فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال هجدهم/ شماره ۵۵/ تابستان ۱۳۹۲/ صفحات ۱۱۷-۹۳

تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران

زهرا دهقان شبانی[۱]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۲/۱۰/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۳

چکیده

چگالی فعالیت اقتصادی به عنوان فشردگی جغرافیایی فعالیت‌های اقتصادی در هر واحد زمین تعریف شده است. چگالی فعالیت اقتصادی از یک طرف بدلیل ایجاد بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس، افزایش سرریزهای دانش و امکان تخصصی شدن، بهره‌وری نیروی‌کار را افزایش می‌دهد، اما از طرف دیگر، با افزایش چگالی فعالیت اقتصادی، ازدحام و آلودگی در منطقه افزایش یافته و موجب کاهش بهره‌وری نیروی کار می‌گردد. هدف مقاله حاضر، تحلیل تأثیر متغیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران می‌باشد که از چارچوب مدل کیکونی و هال (۱۹۹۶) استفاده شده است و الگوی اقتصاد سنجی براساس مدل کیکونی و هال طراحی شده که برای ۲۸ استان ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ توسط روش داده‌های تابلویی و با استفاده از برآوردگر کوواریانس دریسکول- کرای برآورد گردیده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی اقتصاد سنجی حاکی از تأثیر مثبت چگالی سرمایه و چگالی نیروی کار (که پرکسی چگالی فعالیت اقتصادی در نظر گرفته شده‌اند) بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران است و نشان‌دهنده این است که در ایران اثر تجمیع چگالی فعالیت‌های اقتصادی بر اثر ازدحام مسلط است و با دو برابر شدن چگالی فعالیت اقتصادی در منطقه بهره‌وری نیروی کار در ایران ۶۳ درصد افزایش یافته است.

واژگان کلیدی چگالی فعالیت اقتصادی، بهره‌وری نیروی کار، روش داده‌های تابلویی، برآوردگر کوواریانس دریسکول- کرای.

طبقه‌بندی JEL: R12، J24، R15.

۱. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز zahra_dehghan2003@yahoo.com

۱. مقدمه

چگالی به عنوان فشردگی جغرافیایی فعالیت‌های اقتصادی یا میزان فعالیت‌های اقتصادی در هر واحد زمین تعریف شده است که مهمترین متغیر در مقیاس منطقه‌ای به شمار می‌آید. چگالی می‌تواند به صورت ارزش افزوده یا تولید ناخالص داخلی تولید شده بر کیلومتر مربع زمین محاسبه شود با فرض اینکه تراکم بالا نیازمند تمرکز جغرافیایی نیروی کار و سرمایه است، بنابراین چگالی نیروی کار و سرمایه می‌تواند پراکسی برای چگالی فعالیت اقتصادی باشد.

افزایش چگالی فعالیت اقتصادی از طریق ایجاد بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس، اثرات خارجی (سرریزها) و تخصصی شدن، بهره‌وری را افزایش می‌دهد. این اثرات مثبت چگالی جمعیت را اثرات تجمیع[1] می‌نامند. به هر حال ممکن است چگالی فعالیت اقتصادی اثرات منفی از قبیل ایجاد ازدحام و ترافیک، افزایش هزینه حمل و نقل و از بین رفتن محیط زیست داشته باشد که به این اثرات، اثرات ازدحام[2] می‌گویند. اینکه آیا چگالی بالاتر فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند بهره‌وری را افزایش یا کاهش دهد، بستگی به قدرت این دو اثر دارد. چنانچه با افزایش چگالی فعالیت اقتصادی بهره‌وری افزایش یابد، برای بنگاهها این امکان وجود دارد که بهره‌وری نیروی کار خود را با جابجایی فعالیت تولیدی از منطقه‌ای که اثر تجمیع کمتر است به مناطقی که تأثیر تجمیع بیشتر است انتقال دهند.

هدف این مقاله بررسی ارتباط بهره‌وری با چگالی فعالیت اقتصادی در استان‌های ایران و پاسخ به این سؤال است که آیا در ایران اثرات تجمیع فعالیت‌های اقتصادی بر اثرات ازدحام غالب است یا خیر؟ برای این منظور در این مقاله یک مدل بر مبنای کار کیکونی و هال (۱۹۹۶) ارائه شده که در این مدل بهره‌وری نیروی کار با چگالی فعالیت اقتصادی مرتبط است، سپس براساس این مدل الگوی اقتصاد سنجی ارائه گردیده است که در آن به بررسی تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار پرداخته شده و برآیند اثرات ازدحام و تجمیع با استفاده از ضرایب این مدل محاسبه شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی سنجی در بخش ۶ مقاله ارائه گردیده است.

۲. مبانی نظری تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار

با تمرکز به تحلیل‌های منطقه‌ای این انتظار وجود دارد که نواحی با چگالی بالا که عموماً تجمیع‌های شهری هستند، شبکه‌های اجتماعی متراکم و نهادهایی دارند که فضا برای مبادله اطلاعات و ایده‌ها و در نتیجه فعال‌سازی نوآوری و پیشرفت فنی را ایجاد می‌کنند و امکان تخصصی شدن را افزایش می‌دهد (مارتین و همکاران[3]، ۲۰۰۹، ص ۱۹) که از این طریق موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار و همچنین افزایش تقاضا برای ابداعات و رشد منطقه می‌گردد (کیکونی و هال[4]، ۱۹۹۶). مجاورت فیزیکی به بنگاهها و افراد در نواحی شهری جریان دانش را بدلیل افزایش تعداد ارتباطات متقابل و تماس‌های

1. Agglomeration Effects
2. Congestion Effects
3. Martin, *et al*
4. Ciccone & Hall

چهره به چهره افزایش می‌دهد. تماس‌های چهره به چهره به ویژه زمانی که اطلاعات ناقص است و به سرعت تغییر می‌کند بهره‌وری نیروی کار را افزایش می‌دهد زیرا موجب افزایش محصول خواهد شد (استورپر[1] و وینیبلز، ۲۰۰۴؛ ابل و همکاران[2]، ۲۰۱۱).

آلفرد مارشال[3] (۱۹۲۰) استدلال می‌کند که زمانی که بنگاه‌های مشابه مجاور یکدیگر مستقر شوند و موجب تمرکز یک صنعت در یک منطقه گردند، سرریزهای دانش و تکنولوژی در بین آنها افزایش می‌یابد. ایده‌های نوآور بندرت می‌تواند مخفی نگه داشته شوند به خصوص زمانی که کارکنان از بنگاههای مختلف بتوانند به راحتی با یکدیگر ارتباط داشته باشد، یک چگالی بالای فعالیت اقتصادی تبادل اطلاعات را تسهیل می‌کند[4] (هریس و اونیدس[5]، ۲۰۰۰). البته باید توجه داشت که همه ارتباطات متقابل به یک نسبت بهره‌وری را افزایش نمی‌دهد بلکه این احتمال وجود دارد که افرادی که با یکدیگر در خلق ایده و فعالیت‌های با مهارت بالا درگیر هستند بهره‌وری آنها به نسبت بیشتری افزایش یابد، بنابراین ذخیره سرمایه انسانی عامل مهمی است که بر کیفیت متقابل بین افراد تأثیرگذار است (ابل و همکاران، ۲۰۱۱) اگر یادگیری و سرریزهای دانش مهم باشند، افزایش ارتباطات افراد با مهارت بالا در یک ناحیه جغرافیایی ثابت به ابداعات بیشتر منجر می‌شود و بهره‌وری را نسبت به نواحی با چگالی بالا و سطح مهارت پایین بیشتر افزایش می‌دهد.

در چگالی بالاتر، بازارهای بزرگتری وجود دارد که موجب بهبود و پیشرفت تنوع کالاهای در دسترس برای مصرف نهایی می‌شود و وجود عرضه‌کنندگان فعال برای صنایع مهم محلی را تضمین می‌کند. مناطق چگالی بالا، اندوخته زیادی از نیروی کار را دارند که کارایی بازار نیروی کار محلی را با تسهیل انطباق بین کارگران با کارفرمایان و همچنین وجود سرریزهای مفید دانش هم درون و هم بین صنایع محلی را بهبود می‌بخشد (مارتین و همکاران، ۲۰۰۹، ص ۱۹). افزایش چگالی فعالیت اقتصادی امکان تخصصی شدن را افزایش می‌دهد، زیرا هر چه چگالی فعالیت اقتصادی در منطقه‌ای بیشتر باشد، تعداد مشتریان بالقوه بیشتر و بازارها بزرگتر و به دنبال آن تقسیم کار افزایش می‌یابد و بنابراین موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار خواهد شد.

کیکونی و هال بیان می‌کنند که چنانچه تکنولوژی تولید، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس ایجاد کند اما حمل محصولات از یک مرحله تولید به مرحله دیگر هزینه داشته باشد که با افزایش فاصله افزایش یابد آنگاه تکنولوژی تولید برای تولید همه کالاها درون یک ناحیه جغرافیای با چگالی بالا بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس خواهد داشت. زیرا چگالی بالا منجر به هزینه تولید پایین‌تر می‌شود و نسبت محصول به نهاده با افزایش چگالی افزایش می‌یابد.

1. Storper and Venables
2. Abel, *et al*
3. Alfred Marshall
۴. مارشال بر نقش خوشه شدن صنعتی در ارتقای بهره‌وری تأکید دارد اما جکوبز تئوری‌هایی در زمینه تنوع شهری و اینکه چگونه تنوع شهری می‌تواند منجر به باروری ایده‌ها و فرآیندها و در نتیجه منجر به بهبود ابداعات و انعطاف‌پذیری اقتصادی شود را مطرح کرد.
5. Harris & Ioannides

۳. تحقیقات انجام شده

ناکامورا[1] (۱۹۸۵) در مطالعه‌ای به بررسی صرفه‌جویی ناشی از تجمیع بر بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای در ژاپن با استفاده از تابع تولید ترانسلوگ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کشش بهره‌وری نیروی کار نسبت به جمعیت شهر به طور متوسط ۳/۴ درصد است، ولی نتایج در بین صنایع (کدهای دو رقمی) به طور قابل توجهی متفاوت است.

کیکونی و هال (۱۹۹۶) در مقاله‌ای تحت عنوان بهره‌وری و چگالی فعالیت اقتصادی به بررسی اثر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در بین ایالت‌های آمریکا پرداخته‌اند، ایشان ابتدا دو مدل (که یکی بر مبنای اثرات خارجی جغرافیایی محلی و دیگری بر مبنای تنوع خدمات واسطه محلی) طراحی کردند که در هر دو مدل، ارتباط بین چگالی اشتغال ایالت و بهره‌وری در سطح ایالت را نشان دادند. سپس با استفاده از داده‌های محصول ایالتی دریافتند که چنانچه چگالی اشتغال در ایالتی دو برابر شود، بهره‌وری نیروی کار ۶ درصد افزایش می‌یابد. ایشان همچنین دریافتند که بیش از نیمی از تغییرات محصول سرانه در بین ایالت‌ها می‌تواند توسط چگالی فعالیت اقتصادی توضیح داده شود.

هریس و اونیدس (۲۰۰۰) در مقاله‌ای تحت عنوان بهره‌وری و تراکم شهری، به بررسی ارتباط بین بهره‌وری و تراکم شهری با استفاده از داده‌های نواحی شهری پرداختند. ایشان برای بررسی این موضوع از مدل کیکونی و هال (۱۹۹۶) استفاده کرده و به این نتیجه رسیدند که با دو برابر شدن چگالی جمعیت، بهره‌وری ۶ درصد افزایش می‌یابد که نتایج ایشان منطبق با نتایج کیکونی و هال است.

سیورسون[2] (۲۰۰۴) اثر جایگزینی فضایی[3] بر بهره‌وری کارخانه‌ها را بررسی می‌کند. فرضیه‌ها این است که مشتریان به راحتی می‌توانند بین عرضه‌کنندگان در یک بازار خوشه‌ای شده[4] حرکت کنند و خرید خود را از یک عرضه‌کننده به عرضه‌کننده دیگر تغییر دهند و در این شرایط تولیدکنندگان ناکارا به سختی می‌توانند در این بازار باقی بمانند. بنابراین در بازارهای با چگالی بالا، بهره‌وری متوسط بالاتر است و پراکندگی (اختلاف) بهره‌وری بین بنگاه‌ها باید کمتر باشد.

کارلینو، چاترجی و هانت[5] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان چگالی شهری و نرخ ابداعات نشان دادند که نرخ ابداعات سرانه به طور مثبت با چگالی اشتغال (تعداد شغل‌ها در هر مایل) ارتباط دارد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که چنانچه اشتغال در یک شهر دو برابر شهر دیگر باشد (و سایر موارد در هر دو شهر یکسان باشد)، در آن صورت ۲۰ درصد چگالی حق ثبت اختراع در آن شهر بیشتر است. چگالی حق ثبت اختراع در یک شهر با چگالی اشتغال ۲۲۰۰ شغل در هر مایل حداکثر است.

یوهان و همکاران (۲۰۰۸) در مقاله‌ای تحت عنوان چگالی فضایی و تفاوت‌های بهره‌وری در بین مناطق، به بررسی اثرات چگالی فعالیت تولیدی بر بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل در صنایع

1. Nakamura
2. Syverson
3. Effect of Spatial Substitutability
4. Densely Clustered Market
5. Carlino, Chatterjee & Hunt

کارخانه‌ای کره پرداخته است. نتایج تجربی این مقاله نشان می‌دهد که یک چگالی بالای فعالیت تولیدی منجر به افزایش بهره‌وری در ۴ منطقه از ۱۵ منطقه کره شده است.

تریبکا[1] (۲۰۰۹) در مقاله‌ای تحت عنوان بهره‌وری و چگالی فعالیت اقتصادی به بررسی ارتباط بین بهره‌وری و چگالی اشتغال و اندازه شهرهای پایتخت استرالیا پرداخت. کشش بهره‌وری نیروی کار نسبت به چگالی اشتغال در شهرهای پایتخت استرالیا بین ۰/۰۳ تا ۰/۳۶ است و کشش بهره‌وری نسبت به اندازه اشتغال بین ۰/۴۲ تا ۰/۸۴ است.

کنودسن و همکاران[2] (۲۰۰۹) در مقاله‌ای تحت عنوان چگالی و خلاقیت در مناطق، شواهدی را فراهم کردند که چگالی و خلاقیت منطقه‌ای بر نرخ ابداعات در ناحیه شهری مؤثر است و اشاره دارد که چگالی افراد با مهارت بالا یک عنصر مهم در ابداعات منطقه است.

گلایسر و ریسگر[3] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای تحت عنوان ارتباط مکملی بین شهرها و مهارت‌ها دریافتند که ارتباط قوی بین بهره‌وری نیروی کار و اندازه شهر در مکان‌هایی با سطح سرمایه بالا وجود دارد.

موریکاوا[4] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای تحت عنوان صرفه‌جویی ناشی از چگالی و بهره‌وری در صنایع خدماتی به بررسی عوامل مؤثر بر بهروری در صنعت خدماتی ژاپن (مانند صرفه‌جویی ناشی از مقیاس، صرفه‌جویی ناشی از تنوع و صرفه‌جویی ناشی از چگالی) با استفاده از داده‌های سطح شرکت‌های خصوصی پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در کلیه صنایع خدماتی صرفه‌جویی ناشی از مقیاس و صرفه‌جویی ناشی از تنوع وجود دارد. تقریباً در کلیه صنایع خدماتی، صرفه‌جویی ناشی از چگالی جمعیت یک فاکتور مهم بوده است که با دو برابر شدن چگالی جمعیت شهر، بهره‌وری ٪۲۰-٪۱۰ افزایش می‌یابد.

ابل و همکاران (۲۰۱۱) در مقاله‌ای تحت عنوان بهره‌وری و چگالی سرمایه انسانی به برآورد یک مدل بهره‌وری شهری که اثرات تجمیع چگالی سرمایه انسانی در آن لحاظ شده پرداخته‌اند. ایشان در این مدل ارتباط متقابل چگالی جمعیت و سرمایه انسانی را نیز مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که مناطق با چگالی بالا و سطح مهارت بالا بهره‌وری نیروی کار بالاتری خواهند داشت.

۴. الگوی تحقیق

مدل تئوریکی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته شده است، بر مبنای مقاله کیکونی و هال (۱۹۹۶)[5] است. در این مدل چگالی فعالیت اقتصادی به معنی شدت استفاده از نیروی کار، منابع انسانی انسانی و سرمایه فیزیکی در هر فوت مربع است. این مدل تأکید دارد که چگالی به جای اندازه، یک

1. Trubka
2. Knudsen, *et al*
3. Glaeser & Resseger
4. Morikawa

۵. در مدل کیکونی و هال علاوه بر اثر تجمیع، اثر ازدحام را در بهره‌وری نیروی کار مناطق مورد تحلیل قرار می‌دهد که اعتبار این مدل را افزایش می‌دهد.

عامل دقیق‌تر در بهره‌وری است. اگر مقدار نیروی کار و سرمایه که در یک فعالیت تولیدی یک ناحیه مشخص بزرگ باشد، آنگاه چگالی فعالیت اقتصادی افزایش می‌یابد و برعکس.

تابع تولید برای محصول تولید شده در هر کیلومترمربع در یک شهر (یا ناحیه) c که توسط استخدام n_C کارگر و k_C ماشین به صورت زیر است:

$$A_s\left[(e_C n_C)^{\beta} k_C^{1-\beta}\right]^{\alpha}\left(\frac{q_C}{a_C}\right)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} \quad (1)$$

که A_S یک تکنولوژی خنثی هیکسی[1] برای منطقه s که شهر c درآن واقع شده است. e_C معیاری از کارایی نیروی‌کار در شهر c است. q_C کل محصول تولید شده در شهر c و a_C کل مساحت شهر c است. در اینجا α ضریب کشش محصول است که نشان می‌دهد اگر محصول تولید شده توسط نیروی کار و سرمایه در شهر c یک درصد افزایش یابد، محصول در هر کیلومترمربع α درصد افزایش خواهد یافت. $\frac{q_C}{a_C}$ محصول تولید شده در هر کیلومترمربع زمین در شهر c است که چگالی فعالیت تولیدی است. در این مدل فرض شده است که اثرات خارجی به معیار چگالی ($\frac{q_C}{a_C}$) وابسته است. کشش محصول نسبت به چگالی $\frac{\lambda-1}{\lambda}$ است که مقدار ثابت است. محصول تولید شده در شهر c به صورت زیر است:

$$q_C = a_C A_s\left[\left(\frac{e_c n_c}{a_c}\right)^{\beta}\left(\frac{k_c}{a_c}\right)^{1-\beta}\right]^{\alpha} \times \left[\frac{q_c}{a_c}\right]^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} \quad (2)$$

با حل معادله (۲) برای محصول در هر اکر داریم:

$$\frac{q_c}{a_c} = A_s^{\lambda}\left[\left(\frac{e_c n_c}{a_c}\right)^{\beta}\left(\frac{k_c}{a_c}\right)^{1-\beta}\right]^{\gamma} \quad (3)$$

توجه کنید که $\gamma = \alpha\lambda$ است. چنانچه α کمتر از یک باشد، تولید نهاده سرمایه $[(e_C n_C)^{\beta} k_C^{1-\beta}]$ بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس بدلیل ازدحام فعالیت تولیدی ایجاد می‌کند. به این صورت که با افزایش استخدام نهاده نیروی کار و سرمایه شاهد بازدهی نسبت به مقیاس کاهنده خواهیم بود. از سوی دیگر $\frac{\lambda-1}{\lambda}$ ضریب کشش تجمیع[2] چگالی فعالیت اقتصادی است[3]. بنابراین α اثر ازدحام و λ اثرات تجمیع را اندازه‌گیری می‌کند و $\alpha\lambda$ می‌تواند هم بزرگتر و هم کوچک‌تر از یک باشد. اگر $\gamma = \alpha\lambda$

1. Hicks-neutral
2. Agglomeration
۳. اثرات تجمیع از بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس، اثرات خارجی و تخصصی شدن به وجود می‌آید.

بیش از یک باشد آنگاه اثر تجمیع بر اثر ازدحام غالب است. فرض کنید که شاخص کارایی نیروی کار (e) وابستگی خطی- لگاریتمی به متوسط سال‌های تحصیلات (h) داشته باشد.

$$e_c = h_c^{\eta} \qquad (۴)$$

که η کشش کارایی نیروی کار نسبت به تحصیلات است. سطح محصول کل منطقه به صورت زیر است:

$$\frac{Q_s}{a_s} = A_s^{\lambda}\left[\left(\frac{e_s n_s}{a_s}\right)^{\beta}\left(\frac{k_s}{a_s}\right)^{1-\beta}\right]^{\gamma} = A_s^{\lambda}\left[\left(\frac{h_s^{\eta} n_s}{a_s}\right)^{\beta\gamma}\left(\frac{k_s}{a_s}\right)^{(1-\beta)\gamma}\right] \qquad (۵)$$

$$= A_s^{\lambda} h_s^{\eta\beta\gamma} \left(\frac{n_s}{a_s}\right)^{\beta\gamma}\left(\frac{k_s}{a_s}\right)^{(1-\beta)\gamma}$$

چنانچه $\frac{Q_s}{a_s}$ تعداد کارگران در منطقه s به مساحت منطقه s تقسیم شده است، بهره‌وری متوسط در هر کیلومترمربع در منطقه s بدست می‌آید:

$$\frac{Q_s}{a_s n_s} = \left(\frac{A_s^{\lambda}}{n_s}\right)\left[\left(\frac{h_s^{\eta} n_s}{a_s}\right)^{\beta\gamma}\left(\frac{k_s}{a_s}\right)^{(1-\beta)\gamma}\right] = A_s^{\lambda} h_s^{\eta\beta\gamma} (n_s)^{\beta\gamma}\left(\frac{1}{a_s}\right)^{\beta\gamma}\left(\frac{k_s}{a_s}\right)^{(1-\beta)\gamma} \qquad (۶)$$

$$= A_s^{\lambda} h_s^{\eta\beta\gamma} \left(\frac{n_s^{\beta\gamma-1}}{a_s^{\beta\gamma-1}}\right)\left(\frac{1}{a_s}\right)\left(\frac{k_s}{a_s}\right)^{(1-\beta)\gamma}$$

بهره‌وری متوسط در منطقه s را با مرتب‌سازی به صورت زیر خواهیم داشت:

$$\frac{Q_s}{n_s} = A_s^{\lambda} h_s^{\eta\beta\gamma} \left(\frac{n_s}{a_s}\right)^{\beta\gamma-1}\left(\frac{1}{a_s}\right)\left(\frac{k_s}{a_s}\right)^{(1-\beta)\gamma} \qquad (۷)$$

برای بدست آوردن معادله تخمین می‌توان از هر دو طرف معادله (۷) لگاریتم گرفت:

$$\log\left(\frac{Q_s}{n_s}\right) = \lambda \log(A_s) + \eta\beta\gamma \log(h_s) + \beta\gamma - 1\log\left(\frac{n_s}{a_s}\right) + (1-\beta)\gamma \log\left(\frac{k_s}{a_s}\right) \qquad (۸)$$

$$= \lambda \log(A_s) + \phi_1 \log(h_s) + \phi_2 \log\left(\frac{n_s}{a_s}\right) + \phi_3 \log\left(\frac{k_s}{a_s}\right)$$

که $\phi_1 = \eta\beta\gamma$، $\phi_2 = \beta\gamma - 1$ و $\phi_3 = (1-\beta)\gamma$ است. با تخمین ϕ_1، ϕ_2 و ϕ_3 می‌توان برآوردهایی برای β، γ و η بدست آورد. شاخص چگالی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$D_s = {}^{[(n_S h_S^{\eta})^{\theta} a_S^{(1-\theta)}]}\Big/_{n_S} \qquad (۹)$$

که $\theta = \frac{\gamma\beta}{1-\gamma(1-\beta)}$ است.

طبق مدل کیکونی و هال (۱۹۹۶) اثرات تجمیع و ازدحام بر بهره‌وری برحسب پارامترها به صورت زیر بیان می‌شود:

۱- اگر مقدار θ بزرگتر از یک باشد، با افزایش چگالی فعالیت اقتصادی، بهره‌وری نیروی کار افزایش می‌یابد و اگر کمتر از یک باشد بهره‌وری نیروی کار کاهش می یابد. بنابراین ممکن است بهره‌وری نیروی کار با مهاجرت نیروی کار از ناحیه که θ کمتر از یک است به ناحیه‌ای که θ بزرگتر از یک است

بهره‌وری کل عامل افزایش یابد. بنابراین $\theta = ۱$ نقطه آستانه است اگر مقدار بزرگتر از یک شود، اثر تجمیع بر اثر ازدحام مسلط است.

۲- به طور مشابه ضریب γ اثر چگالی تولید بر بهره‌وری کل عوامل را اندازه‌گیری می‌کند. اگر مقدار γ بزرگتر از یک باشد بهره‌وری کل عوامل افزایش می‌یابد[۱].

۵. تصریح مدل

برای بررسی اثر متغیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار استان‌های ایران از مدل زیر که بر مبنای کار کیکونی و هال (۱۹۹۶) ساخته شده است، استفاده می‌شود:

$$\log(\ pro_{\ it}) = \log(\frac{Q}{a})_{it} \qquad (۱۰)$$
$$= \lambda_{.} + \eta\beta\gamma\ \log(\ h_{\ it}) + (\beta\gamma - ۱)\log(\frac{n}{a})_{\ it} + (۱-\beta)\gamma\log(\frac{k}{a})_{\ it} + \varepsilon_{\ it}$$

که در آن متغیر وابسته شامل لگاریتم بهره‌وری واقعی نیروی کار $\log(pro_{it})$، متغیرهای مستقل شامل لگاریتم متوسط سال‌های تحصیل $\log(h_{it})$، لگاریتم چگالی نیروی کار $\log(\frac{n}{a})_{it}$ و لگاریتم چگالی سرمایه واقعی $\log(\frac{k}{a})_{it}$ است. $\varepsilon_{i,t}$ خطای تصادفی است. زیرنویس i نشان‌دهنده استان‌های کشور[۲] که $i = ۱,۲,...,۲۸$ و زیرنویس t بیانگر زمان که $t = ۱۳۸۰,...۱۳۹۰$ است.

برای برآورد مدل (۱۰) به آمار بهره‌وری واقعی نیروی کار، چگالی سرمایه واقعی، چگالی نیروی کار و متوسط سال‌های تحصیل نیاز است. آمار بهره‌وری نیروی کار واقعی سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ از گزارش بررسی و محاسبه مقادیر حقیقی سری زمانی حسابهای ملی و منطقه‌ای که توسط معاونت برنامه‌ریزی استانداری فارس تهیه شده، استفاده گردیده است و برای سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ این متغیر با استفاده الگوریتم توضیح داده شده در این گزارش محاسبه گردیده است (بهره‌وری نیروی کار هر استان از تقسیم تولید ناخالص واقعی هر استان بر شاغلان بالای ۱۰ سال محاسبه شده است. نکته قابل ذکر این است که تولید ناخالص سال ۱۳۹۰ برای هر استان در مرکز آمار ارائه نشده است و محقق با توجه به متوسط رشد سالیانه تولید ناخالص داخلی بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹، مقدار تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۹۰ را محاسبه کرده است).

---

۱. برای مثال فرض کنید که $\theta = ۱/۰۶$، $\gamma = ۱/۰۴$ و $\eta = ۰/۴$ باشد. در اینجا $\theta = ۱/۰۶$ اشاره به این دارد که با دو برابر شدن چگالی اشتغال در منطقه S بهره‌وری متوسط نیروی کار ۶ درصد افزایش می‌یابد و $\gamma = ۱/۰۴$ اشاره دارد که با دو برابر شدن چگالی اشتغال در منطقه بهره‌وری کل ۴ درصد افزایش می‌یابد.

۲. بدلیل اینکه قبل از سال ۱۳۸۳ آماری به صورت جدا برای استان‌های خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی نگردیده است، این سه استان بدلیل محدودیت اطلاعات آماری در این تحقیق تحت یک استان (خراسان) آورده شده است. ضمن اینکه آمار و اطلاعات استان البرز نیز تنها در سال ۱۳۹۰ موجود است. به همین دلیل این استان از تجزیه و تحلیل کنار گذاشته شده است.

برای ساختن متغیر متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار هر استان از میزان تحصیلات نیروی کار شاغل بالای ۱۰ سال در استان‌های مختلف استفاده شده است، به طوری که نیروی کار موجود در هر استان برحسب سطح تحصیلات به ۶ دسته تقسیم شد (که شامل سوادآموزی و بزرگسالان، ابتدایی، راهنمایی، متوسطه، پیش‌دانشگاهی و عالی) است. متوسط سال‌های تحصیل افرادی که آموزش سوادآموزی و بزرگسالان دیده‌اند ۳ سال، مدرک سطح ابتدایی ۵ سال، سطح راهنمایی ۸ سال، سطح متوسطه ۱۱ سال، سطح پیش‌دانشگاهی ۱۲ سال و نیروی کار با مدرک آموزش عالی ۱۵/۵ سال در نظر گرفته شده است. سپس متوسط سال‌های تحصیل هر سطح تحصیلی را در درصد افراد شاغل بالای ۱۰ سال که آن مدرک تحصیلی (سطح آموزش) را دارند برای هر ۶ سطح ضرب شده و در انتها این ارقام با یکدیگر جمع شده‌اند[۱]. برای محاسبه این متغیر از آمار و اطلاعات سالنامه آماری استان‌ها که توسط مرکز آمار ایران منتشر شده، استفاده شده است.

برای محاسبه آمار نیروی کار شاغل بالاتر از ۱۰ سال از گزارش اشتغال بیکاری مرکز آمار ایران و سالنامه‌های آماری استان‌های کشور استفاده شده است و چگالی نیروی کار از تقسیم تعداد افراد شاغل بالای ۱۰ سال بر مساحت هر استان بدست آمده است.

در این مقاله مجموع تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی و میزان هزینه‌های عمرانی دولت (تملک دارایی‌های سرمایه‌ای)، به عنوان سرمایه‌گذاری سالیانه در هر استان در نظر گرفته شده است که برای محاسبه این متغیر از سالنامه آماری استان‌ها و بانک مرکزی استفاده شده است. برای محاسبه ذخیره سرمایه واقعی از آمار سرمایه‌گذاری استفاده شده و با استفاده از روش نمایی ذخیره سرمایه استفاده شده است. در روش نمایی، ابتدا باید موجودی سرمایه از طریق تخمین تابع نمایی $IN_t = IN_0 e^{\lambda t}$ برآورد شود. در این رابطه IN_t متغیر سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال t و IN_0 سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال پایه (۱۳۷۹) است. تبدیل لگاریتمی تابع نمایی به صورت $Ln(IN_t) = Ln(IN_0) + \lambda t$ است. پس از تخمین رابطه با روش OLS ضریب متغیر روند زمانی (λ) در معادله بدست می‌آید. برای تعیین موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹، بدون احتساب استهلاک سرمایه، از رابطه $K_0 = \frac{IN_0}{\lambda}$ استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن استهلاک سرمایه و کسر ۵ درصد از موجودی سرمایه به عنوان استهلاک، موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹ به قیمت جاری محاسبه می‌شود. سپس با استفاده از تعریف K به صورت رابطه $K_t = \frac{K_{t-1} + I_t}{1+\delta}$ و براساس موجودی سرمایه در سال پایه، مقادیر موجودی سرمایه برای سال‌های مختلف قابل محاسبه است (زرا نژاد و انصاری، ۱۳۸۶). در رابطه فوق، δ نشانگر نرخ استهلاک سرمایه و برابر ۵ درصد در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد مدل $Ln(IN_t) = Ln(IN_0) + \lambda t$ برای محاسبه λ برای تک‌تک استان‌های ایران در پیوست

۱. محدودیت این روش این است که آموزش‌های ضمن خدمت را در نظر نمی‌گیرد. چون آمار دقیقی از آموزش‌های ضمن خدمت که بسیار مفید و متناسب با تخصص مورد نیاز نیروی کار است و موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌شود، وجود ندارد.

مقاله آورده شده است. لازم به ذکر است که مقادیر موجودی سرمایه توسط شاخص قیمت، واقعی شده است و سپس بر مساحت هر استان تقسیم شده تا چگالی سرمایه موجود در هر استان پیدا شود.

۶. برآورد مدل

روش برآورد در این تحقیق روش داده‌های تابلویی است. قبل از برآورد مدل لازم است که آزمون‌های وابستگی مقطعی و مانایی مورد بررسی قرار گیرد. آزمون وابستگی مقطعی از این جهت مهم است که براساس آن می‌توان آزمون ریشه واحد و هم‌تجمعی انتخاب کرد. برای بررسی مانایی داده‌های پانل می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولی تعمیم‌یافته (ADF)، لوین، لین و چو (LLC)، دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر (ADFF) و فیلیپس- پرون- فیشر (FPF)، ایم پسران شین (IPS) و بریتانگ و هادری و پسران (۲۰۰۳) استفاده کرد که البته انتخاب آزمون مناسب از بین این آزمونها در گام اول نیاز به بررسی وجود وابستگی مقطعی دارد (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵). نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای داده‌های مورد مطالعه در جدول ۱ آورده شده است، فرضیه صفر در این آزمون عدم وجود وابستگی مقطعی در متغیرهای مورد آزمون است که طبق نتایج این جدول فرضیه صفر رد می‌شود و وابستگی مقطعی بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد.

جدول ۱. نتایج آزمون وابستگی مقطعی برای متغیرهای مورد مطالعه طی سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۸۰

آزمون استقلال مقطعی پسران (۲۰۰۴)		
متغیر	مقدار آماره آزمون پسران	معناداری (Prob)
لگاریتم بهره‌وری	۱۸/۴۴	۰
لگاریتم چگالی نیروی کار	۳۱/۵۷	۰
لگاریتم چگالی سرمایه	۵/۸۱	۰
لگاریتم سرمایه انسانی	۲/۵۶	۰/۰۱۰

منبع: محاسبات پژوهش

گام بعدی در این تحقیق بررسی مانایی داده‌ها است. از آنجا که وابستگی مقطعی وجود دارد، برای بررسی آزمون‌های مانایی متغیرها از آزمون پسران (۲۰۰۳) که در آن وابستگی مقطعی در نظر گرفته شده استفاده می‌شود. آزمون ریشه واحد پسران به آزمون CADF یا CIPS مشهور است. فرضیه صفر در این آزمون وجود ریشه واحد است. نتایج آزمون ریشه واحد پسران در جدول ۲ آورده شده است. طبق نتایج این جدول، متغیر چگالی سرمایه با وجود عرض از مبدأ با یک وقفه زمانی و متغیر سرمایه انسانی با وجود عرض از مبدأ با وقفه صفر و یک و با وجود روند و عرض از مبدأ با وقفه صفر مانا هستند.

1. Baltagi

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد مطالعه طی سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۸۰

	آزمون با عرض از مبدأ			آزمون با روند و عرض از مبدأ		
	وقفه صفر	وقفه یک	وقفه دو	وقفه صفر	وقفه یک	وقفه دو
لگاریتم بهره‌وری	-۰/۸۹۳ (۰/۱۸۶)	۲/۴۵۶ (۰/۹۹۳)	۱۴/۸۹۸ (۱/۰۰۰)	۱/۶۵۰ (۰/۹۵۰)	۹/۸۹۹ (۱/۰۰۰)	۱۳/۳۴۹ (۱/۰۰۰)
لگاریتم چگالی نیروی کار	۱/۹۶۶ (۰/۹۷۵)	۱/۳۳۸ (۰/۹۰۹)	۱۴/۸۹۸ (۱/۰۰۰)	۷/۴۵۴ (۱/۰۰۰)	۷/۲۷۹ (۱/۰۰۰)	۱۳/۳۴۹ (۱/۰۰۰)
لگاریتم چگالی سرمایه	۳/۹۸۳ (۱/۰۰۰)	-۲/۵۰۶ (۰/۰۰۶)	۱۴/۸۹۸ (۱/۰۰۰)	۳/۱۳۲ (۰/۹۹۹)	-۴/۱۹۳ (۰/۹۹۹)	۱۳/۳۴۹ (۱/۰۰۰)
لگاریتم سرمایه انسانی	-۱/۶۶۰ (۰/۰۴۸)	-۱/۹۹۴ (۰/۰۲۳)	۲/۵۲۸ (۰/۹۹۴)	-۲/۴۵۷ (۰/۰۰۷)	-۰/۳۳۷ (۰/۳۶۸)	۵/۵۲۸ (۱/۰۰۰)

مقادیر ردیف اول هر متغیر، آماره Z[t-bar] در آزمون پسران و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

منبع: محاسبات پژوهش

بدلیل اینکه برخی متغیرهای مورد بررسی مانا نیستند، امکان وجود رگرسیون جعلی وجود دارد. بنابراین در گام بعد باید ارتباط هم‌تجمعی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. آزمون‌های مختلفی برای بررسی ارتباط هم‌تجمعی میان متغیرها در داده‌های تابلویی وجود دارد که عبارتند از آزمون پدرونی (۱۹۹۹ و ۲۰۰۴)[1]، وسترلاند (۲۰۰۷)[2]، کاو[3] (۱۹۹۹) و ... . اما قبل از اینکه از این آزمون‌ها استفاده شود باید دید که در مدل وابستگی مقطعی بین جملات اخلال وجود دارد یاخیر (برای این منظور آزمون وابستگی مقطعی بین جملات اخلال هم در مدل اثرات ثابت و هم در مدل اثرات تصادفی بررسی می‌شود). بررسی وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی جملات اخلال توسط آزمون‌های مختلفی (از جمله آزمون استقلال مقطعی پسران[4] (۲۰۰۴) و آزمون وابستگی مقطعی بروش و پاگان[5] (۱۹۸۰)) صورت می‌گیرد. اینکه مناسب‌ترین آزمون برای هر تحقیق کدام است بستگی به تعداد مقطع‌ها و سری‌های زمانی دارد. چنانچه تعداد سری‌های زمانی از مقطع‌ها کمتر باشد، آزمون استقلال مقطعی پسران مناسب است و در صورتی که تعداد سری‌های زمانی از مقطع‌ها بیشتر باشد وابستگی مقطعی بروش و پاگان مناسب است (پسران، ۲۰۰۴). در این تحقیق دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ است که ۱۱ سال و تعداد مقطع‌ها، ۲۸ استان ایران است، بنابراین آزمون استقلال مقطعی پسران (۲۰۰۴) استفاده می‌شود. چنانچه وابستگی مقطعی بین جملات اخلال در مدل وجود داشته باشد از آزمون وسترلاند استفاده خواهد شد. نتایج آزمون وابستگی مقطعی بین جملات اخلال در جدول ۳ آورده شده است، طبق نتایج این جدول وابستگی مقطعی هم در مدل اثرات ثابت و هم در مدل اثرات تصادفی وجود دارد.

1. Pedroni Cointegration Test
2. Westerlund Cointegration Test
3. Kao Cointegration Test
4. Pesaran's Test of Cross Sectional Independence
5. Breusch and Pagan's Test of Cross Section Dependence

جدول ۳. نتایج آزمون وابستگی مقطعی جملات اخلال طی سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۸۰

آزمون استقلال مقطعی پسران (۲۰۰۴) در مدل اثرات ثابت	
مقدار آماره آزمون پسران	معناداری (Prob)
۷/۴۸۶	۰/۰۰۰۰
آزمون استقلال مقطعی پسران (۲۰۰۴) در مدل اثرات تصادفی	
مقدار آماره آزمون پسران	معناداری (Prob)
۵/۹۳۱	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

از آنجا که وابستگی مقطعی وجود دارد، از آزمون وسترلاند استفاده می‌شود. نتایج آزمون وسترلاند در جدول ۴ آورده شده است. فرضیه صفر در آزمون وسترلاند مبنی بر عدم وجود هم‌تجمعی است. آماره آزمون به آماره‌های پانلی و گروهی تقسیم می‌گردد. وسترلاند در این آزمون از روشی تحت عنوان بوت استراپ برای حذف اثرات وابستگی مقطعی بین جملات اخلال استفاده نموده است. طبق نتایج جدول ۴، می‌توان نتیجه گرفت که الگو به همراه عرض از مبدأ دارای فرآیند همجمعی است و بنابراین رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌تجمعی برای ۲۸ استان ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۰ در وقفه صفر و با وجود عرض از مبدأ

آماره	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
Gt	-۳/۴۶۴	-۴/۸۸۴	۰	۰/۲
Ga	-۳/۱۲۹	۴/۱۶۹	۱	۰
Pt	-۶/۲۳۶	۰/۸۸۹	۰/۸۱۶	۰
Pa	-۳/۶۱۹	۲/۱۹۲	۰/۹۸۶	۰

منبع: محاسبات پژوهش

قدم بعد برآورد مدل داده‌های تابلویی است[1] و انتخاب مدل اثرات تصادفی و اثرات ثابت و آزمونهای تشخیصی بر روی جملات باقی مانده مدل است. نتایج برآورد الگو در جدول ۵ آورده شده است. ابتدا جهت مشخص شدن نوع تخمین مدل (داده‌های تابلویی یا Pooling) از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. مقدار این آماره در جدول ۵ آورده شده که براساس آن در مدل، داده‌های تابلویی در مقابل Pooling تأیید می‌شود. این نتیجه اشاره به ناهمگنی و بافت متفاوت استان‌های ایران دارد. برای مشخص شدن

۱. در اینجا نویسنده می‌داند که با وجود وابستگی مقطعی بین جملات اخلال نمی‌توان استنتاج آماری معتبری در مورد ضرایب مدل‌ها با استفاده از انحراف معیار و آماره t بدست آمده در روش اثرات ثابت و تصادفی معمولی انجام داد، اما برای اینکه سایر مشکلات مدل را هم بداند و براساس مجموعه مشکلاتی که مدل با آن روبرو است از جمله واریانس ناهمسانی و همبستگی سریالی جملات اخلال به انتخاب تکنیکی برای برآورد مدل که همه این مشکلات در آن لحاظ شده است، به برآورد مدل اثرات ثابت و تصادفی معمولی می‌پردازد.

نوع تخمین مدل داده‌های تابلویی (اثرات تصادفی یا اثرات ثابت) از تست هاسمن استفاده شده است. طبق مقدار آماره این آزمون که در جدول ۵ ذکر شده، روش تخمین اثرات ثابت انتخاب می‌شود.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار برای ۲۸ استان ایران طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۸۰)

متغیرها	اثرات ثابت
عبارت ثابت	۰/۸۲۲ ۶/۰۷ (۰/۰۰۰)
LDK	۰/۱۵۱ ۱۳/۰۹ (۰/۰۰۰)
LDL	۰/۳۸۸ ۴/۴۵ (۰/۰۰۰)
LH	۰/۰۴۷ ۰/۴۶ (۰/۶۴۵)
آماره F Prob	۵۹/۷۰ (۰/۰۰۰)
R^2	۰/۵۶۶
R^2-Adjusted	۰/۵۱۵
آزمون F Prob	۷۳/۵۷ (۰/۰۰۰)
آزمون هاسمن Prob	۱۸/۸۲ (۰/۰۰۰)

مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

تعداد مشاهدات = ۱۵۴

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برآورد اثرات ثابت در جدول ۵ آورده شده است. حال باید تست واریانس ناهمسانی و همبستگی بین جملات اخلال مورد بررسی قرار گیرد. برای آزمون واریانس همسانی جملات اخلال برای مدل اثرات ثابت از آزمون والد تعمیم‌یافته[1] استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون واریانس همسانی است. نتایج آزمون واریانس همسانی در جدول ۶ ارائه شده است. طبق نتایج این جدول فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس رد می‌شود و بنابراین در مدل اثرات ثابت تخمین زده شده جملات اخلال دارای واریانس همسان نیستند.

1. Modified Wald Test for Groupwise Heteroskedasticity

برای بررسی خودهمبستگی سریالی بین جملات اخلال در مدل اثـرات ثابـت از آزمـون ولدریـدگ[1] استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون عبارتست از اینکه خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد[2]. نتایج آزمون خودهمبستگی جملات اخلال در جدول ۶ آورده شده است. طبق نتایج ایـن جـدول مـدل دارای خودهمبستگی مرتبه اول است.

جدول ۶. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی و عدم خودهمبستگی سریالی مدل اثرات ثابت

آزمون واریانس ناهمسانی جملات اخلال	
مقدار آماره	معناداری (Prob)
۹۳۳/۹۱	۰/۰۰۰۰
آزمون خودهمبستگی جملات اخلال	
مقدار آماره	معناداری (Prob)
۲۸/۹۸	۰/۰۰۰۱

منبع: محاسبات پژوهش

چنانچه بر طبق آزمون پسران بر روی جملات اخلال که در جدول ۳، نتـایج آن آورده شـده اسـت، دیده شد وابستگی مقطعی بین جملات اخلال وجود دارد و همچنـین طبـق نتـایج جـدول ۶، جمـلات اخلال در مدل واریانس ناهمسان هستند و خودهمبستگی بین جملات اخلال وجود دارد.

در این حالت که در مدل اثرات ثابت وابستگی مقطعی بین جمـلات اخـلال وجـود دارد و واریـانس ناهمسانی و خودهمبستگی بین جملات اخلال وجود دارد[3] انجام استنتاج آماری یعنی بررسی معناداری ضرایب مدل با استفاده از انحراف معیار و آماره t مدل حداقل مربعات اثـرات ثابـت و تصـادفی معمـولی مناسب نخواهد بود. در این شرایط از روش تخمین انحراف معیار دریسکول- کرای[4] استفاده می‌شود[5].

جدول ۷. نتایج برآورد مدل تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار با استفاده از روش انحراف معیار دریسکول- کرای در ۲۸ استان ایران طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۸۰)

متغیرها	اثرات ثابت
عبارت ثابت	۰/۸۲۲ ۳/۷۱ (۰/۰۰۴)
LDK	۰/۱۵۱

1. Wooldridge Test
2. H0: no first-order autocorrelation

۳. پترسن (Petersen) در این رابطه بیان می‌کنـد کـه بسـیاری از مقـالات منتشـر شـده بـدلیل اینکـه وابسـتگی مقطعـی، خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی بین جملات اخلال را در نظر نگرفته‌اند، در برآورد انحراف معیار دقیق نمی‌باشد و بنابراین استنتاجات آماری صورت گرفته در این مقالات معتبر نیست (هوکل و باسل، ۲۰۰۷).

4. Regression with Driscoll-Kraay Standard Errors

۵. این روش در پیوست توضیح داده شده است.

	۷/۵۱ (۰/۰۰۰)
LDL	۰/۳۸۸ ۲/۴۱ (۰/۰۳۷)
LH	۰/۰۴۷ ۰/۶۷ (۰/۵۱۷)
آماره F	۱۸/۹۲ (۰/۰۰۰)
R^2	۰/۵۶۶
آزمون هاسمن	۱۸/۸۲ (۰/۰۰۰)

مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

تعداد مشاهدات = ۱۵۴

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برآورد مدل تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار با استفاده از روش برآوردگر انحراف معیار دریسکول- کرای در جدول ۷ نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده مانند مدل اثرات ثابت معمولی است اما با انحراف معیار و مقدار آماره t متفاوت که مقدار انحراف معیار با در نظر گرفتن واریانس ناهمسانی و وابستگی مقطعی و خودهمبستگی جملات اخلال محاسبه شده است. طبق جدول ۷، چگالی سرمایه و چگالی نیروی کار که پرکسی چگالی فعالیت اقتصادی هستند، تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری نیروی کار دارد، به این معنی که با افزایش چگالی نیروی کار و چگالی سرمایه در استانهای ایران (که پرکسی چگالی فعالیت اقتصادی است) بهره‌وری نیروی کار افزایش می‌یابد. متغیر متوسط سال‌های تحصیل هر چند دارای تأثیر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار است اما در سطح اهمیت ۵ درصد معنادار نمی‌باشد که می‌تواند به این دلیل باشد که افراد مرتبط با تخصص مورد نیاز آموزش ندیده‌اند. کشش بهره‌وری نیروی کار نسبت به چگالی سرمایه ۰/۱۵ و نسبت به چگالی نیروی کار ۰/۳۸ و نسبت به متوسط سال‌های تحصیل ۰/۰۴ است. به این معنی که چنانچه چگالی سرمایه ۱ درصد افزایش یابد، بهره‌وری نیروی کار ۰/۱۵ درصد افزایش می‌یابد و چنانچه چگالی نیروی کار ۱ درصد افزایش یابد بهره‌وری نیروی کار ۰/۳۸ درصد افزایش می‌یابد. طبق مبانی نظری ارائه شده در قسمت ۴ مقاله، براساس ضرایب مدل برآورد شده در جدول ۷، می‌توان به بررسی این موضوع پرداخت که آیا در استان‌های ایران اثر تجمیع فعالیت اقتصادی بر اثر ازدحام غالب شده است؟ به عبارتی آیا با افزایش چگالی فعالیت اقتصادی بهره‌وری کل عوامل و بهره‌وری نیروی کار افزایش خواهد یافت؟ برای پاسخ به این سؤالات چنانچه در قسمت ۴ نیز اشاره شده، مدل برآوردی به صورت زیر است:

$$\log(\frac{Q_s}{a_s}) = \lambda \log(A_s) + \eta\beta\gamma \log(h_s) + (\beta\gamma - ۱)\log(\frac{n_s}{a_s}) + (۱-\beta)\gamma \log(\frac{k_s}{a_s})$$

و شاخص چگالی برآورد شده به صورت زیر خواهد بود:

$$D_s = {[(n_s h_s^{\eta})^{\theta} a_s^{(1-\theta)}]}/{n_s} \qquad (10)$$

که $\theta = \frac{\gamma\beta}{1-\gamma(1-\beta)}$ است. با تخمین معادله (۸) می‌توان برآوردی از شاخص چگالی بدست آورد. نتایج برآورد مدل (۱۰) در جدول ۷ آورده شده است. براساس مقادیر ضرایب برآورده شده $\eta\beta\gamma = ۰/۰۴۷$، $(\beta\gamma - 1) = ۰/۳۸۸$ و $(1-\beta)\gamma = ۰/۱۵۱$ است که می‌توان مقادیر پارامترهای γ، β و η را بدست آورد که در این مقاله $\gamma = ۱/۵۳۹$، $\beta = ۰/۹$ و $\eta = ۰/۰۳۳$ است. مقدار $\theta = ۱/۶۳۴$ است.

طبق مدل کیکونی و هال (۱۹۹۶) اثرات تجمیع و ازدحام بر بهره‌وری برحسب پارامترها (که در بالا برآورد شده و محاسبه شده است) به صورت زیر بیان می‌شود:

۱. مقدار $\theta = ۱/۶۳۴$ بزرگتر از یک است. بزرگتر از یک بودن این پارامتر به این معنی است که بهره‌وری نیروی کار با افزایش چگالی افزایش می‌یابد. مقدار بزرگتر از یک اشاره به این موضوع دارد که اثر تجمیع بر اثر ازدحام مسلط است. به پیروی از کیکونی و هال با دو برابر شدن چگالی فعالیت اقتصادی در منطقه، بهره‌وری نیروی کار در ایران ۶۳ درصد افزایش یافته است.

۲. ضریب γ اثر چگالی تولید بر بهره‌وری کل عوامل را اندازه‌گیری می‌کند. در این مقاله مقدار $\gamma = ۱/۵۳۹$ است که بزرگتر از یک می‌باشد، بنابراین با افزایش چگالی فعالیت اقتصادی، بهره‌وری کل عوامل افزایش می‌یابد. براساس کار کیکونی و هال می‌توان نتیجه گرفت که با دو برابر شدن فعالیت اقتصادی در استان‌های ایران بهره‌وری کل عوامل تقریباً ۵۴ درصد افزایش می‌یابد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۷. جمع‌بندی

بر اساس مبانی نظری، افزایش چگالی فعالیت اقتصادی از طریق ایجاد بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس، اثرات خارجی (سرریزها) و تخصصی شدن، بهره‌وری را افزایش می‌دهد. این اثرات مثبت چگالی جمعیت را اثرات تجمیع می‌نامند. به هر حال ممکن است چگالی فعالیت اقتصادی اثرات منفی از قبیل ایجاد ازدحام و ترافیک، افزایش هزینه حمل و نقل و از بین رفتن محیط زیست داشته باشد که به این اثرات، اثرات ازدحام می‌گویند. نتایج برآورد الگوی بهره‌وری نیروی کار که در جدول ۷ آورده شده است، بهره‌وری نیروی کار با افزایش چگالی سرمایه و نیروی کار که پرکسی چگالی فعالیت اقتصادی هستند، افزایش می‌یابد که این امر نشان می‌دهد در ایران اثرات تجمیع بر اثرات ازدحام غالب است و با افزایش چگالی فعالیت‌های اقتصادی در استان‌های ایران بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل افزایش خواهد یافت.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمارهای بانکی.

زراءنژاد، منصور و انصاری، الهه (۱۳۸۶)، «اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ ایران»، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۴، زمستان.

مرکز آمار ایران، سالنامه‌های آماری استانی، سرشماری ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰.

معاونت برنامه‌ریزی استانداری فارس، بررسی و محاسبه مقادیر حقیقی سری زمانی حساب‌های ملی و منطقه‌ای در اقتصاد ایران، دفتر آمار و اطلاعات.

Abel, J., Dey, I., & Gabe, T. (2011), Productivity and the Density of Human Capital, FRB of New York Staff Report, (440).

Baltagi, B. (2005), *Econometric analysis of panel data*, Wiley. com.

Carlino, G. A., Chatterjee, S., & Hunt, R. M. (2007), "Urban density and the rate of invention", *Journal of Urban Economics*, *61*(3), 389-419.

Ciccone, A. and R. Hall, (1996), "Productivity and the density of economic activity", *American Economic Review*, 87, 54-70

Glaeser, E. L., & Resseger, M. G. (2010), "The complementarity between cities and skills", *Journal of Regional Science*, *50*(1), 221-244.

Harris, T. F., & Ioannides, Y. M. (2000), *Productivity and metropolitan density* (No. 0016). Department of Economics, Tufts University.

Hoechle, D. (2007), "Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence", *Stata Journal*, *7*(3), 281.

Jacobs, Jane (2000), *The Nature of Economics*. New York: Random House.

Knudsen, B., Florida, R., Stolarick, K., & Gates, G. (2008), "Density and creativity in US regions", *Annals of the Association of American Geographers*, *98*(2), 461-478.

Lall, S. V., Shalizi, Z., & Deichmann, U. (2004), "Agglomeration economies and productivity in Indian industry", *Journal of Development Economics*, *73*(2), 643-673.

Marshall, Alfred (1920), *Principles of Economics*, London: Macmillan.

Martin, R., Finglaton, B. and Garretsen (2009), *Analysis of the Main Factors of Regional Growth: An in-depth study of the best and worst performing European regions*, Cambridge Econometrics.

Morikawa, M. (2011), "Economies of density and productivity in service industries: an analysis of personal service industries based on establishment-level data", *The Review of Economics and Statistics*, *93*(1), 179-192.

Nakamura, R. (1985), "Agglomeration economies in urban manufacturing industries: a case of Japanese cities", *Journal of Urban Economics*, *17*(1), 108-124.

Pesaran, M. H. (2003), "A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence", Working Paper, Trinity College, Cambridge.

Pesaran, M. H. (2004), "General diagnostic tests for cross-section dependence in panels", Working Paper, Trinity College, Cambridge.

Pesaran, M. H. (2007), "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence", *Journal of Applied Econometrics*, *22*(2), 265-312.

Storper, M., & Venables, A. J. (2004), "Buzz: face-to-face contact and the urban economy", *Journal of economic geography*, *4*(4), 351-370.

Syverson, C. (2004), *Market structure and productivity: A concrete example* (No. w10501). National Bureau of Economic Research

Trubka, R. (2009), Productivity and the density of economic activity: preliminary estimates of agglomeration benefits in Australian cities, Curtin University's Sustainability Policy Institute.

Wooldridge, J. M. (1995), "Selection corrections for panel data models under conditional mean independence assumptions", *Journal of Econometrics*, 68, 115–132.

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*, MIT Press, Massachusetts.

Yuhn, K. H., Lee, Y. J., & Oh, M. H. (2008), "The Spatial Density of Production Activity and Productivity Differentials across Regions: A Case of Korea", *The Journal of the Korean Economy*, 9(2), 269-291.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۱. نتایج برآورد مدل ($Ln(IN_t) = Ln(IN_0) + \lambda t$) برای محاسبه ضریب λ در محاسبه ذخیره سرمایه هر استان

استان	متغیر	ضریب	آماره t	Prob.	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌یافته	آماره F	دربین واتسون
آذربایجان شرقی	C	۱۶/۸۷	۳۲/۱۷	۰	۰/۸۷	۰/۸۴	۳۰/۸۷ (۰)	۱/۹۹
	T	۰/۱۳	۲/۴۳	۰/۰۴				
	AR(۱)	۰/۴۷	۲/۳۵	۰/۰۴				
آذربایجان غربی	C	۱۶/۰۴	۳۷/۹	۰	۰/۸	۰/۷۶	۱۹/۹۸ (۰)	۱/۸۴
	T	۰/۱۸	۳/۳۹	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۷۱	۳/۲۵	۰/۰۱				
اردبیل	C	۱۵/۲۳	۳۵/۱	۰	۰/۸	۰/۷۶	۲۰/۲۱ (۰)	۱/۸۵
	T	۰/۱۸	۳/۴۸	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۶۹	۳/۱۷	۰/۰۱				
اصفهان	C	۱۷/۱۸	۳۸/۵۷	۰	۰/۷۷	۰/۷۳	۱۶/۹۶ (۰)	۱/۷۹
	T	۰/۱۷	۳/۱	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۷۱	۳/۱۶	۰/۰۱				
ایلام	C	۱۷/۱۸	۳۸/۵۷	۰	۰/۷۷	۰/۷۳	۱۶/۹۶ (۰)	۱/۷۹
	T	۰/۱۷	۳/۱	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۷۱	۳/۱۶	۰/۰۱				
بوشهر	C	۱۵/۳۸	۳۴/۵۸	۰	۰/۷۸	۰/۷۳	۱۷/۳۷ (۰)	۱/۸۸
	T	۰/۱۷	۳/۰۶	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۷۲	۳/۳۶	۰/۰۱				
تهران	C	۱۸/۷۳	۶۴/۱۷	۰	۰/۹۴	۰/۹۳	۸۲/۵۷ (۰)	۱/۹۷
	T	۰/۲۵	۹/۲۵	۰				
	MA(۱)	۱	۴/۸۲	۰				
چهارمحال و بختیاری	C	۱۵/۲۸	۳۲/۱۴	۰	۰/۷۲	۰/۶۷	۱۲/۹۶ (۰)	۱/۸۵
	T	۰/۱۶	۲/۶۸	۰/۰۲				
	MA(۱)	۰/۶۹	۳/۰۷	۰/۰۱				
خراسان رضوی	C	۱۷/۲	۳۵/۵۷	۰	۰/۶۶	۰/۵۹	۹/۷۹	۱/۷۸
	T	۰/۱۳	۲/۲۷	۰/۰۵				
	MA(۱)	۰/۶۵	۲/۸۴	۰/۰۲				
خوزستان	C	۱۶/۴۸	۳۹/۶۸	۰	۰/۸۲	۰/۷۸	۲۲/۸۶ (۰)	۱/۸۱
	T	۰/۱۷	۳/۴۵	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۷۶	۳/۵۳	۰/۰۱				
زنجان	C	۱۵/۱۳	۳۶/۶۲	۰	۰/۸۳	۰/۷۹	۲۳/۷۹ (۰)	۱/۷۱
	T	۰/۱۹	۳/۷۷	۰				
	MA(۱)	۰/۷۱	۳/۱۴	۰/۰۱				

سمنان	C	۱۵/۵۹	۳۳/۲۹	۰	۰/۷۶	۰/۷۱	۱۶/۰۴ (۰)	۱/۶۵
	T	۰/۱۵	۲/۶۵	۰/۰۲				
	MA(۱)	۰/۷۶	۳/۴۷	۰/۰۱				
سیستان و بلوچستان	C	۱۵/۲	۳۸/۰۱	۰	۰/۷۷	۰/۷۲	۱۶/۵۵ (۰)	۱/۸۵
	T	۰/۱۶	۳/۲۶	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۶۵	۲/۸۷	۰/۰۲				
فارس	C	۱۶/۵۷	۴۵/۵	۰	۰/۸۴	۰/۸۱	۲۷/۱۷ (۰)	۱/۸۶
	T	۰/۱۸	۴/۱	۰				
	MA(۱)	۰/۷۱	۳/۲۶	۰/۰۱				
قزوین	C	۱۵/۱۵	۳۸/۶	۰	۰/۸۶	۰/۸۳	۳۰/۴۸ (۰)	۱/۷۶
	T	۰/۲۱	۴/۳۸	۰				
	MA(۱)	۰/۷۱	۳/۱۷	۰/۰۱				
قم	C	۱۴/۹۷	۳۷/۴۸	۰	۰/۸۵	۰/۸۱	۲۷/۳ (۰)	۱/۸۱
	T	۰/۲	۴/۱۹	۰				
	MA(۱)	۰/۷	۳/۰۹	۰/۰۱				
کردستان	C	۱۵/۰۹	۳۳/۰۴	۰	۰/۷۹	۰/۷۴	۱۸/۲۷ (۰)	۱/۷۵
	T	۰/۱۸	۳/۲۷	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۶۹	۳/۰۶	۰/۰۱				
کرمان	C	۱۵/۹۶	۴۳/۹۵	۰	۰/۸۶	۰/۸۴	۳۱/۵ (۰)	۱/۸
	T	۰/۲	۴/۴۸	۰				
	MA(۱)	۰/۷۱	۳/۱۹	۰/۰۱				
کرمانشاه	C	۱۵/۶۴	۳۷/۳	۰	۰/۸۴	۰/۸۱	۲۷/۱ (۰)	۲/۰۴
	T	۰/۲	۳/۹۵	۰				
	MA(۱)	۰/۷۲	۳/۲۸	۰/۰۱				
کهگیلویه و بویراحمد	C	۱۴/۵۱	۳۶/۰۶	۰	۰/۸۲	۰/۷۸	۲۲/۰۹ (۰)	۱/۶۳
	T	۰/۱۸	۳/۷۴	۰				
	MA(۱)	۰/۶۸	۳/۰۱	۰/۰۱				
گلستان	C	۱۵/۴۶	۳۶/۹۲	۰	۰/۸۵	۰/۸۲	۲۸/۸۸ (۰)	۱/۸۱
	T	۰/۲۱	۴/۱	۰				
	MA(۱)	۰/۷۴	۳/۴۱	۰/۰۱				
گیلان	C	۱۶/۲۱	۳۸/۲	۰	۰/۸۱	۰/۷۷	۲۱/۴۲ (۰)	۱/۸۸
	T	۰/۱۸	۳/۴	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۷۵	۳/۴۹	۰/۰۱				
لرستان	C	۱۵/۳۱	۳۸/۳۴	۰	۰/۸۵	۰/۸۳	۲۹/۴۷ (۰)	۱/۷۶
	T	۰/۲	۴/۱۴	۰				
	MA(۱)	۰/۷۳	۳/۳۸	۰/۰۱				
مازندران	C	۱۶/۶۱	۴۰/۷۸	۰	۰/۸۳	۰/۸	۲۵/۱۷ (۰)	۱/۷۶
	T	۰/۱۸	۳/۷۳	۰				

	MA(۱)	۰/۷۴	۳/۴۶	۰/۰۱				
مرکزی	C	۱۵/۵۹	۳۵/۲۲	۰	۰/۷۹	۰/۷۵	۱۸/۹۸ (۰)	۱/۸
	T	۰/۱۷	۳/۲	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۷۳	۳/۳۵	۰/۰۱				
هرمزگان	C	۱۵/۲۳	۴۰/۷۲	۰	۰/۸۵	۰/۸۲	۲۹/۱۶ (۰)	۱/۸۷
	T	۰/۲	۴/۴	۰				
	MA(۱)	۰/۶۸	۳/۰۷	۰/۰۱				
همدان	C	۱۵/۴۷	۳۶/۴۱	۰	۰/۷۹	۰/۷۵	۱۹/۲۳ (۰)	۱/۸
	T	۰/۱۸	۳/۳۹	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۶۹	۳/۱	۰/۰۱				
یزد	C	۱۵/۹۷	۳۵/۷۲	۰	۰/۷۷	۰/۷۲	۱۶/۷۳ (۰)	۱/۸
	T	۰/۱۶	۲/۹۷	۰/۰۱				
	MA(۱)	۰/۷۲	۳/۳	۰/۰۱				

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۲. برآوردگر کوواریانس دریسکول- کرای[۱]

دریسکول- کرای (۱۹۹۸) یک برآوردگر ماتریس کواریانس غیرپارامتری ارائه کرده است که در آن انحراف معیار با در نظر گرفتن واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی و وابستگی مقطعی بین اجزای خطا محاسبه شده است. مدل رگرسیون خطی زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it} = x'_{it}\theta + \varepsilon_{it} \quad , \qquad i = 1,\ldots,N, t = 1,\ldots,T$$

که y_{it} متغیر وابسته است و x'_{it} یک بردار $(K+1)\times 1$ از متغیرهای مستقل است که اولین عنصر آن یک می‌باشد و θ یک بردار $(K+1)\times 1$ از ضرایب است. ضمن اینکه i و t بیانگر مقطع و زمان هستند. در رابطه بالا براساس فروض کلاسیک فرض می‌شود که x'_{it} با ε_{it} که بیانگر اجزای اخلال هستند وابسته نیستند (یعنی متغیرهای توضیحی به طور اکید برون‌زا هستند). ولی اجزای اخلال ممکن است خودشان با هم دارای خودهمبستگی[۲]، ناهمسانی واریانس[۳] و وابستگی مقطعی[۴] داشته باشند. تحت این شرایط θ با استفاده از حداقل مربعات معمولی به صورت زیر برآورد می‌شود.

$$\hat{\theta} = (X'X)^{-1}X'y$$

در این حالت انحراف معیارهای دریسکول- کرای برای تخمین ضرایب از طریق ریشه دوم عناصر قطری[۵] قطری[۵] حاصل می‌شوند. این انحراف معیارها به صورت زیر نشان داده می‌شوند.

$$(\hat{\theta}) = (X'X)^{-1}\hat{S}_T(X'X)^{-1}$$

در رابطه $V(\hat{\theta})$، $\hat{S}_T$ نشان‌دهنده ماتریس تخمین‌زن کوواریانس سازگار نیوی- وست (۱۹۸۷)[۶] است که به صورت زیر بیان می‌شود.

$$\hat{S}_T = \hat{\Omega}_0 + \sum_{j=1}^{m(T)} w(j,m)\left[\hat{\Omega}_j + \hat{\Omega}'_j\right] \qquad (1)$$

در رابطه بالا $m(T)$ نشان‌دهنده طول وقفه تا مقداری است که اجزای اخلال ممکن است خودهمبسته باشند[۷] و وزن بارتل اصلاح شده به صورت زیر است:

---

۱. مطالب این قسمت برگرفته از مقاله هوکل و باسل (۲۰۰۷) است.

2. Autocorrelation
3. Heteroskedasticity
4. Cross Section Dependence
5. Diagonal elements
6. Newey-West

۷. نیوی- وست (۱۹۸۷) نشان دادند که برای استفاده از وزن بارتلت اصلاح شده (Modified Bartlett Weights) اگر تعداد وقفه‌هایی که در برآورد ماتریس کواریانس وارد می‌شود ($m(T)$) با T افزایش یابد ولی با نرخ کاهنده، برآوردگرها سازگار خواهد بود. در روش تخمین دریسکول- کرای که در برنامه استتا با کد Xtscc قابل انجام است وقفه $m(T) = floor\left[4\left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{2}{9}}\right]$ در نظر گرفته می‌شود که T تعداد دوره زمانی است.

$$w(j,m) = ۱ - \frac{j}{\{m(T)+۱\}}$$

برای اطمینان از شبه معین مثبت[1] بودن ماتریس $\hat{S}_T$ و برای یکسان کردن تابع اتوکواریانس نمونه‌ای[2] به صورتی که وقفه‌های بالاتر[3] وزن کمتری دریافت کنند، ماتریس $(K+۱)\times(K+۱)$، $\hat{\Omega}_j$ به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\hat{\Omega}_j = \sum_{t=j+۱}^{T} h_t(\theta)h_{t-j}(\hat{\theta}) \quad \text{با} \quad h_t = \sum_{i=۱}^{N(t)} h_{it}(\hat{\theta}) \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، مجموع گشتاورهای زمانی t، $h_t(\theta)$ را مستعد چرخش بین ۱ و $N(t)$ می‌کند. این تعدیل کوچک، برآوردگرهای اولیه دریسکول- کرای را برای الگوهای پانل نامتوازن قابل استفاده می‌کند. برای تخمین مدل Pool، $h_{it}(\hat{\theta})$ در معادله (۲) به صورت زیر است:

$$h_{it}(\hat{\theta}) = x_{it}\hat{\varepsilon}_{it} = x_{it}(y_{it} - x'_{it}\theta)$$

از روابط (۱) و (۲) چنین برمی‌آید که برآوردگرهای ماتریس کوواریانس دریسکول- کرای برابر با تخمین‌زن ماتریس کوواریانس واریانس ناهمسان و خودهمبسته نیوی- وست (۱۹۸۷) است که برای $h_{it}(\hat{\theta})$ به کار برده می‌شود. انحراف معیار این برآوردگر (دریسکول- کرای) با افزایش دوره زمانی حتی با وجود واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی و وابستگی مقطعی در جمله اخلال، برآوردهای سازگاری بدست می‌دهد.

در مدل اثرات ثابت با انحراف معیارهای دریسکول– کرای دو مرحله وجود دارد. در مرحله اول تمامی متغیرهای مدل $z_{it} \in \{y_{it}, x_{it}\}$ به صورت زیر تبدیل می‌شوند:

$$\tilde{z}_{it} = z_{it} - \bar{z}_i + \bar{z}$$

که $\bar{z} = \left(\sum T_i\right)^{-۱}\sum_i\sum_t z_{it}$ و $\bar{z}_i = T_i^{-۱}\sum_{t=T_{i۱}}^{T_i} z_{it}$ ما می‌دانیم که برآوردگر- درونی[4] مرتبط با برآورد OLS

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{x}_{it}\theta + \tilde{\in}_{it}$$

مرحله دوم تخمین مدل تبدیل‌یافته[5] توسط تخمین حداقل مربعات (Pooling) با انحراف معیار دریسکول- کرای است. نکته قابل ذکر این است که برآوردگر انحراف معیار دریسکول- کرای برای Pooling و اثرات ثابت قابل استفاده است.

```
xtscc lpro1 ldk ldl lh,lag(3) fe
Regression with Driscoll-Kraay standard errors   Number of obs    =       154
Method: Fixed-effects regression                 Number of groups =        14
```

1. Positive Semidefinite Matrix
2. Sample Autocovariance
3. Higher-order Lags
4. Within-estimator
5. Transformed Regression Model

Group variable (i): id F(3, 10) = 18.92
maximum lag: 3 Prob > F = 0.0002
within R-squared = 0.5666

| Drisc/Kraay
lpro1 | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]

ldk	.1519036	.0202236	7.51	0.000	.1068427 .1969644
ldl	.3888244	.1614011	2.41	0.037	.0292003 .7484485
lh	.047652	.070896	0.67	0.517	.0020561 .1103142
_cons	.8228703	.2216749	3.71	0.004	.3289479 1.316793

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی