دوفصلنامهٔ علمی
جستارهای اقتصادی ایران
س۱۷، ش۳۴، پاییز و زمستان ۱۳۹۹
صفحات ۲۰۵-۲۳۳
مقاله علمی-پژوهشی

Biquarterly Journal
of
Iran's Economic Essays
Vol.17, No.34, Autumn & Winter 2020-2021

بررسی آثار سرریز عوامل مؤثر بر دستمزد صنعتی در استان‌های ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی داده‌های ترکیبی

سیما تمنایی‌فرد*
سیدعزیز آرمن**
عبدالمجید آهنگری***
سیدامین منصوری****

چکیده

افزایش نابرابری دستمزد پدیده مهمی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه است. با توجه به شرایط بازار کار، دستمزدها در میان مناطق جغرافیایی متفاوت هستند. شناسایی عوامل مؤثر بر دستمزد صنعتی، در سیاست‌گذاری حداقل دستمزد و عرضه و تقاضای نیروی کار مهم و ضروری است. ازاین‌رو هدف این مطالعه بررسی آثار سرریز عوامل مؤثر بر دستمزد صنعتی در استان‌های ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی داده‌های ترکیبی طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۵ است. نتایج بیانگر وجود خودهمبستگی فضایی در بین استان‌های مورد بررسی است. همچنین در این مطالعه متغیرهای درآمد سرانه هزینه‌های کل خانوار، سرمایه‌گذاری صنعتی، تمرکز صنعتی، نرخ بیکاری از اصلی‌ترین توضیح‌دهنده‌های دستمزد در بین استان‌های ایران بوده است و دیگر نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرها به جز نرخ بیکاری دارای آثار مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) مثبت بوده و متغیر نرخ بیکاری دارای آثار مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) منفی بوده است.

واژگان کلیدی: دستمزد صنعتی، بیکاری، سرمایه‌گذاری صنعتی، مخارج کل خانوار، سرمایه انسانی، درآمد سرانه، اقتصادسنجی فضایی.

طبقه‌بندی **JEL**: F16, L25, D16, I25, D31, C69

* دانشجوی دانشگاه شهید چمران اهواز، سایر، دانشجوی دکترا (نویسنده مسئول) s.mathart@gmail.com
** دانشگاه شهید چمران اهواز، استاد، دکترای تخصصی saarmna2@yahoo.com
*** گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، دانشیار، دکترای تخصصی a_m_ahangari@yahoo.com
**** دکترای دانشگاه شهید چمران اهواز، سایر، دکترای تخصصی sa.mansouri81@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۹/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۹/۲۲

۱. مقدمه

از اهداف مهم اقتصادی دولت‌ها، حمایت و پشتیبانی از نیروی کار به‌عنوان رکن اصلی تولید در جامعه است و از همین‌رو مطالعه در زمینه عوامل مؤثر بر نابرابری دستمزد، طی دهه‌های اخیر، توجه زیادی را در بین اقتصاددانان به خود جلب کرده است (هچمن و همکاران،[1] ۲۰۱۴). ادبیات دستمزد به‌طور عمومی شامل نظریات عرضه و تقاضای نیروی کار، مخارج خانوار، توانایی پرداخت، تورم، بهره‌وری نیروی کار و تئوری‌های نوین دستمزد است. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه نظام دستمزد رایج، انگیزه قوی برای کار و تولید بیشتر در بنگاه‌ها به وجود نیاورده است و صرفاً براساس شرایط زمانی و تورم عمل می‌شود (مافیت و ژانگ،[2] ۲۰۱۸).

براساس برآوردهای سازمان بین‌المللی کار[3] (ILO) میزان متوسط مشارکت نیروی کار در جهان تقریباً ۶۲ درصد از جمعیت در سن کار است و تقریباً ۳/۳ میلیارد نفر آن مشغول به کار هستند. در بین کل شاغلان، حدود ۵۴ درصد، یعنی ۱/۸ میلیارد نفر، کارگران دستمزدی و حقوق‌بگیر هستند که نشان‌دهنده افزایش حدود ۷۶۰ میلیون نفری دستمزدبگیران در مقایسه با ۲۵ سال اخیر است (سازمان بین‌المللی کار، ۲۰۱۸). نابرابری دستمزد و درآمد طی چهار دهه گذشته به‌طور قابل توجهی در سراسر جهان افزایش یافته است (سیشانا و دکورنز،[4] ۲۰۰۳).

دستمزدها مهم‌ترین سازوکارهای ایجاد تعادل در بازار کار به‌شمار می‌آیند که می‌توانند نقش مؤثری در توزیع عادلانه درآمد در بین خانوارها و در مناطق جغرافیایی متفاوت داشته باشند. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، نظام دستمزد کنونی، انگیزه قوی برای کار و تولید بیشتر در بنگاه‌ها به وجود نمی‌آورد و تنها براساس شرایط زمانی و تورم عمل می‌شود. این نظام به‌ویژه شیوه‌های پاداش‌دهی و نظام پرداخت سنتی، پاسخگوی محیط اقتصادی بنگاه‌های امروزی نبوده و حتی نقشی در ارتقای بهره‌ور نیروی کار ندارند؛ زیرا اولاً سیستم‌های دستمزد سنتی مبتنی بر عملکرد بنگاه‌ها و بهره‌وری نیروی کار نبوده و ثانیاً این سیستم‌ها غیرقابل انعطاف هستند و ثالثاً ضد انگیزشی بوده و افزایش دستمزد کارگران چندان ارتباطی به شایستگی، توانمندی و مهارت آنها ندارد (ازوجی و امینی، ۱۳۸۷).

از سوی دیگر، بررسی آمارها نشان می‌دهد با توجه به شرایط بازار کار، دستمزدها در میان مناطق جغرافیایی، متفاوت هستند و بررسی آمارهای استانی در ایران نیز نشان می‌دهد که روند

1. Heckman et al.
2. Moffitt and Zhang.
3. International Labor Organization.
4. Seshanna and Decornez.

نابرابری دستمزد در بین استان‌های مختلف در سال‌های اخیر تشدید شده است؛ به‌طوری‌که بررسی میزان جبران خدمات سرانه سالیانه کارگاه‌های صنعتی در سال ۱۳۸۸ نشان می‌دهد پایین‌ترین میزان پرداختی به شاغلان در این سال، مربوط به استان سمنان با ارزشی معادل ۴۹۶۹۷ هزار ریال و بالاترین میزان پرداختی مربوط به استان بوشهر به مبلغ ۱۳۶۹۲۳ هزار ریال است که نشان می‌دهد میزان تفاوت بین استان‌ها مبلغی در حدود ۸۷۲۲۶ هزار ریال بوده است.

همچنین، بررسی آمارها و اطلاعات برای سال ۱۳۹۳ نشان از آن است که پایین‌ترین میزان پرداختی به شاغلان مربوط به استان چهارمحال و بختیاری در حدود ۱۲۰۸۸۷ هزار ریال بوده و بالاترین میزان پرداختی مربوط به استان هرمزگان در حدود ۴۰۲۲۶۷ هزار ریال بوده است و تفاوت در میزان پرداختی به شاغلان در این سال در حدود ۲۸۱۳۹۰ هزار ریال (حدود ۳۰ درصد اختلاف) بوده است (سالنامه مرکز آمار ایران، ۱۳۹۵). وجود نابرابری‌ها در دستمزد منطقه‌ای می‌تواند موجب به وجود آمدن طیف وسیعی از شرایط ناهمگون زندگی شده و پیامدهای اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی نامطلوبی را به همراه آورد.

همچنین، بخش صنعت ایران به‌عنوان یکی از بخش‌های مهم اقتصادی، دارای بیشترین پیوندهای پسین و پیشین، نقشی راهبردی در توسعهٔ اقتصادی دارد که توسعه و رشد آن نیازمند همکاری افراد دارای ارزش تولید نهایی بالاست و هرگونه تبعیض دستمزد در بازار نیروی کار این بخش، میزان بهره‌وری را در کل صنعت کاهش می‌دهد و آن را با رکود مواجه می‌کند. در این میان، با شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری دستمزد می‌توان از این عوامل در سیاست‌گذاری‌های اشتغال و تعیین حداقل دستمزد برای رسیدن به نرخی بهینه استفاده کرد که بهره‌وری صنایع را به حداکثر برساند.

مطالعات بسیاری در ایران در مورد شناسایی عوامل مختلف مؤثر بر نابرابری دستمزد از دیدگاه‌های مختلف انجام شده است. تعدادی از مطالعات تغییر و شکاف دستمزد را تحت تأثیر تفاوت در مشخصات نیروی کار مثل تحصیلات و تجربه می‌داند که این تفاوت ناشی از تفاوت در سطح سرمایه انسانی است و برخی دیگر بازدهی متفاوت برای مشخصات معین نیروی کار را به‌عنوان عامل مؤثر بر نابرابری دستمزد قلمداد می‌کنند که تحت عنوان تبعیض دستمزد است (فلاحتی و گلی، ۱۳۹۶). امّا در بیشتر مطالعات نرخ دستمزد کارگران از یکدیگر جدا فرض شده‌اند و دستمزد هر منطقه و عوامل مؤثر بر آن، به صورت مجزا تعیین شده و بر مناطق همجوار تأثیری ندارد و این در حالی است که طبق نظریه چانه‌زنی دستمزد که توسط رز[1] (۱۹۴۷) ارائه شده

1. Ross.

است تعیین دستمزد در هر منطقه بر نرخ دستمزد مناطق همجوار اثرگذار است و کارگران همواره نرخ دستمزد پیشنهادی خود را با مناطق همجوار مقایسه کرده و در صورتی که احساس ناعادلانه‌ای داشته باشند محل کار را ترک می‌کنند که همین امر موجب می‌شود قدرت چانه‌زنی کارگران نیز افزایش یابد و حقوق و دستمزد بالاتری مطالبه نمایند (هانگ و چاند،[1] ۲۰۱۵).

به همین دلیل پژوهشگران در مطالعات امروز تعیین دستمزد را نه‌تنها تابع عوامل موجود در بازار کار می‌دانند، بلکه نرخ دستمزد در هر منطقه تحت تأثیر دستمزد در مناطق همجوار است و وجود آثار سرریز فضایی در دستمزدها موجب می‌شود عوامل مؤثر بر تعیین دستمزد در هر منطقه بر مناطق همجوار نیز اثرگذار بوده و موجب تقویت آثار سرریز منطقه‌ای دستمزدها می‌شود که این آثار موجب می‌شود بسیاری از برنامه‌ها و سیاست‌های توسعه‌ای دولت در زمینه بهبود بازار کار در منطقه‌ای خاص بر روند عدم تعادل‌های موجود در بازار کار در مناطق همجوار نیز اثرگذار باشد (تسیاپا،[2] ۲۰۱۳). هدف اصلی این مطالعه بررسی آثار سرریز عواملی همچون نرخ بیکاری، سرمایه‌گذاری صنعتی، سرمایه انسانی، نرخ بیکاری، مخارج کل خانوار، درآمد سرانه و تمرکز صنعتی بر نابرابری دستمزد در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۵ با رویکرد اقتصادسنجی فضایی تابلویی است. همچنین، در این تحقیق وجود آثار فضایی در نمونه مورد بررسی و همچنین آثار مستقیم، غیرمستقیم و اثرات کل متغیرهای مستقل بر دستمزد صنعتی بررسی خواهد شد.

۲. ادبیات نظری

به‌طورکلی عوامل متعددی در داخل و خارج از بازار کار می‌توانند به بروز نابرابری‌ها در دستمزد منطقه‌ای منجر شوند. یکی از عوامل مؤثر در بازار کار و در سیاست‌های دستمزدی توجه به سرمایه انسانی در بنگاه‌های اقتصادی است. سرمایه انسانی به مهارت‌ها، دانش و تجربه فرد اطلاق می‌شود که هرچه بیشتر باشند بهره‌وری فرد نیز افزون‌تر خواهد شد. در نظریه سرمایه انسانی رویکرد اصلی در فرایند تعیین دستمزد توجه به بهره‌وری نیروی کار است و تأکید می‌نماید که دستمزدها به تناسب بهره‌وری باید پرداخت شود و معمولاً هرچه سرمایه انسانی یک فرد بیشتر باشد دستمزد وی نیز افزایش خواهد یافت (کمیجانی و علمی، ۱۳۸۴).

1. Huang and Chand.
2. Tsiapa.

در این نظریه افرادی که دارای سطح تحصیلات و آموزش بیشتری هستند به‌طور متوسط دستمزد بالاتری نسبت به نیروی کار با تحصیلات کمتر دریافت می‌کنند و در این نظریه نیروی کار، هزینه‌های فراگیر آموزشی بیشتر را به‌عنوان سرمایه‌گذاری تلقی می‌کند که ارزش فعلی دریافتی آینده‌اش از بابت دستمزد را افزایش می‌دهد (ازوجی و امینی، ۱۳۸۷). امّا در این میان، مطالعات امروزه در حوزه‌های اقتصاد شهری و منطقه‌ای نشان می‌دهند سرمایه انسانی افزون‌بر تأثیرگذاری بر منطقه خود بر مناطق همجوار نیز تأثیر دارد و نقش سرمایه انسانی محدود به قلمرو خاصی نیست.

به‌طورکلی سرمایه انسانی دارای دو اثر مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) بر بهره‌وری و دستمزد مناطق است. اثر مستقیم سرمایه انسانی بر دستمزد منطقه‌ای به این صورت است که سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی با فرض ثابت بودن دیگر شرایط توان تولیدی خود را افزایش می‌دهد و بنابراین بهره‌وری نیروی کار افزایش می‌یابد که این افزایش بهره‌وری به افزایش دستمزد در منطقه منجر می‌شود. همچنین، افزایش سرمایه انسانی قدرت و ظرفیت جذب فناوری جدید و کاربرد آن را محقق و بسترهای لازم را برای استفاده از فناوری وارداتی فراهم می‌کند.

از سوی دیگر، یک بنگاه اگر در مناطقی که دارای نیروی کار با تحصیلات بالاتری مستقر شود توان استخدام و جذب نیروی کار ماهر فراهم می‌شود که این افراد افزون‌بر اینکه نهاده‌ها را به‌طور مؤثرتر استفاده می‌کنند، موجب افزایش بهره‌وری همکاران خود می‌شود (کامز و همکاران،[1] ۲۰۰۶؛ هو،[2] ۲۰۰۲؛ ون،[3] ۲۰۰۴). امّا اثر غیرمستقیم در سرمایه انسانی بر مناطق همجوار بدین صورت است که بسیاری از افراد تحصیل‌کرده جهت برخورداری از شرایط مناسب اشتغال به این مناطق مهاجرت می‌نمایند که همین امر در کوتاه‌مدت به کاهش سرمایه انسانی در مناطق همجوار و موجب کاهش دستمزدها منجر می‌شود و در بلندمدت انگیزه‌های لازم برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را کاهش می‌دهد که به دلیل عدم وجود سرمایه انسانی مناسب، میزان سرمایه‌گذاری در این مناطق کاهش یافته و میزان دستمزدها نیز به دلیل عدم وجود نیروی کار متخصص پایین می‌آید. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که افزایش سرمایه انسانی در هر منطقه دارای آثار سرریز منفی بر نرخ دستمزد بر مناطق همجوار است.

در کنار عوامل موجود در بازار کار که بر ایجاد نابرابری دستمزد مؤثر هستند، برخی پژوهشگران ساختار موجود در بازار کار را نیز یکی از عوامل مؤثر در نابرابری دستمزد می‌دانند.

1. Combes et al.
2. Hu.
3. Wen.

ارنبرگ و اسمیت (۱۹۹۷) معتقدند که انحصار دوجانبه در بازار کار موجب می‌شود تا در یک رقابت نامناسب بازار کار، کارفرمایان احتمالاً دارای قدرت انحصاری باشند و تمایل داشته باشند که دستمزدها با ادوار تجاری تغییر کنند. بنابراین، هنگامی که بازار کار در رکود است و میزان بیکاری بالاست، کارفرمایان تمایل دارند که دستمزدها را کاهش دهند و زمانی که بازار کار در رونق است کارفرمایان دستمزدها را افزیش می‌دهند.

همچنین، بلانچ و همکاران[1] (۱۹۹۵) برای بررسی تأثیر نیروی انحصاری کارفرمایان برای دستمزد منطقه‌ای، منحنی دستمزد[2] را معرفی می‌کنند و بیان کردند که انتظار می‌رود نرخ بیکاری تأثیر منفی بر دستمزد منطقه‌ای داشته باشد. آنها با توجه به سه تئوری مدل دستمزد کارا، مدل چانه‌زنی اتحادیه، مدل قرارداد کارا را در خصوص رابطه منفی میان دستمزد واقعی و نرخ بیکاری ارائه نمودند. آنها معتقدند حداقل نرخ دستمزد که کارفرمایان به کارگران پیشنهاد می‌دهند وابسته به تعداد مشاغل موجود دیگر برای همان کارگران است. در این صورت هرچه در یک منطقه و مناطق همجوار تعداد مشاغل موجود برای کارگران بیشتر باشد و میزان نرخ بیکاری پایین‌تر باشد، میزان حداقل دستمزد پیشنهادی کارفرمایان بیشتر است.

همچنین، اگر نرخ بیکاری در منطقه‌ای پایین باشد احتمالاً کارگران بهتر می‌توانند در آن مناطق کار پیدا کنند و بنابراین انگیزه کارگران برای مهاجرت به این مناطق افزایش می‌یابد و میزان نرخ بیکاری در مناطق همجوار کاهش می‌یابد. بنابراین می‌توان گفت نرخ بیکاری ضمن داشتن رابطه منفی با دستمزد در هر منطقه دارای آثار سرریز فضایی بر مناطق همجوار است (کازرونی و سجودی، ۱۳۸۵).

یکی دیگر از عوامل مؤثر بر نابرابری دستمزد تمرکز صنعتی است. منظور از تجمع، تمرکز فعالیت‌های اقتصادی یک صنعت خاص در یک محدوده مشخص مکانی است که با عنوان «خوشه‌ای شدن»[3] نام برده می‌شود. تمرکز صنعتی می‌تواند در سطوح مختلف جغرافیایی رخ دهد، مثال در سطح یک شهر یا سطح استانی. براساس تعریف پورتر (۱۹۱۱) تمرکز صنعتی به خوشه‌بندی جغرافیایی گروهی از شرکت‌ها و نهادهایی گفته می‌شود که یک تولید ویژه و یا فعالیت‌های اقتصادی با هم مرتبط را انجام می‌دهند. (سامتی و همکاران، ۱۳۹۳)

ویلیامسون (۱۹۶۵)[4] می‌نویسد تجمع در مراحل اولیه توسعه شکل می‌گیرد. وی معتقد است وقتی

1. Blanch.
2. Wage Curve.
3. Clustering.
4. Williamson.

زیرساخت‌های حمل‌ونقل و ارتباطات شکل نگرفته و یا مناسب نباشد و همچنین دسترسی به بازارهای سرمایه با محدودیت همراه باشد، در این صورت کارایی می‌تواند به وسیله تمرکز تولید افزایش یابد. اما اگر زیرساخت‌های بهبود و بازارها گسترش یابند، در این صورت اثرات خارجی ناشی از تجمع می‌تواند فعالیت‌های اقتصادی را بیشتر پراکنده نماید. در بسیاری از مطالعات اثرات تمرکز صنعتی را به صرفه‌جویی‌های ناشی از محلی شدن و صرفه‌جویی‌های ناشی از شهری شدن طبقه‌بندی کردند. صرفه‌های ناشی از محلی شدن که به آن اثرات خارجی مارشال، آرو و رومر[1] (MAR) نیز گفته می‌شود؛ آثاری هستند که بنگاه‌ها به وسیله یادگیری از دیگر بنگاه‌ها در صنایع مرتبط در یک منطقه محلی کسب می‌کنند. این‌گونه صرفه‌ها زمانی روی می‌دهد که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در یک صنعت خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد. برای تحقق این صرفه‌ها، بنگاه‌های آن صنعت باید کنار هم قرار گیرند. مارشال در مطالعات خود سه دلیل را برای صرفه‌های محلی شدن شناسایی نموده است:

اول، تمرکز چندین بنگاه در یک مکان مشخص سبب ایجاد بازار کار برای کارگرانی می‌شود که دارای مهارت‌های صنعتی هستند و این موضوع احتمال بیکاری کارگران را کاهش و دسترسی به نیروی کار توسط بنگاه‌ها را افزایش خواهد داد؛

دوم، صنایعی که در یک محل جمع شده‌اند، می‌توانند از تولید نهاده‌های تخصصی غیرقابل تجارت حمایت نمایند و سطح تخصصی شدن صنعت را بهبود می‌بخشد؛

سوم، سرریزهای اطلاعاتی می‌توانند یک تابع تولید مناسب‌تر را در اختیار بنگاه‌های متراکم قرار دهند که سبب افزایش بهره‌وری بنگاه‌ها شده و زمینه را برای سودآوری شرکت‌ها و افزایش دستمزدها فراهم می‌کند (کروگمن، ۱۹۹۱). صرفه‌های ناشی از شهرنشینی اثراتی هستند که بنگاه‌ها به وسیله یادگیری از سایر بنگاه‌ها (نه لزوماً مرتبط) در شهر کسب می‌کنند که معمولاً در این شهرها تنوع صنایع محلی سبب ارتقاء سرریزهای اطلاعاتی محلی می‌شود. این‌گونه صرفه‌های بیرونی ناشی از مقیاس، هنگامی اتفاق می‌افتد که هزینه تولید یک بنگاه نوعی، همراه با افزایش تولید کل ناحیه شهری کاهش یابد.

در حقیقت در تجمع‌های صنعتی، اندوخته فراوانی از نیروی کار وجود دارد که کارایی بازار نیروی کار محلی را از طریق ایجاد انطباق بین کارگران و کارفرمایان تسهیل می‌کند. همچنین، وجود سرریزهای سودمند دانش، موجب ارتقاء درون صنایع و نیز بین صنایع می‌شود (مارتین و همکاران،[2] ۲۰۰۹). بنابراین، تجمع صنعتی می‌تواند با بهره‌وری بیشتر، دستمزدهای واقعی بالاتر،

1. Marshall ,Arrow and Romer.
2. Martin et al.

استاندارد زندگی بهتر و رشد اقتصادی همراه باشد. در مجموع می‌توان گفت که اثرات خارجی مثبت تمرکز صنعتی سبب بهبود بهره‌وری و افزایش سودآوری شرکت‌ها و افزایش دستمزد خواهد شد که در کنار آن سبب افزایش درآمد دائمی و افزایش سطح زندگی و افزایش تقاضاست که همین امر انگیزه لازم را برای حضور بنگاه‌های بیشتر فراهم می‌کند.

برخی پژوهشگران معتقدند یکی دیگر از عوامل مؤثر بر عدم تناسب دستمزدها، رشد سرمایه‌گذاری صنعتی است. رشد سرمایه‌گذاری در مناطق مرکزی و کلان‌شهرها، پیوندهای بین صنایع و ارتباط با سایر صنایع مستقر در مناطق همجوار (و کوچک‌تر) را توسعه داده و فرصت‌هایی برای رشد بنگاه‌ها در این مناطق فراهم می‌کند؛ ازاین‌رو نابرابری‌های منطقه‌ای می‌تواند پس از طی یک دوره، رو به کاهش گذارد و افزایش در سرمایه‌گذاری صنعتی مناطق پیرامون را موجب شود. بخشی از جذب سرمایه‌گذاری صنعتی در مناطق پیرامون، نتیجه وجود پیوندهایی میان صنایع است و بخشی نیز می‌تواند متأثر از عواملی محیطی همچون اثر ازدحام باشد؛ به‌طوری‌که، پیامدهای خارجی منفی از جمله اثرات زیست‌محیطی و اعمال محدودیت‌های قانونی در استقرار صنایع در مراکز صنعتی و مناطق (استان‌های) توسعه‌یافته، عاملی در جهت سوق یافتن سرمایه‌های صنعتی به سمت مناطق مجاور می‌باشد که در این میان افزایش سرمایه‌گذاری صنعتی در مناطق مرکزی و کلان‌شهرها ضمن افزیش بهره‌وری و دستمزدها در این مناطق، به دلیل افزایش رقابت‌پذیری، تقویت پیوندهای پسین و پیشین و انتقال فناوری و دانش به مناطق همجوار موجب افزایش بهره‌وری و دستمزد در مناطق همجوار نیز می‌شود.

در کنار عوامل موجود در بازار کار، کروگمن (۱۹۹۰) برای نخستین‌بار نظریه جغرافیای اقتصادی جدید را ارائه می‌کند که در آن نابرابری دستمزد را تابع عوامل جغرافیایی می‌داند و ساختار فضایی دستمزد را با استفاده از فروض جغرافیایی جدید اقتصادی به‌ویژه فرض تحرک نیروی کار بررسی نمود. وی با توجه به رابطه میان تراکم، بازدهی فزاینده به مقیاس و سطح دسترسی بازار، دستمزد در یک منطقه را تابعی از دستمزد و درآمد سایر مناطق در نظر می‌گیرد.

او استدلال می‌کند ازآنجایی‌که شرکت‌ها در یک خوشه به دلیل کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل و پتانسیل دسترسی به بازارهای بزرگ و دسترسی به یک ائتلاف بزرگ کارگری مزایای بیشتری دارند، تلاش می‌کنند با متمرکز شدن در مناطق جغرافیایی خاص، میزان سودآوری خود را افزایش داده و همین امر موجب می‌شود شرکت‌ها به کارگران خود دستمزد بیشتری نسبت به همتایانشان پرداخت کنند (ویتن و لویس،[1] ۲۰۰۲). از سوی دیگر پیشرفت‌های تئوریک و شواهد تجربی در این زمینه

1. Wheaton and Lewis.

نشان می‌دهد افزایش بازده نسبت به مقیاس و صرفه‌جویی در هزینه‌های حمل‌ونقل موجب می‌شود یک فضای اقتصادی ناهمگن ظهور پیدا کند که زمینه را برای ایجاد نابرابری‌هایی در سود شرکت‌ها و دستمزدها ایجاد کند.

با توجه به مبانی نظری مطرح‌شده متغیرهای سرمایه انسانی، نرخ بیکاری، تمرکز صنعتی، سرمایه‌گذاری صنعتی و درآمد سرانه (به‌عنوان شاخص نظریه جغرافیایی اقتصادی) و مخارج خانوار به‌عنوان عوامل مؤثر بر دستمزد صنعتی در میان استان‌های ایران بحث و بررسی می‌شوند. همچنین علائم مورد انتظار متغیرهای مدل براساس مبانی نظری نیز به شرح زیر است که در جدول (۱) آمده است:

جدول ۱. علامت مورد انتظار برای متغیرهای مستقل

متغیر	شرح متغیرها	علامت مورد انتظار
$\log(I)_{it}$	لگاریتم سرمایه‌گذاری صنعتی	+
$(Une)_{it}$	نرخ بیکاری	−
$\log(H)_{it}$	لگاریتم سرمایه انسانی	+
$\log(F)_{it}$	لگاریتم تمرکز صنعتی	+
$\log(Y)_{it}$	لگاریتم درآمد سرانه	+
$\log(EXP)_{it}$	لگاریتم هزینه‌های کل خانوار	+

منبع: ادبیات تحقیق

۳. مطالعات تجربی

به‌طورکلی مطالعات خارجی در زمینه نابرابری دستمزد براساس نظریات مختلف از جمله نظریه جغرافیای اقتصادی جدید و مهاجرت به بررسی ساختار فضایی دستمزد و عوامل مؤثر بر نابرابری دستمزد در میان کشورها و در میان مناطق متمرکز بوده است؛ امّا مطالعات داخلی بسیار اندک هستند.

۳-۱. مطالعات تجربی خارجی

کیائو[1] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بهره‌وری بخش کشاورزی و مکانیزاسیون بر نرخ دستمزد صنعتی در ایالت‌های چین با رویکرد اقتصادسنجی پانل دیتا طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۶ پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که مکانیزاسیون و بهره‌وری بخش کشاورزی به دلیل آزاد شدن بخشی از نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی و افزایش عرضه نیروی کار، تأثیر منفی بر نرخ دستمزد در بخش صنعت داشته است.

1. Qiao.

هانگ و چاند[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی تعاملات فضایی دستمزدهای محلی با استفاده از داده‌های پانل فضایی از ۳۱ استان در چین بین سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۰ پرداخته‌اند. در این مطالعه ضمن تأیید وجود وابستگی فضایی میان دستمزدهای استان‌های چین به بررسی عوامل مؤثر بر دستمزد با استفاده از مدل پانل فضایی می‌پردازد. این مطالعه نشان می‌دهد که دستمزدهای استانی وابستگی فضایی دارند و استان‌هایی با دستمزدهای بالاتر، بیشترین اثرگذاری را بر سطح دستمزدهای استان‌های همجوار خود دارند. همچنین سرمایه انسانی و تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان دو عامل اصلی نابرابری دستمزدها میان استان‌هاست.

فلوریدا و ملاندر[2] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به بررسی تغییرات جغرافیایی در نابرابری‌های درآمد و دستمزد در میان ایالات‌های آمریکا در سال ۲۰۱۰ با استفاده از شاخص تایل[3] می‌پردازند. این مطالعه نشان می‌دهد عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد و دستمزد متفاوت بوده است. همچنین، اغلب نابرابری‌های دستمزد مربوط به تغییرات تکنولوژی بر پایه مهارت و تخصصی شدن مشاغل است و نابرابری دستمزد در مناطق با مهارت بیشتر و مناطق بزرگ‌تر و با سطوح بالاتر نیروی انسانی و تعداد مشاغل خلاق بیشتر و وجود صنایع با فناوری بالاتر بیشتر بوده است. به‌علاوه در حالی که یافته‌ها نشان می‌دهند که مشاغل بر پایه مهارت بالا و پایین در مکان‌های مشابه رشد می‌کند این موضوع لزوماً دلالت بر این مسئله ندارد که نابرابری در سطوح درآمد بالاتر است.

دادامو[4] (۲۰۱۱) به بررسی نابرابری دستمزد در میان مناطقی با شرکت‌های خصوصی و دولتی و مناطق تجاری و رابطه آن با رقابت بین‌المللی در ۱۰ کشور عضو اتحادیه اروپا با روش هم‌انباشتگی VAR در سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۱۰ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که نواحی تجاری در تعیین دستمزد در میان مناطق پیشرو هستند و نواحی غیرتجاری دستمزدهای خود را با این مناطق تطبیق می‌دهند. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد از آنجایی که اثرات سرریز دستمزد در مناطق غیرتجاری موجب می‌شود هزینه‌های شرکت‌ها سریع‌تر از بهره‌وری رشد یابند که این مسئله هزینه‌های رقابت بین‌المللی نواحی تجاری را افزایش می‌دهد.

باسکر و دیگران[5] (۲۰۱۰) ساختار فضایی دستمزد را طی دوره (۱۹۹۹-۲۰۰۵) در ۲۶۴ شهر از ۳۰ ایالت چین مورد بررسی قرار دادند. آنان از روش حداقل مربعات غیرخطی برای برآورد مدل استفاده نمودند. نتایج نشان از آن است که دسترسی به بازار عامل تعیین‌کننده‌ای در تعیین سطح

1. Huang and Chand.
2. Florida and Mellander.
3. Theil.
4. Dadamo.
5. Bosker et al.

دستمزد در شهرهای چین است. برآوردها نشان داده است که دسترسی بالاتر به بازارها، دستمزد بالاتری را نیز به همراه دارد.

۳-۲. مطالعات داخلی

گلی و دل‌انگیزان (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری دستمزد بخش صنعت در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ با روش تجزیه اکساکا-بلیندر و ماچادو-متا پرداختند. نتایج نشان داد که نابرابری دستمزد کاهش یافته ولی سهم تبعیض دستمزد افزایش و سهم تفاوت بهره‌وری کاهش یافته است. همچنین نتایج نشان داد که رانت موجود در بنگاه‌ها تعیین‌کنندهٔ دستمزد بوده و بهره‌وری نقش چندانی در تعیین دستمزد نداشته است.

راسخی و دیندار رستمی (۱۳۸۹) به بررسی عوامل مؤثر بر شکاف دستمزد، میان کشورهای در حال توسعه منتخب با ایران در قالب مدل جغرافیای جدید اقتصادی می‌پردازند. برای این منظور از روش داده‌های تابلویی، برای ۱۶ کشور در حال توسعه منتخب عضو سازمان تجارت جهانی طی دوره زمانی ۱۹۹۸-۲۰۰۷ استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داده است که مدل جغرافیای جدید اقتصادی توضیح مناسبی برای ساختار فضایی دستمزد ایران فراهم می‌کند. همچنین، نتایج تأیید کرده‌اند که بزرگ بودن اندازه بازار، انباشت و تراکم را افزایش می‌دهد و متعاقب آن دستمزدها افزایش می‌یابند.

نصابیان و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به شناسایی عوامل مؤثر بر تغییر نسبت دستمزد نیروی کار بخشی غیرکشاورزی به کشاورزی در ایران با استفاده از تئوری هاسکل[1] می‌پردازند. نتایج نشان داد که عمده دلیل این امر، افزایش قیمت محصولات کشاورزی به نسبت قیمت محصولات غیرکشاورزی بوده که عمدتاً به دلیل حمایت دولت از طریق کاهش واردات محصولات کشاورزی در دو دهه اخیر بوده است؛ ولی تغییر تفاوت بهره‌وری در این دو بخش، هیچ تأثیری بر تغییر شکاف دستمزد این دو بخشی نداشته است و بنابراین اثر تجارت به‌عنوان یک عامل بر تغییر شکاف دستمزد در بخش غیرکشاورزی به کشاورزی در ایران تأیید می‌شود.

کشاورز حداد و همکاران (۱۳۹۲) با پایه قرار دادن تئوری استالپر-ساموئلسون و با به‌کارگیری داده‌های خرد در سطح خانوارها و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی داده‌های پانل با متغیر وابسته محدودشده توبیت، به بررسی تأثیر جهانی شدن، با معیار آزادسازی تجاری و کاهش در تعرفه‌ها بر نابرابری دستمزدها در کشور ایران در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۲، می‌پردازند. نتایج نشان

1. Haskel Theorem.

داد که کاهش در نرخ تعرفه‌ها، سبب کاهش در دستمزد افراد غیرماهر و افزایش در دستمزد افراد نیمه‌ماهر و ماهر می‌شود. به‌دیگرسخن، آزادسازی تجاری، سبب افزایش شکاف دستمزد میان افراد با سطوح مختلف مهارت می‌شود.

فرمنش (۱۳۸۴) با به‌کارگیری مدل کروگمن و با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی (NOLS) ساختار فضایی دستمزد ۲۸ استان ایران را برای دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۲ بررسی کرد. نتایج نشان‌دهنده اثر معنادار پتانسیل بازار بر سطح دستمزد ایران و تأیید مدل کروگمن است.

بررسی سرریز در سطوح مختلف منطقه‌ای، درعمل طی دهه گذشته و با گسترش مباحث اقتصادسنجی فضایی، رشد چشمگیری یافته است. باوجوداین، در ایران مطالعات مشخصی به بررسی اثرات سرریز عوامل مؤثر بر شکاف دستمزد صنعتی نپرداخته‌اند و مطالعات مرتبط نیز تنها به صورت کلی و در سطح ملی عوامل مؤثر بر دستمزد را بررسی کرده‌اند؛ ازاین‌رو تمایز اصلی این تحقیق نسبت به مطالعات مشابه در کشور، تحلیل اثرات سرریز عوامل مؤثر بر شکاف دستمزد صنعتی به صورت جزئی و استانی است.

۴. مدل و روش تجزیه و تحلیل

در این پژوهش از روش اقتصادسنجی ترکیبی فضایی برای بررسی اثر عوامل مؤثر بر دستمزد صنعتی در ۳۰ استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است. مدل‌های پانل به دو صورت مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی در نظر گرفته می‌شود. برای آزمون فرض عدم همبستگی بین اثرات تصادفی μ_i و متغیرهای توضیحی از آزمون تشخیصی هاسمن استفاده می‌شود (بالتاجی، ۲۰۰۵).[1] اگر در این آزمون فرضیهٔ $H_0: \varphi = 0$ رد شود، باید مدل اثرات تصادفی به نفع مدل اثرات ثابت کنار گذاشته شود و مدل به صورت مدل داده‌های پانل اثرات ثابت برآورد می‌شود.

زمانی که داده‌ها دارای جزء مکان هستند، دیگر تصریح متعارف مدل و برآورد آن به شیوه‌های مرسوم می‌تواند نامناسب باشد و پاسخ درستی برای پژوهشگر ارائه نکند؛ زیرا در این حال دو مسئله می‌تواند رخ دهد: ۱. وابستگی فضایی؛[2] ۲. ناهمسانی فضایی.[3] در این صورت می‌توان از تکنیک اقتصادسنجی فضایی بهره گرفت. اقتصادسنجی فضایی با دو ویژگی مشخص می‌شود: الف. وابستگی فضایی بین مشاهدات نمونه در نقاط مختلف؛ ب. ناهمسانی فضایی، اشاره به انحراف در روابط بین

1. Baltagi.
2. Spatial dependence.
3. Spatial heterogeneity.

داده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد. چون ویژگی‌های تمام نقاط در فضا (میانگین و واریانس) یکسان نیست، به‌کارگیری روش‌های اقتصادسنجی سنتی برای برآورد پارامترها، نامناسب است و نتایج را مخدوش می‌کند؛ پس در شرایط داده‌های فضایی با مشخصات غیرثابت، باید به روش‌هایی مانند روش فضایی با استفاده از حداکثر درست‌نمایی متوسل شد (لی سیج،[1] ۱۹۹۹).

نخستین مسئله در مدل‌های فضایی ورود اثر مکان در مدل‌های اقتصادسنجی است. برای انجام این موضوع دو منبع اطلاعاتی در اختیار است: یکی موقعیت در صفحه مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و بر این اساس می‌توان فاصله هر نقطه در فضا یا فاصله هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه کرد. مشاهداتی که به هم نزدیک‌ترند نسبت به آنهایی که از هم دورترند باید منعکس‌کننده وابستگی بالاتری باشند؛

دومین منبع اطلاعات مکانی مجاورت و همسایگی است که منعکس‌کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می‌باشد. معیار نزدیکی و مجاورت مبتنی بر اطلاعات به‌دست آمده از روی نقشه جامعه مورد مطالعه خواهد بود. مشاهدات مجاور وابستگی فضایی بالاتری را نشان می‌دهند. در بیشتر الگوها شاخصی برای تشخیص مجاورت فضایی یک منطقه با دیگر مناطق وجود دارد که به صورت یک ماتریس مربع متقارن $R \times R$ نشان داده می‌شود و R تعداد مناطق (استان‌ها) است. عناصر این ماتریس می‌توانند یک یا صفر باشند. درایه ij برابر یک خواهد بود اگر منطقه i و منطقه j با یکدیگر همسایه باشند و صفر خواهد بود اگر هیچ مرز مشترکی بین آنها وجود نداشته باشد.

طبق قرارداد عناصر قطر اصلی این ماتریس برابر صفر خواهد بود. برای تعیین مجاورت روش‌های متفاوتی وجود دارد که در این مطالعه از روش مجاورت رخ مانند استفاده شده است: دو منطقه با یکدیگر همسایه‌اند اگر یک رأس یا یک مرز مشترک با یکدیگر داشته باشند. این ماتریس براساس سطر استاندارد می‌شود. در مطالعه وابستگی فضایی حاصلضرب این ماتریس در بردار یک متغیر با عنوان وقفه فضایی آن متغیر در مدل وارد می‌شود. مطابق با ابزار موجود در اقتصادسنجی فضایی در صورت وجود وابستگی فضایی تصریح مدل به چهار شیوه می‌تواند صورت می‌گیرد: الف. مدل دوربین فضایی[2] (SDM) که در آن وقفه‌های فضایی متغیرهای مستقل در مدل وارد می‌شود؛ ب. مدل وقفه فضایی[3] (SAR) که در آن وقفه فضایی متغیر وابسته به‌عنوان

1. Lesage.
2. spatial Durbin model.
3. spatial auto–regressive.

متغیر مستقل در مدل وارد می‌شود؛ ج. مدل خطای فضایی[1] (SEM) که رابطهٔ فضایی را با این فرض که اثرات فضایی وجود دارند ولی متغیر اثرگذار آنها شناسایی نشده است، در جملات خطا در نظر می‌گیرد و د. مدل عمومی فضایی[2] (GSM) که مدل عمومی فضایی و در حقیقت تلفیقی از مدل‌های فوق است. نکته قابل ذکر در اینجا آن است که در صورت معنادار بودن اثرات فضایی به جز مدل اول بقیه مدل‌ها از طریق حداقل مربعات قابل برآورد نیستند؛ زیرا فروض گاوس-مارکف برای آنها نقض خواهد شد و برآورد به شیوهٔ حداکثر درست‌نمایی[3] (ML) صورت می‌گیرد. حال زمانی که داده‌ها به صورت پانل باشند در صورت وجود اثرات فضایی باید مدل به صورت مدل داده‌های پانل فضای تصریح و برآورد شود. مدل داده‌های فضایی هرکدام از چهار تصریح گفته شده را می‌تواند داشته باشد. گفتنی است که مطابق ادبیات اقتصادسنجی فضایی برای تشخیص نوع تصریح فضایی مدل می‌توان از آزمون موران یا ضریب لاگرانژ بهره گرفت (انسلین،[4] ۱۹۸۸). مدل پانل فضایی می‌تواند به صورت اثرات ثابت یا تصادفی برآورد شود که نوع مدل براساس آزمون هاسمن انتخاب می‌شود.

در این تحقیق به پیروی از مطالعه هانگ و چاند (۲۰۱۵) و با استفاده از چارچوب اقتصادسنجی فضایی به سنجش اثرات سرریز عوامل مؤثر بر دستمزد صنعتی پرداخته می‌شود و براساس مطالعهٔ لیسج و پیس (۲۰۰۹) یک مدل دوربین فضایی (SDM)[5] را برای تجزیه و تحلیل تجربی در نظر گرفته می‌شود. در مدل دوربین فضایی وقفه‌های فضایی متغیرهای وابسته (WY) و همچنین وقفه فضایی متغیرهای توضیحی (WX) برآورد می‌شود. چارچوب مدل دوربین فضایی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij} Y_{jt} + \theta \sum_{j=1}^{N} W_{it} X_{jt} + U_i + \gamma_t + e_{it}$$

که $Y_{it} = Lw_{it}$ متغیر وابسته منطقه i در زمان t، α جز ثابت، $X_{it} = [LY_{it}, UNE_{it}, LF_{it}, LEXP_{it}, LH_{it}, LI_{it}]$ یک بردار از متغیرهای توضیحی و β یک بردار از پارامترهاست. W_{ij} عنصر i او jام از یک ماتریس وزنی $N \times N$ جغرافیایی و $\sum_{j=1}^{N} W_{it} Y_{jt}$ وقفه فضایی متغیر وابسته نامیده می‌شود که یک متوسط وزنی از لگاریتم دستمزد صنعتی از استان‌های همسایه i در زمان t است. ضریب ρ اثر دستمزد صنعتی استان‌های همسایه

1. spatial error model.
2. General Spatial Model.
3. Maximum Likelihood.
4. Anselin.
۵. برآوردهای مدل با استفاده از نرم‌افزار Eviews, stata 14 صورت گرفته است.

بر دستمزد صنعتی استان i را نشان می‌دهد. $\sum_{j=1}^{N} W_{it}X_{jt}$ وقفه فضایی متغیرهای توضیحی است و ضریب θ اثر متغیرهای توضیحی استان‌های همسایه بر دستمزد صنعتی هر استان را نشان می‌دهد. e_{it} جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. U_i اثر ثابت فضایی (مکانی) و γ_t اثر ثابت زمانی است که به ترتیب برای در نظر گرفتن ناهمگنی‌های مکانی و زمانی استفاده می‌شود. بنابراین مدل نهایی به پیروی از مدل هانگ و چاند (۲۰۱۵) و بعد از تعدیلات لازم برای تخمین اثرات سرریز عوامل مؤثر بر دستمزد صنعتی به صورت زیر است:

$$Lw_{it} = \alpha + \beta_y LY_{it} + \beta_u LUNE_{it} + \beta_{ind} LIND_{it} + \beta_{cs} LCS_{it} + \beta_h LH_{it} + \beta_{edu} LEDU_{it} + \rho \sum_{j=1}^{N} W_{it} Lw_{jt} + \theta_1 \sum_{j=1}^{N} W_{it} LY_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^{N} W_{it} LUNE_{jt} + \theta_3 \sum_{j=1}^{N} W_{it} LIND_{jt} + \theta_4 \sum_{j=1}^{N} W_{it} LCS_{jt} + \theta_5 \sum_{j=1}^{N} W_{it} LH_{jt} + \theta_6 \sum_{j=1}^{N} W_{it} LEDU_{jt} + U_i + \gamma_t + e_{it} \quad (۱)$$

لازم به یادآوری است که i و t به ترتیب نشان‌دهنده استان مورد نظر و سال مربوطه است و j بیانگر سایر استان‌هاست. لازم به ذکر است در این مطالعه از ماتریس وزنی براساس مجاورت استفاده شده است که در آن استان‌هایی که دارای مرز مشترک هستند عناصر مربوطه یک و در غیر این صورت صفر منظور می‌شود.

در معادله بالا Lw_{it} لگاریتم دستمزد صنعتی در استان i ام است که براساس متوسط جبران خدمات کارکنان در کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر تعریف شده است. LY_{it} لگاریتم درآمد سرانه هر استان است که به پیروی از مطالعه اوتسوکاو بایانو (۲۰۰۸) این متغیر به‌عنوان جانشینی برای صرفه‌های مقیاس به‌کار رفته است. بالاتر بودن درآمد سرانه به نوعی گویای مقیاس تولید بوده و اثرات آن می‌تواند به‌عنوان صرفه‌های مقیاس نیز تحلیل شود. UNE شاخص نرخ بیکاری، LF نشان‌دهنده لگاریتم تمرکز فعالیت‌های صنعتی است که برای محاسبهٔ تمرکز فعالیت صنعتی از شاخص ناکامورا و پل[1] (۲۰۰۹) استفاده شده که به صورت ذیل است:

$$S_j^c = \frac{X_j}{\sum_{j=1}^{J} X_j} = \frac{X_j}{X_*}$$

X_* ارزش افزودهٔ کل کشور در بخش صنعت است. X_j ارزش افزوده هر استان در بخش صنعت است. S_j^c نشان‌دهنده شاخص تمرکز صنعتی در استان j است. این شاخص بین صفر و یک است و میزان تمرکز بخش صنعت در منطقه است، اگر همهٔ صنایع به‌طور کامل در یک منطقه متمرکز شوند، برابر یک و اگر صنایع با سهم‌های خیلی کوچک در یک تعداد مناطق بزرگی توزیع

1. Nakamura and Paul.

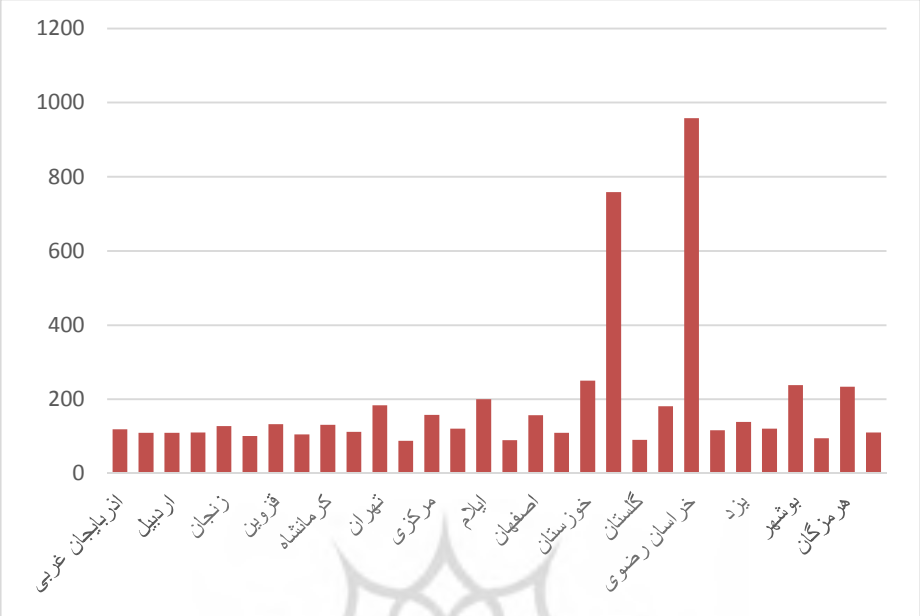
شوند، این شاخص به سمت صفر میل می‌کند. LH شاخص سرمای انسانی است که شامل تعداد افراد با تحصیلات عالی در هر استان است. LEXP نشان‌دهنده متوسط هزینه ناخالص خانوار که به‌عنوان جانشینی برای سبد حداقل معیشت خانوار در نظر گرفته می‌شود. LI شاخص سرمایه‌گذاری صنعتی است که براساس میزان سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده در بخش صنعت تعریف می‌شود. برای محاسبهٔ این شاخص‌ها از آمار و اطلاعات حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار و اطلاعات بانک مرکزی و سالنامه‌های آماری استفاده شده است.

۵. آمار توصیفی متغیرهای مدل

۵-۱. دستمزد صنعتی

شاخص دستمزد صنعتی به صورت میزان جبران خدمات پرداختی به کارگران در کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر برآورد شده است. بررسی آمارها نشان می‌دهد بالاترین میزان دستمزد صنعتی پرداختی به کارگران در سال ۱۳۸۶ مربوط به استان تهران به میزان۲۲۹۷۵۵۷۶ میلیون ریال و پایین‌ترین میزان، مربوط به استان ایلام به میزان ۱۱۰۴۴۴ میلیون ریال بوده است. همچنین بالاترین میزان دستمزد صنعتی در سال ۱۳۹۵ مربوط به استان تهران به میزان ۱۴۲۶۳۰۰۸۶ میلیون ریال بوده و پایین‌ترین آن مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد به میزان ۷۶۴۰۱۴میلیون ریال بوده است.

همچنین بررسی آمارها نشان می‌دهد که بالاترین متوسط دستمزد صنعتی در سال‌های ۸۵-۹۵ مربوط به استان تهران به میزان ۵۷۹۴۴۸۲۲ میلیون ریال و پایین‌ترین آن مربوط به استان گیلان به میزان ۳۹۳۰۷۶۰ هزار ریال بوده است. بالاترین سرانه دستمزد صنعتی در سال ۱۳۸۶ مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد به مبلغ ۸۵۲ میلیون ریال و پایین‌ترین آن مربوط به استان سمنان به مبلغ ۳۲ میلیون ریال است. بالاترین سرانه دستمزد صنعتی در سال ۹۵ مربوط به استان بوشهر به مبلغ ۶۲۹ میلیون ریال و پایین‌ترین آن مربوط به استان کرمان به مبلغ ۸۶ میلیون ریال است. بررسی آمارها نشان می‌دهد که بالاترین متوسط سرانه دستمزد صنعتی در سال‌های ۸۵-۹۵ مربوط به استان خراسان رضوی به مبلغ ۹۵۸ میلیون ریال و پایین‌ترین آن مربوط به استان قم به مبلغ ۸۸ میلیون ریال بوده است.



نمودار (۱): متوسط سرانه جبران خدمات پرداختی به کارگران در کارگاه‌های ده نفر کارکن و بیشتر در سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۵

۵-۲. سرمایه انسانی

متغیر سرمایه انسانی براساس تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی برآورد شده است. بالاترین میزان سرمایه انسانی در سال ۱۳۸۶ مربوط به استان تهران با ۸۲۶۶۹ نفر و پایین‌ترین آن مربوط به استان ایلام با ۳۰۰۸ نفر بوده است. همچنین بالاترین میزان سرمایه انسانی در سال ۱۳۹۵ مربوط به استان تهران با ۱۹۵۴۳۸ نفر و پایین‌ترین آن مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد با ۸۳۴۱ نفر می‌باشد. همچنین برآوردها نشان از آن است که بالاترین متوسط سرمایه انسانی در طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ مربوط به استان تهران با ۱۲۴۶۴۴نفر و پایین‌ترین آن مربوط به استان خراسان شمالی با ۵۴۸۴ نفر می‌باشد.

۵-۳. تمرکز صنعتی

متغیر تمرکز صنعتی براساس نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده کشور در بخش صنعت برآورد شده است. بررسی آمارها نشان می‌دهد که بالاترین میزان تمرکز صنعتی در سال ۱۳۸۶ مربوط به استان تهران ۲۴/۲ درصد بوده و پایین‌ترین آن مربوط به استان سمنان به میزان ۰/۰۹ درصد بوده است. همچنین، بالاترین میزان تمرکز صنعتی در سال ۱۳۹۵مربوط به استان

خوزستان به میزان ۲۲/۹ درصد بوده و پایین‌ترین آن مربوط بـه اسـتان کهگیلویـه و بویراحمـد بـه میزان ۰/۰۹ درصد بوده است.

بررسی آمارها نشان از آن است که بـالاترین میـزان متوسـط ایـن شـاخص در طـی سـال‌هـای ۱۳۸۵-۱۳۹۵ مربوط به استان تهران به میزان ۱۷/۳۵ درصد و کمترین میزان متوسط این شـاخص در طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ مربوط به استان ایلام به میزان ۰/۱۴ درصد است.

۵-۴. سرمایه‌گذاری صنعتی

بالاترین میزان سرمایه‌گـذاری صـنعتی در سـال ۱۳۸۶ مربـوط بـه اسـتان یـزد بـا مبلغـی بـالغ بـر ۵۱۰۱۶۵۸۵ میلیون ریال بوده و پایین‌ترین مربوط به اسـتان خراسـان شـمالی بـالغ بـر ۲۷۵۹۲۸ میلیون ریال بوده است. همچنین بررسـی‌هـا نشـان مـی‌دهـد کـه در سـال ۱۳۹۵ بـالاترین میـزان سرمایه‌گذاری صنعتی متعلق به استان آذربایجان شرقی بوده که بالغ بر ۷۹۱۷۰۴۶۸ میلیـون ریـال بوده است. پایین‌ترین میزان سرمایه‌گذری صنعتی متعلق بر استان ایلام بـالغ بـر ۱۶۹۲۰۵ میلیـون ریال است. بالاترین میزان متوسط سرمایه‌گذاری صنعتی در طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ متعلق به استان آذربایجان شرقی بالغ ۲۹۶۶۷۶۸۳ میلیون ریال بوده است و پـایین‌تـرین آن نیـز متعلـق بـه استان کهگیلویه و بویر احمد بالغ بر ۶۹۹۹۳۳ میلیون ریال بوده است.

۵-۵. درآمد سرانه

شاخص درآمد سرانه براساس سرانه تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) برآورد شده است. بالاترین میزان این شاخص در سال ۱۳۸۶ مربوط به استان تهـران بـوده و پـایین‌تـرین آن مربـوط بـه اسـتان سیستان و بلوچستان بوده است. همچنین در سال ۱۳۹۵ بالاترین میـزان درآمـد سـرانه مربـوط بـه استان بوشهر و پایین‌ترین آن مربوط به استان سیستان و بلوچستان بوده است. بررسی آمارهـا نشـان از آن است که بالاترین میزان متوسط درآمد سرانه در طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ مربوط به اسـتان بوشهر به میزان ۲۴۶۴۷۱/۱ هزار ریال و پایین‌ترین آن مربوط بـه اسـتان سیسـتان و بلوچسـتان بـه میزان ۳۶۳۵۴/۳۳ هزار ریال بوده است.

۵-۶. هزینه خانوار

بررسی آمارهای هزینه‌های خانوار در بین استان‌ها نشان می‌دهد که بالاترین میزان هزینه خـانوار در سال ۱۳۹۵ و۱۳۸۶ متعلق به استان تهران و پایین‌ترین آن در سال ۱۳۸۶مربوط به استان سیسـتان و بلوچستان و در سال ۱۳۹۵ مربوط به استان کرمـان بـوده اسـت. همچنـین، بررسـی آمارهـا نشـان

می‌دهد که بالاترین متوسط هزینه خانوار در طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ مربوط به استان تهران و پایین‌ترین آن مربوط به استان سیستان و بلوچستان بوده است.

۶. نتایج آزمون‌های آماری

به‌کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی مبتنی بر فرض مانا بودن متغیرهاست. بنابراین، برای جلوگیری از رخ دادن پدیدهٔ رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگو، ابتدا لازم است که ایستایی متغیرها بررسی و آزمون شود. در اینجا از آزمون ایم، شین و پسران استفاده می‌شود که کاربرد بیشتری در بررسی مانایی متغیرها در داده‌های ترکیبی دارد. با توجه به اینکه فرضیه H_0 آزمون نشان‌دهندهٔ وجود ریشهٔ واحد برای هر متغیر است، اگر مقدار احتمال محاسباتی کمتر از پنج درصد باشد، فرضیه وجود ریشه واحد برای آن متغیر رد می‌شود و مانایی متغیر مورد نظر پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول۲. نتایج آزمون مانایی متغیرها به روش ایم، شین و پسران (سطح)

متغیر	احتمال	آماره آزمون	نتایج
$\log(W)_{it}$	۰/۰۰۰	-۳/۷۲	مانا
$\log(I)_{it}$	۰/۰۰۰	-۳/۷۷	مانا
$(Une)_{it}$	۰/۰۰۰	-۴/۵۶	مانا
$\log(H)_{it}$	۰/۰۰۰	-۲/۴۷	مانا
$\log(F)_{it}$	۰/۰۰۰	-۴/۸۲	مانا
$\log(Y)_{it}$	۰/۰۰۰	-۴/۳۲	مانا
$\log(EXP)_{it}$	۰/۰۰۰	-۲/۴۷	مانا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج آزمون ایم، شین و پسران متغیرهای مدل مانا هستند؛ زیرا فرضیه صفر آزمون مبنی بر نا مانایی متغیرهای تحقیق رد شده است.

۶-۱. آزمون همبستگی فضایی

پیش از برآورد مدل ابتدا باید وجود یا عدم وجود همبستگی فضایی بین متغیرهای مورد بررسی، آزمون شود. آزمون‌های مختلفی برای بررسی همبستگی فضایی وجود دارد که شامل آزمون موران[1] و ضریب لاگرانژ[2] است.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های خودهمبستگی فضایی

نام آزمون	آماره آزمون	احتمال
آزمون موران	۵/۵۶	۰/۰۰
آزمون LM وجود وقفه فضایی	۳۹/۴۴	۰/۰۰
آزمون LM وجود خطای فضایی	۴۳/۰۲	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون موران و ضریب لاگرانژ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی فضایی بین اجزای اخلال در مدل در سطح ۹۵ درصد رد و وجود همبستگی فضایی در متغیرهای مورد بررسی تأیید شده است.

برای انتخاب روش برآورد میان اثرات ثابت و اثرات تصادفی در رویکرد داده‌های تابلویی فضایی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. آزمون هاسمن در حقیقت آزمون فرضیه ناهمبسته بودن اثرات انفرادی و متغیرهای توضیحی است که بر طبق آن، ضرایب تخمینی در برآوردهای اثرات ثابت و تصادفی با هم مقایسه می‌شوند. مقدار آماره هاسمن در جدول (۴) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی در سطح معناداری ۵ درصد را می‌توان رد کرد و با توجه به مقایسه مدل‌های برازش‌شده در سه حالت اثرات ثابت زمانی و اثرات فضایی و اثرات دوجانبه و بالاتر بودن میزان توضیح‌دهندگی مدل در حالت اثرات ثابت زمانی برآورد می‌شود.

جدول ۴: آزمون هاسمن فضایی

فرضیه صفر	آماره	P–Value	نتیجه
اثرات ثابت مکان مشترکاً معنادار نیست.	۲۳/۶۵	۰/۰۰۰۰	رد H0
اثرات ثابت زمان مشترکاً معنادار نیست.	۲۸/۱۷	۰/۰۰۰۰	رد H0

مأخذ: نتایج تحقیق

مدل‌های مختلفی در رگرسیون پانل فضایی وجود دارد؛ به‌طوری‌که مطابق با معناداری ضرایب مختلف بخش‌های مختلف می‌توان این مدل‌ها را از شکل گسترده به شکل ساده تغییر داد. برای این منظور فرم گسترده شده مدل پانل فضایی را به صورت زیر باید در نظر گرفت:

1. Moran.
2. Lagrange Multiplier Test.

$$Y_{it} = \rho W_{ij} Y_{jt} + \theta W_{ij} X_{jt} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$\varepsilon_{it} = \delta W_{ij} \varepsilon_{it} + \mu_i + \lambda_t + \nu_{it}$$

در معادله فوق، Y_{it} بیانگر متغیر وابسته برای سال i در زمان t است. w_{it} نیز ماتریس وزنی فضایی است. $Y_{it} w_{it}$ نیز نشان‌دهنده اثرات سرریز مقاطع همسایه بر هر مقطع i است. بنابراین ضریب ρ نشان‌دهنده وقفه فضایی است. ضریب θ نیز نشان‌دهنده اثرات فضایی متغیرهای مستقل و δ نیز بیانگر ضریب خودهمبستگی فضایی است. جهت انتخاب مدل بهینه اغلب با استفاده از آزمون والد مدل بهینه در این مسیر انتخاب می‌شود. با توجه به محدودیت‌های این نوع از آزمون‌ها که بر روی ضرایب اعمال می‌شود، در مدل‌هایی که با متغیرهای معنادار بیشتری روبه‌رو هستند، این مقیاس توانایی لازم را نداشته و اغلب در این شرایط از رویکرد استفاده از مقادیر حداکثر راست‌نمایی و یا معیارهای اطلاعاتی استفاده می‌شود. گفتنی است در مدل‌های پانل با اثرات فضایی محدودیت ایجادشده از اثرات مقطعی بین مدل‌ها در حالت ایستا مدل‌های مورد بررسی می‌توانند به صورت زیر باشند: مدل SAC در صورتی که $\theta = 0$ باشد، مدل SDM در صورتی که $\delta = 0$ باشد، مدل SAR در صورتی که هم‌زمان $\rho = 0$ و $\delta = 0$ باشد، مدل SEM در صورتی که هم‌زمان $\rho = 0$ و $\theta = 0$ باشد. برای آزمون این مسئله که آیا مدل دوربین فضایی را می‌توان به مدل خطای فضایی یا مدل وقفه فضایی تقلیل داد یا خیر، از آزمون ضریب لاگرانژ (LR) و ضریب لاگرانژ پرقدرت (RLM) استفاده می‌شود که فرض صفر آن برای مدل خطای فضایی $H_0: \gamma+\beta\delta=0$ و برای مدل وقفه فضایی $H_0: \gamma=0$ است. براساس مطالب پیش‌گفته، چنانچه فرض صفر در هر دو آزمون نسبت راست‌نمایی رد شود، مدل دوربین فضایی برای برآورد الگو مناسب است. برای انتخاب بهینه اغلب با استفاده از آزمون والد، مدل بهینه انتخاب خواهد شد. نتایج آزمون والد در جدول (۵) ارائه شده است:

جدول ۵: آزمون‌های تشخیصی بین مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی

آزمون	فرضیه صفر	احتمال	نتایج آزمون
Wald for Spatial Lag	$\theta = 0$	۰/۰۰	۳۵/۱۳
Wald for Spatial Error	$\theta + \delta \beta = 0$	۰/۰۰	۳۶/۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج بیانگر تأیید مدل SDM در برابر مدل‌های SAR، SEM و SAC است. در این حالت مدل SDM قابلیت محدودسازی به حالات SAR، SEM و SAC را ندارد.

۶-۲. برآورد رگرسیون فضایی *SDM*

در جدول (۶) نتایج برآورد مدل دوربین فضایی ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج مدل دوربین فضایی (اثرات ثابت زمان فضایی)

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
C	۰/۱۶۵	۳/۷۸
$\log(I)_{it}$	۰/۲	۷/۰۴
$(Une)_{it}$	-۰/۰۰۰۵	-۲/۱۱
$log(H)_{it}$	۰/۵۷	۸/۶۶
$log(F)_{it}$	۰/۰۲	۵/۰۱
$log(Y)_{it}$	۰/۶۶	۴/۹۸
$log(EXP)_{it}$	۰/۲۹	۵/۴۳
حاصل‌ضرب ماتریس فضایی در متغیرهای مستقل		
W*$\log(I)_{it}$	۰/۱۲	۱/۵۸
W*$(Une)_{it}$	-۰/۰۰۹	-۱/۸
W*$log(H)_{it}$	-۰/۲	-۱/۰۷
W*$log(F)_{it}$	۰/۰۲	۲/۵۹
W*$log(Y)_{it}$	-۰/۰۲	-۰/۰۷
W*$log(EXP)_{it}$	۰/۰۴	۰/۳۲
آماره‌های ارزیابی	R^2 = ۰/۸۸ Prob (F-statistic) = ۰۰۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه همچنین اثرات مستقیم و غیرمستقیم هر یک از ضرایب برآوردی ارائه شده است:

جدول ۷: نتایج مدل دوربین فضایی (اثرات مستقیم و غیرمستقیم ثابت زمان فضایی)

شرح متغیرها	کل	مستقیم	غیرمستقیم
C	۰/۲۵ (۴/۶۶)	۰/۱۸ (۳/۲۳)	۰/۰۷ (۳/۵۶)
$\log(I)_{it}$	۰/۳ (۴/۱۵)	۰/۲۳ (۶/۷۹)	۰/۰۶ (۰/۹۳)
$(Une)_{it}$	-۰/۰۱۲ (-۲/۷۳)	-۰/۰۰۵ (-۲/۰۳)	-۰/۰۰۰۷ (-۱/۴۹)
$log(H)_{it}$	۰/۳۲ (۲/۰۵)	۰/۵۹ (۹/۰۴)	-۰/۲۶ (-۱/۸۱)
$log(F)_{it}$	۰/۰۳ (۴/۰۵)	۰/۰۱ (۵/۰۳)	۰/۰۱ (۲/۹۱)
$log(Y)_{it}$	۰/۵۱ (۱/۹۲)	۰/۶۷ (۵/۰۷)	-۰/۱۵ (-۰/۵۷)
$log(EXP)_{it}$	۰/۲۸ (۲/۵)	۰/۹۹ (۵/۴۶)	-۰/۰۱۱ (-۰/۱۱)

منبع: یافته‌های تحقیق (مقادیر داخل پرانتز، مقدار آماره t است).

با تفکیک اثرات کل به اثرات مستقیم و غیرمستقیم، هر یک از اثرات تفسیر متفاوتی دارد. اثرات مستقیم هر متغیر بر شاخص دستمزد صنعتی بیانگر این موضوع است که اگر آن متغیر در استان مورد نظر تغییر کند، به‌طور میانگین چه تأثیری بر شاخص دستمزد صنعتی در همان استان خواهد داشت. اثر سرریز یا غیرمستقیم هر متغیر مستقل بر شاخص دستمزد صنعتی نیز نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان مورد نظر تغییر کند، به‌طور میانگین چه تأثیری بر شاخص دستمزد صنعتی سایر استان‌ها خواهد داشت که این به معنای سرریز فضایی آن متغیر بر نرخ دستمزد صنعتی سایر استان‌هاست. اثر کل هر متغیر نیز میانگین تغییر متغیر وابسته را بر اثر تغییر متغیر مستقل نشان می‌دهد.

نتایج برآورد مدل در جدول (۷) نشان می‌دهد که ضریب سرمایه‌گذاری صنعتی مثبت و معنادار (در سطح ۹۹ درصد) است و با افزایش سرمایه‌گذاری صنعتی میزان دستمزد صنعتی در مناطق افزایش می‌یابد. با توجه به ضریب مثبت حاصلضرب سرمایه‌گذاری صنعتی در ماتریس مجاورت که مثبت و معنادار (در سطح ۹۹ درصد) است می‌توان گفت که درواقع رشد سرمایه‌گذاری در مناطق مرکزی و کلان‌شهرها، پیوندهای بین صنایع و ارتباط با سایر صنایع مستقر در مناطق همجوار (و کوچکتر) را توسعه داده و فرصت‌هایی برای رشد بنگاه‌ها در این مناطق فراهم می‌کند؛ ازاین‌رو نابرابری‌های منطقه‌ای می‌تواند پس از طی یک دوره، رو به کاهش گذارد و افزایش در سرمایه‌گذاری صنعتی مناطق پیرامون را موجب شود که بخشی از جذب سرمایه‌گذاری صنعتی در مناطق پیرامون، ماحصل وجود پیوندهایی میان صنایع است و بخشی نیز می‌تواند متأثر از عواملی محیطی همچون اثر ازدحام باشد.

بنابراین افزایش سرمایه‌گذاری صنعتی در مناطق مرکزی و کلان‌شهرها ضمن افزیش بهره‌وری و دستمزدها در این مناطق، به دلیل افزایش رقابت‌پذیری، تقویت پیوندهای پسین و پیشین و انتقال فناوری و دانش به مناطق همجوار موجب افزایش بهره‌وری و دستمزد در مناطق همجوار نیز می‌شود.

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که نرخ بیکاری اثر منفی و معناداری (در سطح ۹۵ درصد) بر دستمزد صنعتی داشته است. این موضوع را می‌توان در چارچوب منحنی‌های عرضه و تقاضای نیروی کار در اقتصاد کلان توضیح داد. با افزایش نرخ بیکاری و به دنبال آن کاهش تقاضا برای نیروی کار، دستمزد نیروی کار نیز به همان نسبت کاهش خواهد یافت. از سوی دیگر، بیکاری بیشتر قدرت چانه‌زنی کارگران بیکار اتحادیه‌های کارگری را برای افزایش دستمزد کاهش می‌دهد. بروز بیکاری بیشتر در بازار کار باعث نااطمینانی کارگران شاغل نسبت به آینده شغلی‌شان و کاهش

قدرت اعمال نظر آنها در تقاضا برای افزایش دستمزد در دوره‌های آتی می‌شود. با توجه به اثر منفی حاصلضرب نرخ بیکاری در ماتریس مجاورت فضایی که منفی و معنادار بوده است نیز می‌توان گفت که آثار افزایش نرخ بیکاری در استان‌های مجاور، سبب کاهش دستمزد نیروی کار در استان‌های مجاور آن نیز به سبب مهاجرت نیروی کار به این مناطق و افزایش عرضه نیروی کار خواهد شد.

براساس دیگر نتایج این مطالعه، سرمایه انسانی (در اینجا تعداد افراد با تحصیلات عالی) دارای اثر مثبت و معناداری بر دستمزد صنعتی بوده است. درحقیقت با افزایش سرمایه انسانی و افزایش افراد دارای تخصص و مهارت انگیزه برای سرمایه‌گذاری در این مناطق افزایش یافته و با توجه به افزایش سودآوری بنگاه‌ها به دلیلی تخصص و مهارت افراد در این مناطق میزان دستمزد پیشنهادی به این افراد بیشتر شده است.

همچنین، نتایج برآورد نشان می‌دهد که درآمد سرانه اثر مثبت و معناداری (در سطح ۹۰ درصد) بر دستمزد صنعتی داشته است. به عبارتی با افزایش تولید، و به دنبال آن افزایش درآمد سرانه و نیاز به تولید بیشتر، تقاضا برای نیروی کار افزایش و در نتیجه دستمزد صنعتی نیز افزایش یافته است. با توجه به اثر مثبت حاصلضرب درآمد سرانه در ماتریس مجاورت فضایی که مثبت و معنادار (در سطح ۹۰ درصد) بوده است نیز می‌توان گفت که اثرات افزایش درآمد سرانه در استان‌های مجاور به صورت مثبتی بر نرخ دستمزد صنعتی در استان‌های مجاور تأثیرگذار خواهد بود.

مطالعات نشان می‌دهد استان‌هایی که درآمد سرانه بالاتری دارند به دلیل صرفه‌های مقیاس سطح توسعه منطقه‌ای بالاتری دارند (براتی و همکاران، ۱۳۹۶) که همین امر موجب می‌شود ضمن مهاجرت نیروی کار با مهارت به این مناطق به دلیل افزایش سودآوری بنگاه‌ها میزان دستمزد پرداختی به کارگران در این مناطق افزایش یابد. از سوی دیگر رشد درآمد سرانه به‌طور مستقیم به افزایش رفاه اقتصادی خانوار منجر می‌شود و موجب مهاجرت نیروی کار تحصیل‌کرده به این مناطق شده و و به‌طور غیرمستقیم میزان بهره‌وری و سودآوری شرکت‌ها را افزایش می‌دهد که زمینه را برای افزایش دستمزد در این مناطق فراهم می‌کند. امّا وجود درآمد سرانه بالاتر در یک استان موجب مهاجرت نیروی کار از استان‌های مجاور شده که همین امر از طریق کاهش عرضه نیروی کار موجب افزیش دستمزد خواهد شد.

بررسی نتایج مدل نشان می‌دهد که شاخص تمرکز صنعتی اثری مثبت و معناداری (در سطح ۹۵ درصد) بر دستمزد صنعتی داشته است. به عبارتی با افزایش تولید بخش صنعت، و به دنبال آن

افزایش تقاضا برای نیروی کار، دستمزد صنعتی نیز افزایش یافته است. در فرایند تمرکز صنعتی از نهادهای تخصصی غیرتجاری حمایت‌شده و سطح تخصصی شدن صنعت را بهبود می‌بخشد که همین امر زمینه را برای افزایش بهره‌وری و افزایش دستمزدها فراهم می‌کند. همچنین وجود تمرکز صنعتی در یک منطقه از طریق ایجاد سرریزهای اطلاعات می‌تواند اثرات خارجی مثبتی برای بهره‌وری بنگاه‌ها ایجاد نماید و همین امر زمینه را برای افزایش سودآوری بنگاه‌ها و افزایش دستمزد فراهم می‌کند. با توجه به اثر حاصلضرب ارزش افزوده بخش صنعت در ماتریس مجاورت فضایی که مثبت و معنادار بوده است نیز می‌توان گفت که اثرات تمرکز صنعتی در استان‌های مجاور به صورت مثبتی بر نرخ دستمزد صنعتی در استان‌های مجاور تأثیرگذار خواهد بود.

در حقیقت افزایش تمرکز صنعتی در یک استان از طریق ایجاد سرریزهای اطلاعات و دانش در فضای کسب‌وکار می‌تواند زمینه را برای افزایش بهره‌وری و کارایی در کسب‌وکارها در استان‌های همجوار فراهم کرده که همین امر موجب افزایش دستمزد در استان‌های همجوار خواهد شد.

همچنین، متوسط هزینه‌های کل خانوارها تأثیر مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) مثبت و معناداری (در سطح ۹۵ درصد) بر شاخص دستمزد صنعتی داشته است. هزینه‌های کل خانوارها همبستگی مثبت بالایی با نرخ تورم دارد و نشان می‌دهد که افزایش هزینه‌های کل خانوار تقاضا برای افزایش دستمزد را افزایش می‌دهد. طبق نظریه هزینه زندگی کارگران همواره تلاش می‌کنند به‌منظور حفظ قدرت خرید، میزان دستمزد درخواستی خود را متناسب با افزایش شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و شاخص تورم ارائه کنند که همین امر موجب افزایش دستمزدها می‌شود.

از سوی دیگر، افزایش شاخص مخارج کل خانوار در یک استان موجب مهاجرت افراد به استان‌های همجوار شده و با افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات در این مناطق موجب افزایش شاخص قیمت‌ها و افزایش مخارج خانوارها می‌شود که همین امر موجب افزایش دستمزدها می‌شود.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اشتغال یکی از مؤلفه‌های اصلی توسعه است. اشتغال پیش‌شرط توسعه و نتیجه اصلی آن نیز است. عرضه نیروی کار یکی از دو مؤلفه مهم بازار کار است که شناسایی عوامل مؤثر بر آن می‌تواند سیاست‌گذاران را در اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت افزایش اشتغال و کاهش بیکاری کمک کند. یک عامل مهم در عرضه و تقاضای نیروی کار نابرابری دستمزد در مناطق مختلف و جابجایی نیروی کار در بین مناطق مختلف است. به عبارتی نابرابری‌های منطقه‌ای در دستمزد پرداختی،

سبب جابه‌جایی نیروی کار به امید دستمزد بالاتر است و به همین دلیل شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری منطقه‌ای دستمزد در سیاست‌گذاری‌های بازار کار مهم و ضروری است.

در این مطالعه به پیروی از مطالعه چانگ و چاند (۲۰۱۵) و پس از تعدیلات لازم و با استفاده از روش اقتصادسنجی ترکیبی فضایی به بررسی اثرات سرریز عوامل مؤثر بر دستمزد صنعتی در سطح ۳۰ استان ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۵ پرداخته شده است. نتایج نشان داد که نرخ بیکاری، درآمد سرانه، مخارج کل خانوار، سرمایه‌گذاری صنعتی و تمرکز صنعتی از عوامل اصلی توضیح‌دهنده دستمزد صنعتی در استان‌های ایران بوده‌اند. نتایج آزمون موران نیز بیانگر سرریزهای فضایی بین استان‌های ایران بوده است.

همچنین نتایج نشان دادند که متغیرهای درآمد سرانه، سرمایه انسانی و مخارج کل خانوار، سرمایه‌گذاری صنعتی و تمرکز صنعتی دارای اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) مثبت بر نابرابری دستمزد صنعتی در بین استان‌های ایران داشته است و متغیر نرخ بیکاری دارای اثرات مستقیم و غیرمستقیم منفی بر نابرابری دستمزد صنعتی داشته است. با عنایت به نتایج این پژوهش گفتنی است که در برقراری سیاست‌های بازار کار از سوی دولتمردان لازم است که ضمن بررسی شرایط متغیرهای کلان بازار کار در هر استان، وضعیت روند این متغیرها در استان‌های همجوار نیز بررسی و تحلیل شود. همچنین با توجه به تأثیرگذاری متغیرهای اقتصادی در استان‌های همجوار می‌توان نتیجه گرفت که اعمال هرگونه سیاست دستمزدی و سیاست‌های بازار کار از سوی دولتمردان به صورت منطقه‌ای می‌تواند بر مناطق همجوار نیز اثرگذار باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. ازوجی، علاءالدین و علیرضا امینی (زمستان ۱۳۸۷)، «تحلیل و بررسی رابطه دستمزد و بهره‌وری نیروی کار در صنایع ایران، یک مدل خود همبسته با وقفه‌های توزیعی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۲، شماره ۳۷، زمستان۱۳۸۷، ص۷۳-۹۷.

۲. براتی، جواد؛ زهرا کریمی موغاری و نادر مهرگان (پاییز ۱۳۹۶)، «تعیین و تحلیل فضایی سرریز سرمایه‌گذاری صنعتی استان‌های ایران»، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۲۹، ص۹۹-۱۳۲.

۳. جلالی نایینی، سیداحمدرضا و محمدرضا گل صفتان (پاییز ۱۳۸۹)، «تأثیر فاصله جغرافیایی استان‌های ایران بر تأثیرگذاری دستمزد و درآمد استان‌ها بر یکدیگر»، دوفصلنامه برنامه و بودجه، دوره ۱۵، شماره ۲، ص۸۹-۱۱۱.

۴. راسخی، سعید و مرضیه دیندار رستمی (زمستان ۱۳۸۹)، «ساختار جغرافیایی دستمزد صنعتی ایران: مطالعه بین کشوری»، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره ۲۳ و ۲۴، ص۲۹-۴۷.

۵. سامتی، مرتضی؛ مهدی فتح آبادی و همایون رنجبر (پاییز ۱۳۹۳)، «اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی: شواهدی از بازارهای ایران»، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال ۸ ،شماره ۳، ص۱۷-۳۶.

۶. فلاحتی، علی و یونس گلی (تابستان۱۳۹۶)، «برآورد سهم ناکارای شکاف دستمزد روستایی-شهری ایران»، فصلنامه مطالعات اقتصادی کابردی ایران، سال ۶، شماره ۲۲، ص..۵۸-۷۲

۷. کشاورز حداد، غلامرضا و زهرا نجاتحی محرمی (آذر و دی ۱۳۹۲)، «آزادسازی تجاری و نابرابری دستمزدها در ایران سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۲»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۶، ص۱۸۹-۲۱۹.

۸. کمیجانی، اکبر و زهرا علمی (زمستان۱۳۸۴)، «اثر سرمایه انسانی بر درآمد»، اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۳، ص۹۱-۱۱۱.

۹. گلی، یونس و سهراب دل‌انگیزان (۱۳۹۷)، «بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری دستمزد بخش صنعت در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد صنعتی، شماره ۳، ص۹۷-۱۱۲.

۱۰. مرکزآمار ایران، سالنامه آماری استان‌ها، ۱۳۸۵-۱۳۹۷.

11. Anselin, L., (1988), *Spatial econometrics: Methods & models*, Kluwer, Dordrecht.
12. Blanchflower D.G., Oswald A.J. (1994), *The Wage Curve*, MIT Press, Cambridge MA.
13. Baltagi, B, H. (2005), *Econometrcs analysis of panel data*, New York: John Wiley & Sons Inc, USA, 258_263.
14. Bosker, M., Brakman, S., Garretsen, H. & M. Schramm (2010), "The New Economic Geography of Prefecture Cities in China: The Relevance of Market Access and Labor Mobility for Agglomeration", *Discussion Paper*, No. 8106.
15. Brakman S., Garretsen, H. & M. Schamm. (2004), "The Spatial Distribution of Wages Estimating the Helpman_Hanson Model for Germany", *Journal of Regional Science*, Vol. 44, PP. 437_466.
16. Combes, P. -P., & Duranton, G., (2006), "Labour pooling, labour poaching, and spatial clustering", *Regional Science and Urban Economics*, 36(1), 1_28.
17. Farmanesh, A. (2009), "Regional dimensions of economic development in Iran, a new economic geography approach", *MPRA Paper*, 13580, University of Maryland, College Park.
18. Florida, R. Mellander, CH. (2014), "The Geography of inequality : Difference and Determinants of wage and income inequality across US Metros", *Journal of Regional Studies*, 36(6), 2_15.
19. Heckman, JJ, Kautz, T. Junz, L. (2014), "Fostering and measuring skills interventions that improve character and cognition", In: Heckman JJ, Humphries JE, Kautz T, editors. The GED Myth: *Education, Achievement Tests, and the Role of Character in American Life*. Chapter 9. Chicago, IL: University of Chicago Press.
20. Hu, D. (2002), "Trade, rural–urban migration, and regional income disparity in developing countries: a spatial general equilibrium model inspired by the case of Chi/na", *Regional Science and Urban Economics*, 32(3), 311_338.
21. Huang, Q. Chand, S. (2015), "Spatial spillovers of regional wages: Evidence from Chinese provinces", *China economic Review*, 7(1), 97_119.
22. Krugman, P. (1993), "On the number and location of cities", *European Economic Review*, 37, 293_298.

23. Krugman, P. (1999), "The Role of Geography in Development", International Regional Science Review, Vol. 22, PP. 142-161.
24. Krugman, P. (1991), "Increasing Returns and Economic Geography", Journal of Political Economy, Vol. 99, PP. 483-499.
25. LeSage, James P(1999), *The Theory & practice of spatial Econometrics*, University of Toledo.
26. LeSage, J., & Pace, R. K. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press.
27. Martin, R.; Finglaton, B. and Garretsen, H. (2009), *Analysis of the Main Factors of Regional Growth: An in-depth study of the best and worst performing Europeanregions*, Cambridge Econometrics.
28. Moffitt, R.A., Zhang, S., (2018), "Income volatility and the PSID: past research and new results", *AEA Pap. Proc*, 108, 277_280.
29. Nakamura. R., Paul. C.J., (2009), "Measuring Agglomeration. Handbook of Regional Growth and Development Theories", *Great Britain by MPG Books Ltd*, Bodmin, Cornwall.
30. Qiao, F. (2017), "Increasing wage, mechanization, and agriculture production in China", *China Economic Review*, 46: 249_260.
31. Seshanna, S., & Decornez, S. (2003), "Income polarization and inequality across countries: An empirical study", *Journal of Policy Modeling*, 25(4), 335_358.
32. Tsiapa, M. (2013), "New aspects on the industrial concentrain patterns of the European Union", *Discussion paper series*, 19(2), 35_62.
33. Wen, M. (2004), Relocation and agglomeration of Chinese industry, Journal of Development Economics, 73 (1), 329–347
34. Wheaton, W.C., & Lewis, M.J. (2002), Urban wages and labor market agglomeration, Journal of Urban Economics, 51(3), 542–562.
35. Willamsong, J.G. (1965), Regional inequality and the process of rational development.Economic Development and Cultural Change, 13(1), PP 1-84.