

برآورد کارآیی تولید و عوامل مؤثر بر آن در استان‌های ایران

یونس گلی^۱

سهراب دل‌انگیزان^۲

علی فلاحتی^۳

تاریخ ارسال: ۱۳۹۶/۸/۲۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۸/۲۰

چکیده

نابرابری کارآیی تولید یکی از عوامل اصلی برای وجود نابرابری رشد اقتصادی در بین مناطق مختلف است. مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های در سطح استانی برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ و رهیافت مدل توییت فضایی و تابع تولید ترانس‌لوگ به برآورد و بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی تولید می‌پردازد. شواهد برای مطالعه حاضر نشان می‌دهد که استان چهارمحال و بختیاری و خراسان رضوی به ترتیب با مقدار کارآیی ۰/۶۳ و ۰/۰۹ کارآترین و ناکارآترین استان‌ها برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ بوده‌اند. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل توییت فضایی نشان می‌دهد که صنعتی شدن با ضریب ۰/۰۰۱۸ اثر مثبت و معنادار و نسبت اعتبارات به تولید با ضریب ۰/۰۰۱۳ اثر منفی و معناداری بر کارآیی تولید استان‌ها دارد. علاوه بر این، اثرات سرریز فضایی صنعتی شدن و افزایش نسبت اعتبارات، به ترتیب برابر با ۰/۰۱۰۴- و ۰/۰۰۴۲+ است. بنابراین، توسعه بنیادی صنعت و تخصیص منابع مبتنی بر آمایش سرزمین یکی مهم‌ترین عوامل برای بهبود کارآیی تولید و افزایش رشد اقتصادی است.

واژگان کلیدی: اثرات فضایی، کارآیی تولید، صنعتی شدن، توییت.

طبقه‌بندی JEL: L16, D24, D61

-
- ۱- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه رازی (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: younes.goli67@gmail.com
 - ۲- دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، پست الکترونیکی: sohrabdelangizan@gmail.com
 - ۳- دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، پست الکترونیکی: alifalahatii@yahoo.com

۱- مقدمه

امروزه، نابرابری رشد اقتصادی بین مناطق ناشی از دو عامل اساسی کمبود منابع یا عدم استفاده بهینه از منابع است. کمبود منابع به استفاده از تکنولوژی مرتبط است اما عدم استفاده بهینه از نهاده‌های تولید و منابع به ناکارآیی در تولید مرتبط است. در اقتصاد، مفهوم کارآیی نشان‌دهنده تخصیص بهینه منابع و استفاده حداکثر از منابع موجود و به معنای قرار داشتن در مرز امکانات تولید است. هرچه اقتصادها به واسطه سیاست‌های ناصحیح به دور از مرز کارآیی تولید قرار داشته باشند، به یقین هزینه و هدررفت منابع نیز افزایش می‌یابد. نوع فعالیت، نوع سیاست و رفتار سیاست‌گذاران نقش قابل توجهی را در دستیابی به حداکثر تولید دارد. براساس مطالعه دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۶)، سهم بالایی از شکاف رشد اقتصادی بین استان‌های ایران ناشی از شکاف کارآیی تولید است. براساس این، یکی از عوامل مهم ایجادکننده شکاف رشد اقتصادی، تفاوت کارآیی تولید بین استان‌هاست. علت وجود شکاف کارآیی تولید بین استان‌های مختلف ناشی از کاربرست نهاده‌های مختلف در فرآیند تولید است. هرچه میزان کاربرد نهاده‌های تولید مانند نیروی کار، سرمایه و انرژی در فعالیت‌های دارای ارزش افزوده بالا، افزایش یابد، میزان کارآیی تولید در استان‌ها افزایش می‌یابد. وجود نابرابری اقتصادی بین مناطق چالش بزرگی را برای ثبات اقتصادی- اجتماعی کشور ایجاد می‌کند و این، به‌عنوان یک استراتژی توسعه ناپایدار و ناکارآ تلقی می‌شود. میزان نابرابری تحت تأثیر دو عامل اساسی قرار دارد؛ عامل نخست ناشی از تفاوت میزان مطلق سرمایه انسانی و فیزیکی بوده و عامل دوم، ناشی از سرمایه‌گذاری است که به تفاوت بهره‌وری بین مناطق منجر می‌شود و نقش تفاوت بهره‌وری بیش از تفاوت میزان مطلق انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی است (مامونس و دیگران، ۲۰۰۶). به عبارتی، اگرچه میزان سرمایه انسانی و فیزیکی نقش مهمی را در ایجاد نابرابری بین مناطق دارد، اما بهره‌وری و کاربرد سرمایه انسانی و فیزیکی نقش بسیار مهم‌تری را در ایجاد نابرابری دارد. صنعتی شدن به‌عنوان کاربرست سرمایه انسانی و فیزیکی یکی از عوامل اصلی برای

نابرابری رشد اقتصادی بین استان‌هاست. تجمع فعالیت‌های صنعتی از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمع محلی موجب رشد منطقه می‌شود. صرفه‌جویی ناشی از تجمع محلی، زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در صنعتی خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد. چنین مسئله‌ای بدان علت است که تجمع‌های صنعتی، اندوخته فراوانی از نیروی کار دارد که کارایی بازار نیروی کار محلی را از طریق انطباق بین کارگران با کارفرمایان تسهیل می‌کند. همچنین وجود سرریزهای مفید دانش هم درون و هم بین صنایع محلی را بهبود می‌بخشد (مارتین و همکاران^۱، ۲۰۰۹). بنابراین، تجمع بیشتر فعالیت‌ها با بهره‌وری بیشتر، دستمزدهای واقعی بالاتر، استاندارد زندگی بهتر و رشد منطقه مرتبط است. با افزایش تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه، درآمد دایمی نیروی کار منطقه، در نتیجه ایجاد کالاهای متنوع و همچنین افزایش دستمزد واقعی، بیشتر شده است. افزایش درآمد دایمی موجب بیشتر شدن تقاضا برای تولیدات منطقه می‌شود و افزایش تولید منطقه به معنای فزونی رشد است. از سویی، افزایش رشد منطقه، موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاها و خدمات می‌شود و محرکی برای جذب صنایع به منطقه است. بنابراین، تجمع فعالیت‌ها بر رشد منطقه و رشد منطقه بر تجمع فعالیت‌ها اثرگذار است (دهقان شبانی، ۱۳۹۱). بنابراین، یکی از دلایل اصلی شکاف کارآیی تولید و بنابراین، شکاف رشد اقتصادی بین استان‌ها، عدم توسعه بخش صنعت در بسیاری از مناطق است.

در کنار توسعه صنعتی، نقش واسطه‌های مالی در ایجاد رشد و توسعه اقتصادی مهم و دارای دلالت‌های مفیدی است. بازارهای مالی به سبب نقش اساسی در گردآوری منابع از طریق پس‌اندازها، بهینه‌سازی گردش مالی و هدایت آنها به سوی مصارف و نیازهای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد اقتصادی، تأثیر زیادی در رشد اقتصادی کشورها ایفا می‌کنند. براساس نظر برخی اقتصاددانان، تفاوت اقتصادهای توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته نه در تکنولوژی پیشرفته، بلکه در وجود بازارهای مالی یکپارچه، فعال و گسترده است (امام‌وردی و همکاران ۱۳۹۰). در واقع، هرچه ارتباط بین بخش‌های دارای ارزش افزوده و

بخش مالی در یک اقتصاد بالا باشد، میزان شفافیت و پویایی در اقتصاد افزایش می‌یابد. ناتوانی بخش مالی در تأمین اعتبارات بخش صنعت به‌عنوان بخش راهبردی و هدایت نادرست منابع به سمت بخش صنعت یکی از اصلی‌ترین مشکلات اقتصادی ایران است، زیرا براساس معمای نقدینگی در ایران، در سطح کلان، مازاد نقدینگی و در سطح خرد، کمبود نقدینگی وجود دارد. وجود پدیده معمای نقدینگی در اقتصاد ایران تأییدی بر هدایت نادرست منابع به سمت فعالیت‌های دارای ارزش افزوده بالاست. براساس گزارش‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران، سهم اعتبارات استان تهران^۱ از کل اعتبارات کشور در دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ برابر با ۵۸ درصد بوده و سهم تولید استان تهران از تولید کل کشور برابر با ۲۶ درصد است. بالا بودن سهم اعتبارات نسبت به سهم تولید دلالتی بر وجود رانت است و به همین دلیل، توزیع مناسب اعتبارات در استان‌ها یکی از سیاست‌های مناسب برای بهبود رشد اقتصادی در سطح کلان کشور است.

به‌طور کلی صنعتی شدن و هدایت اعتبارات به سمت فعالیت‌های دارای ارزش افزوده به‌عنوان دو سیاست مهم برای بهبود کارآیی نهاده‌های تولید مدنظر هستند و بررسی اثر آنها بر میزان کارآیی تولید یکی از اهداف مهم برای مطالعه حاضر است. به همین دلیل، ابتدا با استفاده از تابع تولید ترانسلوگک به اندازه‌گیری میزان کارآیی تولید می‌پردازیم و سپس، با توجه به نتایج حاصل از برآورد کارآیی تولید، عوامل مؤثر بر کارآیی تولید با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی مدل توبیت، بررسی می‌شود. در واقع، به این پرسش پاسخ داده می‌شود که آیا صنعتی شدن و تخصیص اعتبارات اثر معناداری بر شکاف کارآیی بین استان‌ها دارند؟ ساختار مطالعه به این صورت است که در قسمت دوم، به بررسی ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و مطالعات پیشین می‌پردازیم. در قسمت سوم، روش تحقیق مورد استفاده ارائه می‌شود. قسمت چهارم، به تحلیل داده‌های گردآوری شده اختصاص دارد و قسمت پنجم به برآورد مدل و تحلیل ضرایب می‌پردازد. در نهایت، در قسمت ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادها مبتنی بر نتایج مطالعه ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات پیشین

یکی از مسایل مهم برای بسیاری از کشورها، وجود نابرابری رشد اقتصادی بین مناطق است. علل وجود نابرابری رشد اقتصادی بین مناطق در قالب دو نظریه رشد متوازن و نامتوازن قابل بررسی است. نظریه رشد متوازن بیان می‌کند که برای دستیابی به توسعه اقتصادی لازم است سرمایه‌گذاری در تمام فعالیت‌های اقتصادی و بخش‌های مختلف آغاز شود تا بخش‌های اقتصادی بتوانند به حمایت از یکدیگر پردازند، اما از آنجا که این نظریه قادر به حل مسایلی مانند کمبود سرمایه و کمیابی منابع نیست، توسط طرفداران نظریه رشد نامتوازن مورد انتقاد قرار گرفت. از معروف‌ترین راهبردهای رشد نامتوازن، راهبرد قطب رشد است. راهبرد قطب رشد شامل دو اثر تمرکز و اثر پخش است. به این صورت که رشد هم‌زمان در همه‌جا اتفاق نمی‌افتد، بلکه به واسطه اثر تمرکز توسعه در نقاط یا قطب‌های توسعه‌ای اتفاق می‌افتد، سپس، از طریق اثر پخش با توسعه قطب، فرآیند توسعه از طریق کانال‌هایی به سایر نقاط هدایت می‌شود و کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. براساس نظریه رشد قطبی و فرضیه معکوس U نابرابری بین منطقه‌ای در داخل کشورهای در حال توسعه در نهایت، به وسیله تحرک عوامل تولید کاهش می‌یابد. در این راستا نیز تئوری رشد نئوکلاسیک‌ها بیان می‌کند که تحرک عوامل طرف عرضه مانند نیروی کار، تکنولوژی و انباشت سرمایه در نهایت، به کاهش نابرابری منطقه‌ای منجر می‌شود، اما تئوری‌های تغییر در ساختار و وابستگی بیان می‌کنند که نابرابری بین مناطق به‌عنوان نتیجه انباشت سرمایه و ماکزیمم کردن سود بنگاه‌ها همیشه در اقتصاد وجود دارد ((فطرس و بهشتی‌فر، ۱۳۸۵).

صنعتی شدن و هدایت اعتبارات به‌عنوان عوامل مؤثر بر وجود شکاف رشد اقتصادی استان‌ها مورد توجه هستند. صنعتی شدن به‌عنوان کوتاه‌ترین راه برای خاتمه دادن به عقب‌ماندگی‌های فنی و اقتصادی، در کمترین زمان ممکن شناخته شده است که کارکردی برای بالا بردن بهره‌وری تولید و بازده کار دارد. در روند توسعه به تدریج از سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی کاسته و بر سهم صنعت افزوده می‌شود. کالدور

(۱۹۶۶)، به دلیل مشخصات تولید در بخش صنعت، آن را به‌عنوان موتور رشد اقتصادی تلقی می‌کند. ابتدا اینکه بخش صنعت هم به صورت ایستا و هم پویا دارای بازدهی فزاینده است، در حالی که فعالیت‌های کشاورزی و سایر فعالیت‌ها با بازدهی کاهنده روبه‌رو هستند. دوم آنکه وقتی بخش صنعت توسعه می‌یابد، با انتقال نیروی کار از آن بخش‌ها بهره‌وری نیروی کار در آن بخش‌ها افزایش می‌یابد و به‌طور کلی بهره‌وری در کل اقتصاد افزایش می‌یابد. بنابراین، هرچه میزان رشد صنعت در اقتصادی بالاتر باشد، رشد اقتصادی نیز در یک کشور روندی افزایشی خواهد داشت. همچنین بخش صنعت دارای بیشترین پیوندهای پیشین و پسین در اقتصاد است که موجب افزایش رشد اقتصادی سایر بخش‌ها می‌شود و بنابراین، رشد اقتصادی در کل اقتصاد افزایش می‌یابد.

در کنار توسعه صنعتی، نقش واسطه‌های مالی در ایجاد رشد و توسعه اقتصادی مهم و دارای دلالت‌های مفیدی است. در ادبیات موضوع، بخش مالی، رشد اقتصادی را از دو طریق تحت تأثیر قرار می‌دهد: یکی، بهبود تخصیص منابع و دیگری، تسریع توسعه تکنولوژی (والگر^۱، ۲۰۰۰). این اثرات از نقش واسطه‌گری مؤسسه‌های مالی سرچشمه می‌گیرد که می‌تواند با هزینه کمتری پس‌انداز را به سرمایه‌گذاری تبدیل کند و وجوه مازاد در بخش‌های مختلف را به بخش مورد نیاز تخصیص دهد. به عبارت دیگر، واسطه‌گری مالی می‌تواند به تخصیص کارآمدتری در سرمایه بینجامد (لوین، ۲۰۰۵). مطالعات مختلفی مانند مطالعه گارلی و شو^۲ (۱۹۶۷) و دریسکول^۳ (۲۰۰۴)، نشان می‌دهند که توسعه مالی در قالب افزایش پس‌انداز، بهبود تخصیص کارای تسهیلات بانکی و افزایش انباشت سرمایه باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. دیدگاه اثرگذاری مثبت رشد اقتصادی از بخش مالی بر نقش جذب منابع و حرکت آن به سمت بخش‌های دارای ارزش افزوده بالا زمینه را برای افزایش رشد اقتصادی فراهم می‌کند. عدم اعطای تسهیلات به اقتصاد نه‌تنها نشانه‌ای از ضعیف بودن اقتصاد است، بلکه می‌تواند عامل اصلی ضعیف

1- Wurgler

2- Gurley and Shaw

3- Driscoll

بودن اقتصاد باشد. بایومی و ملاندر^۱ (۲۰۰۸)، با استفاده از داده‌های آمریکا نشان دادند که کاهش در اعتبارات به اندازه ۲/۵ درصد باعث کاهش سطح تولید ناخالص داخلی به اندازه ۱/۵ درصد می‌شود.

به طور کلی سه دیدگاه عرضه‌محور، تقاضامحور و علیت دوطرفه در این زمینه قابل طرح است. دیدگاه عرضه‌محور بیان می‌کند که توسعه مالی اثری مثبت بر رشد اقتصادی دارد. این دیدگاه نخستین بار توسط شومپتر (۱۹۳۴)، مطرح شد و سپس، توسط رابینی و سال آی مارتین^۲ (۱۹۹۲) و روسو و واچل^۳ (۲۰۰۰)، مورد تأیید قرار گرفت. شومپتر مطرح می‌کند که بخش مالی به‌عنوان مهیاکننده وجوه برای سرمایه‌گذاری مولد، موجب رشد اقتصادی و تسریع آن می‌شود. در جوامع مدرن به دلیل تخصصی شدن امور و تقسیم کار، فرآیند سرمایه‌گذاری از فرآیند پس‌انداز تفکیک می‌شود. در این شرایط، نهادهای مالی موجب انتقال وجوه از پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاران می‌شوند.

دیدگاه تقاضامحور نخستین بار توسط رابینسون (۱۹۵۲)، مطرح شد. در این دیدگاه، توسعه بخش مالی در خدمت بخش واقعی اقتصاد و سرمایه‌گذاری است. وی معتقد است که رشد اقتصادی و تغییر بخش واقعی اقتصاد نیاز به بخش مالی را افزایش می‌دهد. البته، دیدگاه عرضه‌محور، این رویکرد را رد نمی‌کند، بلکه مطرح می‌کند که اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی قوی‌تر از اثر معکوس است. دیدگاه علیت دوطرفه، یک دیدگاه میانی است که براساس آن، رابطه دوطرفه‌ای بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد، بخش مالی از طریق گسترش بازارهای مالی و ایجاد مؤسسه‌های مالی و عرضه خدمات و دارایی‌های مالی، نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند، اما با افزایش رشد اقتصادی و دستیابی به سطوح بالای رشد اقتصادی، گسترش بخش مالی تحت تأثیر رشد اقتصادی قرار می‌گیرد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۳). در واقع، از ویژگی‌های اصلی برای نظام بانک‌داری سالم و کارآ، تجهیز منابع مالی برای نوآوری‌های صنعتی و تجاری، ایجاد مدیریت ریسک و تنوع‌بخشی به

1- Bayoumi and Melander
2- Roubini and Sala-i-Martin
3- Rousseau and Wachtel

دارایی‌ها و پیش‌بینی سود انتظاری است که می‌تواند زمینه مناسب را برای افزایش تولید فراهم کند. کارکرد درست و هم‌زمان به صورت چرخ‌دنده‌ای بخش مالی در کنار بخش صنعت، یکی از ایده‌آل‌ها برای هر اقتصادی است که نتیجه آن به شکل رشد افزاینده است.

۱-۲- مروری بر مطالعات پیشین

با توجه به اینکه مطالعات انجام شده در ارتباط با برآورد کارآیی تولید استان‌ها و عوامل مؤثر بر آنها بسیار محدود است، بنابراین، به‌طور عمده به مطالعات انجام شده در ارتباط با اثر صنعتی شدن و اثر اعتبارات بر اقتصاد می‌پردازیم. تومالا و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای برای نیجریه در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۳ نشان دادند که توسعه مالی برای اعطای تسهیلات به بخش صنعت و افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش ضروری است. هوانگ^۲ (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای به تحلیل کارآیی منابع با استفاده از روش مرزی تصادفی پرداخت. نتایج برای ۱۱۶ اقتصاد نشان داد که چنین اقتصادهایی به‌طور متوسط می‌توانند مصرف منابع خود را به‌طور متوسط به اندازه ۳۰ درصد بدون تغییر در تولید کاهش دهند، همچنین علت اساسی تفاوت کارآیی منابع ناشی از نرخ مشارکت مردم در نیروی کار، چگالی جمعیت و شهرنشینی است. چن و همکاران^۳ (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای به بررسی کارآیی تولید صنعت جنگل‌داری با استفاده از رهیافت مرزی تصادفی و داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۴ در چین پرداختند، نتایج مطالعه آنها نشان داد که نابرابری کارآیی بین مناطق وجود ندارد. زهو^۴ (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای برای اقتصاد چین به اندازه‌گیری کارآیی تولید با رهیافت تابع تولید ترانسلوگ پرداخت، نتایج مطالعه او نشان داد که نواحی مرزی شرقی دارای بالاترین کارآیی تولید و نواحی غربی دارای کمترین کارآیی تولید هستند. به‌طور کلی در ارتباط با اثر صنعتی شدن بر رشد اقتصادی، چاکرواریت و میترا^۵ (۲۰۰۹)، برای هند، خان و

1- Tomola et al.

2- Hoang

3- Chen et al.

4- Zaho

5- Chakravarty and Mitra

سیدیکی^۱ (۲۰۱۱) برای پاکستان، سزیرمی^۲ (۲۰۱۲)، در ۶۷ کشور در حال توسعه و ۲۱ کشور توسعه یافته نشان دادند که صنعتی شدن اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای برای استان‌های ایران نشان دادند که یکی از عوامل اصلی هم‌گرایی رشد اقتصادی استان‌های ایران، اثرات سرریز ناشی از صنعتی شدن است و همچنین تفاوت بهره‌وری بین استان‌ها یکی از عوامل اصلی برای نابرابری رشد اقتصاد استان‌هاست. براتی و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای برای استان‌های ایران نشان دادند که سرمایه‌گذاری صنعتی هم به‌طور مستقیم و هم به‌طور غیرمستقیم اثر مثبتی بر توسعه استان‌ها دارد. دهقان شبانی و شهنازی (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای نشان دادند که تمرکز صنعتی باعث افزایش رشد اقتصادی خود استان و اثرات سرریز آن باعث کاهش رشد اقتصادی سایر استان‌ها می‌شود. در زمینه اثرگذاری اعتبارات بر رشد اقتصادی صمصامی و امیرجان (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۱۳۵۶ تا ۱۳۸۶ نشان دادند که تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده صنعت و معدن مؤثر است و به‌طور متوسط کشش تسهیلات ثابت و سرمایه در گردش نسبت به ارزش افزوده به ترتیب برابر با ۰/۰۵ و ۰/۱۴ درصد است. مکیان و ایزدی (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای نشان دادند که در کوتاه‌مدت رابطه‌ای یک‌طرفه از توسعه مالی به رشد اقتصادی و در بلندمدت رابطه‌ای دوطرفه بین توسعه مالی با رشد اقتصادی وجود دارد. محمدنژاد و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت شبه‌بیزی برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ نشان دادند که تسهیلات اعطایی، رشد اقتصادی را در بخش غیرنفتی اقتصاد ایران تحت تأثیر قرار داده و در این بین، بیشترین رشد ناشی از تسهیلات اعطایی مربوط به بخش کشاورزی است. بررسی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که مطالعه‌ای در مورد اندازه‌گیری کارآیی تولید و عوامل مؤثر بر آن در استان‌های ایران انجام نشده است. بنابراین، این مطالعه می‌تواند گامی مهم در راستای درک عوامل مؤثر بر ناکارآیی تولید و بنابراین، نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها تلقی شود.

1- Khan and Siddiqi

2- Szirmai

۳- روش پژوهش

برآورد کارآیی تولید و بررسی عوامل مؤثر بر آن، هدف اصلی برای مطالعه حاضر است. به همین دلیل، ابتدا با استفاده از رهیافت تابع تولید ترانسلوگ به برآورد کارآیی تولید می‌پردازیم و سپس، با استفاده از اقتصادسنجی فضایی و کاربست مدل توبیت، عوامل مؤثر بر کارآیی تولید در استان‌های ایران تحلیل می‌شود.

۳-۱- برآورد کارآیی تولید

کارآیی تولید به معنای استفاده حداکثری از امکانات موجود قابل تفسیر است. برای اندازه‌گیری و برآورد میزان تولید کارآ دو روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA^۱) و تحلیل مرزی تصادفی (SFA^۲) وجود دارد. هر کدام از روش‌های موجود دارای مزایا و معایبی هستند. عیب اصلی روش ناپارامتری DEA عدم تمایز بین جزء ناکارآیی و جزء خطای آماری است و تمام جزء خطا را به‌عنوان ناکارآیی در نظر می‌گیرد، در حالی که روش پارامتری SFA، بین جزء خطای آماری و جزء ناکارآیی تولید تمایز قایل شده است و جزء خطا را از عامل ناکارآیی تولید تفکیک می‌کند. تعیین شکل تابعی خاص برای عوامل مؤثر بر ناکارآیی به‌عنوان عیب اصلی SFA است، زیرا تعیین نادرست شکل تابعی باعث ایجاد خطا در برآورد جزء خطا و ناکارآیی تولید می‌شود. به دلیل اهمیت بالای تمایز بین جزء خطا و ناکارآیی در تولید در این مطالعه از روش SFA استفاده می‌شود.

برای تعیین ناکارآیی در تولید از تحلیل مرزی تصادفی براساس روش باست و کولی (۱۹۹۵) استفاده می‌شود. برای همین، تولید (y) تابعی از نیروی کار (l)، سرمایه (k) و انرژی (e) بوده، که به صورت رابطه (۱) است:

$$y_{it} = f(k_{it}, l_{it}, e_{it}; \alpha, \beta, \gamma) + v_{it} - u_{it} \quad (1)$$

در رابطه (۱)، α و β ، پارامترهای ناشناخته‌ای هستند که باید به‌وسیله روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده شوند. v_{it} جزء خطای آماری بوده که دارای میانگین صفر و

1- Data Envelopment Analysis

2- Stochastic Frontier Analysis

واریانس ثابت است. u_{it} نشان‌دهنده جزء ناکارآیی تولید قابل برآورد در استان‌های مختلف و زمان‌های متفاوت است. از این رو، برای بررسی تجربی برآورد ناکارآیی تولید از رابطه ترانسلوگ (۲) استفاده شده است.

$$\begin{aligned} \log(y_{it}) = & \alpha + \beta_1 \log k_{it} + \beta_2 \log l_{it} + \beta_3 \log(e_{it}) \\ & + \beta_4 0.5(\log k_{it})^2 + \beta_5 0.5(\log l_{it})^2 \\ & + \beta_6 0.5(\log e_{it})^2 + \beta_7 \log k_{it} * \log l_{it} \\ & + \beta_8 \log k_{it} * \log e_{it} + \beta_9 \log l_{it} * \log e_{it} + v_{it} \\ & - u_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

برای برآورد رابطه (۲) از روش حداکثر راست‌نمایی استفاده شده است.

۲-۳- مدل اقتصادسنجی فضایی

اقتصادسنجی فضایی یکی از شاخه‌های اقتصادسنجی بوده که در سال‌های اخیر مورد توجه اقتصاددانان قرار داشته است. یکی از ویژگی‌های اصلی اقتصادسنجی فضایی، استفاده از داده‌های مکانی و در نظر گرفتن اثرات سرریز بین مناطق مختلف است. داده‌های دارای ابعاد مکانی با دو مسئله وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی مواجه هستند. وابستگی فضایی به معنای اثرپذیری مقادیر مشاهده شده از یک متغیر در یک مکان خاص به مقادیر همان متغیر در مکان‌های دیگر است، اما ناهمسانی فضایی به معنای انحراف در روابط بین مشاهدات در بین مکان‌های مختلف است. اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو موضوع را نادیده می‌گیرد، این مسئله ممکن است به دلیل نقض فرض گاوس-مارکف کاربردی در مدل‌های رگرسیونی رخ دهد (الهورست^۱ ۲۰۱۴).

مدل خطای فضایی، وقفه فضایی و مختلط از جمله مدل‌های اقتصادسنجی فضایی هستند که ساختار آنها بستگی به محل قرارگیری ماتریس وزنی فضایی برای رفع همبستگی فضایی دارد. مدل عمومی آشیانه‌ای فضایی (GNSM) که تمام اثرات فضایی را به صورت جامع در نظر می‌گیرد، به صورت رابطه (۳) است:

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + u \quad u = \delta Wu + \varepsilon \quad (3)$$

بر اساس رابطه (۳)، λ متغیر وابسته تحقیق، λ بردار متغیرهای توضیحی مؤثر بر Y و W ماتریس وزنی فضایی است. برای تعیین ماتریس فضایی ابتدا ماتریسی به ابعاد 30×30 در 30 تعیین شده که در آن استان‌های همسایه دارای عدد ۱ و غیر همسایه برابر با صفر است. سپس، هر درایه از ماتریس همسایگی بر مجموع هر سطر از ماتریس همسایگی تقسیم شده است که ماتریس استاندارد شده نام دارد. $X\beta$ نشان‌دهنده اثر متغیرهای توضیحی هر استان بر متغیر وابسته خود استان است، اما تابلر^۱ (۱۹۷۹)، در نظریه جغرافیای خود معتقد است که همه چیز به همدیگر وابسته هستند، اما چیزهای نزدیک دارای اثر بیشتری نسبت به چیزهای دور هستند. به همین دلیل، در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی این اعتقاد وجود دارد که نوعی اثرات سرریز بین مناطق وجود دارد. به همین دلیل، از مؤلفه $WX\theta$ به عنوان متغیر نشان‌دهنده اثرات سرریز استفاده شده است. بر اساس این، تغییرات کارآیی تولید در یک منطقه نه تنها تحت تأثیر سیاست‌های درون منطقه است، بلکه تحت تأثیر سیاست‌های مناطق اطراف نیز قرار دارد. به طور کلی WY و WX به ترتیب اثرات متقابل بین متغیر وابسته و توضیحی را نشان می‌دهند و WU اثرات متقابل بین اجزای اخلال را نشان می‌دهد. تعیین و برآورد مدل‌های مختلف فضایی به معناداری ضریب خطای فضایی (δ) و وقفه فضایی (ρ) بستگی دارد. تنوع مدل‌های فضایی بر اساس شرایط مختلف در جدول شماره ۱، قابل تعیین است.

جدول ۱- انواع مدل‌های فضایی

$\begin{matrix} 0 \\ \\ 0 \end{matrix}$	$\begin{matrix} 0 \\ \\ 0 \end{matrix}$	$\begin{matrix} 0 \\ \\ 0 \end{matrix}$	$\begin{matrix} 0 & 0 \\ & \\ 0 & 0 \end{matrix}$	$\begin{matrix} 0 & 0 \\ & \\ 0 & 0 \end{matrix}$	$\begin{matrix} 0 & 0 \\ & \\ 0 & 0 \end{matrix}$	$\begin{matrix} 0 \\ \\ 0 \end{matrix}$
خطای دورین فضایی (SDEM ^۱)	دورین فضایی (SDM ^۲)	خودهمبستگی فضایی (SAC ^۳)	SLX	خطای فضایی (SEM ^۴)	وقفه فضایی (SAR ^۵)	مدل

مأخذ: الهورست، ۲۰۱۴.

- 1- Tobler
- 2- Spatial Autoregressive Model
- 3- Spatial Error Model
- 4- Spatial Autocorrelation Model
- 5- Spatial Durbin Model
- 6- Spatial Durbin Error Model

برای تعیین مدل مورد استفاده برای تخمین ابتدا با استفاده از آزمون موران وجود همبستگی فضایی در متغیر وابسته مورد بررسی قرار می‌گیرد، سپس، در صورت رد فرضیه صفر موران، با استفاده از آماره ضریب لاگرانژ، نوع اثرات فضایی (خطای فضایی یا وقفه فضایی) بررسی می‌شود. در صورت رد فرضیه صفر ضریب لاگرانژ، با استفاده از معیار آکایک برای مدل‌های مختلف فضایی، مدل بهینه برای بررسی اثرات سرریز تعیین می‌شود. برای بررسی تجربی عوامل مؤثر بر کارآیی تولید، با توجه به امکان وجود اثرات سرریز فضایی و همچنین داده‌های منطقه‌ای از رویکرد اقتصادسنجی فضایی استفاده شده که به صورت رابطه (۴) است:

$$eff_{it} = f(indus_{it}, credit_{it}, gov_{it}, W) \quad (4)$$

در رابطه (۴)، متغیر کارآیی تولید، $indus$ شاخص نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید کل، $credit$ نسبت اعتبارات به تولید کل و gov نسبت مخارج عمرانی دولت به تولید کل برای هر استان است. برای در نظر گرفتن وابستگی بین مناطق از ماتریس فضایی استاندارد شده W استفاده می‌شود.

یکی از ویژگی‌های اساسی برای هر مطالعه مطلوب، سازگاری بین ساختار داده‌ها و روش تحقیق است. با توجه به اینکه مقدار کارآیی تولید در استان‌ها بین دو حد ۱ و صفر قرار دارد، نمی‌توان از مدل‌های مرسوم برای بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی تولید استفاده کرد، به همین دلیل از مدل توییت برای بررسی هدف اصلی تحقیق استفاده می‌شود. در واقع، متغیر وابسته تحقیق پیوسته، اما محدود است. تحت فرض همسانی واریانس و توزیع نرمال به پیروی از کامرون و تریودی^۱ (۲۰۰۹)، مدل توییت استفاده شده برای مطالعه حاضر به صورت معادله (۵) است.

$$y_{it}^* = \beta x'_{it} + \epsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad (5)$$

در معادله (۵)، y_{it}^* متغیر غیرقابل مشاهده است، x'_{it} نشان‌دهنده متغیرهای توضیحی است که قابل مشاهده هستند، در واقع، y_{it}^* برای مقادیر بزرگ‌تر از L قابل مشاهده و برای

مقادیر برابر با L سانسور شده است، اگر y_{it}^* مشاهده شده باشد، می‌توان از تخمین حداقل مربعات استفاده کرد، در واقع، در مدل توییت رابطه بین متغیر غیرقابل مشاهده y_{it}^* و متغیر قابل مشاهده y_{it} به صورت رابطه (۶) است.

$$y_{it} = \begin{cases} y_{it}^*, & \text{if } y_{it}^* > L \\ L & \text{if } y_{it}^* \leq L \end{cases} \quad (6)$$

ترکیب دو معادله (۵) و (۶)، برابر با معادله (۷) است:

$$y_{it} = \begin{cases} y_{it}^* = X'_{it}\beta + \epsilon_{it}, & \text{if } y_{it}^* > L \\ L & \text{if } y_{it}^* \leq L \end{cases} \quad (7)$$

احتمال سانسور شدن داده‌های مورد استفاده به صورت معادله (۸) است:

$$Pr(y_{it}^* \leq L) = Pr(X'_{it}\beta + \epsilon_{it} \leq L) = \Phi\left\{\frac{L - X'_{it}\beta}{\sigma}\right\} \quad (8)$$

در معادله (۸)، $\Phi\{0\}$ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد بوده، اما مقدار مورد انتظار از y_{it} برای داده‌های سانسور نشده به صورت رابطه (۹) است:

$$E(y_{it}|X'_{it}, y_{it} > L) = X'_{it}\beta + \sigma \left\{ \frac{\phi(X'_{it}\beta - L)}{\sigma} \right\} / \left\{ \frac{\phi(L - X'_{it}\beta)}{\sigma} \right\} \quad (9)$$

در معادله (۹)، $\Phi\{0\}$ چگالی نرمال استاندارد است، میانگین شرطی در معادله (۹)، به دلیل وجود پدیده سانسور شدن، متفاوت از $X'_{it}\beta$ است که این موضوع، به ناسازگاری تخمین حداقل مربعات معمولی در مواردی که داده‌ها سانسور شده هستند، منجر می‌شود. تابع چگالی دارای دو جزء است، فرض کنید که $d=1$ شاخص نشان‌دهنده سانسور نشدن داده‌ها باشد و $d=0$ نشان‌دهنده سانسور شدن داده‌ها باشد، در این صورت، تابع چگالی به صورت معادله (۱۰) نوشته می‌شود:

$$f(y) = \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y_i - X'_i\beta)^2\right\} \right]^{d_i} \left[\Phi\left\{\left(L - \frac{y_{it} - X'_{it}\beta}{\sigma}\right)\right\} \right]^{1-d_i} \quad (10)$$

قسمت دوم معادله (۱۰)، جزء مربوط به مشاهدات سانسور شده را نشان می‌دهد، با

ماکزیمم کردن لگاریتم عبارت (۱۰) و شرایط مرتبه اول، تخمین حداکثر راست‌نمایی از β و σ^2 به دست می‌آید، ضرایب توییت هر دو اثر را با هم ترکیب و تنها یک ضریب را برای هر دو گزارش می‌کند (آبراهام و سسی کومار^۱، ۲۰۱۰)، به همین دلیل، اثرات نهایی مدل توییت به طور مستقیم قابل تفسیر نیستند (مک دونالد و مفیت^۲، ۱۹۸۰). برای قابلیت تفسیر اثرات نهایی از تجزیه اثرات نهایی در مدل توییت استفاده می‌کنند، در واقع، در یک تفسیر، از رابطه بین ارزش انتظاری همه مشاهدات و در تفسیر دیگر از مقدار مورد انتظار شرطی (y_i^*) استفاده می‌کنند که به صورت رابطه (۱۱) هستند:

$$y_i = F(Z)y_i^* \quad (11)$$

در رابطه (۱۱)، $F(Z)$ چگالی تجمعی تابع توزیع نرمال است و $Z = X\beta/\sigma$. بنابراین، بررسی اثر X_k بر y به صورت معادله تجزیه (۱۲) است و $F(Z)$ احتمال سانسور نشدن داده در X_k مشاهده است:

$$\frac{\partial y_i}{\partial X_k} = F(Z) \left(\frac{\partial y_i^*}{\partial X_k} \right) + y_i^* \left(\frac{\partial F(Z)}{\partial X_k} \right) \quad (12)$$

به طور کلی، اثر نهایی متغیر X_k بر میانگین مشاهدات y_i برابر با مجموع وزنی اثرات آن بر میانگین مشاهدات مثبت است که با احتمال سانسور نشدن وزن‌دهی شده است.

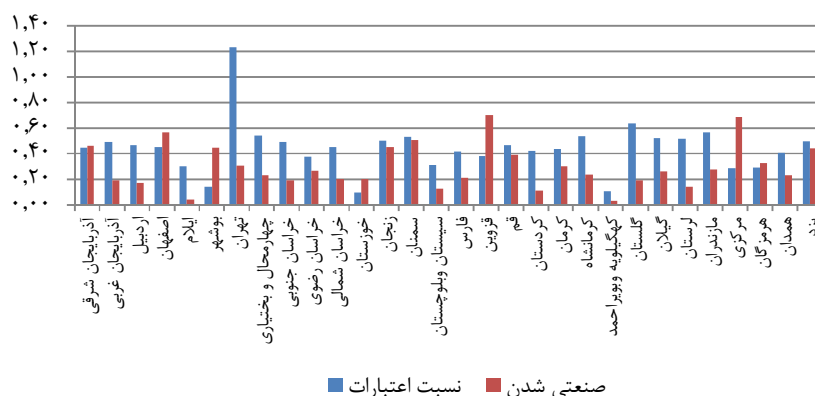
۴- گردآوری داده‌ها و تحلیل آنها

برای بررسی اهداف تحقیق از داده‌های منطقه‌ای مرکز آمار و سالنامه آماری در سطح استان برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ استفاده شده است. براساس مبانی نظری، نسبت ارزش افزوده بخش صنعت و نسبت تسهیلات به تولید ناخالص داخلی از عوامل مؤثر بر کارآیی تولید هستند. شواهد برای داده‌های مورد استفاده در نمودار شماره ۱، نشان می‌دهد که نسبت اعتبارات به تولید استان تهران بیش از ۱۰۰ درصد است و در استان خوزستان نسبت اعتبارات در کمترین حد خود برابر با ۹ درصد است. بررسی تغییرات نسبت صنعتی شدن نشان می‌دهد که نسبت

1- Abraham and Sasikumar

2- McDonald and Moffitt

ارزش افزوده بخش صنعت به تولید برای استان‌های مرکزی و قزوین به ترتیب برابر با ۶۹ و ۷۰ درصد است. این نسبت برای استان‌های ایلام و کهگیلویه و بویراحمد در کمترین مقدار به ترتیب معادل ۴ و ۳ درصد است. مقایسه دو نسبت صنعتی شدن و نسبت اعتبارات برای استان‌های ایران نشان می‌دهد که اعتبارات نه به سمت فعالیت‌های صنعتی، بلکه به سمت فعالیت‌های خدماتی و دلالتی قابل جذب بوده است، زیرا استان‌های قزوین و مرکزی که دارای بیشترین شاخص صنعتی شدن هستند، به نسبت دارای میزان کمتری از اعتبارات هستند. شکاف بین نسبت اعتبارات از نسبت صنعتی شدن دلالت بر رونق فعالیت‌های رانتي دارد، این در حالی است که یکی از ویژگی‌های اقتصادهای موفق، توزیع اعتبارات متناسب با فعالیت‌های دارای ارزش افزوده است. فقدان ارتباط قوی بین بخش صنعت و بخش مالی در اقتصاد ایران ناشی از واقعیتی است که تکنولوژی تولید در شاخص سودآوری توان رقابت با فعالیت‌های دلالتی و معاملات مبتنی بر پول ندارد. بنابراین، یکی از مسایلی که همواره باید مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد، کاهش سودآوری بازارهای رانتي و ایجاد شرایط باثبات در سطح کلان کشور و توزیع اعتبارات در استان‌ها براساس مزیت‌های نسبی است، زیرا هرچه توزیع اعتبارات متناسب با سطح تولید واقعی در اقتصاد باشد، رشد اقتصادی و سلامت اقتصادی بیشتر افزایش می‌یابد.



نمودار ۱- نسبت صنعتی شدن و نسبت اعتبارات

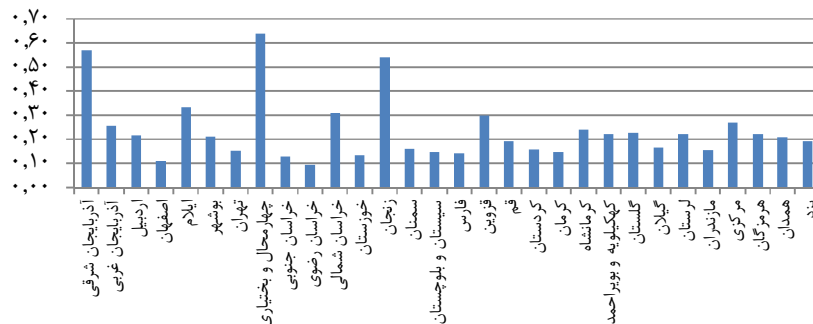
مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

نتایج حاصل از برآورد کارآیی تولید برای استان‌های مختلف در نمودار شماره ۲، نشان می‌دهد که به‌طور متوسط در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ کارآیی تولید در استان‌های چهارمحال و بختیاری و آذربایجان شرقی دارای بیشترین مقدار به ترتیب برابر با ۶۴ و ۵۷ درصد بوده و میزان کارآیی تولید در استان‌های خراسان رضوی و اصفهان دارای کمترین مقدار به ترتیب معادل ۹ و ۱۱ درصد است. یکی از دلایل اصلی برای پایین بودن کارآیی تولید در استان اصفهان، بالا بودن مصرف انرژی و عدم استفاده کارآ از انرژی است. براساس شواهد به‌دست آمده از مصرف انرژی، استان تهران و اصفهان در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ به‌طور متوسط سالانه به ترتیب دارای بیشترین مصرف انرژی معادل ۱۸۸ و ۱۲۴ میلیون بشکه معادل نفت خام هستند. این در حالی است که مصرف انرژی در استان چهارمحال و بختیاری برابر با ۹/۹ میلیون بشکه معادل نفت خام بوده است. هرچه سهم فعالیت‌های دارای ارزش‌افزوده و انرژی‌بری پایین در تولید مناطق بالاتر باشد، کارآیی تولید نیز بالاتر خواهد بود، زیرا کارآیی تولید به صورت افزایش تولید به‌ازای سطح ثابتی از نهاده‌ها قابل تعریف است.

با توجه به شواهد حاصل از نمودار شماره ۲، تفسیر نتایج به این صورت است که استان‌های دارای نسبت بالای فعالیت‌های صنعتی و مصرف انرژی پایین‌تر، دارای سطح بالاتری از مقدار کارآیی تولید هستند. به همین دلیل است که از نظر کالدور، صنعت موتور رشد اقتصادی است، اما به‌لزوم استان‌های دارای نسبت اعتبارات بالا، دارای کارآیی تولید بالاتر نیستند. یکی از دلایل اصلی ناهمخوانی نسبت اعتبارات با کارآیی تولید ناشی از واقعیتی است که امروزه اعتبارات در بخش‌های دارای ارزش‌افزوده بالا تخصیص نمی‌یابد و معمای نقدینگی در اقتصاد ایران دلالتی برای تأیید این فرضیه است. هرچه نسبت اعتبارات به تولید افزایش یابد، زمینه برای ظهور فعالیت‌های دارای ارزش‌افزوده پایین در اقتصاد ایجاد می‌شود. این نوع فعالیت‌ها دارای سودآوری بالاتر و ارزش‌افزوده پایین‌تر هستند. کارایی تولید در اقتصاد زمانی افزایش می‌یابد که بخش‌های دارای ارزش‌افزوده بالا

تقویت شوند. در واقع، نوعی جانمایی بین سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی و فعالیت‌های رانتی وجود دارد و هر زمان رونق فعالیت‌های رانتی افزایش یابد، میزان کارآیی در تولید کاهش می‌یابد. به عبارتی، اگرچه بیشترین نیروی کار و سرمایه در استان تهران متمرکز بوده، اما استفاده از نیروی کار برای فعالیت‌های غیرتولیدی است. یکی از دلالت‌های اصلی سیاست‌گذاری نتایج حاصل از کارآیی تولید این است که استان‌های دارای کارآیی بالاتر، دارای ظرفیت بالاتری برای رشد و توسعه اقتصادی هستند و سرمایه‌گذاری در این استان‌ها براساس مزیت‌های نسبی و سیاست‌های آمایش سرزمین می‌تواند موجبات رشد بیشتری را نسبت به توسعه سایر مناطق ایجاد کند. به‌طور کلی دو دلالت برای بالا بودن کارآیی تولید در استان‌ها قابل بیان است یا دارای ظرفیت‌های استفاده نشده به دلیل عدم برخوردارگی از امکانات هستند یا اینکه دارای نسبت بالاتری از صنعتی شدن هستند.



نمودار ۲- کارآیی تولید

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۵-۱- برآورد عوامل مؤثر بر کارآیی تولید

کاربرد اقتصادسنجی فضایی نیازمند اثبات وجود اثرات فضایی بین استان‌های مختلف

است^۱، بنابراین، ابتدا با استفاده از آماره موران وجود اثرات فضایی بر پسماندهای مدل اقتصادسنجی متعارف و متغیر کارآیی تولید، مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج جدول شماره ۲، نشان می‌دهد که آماره موران برای پسماندهای مدل متعارف و متغیر کارآیی تولید به‌عنوان متغیر وابسته تحقیق معنادار است. معناداری فرضیه صفر آماره موران به معنای وجود اثرات فضایی کارآیی تولید بین استان‌های مختلف و استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی است.

جدول ۲- آزمون اثرات فضایی

شرح	آماره موران	مقدار احتمال
متغیر وابسته	۱/۹	۰/۰۲۸
پسماندها	۳/۴۲	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

گام دوم، بررسی ضریب لاگرانژ برای تعیین وابستگی فضایی برحسب وقفه فضایی، خطای فضایی یا ترکیبی است. نتایج حاصل از ضریب لاگرانژ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی بر نبود همبستگی فضایی در اجزای اخلاص و فقدان وابستگی فضایی در مشاهدات از متغیر کارآیی تولید رد شده است. در نتیجه، براساس شواهد به‌دست آمده می‌توان از انواع مدل‌های فضایی در بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی تولید استفاده کرد، اما با توجه به معناداری هم‌زمان اثر وقفه فضایی و خطای فضایی از مدل *SAC* استفاده می‌شود.

جدول ۳- آزمون‌های ضریب لاگرانژ

شرح	ضریب لاگرانژ وقفه	ضریب لاگرانژ خطا	$RLMlag^2$	$RLMerror^3$
مقدار آماره	۵/۸۳	۱۰/۴۳	۳۱/۶۱	۳۶/۲۱
مقدار احتمال	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰

۱- گام نخست در هر تحلیل اقتصادی، بررسی ریشه واحد است. از آنجا که داده‌های مورد استفاده در سطح مانا بودند، برای صرفه‌جویی در فضا، نتایج آنها نیامده است.

- 2- Robust Lagrange Multiplier Lag
- 3- Robust Lagrange Multiplier Error

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

برای بررسی فرضیه وجود اثرات ثابت فضایی و زمانی از نسبت راست‌نمایی (LR) استفاده می‌شود. اثرات ثابت زمانی و فضایی کنترل‌کننده تمام عواملی هستند که نادیده گرفتن آنها باعث تورش در تخمین مدل می‌شود (بالتاجی، ۲۰۰۷). نتایج حاصل از آزمون نسبت راست‌نمایی در جدول شماره ۴، نشان می‌دهد که اثرات ثابت فضایی و نوعی ناهمگنی بین استان‌ها وجود دارد، بنابراین، تخمین مدل نهایی براساس اثرات ثابت فضایی خواهد بود.

جدول ۴- آزمون نسبت راست‌نمایی و هاسمن فضایی

شرح	اثرات ثابت زمان	اثرات ثابت فضا	آزمون هاسمن
آماره آزمون	۲/۵	۲۳۹۵/۵	۰/۰۰۸
مقدار احتمال	۰/۹۸	۰/۰۰	۰/۹۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به اینکه ساختار داده‌های مورد استفاده به صورت ترکیبی از زمان و مکان است، از این‌رو، از آزمون هاسمن فضایی برای تعیین مدل به صورت اثرات تصادفی یا اثرات ثابت استفاده می‌شود. نتایج آزمون فضایی هاسمن در جدول شماره ۴، نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی بر استفاده از مدل اثرات تصادفی تأیید شده، زیرا مقدار آماره هاسمن فضایی برابر با ۰/۰۰۸ بوده که دارای ارزش احتمال برابر با ۰/۹۹ است.

جدول ۵- برآورد مدل توبیت براساس SAC

عرض از مبدأ	نسبت صنعتی شدن	نسبت اعتبارات	مخارج دولت	وقفه فضایی	خطای فضایی
۰/۴۶۶	۰/۰۰۱۸	-۰/۰۰۱۳	-۰/۰۰۵۴	۰/۹۹	۰/۹۸۳
۰/۰۰	۰/۰۲۴	۰/۰۰۶	۰/۱۹۸	۰/۰۰	۰/۰۰

توضیح: اعداد داخل پرانتز مقادیر ارزش احتمال هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

نتایج حاصل از برآورد از مدل SAC در جدول شماره ۵، نشان می‌دهد که نسبت صنعتی

شدن اثر مثبت و معناداری بر کارآیی تولید دارد، به طوری که با یک درصد افزایش در نسبت ارزش افزوده صنعت، کارآیی تولید به اندازه ۰/۰۰۱۸ افزایش می‌یابد. نتایج برآوردی در مورد اثر صنعتی شدن نشان‌دهنده تأییدی بر نظریه کالدور در مورد اهمیت توسعه بخش صنعت است. به همین دلیل است که استان‌های دارای نسبت بالای صنعتی شدن، دارای کارآیی بالاتر در تولید هستند. اهمیت بخش صنعت به دلیل دارا بودن پیوندهای پسین و پیشین بالایی است که توسعه صنعت را از سایر بخش‌ها متمایز می‌کند. بررسی اثر نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی دارای دلالت‌های مفیدی بر اقتصاد ایران است. هرچه نسبت اعتبارات افزایش یابد، میزان تولید واقعی به‌ازای هر واحد از اعتبارات کاهش می‌یابد. بنابراین، کارآیی تولید در اقتصاد کاهش می‌یابد. در واقع، هرچه میزان اعتبارات به‌ازای یک واحد مشخص از تولید افزایش یابد، زمینه ظهور بازارهای مبتنی بر رانت و بدون ارزش افزوده فراهم می‌شود. به همین دلیل، اثر نسبت اعتبارات بر کارآیی تولید منفی بوده است. یکی از دلایل دیگر برای اثرگذاری منفی نسبت اعتبارات بر کارآیی تولید ناشی از این واقعیت است که نوعی انحراف در هدایت تسهیلات بانکی وجود دارد و در عمل تسهیلات، در بخش‌های دارای ارزش افزوده بالا تخصیص نمی‌یابد. براساس یافته‌های تحقیق با افزایش یک درصد در نسبت اعتبارات، کارآیی تولید به اندازه ۰/۰۰۱۳ کاهش می‌یابد. اثرگذاری منفی اعتبارات بر کارآیی تولید نشان‌دهنده اهمیت معمای نقدینگی در اقتصاد ایران است. وجود بازارهای رانتی و نظارت نادرست بر قراردادهای وام‌دهی بانک‌ها باعث شده است که فعالیت‌های تولیدی تأمین مالی نشوند. نوسان نرخ ارز و رونق معاملاتی بازارهای دارای ارزش افزوده پایین از عمده دلایل اصلی برای انحراف اعتبارات است.

به‌طور عموم انتظار بر این است که مخارج عمرانی دولت به ایجاد زیربناها و تسهیل فعالیت بخش خصوصی و افزایش کارآیی تولید شود، اما زمانی که برنامه‌ریزی مخارج عمرانی مبتنی بر نیاز تولید نباشد، مخارج عمرانی باعث کاهش کارآیی تولید می‌شود. شواهد برای مطالعه حاضر در جدول شماره ۵، نشان می‌دهد که اثر مخارج عمرانی بر کارآیی تولید منفی و از نظر آماری معنادار نیست. در واقع، بی‌معنی بودن اثر مخارج عمرانی بر کارآیی تولید نشان‌دهنده هدفمند

نبودن مخارج عمرانی دولت است. از این رو، برنامه‌ریزی دولت برای تکمیل پروژه‌های عمرانی متناسب با نیاز هر منطقه و مبتنی بر مزیت تولید هر استان می‌تواند زمینه افزایش کارآیی تولید و اثرگذاری مطلوب مخارج عمرانی دولت را بر اقتصاد فراهم آورد.

یکی از مشکلات اصلی برای مدل برآوردی جدول شماره ۵، تساوی اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته است، در حالی که در واقعیت چنین چیزی وجود ندارد و براساس نظریه تابلو مناطق به یکدیگر وابسته هستند، بنابراین، اثرات سرریز متغیرهای توضیحی مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای بررسی دقیق اثرات سرریز باید از سایر مدل‌های فضایی مانند SDM ، $SDEM$ و SLX بهره برد. برای انتخاب بهترین مدل از معیار آکاییک استفاده شده است. با توجه به معیار حداقل مقدار آکاییک برای مدل SDM ، از مدل SDM استفاده می‌شود. براساس شواهد به دست آمده در جدول شماره ۶، اثرات صنعتی شدن در سایر استان‌های $j \neq i$ بر میزان کارآیی تولید استان i منفی و معنادار است، به طوری که با افزایش یک درصد سهم بخش صنعت از تولید کل در سایر استان‌ها، به طور متوسط کارآیی تولید استان i به اندازه ۰/۰۱۰۴ کاهش می‌یابد. یکی از دلایل اصلی برای اثرگذاری منفی اثرات سرریز صنعتی شدن ناشی از این واقعیت است که صنعت در ایران از سطح توسعه‌یافتگی پایینی برخوردار بوده و توسعه صنعت به صورت بنیادی صورت نگرفته است، اما افزایش نسبت اعتبارات اگرچه در خود استان اثر منفی بر کارآیی تولید دارد، اما افزایش اعتبارات در سایر استان‌های $j \neq i$ ، نوعی تقاضا را برای استان i ایجاد می‌کند که به بهبود افزایش تولید و بنابراین افزایش کارآیی تولید منجر می‌شود. بنابراین، ایجاد تقاضا از سمت سایر مناطق، گامی اساسی برای بهبود در کارآیی تولید است و در سطح کلان بهبود کیفیت تولیدات برای جذب تقاضای سایر کشورها گامی اساسی برای افزایش رشد اقتصادی است. براساس مدل برآوردی افزایش مخارج عمرانی دولت هم به طور مستقیم و هم به طور غیرمستقیم باعث کاهش کارآیی تولید در اقتصاد ایران شده و این، به دلیل ناکارآمدی برنامه‌های دولت در راستای تسهیل

فعالیت بخش خصوصی است.

جدول ۶- برآورد مدل توییت فضایی براساس مدل SDM

اثرات غیرمستقیم		اثرات مستقیم		متغیر
p-value	ضریب	p-value	ضریب	
۰/۰۰	-۰/۰۱۰۴	۰/۰۱۳	۰/۰۰۱۷	صنعتی شدن
۰/۰۰	۰/۰۰۴۲	۰/۰۱۴	-۰/۰۰۱۹	اعتبارات
۰/۰۰	-۰/۰۰۴۲	۰/۰۱۱	-۰/۰۱۶۹	مخارج عمرانی
		۰/۰۱۶	۰/۰۵۹	عرض از مبدأ
		۰/۰۰	۰/۷۶۹	ضریب همبستگی فضایی

توضیح: اعداد داخل پرانتز مقادیر ارزش احتمال هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۶- نتیجه گیری و پیشنهادها

یکی از عوامل اصلی برای وجود شکاف رشد اقتصادی بین استان‌ها، تفاوت کارآیی تولید یا به عبارتی، عدم استفاده بهینه از منابع و نهاده‌های موجود است. براساس این، مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت تابع تولید ترانسلوگ و روش تخمین مرزی تصادفی به برآورد کارآیی تولید در استان‌های مختلف برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ می‌پردازد، نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که کارآیی تولید در استان‌های چهارمحال و بختیاری، آذربایجان شرقی و زنجان دارای بیشترین مقدار به ترتیب معادل با ۰/۶۳، ۰/۵۷ و ۰/۵۴ است و استان‌های خراسان رضوی و اصفهان دارای کمترین کارآیی معادل با ۰/۰۹ و ۰/۱۱ هستند. شواهد برای استان‌های ایران نشان می‌دهد که صنعتی شدن و رونق فعالیت‌های با انرژی‌بری پایین عامل اصلی برای افزایش کارآیی تولید است. همچنین شواهد حاصل از به کارگیری رهیافت مدل توییت فضایی نشان می‌دهد که افزایش نسبت اعتبارات به تولید و صنعتی شدن به ترتیب باعث کاهش و افزایش معنادار در کارآیی تولید می‌شود. علاوه بر این، بررسی اثرات سرریز نشان می‌دهد که اثرات سرریز صنعتی شدن بر کارایی تولید، منفی و اثرات سرریز اعتبارات بر کارایی تولید، مثبت است. بنابراین، هدفمند کردن مخارج

عمرانی دولت براساس نیاز تولیدی مناطق، هدایت اعتبارات به سمت فعالیت‌های دارای ارزش‌افزوده بالا، بهبود تکنولوژی برای کاهش مصرف انرژی، توسعه بنیادی صنعت مبتنی بر سیاست آمایش سرزمین و ایجاد ثبات در بازارهای دارای ارزش‌افزوده پایین برای کاهش سودآوری در بازارهای رانتی، از جمله سیاست‌های بهینه برای بهبود کارآیی تولید و کاهش شکاف رشد اقتصادی بین استان‌ها هستند.

منابع

- امام‌وردی، قدرت‌اله، فراهانی، مهدی و شقاقی، فاطمه (۱۳۹۰). بررسی تطبیقی اثر گسترش بازارهای مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه با روش داده‌های تلفیقی ۲۰۰۸-۱۹۷۵. *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال ۴، شماره ۱۴، ۴۵-۷۲.
- براتی، جواد، کریمی موغاری، زهرا و مهرگان، نادر (۱۳۹۶). تعیین و تحلیل سرریز سرمایه‌گذاری صنعتی استان‌های ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲۹، ۱۳۲-۹۹.
- دل‌انگیزان، سهراب، گلی، یونس و گلی، یحیی (۱۳۹۶). اندازه‌گیری نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها و بررسی هم‌گرایی رشد آنها (رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۲۸، ۸۳-۹۸.
- دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۱). تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد اقتصادی منطقه‌ای در ایران، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۸، ۲۳-۵۵.
- دهقان شبانی، زهرا و شهنازی، روح‌اله (۱۳۹۶). تحلیل تأثیر سرریزهای بین استانی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۱، ۸۹-۱۱۵.
- صمصامی، حسین و امیرجان، رضا (۱۳۹۰). بررسی اثر تسهیلات بانکی بر ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۹، ۱۲۹-۱۵۰.
- فطرس، محمدحسن و بهشتی‌فر، محمود (۱۳۸۵). تعیین سطح توسعه‌یافتگی استان‌های کشور و نابرابری بین آنها طی سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۸۳، *نامه اقتصادی*، شماره ۲، ۱۰۱-۱۲۲.
- مکیان، سیدنظام‌الدین و ایزدی، محمدرضا (۱۳۹۴). بررسی رابطه توسعه نظام مالی با رشد اقتصادی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۶۲، ۱۶۲-۱۳۹.
- محمدنژاد، نیما، فطرس، محمدحسن و معصومی، محمدرضا (۱۳۹۴). تحلیل ارتباط بین

اعتبارات بانکی و رشد اقتصادی، دو فصلنامه اقتصاد پولی و مالی، شماره ۱۰،

۱-۲۲.

محمدی، تیمور، ناظمان، حمید و خداپرست پیرسرایبی، یزدان (۱۳۹۳). بررسی رابطه علیت

پویای بین توسعه مالی، باز بودن تجاری و رشد اقتصادی؛ مقایسه موردی دو

کشور نفتی ایران و نروژ، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، دوره ۳، ۱۷۸-۱۵۱.

Abraham, V., Sasikumar, S.K., (2010). Labour Cost and Export Behaviour of Firms in Indian Textile and Clothing Industry. *Munich Personal RePEc Archive (MPRA)*. Last accessed on 18-09-2012 in http://mpra.ub.unimuenchen.de/22784/1/Labour_Cost_and_Export_Behaviour.pdf

Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical economics*, 20(2), 325-332.

Melander, O., & Bayoumi, T. (2008). *Credit matters: empirical evidence on US macro-financial linkages* (No. 8-169). International Monetary Fund.

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using stata* (Vol. 2). College Station, TX: Stata press.

Chakravarty, S., & Mitra, A. (2009). Is industry still the engine of growth? An econometric study of the organized sector employment in India. *Journal of Policy Modeling*, 31(1), 22-35.

Chen, J., Wu, Y., Song, M., & Zhu, Z. (2017). Stochastic frontier analysis of productive efficiency in China's Forestry Industry. *Journal of Forest Economics*, 28, 87-95.

Driscoll, J. C. (2004). Does bank lending affect output? Evidence from the US states. *Journal of monetary economics*, 51(3), 451-471.

Elhorst, J. P. (2014). Linear spatial dependence models for cross-section data. In *Spatial Econometrics* (pp. 5-36). Springer, Berlin, Heidelberg.

Gurley, J. G., & Shaw, E. S. (1967). Financial structure and economic development. *Economic development and cultural change*, 15(3), 257-268.

Hoang, V. N. (2014). Analysis of resource efficiency: A production frontier approach. *Journal of environmental management*, 137, 128-136.

Kaldor, N. (1966). *Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom: an inaugural lecture*. Cambridge University Press.

Khan, K. S., & Siddiqi, M. W. (2011). Impact of manufacturing industry on economic growth in case of Pakistan: A Kaldorian Approach.

- Levine, R. (2005). Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of economic growth, 1*, 865-934.
- Mamuneas, T. P., Savvides, A., & Stengos, T. (2006). Economic development and the return to human capital: a smooth coefficient semiparametric approach. *Journal of Applied Econometrics, 21*(1), 111-132.
- Econometrics, C. (2008). Analysis of the main factors of regional growth: An in-depth study of the best and worst performing european regions. *An Inception Report for the European Commission, DG Regional Policy*.
- McDonald, J. F., & Moffitt, R. A. (1980). The uses of Tobit analysis. *The review of economics and statistics*, 318-321.
- Roubini, N., & Sala-i-Martin, X. (1992). Financial repression and economic growth. *Journal of development Economics, 39*(1), 5-30.
- Rousseau, P.L., & Wachtel, P. (2000). Equity markets and growth: cross-country evidence on timing and outcomes, 1980–1995. *Journal of Banking & Finance, 24*(12), 1933-1957.
- Schumpeter, J (1934), *The Theory of Economic Development*, Harvard University Press.
- Szirmai, A. (2012). Industrialization as an engine of growth in developing countries, 1950–2005. *Structural change and economic dynamics, 23*(4), 406-420.
- Tomola, M.O, Adebisi, T.E, Olawale, F.K (2012). Bank Lending, Economic Growth And The Performance Of The Manufacturing Sector In Nigeria, *European Scientific Journal, 8*(3),19-36.
- Wurgler, J. (2000). Financial markets and the allocation of capital. *Journal of financial economics, 58*(1-2), 187-214.
- Zhao, Z. (2017). Measurement of production efficiency and environmental efficiency in China's province-level: a by-production approach. *Environmental Economics and Policy Studies, 19*(4), 735-759.