشش فقر نسبت به نابرابری مثبت باشد. به عبارت دیگر، افزایش نابرابری به افزایش فقر منجر می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

به منظور بررسی تاثیر بخش صنعت بر کاهش فقر در استان‌های ایران، نخست بر اساس داده‌های هزینه خانوار مستخرج از مرکز آمار ایران شدت فقر اندازه‌گیری می‌شود، سپس داده‌های مربوط به شاخص ضریب جینی و ارزش‌افزوده بخش صنعت برای فعالیت‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیش‌تر در سطح کدهای دو رقمی ISIC[1] (۲۳ فعالیت صنعتی)، در سطح تمامی استان‌های کشور[2] (۳۰ استان)، از مرکز آمار ایران جمع‌آوری می‌شود. در نهایت، بر اساس رویکرد Panel-VAR به تجزیه‌وتحلیل نتایج پرداخته می‌شود. بنابراین، از روش توصیفی-تبیینی در این پژوهش استفاده می‌شود.

اندازه‌گیری فقر

گام نخست در اندازه‌گیری فقر، شناسایی فقر است و این امر به وسیله خط فقر امکان‌پذیر است. خط فقر در تمام پژوهش‌ها، کم‌ترین هزینه یک خانوار برای برآوردن نیازهای ضروری خود تعریف می‌شود (خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۸۱). در این پژوهش، برای اندازه‌گیری خط فقر از روش اورشانسکی[3] (۱۹۶۵)، طبق داده‌های مرکز آمار از هزینه خالص خانوار در ۳۰ استان ایران، طبق فرمول (۵) استفاده می‌شود.

$$z = A\frac{B}{C} \qquad (۵)$$

1. International Standard Industrial Classification

۲. داده‌های مربوط به استان البرز به دلیل کمبود داده‌های آماری در استان تهران ادغام شده است.

3. Orshansky

که در آن، Z خط فقر، A خط فقر غذایی، B هزینه متوسط کل (خوراکی و غیرخوراکی)، و C متوسط هزینه خوراکی است. در این پژوهش، افرادی زیر خط فقر غذایی تعریف می‌شوند که قادر به فراهم نمودن نیازهای مادی اساسی خود، به‌ویژه اولین نیاز که سلامت جسم و تغذیه مناسب است، نیستند. برای تعیین یک رابطه کمّی با این تعریف کیفی، برای به‌دست‌آوردن خط فقر غذایی، از روش پژویان[1](۱۹۹۴) استفاده می‌شود. این روش، با مشاهده و بررسی مستقیم سبد کالاهای خوراکی خانوارها، گروه‌هایی را جستجو می‌کند که زیر حد معیار از ارزش‌های غذایی برخوردار هستند. بر اساس نظر متخصصان تغذیه‌ای فرض می‌شود که هر فرد به ۲۳۰۰ کالری انرژی در روز نیاز دارد، سپس قیمت هر واحد کالری تعیین می‌گردد. در نهایت، از ضریب مقدار انرژی مورد نیاز در قیمت هر واحد آن، هزینه لازم برای تامین غذا به‌دست می‌آید. در این پژوهش، خط فقر غذایی سالانه خانوار بر پایه ۲۳۰۰ کالری طبق یافته‌های پژوهشکده آمار بر اساس پژوهش حیدری و همکاران (۱۳۹۴)، لحاظ می‌شود. سپس خط فقر یک خانوار چهارنفره طبق رابطه (۶)، بر اساس روش نیاز اساسی[2] (BNA)، در استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴ محاسبه می‌شود. برای محاسبه فقر شاخص‌های گوناگونی وجود دارد، ولی از آن‌جایی که شاخص فاستر و همکاران (۱۹۸۴)، تمامی اصول متعارف و قضایایی که سن[3](۱۹۷۶)، به عنوان پایه و مبنای اندازه‌گیری فقر ارائه می‌کند، در بر می‌گیرد، به صورت (۶) استفاده می‌شود:

$$FGT(\alpha) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left[\frac{z-c_i}{z}\right]^{\alpha} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، Z خط فقر خانوار، C_i هزینه سرانه خانوار، n تعداد خانوار، q تعداد خانوار زیر خط فقر، و پارامتر α شاخص گریز از فقر است. هرچه α بیش‌تر باشد، وزن بیش‌تری به افراد فقر داده می‌شود. دلایل استفاده از شاخص FGT(2) (شدت فقر)، در این پژوهش از این قرار است:

۱. شاخص FGT(2) را می‌توان برای زیرگروه‌های روستایی و شهری محاسبه کرد؛

۲. شاخص FGT(2) به صورت موزون (و نرمال‌شده)، شکاف فقر افراد فقیر را در نظر می‌گیرد که ضریب وزنی هر شکاف فقر همان شکاف فقر است. در نتیجه، میزان محرومیت هر فرد فقیر تابعی از میزان شکاف فقر اوست؛ و

1. Pajoyan
2. Basic-Needs Approach
3. Sen

۳. جمع‌پذیری بین گروه‌های مختلف جامعه. برای مثال، اگر شاخص FGT(2) برای استان iام برابر با $FGT_i(2)$ باشد و λ_i سهم استان iام از جمعیت کشور باشد، و m استان نیز داشته باشیم، در این صورت می‌توان FGT(2) را برای کل کشور از جمع موزون FGT(2) استان‌ها محاسبه کرد (براتی، ۱۳۹۰).

رویکرد Panel-VAR

از آن‌جا که ماهیت داده‌های پژوهش از نوع پانلی است، برای استخراج رابطه بین متغیرهای پژوهش با استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری مبتنی بر داده‌های پانلی، سعی می‌شود که رفتار یک متغیر بر اساس مقادیر گذشته آن و تعدادی از متغیرهای مختلف دیگر به صورت همزمان، و در قالب داده‌های پانلی، توضیح داده شوند. در تحلیل چندمتغیره داده‌های پانلی، باید ارتباط درونی داده‌های تلفیقی بررسی شوند. وقتی تعداد متغیرهای مدل بیش از دو باشد، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود داشته باشد. در این شرایط، برای این‌که ارتباط تمامی متغیرها با همدیگر در نظرگرفته شود، از روش‌های تک‌معادله‌ای نمی‌توان استفاده کرد. بنابراین، برای تحلیل چندمتغیره داده‌های تابلویی، برای این‌که ارتباط تمامی متغیرها با همدیگر در نظرگرفته شود، از رویکرد Panel-VAR استفاده می‌شود. این رویکرد توسط لاو و زیچینو[1] (۲۰۰۶)، به عنوان جایگزینی برای الگوهای کلان‌سنجی معرفی می‌شود. این روش توانایی بیان ساختار پویای مدل و توانایی حذف قیود و محدودیت‌هایی را دارد که اغلب همراه نظریه‌های اقتصادی هست. در این رهیافت، داده‌های مورد نظر پس از تبدیل هلمرت[2]، از روش GMM[3] برای تخمین روی این مشاهده‌های تبدیل‌یافته، استفاده می‌شود[4]. بدین ترتیب، اثرهای ثابت حذف می‌شود (Love & Zicchino, 2006). برای بررسی رابطه علّی و نیز توابع واکنش آنی[5] (IRF) و تجزیه واریانس[6] (VD)، متغیرهای پژوهش، به تبعیت از لاو و زیچینو (۲۰۰۶)، الگوی P-VAR را بکار می‌گیریم:

1. Love & Zicchino
2. Helmert
3. Generalized Method of Moments

۴. برای آزمون TNEss'Robu's لازم بود از روش Bayesian استفاده شود که این امر به پژوهش بعدی موکول می‌شود.

5. Impulse Response Function
6. Variance Decomposition

$$LFGT_{i,t}= a_{10}+\sum_{j=1}^{p} b_{11}LFGT_{i,t-j}+\sum_{j=1}^{p} b_{12}LSVAI_{i,t-j}+\sum_{j=1}^{p} b_{13}LGini_{i,t-j}+ \mu_{i0}+\varepsilon_{i0,t} \quad (۷)$$

$$LSVAI_{i,t}= a_{20}+\sum_{j=1}^{p} b_{21}LFGT_{i,t-j}+\sum_{j=1}^{p} b_{22}LSVAI_{i,t-j}+\sum_{j=1}^{p} b_{23}LGini_{i,t-j}+ \mu_{i1}+\varepsilon_{i1,t} \quad (۸)$$

$$LGini_{i,t}= a_{30}+\sum_{j=1}^{p} b_{31}LFGT_{i,t-j}+\sum_{j=1}^{p} b_{32}LSVAI_{i,t-j}+\sum_{j=1}^{p} b_{33}LGini_{i,t-j}+ \mu_{i2}+\varepsilon_{i2,t} \quad (۹)$$

که در بردارهای اشاره‌شده بالا، *LFGT*، *LSVAI*، و *LGini* متغیرهای وابسته سه‌گانه فقر، ارزش‌افزوده بخش صنعت، و نابرابری هستند. a_{i0} و b_{i0} بردار ضرایب برآوردی هستند. $\varepsilon_{i,t}$ بردار خطاهای تصادفی با شرایط $E(\varepsilon_{i,t})=0$، $E(\varepsilon_{i,t}^{\square},\varepsilon_{i,t})=\sum$، و $E(\varepsilon_{i,t}^{\square},\varepsilon_{i,t})=0, t>$ برای j است. μ_i اثرهای ثابت را بین مقاطع مختلف در بر می‌گیرد.

تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

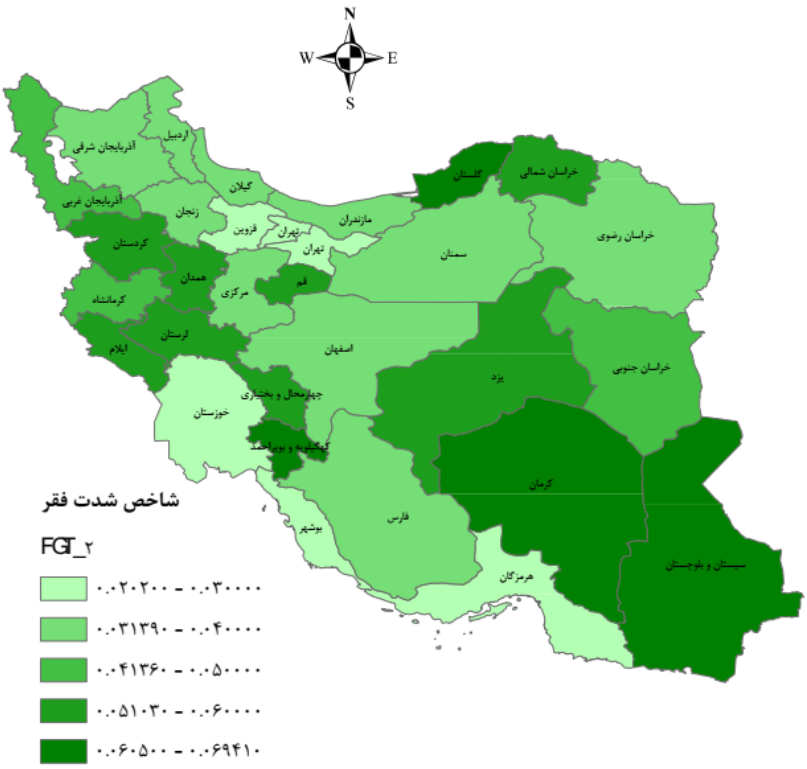
برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از رویکرد Panel-VAR بر اساس روش تخمینی GMM از نرم‌افزار استاتا[1] نسخه ۱۵ استفاده می‌شود.

نتایج شدت فقر در استان‌های ایران

شاخص شدت فقر بیش‌ترین وزن را به خانوارهایی می‌دهد که از خط فقر فاصله زیادتری دارند. پس هرچه فاصله خانوارها در جامعه از خط فقر افزایش یابد (توزیع درآمد ناعادلانه‌تر شود)، این شاخص افزایش می‌یابد. نتایج میانگین شاخص شدت فقر شهری در استان‌های کشور در دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴ در شکل (۱) آمده است. کم‌ترین مقدار این شاخص با ۰/۰۲۰۲ واحد مربوط به استان خوزستان و بیش‌ترین میزان آن با ۰/۰۶۹۴۱ واحد مربوط به استان سیستان و بلوچستان است. همچنین، نتایج نشان‌دهنده این است که در ۵ استان کشور (تهران، قزوین، خوزستان، بوشهر، و هرمزگان)، شدت فقر شهری کم‌تر از ۰/۰۳ ، در ۱۰ استان (آذربایجان شرقی، اردبیل، زنجان، گیلان، مازندران، خراسان رضوی، سمنان، اصفهان، مرکزی، فارس)، این شاخص در بین بازه (۰/۰۴-۰/۰۳) قرار دارد، در ۳ استان (آذربایجان غربی، کرمانشاه، خراسان جنوبی)، شدت فقر شهری در بین بازه

1. STATA

(۰/۰۵-۰/۰۴)، در ۸ استان (کردستان، همدان، لرستان، ایلام، قم، چهارمحال و بختیاری، خراسان شمالی، و یزد)، در بازه (۰/۰۶-۰/۰۵)، و در مابقی استان‌ها (کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، کرمان، و سیستان و بلوچستان)، بیش‌تر از ۰/۰۶ واحد است.

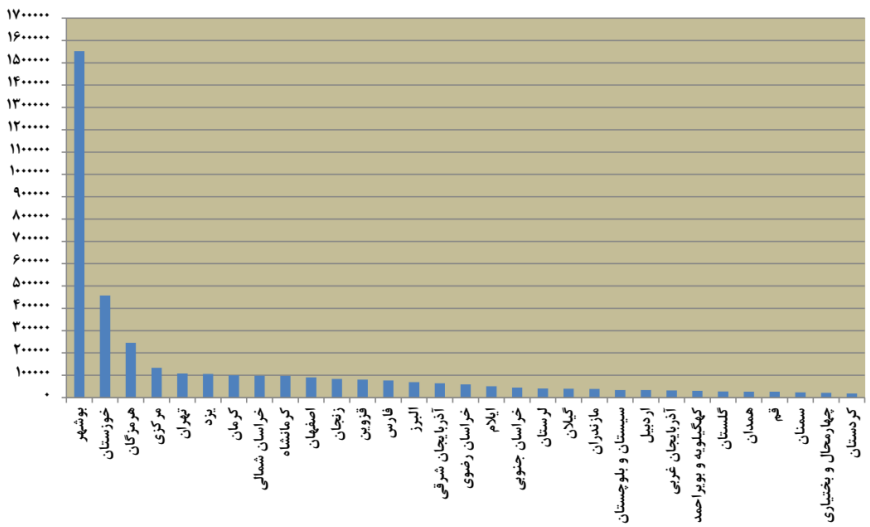


شکل ۱: میانگین شاخص شدت فقر شهری در استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴

نتایج حاصل از بهره‌وری کارگاه‌های صنعتی (میلیون ریال به کارگاه) ده نفر کارکن و بیش‌تر در کل استان‌های ایران در سال ۱۳۹۳ بر اساس داده‌های مرکز آمار ایران[1] در شکل (۲)، نشان داده می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بهره‌وری کارگاه‌های صنعتی در ۲۲ استان کم‌تر از ۱۰۰ هزار

1. https://www.amar.org.ir/Portals/0/Files/yearbook1394/yearboo94_86-.pdf

میلیون ریال، و ۵ استان در حدود ۱۰۰ هزار میلیون ریال است. از مقایسه نتایج حاصل از اندازه‌گیری شدت فقر در شکل (۱)، با بهره‌وری کارگاه‌های صنعتی طبق شکل (۲)، در استان‌های کشور می‌توان به‌طور ضمنی اظهار داشت که استان‌هایی با بهره‌وری کارگاه‌های صنعتی بالا شدت فقر کم‌تری دارند.



شکل ۲: بهره‌وری کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیش‌تر برحسب میلیون ریال به کارگاه در سال ۱۳۹۳ (مرکز آمار ایران)

نتایج رویکرد Panel VAR

در این بخش، برای بررسی تاثیر بخش صنعت بر فقر در استان‌های کشور از رویکرد Panel-VAR استفاده می‌شود. بدین منظور، رابطه ارزش‌افزوده بخش صنعت، نابرابری، و فقر در ۳۰ استان کشور در ۱۲ سال با استفاده از روش P-VAR بررسی می‌شود. نیاز به اشاره است، در مدل‌های Panel-VAR، مقادیر تخمین‌زده‌شده تفسیرپذیر نیستند و فقط از نتایج تخمین در مباحث کاربردی دیگر این روش شامل رابطه علّی بین متغیرها، توابع واکنش آنی، و تجزیه واریانس استفاده می‌شود. به دلیل محدودیت مشاهده‌های آماری، ضرورتی برای آزمون ریشه واحد وجود ندارد. حال پیش از این‌که نتایج آزمون علیت بین متغیرها، توابع واکنش آنی، و تجزیه واریانس متغیرها با روش اشاره‌شده بررسی شود، باید وقفه بهینه مدل انتخاب شود و آزمون ثبات (پایداری) مدل برقرار باشد.

وقفه بهینه مدل‌ها

از آن‌جایی که روش Panel-VAR بر پایه انتخاب وقفه بهینه استوار است، بر اساس پژوهش اندرو و لو[1] (۲۰۰۱)، برای انتخاب وقفه بهینه از آماره‌های شوارتز بیزین[2] (MBIC)، آکاییک[3] (MAIC)، و حنان و کویین[4] (MQIC) استفاده می‌شود. با توجه به نتایج جدول (۲)، مقادیر این آماره‌ها در وقفه یک کم‌ترین میزان را دارند، پس وقفه یک به عنوان وقفه بهینه مدل انتخاب می‌شود. نیاز به توضیح است که در وقفه یک، ضریب تعیین کلی (CD)[5]، برابر با ۰/۹۹۵ است که نشان می‌دهد سهم تغییرهای بیان‌شده توسط مدل بالاست.

جدول ۲: نتایج انتخاب وقفه بهینه مدل فقر، ارزش‌افزوده صنعت، و نابرابری

وقفه	CD	MBIC	MAIC	MQIC
۱	۰/۹۹۵۳۶۵۷	-۱۱۴/۸۸۶۶	-۲۴/۵۱۴۷	-۶۱/۰۴۸۷۱
۲	۰/۹۹۵۶۰۸۵	-۷۳/۵۹۵۸۳	-۱۳/۳۴۷۹	-۳۷/۷۰۳۹۱
۳	۰/۹۹۴۶۷۳۷	-۳۶/۵۸۴۳۶	-۶/۴۶۰۳۸۹	-۱۸/۶۳۸۳۹

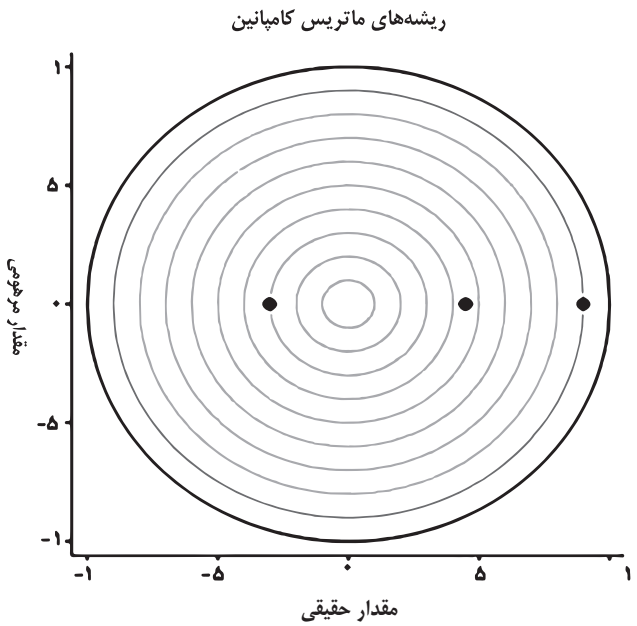
آزمون ثبات (پایداری) مدل‌ها

الگوی Panel-VAR دارای مدل VAR روی مقاطع است. همانند هر الگوی VAR باید ثبات یا پایداری آن وجود داشته باشد، تا امکان نمایش آن به صورت میانگین متحرک برداری از مرتبه بی‌نهایت قابل‌طرح باشد، تا در نهایت بتوان توابع ضربه‌ـپاسخ، و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی را حساب کرد. لوتکپول[6] (۲۰۰۵) و همیلتون[7] (۱۹۹۴)، هر دو نشان می‌دهند که مدل خودرگرسیون‌برداری در صورتی پایدار است که کلیه مقادیر ویژه[8] ماتریس همراه اکیداً کوچک‌تر از یک باشند. برقراری این شرط (پایداری)، متضمن معکوس‌پذیر بودن مدل خودرگرسیون‌برداری پانلی (PVAR) است. نتایج پایداری مدل در جدول (۳) و شکل (۳)، نشان داده می‌شود.

1. Andrews & Lu
2. MMSC-Bayesian Information Criterion
3. MMSC-Akaike Information Criterion
4. MMSC-Hannan & Quinn Information Criterion
5. Overall Coefficient of Determination
6. Lütkepohl
7. Hamilton
8. Eigenvalue

جدول ۳: نتایج آزمون پایداری مدل فقر، ارزش‌افزوده صنعت، و نابرابری

قدر مطلق مقادیر ویژه	مقادیر ویژه	
	مقدار حقیقی	مقدار موهومی
۰/۸۹۸۶۲۷	۰/۸۹۸۶۲۷	۰
۰/۴۴۸۳۶۷	۰/۴۴۸۳۶۷	۰
۰/۳۰۱۸۰۸۱	-۰/۳۰۱۸۰۸۱	۰



شکل ۳: آزمون ثبات (پایداری) مدل فقر، ارزش‌افزوده صنعت، و نابرابری

با توجه به این‌که مقادیر ویژه مدل کم‌تر از یک است و ریشه ماتریس کامپانین[1] در داخل دایره قرار می‌گیرد، در نتیجه، شرط ثبات (پایداری) در مدل Panel-VAR برقرار است.

1. Companion Matrix

نتایج آزمون علیت

یکی از آزمون‌های بررسی رابطه علیت بین متغیرها، آزمون علیت گرنجری[1] است. طبق این آزمون، اگر مقادیر گذشته متغیر y_t به‌طور معناداری بتواند مقادیر x_{t-1} را پیش‌بینی کند، آن‌گاه گفته می‌شود y علت گرنجری x است و بالعکس. این آزمون نسبت به انتخاب طول وقفه بهینه حساس است و انتخاب نکردن طول وقفه مناسب و درست، موجب بروز مشکلات اغماض‌ناپذیر در مدل خواهد شد. نتایج آزمون علیت گرنجری و شرح آن در جدول (۴) می‌آید.

جدول ۴: نتایج آزمون علیت گرنجری بین متغیرها در مدل فقر، ارزش‌افزوده صنعت، و نابرابری

فرضیه صفر رابطه علیت	آماره خی‌دو	احتمال	نتیجه آزمون
ضریب جینی علیت فقر نیست	۳/۳۸۷	۰/۰۶۶	نابرابری علیت فقر است
ارزش‌افزوده صنعت علیت فقر نیست	۱۸/۷۲۸	۰/۰۰۰	رشد صنعت علیت فقر است
نابرابری و رشد صنعت علیت فقر نیست	۴۳/۴۷۶	۰/۰۰۰	نابرابری و رشد صنعت علیت فقر است
فقر علیت نابرابری نیست	۶/۳۰۰	۰/۰۱۲	فقر علیت نابرابری است
ارزش‌افزوده صنعت علیت نابرابری نیست	۱۶/۵۴۶	۰/۰۰۰	رشد صنعت علیت نابرابری است
فقر و رشد صنعت علیت نابرابری نیست	۱۶/۹۶۲	۰/۰۰۰	فقر و رشد صنعت علیت نابرابری است
فقر علیت ارزش‌افزوده صنعت نیست	۰/۰۸۷	۰/۷۶۷	فقر علیت رشد صنعت نیست
نابرابری علیت ارزش‌افزوده صنعت نیست	۰/۸۳۲	۰/۳۶۲	نابرابری علیت رشد صنعت نیست
فقر و نابرابری علیت رشد صنعت نیست	۰/۸۳۹	۰/۶۵۷	فقر و نابرابری علیت رشد صنعت نیست

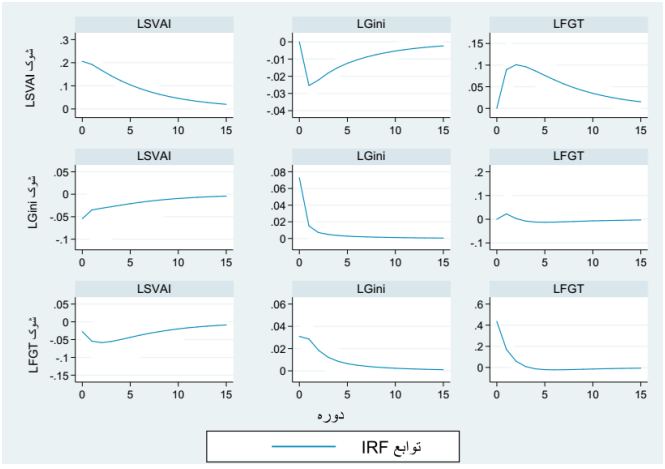
نتایج آزمون‌های علیت گرنجری نشانگر این واقعیت است که بین ارزش‌افزوده بخش صنعت و فقر علیت گرنجری یک‌طرفه وجود دارد، به‌طوری که رشد بخش صنعت علیت فقر است، ولی فقر علیت رشد بخش صنعت نیست. در خصوص علیت بلوکی[2] نیز مشاهده می‌شود، متغیرهای رشد بخش صنعت و نابرابری (ضریب جینی)، علیت فقر هستند، ولی فقر و نابرابری علیت بخش صنعت نیستند. این نتیجه، نشان‌دهنده این امر است که رشد صنعت در حضور نابرابری نیز توضیح‌دهنده تغییرهای شدت فقر شهری در استان‌های کشور است؛ ولی شدت فقر در حضور نابرابری توضیح‌دهنده تغییرهای بخش صنعت نیست. نتایج علیت دومتغیره و بلوکی همراستاست.

1. Granger Causality Test
2. Block Casuality

نتایج توابع واکنش آنی

یکی از کاربردهای مدل P-VAR، بررسی واکنش متغیرهای الگو نسبت به شوک‌های به‌وجودآمده در هر یک از متغیرهاست. به‌طوری که اثر یک شوک مشخص بر متغیر بررسی می‌شود و نشان داده می‌شود که اگر یک تغییر ناگهانی (شوک)، در یک متغیر رخ دهد، اثر آن روی خود متغیر و دیگر متغیرها در طول دوره‌های مختلف چه مقدار خواهد بود. در بخش مبانی نظری پژوهش، ارتباط بلندمدت متغیرها تبیین شدند. در تفسیر توابع واکنش آنی نمی‌توان به ارتباط‌های اشاره‌شده رجوع کرد، زیرا توابع واکنش آنی، رفتار متغیرهای سیستم را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهند، و در محاسبه این توابع، شرط ثابت بودن سایر عوامل[1] برقرار نیست (مجاب و برکچیان، ۱۳۹۰). بر اساس این، در تحلیل نتایج به‌دست‌آمده از این توابع، تنها در قالب فرضیه‌هایی به بررسی نتایج پرداخته می‌شود.

نتایج توابع واکنش آنی الگوی پژوهش در نمودار (۱)، در برابر شوکی به اندازه یک انحراف معیار در ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی سرانه، ضریب جینی، و شدت فقر در دوره ۱۵ ساله نشان داده می‌شود. طبق این نمودار، سطرهای اول تا سوم به‌ترتیب نشان‌دهنده شوک‌های متغیرهای لگاریتم ضریب جینی، لگاریتم ارزش‌افزوده سرانه صنعت، و لگاریتم شاخص شدت فقر بر خود متغیرها و نیز سایر متغیرهاست. به عبارت دیگر، سطرها نشان‌دهنده اثر یک شوک بر سه متغیر، و ستون‌ها نشانگر اثرهای سه شوک بر یک متغیر هستند.



نمودار ۱: توابع واکنش آنی متغیرها در مدل فقر، ارزش‌افزوده صنعت، و نابرابری

1. Ceteris Paribus

بررسی نمودارها حاکی از آن است که تمامی نمودارها به سمت صفر میرا هستند و پس از مدتی، اثرهای شوک‌ها از بین می‌روند. همچنین، اثرهای شوک تمامی متغیرها روی خودشان در لحظه وقوع شوک دارای بیش‌ترین اثر مثبت است، سپس به سمت صفر میرا می‌شوند، به‌طوری که دوره میرا شدن شوک بخش صنعت بیش‌تر از سایر متغیرهاست. اثر شوک لگاریتم ارزش‌افزوده سرانه صنعت در لحظه وقوع بر شاخص شدت فقر شهری در استان‌های ایران صفر است. در دوره‌های بعدی، اثرهای شوک کم‌تر می‌شود و به صفر میل می‌کند. این نتیجه، بیانگر این است که تاثیرهای بخش صنعت بر فقر خود را در کوتاه‌مدت نشان نمی‌دهد و نیاز به تعدیل بلندمدت دارد. از طرفی، شوک لگاریتم شدت فقر بر رشد سرانه ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعت در استان‌های کشور در لحظهٔ وقوع شوک منفی است. در دوره‌های بعدی، اثرهای شوک به صفر میرا می‌شود. چنانچه انتظار می‌رفت، شوک فقر در کوتاه‌مدت نیز موجب کاهش رشد سرانه فعالیت‌های صنعتی در استان‌ها می‌شود.

نتایج تجزیه واریانس

تجزیه واریانس ابزار دیگر رویکرد Panel-VAR است که به بررسی عملکرد پویایی مدل می‌پردازد. از آن‌جایی که مدل‌های VAR غیرمقید مشتمل بر پارامترهای بیش از اندازه هستند، نمی‌توان از آن‌ها برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت استفاده کرد. اما شناخت ویژگی‌های دنبالهٔ خطای پیش‌بینی در کشف روابط متقابل میان متغیرهای سیستم بسیار موثر خواهد بود. فرض کنید مقدار ضرایب A_0 و A_1 مشخص هستند و هدف پیش‌بینی مقادیر مختلف X_{t+i} مشروط به مقادیر مشاهده‌شده X_t است. در این صورت، خطای پیش‌بینی در حالت کلی به صورت رابطه (۱۰) به‌دست می‌آید:

$$X_{t+n} = \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i} \qquad (۱۰)$$

پس خطای پیش‌بینی n دوره بعد، عبارت خواهد بود از:

$$X_{t+n} - E_t X_{t+n} = \alpha + \sum_{i=0}^{n-1} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i} \qquad (۱۱)$$

با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌توان بررسی کرد که تغییرهای یک دنباله تا چه حد متاثر از اجزای اختلال خود دنباله است و تا چه میزان از اجزای اختلال سایر متغیرهای درون سیستم اثر می‌پذیرد. بنابراین در روش تجزیه واریانس، سهم شوک‌های واردشده بر متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر مشخص می‌شود. به منظور تشخیص میزان

اهمیت متغیرها در توضیح‌دهندگی نوسان‌های یک متغیر، تجزیه واریانس متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج تجزیه واریانس متغیرهای شدت فقر و ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی در جدول (۵) و (۶) می‌آید.

جدول ۵: نتایج تجزیه واریانس متغیر لگاریتم شدت فقر

لگاریتم شدت فقر	لگاریتم شدت فقر	لگاریتم ضریب جینی	لگاریتم ارزش‌افزوده سرانه صنعت
دوره			
۱	۱	۰	۰
۲	۰/۹۴۰۴۰۰۳	۰/۰۰۶۶۰۶۱	۰/۰۵۲۹۹۳۵
۵	۰/۸۳۳۰۶۶۲	۰/۰۰۷۷۶۶۳	۰/۱۵۹۱۶۷۵
۱۰	۰/۷۹۷۷۶۴۳	۰/۰۱۱۱۴	۰/۱۹۱۰۹۵۶
۱۵	۰/۷۹۵۶۲۷۴	۰/۰۱۱۴۹۵۴	۰/۱۹۲۸۷۷۱
۲۰	۰/۷۹۵۵۲۰۴	۰/۰۱۱۵۱۶۱	۰/۱۹۲۹۶۳۵
۳۰	۰/۷۹۵۵۱۵۲	۰/۰۱۱۵۱۷۱	۰/۱۹۲۹۶۷۶
۴۰	۰/۷۹۵۵۱۵۲	۰/۰۱۱۵۱۷۱	۰/۱۹۲۹۶۷۶
۵۰	۰/۷۹۵۵۱۵۲	۰/۰۱۱۵۱۷۱	۰/۱۹۲۹۶۷۶

جدول ۶: نتایج تجزیه واریانس متغیر لگاریتم ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی سرانه

متغیر وابسته ارزش‌افزوده سرانه صنعت	شدت فقر	ضریب جینی	ارزش‌افزوده سرانه صنعت
دوره			
۱	۰/۰۱۳۱۶۸	۰/۰۷۶۴۹۹۱	۰/۹۱۰۳۳۲۹
۲	۰/۰۶۷۹۶۴۲	۰/۰۶۱۹۴۷۵	۰/۸۷۰۰۸۸۴
۵	۰/۱۵۱۹۷۷۸	۰/۰۶۲۵۵۹۱	۰/۷۸۵۴۶۳۲
۱۰	۰/۱۷۸۳۹۸۴	۰/۰۶۳۷۸۲۱	۰/۷۵۷۸۱۹۵
۱۵	۰/۱۸۰۲۴۳۸	۰/۰۶۳۸۷۵۹	۰/۷۵۵۸۸۰۳
۲۰	۰/۱۸۰۳۴۱۹	۰/۰۶۳۸۸۱	۰/۷۵۵۷۷۷۱
۳۰	۰/۱۸۰۳۴۶۸	۰/۰۶۳۸۸۱۲	۰/۷۵۵۷۷۱۹
۴۰	۰/۱۸۰۳۴۶۸	۰/۰۶۳۸۸۱۲	۰/۷۵۵۷۷۱۹
۵۰	۰/۱۸۰۳۴۶۸	۰/۰۶۳۸۸۱۲	۰/۷۵۵۷۷۱۹

تجزیه واریانس متغیر شدت فقر نشان می‌دهد که در دوره دوم، ۹۴ درصد تغییرها مربوط به خود متغیر و ۵/۲ درصد تغییرها مربوط به ارزش‌افزوده سرانه صنعت است. با افزایش تعداد دوره‌ها مشاهده می‌شود که سهم ارزش‌افزوده سرانه صنعت نیز افزایش می‌یابد. برای مثال، در یک دوره ۳۰ ساله ۷۹/۵ درصد تغییرها مربوط به خود متغیر و ۱۹/۲ درصد مربوط به ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی سرانه است. با توجه به این‌که سهم تغییرها از دوره ۳۰ به بعد تغییری نمی‌کند، پس می‌توان گفت که حالت بلندمدت در بررسی تغییرهای شدت فقر ۳۰ ساله است. نتایج تجزیه واریانس شدت فقر در حالت بلندمدت گویای این واقعیت است که حدود ۸۰ درصد تغییرهای شدت فقر مربوط به خود متغیر و حدود ۱۹ درصد تغییرها مربوط به ارزش‌افزوده بخش صنعت است. تجزیه واریانس متغیر ارزش‌افزوده سرانه صنعت نشان می‌دهد که دوره اول، همه متغیرها در توضیح‌دهندگی متغیر وابسته نقش دارند. به‌طوری که ۹۱/۰۳ درصد تغییرها مربوط به خود متغیر و ۱/۳۱ درصد تغییرها مربوط به شدت فقر است. در دوره‌هایی سهم شدت فقر در توضیح‌دهندگی متغیر وابسته زیاد است. برای مثال، در یک دوره ۵۰ ساله، ۷۵/۵۷ درصد تغییرها مربوط به خود متغیر و ۱۸/۰۳ درصد مربوط به شدت فقر است.

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت کاهش فقر در سیاستگذاری اقتصادی، توجه به راهبردهای مختلف در این زمینه دارای اهمیت است. هدف این پژوهش، بررسی تاثیر بخش صنعت بر کاهش فقر در کل استان‌های ایران است، تا از این راه ظرفیت و توان بخش صنعت در خصوص کاهش فقر ارزیابی شود. بدین منظور، از کاربردهای رویکرد خودرگرسیون برداری پانلی استفاده شده است. اندازه‌گیری شدت فقر FGT(2) در استان‌های کشور حاکی از این واقعیت است که در استان‌هایی با بهره‌وری کارگاه‌های صنعتی بالا (بیش از ۱۰۰ هزار میلیون ریال)، شدت فقر نیز پایین و در محدوده ۰/۰۲ تا ۰/۰۳ است. نتایج رویکرد Panel-VAR برای بررسی اثرهای بخش صنعت بر فقر در استان‌های کشور بدین قرار است که در رابطه علّی، با این‌که رشد بخش صنعت علیت گرنجری فقر است، ولی فقر علیت گرنجری رشد بخش صنعت نیست، شوک ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی سرانه بر فقر در طول زمان میراست و به صفر میل می‌کند، ولی در لحظهٔ وقوع شوک، اثری بر شدت فقر ندارد، و این‌که طبق تجزیه واریانس ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی سرانه بیش‌تر از شاخص ضریب جینی، تغییرهای شدت فقر را توضیح می‌دهند، ولی کم‌تر از ۲۰ درصد تغییرهای شدت فقر شهری ناشی از رشد بخش صنعت است. طبق این نتایج، اثر بخش صنعت بر کاهش فقر در استان‌های کشور اثبات می‌شود، ولی میزان این اثرگذاری

اندک است. در مورد دلایل این اثرگذاری اندک، توجه به ویژگی‌های فعالیت‌های صنعتی در سطح کدهای دورقمی ISIC ضروری است. نخستین موردی که می‌توان به آن اشاره کرد، توزیع پراکنده و نابرابر فعالیت‌های صنعتی در سطح استان‌های کشور است؛ به‌طوری که در استان‌های کهگیلویه و بویر احمد، ایلام، و چهارمحال و بختیاری سه فعالیت صنعتی، و استان سیستان و بلوچستان پنج فعالیت صنعتی با ده نفر کارکن و بیش‌تر در سطح کدهای دورقمی فعال هستند. دومین مورد، پراکندگی زیاد شاخص نسبت تعداد اشتغال به تعداد کارگاه‌های صنعتی در استان‌های کشور است؛ به‌طوری که ۶ استان (بوشهر، خوزستان، تهران، مرکزی، کرمان، و زنجان)، دارای بیش از ۱۰۰ نفر کارکن در هر کارگاه صنعتی هستند، ۱۰ استان (سیستان و بلوچستان، آذربایجان غربی، کردستان، اردبیل، ایلام، چهارمحال و بختیاری، همدان، قم، سمنان، و گلستان)، به‌طور متوسط کم‌تر از ۵۰ نفر کارکن در هر کارگاه صنعتی، و ۱۴ استان (فارس، آذربایجان شرقی، کرمانشاه، هرمزگان، گیلان، مازندران، خراسان شمالی، خراسان رضوی، خراسان جنوبی، اصفهان، قزوین، یزد، لرستان، و کهگیلویه و بویر احمد)، به‌طور متوسط بین ۱۰۰-۵۰ نفر کارکن در هر کارگاه صنعتی دارند. از طرفی دیگر، ارزش‌افزوده فعالیت‌های صنعتی در سطح کدهای دورقمی بسیار متفاوت است، به‌طوری که صنایع شیمیایی، فلزهای اساسی، و ماشین‌آلات دارای بیش‌ترین ارزش‌افزوده هستند و طبیعتاً استان‌هایی که از این فعالیت‌های صنعتی برخوردار هستند، دارای تفاوت معناداری از لحاظ ارزش‌افزوده و اشتغال نسبت به سایر استان‌ها هستند. مسئله بعدی که می‌توان به آن پرداخت، کیفیت نیروی کار مشغول در فعالیت‌های صنعتی است. چنانچه به اعتقاد برخی از اقتصاددانان توسعه، مانند کوزنتس[1]، تفاوت بین سطح رشد اقتصادی کشورها را می‌توان با تفاوت در نیروی کار در این کشورها توجیه کرد؛ به‌طوری که میانگین نسبت نیروی کار با تحصیلات عالی[2] شاغل در فعالیت‌های صنعتی در دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴ نشان‌دهنده این است که این نسبت در بخش صنعت پایین است، و پراکندگی نسبت نیروی کار عالی در استان‌ها بالاست. به‌طوری که بیش‌ترین نسبت مربوط به استان بوشهر با ۳۴/۹۵ درصد و کم‌ترین آن مربوط به استان سیستان و بلوچستان با ۹/۶۱ درصد است.

از آن‌جایی که بهره‌وری کارگاه‌های صنعتی در سطح بالا ارتباط معناداری با کاهش فقر در استان‌ها دارد، پیشنهاد می‌شود که برای کاهش فقر با بهره‌گیری از ظرفیت‌های بخش صنعت، توجهی ویژه به این بخش شود. چنانچه در بند (۱) سیاست‌های کلی نظام در بخش صنعت، به

1. Kuznets

۲. منظور از تحصیلات عالی، تحصیلات دانشگاهی فوق دیپلم، کارشناسی، کارشناسی ارشد، و دکتری است.

افزایش سهم بخش صنعت در تولید ناخالص داخلی و افزایش ارزش‌افزوده بخش صنعت، با دستیابی به رشد مطلوب سرمایه‌گذاری صنعتی، انتخاب فرایندهای صنعتی دانش‌محور، و ارتقای منزلت کار، تلاش و کارآفرینی تاکید شده است. همچنین، طبق نتایج رویکرد Panel-VAR برای فعال کردن بیش‌تر اثر بخش صنعت بر کاهش فقر، پیشنهاد می‌شود در راستای کاهش نابرابری‌های صنعتی استان‌ها از مشوق‌های مختلف سرمایه‌گذاری‌های صنعتی استفاده شود. همچنین، به توسعه صنایع پایین‌دستی در استان‌های کم‌تر برخوردار توجه بیش‌تری شود. از طرفی، با توجه به این‌که در کشورهایی مانند ایران، بخش بزرگ سرمایه‌گذاری در دست بخش عمومی است، به جرئت می‌توان گفت که نقش دولت در بخش‌های مختلف اقتصاد، از جمله بخش صنعت، باعث به‌وجودآمدن رقابت بین بخش خصوصی و عمومی می‌شود و دولت به‌جای این‌که زمینه‌ای برای سرمایه‌گذاری خصوصی فراهم آورد، به عنوان جایگزین بخش خصوصی عمل می‌کند که به دوگانگی صنایع منجر می‌شود (کشاورزیان پیوستی، ۱۳۸۱). بنابراین، برای رشد صنعت به منظور کاهش فقر پیشنهاد می‌شود که دولت زمینه‌های حضور فعال بخش خصوصی را برای سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های صنعتی فراهم کند.

منابع

الف) فارسی

احمدی، علی‌محمد، و شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۷). *توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی*. انتشارات نور علم.

بختیاری، صادق، و دهقانی‌زاده، مجید (۱۳۹۲). نقش فعالیت‌های صنعتی در توسعه اقتصادی رهیافت مدل داده ـ ستانده (مناطق شهری). *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۸(۲)، ۷۹-۵۹.

براتی، محمدعلی (۱۳۹۰). *رویکردی نوین در محاسبه فقر*. انتشارات موسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد.

بزلی، تیمتی، و کورد، لوییز (۱۳۸۹). *رشد فقرزدا. ترجمه عباس شاکری و امین مالکی*. انتشارات نی.

پروین، سهیلا؛ بانویی، علی‌اصغر، و عباسیان نیگجه، ساناز (۱۳۹۲). شناسایی رشد بخش‌های اقتصادی در کاهش فقر با استفاده از رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت SAM. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳(۱۰)، ۴۰-۲۷.

پیرایی، خسرو، و قناعتیان، آزاده (۱۳۸۵). اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در ایران: اندازه‌گیری شاخص رشد به نفع فقیر. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸(۲۹)، ۱۴۱-۱۱۳.

حیدری، خلیل؛ فرامرزی، ایوب؛ قصوری، شکوفه، و ایرا، عبدالرحیم (۱۳۹۴). برآورد خط فقر و شاخص‌های

نابرابری در ایران ۱۳۹۲-۱۳۸۳. *گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی*.
خاکی، نرگس (۱۳۸۸). کاهش فقر و تامین مالی خرد (مطالعه موردی بانک کشاورزی). *مجله مطالعات مالی*، ۲(۳)، ۱۱۱-۱۳۶.
خداداد کاشی، فرهاد؛ باقری، فریده؛ حیدری، خلیل، و خداداد کاشی، امید (۱۳۸۱). اندازه‌گیری شاخص‌های فقر در ایران: کاربرد انواع خط فقر، شکاف فقر، شاخص فقر ۱۳۷۹-۱۳۶۳. *مرکز پژوهشی آمار اقتصادی*.
راغفر، حسین؛ باباپور، میترا، و یزدان‌پناه، محدثه (۱۳۹۴). بررسی رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری در ایران طی برنامه‌های اول تا چهارم توسعه. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۶)، ۵۹-۷۹.
رکن‌الدین افتخاری، عبدالرضا، و طاهرخانی، مهدی (۱۳۸۱). استقرار صنعت در روستا و نقش آن در رفاه مناطق روستایی. *مدرس علوم انسانی*، ۶(۲)، ۲۲-۱.
صادقی، حسین؛ باسخا، مهدی، و شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۷). رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری درآمدی در کشورهای درحال‌توسعه. *فصلنامه رفاه اجتماعی*، ۹(۳۳)، ۴۴-۲۷.
فیض‌پور، محمدعلی، و سامان‌پور، زهره (۱۳۹۶). توسعه صنعتی و محرومیت در مناطق ایران: ۱۳۹۲-۱۳۸۸. *فصلنامه تحقیقات جغرافیایی*، ۳۲(۱۲۴)، ۵۱-۶۳.
کشاورزیان پیوستی، اکبر (۱۳۸۱). برآورد تابع سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش صنعت ایران (۱۳۷۷-۱۳۵۰) به روش هم‌انباشتگی. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۷(۵)، ۷۹-۵۵.
مجاب، رامین، و برکچیان، سیدمهدی (۱۳۹۰). تاثیر شوک‌های درآمد نفت بر تولید بدون نفت. *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۴(۹)، ۹۰-۴۵.
موفقیان، ناصر (۱۳۸۴). چشم‌انداز رفاه اجتماعی در جهان امروز. *مجله تامین اجتماعی*، ۷(۲۰)، ۲۳۷-۱۹۵.

ب) انگلیسی

Aggarwal, A., & Kumar, N. (2012). Structural Change, Industrialization, and Poverty Reduction: The Case of India, *South and South-West Asia Development Papers 1206*.
Andrews, D. W., & Lu, B. (2001). Consistent Model and Moment Selection Procedures for GMM Estimation with Application to Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 101(1), 123-164.
Datta, B. (1960). *The Economics of Industrialization*: World Press.
Fajnzylber, F. (1983). *La industrialización trunca de América Latina*: Editorial Nueva Imagen.
Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures. Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 52(3), 761-766.
Fosu, A. K. (2017). Growth, Inequality, and Poverty Reduction in Developing Countries: Recent Global Evidence. *Research in Economics*, 71(2), 306-336.

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis* (Vol. 2): Princeton New Jersey.
Hasan, R., & Quibria, M. G. (2004). Industry Matters for Poverty: A Critique of Agricultural Fundamentalism. *Kyklos*, 57(2), 253-264.
Kakwani, N. (1993). Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire. *Review of Income and Wealth*, 39(2), 121-139.
Kaldor, N. (1966). *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom: An Inaugural Lecture:* Cambridge University Press.
Khan, M. H. (2015). Supporting Inclusive Growth, Effective Policy Design for Developing Medium Technology Sectors: Application to Vietnam.
Kimura, F., & Chang, M. S. (2017). Industrialization and Poverty Reduction in East Asia: Internal Labor Movements Matter. *Journal of Asian Economics*, 48(1), 23-37.
Lin, B. Q. (2003). Economic Growth, Income Inequality, and Poverty Reduction in People's Republic of China. *Asian Development Review*, 20(2), 105-124.
Love, I., & Zicchino, L. (2006). Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190-210.
Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis:* Springer Science & Business Media.
Orshansky, M. (1965). Counting the Poor: Another Look at the Poverty Profile. *Social Security Bulletin*, 28(1), 3-32
Pajooyan, J. (1994). A Method for Establishing a Support Criterion or Poverty Line. *Iranian Economic Review*, 1(1), 44-57.
Sen, A. (1976). Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 44(2), 219-231.
Son, H. H., & Kakwani, N. (2009). Measuring the Impact of Price Changes on Poverty. The *Journal of Economic Inequality*, 7(4), 395-410.
Tran, T., & Doan, T. (2010). *Industrialization, Economic and Employment Structure Changes in Vietnam during Economic Transition*. MPRA Paper No. 26996.