

تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های 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 تجمیع فعالیت‌های 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 تجمیع فعالیت‌های 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 تجمیع فعالیت‌های صنعتی را نشان می‌دهد. همچنین تأثیر مثبت تجمیع فعالیت‌های 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: تجمیع فعالیت‌های صنعتی، رشد اقتصادی منطقه، سیستم معادلات هم‌زمان.

JEL: R12, R11, R15.

۱. مقدمه

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

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

مورخان اقتصادی^۱، به‌ویژه دربارهٔ تحولات صنعتی اروپا طی قرن نوزدهم گزارش کرده‌اند (بالدوین و مارتین^۲، ۲۰۰۳) و نیز در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید بررسی کرده‌اند.

تجمع فعالیت‌های صنعتی از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمع محلی^۳ موجب رشد منطقه می‌شود. صرفه‌جویی ناشی از تجمع محلی، زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در صنعتی خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد. چنین مسئله‌ای بدان علت است که تجمع‌های صنعتی، اندوختهٔ فراوانی از نیروی کار دارد که کارایی بازار نیروی کار محلی را از طریق انطباق بین کارگران با کارفرمایان تسهیل می‌کند. همچنین وجود سرریزهای مفید دانش هم درون و هم بین صنایع محلی را بهبود می‌بخشد (مارتین و همکاران^۴، ۲۰۰۹). بنابراین، تجمع بیشتر فعالیت‌ها با بهره‌وری 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 نتیجهٔ ایجاد کالاهای متنوع و همچنین افزایش دستمزد واقعی، بیشتر شده است. افزایش درآمد دائمی موجب بیشتر شدن تقاضا برای تولیدات منطقه می‌شود و افزایش تولید منطقه به معنی فزونی رشد است. از طرفی، افزایش رشد منطقه، موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاها و خدمات می‌شود و محرکی برای جذب صنایع به منطقه است. بنابراین تجمع فعالیت‌ها بر رشد منطقه و رشد منطقه بر تجمع فعالیت‌ها اثرگذار است.

هدف مطالعهٔ حاضر، تحلیل تأثیر متغیر تجمع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای در چارچوب نظری جدید جغرافیای اقتصادی جدید است که در پنج بخش اصلی سازماندهی شده است. در بخش اول، تأثیر تجمع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای 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 فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای

ارتباط بین رشد اقتصادی و تجمع در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید (NEG)^۵ بررسی شده است. این مدل‌ها، تمرکز خود را بر نحوهٔ استقرار تجمع‌های اقتصادی قرار داده و چگونگی استقرار فعالیت‌ها را

1. Economic historians

2. Baldwin and Martin

۳. صرفه‌جویی ناشی از تجمع محلی ایستا و پویا وجود دارد. صرفه‌جویی ناشی از تجمع ایستا یک بار موجب انتقال به سمت پایین در منحنی هزینهٔ صنعت می‌شود. برعکس، صرفه‌جویی ناشی از تجمع پویا موجب انتقال پیوسته در هزینهٔ صنعت می‌شود 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 تیسسه،^۲ ۲۰۰۳).

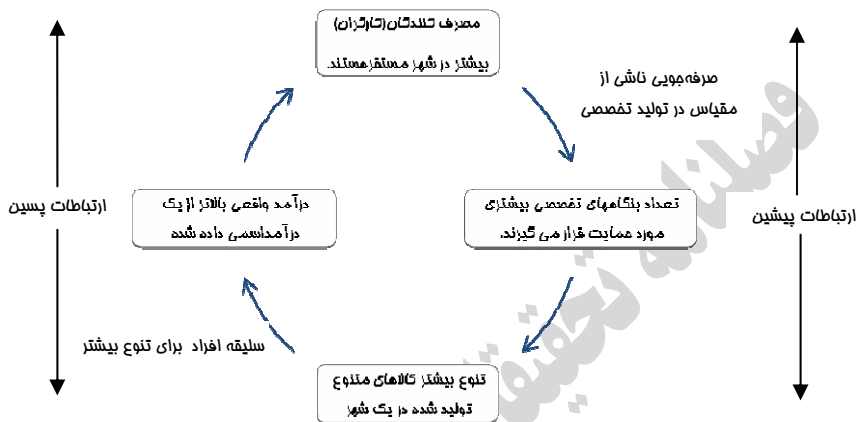
بخشی از مدل‌های نظری جغرافیای اقتصادی جدید مطرح کرده‌اند که رشد بر تجمیع مؤثر است. این مدل‌ها تحت عنوان مدل‌های نسل اول معروف‌اند که تنها استقرار فعالیت‌های اقتصادی را بررسی می‌کنند و رشد را داده‌شده فرض می‌کنند. در آن مدل‌ها، زمانی که اقتصاد به تعادل دست یافت، هیچ تغییری در اقتصاد رخ نمی‌دهد؛ مگر اینکه شاخص‌ها به صورت برون‌زا تغییر کند (فوجیتا و موری، ۲۰۰۵). در این مدل‌ها، امکان تأثیرات تجمیع بر نرخ ابداعات را که بر توزیع جغرافیایی فعالیت‌های 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 فعالیت اقتصادی جدید، یعنی رشد اقتصادی، از طریق ابداعات به وجود می‌آید. در مدل NEG هدف تحلیل، این موضوع است: چگونه این فعالیت‌های اقتصادی یعنی بنگاه‌های جدید استقرار می‌یابند و چرا آن‌ها به طور فضایی متمرکز می‌شوند. بنابراین، در مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید، فرایند خلق فعالیت‌های 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 تجمیع 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 مصرف‌کنندگان 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 به‌صورت تجمعی و دُوری ادامه می‌یابد و منجر به رشد منطقه و تجمع بیشتر فعالیت‌ها در منطقه می‌شود (بالدوین^۱ و مارتین^۲، ۲۰۰۳؛ اتاویانا^۳، ۲۰۱۰).



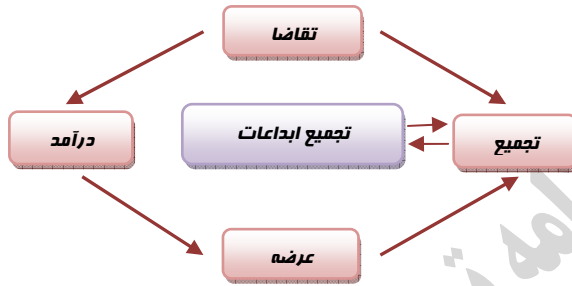
شکل ۱. علیت دوری در تجمع بنگاه‌ها و رشد

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 کالاها 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 به‌گونه‌ای صورت می‌گیرد که تأثیرات خارجی پولی صرفه‌جویی ناشی از مقیاس ایجاد شده در سطح بنگاه مرزی، به بازدهی فزاینده در سطح یک منطقه تبدیل می‌شود (اتاویانا و همکاران، ۲۰۰۱). با بیشتر شدن تقاضای محلی و صرفه‌جویی داخلی نسبت به مقیاس، این

1. Baldwin
2. Martin
3. Ottaviano

تأثیرات نقدی تر 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 فزونی 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 اتاویانا (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 هر چه 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 اتاویانا (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

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 نهایی هستند که به مصرف‌کننده نهایی می‌رسند؛ اما کالای مدرن علاوه بر مصرف‌کننده 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. با 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 می‌شود 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 می‌شود. همان‌طور که گفته شد ذخیره دانش را بخش تحقیق و توسعه (R&D) تولید می‌کند که قابلیت تحرک آزادانه را بین دو منطقه دارد.^۱ بخش تحقیق و توسعه (R&D) برای تأمین مالی، در یک بازار سرمایه بین منطقه‌ای اوراق قرضه می‌فروشد که بازده $r(t)$ به این اوراق پرداخت می‌شود. این اوراق هیچ‌گونه 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 مشابه‌اند، برای پیدا کردن مسیر رشد، منطقه ۱ را نماینده می‌کند و مسیر رشد به دست می‌آید. چنانچه تحلیل‌ها از منطقه ۲ شروع شود و منطقه ۲، منطقه ۱ را نماینده باشد، نتایج کاملاً مشابهی حاصل می‌شود. در بخش مصرف فرض می‌شود که فرم تابع مطلوبیت مصرف‌کننده نماینده که در منطقه ۱ ساکن است، به صورت ریسک‌گریزی نسبی ثابت و به فرم لگاریتمی است که کشش جانشینی بین زمانی آن برابر با یک می‌شود. مطلوبیت کل دوران زندگی این مصرف‌کننده 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 ربحان زمانی و T مصرف کالای همگن است. کالای همگن، کالای شمارشگر در نظر گرفته می‌شود، 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 جابه‌جایی ندارد؛ اما دانش که به صورت حق ثبت اختراع است، می‌تواند بین مناطق جابه‌جا شود. بدین معنی که بخش تحقیق و توسعه که تولیدکننده نوآوری است، حق ثبت اختراع خود را می‌تواند به بنگاه‌های تولیدکننده کالای مدرن در منطقه ۱ و ۲ بفروشد.

۲. فرض می‌شود تابع مطلوبیت مورد استفاده در این تحقیق (U) روی مجموعه R_+ (اعداد حقیقی مثبت) دو بار مشتق‌پذیر است و برای تمامی C های مثبت (C شامل کالای سنتی و مدرن است) $U(C)' > 0$ و $U(C)'' < 0$. همچنین فرض می‌شود $\lim_{C \rightarrow 0} U(C)' = +\infty$ و $\lim_{C \rightarrow \infty} U(C)' = 0$ ، این بدین معناست که مطلوبیت نهایی مثبت و اکیداً مقعر است. فرم تابع مطلوبیتی که در الگوهای بهینه‌یابی زمانی بسیار از آن استفاده می‌شود و در اینجا نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد، تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت (۲CRRA) 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 هموارکننده مصرف، بیانگر کشش جانشینی بین زمانی بوده و معیار اروپرت برای اندازه‌گیری ریسک‌گریزی 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 ریسک‌گریزی نسبی زمانی که $\theta = 1$ است، استفاده شده است.

سهم مخارج اختصاص یافته به کالای M است. کالای M به پیروی از دیکسیت و استیگلیتز^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 متقاطع 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 در منطقه ۱ و P_j قیمت تنوع j 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 بین‌زمانی، 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 می‌شود. نیروی کار تنها نهاده لازم در تولید این کالا است. برای سادگی و بدون اینکه از کلیت موضوع کاسته شود، فرض می‌شود 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 می‌شود. 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، $P_T = P_L$ می‌شود و از آنجا که $P_T = 1$ است، بنابراین $P_L = 1$ می‌شود.

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

کالاهای مدرن تحت شرایط رقابت انحصاری و بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید می‌شوند. در تولید کالاهای مدرن هزینه‌های ثابت و متغیر وجود دارد. هزینه‌های 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 می‌کند. بنابراین $W^T(t)$ برابر با کل تعداد بنگاه‌ها 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} بزرگ‌تر نشان‌دهنده زیرساخت حمل‌ونقل بدتر است. در اینجا به پیروی از مینروا 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 $\frac{\lambda H_M(t)}{\sigma - 1}$ است که $\pi(t) = p H_M - P_L \lambda H_M$ 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 مصرف‌کننده برای کالاها می‌پردازد، شامل هزینه حمل‌ونقل هم می‌شود. بنابراین قیمت مصرف‌کننده 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:

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

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

همان‌طور که گفته شد، ابداعات که منشأ تولید کالاها را مدرن جدیدند و منبع رشد منطقه‌اند، در بخش تحقیق و توسعه صورت می‌گیرد. این بخش همان‌طور که پیش‌تر هم بیان شد، ایده‌هایی ایجاد می‌کند که می‌تواند به ثبت برسد. سپس حق ثبت اختراع آن به تولیدکنندگان دو ناحیه فروخته می‌شود 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 بهره‌وری محققان را از طریق انباشت سرمایه افزایش می‌دهد. بخش ابداعات تحت شرایط رقابت کامل و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس عمل می‌کند (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹).

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

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 آن منطقه می‌شود. جذب این بنگاه‌ها به منطقه ۱ باعث می‌شود 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 $M(t)$ سبدهی 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:

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

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 به طور 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 به صورت 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 لابتوار را حداکثر کنیم، $(\pi(t) = v(t)\dot{W} - S(t)\dot{W})$ داریم:

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

تجمیع بنگاه‌ها به عنوان 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 به دست می‌آورند.

از آنجا که سود برابر با $\pi(t) = \frac{BH_M(s)}{\sigma - 1}$ 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 به صورت 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 به اضافه تقاضای ساکنان منطقه ۲ برای آن کالا و به اضافه تقاضای بخش ابداعات برای کالای مدرن است. $H_M(t)$ و $H_M^*(t)$ به ترتیب 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 نشان دهنده متغیر مدنظر در منطقه ۲ است.

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

بنابراین $g = \frac{\dot{W}^T(t)}{W^T(t)} = \frac{\dot{N}(t)}{N(t)}$ در نظر 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 به دست 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

$$\beta = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \left[\frac{\theta_{12}(\theta_{11} - \theta_{22})}{(\theta_{11} - \theta_{12})(\theta_{22} - \theta_{12})} + \frac{\theta_{11}\theta_{22} - \theta_{12}^2}{(\theta_{11} - \theta_{12})(\theta_{22} - \theta_{12})} \left(\delta - \frac{1}{2} \right) \right] \quad (18)$$

که طبق معادله ۱۸ هزینه حمل و نقل که یک پراکسی برای فاصله اقتصادی است که بر تجمیع بنگاه‌ها اثرگذار است و از طرفی

$$\delta = \frac{\alpha YL + \varepsilon SNg}{2\alpha YL + \varepsilon SNg} \quad (19)$$

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، تجمیع 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 زیرساخت 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 تولیدکننده 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 تجمیع 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 $[(\gamma_{11})^{1-\sigma} \beta_1 + (\gamma_{12})^{1-\sigma} (1-\beta_1)]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ در معادله (۳-۱۵) و سپس مساوی قراردادن دو رابطه ۱۵ و ۱۶ به دست می‌آید.

به دست 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 تسویۀ 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 به صورت زیر است:

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

با حل رابطه ۲۰ با 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 (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹).

با توجه به رابطه ۲۰ و ۲۱ و ۲۲، نرخ رشد به صورت 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، تجمیع بیشتر در منطقه ۱ موجب ارزان‌تر شدن ابداعات و رشد سریع‌تر می‌شود.

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

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

معادله ۲۴ نشان می‌دهد که تجمیع بنگاه‌های 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 می‌شود.^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 می‌شود:

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

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 می‌کنند. سرمایه با نرخ δ مستهلک می‌شود و S سهمی از ستاده است که مطابق با مدل رشد سولو-سوان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌شود. 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 می‌شود 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 می‌شود که فناوری، دانش فنی است که سرمایه انسانی، یعنی نیروی کار ماهر، عامل 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:

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

X_* ارزش افزوده کل کشور در بخش صنعت است و X_j ارزش افزوده منطقه j در بخش صنعت را نشان می‌دهد. در اینجا j معرف استان است. S^C_j میزان تمرکز بخش صنعت در منطقه j را نشان می‌دهد. 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:

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

فرم‌سنجی مدل رشد به صورت زیر خواهد بود:

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

که در رابطه ۲۷، $g_{it} = \ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i79}}\right)$ 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})، تجمیع فعالیت‌های 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 فعالیت صنعتی و تمرکز فعالیت صنعتی تابعی از رشد است.^۳ بنابراین طبق معادله ۱۸ و ۱۹، تمرکز فعالیت 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 فعالیت‌های صنعتی به صورت زیر است:

$$g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(a_{i79}) + \alpha_2 \ln(d_{22it}) + \alpha_3 \ln(AG_{it}) + \alpha_4 \ln(y_{i79}) + \alpha_5 dmm + \varepsilon_{lit} \\ \ln(AG_{it}) = \rho_0 + \rho_1 g_{it} + \rho_2 \ln(L_{it}) + \rho_3 d_{21it} + \rho_4 d_{22it} + \rho_5 \ln(E_{it}) + \varepsilon_{3it} \quad (۳۰)$$

که ε_{lit} ، ε_{3it} جزو خطای مدل هستند. رابطه ۳۰، سیستمی هم‌زمان است. هم‌زمانی 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 می‌یابد. افزایش درآمد دائمی موجب بیشتر شدن تقاضا برای تولیدات منطقه می‌شود 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 بنگاه‌ها به منطقه و افزایش تجمیع این بنگاه‌ها در منطقه می‌شود.

۱.۵. برآورد معادله تجمیع فعالیت‌های صنعتی

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

$$\ln(AG_{it}) = \rho_0 + \rho_1 g_{it} + \rho_2 \ln(L_{it}) + \rho_3 d_{21it} + \rho_4 d_{22it} + \rho_5 \ln(E_{it}) + \varepsilon_{3it} \quad (۳۱)$$

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

۱. هزینه حمل کالا، میانگین کرایه هر تن کیلومتر طی شده برحسب استان مبدأ در نظر گرفته شده که از سالنامه آماری حمل و نقل جاده‌ای گردآوری کرده‌اند.

۲. به دلیل وجود همبستگی احتمالی بین متغیر توضیحی استوکاستیکی AG و جزو اخلاص استوکاستیکی ε_{it} روش OLS ناسازگار خواهند بود؛ اما اگر جانشینی برای متغیر استوکاستیکی AG پیدا شود که با ε_{it} 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 AG و جزء اخلاص ε_{it} 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 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. روش داده‌های 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 پرونی فیشر (PPF)، 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 تجمیع فعالیت‌های صنعتی

معادله رشد	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله منهای یک	تعداد متغیرهای آزیب 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 بآبیش از حد مشخص
	شرط درجه‌ای و رتبه‌ای		

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 فعالیت‌های صنعتی در منطقه دارد. با افزایش رشد منطقه نیز تمرکز صنایع در منطقه افزایش می‌یابد که این نتیجه با نظریه جغرافیای اقتصادی جدید سازگار است.

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

طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵

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

منبع: محاسبات پژوهش/ تعداد مشاهدات = ۱۹۶

متغیر لگاریتم نیروی کار تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۵ درصد بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی دارد. به این معنی که با افزایش اندوخته نیروی کار در یک منطقه، نگاه‌ها به دلیل دسترسی راحت‌تر 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 می‌یابد. 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 فعالیت‌های صنعتی در منطقه است. بیشتر بودن مخارج خانوارها در یک منطقه، با فرض یکسان بودن شاخص قیمت‌ها 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 فعالیت‌های 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. 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 تجمیع فعالیت‌های صنعتی

معادله رشد	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله نهایی یک	تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده خارج‌مانده 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 اخلاص استوکاستیکی ε روش OLS ناسازگار خواهند بود. اما اگر جانشینی برای متغیر استوکاستیکی g پیدا شود که با ε 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 اخلاص ε ابتدا g را بر روی 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 داده‌های پانل نتایج آزمون ریشه واحد معتبر نیست (بالتاجی، ۲۰۰۵). بنابراین نیازی به آزمون ریشه واحد نیست.

نتایج برآورد مدل رشد منطقه‌ای در جدول ۴ ارائه شده است. برای مشخص شدن نوع تخمین مدل از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. مقدار این آماره در جدول ۴ آورده شده که براساس آن، مدل داده‌های تابلویی در مقابل Pooling تأیید می‌شود. برای مشخص شدن نوع تخمین مدل داده‌های 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 نمی‌زند.

طبق معادله ۳۲، رشد تابع پنج متغیر لگاریتم تمرکز فعالیت‌های صنعتی (LAG)، لگاریتم هزینه تحرک سرمایه انسانی بین استان‌ها (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 می‌یابد. براساس نظریه جغرافیای اقتصادی جدید، تمرکز صنعتی در یک منطقه، موجب دگرگونی‌هایی می‌شود: 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 می‌گذارد که در چارچوب مدل‌های 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 نشان‌دهنده هم‌گرایی درآمد سرانه به سمت حالتی پایدار است. در این مدل، متغیر مجازی استان‌های 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
C	۱/۹۷ ۱/۵۶ (۰/۱۱۸)
Lag	۰/۱۴۴ ۲/۲۵ (۰/۰۲۴)
Ly79	-۰/۲۱۶ -۲/۴۶ (۰/۰۱۴)
LD22	-۰/۰۲۲ -۲/۳۵ (۰/۰۱۹)
La79	۰/۲۷۴ ۰/۹۸ (۰/۳۲۵)
Dmm	۰/۱۷۰ ۱/۷۴ (۰/۰۸۲)
F لیمر	۱/۷۴ ۰/۰۵۳۲
آزمون هاسمن	۹/۷۷ ۰/۰۲۰
R ²	۰/۱۷
والد	۱۸/۸۹ (۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات پژوهش/ تعداد مشاهدات = ۱۹۶

۶. جمع‌بندی و پیشنهادها

براساس مباحث نظری مطرح‌شده تجمیع فعالیت‌های صنعتی از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی، موجب رشد منطقه می‌شود. افزایش رشد منطقه موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاها و خدمات می‌شود و محرکی برای جذب صنایع به منطقه است. بنابراین تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه و رشد منطقه بر تجمیع فعالیت‌ها اثرگذار است. همچنین نتایج برآورد الگوهای اقتصادسنجی رشد منطقه‌ای و تجمیع فعالیت‌های 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، زهرا، 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. فرهمند، 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 Wiley & 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., 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*.

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.

بیوست 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:

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

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 e_T 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 نامرتب 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:

$$y = (y_1', y_2', \dots, y_G') \\ R = \begin{bmatrix} R_1 & \circ & \dots & \circ \\ \circ & R_2 & \dots & \circ \\ \circ & \dots & \dots & R_G \end{bmatrix} \quad (6)$$

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

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

معادلات انجام می‌دهند. 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 $y_{ji} - \bar{y}_{ji}$ 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. به‌طور مشابه اگر انتقالات بین گروهی با بالاوند ۰ نشان داده شود، y_j^0 نشان‌دهنده \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 پرون‌زایی به کار برده‌اند که در آن عرض از مبدأ دارای ضریبی است که برای مشاهدات (افراد)، تغییرپذیر است. در این مطالعه، اشمیت و کرونول نشان داده‌اند که چنین مجموعه متغیرهایی، همانند معادلات ساختاری دیگر هستند. به‌طور کلی الگوهای مطرح‌شده در این قسمت، برای زمانی که فرض اثرهای ثابت برای افراد (مشاهدات) وجود دارد و هنگامی که در داده‌های تابلویی تعداد افراد (N) نسبت به دوره زمانی (T)، بزرگ‌تر باشد، مناسب است. در چنین حالتی همان‌طور که نی‌من و اسکات^۱ (۱۹۴۸)، اندرسون^۲ (۱۹۷۹) و چمبرلین^۳ (۱۹۸۰)، اشاره کرده‌اند، روش حداکثر درست‌نمایی هر چند کاراتر است؛ اما تخمین‌زننده سازگاری نیست. بنابراین روش مناسب‌تر برای تخمین چنین معادلاتی روش‌های حداقل مربعات تک‌معادله‌ای (دو یا سه مرحله‌ای) است.

۲. معادلات هم‌زمان، داده‌های تابلویی و اثرهای تصادفی

در حالت اثرهای تصادفی، همه یا تعدادی از متغیرهای پرون‌زا با اجزای خطا در ارتباط‌اند. این حالت به کارگیری متغیرهای ابزاری و روش حداقل مربعات تک‌معادله‌ای را اشخاصی مانند هاسمن و تیور

1. Neyman and Scott
2. Anderson
3. Chamberlain

(۱۹۸۱)، آمیما 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 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 $(\alpha_{1i}, \dots, \alpha_{Gi})'$ به صورت نرمال توزیع شده و $iid(0, \varepsilon_\alpha)$ است.
 ۲. اجزای تصادفی برای فرد i در زمان t عبارت است از $(\varepsilon_{1it}, \dots, \varepsilon_{Git})'$ 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 $\Omega = \sum_1^{-1} \otimes Q_V + \sum_2^{-1} \otimes P_V$ 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 $\delta_{2,j}^2 = \sum_{2,jj}$ و $\delta_{1,j}^2 = \sum_{1,jj}$ است. بنابراین:

$$\Omega_{jj}^{-1} = \frac{1}{\delta_{1,j}^2} Q_V + \frac{1}{\delta_{2,j}^2} P_V \quad (12)$$

$$\Omega^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{\delta_{1,j}} Q_V + \frac{1}{\delta_{2,j}} P_V \quad (13)$$

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 $\Omega_{11} = Cov(u_1)$ است، ضرب شود، معادله زیر به دست می‌آید (بروش و همکاران، ۱۹۸۹):

$$\Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} y_1 = \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} R_1 \xi_1 + \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} u_1 \quad (14)$$

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:

$$\hat{\xi}_1 = \left[R_1' \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} P_A \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} R_1 \right]^{-1} R_1' \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} P_A \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} y_1 \quad (15)$$

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

است، معادله ۱۵ را به شکل زیر نیز می‌توان نوشت:

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

پیوست ۲. شاخص تجمیع فعالیت‌های 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