نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۵
سال سی و یکم، بهار ۱۴۰۲، صفحه ۱۰۷ - ۸۷

بررسی اثر تجمیع صنعتی بر نرخ بیکاری در استان‌های ایران: رویکرد اقتصادسنجی فضایی

فرید خلیلی
دانشجوی دکتری اقتصاد، گرایش اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
farid_khalili55@yahoo.com
علی فلاحتی
دانشیاراقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. (نویسنده مسئول)
ali.falahatii96@gmail.com
کیومرث سهیلی
دانشیار اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
qsoheily@yahoo.com

ساختار فضایی ناهمگون نرخ اشتغال منطقه‌ای درایران یکی از مهم‌ترین چالش‌های توسعه اقتصادی است.به لحاظ نحوه توزیع فعالیت‌های اقتصادی دریک اقتصاد با شرایط درحال تغییر کنونی و تفاوت‌های گسترده‌ای که درتوزیع نرخ‌بیکاری در مناطق واستان‌های ایران وجود دارد، شناسایی عوامل مؤثر بر نرخ بیکاری استانی و اثرات سرریز فضایی بین استان‌های ایران، از جمله تجمیع صنعتی، می‌تواند در برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری‌های هدفمند برای بهبود وضعیت اشتغال وتوزیع ناهمگونی نرخ بیکاری درمناطق مورد توجه قرار بگیرد. با توجه به این موضوع، هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی اثر تجمیع صنعتی بر نرخ بیکاری در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۶ با رویکرد اقتصادسنجی فضایی ترکیبی است. برآوردها نشان می‌دهد که وابستگی فضایی در داده‌های تحقیق وجود دارد و تجمیع صنعتی تأثیر منفی و معناداری بر نرخ بیکاری در استان‌های مورد مطالعه داشته است. به بیانی دیگر شاخص تجمیع صنعتی اثر معکوس و منفی بر نرخ بیکاری در استان و استان‌های همجوارخود دارد..

طبقه‌بندی JEL: H11,E24,L16,L74,J21
واژگان کلیدی: تجمیع صنعتی، نرخ بیکاری، استان‌های ایران، اقتصادسنجی فضایی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۷/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱/۳۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

۱. مقدمه

بیکاری مهمترین شاخصه اقتصادهای در حال رشد و توسعه است، به گونه‌ای که هر چه رشد و توسعه اقتصادی در سطح بالایی باشد، توان جذب نیروی کار در حال رشد در قالب اشتغال افزایش یافته و سلامت اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. نرخ بیکاری به صورت نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال تعریف می‌شود (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۱). به این دلیل بیکاری شاخصی از کیفیت عملکرد اقتصاد است که نیروی کار از نظر ایجاد ارزش افزوده در اقتصاد دارای اهمیت است، و بیکاری نشان دهنده بهره‌برداری کمتر از ظرفیت واقعی اقتصاد است. در ابعاد منطقه‌ای، مهاجرت نیروی کار نمود واقعی نابرابری رشد اقتصادی است، و افزایش رشد اقتصادی در یک منطقه، جاذبه‌ای برای انتقال نیروی کار از مناطق با رشد اقتصادی پایین است (دادی،[1] ۲۰۱۸). در واقع رشد اقتصادی عاملی مهم برای تغییرات نرخ بیکاری است، اما رشد اقتصادی به تنهایی نمی‌تواند زمینه را برای افزایش اشتغال و سلامت اقتصادی فراهم سازد، در همین راستا، ساختار تولید در اقتصاد نقش مهمی در تغییرات بیکاری دارد. ساختارهای اقتصادی به صورت سهم بخش‌های مختلف اقتصادی از قبیل صنعت و کشاورزی در تولید ناخالص داخلی قابل تعریف است، در واقع اقتصادهای مبتنی بر بخش کشاورزی به دلیل ماهیت فعالیت‌های بخش کشاورزی، فصلی بوده و ناپایداری اشتغال را افزایش می‌دهد. اما بخش صنعت براساس تئوری کالدور (۱۹۶۶) به دلیل دارا بودن بیشترین پیوندهای پسین و پیشین نقش مهمی را در جذب نیروی کار دارد، گلادین و راتورن (۱۹۸۸) در مطالعه‌ای برای اقتصاد آمریکا، اروپا و ژاپن در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵ نشان می‌دهند که افزایش بیکاری بعد از سال ۱۹۷۹ به میزان قابل توجهی نتیجه یک بحران صنعتی بوده است، طوری که تعدادی از کشورهای اروپایی مانند اسپانیا، بریتانیا، بلژیک، ایرلند، هلند و فرانسه در هر سال بین ۲/۴ تا ۳/۸ درصد از مشاغل صنعتی خود را از دست داده‌اند که این امر شدیدا منجر به افزایش بیکاری در این کشورها گردید (فلاحتی و همکاران، ۱۳۹۸). اما این فرضیه قابل طرح است که با افزایش رشد صنعت، اشتغال

1. Dody

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

زمانی به طور معنی‌داری افزایش می‌یابد که ساختار صنعتی مبتنی بر روابط متقابل بین بخش‌های صنعتی قابل تعریف باشد. یکی از شاخص‌های ساختار صنعت، ضریب مکان یا به عبارتی تجمیع صنعتی[1] است.

تجمیع صنعتی به فرآیندی اطلاق می‌شود که در آن معمولاً تمامی انواع فعالیت‌های تجاری، تولیدی، خدمات و صنایع منابع-محور[2] به‌صورت گروه‌هایی در فضای جغرافیایی در مجاورت یکدیگر قرار می‌گیرند. اگر، به هر دلیلی، گروه بزرگی از چنین بنگاه‌هایی در یک بخش یا مجموعه‌ای از بخش‌ها در یک محل واقع شوند، نتیجه انجام این خوشه‌بندی دستیابی به سطح بالایی از سرمایه‌گذاری در آن مکان خاص خواهد بود(ماملی و همکاران،[3] ۲۰۰۸). لذا در این شرایط تقاضا برای تنوع گسترده‌ای از انواع نیروی کار افزایش خواهد یافت و بنابراین بیکاری در اقتصاد کاهش می‌یابد.

در الگوی مارشال (۱۸۹۰، ۱۹۲۰) صرفه‌های ناشی از تجمع به‌عنوان صرفه‌های خارجی شناخته شده‌اند که این صرفه‌ها از یک بنگاه واحد مستقل بوده و به همه بنگاه‌های موجود در یک منطقه یکسان تعلق دارند. یک توصیف مناسب از رویکرد مارشال توسط کروگمن (۱۹۹۱) ارائه شده است (کامیونیان و همکاران،[4] ۲۰۱۰). البته، همانند توصیف مارشال درباره علل ایجاد صرفه‌های ناشی از تجمع، هوور[5] (۱۹۳۷ و ۱۹۴۸) نیز یک طبقه‌بندی برای انواع صرفه‌های ناشی از تجمع بیان نموده است. هوو معتقد است که یک دلیل اصلی برای وجود صرفه‌های اقتصادی نسبت به تجمع، وجود ذخیره نیروی کار محلی متخصص است. این موضوع به بنگاه‌ها امکان می‌دهد تا بتوانند هزینه‌های استخدام نیروی کار خود را کاهش دهند و در مورد این موضوع دو جنبه اساسی وجود دارد. اولین جنبه آن است که بنگاه‌ها برای پاسخ به شرایط بازار به میزان کافی از نیروی کار نیاز دارند. بنابراین، اگر شرایط تقاضای بازار به سرعت افزایش یابد، یک بنگاه تمایل به گسترش سریع نیروی کار خود خواهد داشت و به آغاز یک فرآیند جستجو برای یافتن نیروی کار نیازمند خواهد بود. ثانیاً، بنگاه

1. Industrial Aggregation
2. Resource-Based Industries
3. Mameli
4. Comunian et al
5. Hoover

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

همچنین نیاز دارد تا اطمینان حاصل کند که کارکنانش قادر هستند به درستی وظایف خود را انجام دهند. در بسیاری از بخش‌ها هزینه آموزش نیروی کار و کسب مهارت می‌تواند بسیار بالا باشد. این بدان خاطر است که کارگران نیاز دارند تا خود را برای دوره‌های تخصصی و دستورالعمل‌ها آماده کنند. همچنین، هزینه فرصت مربوط به زمان لازم برای این فعالیت‌های آموزشی می‌تواند بسیار بالا باشد. البته، اگر یک بنگاه در منطقه‌ای مستقر شده باشد که از ذخیره گسترده‌ای برای نیروی کار محلی با مهارت‌های تخصصی مورد نیاز یک صنعت خاص برخوردار است؛ هزینه‌های گسترش نیروی کار برای این بنگاه نسبتا پایین خواهد بود. چرا که بنگاه مجبور خواهد بود تا فعالیت‌های آموزش مجدد به میزان کمتر یا هیچ را به عهده بگیرد. همچنین، برای صنایعی که در آن هزینه‌های کسب مهارت بالا است و یا این‌که هزینه‌های فرصت زمانی به خاطر تغییر سریع شرایط بازار بالا باشد، یک ذخیره محلی برای نیروی کار متخصص می‌تواند منافع بسیار زیادی برای بنگاه در پی داشته باشد (دورانتون و پوگا،[1] ۲۰۰۴).

با توجه به اهمیت ساختار صنعت در تعیین نرخ بیکاری این مسأله قابل بررسی است که آیا ساختار صنعتی به صورت شاخص ضریب مکان می‌تواند اثر معنی‌داری را بر بیکاری در استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۸۶ داشته باشد، برای همین از شواهد آماری در سطح استانی استفاده شده است و با توجه به امکان اثرات فضایی بین استان‌های ایران، از رهیافت اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شود.

۲. ادبیات و پیشینه تحقیق

رشد اقتصادی تعیین کننده تقاضا برای نیروی کار است. اثرات تجمیع صنعتی به دو دلیل باعث افزایش رشد اقتصادی و بنابراین تقاضا برای نیروی کار می‌شود ابتدا صنعت نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی دارای بازدهی بالاتری است و به همین دلیل رشد اقتصادی به طور بیشتری افزایش می‌یابد دوم اینکه تجمیع صنعتی به دلیل اثرات صرفه مقیاس باعث افزایش بیشتری در تولید می‌شود. بنابراین تمرکز تنوع بالایی از صنایع در یک منطقه جغرافیایی باعث افزایش جذب نیروی کار شده و به این

1. Duranton and Puga

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

واسطه باعث کاهش بیکاری شده است (میترا و ساتو[1]، ۲۰۰۷). تجمیع صنعتی باعث کاهش هزینه‌های زیربنایی برای بخش‌های صنعتی شده و کاهش فاصله بین صنایع باعث تسهیل توزیع کالاها شده و بنابراین منجر به ایجاد بازاری وسیع برای اشتغال شده است (مولادی[2]، ۲۰۱۲). تجمیع صنعتی با ایجاد بازارهای متراکم کیفیت تطابق بین نیروی کار و کارفرما را افزایش می‌دهد (هلسی و استرانگ،[3]۱۹۹۰) چنین نتایجی نیز در مطالعات کیم[4] (۱۹۹۰) ساتو[5] (۲۰۰۱) و ویلر[6] (۲۰۰۱) نیز تأیید شده است. در بازار کار متراکم همواره تطابق نیروی کار با نیاز مهارتی مدنظر است و فرصت برای جایگزینی نیروی کار با تطابق بالاتر در جهت بهره‌وری بیشتر وجود دارد (هندرسن[7] ۱۹۸۶). لذا اثر تجمیع صنعتی بر بیکاری تابعی از اثرات آن بر ایجاد و تخریب مشاغل است. در واقع با افزایش مهاجرت ناشی از تجمیع صنعتی نرخ ایجاد و از دست رفتن شغل به طور معنی‌داری افزایش می‌یابد. چرا که تطابق مهارت و نیروی کار در بازارهای با متراکم دارای بهره‌وری پایین باعث از دست رفتن شغل می‌شود و به این واسطه تجمیع صنعتی باعث افزایش بیکاری شده است. در مقابل افزایش مهاجرت به دلیل وجود بازار متراکم باعث افزایش در ایجاد مشاغل برای تطابق بالای بین مهارت و شغل شده و به این واسطه شغل افزایش یافته و بیکاری به طور معنی‌داری کاهش می‌یابد لذا برآیند اثر تجمیع صنعتی بر بیکاری به نرخ رشد ایجاد شغل در مقابل از دست رفتن شغل وابسته است (فرانسیس[8] ۲۰۰۹). در واقع هر چه تطابق بین نیروی کار به سهولت صورت گیرد نرخ بیکاری به طور معنی‌داری کاهش می‌یابد (گلیسر و ماری ۲۰۰۱) بنابراین چون تجمیع صنعتی باعث تسهیل در فرآیند تطابق می‌شود لذا بیکاری را کاهش می‌دهد. یکی از تعیین‌کننده‌های رابطه بین تجمیع صنعتی بیکاری، مهاجرت است. به این صورت که هر چه مهاجرت محدود باشد، با افزایش در تجمیع صنعتی، بیکاری به طور معنی‌داری کاهش می‌یابد، اما زمانی که مهاجرت قادر باشد، تقاضای

1. Mitra and Sato
2. Muladi
3. Helsey and Strange
4. Kim
5. Sato
6. Wheeler
7. Henderson
8. Francis

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

افزایشی برای نیروی کار ناشی از افزایش تجمیع صنعتی را پاسخ دهد، به دلیل ورود نیروی کار ناشی از مهاجرت، ممکن است بیکاری افزایش یابد، و رابطه‌ای مثبت بیکاری و تجمیع صنعتی وجود دارد (فرانسیس ۲۰۰۳). اما واقعیت آن است که اقتصادهای با درجه برابری رشد اقتصادی ممکن است، نرخ بیکاری متفاوتی را تجربه کنند، که این مسأله در نوع ساختار اقتصادی کشورها نهفته است. ساختارهایی که دارای بیشترین اثرات درونی و بین بخشی داشته باشند و بتوانند در تعاملی پویا رشد اقتصادی و اشتغال را تغییر دهند.

تجمیع صنعتی و صرفه‌های اقتصادی آن

مارشال (۱۹۲۰) سه منبع برای وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس شناسایی کرده است که شامل سرریزهای دانش،[1] نهاده‌های محلی غیرقابل مبادله[2] و ذخیره نیروی کار ماهر محلی[3] است (بروکنر،[4] ۲۰۱۳).

الف) سرریزهای دانش: اگر تعداد زیادی از بنگاه‌ها در یک صنعت واحد در مجاورت یکدیگر و در یک مکان یکسان به‌صورت گروهی مستقر شوند، میزان تعاملات رسمی و غیررسمی بین نیروی کار در بخش‌های مختلف افزایش یافته و تبادل اطلاعات منجر به محصولات جدید، ابداع تکنولوژی و فرآیندهای با بهره‌وری بالاتر افزایش می‌یابد که این مسأله باعث جذب انواع نیروی کار شده و بیکاری در اقتصاد کاهش می‌یابد (دورانتون و پوگا،[5] ۲۰۰۴).

ب) نهاده‌های محلی غیرقابل تجارت[6]: در موقعیتی که تعداد زیادی بنگاه در یک صنعت یکسان با هم در یک منطقه یکسان به صورت گروهی مستقر شده باشند، این امکان وجود دارد که نهاده‌های تخصصی خاص را برای گروه بنگاه‌های حاضر در این منطقه با روشی کاراتر نسبت به حالتی که همه بنگاه‌ها به‌صورت پراکنده مستقر شده باشند، فراهم نمود. به خاطر متمایز نمودن

1. Knowledge Spillovers
2. Non-traded Inputs
3. Local Skilled Labour Pool
4. Brokner
5. Duranton and Puga
6. Non-Traded local Inputs

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

این نهاده‌ها از نهاده‌های مصرف شده از نوعی که در مدل‌های وبر و موزس بیان شد، به این نوع نهاده‌ها با عنوان نهاده‌های «غیر قابل تجارت»[1] شناخته می‌شوند. علاوه بر این زمانی که تعداد زیادی بنگاه در یک صنعت حاضر باشند که در یک مکان یکسان مستقر شده‌اند؛ هزینه متوسط ارائه این خدمات به هر یک از مشارکت کنندگان در بازار پایین خواهد بود . دلیل این امر این است که هزینه‌های ایجاد چنین خدماتی بر روی تعداد زیادی از بنگاه‌های محلی که مشتری این خدمات هستند، سرشکن می‌شود. دومین نوع نهاده‌های محلی غیر قابل تجارت، زیرساخت‌های تخصصی محلی است. تمام مشارکت‌کنندگان در بازار محلی از وجود زیرساخت‌های تخصصی بهره می‌برند و هزینه ایجاد آن در میان تمامی بنگاه‌های ذینفع سرشکن می‌شود. همان‌طور که در بالا بیان شد، هزینه‌های تهیه نهاده‌های محلی غیرقابل تجارت برای هر بنگاه زیر در داخل خوشه همراه با پیوستن بیشتر بنگاه‌ها به خوشه کاهش خواهد یافت.

ج) ذخیره نیروی کار ماهر محلی[2]: سومین منبع برای وجود صرفه‌های اقتصادی نسبت به تجمع وجود ذخیره نیروی کار محلی متخصص است. به این صورت که از یک طرف به دلیل تجمیع انبوهی از نیروی کار، تطابق بین مهارت و شغل افزایش می‌یابد و از طرف دیگر به دلیل تنوع گسترده‌ای از نیروی کار، هزینه آموزش به طور معناداری کاهش می‌یابد.

دورانتون و پوگا[3] (۲۰۰۴) سه منبع یاد شده را به صورت فرآیندهای یادگیری، اشتراک‌گذاری و انطباق[4] معرفی می‌کند. این نوع فرمول‌بندی کامل و مناسب باعث شده است که تجمع به عنوان یک پدیده پویا حاوی فرآیندهای تعاملی همزمان در نظر گرفته شود. ویژگی اصلی هر یک از این منابع ایجاد کننده صرفه‌های ناشی از تجمع آن است که خوشه‌بندی فضایی می‌تواند هزینه‌های تبادل دانش و اطلاعات را کاهش می‌دهد. بنابراین، خوشه‌بندی بنگاه‌ها این احتمال را افزایش می‌دهد که اطلاعات مناسب انتقال یابد، خدمات ضروری تخصصی فراهم شود و به‌گونه‌ای مناسب نیروی کار ماهر در آن موقعیت مکانی نسبت به سایر مکان‌های دارای پراکندگی به‌گونه مناسبی در دسترس

1. Non-traded
2. Local Skilled Labour Pool
3. Duranton and Puga
4. Learning and Sharing

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

باشد. بنابراین به طور کلی تجمیع صنعتی به دلیل افزایش تقاضا برای نیروی کار ناهمگن، بیکاری را در اقتصاد به طور معناداری کاهش می‌دهد.

۳. پیشینه پژوهش

با توجه به اهمیت بیکاری در اقتصاد، مطالعات متعددی در راستای شناخت عوامل مؤثر بر بیکاری در ایران و کشورهای متعدد انجام شده است. ملادرویش و مظفری‌پور (۱۴۰۰) با استفاده از شواهد آماری کشورهای منتخب برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۸ و به کارگیری رهیافت رگرسیون آستانه‌ای پنل نشان می‌دهند که تورم و تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معنی‌داری را بر بیکاری دارد. غفاری فرد و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از شواهد آماری استان‌های ایران برای دوره ۱۳۹۷-۱۳۹۰ و به کارگیری رهیافت داده‌های تابلویی اصلاح شده نشان می‌دهند که تولید ناخالص داخلی باعث کاهش بیکاری و تورم باعث افزایش بیکاری شده است. منتظری شورکچالی و زاهد غروی (۱۴۰۰) با استفاده از رهیافت مارکوف- سوئیچینگ و شواهد آماری ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۵۸ نشان می‌دهند که رشد اقتصادی واقعی اثر منفی و معنی‌داری را بر بیکاری دارد و تورم در یک دوره کوتاه باعث کاهش بیکاری، اما در بلندمدت باعث افزایش بیکاری شده است.

حسین زاده و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر نرخ رشد اقتصادی بر نرخ بیکاری واقعی و نایرو در استان‌های ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ با استفاده از رهیافت حالت-فضا و فیلتر کالمن می‌پردازند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که رشد اقتصادی بانفت نمی‌تواند باعث کاهش بیکاری شود، اما رشد اقتصادی بدون نفت باعث کاهش بیکاری شده است. فلاحتی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از داده‌های استانی برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ و رهیافت اقتصادسنجی فضایی به بررسی اثرات سرریز صنعتی شدن بر بیکاری استان‌ها می‌پردازد. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که توسعه صنعت و رشد اقتصادی اثر منفی و معناداری بر بیکاری دارد اما اثر جمعیت بر بیکاری مثبت و از نظر آماری معنادار است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

کیناس و نیاح[1] (۲۰۲۲) عوامل تعیین کننده بیکاری فارغ‌التحصیلان دانشگاهی ۶ استان جاوا برای دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۰ با استفاده از رهیافت داده‌های پانل مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج برآوردها نشان می‌دهند که افزایش رشد اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری را بر بیکاری دارد، در حالیکه تورم اثر معنی‌داری را بر بیکاری ندارد.

عبدرچمان و همکاران[2] (۲۰۲۱) عوامل تعیین کننده بیکاری را در بخش صنعت انرونزی با استفاده از رهیافت داده‌های پانل مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که توسعه صنعت باعث افزایش تقاضا برای نیروی کار شده و به همین دلیل بیکاری به طور معنی‌داری کاهش می‌یابد. بایار و ساسماس[3] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای برای اقتصاد ترکیه در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۲۱ و به کارگیری رهیافت هم‌انباشتگی نشان می‌دهند که تورم اثر مثبتی را بر بیکاری دارد، اما تولید صنعتی باعث کاهش در بیکاری شده است. ورساری و ساماراویرا[4] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با استفاده از کاربرد مدل لاجیت و نمونه‌ای شامل ۳۵۶۲ جوان سریلانکایی، عوامل مؤثر بر بیکاری جوانان را مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که به دلیل عدم تطابق مهارتی و جغرافیایی، آموزش نتوانسته منجر به کاهش بیکاری شود. در همین راستا بهبود کیفیت سرمایه انسانی به واسطه آموزش مهمترین اولویت سیاستی سریلانکا است. ایبچزور و همکاران[5] (۲۰۲۱) علت بیکاری فارغ‌التحصیلان جنوب شرقی نیجریه را مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج به کارگیری تحلیل آنوا برای ۳۹۹ نمونه نشان می‌دهد، عدم کسب مهارت کارآفرینی مهمترین علت بیکاری است. نی و همکاران[6] (۲۰۲۱) عوامل مؤثر بر بیکاری را در مالزی با استفاده از رویکرد رگرسیون خطی چندگانه برای دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۱ مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که افزایش تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معنی‌داری را بر بیکاری دارد. سیدیکا[7] (۲۰۲۱) عوامل مؤثر بر بیکاری را در کشورهای منتخب در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ با

1. Kinasih and Nihayah
2. Abdurachman et al
3. Bayar & Sasmaz
4. Weerasiri and Samaraweera
5. Ibecheozor et al
6. Ni et al
7. Siddiqa

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ ارز و مخارج بر روی آموزش اثر منفی و معنی‌داری را بر بیکاری دارد، در حالی که جمعیت اثر مثبت بر بیکاری دارد. الومن-دامن[1] (۲۰۲۱)عوامل تعیین کننده بیکاری را در کشورهای عربی برای دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۰ و به کارگیری رهیافت داده‌های پانل مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که رشد جمعیت اثر منفی بر بیکاری دارد، در حالی تورم و مخارج دولت اثر مثبت بر بیکاری دارد، اما رشد اقتصادی اثر معنی‌داری بر بیکاری ندارد. پریا[2] (۲۰۲۱) عوامل مؤثر بر بیکاری در کشورهای آسیایی منتخب برای دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۵ و رهیافت اثرات ثابت مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر بیکاری دارد، در حالی که رشد جمعیت اثر مثبت بر بیکاری دارد.

طرابلسی[3] (۲۰۱۹) توسعه صنعت را در کاهش بیکاری کشورهای عربی برای دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۰ و رهیافت توصیفی مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که تمرکز بر توسعه صنایع مواد غذایی، مبلمان و صنایع سبک می‌تواند نقش مهمی را در کاهش بیکاری داشته باشد. ادو و همکاران[4] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای برای کشور نیجریه رابطه بین توسعه صنعتی و بیکاری را با استفاده از رهیافت ARDL مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که توسعه صنعت اثر معنی‌داری را بر کاهش بیکاری دارد. کاستری و پلیگرینی[5] (۲۰۱۶) رابطه بین تجمیع صنعتی و بیکاری را در۲۵۴ منطقه برای ۲۶ کشور اروپایی در دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۳ مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج به کارگیری رهیافت اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد که تجمیع صنعتی باعث افزایش اشتغال شده است. میزونو و همکاران (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای برای ۱۱۸ منطقه شهری ژاپن برای دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۹۵ به بررسی اثر تنوع صنعتی بر بیکاری

1. Almula-Dhanoon
2. Priya et al
3. Trabulsi
4. Adu et al
5. Castris & Pellegrini

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

می‌پردازند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهند که تنوع صنعتی، ضریب مکان و سهم فارغ التحصیلان موسسات آموزش عالی اثر منفی و معنی‌داری را بر بیکاری دارد.

۴. مدل و روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

برای بررسی عوامل مؤثر بر بیکاری در این مطالعه از رهیافت اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شود. اقتصادسنجی فضایی یکی از شاخه‌های اقتصادسنجی است که در سال‌های اخیر مورد توجه اقتصاددانان بوده 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 مسأله 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 امر به دلیل نقض فروض گاوس–مارکف کاربردی در مدل‌های رگرسیونی رخ دهد (شکیبایی و همکاران ۱۳۹۴). مدل مورد مطالعه در این تحقیق به صورت رابطه (۱) است که به صورت زیر گسترش پیدا کرده است و از ساختار اولیه آن از مطالعه سیمونسکا (۲۰۱۵) اقتباس شده است:

$$\begin{aligned} UNE_{it} = \beta_0 + \ & \beta_1 URB_{it} + \beta_2 GR_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 LI_{it} + \beta_5 Agg_{it} + \beta_6 POP_{it} \\ & + \beta_7 WAGE_{it} + \beta_8 WGR_{it} + \beta_9 WINF_{it} + \beta_{10} WLI_{it} \\ & + \beta_{11} WAgg_{it} + \beta_{12} WPOP_{it} + \beta_{13} WWage_{it} \\ & + \beta_{14} WURB_{it} \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، Une: نرخ بیکاری برای استان i در سال t که از آمارهای طرح جامع نیروی کار قابل استخراج است؛ GR: تولید ناخالص داخلی است که از آمارهای منطقه‌ای مرکز آمار ایران قابل استخراج است؛ LI: نرخ باسوادی است که براساس نسبت نیروی کار دارای تحصیلات کارشناسی و بالاتر قابل اندازه‌گیری است و از آمارهای طرح جامع نیروی کار ایران قابل استخراج است؛ Agg:شاخص تجمیع صنعتی است که با استفاده از شاخص ضریب مکان قابل محاسبه است ، Wage: سطح دستمزد است که براساس آمارهای هزینه–درآمد خانوارهای مرکز آمار ایران محاسبه است، Inf: نرخ تورم است که براساس آمارهای مرکز آمار و براساس سال پایه ۱۳۹۰

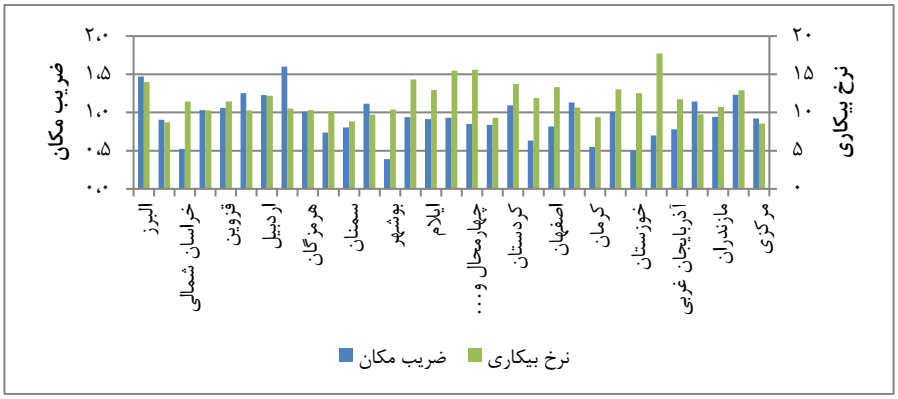
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

محاسبه شده است، POP: جمعیت؛ URB، نرخ شهرنشینی است که با استفاده از شواهد آماری مرکز آمار ایران قابل محاسبه است؛ wx: حاصلضرب ماتریس مجاورت جغرافیایی فضایی در متغیرهای مستقل است. همچنین Wun_{t-j} نیز حاصل‌ضرب ماتریس مجاورت جغرافیایی فضایی در وقفه متغیر وابسته است. برای اندازه‌گیری تجمیع صنعتی از شاخص ضریب مکان استفاده می‌شود که به صورت رابطه (۲) است:

$$Agg = \frac{e_{ir}}{\sum_i e_{ir}} \Big/ \frac{\sum_r e_{ir}}{\sum_i \sum_r e_{ir}} \qquad (۲)$$

براساس رابطه فوق، e میزان ارزش افزوده صنعت r در استان i است، هر چه میزان شاخص فوق بالاتر باشد، میزان تجمیع صنعتی بالاتر خواهد بود. شواهد حاصل از برآورد شاخص ضریب مکان نشان می‌دهد که در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۶ استان تهران دارای بیشترین شاخص ضریب مکان برابر با ۱/۶ و استان البرز برابر با ۱/۴۷ بوده است و این نشان می‌دهد که سهم صنعت استان‌های تهران و البرز دارای بیشترین مقدار است و استان‌های بوشهر دارای کمترین شاخص تمرکز صنعتی است که برابر با ۰/۳۹ است، که در این راستا سهم تولیدات کک و فرآورده‌های شیمیایی نسبتا بالا است.



نمودار ۱. ضریب مکان در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۶

نمودار (۱) تغییرات نرخ بیکاری را در اقتصاد را نشان می‌دهد، براساس شواهد به دست آمده استان کرمانشاه دارای بیشترین نرخ بیکاری معادل با ۱۷/۷۴ درصد است، و استان مرکزی دارای کمترین نرخ بیکاری معادل با ۸/۵۴ درصد است. با توجه به اینکه در اغلب استان‌های با سطح بیکاری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

بالاتر، ضریب مکان کمتر است، لذا این فرضیه قابل طرح است که رشد سهم صنعت در قالب شاخص ضریب مکان در اقتصاد می‌تواند نرخ بیکاری را به طور معنی‌داری کاهش دهد.

۵. یافته‌های تحقیق

با هدف بررسی وجود یا عدم وجود رگرسیون کاذب، بررسی ایستایی متغیرهای تحقیق لازم و ضروری است. مهم‌ترین و پرکاربردترین آزمون‌ها در این زمینه آزمون لین و لوین و چو[1] (۱۹۹۲) و ایم و پسران و شین[2] (۱۹۹۷) می‌باشد که نتایج آنها در جدول (۱) گزارش شده است و نتایج تأییدی بر وجود مانایی متغیرها در سطح است.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی

متغیر	احتمال آزمون لین، لوین و چو	احتمال آزمون ایم، شین پسران
UNE	-۷/۸۸ (۰/۰۰)	-۳/۳۸ (۰/۰۰)
Agg	-۷/۱ (۰/۰۰)	-۲/۰۲ (۰/۰۲۱)
GR	-۱۴/۲ (۰/۰۰)	-۳/۶۵ (۰/۰۰)
INF	-۹/۹۸ (۰/۰۰)	-۲/۵۳ (۰/۰۰)
LI	-۶/۸ (۰/۰۰)	-۱/۷۸ (۰/۰۳)
POP	-۱۶/۲۶ (۰/۰۰)	-۲/۰۹ (۰/۰۱)
WAGE	-۱۲/۴۸ (۰/۰۰)	-۳/۸۳ (۰/۰۰)
URB	-۸/۷۵ (۰/۰۰)	-۷/۸۱ (۰/۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Line, Levin and Chow
2. Im, Pesaran and shin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

قبل از برآورد مدل ابتدا باید وجود همبستگی فضایی بین متغیرهای پژوهش آزمون شود. آماره موران[1] به عنوان یکی از مهمترین آزمون‌ها برای بررسی همبستگی فضایی بین مقاطع استانی به صورت رابطه (۳) است:

$$I = \frac{n\sum\sum w_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{w\sum(x_i-\bar{x})} \qquad (۳)$$

Xi ضریب متغیّر فاصله‌ای یا نسبی در واحد ناحیه‌ای i، n تعداد واحدهای ناحیه‌ای، وزن Wij شامل ماتریس مجاورت است. فرضیه صفر آزمون موران، نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی فضایی و فرضیه مقابل بیان‌گر وجود خودهمبستگی فضایی است (الهورست، ۲۰۱۴). نتایج آزمون موران در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون موران

نام آزمون	فرضیات آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
آماره موران	فرض صفر: نبود خودهمبستگی فضایی فرض مقابل: وجود خودهمبستگی فضایی	Z	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون موران نیز بیان‌گر رد فرضیه صفر و تائید وجود خودهمبستگی فضایی است. تصریح‌های مختلفی از مدل اقتصادسنجی فضایی وجود دارد که محقق باید از بین آن‌ها مدل منتسب را انتخاب کند. برای بررسی و انتخاب بین مدل دوربین فضایی در برابر مدل خطای فضایی و مدل وقفه فضایی از آزمون ضریب لاگرانژ (LR) و ضریب لاگرانژ پرقدرت (RLM) استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون به شرح زیر است:

- فرض صفر برای مدل خطای فضایی $H_0: \gamma+\beta\delta=0$
- فرض صفر برای مدل وقفه فضایی $H_0: \gamma=0$.

نتایج این آزمون در جدول (۳) نشان داده شده است.

1. Moran

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

جدول ۳. نتایج آزمون مدل دوربین فضایی در برابر خطای فضایی و وقفه فضایی

نام آزمون	فرضیات آزمون	ارزش احتمال
RLM Lag	فرض صفر: مدل خطای فضایی فرض مقابل: مدل دوربین فضایی	۰/۰۰۰
LM Lag	فرض صفر: مدل خطای فضایی فرض مقابل: مدل دوربین فضایی	۰/۰۰۰
RLM Erorr	فرض صفر: مدل وقفه فضایی فرض مقابل: مدل دوربین فضایی	۰/۰۰۰
LM Erorr	فرض صفر: مدل وقفه فضایی فرض مقابل: مدل دوربین فضایی	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که براساس احتمال آماره آزمون، فرض صفر در هر دو آزمون نسبت راستنمایی رد شده است که بیان‌گر تأیید مدل مدل دوربین فضایی در برابر مدل خطای فضایی و وقفه فضایی است. همچنین برای بررسی آزمون داده‌های ترکیبی در برابر داده‌های تلفیقی و همچنین اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی از آزمون چاو و هاسمن استفاده شده است. نتایج این دو آزمون در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون چاو و هاسمن

نام آزمون	فرضیات آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
چاو	فرض صفر: داده‌های تلفیقی فرض مقابل: داده‌های ترکیبی	F	۰/۰۰۰
هاسمن	اثرات ثابت مکان مشترکاً معنادار نیست	H	۰/۰۰۰
	اثرات ثابت زمان مشترکاً معنادار نیست		۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج بیان‌گر تائید داده‌های ترکیبی در برابر تلفیقی و همچنین تأیید اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی است. نتایج برآورد مدل اثرات ثابت مکانی نسبت به اثرات ثابت زمانی و اثرات ثابت زمانی-

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

مکانی براساس معیار اطلاعات آکائیک (AIC) بهتر بوده است و نتایج اثرات ثابت مکانی فضایی گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل دوربین فضایی با اثرات ثابت مکانی

متغیر	ضریب	آماره t
Agg	-۰/۰۶۵۸۷	-۱/۹۹
GR	-۰/۱۴۷	-۳/۱۷
INF	۰/۰۶۵۴	۲/۰۳
LI	-۰/۰۷۵۶	-۱/۸۸
POP	۰/۰۸۷	-۱/۰۹
WAGE	۰/۱۵۶	۲/۴۳
URB	-۰/۰۳۲۵	-۱/۹۷
ضرب ماتریس مجاورت در متغیرهای مستقل		
Agg	-۰/۰۲۶۸	-۲/۲۴
GR	-۰/۰۱۶۲	-۱/۹۰
INF	۰/۰۳۲۵	۱/۶۵
LI	-۰/۰۳۴۸	-۱/۹۸
POP	۰/۰۲۰۵	۱/۰۳
WAGE	-۰/۰۱۴۷	-۱/۸۹
URB	-۰/۰۲۷۶	-۱/۷۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس معیار اطلاعات آکائیک (AIC) مدل دوربین فضایی با اثرات ثابت مکانی نسبت به دو مدل دیگر در وضعیت بهتری قرار داشته است و به عنوان مدل برتر انتخاب شده است. همچنین نتایج اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل در جدول (۶) ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

جدول ۶. نتایج اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل

متغیر	اثر کل	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم
Agg	-۰/۱۲۶**	-۰/۰۹۵۴**	-۰/۰۳۰۶**
GR	-۰/۰۸۹۴**	-۰/۰۴۲۱**	-۰/۰۴۷۳**
INF	۰/۰۶۸۷**	۰/۰۳۶۵**	۰/۰۳۲۲**
LI	-۰/۰۸۳۲**	-۰/۰۵۷۱**	-۰/۲۶۱**
POP	۰/۰۸۶	۰/۰۴۷۸	۰/۰۳۸۲
WAGE	۰/۱۵۶*	۰/۱۲۷*	۰/۰۲۹*
URB	-۰/۰۳۸۷*	-۰/۰۲۴۷*	-۰/۰۱۴۰*
ضرب ماتریس مجاورت در متغیرهای مستقل			
Agg	۰/۰۳۰۲*	۰/۰۲۴۷*	۰/۰۱۳۷*
GR	۰/۰۱۸۵	۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۴۰
INF	۰/۰۳۶۸**	۰/۰۲۳۶**	۰/۰۱۳۲**
LI	۰/۰۳۹۲***	۰/۰۳۰۸***	۰/۰۸۴***
POP	-۰/۰۲۹۰***	-۰/۰۱۹۸***	-۰/۰۰۹۲
WAGE	۰/۰۳۲۴*	۰/۰۲۸۸*	۰/۰۰۳۶**
URB	-۰/۰۱۸۵**	-۰/۰۱۷۵**	-۰/۰۰۱۰**

مأخذ: یافته‌های پژوهش

توجه: (*معنی‌داری در سطح ۱ درصد؛** معنی‌داری در سطح ۵ درصد؛ ***، معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد)

با توجه به جدول (۶)، هر متغیر مستقل، دارای یک اثر مستقیم و یک اثر غیر مستقیم و همچنین یک اثر کل بر متغیر وابسته (نرخ بیکاری) است. اثر مستقیم هر متغیر بر نرخ بیکاری بیان‌گر این است که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به طور متوسط چه تأثیری بر نرخ بیکاری همان استان خواهد داشت. اثر غیر مستقیم یا اثر سرریز هر متغیر بر نرخ بیکاری نیز نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به طور متوسط چه تأثیری بر نرخ بیکاری سایر استان‌ها خواهد داشت، که این به معنی سرریز فضایی آن متغیر بر نرخ بیکاری سایر استان‌ها است. اثر کل هر متغیر بر نرخ بیکاری نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به طور متوسط چه تأثیری بر نرخ بیکاری همه استان‌ها می‌گذارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

براساس نتایج برآورد به روش دوربین فضایی، اثر شاخص تجمیع صنعتی اثر معنی‌داری بر نرخ بیکاری داشته است. همچنین اثرات مستقیم و غیر مستقیم شاخص تجمیع صنعتی بر نرخ بیکاری به ترتیب ۰/۰۹۵۴- و ۰/۰۳۰۶- بوده است که مقداری منفی است. به بیانی دیگر افزایش شاخص تجمیع صنعتی در یک استان دارای اثرات منفی بر نرخ بیکاری در همان استان و استان‌های مجاور خواهد بود. همچنین اثر کل شاخص تجمیع صنعتی بر نرخ بیکاری در استان‌های مورد مطالعه حدود ۰/۱۲۶ بوده است که در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنی‌داری بوده است. همچنین برای متغیرهای نرخ باسوادی و نرخ شهرنشینی نیز نتایج منفی مشابهی به دست آمده است که نشان می‌دهد در مجموع متغیرهای شاخص تجمیع صنعتی، نرخ شهرنشینی و نرخ باسوادی اثر منفی و کاهنده‌ای بر نرخ بیکاری در استان‌های مورد مطالعه داشته است. همچنین برای متغیرهای نرخ تورم، و دستمزد نتایج معکوس متغیرهای فوق به دست آمده است. همچنین تأثیر متغیر جمعیت بر نرخ بیکاری در دوره مورد مطالعه معنی‌داری نبوده است.

۶. نتیجه‌گیری

بیکاری یکی از مهمترین متغیرهای اقتصادی است که در اقتصاد علاوه بر اثرات مستقیم بر عدم سلامت اقتصادی، دارای اثرات جانبی منفی بر عدم ثبات سیاسی و جذابیت‌های سرمایه‌گذاری به دلیل شیوع آسیب‌های اجتماعی از قبیل دزدی و فساد می‌شود، لذا کاهش بیکاری در اقتصاد دارای اولویت بالایی در مسائل سیاستگذاری است. اما یک سؤال مهم که در ادبیات اقتصادی کمتر مورد توجه بوده است، این است که چه ساختاری از صنعت در اقتصاد قادر است بیکاری را در اقتصاد کاهش دهد، در همین راستا به بررسی اثر ضریب مکان به عنوان شاخصی از ساختار صنعت بر بیکاری در استان‌های ایران پرداخته می‌شود. نتایج برآوردها به روش اقتصاد سنجی فضایی نشان می‌دهد که تجمیع صنعتی علاوه بر کاهش بیکاری در استان خاص، بیکاری را در سایر استان‌ها به وسیله افزایش مهاجرت نیروی کار به سمت صنعت تجمیع شده کاهش می‌دهد، در واقع مهاجرت عامل مهم برای توازن بیکاری در بین استان‌های کشور است. شهرنشینی نیز به دلیل اینکه پیامد توسعه بخش صنعت در اقتصاد است، باعث کاهش بیکاری در استان‌های ایران شده است و به این واسطه هم به طور مستقیم باعث کاهش بیکاری شده است و هم اینکه به واسطه مهاجرت نیروی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

کار این کاهش در بیکاری در سایر استان‌های همسایه نمود داشته است. براساس سایر یافته‌های این مطالعه، شاخص تجمیع صنعتی تأثیر منفی و معنی‌داری بر نرخ بیکاری در استان‌های مورد مطالعه داشته است که در سازگاری با نتایج مطالعات کاستری و پلیگرینی[1] (۲۰۱۶)برای ۲۶ کشور اروپایی و پژوهش میزونو و همکاران (۲۰۰۳) برای ۱۱۸ منطقه شهری ژاپن است. علاوه بر این در سازگاری با نتایج مطالعات فلاحتی و همکاران (۱۳۹۸)، عبدرچمان و همکاران (۲۰۲۱) و بایار و ساسماس (۲۰۲۱) در رابطه با اثر منفی توسعه صنعتی بر بیکاری است. این نتایج بیان‌گر آن است افزایش ارزش افزوده بخش صنعت با جذب نیروی کار در بازار کار نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد. مفهوم نرخ بیکاری و عوامل تعیین کننده آن در توسعه و برنامه-ریزی اقتصادی اهمیت اساسی دارد. نتایج این مطالعه گویای این واقعیت است که گسترش بخش صنعت و افزایش اشتغال صنعتی، نه تنها منجر به کاهش نرخ بیکاری می‌شود، همچنین امکان افزایش صادرات صنعتی را افزایش و وابستگی به بخش نفت را نیز کاهش خواهد داد. تولید ناخالص داخلی نیز اثر منفی بر بیکاری دارد که در اغلب مطالعات تأیید شده است و افزایش رشد اقتصادی عامل مهم برای افزایش تقاضای نیروی کار است و هر چه سهم فعالیت‌های دارای ارزش افزوده بالاتر با ضریب اشتغالزایی بالاتر بیشتر باشد، بیکاری به طور معنی‌داری کاهش می‌یابد. این نتیجه در مطالعات کیناس و نیاح (۲۰۲۲)، نی و همکاران (۲۰۲۱)، سیدیکا (۲۰۲۱)، ملادرویش و مظفری‌پور (۱۴۰۰)، غفاری فرد و همکاران (۱۴۰۰)، منتظری شورکچالی و زاهد غروی (۱۴۰۰) تأیید شده است. همچنین تورم در اقتصاد اثر مثبت و معنی‌داری را بر بیکاری داشته است که با نتایج مطالعات غفاری فرد و همکاران (۱۴۰۰)، منتظری شورکچالی و زاهد غروی (۱۴۰۰) بایار و ساسماس (۲۰۲۱) سازگار و با نتایج مطالعه ملادرویش و مظفری‌پور (۱۴۰۰) ناسازگار است. نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که بیکاری در اقتصاد ایران ناشی از ساختارهای ناصحیح تولید است و به همین دلیل توسعه صنعت مبتنی بر مزیت نسبی و پیوند درون‌زای آنها در استان‌های ایران مهمترین سیاست برای کاهش نرخ بیکاری است. چرا که صنعت دارای بیشترین پیوندهای پسین و پیشین است و به ازای هر واحد افزایش در ارزش افزوده بخش صنعت، بخش‌های بیشتری در اقتصاد درگیر خواهند بود و به همین دلیل بیکاری به طور بیشتری کاهش می‌یابد.

1. Castris & Pellegrini

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

منابع

حاجی‌ملادرویش، نرگس و ندا مظفری‌پور (۱۴۰۰). «طبقه‌بندی ارتباط میان بیکاری و پیچیدگی اقتصادی براساس سطح نوآوری». پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۶(۸۶)، صص۱۶۶-۱۸۸.

حسین‌زاده، جواد؛ هژبر کیانی، کامبیز؛ رحمانی، تیمور و محسن مهرآرا (۱۳۹۸). «تأثیر نرخ رشد اقتصادی بر نرخ بیکاری واقعی و نایرو در استان‌های کشور». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱۴(۲۸)، صص۸۴-۶۱.

غفاری‌فرد، محمد؛ ملکی نصر، هاشم و سیدمحمد حاذق (۱۴۰۰). «اثر شاخص ترکیبی اقتصاد دانش‌بنیان بر کنترل بیکاری (مطالعه موردی استان‌های ایران)». *رهیافت*، ۳۱(۸۱)، صص ۹۱-۱۰۸.

فلاحتی، علی؛ خانزادی، آزاد و کژال یاسمی (۱۳۹۸). «بررسی اثرات سرریز صنعتی شدن بر بیکاری در استان‌های ایران». *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۰(۱)، صص ۲۰۹-۱۸۷ .

منتظری شورکچالی، جلال و مهدی زاهد غروی (۱۴۰۰). «بررسی اثر اندازه دولت بر بیکاری در ایران: شواهد جدید از الگوی مارکوف – سوئیچینگ». *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۸ (۱) (پیاپی:۱۵)، صص۳۵۹-۳۳۳.

Abdurachman T.Z., Syahnur S. and P.B. Syathi (2021). "Determinants of Unemployment in the Large and Medium Industrial Sector in Indonesia". *International Journal of Global Operations Research*, *2*(3), pp. 110-117.

Adu O., Edosomwan O., Babajide A. A. and F. Olokoyo (2018). "Industrial development and unemployment in Nigeria: an ARDL bounds testing approach". *International Journal of Social Economics*. 46(1), pp. 83-96.

Almula-Dhanoon M.D. (2021). "Determinants of Youth Unemployment in Arab Countries". *Tikrit Journal of Administration and Economics Sciences*, *17*(54 part 3).

Bayar Y. and M.U. Sasmaz (2021). *Impact of Inflation and Industrial Production on Unemployment in Turkey. In Proceedings of 12 th SCF International Conference on "Contemporary Issues in Social Sciences"* (p. 66).

De Castris M. and G. Pellegrini (2015). Agglomeration effects on regional unemployment in Europe. *CREI Work. Pap.*, *7*, 22.

Dody S. (1997), "Employment Unemployment Analysis Educated by Approach of Search Theory at Job Market in Central Java. Graduate Thesis, Unsyiah Aceh.

Duranton G. and D. Puga (2004), *Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies*, in Henderson, J. v., and Thisse. J.-F. (eds), Handbook of Regional and Urban Economics, Vol IV: Economic Geography, Elsevier, Amsterdam.

Francis J. (2003) "The declining costs of international trade and unemployment". J. Int Trade Econ Develop, No. 12, pp. 337–357.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]

Francis J. (2009). "Agglomeration, job flows and unemployment". *The Annals of Regional Science*, 43(1), pp. 181-198.
Helsey RW, Strange WC (1990) "Agglomeration economies and matching in a system of cities". *Reg Sci Urban Econ*, No. 20, pp. 189–212.
Hoover E. M. (1937). *Location Theory and the Shoe and Leather Industries*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
Hoover E.M. (1948), *The Location of Economic Activity*, New York: McGraw-Hill.
Ibecheozor E., Obi C., Abara C.G. and C.S. Okoroigwe (2021). "Entrepreneurship Education and Entrepreneurial Skills as a Panacea to Graduate Unemployment in the South East Nigeria: A Sustainable Development Tool (Evidence From Public Polytechnics In The South East Nigeria)". *Journal Of Emerging Trends In Management Sciences And Entrepreneurship*, 3(1), pp. 234–245.
Kim S. (1990) "Labor heterogeneity, wage bargaining, and agglomeration economies". *J Urban Econ*, No. 21, pp. 109–126.
Kinasih P.S. and D.M. Nihayah (2022). "Determinants of The Unemployment University Graduates in Java Island". *Efficient: Indonesian Journal of Development Economics*, 5(1), pp. 1505-1519.
Krugman P. (1991). *Geography and Trade*. Boston, MA: MIT Press
Leela Priya S., Lee J.M., Lew X.Y. and N. Rivaseni (2021). *Determinants of unemployment in Asia case study in China, India, Japan, South Korea, and Thailand (Doctoral dissertation, UTAR).*
Mameli E, Faggian A. and P. McCann (2008), "Employment Growth in Italian Local Labor Systems: Issues of Model Specification and Sectoral Aggregation", *Spatial Economic Analysis*, 3.3, pp. 343-59.
Marshall A. (1920). *Principles of economics*. London: McMillan, Eighth edition reprinted 1962.
Mitra A. and H. Sato (2007). "Agglomeration Economies in Japan: technical efficiency, growth and unemployment". *In Review of Urban & Regional Development Studies: Journal of the Applied Regional Science Conference*, Melbourne, Australia: Blackwell Publishing Asia. 19(3), pp. 197-209.
Ni T.V., Yusof Z.M., Misiran M. and S.S. Supadi (2021). "Assessing youth unemployment rate in Malaysia using multiple linear regression". *Journal of Mathematics & Computing Science*, 7(1), pp. 23-34.
Sato Y. (2001) "Labor heterogeneity in a urban labor market". *J Urban Econ, No.*50, pp. 313–337.
Siddiqa A. (2021). "Determinants of unemployment in selected developing countries: A panel data analysis". *Journal of Economic Impact*, 3(1), pp. 19-26.
Trabulsi H. (2019). "Industrial Development and Combating Unemployment in Arab Countries". *International Business Research*, 12(9), pp. 43-51.
Weerasiri A.R.P. and G.R.S.R.C. Samaraweera (2021). "Factors influencing youth unemployment in Sri Lanka". *Asian Journal Of Management Studies*, 1(1), pp. 49-72.
Wheeler CH (2001) "Search, sorting, and urban agglomeration". *J Labor Econ*, No.19, pp. 879–899.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.52547/qjerp.31.105.4]