

تحلیل تأثیر تجميع فعاليت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد در ایران

زهرا دهقان شبانی^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۴/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۸/۱۷

چکیده

هدف مقاله، تحلیل تأثیر تجميع فعاليت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد در چارچوب مدل جغرافیای اقتصادی جدید است که در دو بخش عمده نظری و تجربی بدان پرداخته شده است. در بخش نظری، مدلی در چارچوب مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید ارائه شده و در چارچوب این مدل نشان داده شده است که تجميع فعاليت‌های صنعتی و رشد منطقه و رشد دارای تأثیر متقابل بر یکدیگر هستند. سپس براساس روابط رشد به دست آمده در بخش نظری، الگوی اقتصادسنجی طراحی شده است. این الگو نوعی دستگاه معادلات هم‌زمان است که برای ۲۸ استان ایران، طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ با روش داده‌های تابلویی بر مبنای روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی اقتصادسنجی، تأثیر مثبت رشد اقتصادی، نیروی کار، هزینه حمل کالا، مخارج خانوار و هزینه تحرک سرمایه انسانی بر تجميع فعاليت‌های صنعتی را نشان می‌دهد. همچنین تأثیر مثبت تجميع فعاليت‌های صنعتی و سطح دانش منطقه از یک سو و تأثیر منفی هزینه تحرک سرمایه انسانی و تولید سرانه سال ۱۳۷۹ بر رشد اقتصادی منطقه را از سوی دیگر بیان می‌کند.

واژگان کلیدی: تجميع فعاليت‌های صنعتی، رشد اقتصادی منطقه، سیستم معادلات هم‌زمان.

JEL: R12, R11, R15.

۱. مقدمه

تجميع فضایی فعاليت‌های اقتصادی و رشد اقتصادی، فرایندهایی هستند که به سختی می‌توان آن‌ها را از هم جدا کرد. ظهور و تسلط تمرکز فضایی فعاليت‌های اقتصادی، یکی از واقعیت‌هایی است که کوزنتس آن را به رشد اقتصادی مدرن مرتبط می‌سازد. ارتباط قوی بین رشد و تجميع جغرافیایی فعاليت‌های اقتصادی را

۱. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، Email: zahra_dehghan2003@yahoo.com

مورخان اقتصادی^۱ به ویژه درباره تحولات صنعتی اروپا طی قرن نوزدهم گزارش کرده اند (بالدوین و مارتین^۲، ۲۰۰۳) و نیز در مدل های جغرافیای اقتصادی جدید بررسی کرده اند.

تجمع فعالیت های صنعتی از طریق ایجاد صرفه جویی ناشی از تجمع محلی^۳ موجب رشد منطقه می شود. صرفه جویی ناشی از تجمع محلی، زمانی رخ می دهد که هزینه های تولید بنگاه ها در صنعتی خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد. چنین مسئله ای بدان علت است که تجمع های صنعتی، اندوخته فراوانی از نیروی کار دارد که کارایی بازار نیروی کار محلی را از طریق انطباق بین کارگران با کارفرمایان تسهیل می کند. همچنین وجود سرریزهای مفید دانش هم درون و هم بین صنایع محلی را بهبود می بخشد (مارتین و همکاران^۴، ۲۰۰۹). بنابراین، تجمع بیشتر فعالیت ها با بهره وری بیشتر، دستمزدهای واقعی، استاندارد زندگی بهتر و رشد منطقه مرتبط است. با افزایش تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه، درآمد دائمی نیروی کار منطقه، در نتیجه ایجاد کالاهای متنوع و همچنین افزایش دستمزد واقعی، بیشتر شده است. افزایش درآمد دائمی موجب بیشتر شدن تقاضا برای تولیدات منطقه می شود و افزایش تولید منطقه به معنی فزونی رشد است. از طرفی، افزایش رشد منطقه، موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاهای و خدمات می شود و محرکی برای جذب صنایع به منطقه است. بنابراین تجمع فعالیت ها بر رشد منطقه و رشد منطقه بر تجمع فعالیت ها اثرگذار است.

هدف مطالعه حاضر، تحلیل تأثیر متغیر تجمع فعالیت های صنعتی بر رشد منطقه ای در چارچوب نظری جدید جغرافیای اقتصادی جدید است که در پنج بخش اصلی سازماندهی شده است. در بخش اول، تأثیر تجمع فعالیت های صنعتی بر رشد منطقه ای بررسی شده، در بخش دوم، مروری بر تحقیقات صورت گرفته است. الگوی نظری این مقاله در بخش سوم توضیح داده شده و در بخش چهارم الگوی مقاله برآورد شده است. نتایج و پیشنهادها در بخش پنجم مقاله ارائه شده است.

۲. اثر تجمع فعالیت های صنعتی بر رشد منطقه ای

ارتباط بین رشد اقتصادی و تجمع در مدل های جغرافیای اقتصادی جدید (NEG)^۵ بررسی شده است. این مدل ها، تمرکز خود را بر نحوه استقرار تجمع های اقتصادی قرار داده و چگونگی استقرار فعالیت ها را

1. Economic historians

2. Baldwin and Martin

۳. صرفه جویی ناشی از تجمع محلی ایستا و پویا وجود دارد. صرفه جویی ناشی از تجمع ایستا یک بار موجب انتقال به سمت پایین در منحنی هزینه صنعت می شود. برعکس، صرفه جویی ناشی از تجمع پویا موجب انتقال پیوسته در هزینه صنعت می شود که در طول زمان ادامه دارد.

4. Martin et al

5. New Economic Geographic

از طریق مکانیزم‌های پایه خرد و در چارچوب تعادل عمومی تعیین کرده‌اند (فوجیتا و موری،^۱ ۲۰۰۵؛ اتاویانا و تیه،^۲ ۲۰۰۳).

بخشی از مدل‌های نظری جغرافیای اقتصادی جدید مطرح کرده‌اند که رشد بر تجميع مؤثر است. این مدل‌ها تحت عنوان مدل‌های نسل اول معروف‌اند که تنها استقرار فعاليت‌های اقتصادی را بررسی می‌کنند و رشد را داده‌شده فرض می‌کنند. در آن مدل‌ها، زمانی که اقتصاد به تعادل دست یافت، هیچ تغییری در اقتصاد رخ نمی‌دهد؛ مگر اینکه شاخص‌ها به صورت برونزا تغییر کند (فوجیتا و موری، ۲۰۰۵). در این مدل‌ها، امکان تأثیرات تجميع بر نرخ ابداعات را که بر توزیع جغرافیایی فعاليت‌های اقتصادی و رشد مؤثرند، در نظر نمی‌گیرد. به دلیل چنین ضعفی، مدل‌های NEG به مجموعه‌ای پویا گسترش یافتند که به مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید معروف‌اند.

این مدل‌های رشد درون‌زا به مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید پیوند خورد و بخش تحقیق و توسعه^۳ (R&D) به چارچوب جغرافیای اقتصادی جدید اضافه شد. در مدل رشد درون‌زا هدف بررسی این است: چگونه فعاليت اقتصادی جدید، یعنی رشد اقتصادی، از طریق ابداعات به وجود می‌آید. در مدل NEG هدف تحلیل، این موضوع است: چگونه این فعاليت‌های اقتصادی یعنی بنگاه‌های جدید استقرار می‌یابند و چرا آن‌ها به طور فضایی متمرکز می‌شوند. بنابراین، در مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید، فرایند خلق فعاليت‌های اقتصادی و فرایند استقرار و رشد به عنوان یک فرایند به هم متصل‌اند.

در مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید، افزایش میزان تقاضای محلی در یک منطقه، موجب جذب بنگاه‌های صنعتی به آن منطقه و افزایش تولید بنگاه‌ها و رشد منطقه می‌شود (فوجیتا و کروگمن،^۴ ۱۹۹۵). چنانچه بخش ابداعات از محصولات بخش صنعتی به عنوان مواد واسطه استفاده کند، به دلیل وجود هزینه حمل و نقل، بخش ابداعات ترغیب به استقرار در منطقه‌ای می‌شود که بنگاه‌های صنعتی در آن مستقرند. با تجميع بخش ابداعات در منطقه، حق ثبت اختراعات، سرریزهای دانش و تغییرات فناوری افزایش می‌یابد. با افزایش حق ثبت اختراعات، دامنه گسترده‌ای از کالاهای متنوع ایجاد می‌شود و درآمد واقعی منطقه، به دلیل ایجاد کالای متنوع افزایش می‌یابد. افزایش درآمد واقعی منطقه موجب جذب نیروی کار جدید و مصرف کنندگان و بنگاه‌های جدید به منطقه می‌شود. با افزایش درآمد دائمی منطقه، یعنی رشد منطقه،

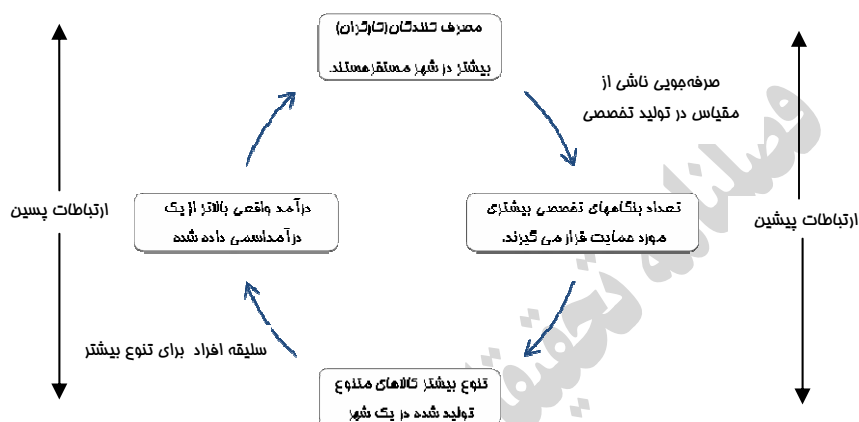
1. Fujita & Mori

2. Ottaviano & Thisse

3. Research and Development

4. Krugman

تقاضای مصرفی منطقه فزونی یافته و با افزایش سرریزهای دانش در منطقه، بنگاه‌های صنعتی بیشتری در منطقه تجمع می‌یابد. این چرخه به صورت تجمعی و دُوری ادامه می‌یابد و منجر به رشد منطقه و تجمع بیشتر فعالیت‌ها در منطقه می‌شود (بالدوین^۱ و مارتین^۲، ۲۰۰۳؛ اتاوینا^۳، ۲۰۱۰).



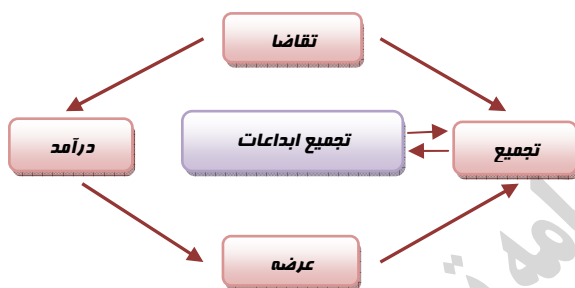
شکل ۱. علیت دوری در تجمع بنگاه‌ها و رشد

منبع: فوجیتا و کروگمن (۱۹۹۵)

طبق شکل ۱، چنانچه اندازه تقاضای محلی در یک منطقه بزرگ باشد، بنگاه‌ها به دلیل صرفه‌جویی ناشی از مقیاس داخلی، از استقرار در این منطقه منفعت بیشتری کسب می‌کنند. بنابراین آن‌ها می‌توانند دستمزدهای اسمی بیشتری پرداخت کنند. تقاضای محلی بیشتر به دلیل افزایش درآمد و رشد، برای کالاهای دامنه گسترده‌ای از کالاهای متنوع را ایجاد می‌کند. نیز تأثیرات درآمد واقعی باعث می‌شود نیروی کار جدید و مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های جدید جذب شوند. این تحولات در محدوده وسیعی از پیوندهای پسین محلی و پیوندهای پیشین محلی ظاهر می‌شوند. در پیوندهای پسین محلی، عرضه کالاهای متنوع بیشتر درآمد واقعی کارگران را افزایش می‌دهد و در پیوندهای پیشین محلی تعداد زیاد مصرف‌کننده بنگاه‌های بیشتری را جذب می‌کند. این تحولات به گونه‌ای صورت می‌گیرد که تأثیرات خارجی پولی صرفه‌جویی ناشی از مقیاس ایجادشده در سطح بنگاه مرزی، به بازدهی فزاینده در سطح یک منطقه تبدیل می‌شود (اتاوینا و همکاران، ۲۰۰۱). با بیشتر شدن تقاضای محلی و صرفه‌جویی داخلی نسبت به مقیاس، این

1. Baldwin
2. Martin
3. Ottaviano

تأثیرات نقدی‌تر شده و موجب تجمیع بنگاه‌های بیشتری می‌شود. با تجمیع بنگاه‌ها، سرریزهای دانش و تأثیرات خارجی تکنولوژی بین آن‌ها افزایش می‌یابد و رشد منطقه‌ای بیشتر می‌شود. با افزایش رشد منطقه، تقاضای محلی منطقه فرونی می‌یابد و موجب جذب بنگاه‌های بیشتری به منطقه می‌شود.



شکل ۲. علیت تجمعی در مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید

منبع: دستاوردهای محقق

۳. پیشینه مطالعاتی

بالدوین (۱۹۹۹) در مقاله‌ای با عنوان «تجمیع و سرمایه درون‌زا»، یک مدل رشد نئوکلاسیک را با یک مدل جغرافیای اقتصادی جدید ترکیب کرد. وی در این مقاله نشان داد که رشد می‌تواند تجمیع و استقرار صنعت را تحت تأثیر قرار دهد؛ زیرا تغییر در ذخیره سرمایه منطقه‌ای، اندازه نسبی بازارهای منطقه‌ای را تغییر می‌دهد و این از طریق اثر بازار خانگی، توزیع فضایی صنعت را تغییر می‌دهد و اصلاح می‌کند. کلید این حقیقت نیروهایی است که تولید در یک منطقه و همچنین انباشت سرمایه در آن منطقه را تشویق می‌کند.

مارتین و اتاویانا (۱۹۹۹) در یک مدل، استقرار بنگاه‌های صنعتی در مدل رشد درون‌زا را بررسی کردند. آنان مدلی را طراحی کردند که نظریه رشد درون‌زا را به نظریه استقرار پیوند می‌زند. در مدل ایشان، سه بخش تولیدی کالای مدرن و سنتی و بخش ابداعات وجود دارد. همچنین دو منطقه شمال و جنوب وجود دارد که این دو منطقه به‌جز در سرمایه که در منطقه شمال سرمایه بیشتری وجود دارد، در بقیه عوامل و شرایط مانند یکدیگرند. مدل در دو حالت بررسی می‌شود: در حالت اول در بخش ابداعات سرریزهای کلی،^۱ وجود دارد و در حالت دوم در بخش ابداعات سرریزهای محلی^۲ وجود دارد. نتایج حاصل از این

1. Global Spillover

2. Local Spillover

مدل‌ها، به این صورت است: زمانی که سرریزهای دانش، جهانی است، جغرافیای اقتصادی هیچ تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد. در حالت سرریزهای محلی، تمرکز فضای فعالیت‌ها برای رشد مفید است.

مارتین و اتاوایانا (۲۰۰۱) در مقاله‌ای با عنوان «رشد و تجمع» مدلی ارائه کردند که نرخ رشد و تجمع به‌طور مشترک در آن تعیین شده است. این مقاله مدل رشد درون‌زا را به مدل جغرافیای اقتصادی جدید پیوند زده است. در این مدل، علیت تجمعی، دوری، بین رشد و تجمع، یعنی تجمع بنگاه‌های بخش مدرن، ایجاد می‌شود و آن بدین صورت که رشد تجمع را به‌وجود می‌آورد و تجمع رشد را تقویت می‌کند.

اسپرگامی (۲۰۰۲) در مقاله‌ای با عنوان «تجمع و رشد منطقه‌ای: برخی معماها»، به بررسی تجربی ارتباط رشد و تجمع برای شش کشور اروپایی طی سال‌های ۱۹۸۴ تا ۱۹۹۵، با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پرداخت. وی مدل رشد بارو را در نظر گرفت و تجمع فعالیت صنعتی را به این مدل اضافه کرد. یافته‌های این مقاله حاکی از تأثیر مثبت تجمع بر رشد منطقه، به‌ویژه تجمع بخش‌های با فناوری پیشرفته است.

بالدوین و مارتین (۲۰۰۴) در مقاله‌ای با عنوان «تجمع و رشد منطقه‌ای»، تلاش کردند تا برخی ارتباطات بین رشد و تجمع را توضیح دهند. مقاله آنان در سه بخش تنظیم شده است. در دو بخش اول مقاله، مدل‌های رشد و تجمع بدون تحرک سرمایه بررسی شده و در بخش پایانی مقاله، مدل رشد و تجمع با تحرک کامل سرمایه مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این مقاله، بدین صورت است:

۱. زمانی که هزینه‌های مبادله زیاد باشد، نبود تحرک سرمایه منجر به هم‌گرایی بین دو منطقه می‌شود. در حالت تحرک کامل، هر توزیع اولیه مالکان سرمایه، پایدار باقی خواهد ماند. برخی بنگاه‌های شمالی به جنوب جابه‌جا می‌شوند و در جنوب به تولید می‌پردازند؛ در این حالت ممکن است هم‌گرایی به‌وجود آید.
۲. زمانی که هزینه‌های تجارت کم است، نبود تحرک سرمایه منجر به واگرایی بین دو منطقه می‌شود و توزیع اولیه هرچه باشد، همه سرمایه در یک منطقه انباشت می‌شود. اما با تحرک سرمایه، همه سرمایه به‌طور کامل به شمال نمی‌رود و برخی بنگاه‌ها در جنوب تولید خواهند کرد.
۳. در حالت تحرک سرمایه، یعنی سرمایه فیزیکی یا ابداعات تجارت‌کردنی، مانند حق ثبت اختراع، شاخص کلیدی برای توزیع درآمد منطقه‌ای برون‌زاست (توزیع اولیه سرمایه) و در حالت نبود تحرک سرمایه (سرمایه انسانی)، شاخص کلیدی سطح هزینه‌های مبادله است.

مدل مینروا و اتاوایانا^۱ (۲۰۰۹) در مقاله‌ای با عنوان «نظریه‌های رشد دورن‌زا: مزایای تجمع و هزینه‌های حمل‌ونقل»، چارچوبی نظری برای مطالعه اثر زیرساخت‌هایی چون حمل‌ونقل و ارتباطات و تجمع بر رشد اقتصادی و نبود توازن منطقه ارائه کرده است. آنان هزینه حمل‌ونقل را مانع انتقال کالا و هزینه ارتباطات را

1. Minerva & Ottaviano

مانع انتشار ایده می‌دانند. چارچوبی که این دو نویسنده مطرح کرده‌اند، ترکیبی از مدل جغرافیای اقتصادی جدید و رشد درون‌زا با تحرک کامل سرمایه است. نتایج کلیدی این مطالعه بدین صورت است: اولاً، نوعی مبادله بین رشد و نابرابری منطقه‌ای وجود دارد؛ زیرا با بهبود زیرساخت در منطقه، مرکز رشد و تجمیع هر دو تقویت می‌شود. اما در عوض بهبود زیرساخت‌ها در منطقه پیرامون، به رشد و تجمیع ضرر می‌رساند. ثانیاً، بهبود ارتباطات بین منطقه‌ای به جای اینکه نابرابری منطقه‌ای را کاهش دهد، آن‌ها را افزایش می‌دهد؛ زیرا بهبود زیرساخت حمل‌ونقل و ارتباطات بین مناطق مرکز و پیرامون، نه تنها رشد بلکه تجمیع را تقویت می‌کند.

۴. الگوی تحقیق^۱

فرض کنید در کشور، دو منطقه وجود دارد که آن‌ها را منطقه ۱ و منطقه ۲ می‌نامند. مناطق جمعیت (L) و ذخیره سرمایه کاملاً مشابه دارند. ساکنان هر منطقه (L) مصرف‌کننده و تولیدکننده و نیروی کار هستند. بنابراین جمعیت هر منطقه، برابر با نیروی کار است که فرض می‌شود نمی‌توانند بین دو منطقه جابه‌جا شوند.^۲

در این مدل، همچنین فرض می‌شود که دو دسته کالا تولید می‌شود. دسته اول، کالاهای همگن (T) که کالای سنتی نیز نامیده می‌شود و دسته دوم کالاهای متمایز (M) که کالای مدرن نیز خوانده می‌شود. همه کالاهای، کالاهای نهایی هستند که به مصرف نهایی می‌رسند؛ اما کالای مدرن علاوه بر مصرف نهایی به عنوان نهاده واسطه در بخش ابداعات نیز استفاده می‌شود. همچنین برای تولید یک کالای مدرن جدید، تولیدکننده نیاز به نوآوری دارد. نوآوری را بخش ابداعات ایجاد می‌کند. با این فرض، بخش ابداعات و بخش تولید کالای مدرن با یکدیگر ارتباط پیدا می‌کنند.^۳

هر نوآوری به ثبت می‌رسد که در اینجا فرض می‌شود حق ثبت اختراع عمر بی‌نهایت دارد. مالکیت اولیه حق ثبت اختراع متعلق به منطقه‌ای است که نوآوری در آن صورت گرفته است. بعد از اینکه نوآوری به ثبت رسید، این حق ثبت اختراع تنها به یک تولیدکننده در منطقه ۱ یا منطقه ۲ فروخته می‌شود. در این مدل

۱. در نوشتن این قسمت، از مقاله مارتین و اتاویانا (۲۰۰۱) با عنوان «تجمیع و رشد اقتصادی منطقه» و مقاله مینروا و اتاویانا (۲۰۰۹) با عنوان «نظریه رشد درون‌زا: منافع تجمیع و هزینه‌های حمل و نقل» استفاده شده است.

۲. با این فرض، نیروی کار از مسیر تجمیع جدا شده است. یکی از عوامل تجمیع بنگاه‌های بخش مدرن، اندازه جمعیت منطقه است. بدین صورت که بنگاه‌های بخش مدرن به مناطقی جذب می‌شوند که جمعیت بیشتری دارند. شایان ذکر است که براساس اطلاعات سرشماری ۱۳۸۵، تحرک نیروی کار بین استان‌های ایران ۳ درصد کل جمعیت است که رقم ناچیزی است. بنابراین این فرض، فرض درستی برای ایران است.

۳. به این صورت که کالای تولیدشده در بخش مدرن برای تولید ابداعات در بخش تحقیق و توسعه استفاده می‌شود. همچنین تولید هر کالای مدرن جدید نیز نیاز به ابداع و نوآوری دارد.

همچنین فرض می شود که هر دو منطقه ذخیره، حق ثبت اختراع مساوی دارند. منظور از حق ثبت اختراع همان ذخیره دانش است. ذخیره دانش هر منطقه (W_0) فرض می شود. همان طور که گفته شد ذخیره دانش را بخش تحقیق و توسعه (R&D) تولید می کند که قابلیت تحرک آزادانه را بین دو منطقه دارد.^۱

بخش تحقیق و توسعه (R&D) برای تأمین مالی، در یک بازار سرمایه بین منطقه ای اوراق قرضه می فروشد که بازده $r(t)$ به این اوراق پرداخت می شود. این اوراق هیچ گونه ریسکی ندارند.

شایان ذکر است که این مدل، نوعی مدل تعادل عمومی است که از دو بخش مصرف و تولید تشکیل شده است. به این دلیل که دو منطقه از نظر موجودی اولیه عوامل تولید یعنی نیروی کار و ذخیره سرمایه، کاملاً مشابه اند، برای پیدا کردن مسیر رشد، منطقه ۱ را نماینده می کند و مسیر رشد به دست می آید. چنانچه تحلیل ها از منطقه ۲ شروع شود و منطقه ۲، منطقه ۱ را نماینده باشد، نتایج کاملاً مشابهی حاصل می شود.

در بخش مصرف فرض می شود که فرم تابع مطلوبیت مصرف کننده نماینده که در منطقه ۱ ساکن است، به صورت ریسک گریزی نسبی ثابت و به فرم لگاریتمی است که کشش جانشینی بین زمانی آن برابر با یک می شود. مطلوبیت کل دوران زندگی این مصرف کننده به صورت زیر است:^۲

$$U^i = \int_0^{\infty} \log(M(t)^{\alpha} T(t)^{1-\alpha}) e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

که در آن ρ نرخ رجحان زمانی و T مصرف کالای همگن است. کالای همگن، کالای شمارشگر در نظر گرفته می شود، M مصرف کالای مدرن است که یک کالای مرکب در نظر گرفته شده و $\alpha \in (0,1)$

۱. در این مدل فرض شده که نیروی کار قابلیت جابه جایی ندارد؛ اما دانش که به صورت حق ثبت اختراع است، می تواند بین مناطق جابه جا شود. بدین معنی که بخش تحقیق و توسعه که تولید کننده نوآوری است، حق ثبت اختراع خود را می تواند به بنگاه های تولید کننده کالای مدرن در منطقه ۱ و ۲ بفروشد.

۲. فرض می شود تابع مطلوبیت مورد استفاده در این تحقیق (U) روی مجموعه R_+ (اعداد حقیقی مثبت) دو بار مشتق پذیر است و برای تمامی C های مثبت (C شامل کالای سنتی و مدرن است) $U(C)' > 0$ و $U(C)'' < 0$. همچنین فرض می شود $\lim_{C \rightarrow 0} (C)' = +\infty$ و $\lim_{C \rightarrow \infty} (C)' = 0$ ، این بدین معناست که مطلوبیت نهایی مثبت و اکیداً مقعر است. فرم تابع مطلوبیتی که در الگوهای بهینه بای زمانی بسیار از آن استفاده می شود و در اینجا نیز مورد استفاده قرار می گیرد، تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت (CRRA) به صورت زیر است.

$$U(C) = \begin{cases} \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta} & \text{for } \theta > 0, \theta \neq 1 \\ \ln C & \theta = 1 \end{cases}$$

در این مدل θ یعنی نرخ هموار کننده مصرف، بیانگر کشش جانشینی بین زمانی بوده و معیار اروهرت برای اندازه گیری ریسک گریزی نسبی است. شایان ذکر است که در این مدل، کشش جانشینی میان مصرف در هر دو نقطه از زمان، ثابت است. در مدل این تحقیق، از حالت خاص تابع مطلوبیت ریسک گریزی نسبی زمانی که $\theta = 1$ است، استفاده شده است.

سهم مخارج اختصاص یافته به کالای M است. کالای M به پیروی از دیکسیت و استیگلitz^۱ (۱۹۷۷)، شامل تعداد تنوعات موجود است که شاخص این کالا به صورت زیر است:

$$M(t) = \left[\int_{i=0}^{N(t)} M_i(t)^{1-\frac{1}{\sigma}} di \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\sigma}}} \quad (2)$$

که در فرمول بالا $\sigma > 1$ است. σ کشش قیمتی و تقاطع تقاضای کالاهای مدرن است. $N(t)$ کل تعداد کالاهای مدرن است که در دو منطقه ۱ و ۲ تولید شده است. $M(t)$ سبد مصرفی کالای مدرن با کشش جانشینی ثابت (CES) است و $M_i(t)$ مصرف کالای مدرن i است.

مقدار بودجه مصرف کننده، یعنی نیروی کار، نماینده در منطقه ۱ (Y) به صورت زیر است:

$$Y = \int_{i=1}^n p_i M_i + \int_{j=n+1}^N p_j M_j + P_T T \quad (3)$$

که P_T قیمت کالای T و P_i قیمت تنوع i ام در منطقه ۱ و P_j قیمت تنوع j ام در منطقه ۲ است و n تعداد تنوعات تولید شده در منطقه ۱ است و $N = n + n^*$.

با حداکثر کردن مطلوبیت مصرف کننده نماینده نسبت به قید بودجه دیده می شود که در هر دوره، کارگران α درصد از مخارج $Y(t)$ را بر روی کالای مدرن و $1 - \alpha$ از مخارجشان را بر روی کالای سنتی خرج می کنند. سهم مخارج بر روی کالای مدرن به نسبت قیمت های نسبی این کالاهای مدرن بر روی آنها توزیع می شود. تابع تقاضای کالای مدرن i و کالای سنتی T به صورت زیر است:^۲

$$M_i = \frac{p_i(t)^{-\sigma}}{P(t)^{1-\sigma}} \alpha Y(t) \quad (4)$$

$$T = (1 - \alpha) Y(t)$$

که شاخص قیمت کالاهای مدرن به صورت زیر است (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹؛ مارتین و اتاویانا، ۲۰۰۱ و ۱۹۹۹؛ فوجیتا و تیسه، ۲۰۰۳):

$$P(t) = \left[\int_{i=0}^{N(t)} p_i(t)^{1-\sigma} di \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (5)$$

1. Dixit & Stiglitz

۲. توابع تقاضا از حداکثر کردن مطلوبیت مصرف کننده نماینده (رابطه ۱) نسبت به قید بودجه (رابطه ۳) به دست می آید.

با حداکثر کردن مطلوبیت غیرمستقیم نسبت به قید بودجه بین زمانی، داریم:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = r(t) - \rho \quad (۶)$$

در سمت تولید، کالای سنتی تحت شرایط رقابت کامل و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید می شود. نیروی کار تنها نهاده لازم در تولید این کالا است. برای سادگی و بدون اینکه از کلیت موضوع کاسته شود، فرض می شود که هر واحد تولید کالای سنتی نیاز به یک واحد نیروی کار دارد. بنابراین، سود بنگاه به صورت زیر است:

$$\pi_T = TR - TC = P_T T - P_L L = T - P_L L$$

برای ساده کردن روابط، فرض شده که کالای T کالای شمارشگر است. بنابراین، قیمت آن به یک نرمال می شود. طبق شرط حداکثر کردن سود بنگاه تحت شرایط رقابت کامل و این فرض که برای تولید هر واحد کالای سنتی، یک واحد نیروی کار لازم است، $P_T = P_L$ می شود و از آنجا که $P_T = 1$ است، بنابراین $P_L = 1$ می شود.

همچنین فرض شده که تقاضا برای کالای سنتی در کل اقتصاد به اندازه کافی بزرگ است؛ به گونه ای که تولید تنها در یک منطقه پاسخ گوی تمامی تقاضاها نیست. این فرض تضمین می کند که در تعادل کالای سنتی در هر دو منطقه تولید می شود. کالای سنتی بین و درون مناطق بدون هیچ هزینه حمل و نقلی مبادله می شود. این کار منجر به یکسانی قیمت کالای T و دستمزد در هر دو منطقه می شود.

کالاهای مدرن تحت شرایط رقابت انحصاری و بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید می شوند. در تولید کالاهای مدرن هزینه های ثابت و متغیر وجود دارد. هزینه های متغیر بنگاه مربوط به نیروی کار است که برای هر واحد تولید کالای مدرن λW واحد هزینه نیروی کار لازم است. از آنجا که در اینجا دستمزد نیروی کار یک است، میزان هزینه هر واحد نیروی کار λ است. هزینه ثابت بنگاه مربوط به خرید حق ثبت اختراع و هزینه متغیر آن مربوط به دستمزد نیروی کار است.

ذخیره دانش $W^T(t)$ برابر با کل تعداد کالاهای مدرن در دسترس در کل اقتصاد است.^۱ هر کالای مدرن را یک بنگاه تولید می کند. بنابراین $W^T(t)$ برابر با کل تعداد بنگاه ها نیز است. با این فرض که

۱. زیرا تولید کالای مدرن جدید نیاز به اختراع جدید دارد.

ذخیره دانش به صورت آزادانه بین مناطق مبادله شود، در آن صورت تعداد کالای متنوع یا متمایز ایجاد شده به صورت درون‌زا توسط تصمیم به ورود بنگاه‌ها تعیین می‌شود.^۱

در این مدل، انتقال کالاهای مدرن درون و بین مناطق با هزینه حمل‌ونقل محدود شده است. برای وارد کردن هزینه حمل‌ونقل به مدل، مجدداً با پیروی از ساموئلسون (۱۹۵۴) و ادبیات جغرافیای اقتصادی جدید از مفهوم هزینه آیس‌برگ^۲ استفاده می‌شود. به این صورت که برای انتقال کالای مدرن (M) ، $\gamma_{11} > 1$ و $\gamma_{12} > 1$ واحد کالا توسط بنگاه منطقه ۱ ارسال شود تا به ترتیب یک واحد کالا به دست مصرف‌کننده در منطقه ۱ و ۲ برسد. $\gamma_{22} > 1$ و $\gamma_{21} > 1$ واحد کالاهایی هستند که توسط بنگاه منطقه ۲ باید منتقل شود تا به ترتیب یک واحد به دست مشتریان منطقه ۲ و ۱ برسد. γ_{12} و γ_{21} بزرگ‌تر نشان‌دهنده زیرساخت حمل‌ونقل بدتر است. در اینجا به پیروی از مینرو و اتاویانا (۲۰۰۹) فرض شده است که حمل‌ونقل درون منطقه، هزینه کمتری در مقایسه با حمل‌ونقل بین منطقه دارد. همچنین منطقه ۱ زیرساخت حمل‌ونقل بهتری در مقایسه با منطقه ۲ دارد. بنابراین:

$$\gamma_{11} < \gamma_{22} < \gamma_{21} = \gamma_{12}$$

طبق این فرض، منطقه ۱، منطقه مرکز توسعه‌یافته و منطقه ۲، منطقه پیرامون در حال توسعه در نظر گرفته شده است.

از آنجا که کالای مدرن در بازار رقابت انحصاری تولید می‌شود، قیمت بهینه برای هر کالای مدرن که از حداکثر کردن سود به دست می‌آید، به صورت $p = \frac{P_L \lambda \sigma}{\sigma - 1}$ است و چون دستمزد برابر با یک است، قیمت مساوی با $p = \frac{\lambda \sigma}{\sigma - 1}$ است.

سود عملیاتی تولیدکننده کالای مدرن که از یک حق ثبت اختراع استفاده می‌کند، برابر با درآمدها منهای هزینه‌های نیروی کار $\pi(t) = pH_M - P_L \lambda H_M = \frac{\lambda H_M(t)}{\sigma - 1}$ است که $H_M(t)$ عرضه بهینه محصول بنگاه نوعی تولیدکننده کالای مدرن در تعادل است.

۱. در هر لحظه، تعداد زیادی بنگاه بالقوه وجود دارد که برای ورود به بازار و شروع به تولید کالای متمایز جدید، به ذخیره دانش یعنی اختراع جدید نیاز دارد. هر بنگاه جدید می‌تواند یک کالای متمایز تولید کند

۲. هزینه آیس‌برگ (Ice berg) به این صورت است: برای اینکه یک واحد کالا به دست مصرف‌کننده برسد، باید مثلاً ۱.۵ واحد کالا ارسال شود. این ۰/۵ واحد کالای اضافی مربوط به هزینه حمل‌ونقل یا هزینه‌های دیگر است.

شایان ذکر است قیمتی که مصرف کننده برای کالاها می پردازد، شامل هزینه حمل و نقل هم می شود. بنابراین قیمت مصرف کننده به پیروی از مینروا و اتاویانا (۲۰۰۹) به صورت زیر است:

$$p_1 = p\gamma_{11}, p_2 = p\gamma_{22}, p_{12} = p\gamma_{12} \quad (۸)$$

با استفاده از شاخص قیمت رابطه ۵ و در نظر گرفتن روابط ۸ شاخص قیمت به صورت زیر خواهد بود:

$$P(t) = pN(t)^{\frac{1}{1-\sigma}} [(\gamma_{11})^{1-\sigma} \beta_t + (\gamma_{12})^{1-\sigma} (1 - \beta_t)]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (۹)$$

که $\beta(t) = \frac{n(t)}{N(t)}$ سهم بنگاه های مستقر در منطقه ۱ از کل بنگاه های موجود است و $N(t) = W^T(t)$ است که کل تعداد بنگاه های موجود را نشان می دهد و برابر با کل ذخیره موجودی سرمایه دانش است. شاخص $(\theta_{11} = (\gamma_{11})^{1-\sigma}, \theta_{22} = (\gamma_{22})^{1-\sigma})$ و $\theta_{12} = (\gamma_{12})^{1-\sigma}$ به ترتیب سهولت حمل و نقل درون و بین مناطق را نشان می دهد که بین صفر و یک هستند که $\theta_{11} > \theta_{22} > \theta_{12}$ است. بدین معنی که زیرساخت های حمل و نقل درون منطقه ای منطقه ۱ بهتر از منطقه ۲ است و زیرساخت های درون منطقه ای از زیرساخت های بین منطقه ای بهتر است.^۱

همان طور که گفته شد، ابداعات که منشأ تولید کالاها را مدرن جدیدند و منبع رشد منطقه اند، در بخش تحقیق و توسعه صورت می گیرد. این بخش همان طور که پیش تر هم بیان شد، ایده هایی ایجاد می کند که می تواند به ثبت برسد. سپس حق ثبت اختراع آن به تولید کنندگان دو ناحیه فروخته می شود که نیاز به اختراع جدید برای شروع تولید محصول متمایز جدید دارند. ارزش ثبت اختراع، برابر با ارزش بنگاهی است که آن ثبت اختراع را خریده و با آن تولید کالای متمایز را شروع کرده است. در بلندمدت تولید در بخش ابداعات به دلیل سرریزهای ناشی از ابداعات گذشته و سرریز ناشی از ابداعات در سایر مناطق تداوم دارد که بهره وری محققان را از طریق انباشت سرمایه افزایش می دهد. بخش ابداعات تحت شرایط رقابت کامل و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس عمل می کند (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹).

تتابع تولید بخش ابداعات به پیروی از مینروا و اتاویانا (۲۰۰۹) به صورت زیر است:

۱. گذاشتن این فرض به این دلیل است که زیرساخت حمل و نقل بهتر، موجب کاهش هزینه تولید نهایی ابداعات در منطقه ۱ و همچنین جذب بنگاه های مدرن به آن منطقه می شود. جذب این بنگاه ها به منطقه ۱ باعث می شود که منطقه ۱ به عنوان مرکز و منطقه ۲ به صورت پیرامون عمل کند. نیز مدل طراحی شده در چارچوب مدل مرکز و پیرامون قرار گیرد که در آن تعادل وجود دارد.

$$\dot{W}(t) = A(t) \left[\frac{M(t)}{\varepsilon} \right]^\varepsilon \left[\frac{L_I}{1-\varepsilon} \right]^{1-\varepsilon} \quad (10)$$

که $\dot{W}(t) = \frac{dW}{dt}$ جریان دانش ایجادشده در زمان t است و L_I نیروی کار استخدام‌شده در بخش R&D و $M(t)$ سبدي از کالاهای مدرن است. $0 < \varepsilon < 1$ سهم کالاهای مدرن در تولید بخش ابداعات است. عبارت $A(t)$ بهره‌وری کل عوامل در بخش تحقیق و توسعه است که تحت تأثیر سرریزهای دانش است. $A(t)$ به صورت زیر است:

$$A(t) = AW^T(t)^\mu [(1-w_{11})\beta + (1-w_{12})(1-\beta)]^\mu \quad (11)$$

که A یک مقدار ثابت مثبت و $W^T(t)$ کل ذخیره دانش موجود در هر دو منطقه، μ شاخص مثبت است که μ شدت سرریزهای دانش را نشان می‌دهد. β سهم بنگاه‌های موجود در منطقه ۱ از کل بنگاه‌های موجود در دو منطقه است و $(1-w_{11})$ و $(1-w_{12})$ که بین صفر و یک هستند، به ترتیب میزان نشر دانش از بنگاه‌های منطقه ۱ به بخش تحقیق و توسعه منطقه ۱ و میزان نشر دانش از بنگاه‌های منطقه ۲ به بخش تحقیق و توسعه منطقه ۱ است که به وسیله هزینه‌های ارتباطات محدود شده است. w_{11} و w_{12} بین صفر و یک هستند. هزینه ارتباطات شامل هزینه برقراری ارتباط یک بنگاه با بنگاه دیگر است که هرچه زیرساخت‌های ارتباطات بهتر باشد، این هزینه کمتر است. در اینجا مانند قسمت قبل فرض می‌شود که زیرساخت‌های منطقه ۱ بهتر از منطقه ۲ و زیرساخت‌های درون منطقه‌ای از بین منطقه‌ای بهتر است.^۱

$$w_{11} < w_{22} < w_{12}$$

با استفاده از تابع تولید بخش ابداعات و استفاده از قضیه دوگانگی می‌توان تابع هزینه این بخش را به دست آورد. هزینه نهایی مرتبط با این تابع هزینه به صورت زیر است:

$$S(t) = \frac{P(t)^\varepsilon w^{-\varepsilon}}{A(t)} = \frac{\eta}{N(t) [(1-w_{11})\beta + (1-w_{12})(1-\beta)]^{\frac{1-\varepsilon}{\sigma-1}} [(\gamma_{11})^{1-\sigma} \beta(t) + (\gamma_{12})^{1-\sigma} (1-\beta(t))]^{\frac{\varepsilon}{\sigma-1}}} \quad (12)$$

۱. گذاشتن این فرض به این دلیل است که زیرساخت حمل‌ونقل بهتر موجب کاهش هزینه تولید نهایی ابداعات در منطقه ۱ و همچنین جذب بنگاه‌های مدرن به منطقه ۱ می‌شود. جذب این بنگاه‌ها به منطقه ۱ باعث می‌شود که منطقه ۱ به عنوان مرکز و منطقه ۲ به صورت پیرامون عمل کند و مدل طراحی شده در چارچوب مدل مرکز و پیرامون قرار گیرد که در آن یک تعادل وجود دارد.

که $\eta = \frac{P^e}{A}$ یک ثابت مثبت است و $w = 1$ است و همچنین برای اینکه در بلندمدت یک مسیر وجود داشته باشد $\mu + \frac{\varepsilon}{1-\sigma} = 1$ قرار داده شده است^۱ (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹؛ مارتین و اتاویانا، ۲۰۰۱؛ بالدوین و فورسلید^۲، ۲۰۰۰؛ ایوانز^۳ و همکاران، ۱۹۹۸). با افزایش $N(t)$ هزینه نهایی ابداعات کاهش می‌یابد که شرط $\mu + \frac{\varepsilon}{1-\sigma} = 1$ این را تضمین می‌کند. اگر این شرط برقرار نباشد، در آن صورت مدل، نرخ رشدی را عرضه خواهد کرد که در طول زمان افزایشی و کاهشی است و نمی‌تواند برای یک نرخ رشد ثابت حل شود.

به دلیل این فرض که زیرساخت ارتباطی در منطقه ۱ بهتر از منطقه ۲ است، هزینه نهایی ابداعات در منطقه ۱ کمتر است. بنابراین تحت شرایط رقابت کامل در تولید بخش ابداعات، بخش تحقیق و توسعه در منطقه ۱ مستقر شده و رشد بلندمدت به‌طور کامل از ابداعات منطقه ۱ ایجاد می‌شود. همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، ارزش ابداعات یعنی حق ثبت اختراع، برابر با ارزش بنگاهی است که از آن حق ثبت اختراع استفاده کرده است. برای محاسبه ارزش بنگاه، باید ارزش فعلی جریان سود بنگاه محاسبه شود که به‌صورت زیر است:

$$v = \int_t^{\infty} e^{-(R(s)-R(t))} \frac{\beta H_M(s)}{\sigma - 1} ds \quad (13)$$

$R(t)$ عامل تنزیل در زمان t است. چنانچه از معادله بالا نسبت به زمان مشتق گرفته شود:

$$\frac{\beta H_M}{\sigma - 1} + \dot{v} = rv \quad \text{که}$$

$$r(t) = \frac{\dot{v}(t)}{v(t)} + \frac{\pi(t)}{v(t)} \quad (14)$$

معادله ۱۵ را معادله آریترائز می‌گویند که نرخ بهره $r(t)$ بر روی دارایی بدون ریسک پرداخت می‌شود. معادله بالا بیان می‌کند که نرخ بهره باید مساوی با بازدهی سرمایه‌گذاری در دانش باشد. بازدهی سرمایه‌گذاری بر روی دانش به دو قسمت تقسیم می‌شود که $\frac{\dot{v}(t)}{v(t)}$ درصد دریافتی سرمایه^۴ و $\frac{\pi(t)}{v(t)}$ بیان

۱. همان‌طور که لوکاس (۱۹۸۸) نشان داده است، مدل‌های رشد درون‌زا تنها زمانی که فرض لبه چاقو (Knife-edge) بر شاخص‌ها قرار داده می‌شود، نرخ رشد ثابت در شرایط تعادل پایدار (Steady State) دارند.

2. Forslid

3. Evans

4. Capital Gain

می‌کند هر واحد دانش برای بنگاه مدرن چه مقدار سود ایجاد می‌کند (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹؛ مارتین و اتاویانا، ۲۰۰۱ و ۱۹۹۹).

چنانچه سود لابر اتوار را حداکثر کنیم، $(\pi(t) = v(t)\dot{w} - S(t)\dot{w})$ داریم:

$$v(t) = S(t)$$

تجميع بنگاه‌ها به‌عنوان تابعی از رشد اقتصادی. تعادل شرط آربیتراژ، یعنی رابطه ۱۴، به این موضوع اشاره می‌کند که همه بنگاه‌ها مستقل از اینکه در کجا استقرار یافته‌اند، سود یکسانی به‌دست می‌آورند. از آنجا که سود برابر با $\pi(t) = \frac{\beta H_M(s)}{\sigma - 1}$ است، طبق معادله سود و شرط آربیتراژ، همه بنگاه‌ها باید به مقیاس یکسانی در تولید محصول $H_M(t)$ دست یابند. با توجه به این نکته و با استفاده از رابطه ۴ و ۸، شرایط تسویه بازار^۱ یعنی عرضه مساوی تقاضا، برای بنگاه‌های منطقه ۱ و منطقه ۲ به‌صورت زیر است:

$$H_M(t) = \frac{P^{-\sigma}(\gamma_{11})^{1-\sigma}}{P(t)^{1-\sigma}} [\alpha Y(t)L + \varepsilon S(t)\dot{N}(t)] + \frac{P^{-\sigma}(\gamma_{12})^{1-\sigma}}{P^*(t)^{1-\sigma}} \alpha Y^*(t)L \quad (15)$$

$$H_M^*(t) = \frac{P^{-\sigma}(\gamma_{22})^{1-\sigma}}{P^*(t)^{1-\sigma}} \alpha Y^*(t)L + \frac{P^{-\sigma}(\gamma_{12})^{1-\sigma}}{P(t)^{1-\sigma}} [\alpha Y(t)L + \varepsilon S(t)\dot{N}(t)] \quad (16)$$

عبارت سمت راست، رابطه ۱۵، بیان می‌کند کل تقاضا برای بنگاه‌های تولید کننده کالای مدرن منطقه (۱) را نشان می‌دهد که برابر با تقاضای منطقه ۱ برای کالاهای مدرن به‌اضافه تقاضای ساکنان منطقه ۲ برای آن کالا و به‌اضافه تقاضای بخش ابداعات برای کالای مدرن است. $H_M(t)$ و $H_M^*(t)$ به‌ترتیب میزان عرضه بنگاه‌های تولید کننده کالای مدرن در منطقه ۱ و ۲ است. تفاوت این دو در این است که بنگاه تحقیق و توسعه در منطقه ۱ استقرار یافته‌اند. علامت ستاره بالای متغیرها نشان‌دهنده متغیر مدنظر در منطقه ۲ است.

همان‌گونه که اشاره شد، رشد ابداعات یا همان رشد تنوعات جدید در این مدل، منبع رشد منطقه است.

بنابراین $g = \frac{\dot{W}^T(t)}{W^T(t)} = \frac{\dot{N}(t)}{N(t)}$ درنظر می‌گیرد و روابط قیمت بهینه $(p = \frac{\lambda\sigma}{\sigma-1})$ و رابطه (۹) را در

معادله (۱۵) و (۱۶) قرار می‌دهد و با حل هم‌زمان $H_M(t)$ و $H_M^*(t)$ و اینکه طبق شرط آربیتراژ، این دو مقدار با یکدیگر برابرند، مقدار تعادلی محصول به‌دست می‌آید:

$$H_M = \frac{(\sigma-1)}{\lambda\sigma} \left[\frac{2\alpha YL + \varepsilon SNg}{N} \right] \quad (17)$$

و استقرار بنگاه‌ها در منطقه ۱ به صورت زیر است:^۱

$$\beta = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \left[\frac{\theta_{12}(\theta_{11} - \theta_{22})}{(\theta_{11} - \theta_{12})(\theta_{22} - \theta_{12})} + \frac{\theta_{11}\theta_{22} - \theta_{12}^2}{(\theta_{11} - \theta_{12})(\theta_{22} - \theta_{12})} \left(\delta - \frac{1}{2} \right) \right] \quad (۱۸)$$

که طبق معادله ۱۸ هزینه حمل و نقل که یک پراکسی برای فاصله اقتصادی است که بر تجمع بنگاه‌ها اثر گذار است و از طرفی

$$\delta = \frac{\alpha YL + \varepsilon SNg}{2\alpha YL + \varepsilon SNg} \quad (۱۹)$$

که δ سهم تقاضا برای کالای بخش مدرن است که بنگاه‌های منطقه ۱ آن را تولید می‌کنند. هرچه اندازه بازار یعنی کارگران و بنگاه‌ها و بخش ابداعات بیشتر باشد، طبق رابطه ۱۸، δ بزرگ‌تر است. هرچه δ بزرگ‌تر باشد، تجمع بنگاه‌ها β در منطقه ۱ بیشتر خواهد بود.

با این فرض که سهم مناطق از دارایی‌های اولیه یکسان است، تساوی $Y = Y^*$ باید در نظر گرفته شود. از آنجا که $\varepsilon SNg > 0$ است، $\delta > \frac{1}{2}$ است. طبق این رابطه و اینکه زیرساخت حمل و نقل در منطقه ۱ در مقایسه با منطقه ۲ بهتر است و این فرض که زیرساخت حمل و نقل درون هر منطقه بهتر از زیر ساخت های بین مناطق است ($\gamma_{11} < \gamma_{22} < \gamma_{12}$)، براساس رابطه (۱۹) می‌توان نتیجه گرفت که $\beta > \frac{1}{2}$ است. بدین معنی که تعداد بیشتری از بنگاه‌های تولید کننده کالای مدرن در منطقه ۱ قرار دارد. رابطه (۱۹) را در معادله (۱۸) قرار می‌دهیم:

$$\beta = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \left[\frac{\theta_{12}(\theta_{11} - \theta_{22})}{(\theta_{11} - \theta_{12})(\theta_{22} - \theta_{12})} + \frac{\theta_{11}\theta_{22} - \theta_{12}^2}{(\theta_{11} - \theta_{12})(\theta_{22} - \theta_{12})} \left(\frac{\alpha YL + \varepsilon SNg}{2\alpha YL + \varepsilon SNg} - \frac{1}{2} \right) \right]$$

این رابطه نشان می‌دهد که تجمع بنگاه‌ها تابعی از رشد است.

رشد منطقه‌ای اقتصادی. برای مشخص کردن مسیر رشد بلندمدت اقتصاد، باید بر مسیر رشد متوازن متمرکز شد که در طول آن مخارج (Y) مانند نرخ رشد ثابت هستند. با ثابت در نظر گرفتن مخارج، $\dot{Y} = 0$ است و طبق رابطه ۵، $r = \rho$ است. با ثابت در نظر گرفتن SN و β در معادله ۱۲ و ۱۸، $\frac{\dot{v}}{v} = \frac{\dot{S}}{S} = -g$

۱. فرمول استقرار بنگاه‌ها در منطقه ۱، از قراردادن شاخص قیمت $\frac{1}{[(\gamma_{11})^{1-\sigma} \beta_1 + (\gamma_{12})^{1-\sigma} (1 - \beta_1)]^{1-\sigma}}$ در دو معادله (۳-۱۵) و (۳-۱۶) و سپس مساوی قراردادن دو رابطه ۱۵ و ۱۶ به دست می‌آید.

به‌دست می‌آید که نشان می‌دهد هزینه نهایی ابداعات (S) و منافع نهایی ابداعات (V) هر دو با نرخ ثابت مشابه کاهش می‌یابند. با توجه به رابطه سود عملیاتی ($\pi(t) = \frac{\lambda H_M(t)}{\sigma - 1}$) و رابطه ۱۷ و شرایط آربیتراژ یعنی رابطه ۱۴ می‌توان نوشت:

$$\rho = -g + \frac{2\alpha YL + \varepsilon SNg}{\sigma SN} = \frac{2\alpha YL}{\sigma SN} - g \left(\frac{\sigma - \varepsilon}{\sigma} \right) \quad (20)$$

این مدل با تحمیل شرط تسویه بازار نیروی کار بسته می‌شود، به این صورت که کل نیروی کار در اقتصاد (منطقه ۱ و ۲)، $2L$ است که در اشتغال کامل هستند. میزان نیروی کار در بخش ابداعات $L_I = (1 - \varepsilon)SNg$ و در تولید کالاهای مدرن $L_D = \left[\frac{(\sigma - 1)}{\sigma} \right] [2\alpha YL + \varepsilon SNg]$ و میزان نیروی کار در بخش تولیدات کالاهای همگن $L_Y = 2(1 - \alpha)YL$ است. بنابراین شرط اشتغال کامل به‌صورت زیر است:

$$2L = \frac{\sigma - \varepsilon}{\sigma} SNg + 2 \frac{\sigma - \alpha}{\sigma} YL \quad (21)$$

با حل رابطه ۲۰ یا ۲۱ دیده می‌شود که مخارج هر دو منطقه برابر با درآمد در هر دو منطقه است.

$$2YL = 2L + \rho SN \quad (22)$$

که $2L$ برابر با درآمد نیروی کار و ρSN درآمد اضافی از ذخیره اولیه سرمایه دانش است (مینرو و اتاویانا، ۲۰۰۹).

با توجه به رابطه ۲۰ و ۲۱ و ۲۲، نرخ رشد به‌صورت زیر است:

$$g = \frac{\alpha}{\sigma - \varepsilon} \left(\frac{2L}{SN} \right) - \rho \frac{\sigma - \alpha}{\sigma - \varepsilon} \quad (23)$$

رابطه بالا نشان می‌دهد که استقرا بنگاه‌ها بر رشد از طریق هزینه نهایی ابداعات (SN) اثر می‌گذارد. به‌ویژه اینکه با در نظر گرفتن رابطه ۱۲، تجميع بیشتر در منطقه ۱ موجب ارزان‌تر شدن ابداعات و رشد سریع‌تر می‌شود.

چنانچه هزینه نهایی ابداعات را در فرمول بالا قرار دهیم، نرخ رشد به‌صورت زیر خواهد بود:

$$g = \frac{\alpha}{\sigma - \varepsilon} \times \frac{2L}{\eta} [(1 - w_1)\beta + (1 - w_2)(1 - \beta)]^{1 - \frac{\varepsilon}{\sigma - 1}} [\gamma_{11}]^{1 - \sigma} \beta(t) + (\gamma_{12})^{1 - \sigma} (1 - \beta(t))^{1 - \sigma} - \rho \frac{\sigma - \alpha}{\sigma - \varepsilon} \quad (24)$$

معادله ۲۴ نشان می دهد که تجمیع بنگاه های اقتصادی (β) در یک منطقه، متغیرهای هزینه حمل و نقل کالا (γ_{11} و γ_{12}) و هزینه انتقال ایده (w_{11} و w_{12}) و اندازه بازار کل اقتصاد (L) بر نرخ رشد اقتصادی مؤثر است.

۵. برآورد الگو

در این مقاله برای تحلیل تأثیر تجمیع صنعتی بر رشد اقتصادی منطقه، مدل رشد سولو-سوان (۱۹۵۶) استفاده شده است. در مدل رشد سولو-سوان رشد تولید تابعی از تولید سرانه سال پایه و تغییرات فناوری است که در آن تغییرات فناوری به صورت درونزا تعیین می شود.^۱

$$g = f(a, y_{79}) \quad (25)$$

که در رابطه ۲۵، g رشد منطقه لگاریتم تولید سرانه منطقه در سال t به تولید سرانه منطقه در سال ۱۳۷۹، تغییرات فناوری سرانه (a) و درآمد سرانه سال ۱۳۷۹ منطقه (y_{79}) است.

طبق معادله ۱۰ و ۱۱ الگوی تحقیق قسمت ۳، تغییرات فناوری (a) تابعی از هزینه تحرک سرمایه انسانی (d_{22})، سطح دانش منطقه^۲ (a_{79})، تمرکز فعالیت صنعتی^۳ (AG) است. بنابراین معادله تغییرات فناوری به صورت زیر است:

۱. برای استخراج این معادله رشد، تابع تولید کاب داگلاس به صورت زیر تعریف می شود:

$$Y_t = (A_t L_t)^{1-\alpha} K_t^\alpha \quad (1)$$

که K_t سرمایه در زمان t ، L_t نیروی کار و A_t سطح فناوری است. کار و فناوری به ترتیب با نرخ g و a رشد می کنند. سرمایه با نرخ δ مستهلک می شود و S سهمی از ستاده است که مطابق با مدل رشد سولو-سوان پس انداز و سرمایه گذاری می شود. اگر دو طرف رابطه فوق بر L_t تقسیم شود، سپس از آن لگاریتم گرفته و به صورت تفاضل مرتبه اول بازنویسی شود، معادله رشد زیر حاصل خواهد شد:

$$\ln y_t - \ln y_{t-1} = (1 - \alpha) [\ln A_t - \ln A_{t-1}] + \alpha [\ln k_t - \ln k_{t-1}] \quad (2)$$

که در آن y_t درآمد سرانه در زمان t و k_t سرمایه سرانه است. براساس رابطه ۲، اگر معادله حرکت درآمد سرانه را به دست آید و حول معادله مقادیر پایا بسط یابد، معادله رشد معروف سولو-سوان حاصل می شود که در آن رشد، تابعی از تغییرات فناوری و درآمد سرانه سال پایه است (بارو و سالا آی مارتین، ۱۹۹۵).

۲. در این معادله به پیروی از کوستا و آیزی (۲۰۰۱) فرض می شود که فناوری، دانش فنی است که سرمایه انسانی، یعنی نیروی کار ماهر، حامل اصلی ایجادکننده آن است. بنابراین در این مقاله، سرمایه انسانی پراکسی برای سطح دانش موجود در منطقه در نظر گرفته شده است.

۳. برای محاسبه تمرکز فعالیت اقتصادی از شاخص ناکامورا و پل (۲۰۰۹) استفاده شده که به صورت زیر است:

$$S_j^C = \frac{X_j}{\sum_{j=1}^J X_j} = \frac{X_j}{X_*} \quad j = 1, \dots, J$$

X_* ارزش افزوده کل کشور در بخش صنعت است و X_j ارزش افزوده منطقه j در بخش صنعت را نشان می دهد. در اینجا j معرف استان است. S_j^C میزان تمرکز بخش صنعت در منطقه j را نشان می دهد. این شاخص بین صفر و یک است. اگر صنعت به طور کامل در یک منطقه

$$a = f(d_{22}, AG, a_{79}) \quad (26)$$

با جایگذاری تغییرات فناوری در تابع رشد خواهیم داشت:

$$g = f(d_{22}, AG, a_{79}, y_{79})$$

فرم سنجی مدل رشد به صورت زیر خواهد بود:

$$g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(a_{i79}) + \alpha_2 \ln(d_{22it}) + \alpha_3 \ln(AG_{it}) + \alpha_4 \ln(y_{i79}) + \alpha_5 dmm + \varepsilon_{lit} \quad (27)$$

که در رابطه ۲۷، $g_{it} = \ln(\frac{y_{it}}{y_{i79}})$ رشد منطقه لگاریتم تولید سرانه منطقه در سال t به تولید سرانه منطقه

در سال ۱۳۷۹، هزینه تحرک سرمایه انسانی^۱ (d_{22})، سطح دانش منطقه (a_{79})، تجميع فعاليت‌های صنعتی (AG)، درآمد سرانه سال ۱۳۷۹ منطقه (y_{79}) و متغیر دامی برای استان‌های مرکز^۲ (dmm) است. زیرنویس i نشان‌دهنده استان‌های کشور که $i=1,2,\dots,28$ و زیرنویس t بیانگر زمان که $t=1379,\dots,1385$ است.

طبق الگوی تحقیق (که در بخش ۳ مقاله توضیح داده شده است)، رشد تابعی از تمرکز فعاليت صنعتی و تمرکز فعاليت صنعتی تابعی از رشد است.^۳ بنابراین طبق معادله ۱۸ و ۱۹، تمرکز فعاليت صنعتی نیز یک متغیر درون‌زا و تابعی از رشد اقتصادی، هزینه تحرک سرمایه انسانی، هزینه حمل کالا و مخارج خانوارها (E) است. بنابراین مدل تمرکز صنعتی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$AG = f(g, d_{21}, d_{22}, L, E) \quad (28)$$

فرم تابعی این رابطه تمرکز صنعتی به صورت زیر است:

$$\ln(AG_{it}) = \rho_0 + \rho_1 g_{it} + \rho_2 \ln(L_{it}) + \rho_3 d_{21it} + \rho_4 d_{22it} + \rho_5 \ln(E_{it}) + \varepsilon_{3it} \quad (29)$$

تمرکز شود، برابر یک و اگر این صنعت با سهم‌های خیلی کوچک در تعدادی مناطق بزرگی توزیع شود، این شاخص به سمت صفر میل می‌کند. برای محاسبه این شاخص از آمار و اطلاعات حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار استفاده شده است.

۱. هزینه بلیط هواپیما بین مناطق را به عنوان هزینه حمل سرمایه انسانی یعنی مهندسان و متخصصان، انتقال ایده در نظر می‌گیرند (کونلی و لیگون، ۲۰۰۲). برای محاسبه این شاخص در استان‌های ایران، قیمت بلیط هواپیما بر حسب استان مبدأ از دفاتر هواپیمایی و تعداد مسافران وارد شده به استان مبدأ از سالنامه آماری حمل و نقل هوایی گردآوری شده و میانگین وزنی محاسبه شده است.

۲. مقدار این متغیر برای مناطق بالای میانگین در هر سال، برابر یک و برای سایر مناطق برابر صفر است. به استان‌هایی که تولید آن‌ها بیشتر از متوسط تولید کشور است، استان‌های مرکز گفته می‌شود. به این متغیر مجازی، متغیر آستانه نیز می‌گویند.

۳. به معادلات ۱۸ و ۱۹ مراجعه شود.

که در این معادله g رشد تولید منطقه، L نیروی کار، d_{21} هزینه حمل کالا، d_{22} هزینه تحرک سرمایه انسانی و E مخارج خانوارهاست.

با در نظر گرفتن معادلات ۲۷ و ۲۹، الگوی اقتصادسنجی رشد منطقه و تجمیع فعالیت های صنعتی به صورت زیر است:

$$g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(a_{i79}) + \alpha_2 \ln(d_{22it}) + \alpha_3 \ln(AG_{it}) + \alpha_4 \ln(y_{i79}) + \alpha_5 dmm + \varepsilon_{lit}$$

$$\ln(AG_{it}) = \rho_0 + \rho_1 g_{it} + \rho_2 \ln(L_{it}) + \rho_3 d_{2lit} + \rho_4 d_{22it} + \rho_5 \ln(E_{it}) + \varepsilon_{3it} \quad (30)$$

که ε_{lit} ، ε_{3it} جزء خطای مدل هستند. رابطه ۳۰، سیستمی هم زمان است. هم زمانی این روابط، به این صورت است که رشد اقتصادی طبق نظریه جغرافیای اقتصادی جدید تابعی از تمرکز فعالیت صنعتی است. با افزایش تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه، درآمد دائمی نیروی کار منطقه در نتیجه ایجاد کالاهای متنوع افزایش می یابد. افزایش درآمد دائمی موجب بیشتر شدن تقاضا برای تولیدات منطقه می شود و افزایش تولید منطقه به معنی افزایش رشد است. از طرفی افزایش رشد منطقه، بر تقاضای منطقه اثر گذار است. همین موضوع موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاها و محرک جذب بنگاه ها به منطقه و افزایش تجمیع این بنگاه ها در منطقه می شود.

۱.۵. برآورد معادله تجمیع فعالیت های صنعتی

طبق معادله ۳۰، معادله تمرکز فعالیت صنعتی به صورت زیر است:

$$\ln(AG_{it}) = \rho_0 + \rho_1 g_{it} + \rho_2 \ln(L_{it}) + \rho_3 d_{2lit} + \rho_4 d_{22it} + \rho_5 \ln(E_{it}) + \varepsilon_{3it} \quad (31)$$

با توجه به شرط درجه ای و رتبه ای در قابلیت تشخیص معادله در سیستم هم زمان که در جدول ۱ آورده شده است، معادله تمرکز فعالیت صنعتی در سیستم معادلات، بیش از حد مشخص است. بنابراین می توان آن را از طریق روش 2SLS با متغیر ابزاری^۲ تخمین زد. این مدل برای ۲۸ استان ایران^۱ طی دوره ۱۳۷۹ تا

۱. هزینه حمل کالا، میانگین کرایه هر تن کیلومتر طی شده بر حسب استان مبدأ در نظر گرفته شده که از سالنامه آماری حمل و نقل جاده ای گردآوری کرده اند.

۲. به دلیل وجود همبستگی احتمالی بین متغیر توضیحی استوکاستیکی AG و جزء اخلاص استوکاستیکی ε_1 روش OLS ناسازگار خواهد بود؛ اما اگر جانشینی برای متغیر استوکاستیکی AG پیدا شود که با ε_1 همبستگی ندارد، می توان به روش OLS این معادله را تخمین زد. چنین جانشینی را متغیر ابزاری می گویند. در روش حداقل مربعات دو مرحله ای، ابتدا برای رهایی از همبستگی احتمالی بین متغیر توضیحی AG و جزء اخلاص ε_1 ابتدا AG را بر روی تمامی متغیرهای از پیش تعیین شده در کل سیستم و نه فقط بر روی متغیرهای معادله مدنظر رگرس کرده و سپس از معادله تخمین زده شده $\hat{AG}$ را به دست آورده و در معادله ۳۱ قرار داده می شود. متغیرهای معادله مدنظر در اینجا نیروی کار، هزینه تحرک نیروی انسانی، هزینه حمل کالا، لگاریتم دانش منطقه، رشد تولید سرانه سال ۱۳۷۹ و مخارج خانوار و متغیر مجازی است. روش داده های تابلویی بر مبنای روش حداقل مربعات دو مرحله در پیوست ۱ آورده شده است.

۱۳۸۵ برآورد شده است. در معادله تمرکز فعالیت صنعتی، رشد تولید استان (g)، هزینه حمل کالا (d_{21}) و لگاریتم نیروی کار استان (LL) و هزینه تحرک سرمایه انسانی (d_{22}) بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی (AG) تأثیر گذارند. قبل از برآورد الگوی تمرکز صنعتی، لازم است که مانایی متغیرها آزمون شود. برای بررسی مانایی داده‌های پانل می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولی تعمیم یافته (ADF)، لوین و لین و چو (LLC)، دیکی فولر تعمیم یافته فیشر ($ADFF$) و فیلیس پرون-فیشر (FPF)، ایم پسران شین (IPS) و بریتانگ و هادری و... استفاده کرد. اما در این مقاله به دلیل کوتاه بودن بُعد زمانی داده‌های پانل، نتایج آزمون ریشه واحد معتبر نیست (بالتاجی، ۲۰۰۵).^۲ بنابراین نیازی به آزمون ریشه واحد نیست.

جدول ۱. قابلیت تشخیص معادله تجمع فعالیت‌های صنعتی

معادله رشد	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله منهای یک	تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده خارج مانده از معادله	قابلیت تشخیص
شرط درجه‌ای	۱	۳	بیش از حد مشخص
	رتبه ماتریس ضرایب متغیرهای (درون‌زا و از قبل تعیین شده) خارج از معادله		
شرط رتبه‌ای	۱		دقیقاً با بیش از حد مشخص
	شرط درجه‌ای و رتبه‌ای		
			بیش از حد مشخص

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل تمرکز فعالیت‌های صنعتی در جدول ۲ ارائه شده است. برای مشخص شدن نوع تخمین مدل از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. مقدار این آماره در جدول ۲ آورده شده که براساس آن مدل داده‌های تابلویی در مقابل Pooling تأیید می‌شود. برای مشخص شدن نوع تخمین مدل داده‌های تابلویی یعنی اثرهای تصادفی یا اثرهای ثابت، از تست هاسمن استفاده شده است. طبق مقدار آماره این آزمون، روش تخمین اثرهای ثابت انتخاب می‌شود؛ اما به دلیل اینکه رهیافت اثرهای تصادفی کاراتر است، در این مدل اثرهای تصادفی در نظر گرفته شده است.

۱. شامل استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد است. به دلیل اینکه در سرشماری سال ۱۳۷۵، استان خراسان تفکیک نشده بود و آماری به صورت جدا برای استان‌های خراسان شمالی و خراسان جنوبی و خراسان رضوی ارائه نشده است، این سه استان به دلیل محدودیت اطلاعات آماری تحت یک استان (خراسان) آورده شده است.

۲. بالتاجی بیان می‌کند که در مطالعات اقتصادسنجی، آزمون‌های ریشه واحد مبتنی بر داده‌های پانل بسیار قوی‌تر از داده‌های سری زمانی است؛ اما در حالی که T کوچک است، این آزمون‌ها قدرت کمی دارد. وی بیان می‌کند که آزمون‌های LLC و IPS نیاز دارند که $T \rightarrow \infty$ یعنی $\frac{N}{T} \rightarrow 0$ به عبارت دیگر N باید به اندازه کافی نسبت به T کوچک باشد (بالتاجی، ۲۰۰۵: ۲۴۳). لوین و لین و چو پیشنهاد می‌کنند که آزمون ریشه واحد پانل آن‌ها، برای پانل‌های با اندازه متوسط (N بین ۱۰ و ۲۵۰) و (T بین ۲۵ و ۲۵۰) استفاده شود (بالتاجی، ۲۰۰۵: ۲۴۱).

طبق جدول ۲، متغیر رشد تولید منطقه، تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۵ درصد بر تمرکز فعالیت های صنعتی در منطقه دارد. با افزایش رشد منطقه نیز تمرکز صنایع در منطقه افزایش می یابد که این نتیجه با نظریه جغرافیای اقتصادی جدید سازگار است.

جدول ۲. نتایج برآورد معادله تجمیع فعالیت های صنعتی برای ۲۸ استان ایران

طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵

متغیرها	مدل II
C	-۰/۱۹۷ -۰/۱۵ (۰/۸۷۹)
g	۰/۴۹۳۳ ۲/۵۸ (۰/۰۱۰)
LL1	۰/۳۲۷۴ ۲/۴۴ (۰/۰۱۵)
D21	۰/۰۰۵ ۲/۰۹ (۰/۰۳۷)
D22	۰/۰۱۵ ۱/۲۰ (۰/۲۲۹)
LE	۰/۷۶۰ ۴/۰۴ (۰/۰۰۰)
F لیمر	۷۰/۳۲ ۰/۰۰۰۰
آزمون هاسمن	۲۳/۲۲ ۰/۰۰۰۱
R^2 کلی	۰/۵۳
والد	۴۸/۸۲ (۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات پژوهش / تعداد مشاهدات = ۱۹۶

متغیر لگاریتم نیروی کار تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۵ درصد بر تمرکز فعالیت های صنعتی دارد. به این معنی که با افزایش اندوخته نیروی کار در یک منطقه، بنگاه ها به دلیل دسترسی راحت تر به نیروی کار، تمایل بیشتری به تمرکز در آن منطقه دارند. با افزایش هزینه حمل کالا بین مناطق (d21) تمرکز فعالیت صنعتی در منطقه افزایش می یابد. این متغیر نیز از نظر آماری در سطح اهمیت ۵ درصد معنادار است. متغیر مخارج خانوارها در منطقه دارای تأثیر مثبت و از نظر آماری معنادار بر تمرکز فعالیت های صنعتی در منطقه است. بیشتر بودن مخارج خانوارها در یک منطقه، با فرض یکسان بودن شاخص قیمت ها در

همه استان‌ها، به معنی بیشتر بودن تقاضای مصرفی منطقه است که موجب جذب بنگاه‌های صنعتی به منطقه می‌شود.

متغیر هزینه تحرک سرمایه انسانی در منطقه، تأثیر مثبت بر تمرکز فعاليت‌های صنعتی در منطقه دارد. مقادیر ردیف اول هر متغیر، ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پراتز، مقدار احتمال است.

۲.۵. برآورد الگوی رشد منطقه‌ای

طبق معادله ۳۰، معادله رشد منطقه به صورت زیر است:

$$g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(a_{i79}) + \alpha_2 \ln(d_{22it}) + \alpha_3 \ln(AG_{it}) + \alpha_4 \ln(y_{i79}) + \alpha_5 dmm + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

با توجه به شرط درجه‌ای و رتبه‌ای در قابلیت تشخیص معادله در سیستم هم‌زمان که در جدول ۳ آورده شده است، معادله رشد در سیستم معادلات، بیش از حد مشخص است. بنابراین می‌توان آن را از طریق روش حداقل مربعات دو مرحله (2SLS) با استفاده از متغیرهای ابزاری تخمین زد.^۱ الگوی مدنظر با استفاده از نرم‌افزارهای Stata(10) برای ۲۸ استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ برآورد شده است.

جدول ۳. قابلیت تشخیص معادله تجميع فعاليت‌های صنعتی

معادله رشد	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله نهایی یک	تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده خارج مانده از معادله	قابلیت تشخیص
شرط درجه‌ای	۱	۳	بیش از حد مشخص
	رتبه ماتریس ضرایب متغیرهای (درون‌زا و از قبل تعیین شده) خارج از معادله		
شرط رتبه‌ای	۱		دقیقاً یا بیش از حد مشخص
	شرط درجه‌ای و رتبه‌ای		
			بیش از حد مشخص

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. به دلیل وجود همبستگی احتمالی بین متغیر توضیحی استوکاستیکی g و جزء اخلال استوکاستیکی ε_2 روش OLS ناسازگار خواهند بود. اما اگر جانشینی برای متغیر استوکاستیکی g پیدا شود که با ε_2 همبستگی ندارد، می‌توان به روش OLS این معادله را تخمین زد. چنین جانشینی را متغیر ابزاری می‌گویند. در روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای، ابتدا برای رهایی از همبستگی احتمالی بین متغیر توضیحی g و جزء اخلال ε_2 ابتدا g را بر روی تمام متغیرهای از پیش تعیین شده در کل سیستم و نه فقط بر روی متغیرهای معادله مدنظر رگرسیون کرده و سپس از معادله تخمین زده شده $\hat{g}$ را به دست آورده و در معادله ۳۲ قرار داده می‌شود. متغیرهای معادله مدنظر در اینجا نیروی کار، هزینه تحرک نیروی انسانی، هزینه حمل کالا، لگاریتم دانش منطقه، رشد تولید سرانه سال ۱۳۷۹ و مخارج خانوار و متغیر مجازی است.

قبل از برآورد مدل لازم است که مانایی متغیرها بررسی شود؛ اما در این مقاله به دلیل کوتاه بودن بُعد زمانی داده های پانل نتایج آزمون ریشه واحد معتبر نیست (بالتاجی، ۲۰۰۵). بنابراین نیازی به آزمون ریشه واحد نیست.

نتایج برآورد مدل رشد منطقه ای در جدول ۴ ارائه شده است. برای مشخص شدن نوع تخمین مدل از آزمون F لیمر استفاده می شود. مقدار این آماره در جدول ۴ آورده شده که براساس آن، مدل داده های تابلویی در مقابل Pooling تأیید می شود. برای مشخص شدن نوع تخمین مدل داده های تابلویی (اثرهای تصادفی یا اثرهای ثابت) از تست هاسمن استفاده شده است.

اما به دلیل اینکه رهیافت اثرهای تصادفی کاراتر است، در این مدل اثرهای تصادفی در نظر گرفته شده است. کارایی اثرهای تصادفی به این خاطر است که رهیافت تأثیرات ثابت به دلیل ثابت بودن دو متغیر، تولید سرانه سال ۱۳۷۹ و دانش منطقه در سال ۱۳۷۹، هیچ ضریبی برای این دو متغیر تخمین نمی زند.

طبق معادله ۳۲، رشد تابع پنج متغیر لگاریتم تمرکز فعالیت های صنعتی (LAG)، لگاریتم هزینه تحرک سرمایه انسانی بین استان ها (Ld22) و لگاریتم سطح دانش منطقه (La79)، لگاریتم تولید سرانه سال پایه (Ly79) و متغیر مجازی برای تقسیم مناطق به دو دسته مرکز و پیرامون (dmm) است. در این مدل، تمرکز فعالیت صنعتی تأثیر مثبتی بر نرخ رشد منطقه دارد و در سطح اهمیت ۵ درصد معنادار است. با افزایش درصدی تمرکز صنعتی نرخ رشد منطقه، ۰/۱ درصد افزایش می یابد. براساس نظریه جغرافیای اقتصادی جدید، تمرکز صنعتی در یک منطقه، موجب دگرگونی هایی می شود: جذب بخش ابداعات به منطقه، افزایش سرریزهای دانش و تغییرات فناوری در منطقه، تولید کالاهای متنوع و افزایش درآمد واقعی منطقه و رشد منطقه. متغیرهای هزینه تحرک سرمایه انسانی طبق جدول ۴، بر رشد منطقه تأثیر منفی می گذارد که در چارچوب مدل های جدید جغرافیای اقتصادی جدید، مطابق انتظار است. این متغیر از طریق تأثیر بر اندازه بازار بالقوه منطقه و تغییرات فناوری بر رشد منطقه اثرگذار است. متغیر سطح دانش منطقه در سال ۱۳۷۹، تأثیر مثبت بر رشد منطقه دارد.

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

در این مدل، ضریب لگاریتم درآمد سرانه سال ۱۳۷۹، منفی و از نظر آماری معنادار است. منفی و معنی دار بودن ضریب این متغیر نشان دهنده هم گرایی درآمد سرانه به سمت حالتی پایدار است. در این مدل، متغیر مجازی استان های مرکز تأثیر مثبت و معناداری در سطح اهمیت ۵ درصد دارد. نتیجه تخمین این متغیر، حاکی از آن است که اولاً، سطوح پایدار مناطق بالای میانگین مقطعی در هر سال، متفاوت از مناطق

پایین میانگین مقطعی است. ثانیاً متوسط رشد مناطق بالای میانگین طی دوره مدنظر بزرگ‌تر از مناطق پایین میانگین بوده است. این نتیجه می‌تواند بیانگر شکل‌گیری دو گروه درآمدی در ایران و وجود باشگاه‌های هم‌گرایی در ایران باشد.

جدول ۴. نتایج برآورد معادله رشد برای ۲۸ استان ایران طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵

متغیرها	مدل رشد
	۱/۹۷
C	۱/۵۶ (۰/۱۱۸)
	۰/۱۴۴
Lag	۲/۲۵ (۰/۰۲۴)
	-۰/۲۱۶
Ly79	-۲/۴۶ (۰/۰۱۴)
	-۰/۰۲۲
LD22	-۲/۳۵ (۰/۰۱۹)
	۰/۲۷۴
La79	۰/۹۸ (۰/۰۳۲۵)
	۰/۱۷۰
Dmm	۱/۷۴ (۰/۰۸۲)
	۱/۷۴
F لیمر	۰/۰۵۳۲
	۹/۷۷
آزمون هاسمن	۰/۰۲۰
	۰/۱۷
R ²	
	۱۸/۸۹
والد	(۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات پژوهش/ تعداد مشاهدات = ۱۹۶

۶. جمع‌بندی و پیشنهادها

براساس مباحث نظری مطرح‌شده تجميع فعاليت‌های صنعتی از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجميع محلی، موجب رشد منطقه می‌شود. افزایش رشد منطقه موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاهای و خدمات می‌شود و محرکی برای جذب صنایع به منطقه است. بنابراین تجميع فعاليت‌های صنعتی بر رشد منطقه و رشد منطقه بر تجميع فعاليت‌ها اثرگذار است. همچنین نتایج برآورد الگوهای اقتصادسنجی رشد منطقه‌ای و تجميع فعاليت‌های صنعتی در استان‌های ایران که در جداول ۱ و ۲ آورده شده است نیز نشان

می‌دهد که رشد اقتصادی بر تجمیع فعالیت‌های صنعتی و تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد اقتصادی منطقه تأثیر مثبت دارد.

براساس این نتایج، تمرکز فعالیت‌های صنعتی از طریق توسعه خوشه‌های صنعتی می‌تواند موتور محرکه رشد اقتصادی مناطق در ایران باشد؛ زیرا با توسعه آن‌ها استفاده از امکانات به صورت تخصصی‌تر و با اولویت دقیق‌تر انجام می‌شود. افزایش همکاری و فعالیت‌های مشارکتی در صورت موفقیت، هزینه کمی به همراه خواهد داشت. شایان ذکر است که همواره انتخاب صحیح ایجاد و توسعه خوشه‌ها در حوزه‌ای صنعتی، تأثیر چشمگیری بر توسعه اقتصادی آن حوزه خواهد داشت.

منابع و مآخذ

افشاری، زهره، ۱۳۷۸، «بررسی هم‌گرایی استان‌های ایران (آزمون نظریه سولو و سوان)» پژوهش‌نامه بازرگانی، ش ۱۳.

او سولیوان، آرتور، ۱۳۸۶، مباحثی در اقتصاد شهری، ترجمه جعفر قادری و علی قادری، نور علم. جونز، چارلز آی. جونز، ۱۳۷۹، مقدمه‌ای بر رشد اقتصادی، ترجمه حمید سهرابی و غلامرضا گرابی‌نژاد. انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی.

رحمانی، تیمور، پاییز ۱۳۸۳، «رشد اقتصادی و هم‌گرایی منطقه‌ای در ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش ۶۶.

زیاری، کرامت‌الله، ۱۳۷۸، اصول و روش‌های برنامه‌ریزی منطقه‌ای، یزد: دانشگاه یزد. فرهنگد، شکوفه، ۱۳۸۶، تحلیل فضایی توسعه شهری در ایران (تعامل شهر و اقتصاد)، پایان‌نامه دکتر، دانشگاه اصفهان.

صباغ کرمانی، مجید، ۱۳۸۰، اقتصاد منطقه‌ای، تهران: انتشارات سمت. عبدالملکی، حجت‌الله، ۱۳۸۷، تحلیل تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی بر رشد بخشی منطقه‌ای در ایران، پایان‌نامه دکتر، دانشگاه اصفهان.

کلاتری، خلیل، ۱۳۸۰، برنامه‌ریزی و توسعه منطقه‌ای (تئوری‌ها و تکنیک‌ها)، تهران: خوشبین و انوار دانش.

Accetturo, A, 2008, "Agglomeration and Growth: the Effects of Commuting Costs", working paper.

Baldwin, R.E., 1999, "Agglomeration and endogenous capital", *European Economic Review*, 43, pp. 253-280.

Baldwin, R. and R. Forslid, 2000, "The Core-Periphery model and endogenous growth: Stabilising and de-stabilising integration", *Economica*, 67, pp. 307-324.

- Baldwin, R., R. Forslid, P. Martin, G. Ottaviano and Robert-Nicoud, 2003, "Economic Geography and Public Policy", forthcoming, Princeton University Press.
- Baldwin, R. E. and Martin, P., 2003, "Agglomeration and regional Growth", *CEPR Discussion Paper*, No.3960.
- Baldwin, R., P. Martin and G. Ottaviano, 2001, "Global income divergence, trade and industrialization: The geography of growth take-off", *Journal of Economic Growth* 6, pp. 5-37.
- Baldwin, R., R. Forslid, P. Martin, G. Ottaviano and Robert-Nicoud, 2003, "Economic Geography and Public Policy", forthcoming, Princeton University Press.
- Baldwin, R.E and P. Martin, 2004, "Agglomeration and Regional Growth", in: J. V.Baldwin, J.R. et. al., 2008, "Agglomeration and the Geography of Localization Economies in Canada", *Regional Studies*, 42.1, pp. 117-132
- Baltagi, B.H., 1995, *Econometrics analysis of panel Data*, London: John Wiely & Sons Ltd.
- Barro, R.j., McCleary, R.M., 2003, "Regional and Economic Growth across Countries", *American Social Review* 68.
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, 1991, "Convergence across States and regions", *Brooking Paper on Economic Activity* 1.
- Boschma, R.A., 2005, "Proximity and Innovation: a Critical Assessment", *Regional Studies*, 39, pp. 61-74.
- Chatterji, M., 1992, "Convergence Clubs and Endogenous Growth", *Oxford Review of Economic Policy*, 8, 4, pp. 57-69.
- Conley, T. and Ligon, E., 2002, "Economic Distance and Cross-country Spillover".
- Costa, Michele & Iezzi, Stefano, 2001, *Technology spillover influence on regional growth: Evidence from Italy*, university of Bologna.
- Fujita, M. and Mori, T., 2005, "Frontiers of the New Economic Geography", *Discussion Paper No.27*, Institute of Developing Economies.
- Fujita, M. and J. Thisse, 2003, "Does geographical agglomeration foster economic growth? And who gains and loses from it?", *Japanese Economic Review*, forthcoming.
- Fujita, M. and J. Thisse, 2002, "Economics of Agglomeration", Cambridge University Press.
- Fujita, M. and J.-F. Thisse, 2001, "Agglomeration and Growth with Migration and Knowledge Externalities", *Discussion Paper no. 531*, Institute of Economic Research, Kyoto University.
- Harris, Richard, 2008, "Models of Regional Growth: Past, Present and Future", center for Public Policy for Regions.
- Krugman, P., 1991, "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy*, 99, pp. 483-99.
- Martin, P. and G. Ottaviano, 1999, "Growing locations: Industry location in a model of endogenous growth", *European Economic Review* 43, pp. 281-302.

Martin, P. and G. Ottaviano, 2001, "Growth and agglomeration", *International Economic Review* 42, pp. 947-968.

Martin, R. and Sunley, P., 1998, "Slow Convergence? The New Endogenous Growth Theory and Regional Development", *Economic Geography*, 74, 3, pp. 201-227.

Martin, R., Fingleton, 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*.

McCann, P. Oort, F.V., 2009, "Theories of Agglomeration and Regional Economic Growth: Historical Review", *Handbook of Regional Growth and Development Theories*. Great Britain by MPG Books Ltd, Bodmin, Cornwall.

Minerva, A and Ottaviano, 2009, "Endogenous growth theories: agglomeration benefits and transportation costs", *Handbook of Regional Growth and Development Theories*, Great Britain by MPG Books Ltd, Bodmin, Cornwall.

Nakamura, R., Paul, C.J., 2009, "Measuring Agglomeration", *Handbook of Regional Growth and Development Theories*, Great Britain by MPG Books Ltd, Bodmin, Cornwall.

North Douglass C., 1955, "Location theory and regional economic growth", *The Journal of Political Economy*. Vol. 63. pp. 243 – 258.

Ottaviano, G.I.P., 1996, "The location effects of isolation", *Swiss Journal of Statistics and Economics* 132, pp. 427-440.

Ottaviano, G.I.P, and J-F. Thisse, 2001, "On Economic Geography in Economic Theory: Increasing Returns and Pecuniary Externalities", *Journal of Economic Geography*, 1, pp. 153-179.

Ottaviano G.I.P., 2001a, *Home market effects and the (in)efficiency of international specialization*, GIIS, mimeo.

Ottaviano, JP, 2010, "Regional convergence: The new economic geography perspective", Final Open Conference COST A-17, Prime Minister's Office, Helsinki

Ottaviano G., Thisse, J.-F., 2003, "Agglomeration and economic geography" in J.V. Henderson and J-F Thisse (eds), *Handbook of Urban and Regional Economics*, Vol. 4. North-Holland, Amsterdam (forthcoming).

World Bank 2009, "World development report: Reshaping economic geographic", Washington DC press.

پیوست ۱. معادلات هم‌زمان و داده‌های تابلویی

۱. معادلات هم‌زمان، داده‌های تابلویی و اثرهای ثابت

اگر فرض شود نماد i بیانگر افراد ($i=1, 2, \dots, N$) و نماد t نشان‌دهنده زمان ($t=1, 2, \dots, T$) باشد، یک سیستم، G معادله و k متغیر توضیحی دارد که فرم ساختاری معادله j ام را می‌توان به شکل زیر ارائه کرد:

$$y_j = Y_j \delta_j + X_j \beta_j + \alpha_j + \varepsilon_j \quad (1)$$

و مطابق با بالتاجی (۲۰۰۵) و هاسمن و تیلور (۱۹۸۱)، می‌توان نوشت:

$$y_j = (y_{j11}, \dots, y_{j1T}, \dots, y_{jN1}, \dots, y_{jNT})' \quad (2)$$

به این ترتیب برای متغیر وابسته y_j ، ماتریس داده‌های شامل متغیرهای درون‌زا y_j و ماتریس داده‌های محتوای متغیرهای برون‌زا X_j ، خواهد بود. α_j بردار تأثیرات انفرادی و ε_j اجزاء تصادفی مدل هستند و ضرایب δ_j ، β_j ، شاخص‌های تخمینی خواهند بود.

در این حالت فرض می‌شود که تأثیرات انفرادی در طول زمان ثابت، اما برای مشاهدات انفرادی متغیر است.

$$\alpha'_j = (\alpha_{j1}, \dots, \alpha_{jN}) \otimes e'_T \quad (3)$$

که در آن برداری با ابعاد $T \times 1$ است.

از طرف دیگر ε_j هم در طول زمان و هم برای افراد، همواره در حال تغییر است.

فرم ساختاری خلاصه‌شده j امین معادله را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_j = R_i \xi_i + \alpha_i + \varepsilon_j \quad (4)$$

که در آن $R = (y_j, x_j)$ و $\xi'_j = (\delta'_j, \beta'_j)$ است. این فرم را می‌توان برای سیستم معادلات ظاهراً نامرتبط SUR یا حداقل مربعات سه مرحله‌ای 3SLS، به صورت زیر ارائه کرد:

$$y = R\xi + \alpha + \varepsilon \quad (5)$$

که در آن y' (و به طور مشابه ξ ، α ، ε) به صورت زیر است:

$$y = (y'_1, y'_2, \dots, y'_G) \quad (6)$$

$$R = \begin{bmatrix} R_1 & \circ & \dots & \circ \\ \circ & R_2 & \dots & \circ \\ \circ & \dots & \dots & R_G \end{bmatrix}$$

اجزای خطای مدل یعنی $(\varepsilon_{1it}, \dots, \varepsilon_{Git})'$ به صورت نرمال توزیع شده‌اند. به عبارتی $\varepsilon \sim N(0, \Sigma \otimes I_{NT})$ است.

برای هر ماتریس $A: A = A(A'A)^{-1}A'$ ، $P_A = I - P_A$ ، $Q_A = I - P_A$ است. همچنین $V = I_N \otimes e_T$ ، ماتریس متغیرهای مجازی انفرادی است. بنابراین

$$P_V = I_N \otimes \frac{e_T e_T'}{T} \quad (۷)$$

$Q_V = I_N \otimes \left[I_T - \frac{e_T e_T'}{T} \right]$ ، ماتریس هایی هستند که انتقالات داخل گروهی و بین گروهی را در این گونه معادلات انجام می دهند. اگر انتقال داخل گروهی با بالاوند w نشان داده شود:

$$y^w = (I_G \otimes Q_V)y \quad (۸)$$

و برای یک مشاهده (فرد) به صورت $y_j^w = Q_V y_j$ است که این انتقال به مفهوم $y_{jit} - \bar{y}_{ji}$ است. همچنین در چنین حالتی $\alpha_j^w = Q_V \alpha_j = 0$ و به همین ترتیب $(I_G \otimes Q_V)\alpha = 0$ خواهد بود. به طور مشابه اگر انتقالات بین گروهی با بالاوند ۰ نشان داده شود، y_j^0 نشان دهنده $\bar{y}_{ji}$ و $\alpha_j^0 = \alpha_j$ است (کرونول و همکاران، ۱۹۹۰).

این روش را کرونول و اشمیت و وای هوسکی (۱۹۹۰)، برای مدلی با متغیرهای برونزایی به کار برده اند که در آن عرض از مبدأ دارای ضریبی است که برای مشاهدات (افراد)، تغییرپذیر است. در این مطالعه، اشمیت و کرونول نشان داده اند که چنین مجموعه متغیرهایی، همانند معادلات ساختاری دیگر هستند.

به طور کلی الگوهای مطرح شده در این قسمت، برای زمانی که فرض اثرهای ثابت برای افراد (مشاهدات) وجود دارد و هنگامی که در داده های تابلویی تعداد افراد (N) نسبت به دوره زمانی (T)، بزرگ تر باشد، مناسب است. در چنین حالتی همان طور که نی من و اسکات^۱ (۱۹۴۸)، اندرسون^۲ (۱۹۷۹) و چمبرلین^۳ (۱۹۸۰)، اشاره کرده اند، روش حداکثر درست نمایی هر چند کاراتر است؛ اما تخمین زننده سازگاری نیست. بنابراین روش مناسب تر برای تخمین معادلاتی روش های حداقل مربعات تک معادله ای (دو یا سه مرحله ای) است.

۲. معادلات همزمان، داده های تابلویی و اثرهای تصادفی

در حالت اثرهای تصادفی، همه یا تعدادی از متغیرهای برونزا با اجزای خطا در ارتباط اند. این حالت به کارگیری متغیرهای ابزاری و روش حداقل مربعات تک معادله ای را اشخاصی مانند هاسمن و تیلور

1. Neyman and Scott

2. Anderson

3. Chamberlain

(۱۹۸۱)، آمیمیا و ماکوردی (۱۹۴۳) و بروش، میزون و اشمیت^۱ (۱۹۸۹) برای تحلیل معادلات هم‌زمان به کار برده‌اند.

مدل اثرهای تصادفی، کاملاً شبیه حالت اثرهای ثابت مطرح شده در قسمت قبل است؛ با این تفاوت که متغیرهای برون‌زای مدل اثرهای تصادفی می‌توانند متغیرهایی باشند که در طول زمان ثابت‌اند. همچنین متغیرهای توضیحی مدل می‌توانند با اجزای خطا در ارتباط باشند. بنابراین به معادله ۱، عبارت $Z_j \gamma_j$ اضافه می‌شود که در آن Z_j ماتریس داده‌های متغیرهای برون‌زایی است که در طول زمان ثابت‌اند و γ_j بردار ضرایب آن است. در چنین وضعیتی ساختار معادله ۱ام به شکل زیر خواهد بود:

$$y_j = R_j \xi_j + u_j \quad (9)$$

که در آن

$$\xi_j' = (\delta_j', \beta_j', \gamma_j') \quad , \quad R_j = (y_j, x_j, z_j) \quad (10)$$

و $u_j = (\alpha_j + \varepsilon_j)$ است و در این حالت α_j تصادفی است. معادله کلی به همان صورت معادله ۹، یعنی $y = R \xi + u$ است و R هنوز به شکل فرم معادله ۱۰ است؛ اما اکنون R_j ممکن است محتوی Z_j نیز باشد.

فروضی که برای حل این سیستم معادلات در نظر گرفته می‌شود، عبارت است از:

۱. تأثیرات انفرادی برای فرد i یعنی $(\alpha_{li}, \dots, \alpha_{Gi})'$ به صورت نرمال توزیع شده و $iid(0, \varepsilon_\alpha)$ است.
 ۲. اجزای تصادفی برای فرد i ام در زمان t عبارت است از $(\varepsilon_{lit}, \dots, \varepsilon_{Git})'$ که به صورت نرمال $iid(0, \varepsilon_\alpha)$ توزیع شده است.
 ۳. تمام α ها مستقل از همه ε ها هستند.
 ۴. $\sum_\varepsilon, \sum_\alpha$ و $(\sum_\varepsilon + T \sum_\alpha)$ غیریکه^۲ است.
- با در نظر گرفتن این فرض، ماتریس کوواریانس $u = (\alpha + \varepsilon)$ ، با ابعاد $GNT \times GNT$ ، شکل زیر را خواهد داشت:

$$\Omega \equiv Cov(\alpha + \varepsilon) = \sum_\varepsilon \otimes I_{NT} + \sum_\alpha \otimes (TP_V) \quad (11)$$

1. Breusch, Mizon and Schmidt

2. Non Singular

که مانند حالت اثرهای ثابت $P_V = I_N \otimes \frac{e_T e_T'}{T}$ است. بنابراین $\Omega = \Sigma_1^{-1} \otimes Q_V + \Sigma_2^{-1} \otimes P_V$ است. برای j امین معادله از سیستم معادلات ۹، ماتریس کوواریانس متناظر با آن $\Omega_{jj} = \delta_{1,j}^2 Q_V + \delta_{2,j}^2 P_V$ خواهد بود که $\delta_{2,j}^2 = \Sigma_{2,jj}$ و $\delta_{1,j}^2 = \Sigma_{1,jj}$ است. بنابراین:

$$\Omega_{jj}^{-1} = \frac{1}{\delta_{1,j}^2} Q_V + \frac{1}{\delta_{2,j}^2} P_V \quad (۱۲)$$

$$\Omega^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{\delta_{1,j}} Q_V + \frac{1}{\delta_{2,j}} P_V \quad (۱۳)$$

خواهد بود. در روش حداقل مربعات دومرحله‌ای، اولین معادله مربوط به سیستم معادلات ۱۲ در نظر گرفته می‌شود:

$$y_1 = R_1 \xi_1 + u_1$$

و اگر این معادله در $\Omega_{11}^{-\frac{1}{2}}$ که فرم آن در معادله ۲۸ نشان داده شده و $\Omega_{11} = \text{Cov}(u_1)$ است، ضرب شود، معادله زیر به دست می‌آید (بروش و همکاران، ۱۹۸۹):

$$\Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} y_1 = \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} R_1 \xi_1 + \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} u_1 \quad (۱۴)$$

در روش حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS) از متغیرهای ابزاری با شکل $A = [Q_V \times P_V B]$ استفاده می‌شود. بنابراین با استفاده از این ابزار و با انتقالی که در معادله ۱۴ انجام شد، تخمین‌زنده‌های روش حداقل مربعات دومرحله‌ای محاسبه می‌شوند. این تخمین‌زنده‌ها شکل جبری زیر را دارند:

$$\hat{\xi}_1 = \left[R_1' \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} P_A \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} R_1 \right]^{-1} R_1' \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} P_A \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} y_1 \quad (۱۵)$$

که در آن $P_A = P_{(Q_V X)} + P_{(P_V B)}$ است. از آنجایی که $\Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{\delta_{1,1}} Q_V + \frac{1}{\delta_{2,1}} P_V$ و

معادله ۱۵ را به شکل زیر نیز می‌توان نوشت:

$$\Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} = P_A \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{\delta_{1,1}^2} P_{(Q_V X)} + \frac{1}{\delta_{2,1}^2} P_{(P_V B)}$$

$$\hat{\xi}_1 = \left\{ R_1' \left[\frac{1}{\delta_{1,1}^2} P_{(Q_V X)} + \frac{1}{\delta_{2,1}^2} P_{(P_V B)} \right] R_1 \right\} \left\{ R_1' \left[\frac{1}{\delta_{1,1}^2} P_{(Q_V X)} + \frac{1}{\delta_{2,1}^2} P_{(P_V B)} \right] y_1 \right\}$$

پیوست ۲. شاخص تجميع فعاليت‌های صنعتی در استان‌های ایران

برای محاسبه این شاخص از شاخص ناکامورا (۲۰۰۹) استفاده شده است.

۱۳۸۵	۱۳۷۹	استان
۵/۴۴	۵/۶۰۸	آذربایجان شرقی
۱/۴۸۲	۱/۷۳۶	آذربایجان غربی
۰/۵۳۱	۰/۶۵۳	اردبیل
۱۴/۰۷۸	۱۳/۲۲۵	اصفهان
۰/۱۵۵	۰/۱۳۴	ایلام
۱/۸۲۹	۰/۹۵۳	بوشهر
۲۷/۱۶۱	۲۸/۰۰۵	تهران
۰/۳۶۲	۰/۳۹۲	چهارمحال و بختیاری
۵/۵۶۲	۵/۲۹۲	خراسان
۹/۷۴۷	۱۲/۲۹۱	خوزستان
۱/۲۴۹	۱/۲۹۷	زنجان
۱/۵۳۰	۰/۷۲۵	سمنان
۰/۴۸۲	۰/۴۴۹	سیستان و بلوچستان
۳/۲۸۶	۳/۳۶۰	فارس
۳/۱۱۶	۳/۵۲۱	قزوین
۱/۳۸۳	۰/۸۴۱	قم
۰/۴۲۲	۰/۴۵۰	کردستان
۳/۶۴۳	۳/۳۵۴	کرمان
۱/۰۸۶	۰/۹۲۹	کرمانشاه
۰/۱۵۰	۰/۱۸۷	کهگیلویه و بویراحمد
۰/۵۰۷	۰/۶۱۰	گلستان
۱/۶۷۳	۲/۵۵۴	گیلان
۰/۷۶۹	۰/۹۴۰	لرستان
۲/۷۳۶	۲/۳۴۱	مازندران
۶/۰۴۸	۶/۱۲۹	مرکزی
۱/۸۸۵	۱/۴۷۹	هرمزگان
۱/۳۳۴	۱/۱۵۳	همدان
۲/۳۵۳	۱/۳۹۰	یزد