تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد در ایران

زهرا دهقان شبانی[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰٤/۱۷ 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 عمدهٔ 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 به‌دست‌آمده در بخش نظری، الگوی اقتصادسنجی طراحی شده است. این الگو نوعی دستگاه معادلات هم‌زمان است که برای ۲۸ استان ایران، طی دورهٔ 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، هزینهٔ حمل کالا، مخارج خانوار و هزینهٔ تحرک سرمایهٔ انسانی بر تجمیع فعالیت‌های صنعتی را نشان می‌دهد. همچنین تأثیر مثبت تجمیع فعالیت‌های صنعتی و سطح دانش منطقه از یک سو و تأثیر منفی هزینهٔ تحرک سرمایهٔ انسانی و تولید سرانهٔ 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 به‌سختی می‌توان آن‌ها را از هم جدا کرد. ظهور و تسلط تمرکز فضایی فعالیت‌های اقتصادی، یکی از واقعیت‌هایی است که کوزنتس 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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

مورخان اقتصادی،[1] به‌ویژه دربارهٔ تحولات صنعتی اروپا طی قرن نوزدهم گزارش کرده‌اند (بالدوین و مارتین[2]، ۲۰۰۳) و نیز در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید بررسی کرده‌اند.

تجمیع فعالیت‌های صنعتی ازطریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی[3] موجب رشد منطقه می‌شود. صرفه‌جویی ناشی از تجمیع 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 ازطریق 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،[4] ۲۰۰۹). بنابراین، تجمیع 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، درنتیجهٔ ایجاد کالاهای متنوع و همچنین افزایش دستمزد واقعی، بیشتر شده است. افزایش درآمد دائمی موجب بیشترشدن 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 تجمیع فعالیت‌ها بر رشد منطقه و رشد منطقه بر تجمیع فعالیت‌ها اثرگذار است.

هدف مطالعهٔ حاضر، تحلیل تأثیر متغیر تجمیع 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 تجمیع 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 تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای

ارتباط بین رشد اقتصادی و تجمیع در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید (NEG[5]) بررسی شده است. این مدل‌ها، تمرکز خود را بر نحوهٔ استقرار تجمیع‌های اقتصادی قرار داده و چگونگی استقرار فعالیت‌ها را

1. Economic historians
2. Baldwin and Martin
۳. صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی ایستا و پویا وجود دارد. صرفه‌جویی ناشی از تجمیع ایستا یک بار موجب انتقال به‌سمت پایین در منحنی هزینهٔ صنعت می‌شود. برعکس، صرفه‌جویی ناشی از تجمیع پویا موجب انتقال پیوسته در هزینهٔ صنعت می شود که در طول زمان ادامه دارد.
4. Martin et al
5. New Economic Geographic

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

ازطریق مکانیزم‌های پایهٔ خرد و در چارچوب تعادل عمومی تعیین کرده‌اند (فوجیتا و موری،[1] ۲۰۰۵؛ اتاویانا و تیسه،[2] 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، زمانی‌که اقتصاد به تعادل دست یافت، هیچ تغییری در اقتصاد رخ نمی‌دهد؛ مگر اینکه شاخص‌ها به‌صورت 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، درنظر نمی‌گیرد. به‌دلیل چنین ضعفی، مدل‌های NEG به مجموعه‌ای پویا گسترش یافتند که به مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید معروف‌اند.

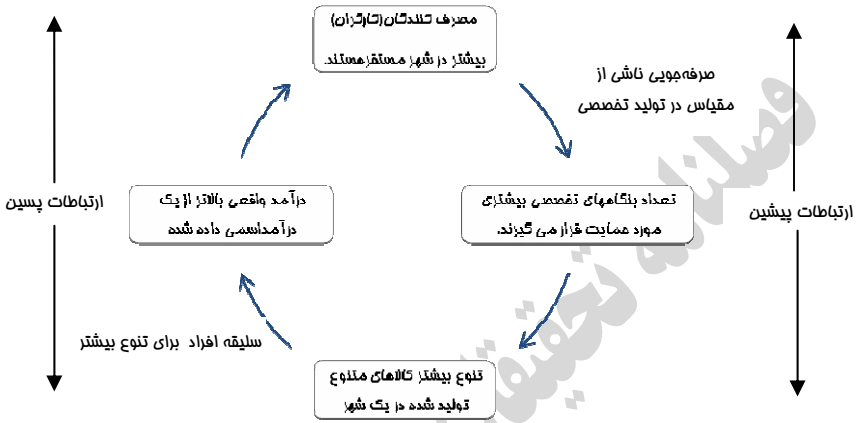
این مدل‌های رشد درون‌زا به مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید پیوند خورد و بخش تحقیق و توسعه[3] (R&D) به چارچوب جغرافیای اقتصادی جدید اضافه شد. در مدل رشد درون‌زا هدف بررسی این است: چگونه فعالیت اقتصادی جدید، یعنی رشد اقتصادی، ازطریق ابداعات به‌وجود می‌آید. در مدل NEG هدف تحلیل، این موضوع است: چگونه این فعالیت‌های اقتصادی یعنی بنگاه‌های جدید استقرار می‌یابند و چرا آن‌ها به‌طور فضایی متمرکز می‌شوند. بنابراین، در مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید، فرایند خلق فعالیت‌های اقتصادی و فرایند استقرار و رشد به‌عنوان 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،[4] ۱۹۹۵). چنانچه بخش ابداعات از محصولات بخش صنعتی به‌عنوان مواد واسطه استفاده کند، به‌دلیل وجود هزینهٔ حمل‌ونقل، 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، دامنهٔ گسترده‌ای از کالاهای متنوع ایجاد می‌شود و درآمد واقعی منطقه، به‌دلیل ایجاد کالای متنوع افزایش می‌یابد. افزایش درآمد واقعی منطقه موجب جذب نیروی‌کار 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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

تقاضای مصرفی منطقه فزونی یافته و با افزایش سرریزهای دانش در منطقه، بنگاه‌های صنعتی بیشتری در منطقه تجمیع می‌یابد. این چرخه به‌صورت تجمعی و دُوری ادامه می‌یابد و منجر به رشد منطقه و تجمیع بیشتر فعالیت‌ها در منطقه می‌شود (بالدوین[1] و مارتین[2]، ۲۰۰۳؛ اتاویانا[3]، ۲۰۱۰).



شکل ۱. علیت دوری در تجمیع بنگاه‌ها و رشد

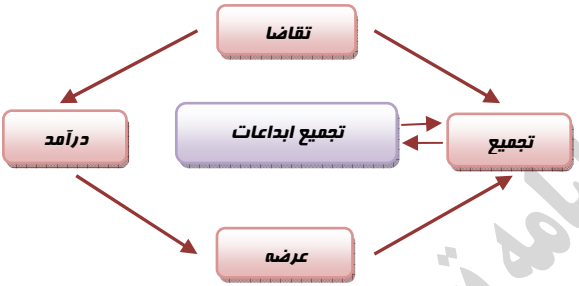
منبع: فوجیتا و کروگمن (۱۹۹۵)

طبق شکل ۱، چنانچه اندازهٔ تقاضای محلی در یک منطقه بزرگ باشد، بنگاه‌ها به‌دلیل 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 به‌دلیل افزایش درآمد و رشد، برای کالاها دامنهٔ گسترده‌ای از کالاهای متنوع را ایجاد می‌کند. نیز تأثیرات درآمد واقعی باعث می‌شود نیروی‌کار جدید و مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های جدید جذب شوند. این تحولات در محدودهٔ وسیعی از پیوندهای پسین محلی و پیوندهای پیشین محلی ظاهر می‌شوند. در پیوندهای پسین محلی، عرضهٔ 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 ایجادشده در سطح بنگاه مرزی، به بازدهی فزاینده در سطح یک منطقه تبدیل می‌شود (اتاویانا و همکاران، ۲۰۰۱). با بیشترشدن تقاضای محلی و صرفه‌جویی داخلی نسبت به مقیاس، این

1. Baldwin
2. Martin
3. Ottaviano

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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 فزونی می‌یابد و موجب جذب بنگاه‌های بیشتری به منطقه می‌شود.



شکل ۲. علیت تجمعی در مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید

منبع: دستاوردهای محقق

۳. پیشینهٔ 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 تحت‌تأثیر قرار دهد؛ زیرا تغییر در ذخیرهٔ سرمایهٔ منطقه‌ای، اندازهٔ نسبی بازارهای منطقه‌ای را تغییر می‌دهد و این ازطریق 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 نظریهٔ رشد درون‌زا را به نظریهٔ استقرار پیوند می‌زند. در مدل ایشان، سه بخش تولیدی کالای مدرن و سنتی و بخش ابداعات وجود دارد. همچنین دو منطقهٔ شمال و جنوب وجود دارد که این دو منطقه به‌جز در سرمایه که در منطقهٔ شمال سرمایهٔ بیشتری وجود دارد، در بقیهٔ عوامل و شرایط مانند یکدیگرند. مدل در دو حالت بررسی می‌شود: در حالت اول در بخش ابداعات سرریزهای کلی،[1] وجود دارد و در حالت دوم در بخش ابداعات سرریزهای محلی[2] وجود دارد. نتایج حاصل از این

1. Global Spillover
2. Local Spillover

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

مدل‌ها، به این صورت است: زمانی‌که 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 تجمیع» مدلی ارائه کردند که نرخ رشد و تجمیع 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 تجمیع، یعنی تجمیع بنگاه‌های بخش مدرن، ایجاد می‌شود و آن بدین صورت که رشد تجمیع را به‌وجود می‌آورد و تجمیع رشد را تقویت می‌کند.

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

بالدوین و مارتین (۲۰۰۴) در مقاله‌ای با عنوان «تجمیع و رشد منطقه‌ای»، تلاش کردند تا برخی ارتباطات بین رشد و تجمیع را توضیح دهند. مقالهٔ آنان در سه بخش تنظیم شده است. در دو بخش اول مقاله، مدل‌های رشد و تجمیع بدون تحرک سرمایه بررسی شده و در بخش پایانی مقاله، مدل رشد و تجمیع با تحرک کامل سرمایه مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این مقاله، بدین صورت است: ۱. زمانی‌که هزینه‌های مبادله زیاد باشد، نبود تحرک سرمایه منجر به هم‌گرایی بین دو منطقه می‌شود. در حالت تحرک کامل، هر توزیع اولیهٔ 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. زمانی‌که هزینه‌های تجارت کم است، نبود تحرک سرمایه منجر به واگرایی بین دو منطقه می‌شود و توزیع اولیه هرچه باشد، همهٔ سرمایه در یک منطقه انباشت می‌شود. اما با تحرک سرمایه، همهٔ سرمایه به‌طور کامل به شمال نمی‌رود و برخی بنگاه‌ها در جنوب تولید خواهند کرد. ۳. در حالت تحرک سرمایه، یعنی سرمایهٔ فیزیکی یا ابداعات تجارت‌کردنی، مانند حق ثبت اختراع، شاخص کلیدی برای توزیع درآمد منطقه‌ای برون‌زاست (توزیع اولیهٔ سرمایه) و در حالت نبود تحرک سرمایه (سرمایهٔ انسانی)، شاخص کلیدی سطح هزینه‌های مبادله است.

مدل مینروا و اتاویانا[1] (۲۰۰۹) در مقاله‌ای با عنوان «نظریه‌های رشد دورن‌زا: مزایای تجمیع و هزینه‌های حمل‌ونقل»، چارچوبی نظری برای مطالعهٔ اثر زیرساخت‌هایی چون حمل‌ونقل و ارتباطات و تجمیع بر رشد اقتصادی و نبود توازن منطقه ارائه کرده است. آنان هزینهٔ حمل‌ونقل را مانع انتقال کالا و هزینهٔ ارتباطات را

1. Minerva & Ottaviano

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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 درعوض بهبود زیرساخت‌ها در منطقهٔ پیرامون، به رشد و تجمیع ضرر می‌رساند. ثانیاً، بهبود ارتباطات بین‌منطقه‌ای به‌جای اینکه نابرابری منطقه‌ای را کاهش دهد، آن‌ها را افزایش می‌دهد؛ زیرا بهبود زیرساخت حمل‌ونقل و ارتباطات بین مناطق مرکز و پیرامون، نه‌تنها رشد بلکه تجمیع را تقویت می‌کند.

٤. الگوی تحقیق[1]

فرض کنید در کشور، دو منطقه وجود دارد که آن‌ها را منطقهٔ ۱ و منطقهٔ ۲ می‌نامند. مناطق جمعیت (L) و ذخیرهٔ سرمایه کاملاً مشابه دارند. ساکنان هر منطقه (L) مصرف‌کننده و تولیدکننده و نیروی‌کار هستند. بنابراین جمعیت هر منطقه، برابر با نیروی کار است که فرض می‌شود نمی‌توانند بین دو منطقه جابه‌جا شوند.[2]

در این مدل، همچنین فرض می‌شود که دو دسته کالا تولید می‌شود. دستهٔ اول، کالاهای همگن (T) که کالای سنتی نیز نامیده می‌شود و دستهٔ دوم کالاهای متمایز (M) که کالای مدرن نیز خوانده می‌شود.

همهٔ کالاها، کالاهای نهایی هستند که به مصرف نهایی می‌رسند؛ اما کالای مدرن علاوه‌بر مصرف نهایی به‌عنوان نهادهٔ 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.[3]

هر نوآوری به ثبت می‌رسد که در اینجا فرض می‌شود حق ثبت اختراع عمر بی‌نهایت دارد. مالکیت اولیهٔ 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 منطقهٔ ۱ یا منطقهٔ ۲ فروخته می‌شود. در این مدل

---

۱. در نوشتن این قسمت، از مقالهٔ مارتین و اتاویانا (۲۰۰۱) با عنوان «تجمیع و رشد اقتصادی منطقه» و مقالهٔ مینروا و اتاویانا (۲۰۰۹) با عنوان «نظریهٔ 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، اندازهٔ 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

همچنین فرض می‌شود که هر دو منطقهٔ ذخیره، حق ثبت اختراع مساوی دارند. منظور از حق ثبت اختراع همان ذخیرهٔ دانش است. ذخیرهٔ دانش هر منطقه (W_0) فرض می‌شود. همان‌طور که گفته شد ذخیرهٔ 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 بین‌منطقه‌ای 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 ازنظر موجودی اولیهٔ عوامل تولید یعنی نیروی کار و ذخیرهٔ سرمایه، کاملاً مشابه‌اند، برای پیداکردن مسیر رشد، منطقهٔ ۱ را نماینده می‌کند و مسیر رشد به‌دست می‌آید. چنانچه تحلیل‌ها از منطقهٔ ۲ شروع شود و منطقهٔ ۲، منطقهٔ نماینده باشد، نتایج کاملاً مشابهی حاصل می‌شود.

در بخش مصرف فرض می‌شود که فرم تابع مطلوبیت مصرف‌کنندهٔ نماینده که در منطقهٔ ۱ ساکن است، به‌صورت ریسک‌گریزی نسبی ثابت و به فرم لگاریتمی است که کشش جانشینی بین زمانی آن برابر با یک می‌شود. مطلوبیت کل دوران زندگی این مصرف‌کنندهٔ نماینده به‌صورت زیر است:[۲]

$$U^i = \int_0^\infty \log(M(t)^\alpha T(t)^{1-\alpha}) e^{-\rho t} dt \qquad (۱)$$

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

---

۱. در این مدل فرض شده که نیروی کار قابلیت جابه‌جایی ندارد؛ اما دانش که به‌صورت حق ثبت اختراع است، می‌تواند بین مناطق جابه‌جا شود. بدین معنی که بخش تحقیق و توسعه که تولیدکنندهٔ نوآوری است، حق ثبت اختراع خود را می‌تواند به بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای مدرن در منطقهٔ ۱ و ۲ بفروشد.

۲. فرض می‌شود تابع مطلوبیت مورد استفاده در این تحقیق (U) روی مجموعهٔ 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 $\lim_{C\to 0}(C)' = +\infty$ و $\lim_{C\to\infty}(C)' = 0$، 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) به‌صورت زیر است.

$$U(C) = \begin{cases} \dfrac{C^{1-\theta}}{1-\theta} & for \quad \theta > 0, \theta \neq 1 \\ LnC & \theta = 1 \end{cases}$$

در این مدل θ یعنی نرخ هموارکنندهٔ 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

سهم مخارج اختصاص‌یافته به کالای M است. کالای M به پیروی از دیکسیت و استیگلیتز[1] (۱۹۷۷)، شامل تعداد تنوعات موجود است که شاخص این کالا به‌صورت زیر است:

$$M(t)=[\int_{i=0}^{N(t)} M_i(t)^{1-\frac{1}{\sigma}}di]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\sigma}}} \qquad (۲)$$

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 منطقهٔ 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 بودجهٔ مصرف‌کننده، یعنی نیروی کار، نماینده در منطقهٔ ۱ (Y) به‌صورت زیر است:

$$Y=\int_{i=1}^{n} p_i M_i + \int_{j=n+1}^{N} p_j M_j + P_T T \qquad (۳)$$

که P_T قیمت کالای T و P_i قیمت تنوع iام در منطقهٔ ۱ و P_j قیمت تنوع jام در منطقهٔ ۲ است و n تعداد تنوعات تولیدشده در منطقهٔ ۱ است و $N=n+n^*$.

با حداکثرکردن مطلوبیت مصرف‌کنندهٔ نماینده نسبت‌به قید بودجه دیده می‌شود 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 می‌کنند. سهم مخارج بر روی کالای مدرن به نسبت قیمت‌های نسبی این کالاهای مدرن بر روی آن‌ها توزیع می‌شود. تابع تقاضای کالای مدرن i و کالای سنتی T به‌صورت زیر است:[2]

$$M_i=\frac{p_i(t)^{-\sigma}}{P(t)^{1-\sigma}}\alpha Y(t) \qquad (۴)$$

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

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

$$P(t)=[\int_{i=0}^{N(t)} p_i(t)^{1-\sigma}di]^{\frac{1}{1-\sigma}} \qquad (۵)$$

1. Dixit & Stiglitz

۲. توابع تقاضا از حداکثرکردن مطلوبیت مصرف‌کنندهٔ نماینده (رابطهٔ ۱) نسبت‌به قید بودجه (رابطهٔ ۳) به‌دست می‌آید.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

با حداکثرکردن مطلوبیت غیرمستقیم نسبت‌به قید بودجهٔ بین‌زمانی، داریم:

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

در سمت تولید، کالای سنتی تحت شرایط رقابت کامل و بازدهی ثابت نسبت‌به مقیاس تولید می‌شود. نیروی‌کار تنها نهادهٔ لازم در تولید این کالاست. 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 به‌صورت زیر است:

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

برای ساده‌کردن روابط، فرض شده که کالای T کالای شمارشگر است. بنابراین، قیمت آن به یک نرمال می‌شود. طبق شرط حداکثرکردن 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 ازآنجا که $P_T = 1$ است، بنابراین $P_L = 1$ می‌شود.

همچنین فرض شده که تقاضا برای کالای سنتی در کل اقتصاد به‌اندازهٔ کافی بزرگ است؛ به‌گونه‌ای 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 هزینهٔ 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 نسبت‌به مقیاس تولید می‌شوند. در تولید کالاهای مدرن هزینه‌های ثابت و متغیر وجود دارد. هزینه‌های متغیر بنگاه مربوط‌به نیروی‌کار است که برای هر واحد تولید کالای مدرن λw واحد هزینهٔ نیروی کار لازم است. ازآنجاکه در اینجا دستمزد نیروی کار یک است، میزان هزینهٔ هر واحد نیروی کار λ است. هزینهٔ ثابت بنگاه مربوط‌به خرید حق ثبت اختراع و هزینهٔ متغیر آن مربوط‌به دستمزد نیروی کار است.

ذخیرهٔ 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

ذخیرهٔ دانش به‌صورت آزادانه بین مناطق مبادله شود، در آن صورت تعداد کالای متنوع یا متمایز ایجادشده به‌صورت درون‌زا توسط تصمیم به ورود بنگاه‌ها تعیین می‌شود.[۱]

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

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

طبق این فرض، منطقهٔ ۱، منطقهٔ مرکز توسعه‌یافته و منطقهٔ ۲، منطقهٔ پیرامون درحال توسعه درنظر گرفته شده است.

ازآنجاکه کالای مدرن در بازار رقابت انحصاری تولید می‌شود، قیمت بهینه برای هر کالای مدرن که از حداکثرکردن سود به‌دست می‌آید، به‌صورت $p = \frac{P_L \lambda \sigma}{\sigma - 1}$ است و چون دستمزد برابر با یک است، قیمت مساوی با $p = \frac{\lambda \sigma}{\sigma - 1}$ است.

سود عملیاتی تولیدکنندهٔ 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 $H_M(t)$ عرضهٔ بهینهٔ محصول بنگاه نوعی تولیدکنندهٔ 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 ذخیرهٔ دانش یعنی اختراع جدید نیاز دارد. هر بنگاه جدید می تواند یک کالای متمایز تولید کند

۲. هزینهٔ 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 هزینهٔ حمل‌ونقل یا هزینه‌های دیگر است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

شایان ذکر است قیمتی که مصرف‌کننده برای کالاها می‌پردازد، شامل هزینهٔ حمل‌ونقل هم می‌شود. بنابراین قیمت مصرف‌کننده به پیروی از مینروا و اتاویانا (۲۰۰۹) به‌صورت زیر است:

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

با استفاده از شاخص قیمت رابطهٔ ۵ و درنظرگرفتن روابط ۸، شاخص قیمت به‌صورت 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 بنگاه‌های مستقر در منطقهٔ 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 ذخیرهٔ موجودی سرمایهٔ دانش است. شاخص $\theta_{11} = (\gamma_{11})^{1-\sigma}$ و $\theta_{22} = (\gamma_{22})^{1-\sigma}$ و $\theta_{12} = (\gamma_{12})^{1-\sigma}$ به‌ترتیب 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 درون‌منطقه‌ای منطقهٔ ۱ بهتر از منطقهٔ ۲ است و زیرساخت‌های درون‌منطقه‌ای از زیرساخت‌های بین‌منطقه‌ای بهتر است.[۱]

همان‌طورکه گفته شد، ابداعات که منشأ تولید کالاهای مدرن جدیدند و منبع رشد منطقه‌اند، در بخش تحقیق و توسعه صورت می‌گیرد. این بخش همان‌طورکه 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 به‌دلیل سرریزهای ناشی از ابداعات گذشته و سرریز ناشی از ابداعات در سایر مناطق تداوم دارد که بهره‌وری محققان را ازطریق انباشت سرمایه افزایش می‌دهد. بخش ابداعات تحت شرایط رقابت کامل و بازدهی ثابت نسبت‌به مقیاس عمل می‌کند (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹).

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

---

۱. گذاشتن این فرض به این دلیل است که زیرساخت حمل‌ونقل بهتر، موجب کاهش هزینهٔ تولید نهایی ابداعات در منطقهٔ ۱ و همچنین جذب بنگاه‌های مدرن به آن منطقه می‌شود. جذب این بنگاه‌ها به منطقهٔ ۱ باعث می‌شود که منطقهٔ ۱ به‌عنوان مرکز و منطقهٔ ۲ به‌صورت پیرامون عمل کند. نیز مدل طراحی‌شده در چارچوب مدل مرکز و پیرامون قرار گیرد که در آن تعادل وجود دارد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

$$\dot{W}(t) = A(t)[\frac{M(t)}{\varepsilon}]^{\varepsilon}[\frac{L_I}{1-\varepsilon}]^{1-\varepsilon} \qquad (۱۰)$$

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 $M(t)$ سبدی 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 تحت‌تأثیر سرریزهای دانش است. $A(t)$ به‌صورت زیر است :

$$A(t) = AW^{T}(t)^{\mu}[(1-w_{11})\beta + (1-w_{12})(1-\beta)]^{\mu} \qquad (۱۱)$$

که A یک مقدار ثابت مثبت و $W^{T}(t)$ کل ذخیرهٔ دانش موجود در هر دو منطقه، μ شاخص مثبت است که μ شدت سرریزهای دانش را نشان می‌دهد. β سهم بنگاه‌های موجود در منطقهٔ ۱ از کل بنگاه‌های موجود در دو منطقه است و $(1-w_{11})$ و $(1-w_{12})$ که بین صفر و یک هستند، به‌ترتیب میزان نشر دانش از بنگاه‌های منطقهٔ ۱ به بخش تحقیق و توسعهٔ منطقهٔ ۱ و میزان نشر دانش از بنگاه‌های منطقهٔ ۲ به بخش تحقیق و توسعهٔ منطقهٔ ۱ است که به‌وسیلهٔ هزینه‌های ارتباطات محدود شده است. w_{11} و w_{12} بین صفر و یک هستند. هزینهٔ ارتباطات شامل هزینهٔ 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 منطقهٔ ۱ بهتر از منطقهٔ ۲ و زیرساخت‌های درون‌منطقه‌ای از بین‌منطقه‌ای بهتر است[۱].

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

با استفاده از تابع تولید بخش ابداعات و استفاده از قضیهٔ دوگانگی می‌توان تابع هزینهٔ این بخش را به‌دست آورد. هزینهٔ نهایی مرتبط با این تابع هزینه به‌صورت زیر است:

$$S(t) = \frac{P(t)^{\varepsilon} w^{1-\varepsilon}}{A(t)} = \frac{\eta}{N(t)[(1-w_{11})\beta + (1-w_{12})(1-\beta)]^{1-\frac{\varepsilon}{\sigma-1}}[(\gamma_{11})^{1-\sigma}\beta(t) + (\gamma_{12})^{1-\sigma}(1-\beta(t))]^{\frac{\varepsilon}{\sigma-1}}} \qquad (۱۲)$$

۱. گذاشتن این فرض به این دلیل است که زیرساخت حمل‌ونقلِ بهتر موجب کاهش هزینهٔ تولید نهایی ابداعات در منطقهٔ ۱ و همچنین جذب بنگاه‌های مدرن به منطقهٔ ۱ می‌شود. جذب این بنگاه‌ها به منطقهٔ ۱ باعث می‌شود که منطقهٔ ۱ به‌عنوان مرکز و منطقهٔ ۲ به‌صورت پیرامون عمل کند و مدل طراحی‌شده در چارچوب مدل مرکز و پیرامون قرار گیرد که در آن یک تعادل وجود دارد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

که $\eta = \frac{P^{\varepsilon}}{A}$ 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[1] (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹؛ مارتین و اتاویانا، ۲۰۰۱؛ بالدوین و فورسلید[2]، ۲۰۰۰؛ ایوانز[3] و همکاران، ۱۹۹۸). با افزایش $N(t)$ هزینهٔ 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.

به‌دلیل این فرض که زیرساخت ارتباطی در منطقهٔ ۱ بهتر از منطقهٔ ۲ است، هزینهٔ نهایی ابداعات در منطقهٔ ۱ کمتر است. بنابراین تحت شرایط رقابت کامل در تولید بخش ابداعات، بخش تحقیق و توسعه در منطقهٔ ۱ مستقر شده و رشد بلندمدت به‌طور کامل از ابداعات منطقهٔ ۱ ایجاد می‌شود.

همان‌طورکه پیش‌تر گفته شد، ارزش ابداعات یعنی حق ثبت اختراع، برابر با ارزش بنگاهی است که از آن حق ثبت اختراع استفاده کرده است. برای محاسبهٔ ارزش بنگاه، باید ارزش فعلی جریان سود بنگاه محاسبه شود که به‌صورت زیر است:

$$v = \int_{t}^{\infty} e^{-(R(s)-R(t))} \frac{\beta H_M(s)}{\sigma - 1} ds \qquad (۱۳)$$

$R(t)$ عامل تنزیل در زمان t است. چنانچه از معادلهٔ بالا نسبت‌به زمان مشتق گرفته شود:

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

که

$$r(t) = \frac{\dot{v}(t)}{v(t)} + \frac{\pi(t)}{v(t)} \qquad (۱۴)$$

معادلهٔ ۱۵ را معادلهٔ آربیتراژ می‌گویند که نرخ بهره $r(t)$ بر روی دارایی بدون ریسک پرداخت می‌شود. معادلهٔ 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[4] و $\frac{\pi(t)}{v(t)}$ بیان

۱. همان‌طورکه لوکاس (۱۹۸۸) نشان داده است، مدل‌های رشد درون‌زا تنها زمانی که فرض لبهٔ 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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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

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

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

تجمیع بنگاه‌ها به‌عنوان تابعی از رشد اقتصادی. تعادل شرط آربیتراژ، یعنی رابطهٔ ۱۴، به این موضوع اشاره می‌کند که همهٔ بنگاه‌ها مستقل از اینکه در کجا استقرار یافته‌اند، سود یکسانی به‌دست می‌آورند. ازآنجاکه سود برابر با $\pi(t) = \frac{\beta H_M(s)}{\sigma - 1}$ است، طبق معادلهٔ سود و شرط آربیتراژ، همهٔ بنگاه‌ها باید به مقیاس یکسانی در تولید محصول $H_M(t)$ دست یابند. با توجه به این نکته و با استفاده از رابطهٔ ۴ و ۸، شرایط تسویهٔ بازار[1] یعنی عرضهٔ مساوی تقاضا، برای بنگاه‌های منطقهٔ ۱ و منطقهٔ ۲ به‌صورت زیر است:

$$H_M(t) = \frac{P^{-\sigma}(\gamma_{11})^{1-\sigma}}{P(t)^{1-\sigma}}[\alpha Y(t)L + \varepsilon S(t)\dot{N}(t)] + \frac{P^{-\sigma}(\gamma_{12})^{1-\sigma}}{P^*(t)^{1-\sigma}}\alpha Y^*(t)L \qquad (۱۵)$$

$$H_M{}^*(t) = \frac{P^{-\sigma}(\gamma_{22})^{1-\sigma}}{P^*(t)^{1-\sigma}}\alpha Y^*(t)L + \frac{P^{-\sigma}(\gamma_{12})^{1-\sigma}}{P(t)^{1-\sigma}}[\alpha Y(t)L + \varepsilon S(t)\dot{N}(t)] \qquad (۱۶)$$

عبارت سمت راست، رابطهٔ ۱۵، بیان می‌کند کل تقاضا برای بنگاه‌های تولید کننده کالای مدرن منطقه (۱) را نشان می‌دهد که برابر با تقاضای منطقهٔ ۱ برای کالاهای مدرن به‌اضافهٔ تقاضای ساکنان منطقهٔ ۲ برای آن کالا و به‌اضافهٔ تقاضای بخش ابداعات برای کالای مدرن است. $H_M(t)$ و $H_M{}^*(t)$ به‌ترتیب میزان عرضهٔ بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای مدرن در منطقهٔ ۱ و ۲ است. تفاوت این دو در این است که بنگاه تحقیق و توسعه در منطقهٔ ۱ استقرا یافته‌اند. علامت ستاره بالای متغیرها نشان‌دهندهٔ متغیر مدنظر در منطقهٔ 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 رابطهٔ (۹) را در معادلهٔ (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:

$$H_M = \frac{(\sigma - 1)}{\lambda\sigma}\left[\frac{2\alpha YL + \varepsilon SNg}{N}\right] \qquad (۱۷)$$

1. Market Clearing

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

و استقرار بنگاه‌ها در منطقهٔ ۱ به‌صورت زیر است:[۱]

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

که طبق معادلهٔ ۱۸ هزینهٔ حمل‌ونقل که یک پراکسی برای فاصلهٔ اقتصادی است که بر تجمیع بنگاه‌ها اثرگذار 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 منطقهٔ ۱ آن را تولید می‌کنند. هرچه اندازهٔ بازار یعنی کارگران و بنگاه‌ها و بخش ابداعات بیشتر باشد، طبق رابطهٔ ۱۸، δ بزرگ‌تر است. هرچه δ بزرگ‌تر باشد، تجمیع بنگاه‌ها β در منطقهٔ ۱ بیشتر خواهد بود.

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

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

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

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

۱. فرمول استقرار بنگاه‌ها در منطقهٔ ۱، از قراردادن شاخص قیمت $P(t)=pN(t)^{\frac{1}{1-\sigma}}[(\gamma_{11})^{1-\sigma}\beta_t+(\gamma_{12})^{1-\sigma}(1-\beta_t)]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ در دو معادلهٔ (۳-۱۵) و (۳-۱۶) و سپس مساوی قراردادن دو رابطهٔ ۱۵ و ۱۶ به‌دست می‌آید.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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

$$\rho=-g+\frac{2\alpha YL+\varepsilon SNg}{\sigma SN}=\frac{2\alpha YL}{\sigma SN}-g(\frac{\sigma-\varepsilon}{\sigma}) \qquad (۲۰)$$

این مدل با تحمیل شرط تسویهٔ بازار نیروی‌کار بسته می‌شود، به این صورت که کل نیروی‌کار در اقتصاد (منطقهٔ ۱و۲)، $2L$ است که در اشتغال کامل هستند. میزان نیروی کار در بخش ابداعات $L_I=(1-\varepsilon)SNg$ و در تولید کالاهای مدرن $L_D=[\frac{(\sigma-1)}{\sigma}][2\alpha YL+\varepsilon SNg]$ و میزان نیروی کار در بخش تولیدات کالاهای همگن $L_Y=2(1-\alpha)YL$ است. بنابراین شرط اشتغال کامل به‌صورت زیر است:

$$2L=\frac{\sigma-\varepsilon}{\sigma}SNg+2\frac{\sigma-\alpha}{\sigma}YL \qquad (۲۱)$$

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

$$2YL=2L+\rho SN \qquad (۲۲)$$

که $2L$ برابر با درآمد نیروی‌کار و ρSN درآمد اضافی از ذخیرهٔ اولیهٔ سرمایهٔ دانش است (مینروا و اتاویانا، ۲۰۰۹).

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

$$g=\frac{\alpha}{\sigma-\varepsilon}\left(\frac{2L}{SN}\right)-\rho\frac{\sigma-\alpha}{\sigma-\varepsilon} \qquad (۲۳)$$

رابطهٔ بالا نشان می‌دهد که استقرا بنگاه‌ها بر رشد ازطریق هزینهٔ نهایی ابداعات (SN) اثر می‌گذارد. به‌ویژه اینکه با درنظرگرفتن رابطهٔ ۱۲، تجمیع بیشتر در منطقهٔ ۱ موجب ارزان‌ترشدن ابداعات و رشد سریع‌تر می‌شود.

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

$$g=\frac{\alpha}{\sigma-\varepsilon}\times\frac{2L}{\eta}[(1-w_{11})\beta+(1-w_{12})(1-\beta)]^{1-\frac{\varepsilon}{\sigma-1}}[(\gamma_{11})^{1-\sigma}\beta(t)+(\gamma_{12})^{1-\sigma}(1-\beta(t))]^{\frac{\varepsilon}{\sigma-1}}-\rho\frac{\sigma-\alpha}{\sigma-\varepsilon} \qquad (۲۴)$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

معادلهٔ ۲۴ نشان می‌دهد که تجمیع بنگاه‌های اقتصادی(β) در یک منطقه، متغیرهای هزینهٔ حمل‌ونقل کالا (γ_{11} و γ_{12}) و هزینهٔ انتقال ایده (w_{11} و w_{12}) و اندازهٔ 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 سرانهٔ سال پایه و تغییرات فناوری است که در آن تغییرات فناوری به‌صورت درون‌زا تعیین می‌شود.[۱]

$$g = f(a, y_{79}) \qquad (۲۵)$$

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

طبق معادلهٔ ۱۰ و ۱۱ الگوی تحقیق قسمت ۳، تغییرات فناوری (a) تابعی از هزینهٔ تحرک سرمایهٔ انسانی (d_{22})، سطح دانش منطقه[۲] (a_{79})، تمرکز فعالیت صنعتی[۳] (AG) است. بنابراین معادلهٔ تغییرات فناوری به‌صورت زیر است:

---

۱. برای استخراج این معادلهٔ رشد، تابع تولید کاب داگلاس به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t = (A_t L_t)^{1-\alpha} K_t^{\alpha} \qquad (۱)$$

که K_t سرمایه در زمان t، L_t نیروی کار و A_t سطح فناوری است. کار و فناوری به‌ترتیب 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 رابطهٔ فوق بر L_t تقسیم شود، سپس از آن لگاریتم گرفته و به‌صورت تفاضل مرتبهٔ اول بازنویسی شود، معادلهٔ رشد زیر حاصل خواهد شد:

$$Lny_t - Lny_{t-1} = (1-\alpha)[LnA_t - LnA_{t-1}] + \alpha[Lnk_t - Lnk_{t-1}] \qquad (۲)$$

که در آن y_t درآمد سرانه در زمان t و k_t سرمایهٔ سرانه است. براساس رابطهٔ ۲، اگر معادلهٔ حرکت درآمد سرانه را به‌دست آید و حول معادلهٔ مقادیر پایا بسط یابد، معادلهٔ رشد معروف سولو-سوان حاصل می‌شود که در آن رشد، تابعی از تغییرات فناوری و درآمد سرانهٔ 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 سرمایهٔ انسانی، یعنی نیروی کار ماهر، عامل اصلی ایجادکنندهٔ آن است. بنابراین در این مقاله، سرمایهٔ انسانی پراکسی برای سطح دانش موجود در منطقه درنظر گرفته شده است.

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

$$S^C{}_j = \frac{X_j}{\sum_{j=1}^{J} X_j} = \frac{X_j}{X_*} \qquad j = 1,\ldots, J$$

X_* ارزش افزودهٔ کل کشور در بخش صنعت است و X_j ارزش افزودهٔ منطقه j در بخش صنعت را نشان می‌دهد. در اینجا j معرف استان است. $S^C{}_j$ میزان تمرکز بخش صنعت در منطقهٔ j را نشان می‌دهد. این شاخص بین صفر و یک است. اگر صنعت به‌طور کامل در یک منطقه

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

$$a = f(d_{22}, AG, a_{79}) \quad (۲۶)$$

با جایگذاری تغییرات فناوری در تابع رشد خواهیم داشت:

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

فرم‌سنجی مدل رشد به‌صورت زیر خواهد بود:

$$g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(a_{i79}) + \alpha_2 Ln(d_{22it}) + \alpha_3 Ln(AG_{it}) + \alpha_4 Ln(y_{i79}) + \alpha_5 dmm + \varepsilon_{1it} \quad (۲۷)$$

که در رابطه ۲۷، $g_{it} = Ln(\frac{y_{it}}{y_{i79}})$ رشد منطقه لگاریتم تولید سرانهٔ منطقه در سال t به تولید سرانهٔ منطقه در سال ۱۳۷۹، هزینهٔ تحرک سرمایهٔ انسانی[1] (d_{22})، سطح دانش منطقه (a_{79})، تجمیع فعالیت‌های صنعتی(AG)، درآمد سرانهٔ سال ۱۳۷۹ منطقه (y_{79}) و متغیر دامی برای استان‌های مرکز[2] (dmm) است. زیرنویس i نشان‌دهندهٔ استان‌های کشور که i=1,2,…,28 و زیرنویس t بیانگر زمان که t=1379,…1385 است.

طبق الگوی تحقیق (که در بخش۳ مقاله توضیح داده شده است)، رشد تابعی از تمرکز فعالیت صنعتی و تمرکز فعالیت صنعتی تابعی از رشد است.[3] بنابراین طبق معادلهٔ ۱۸ و ۱۹، تمرکز فعالیت صنعتی نیز یک متغیر درون‌زا و تابعی از رشد اقتصادی، هزینهٔ تحرک سرمایهٔ انسانی، هزینهٔ حمل کالا و مخارج خانوارها (E) است. بنابراین مدل تمرکز صنعتی به‌صورت زیر درنظر گرفته می‌شود:

$$AG = f(g, d_{21}, d_{22}, L, E) \quad (۲۸)$$

فرم تابعی این رابطهٔ تمرکز صنعتی به‌صورت زیر است:

$$Ln(AG_{it}) = \rho_0 + \rho_1 g_{it} + \rho_2 Ln(L_{it}) + \rho_3 d_{21it} + \rho_4 d_{22it} + \rho_5 Ln(E_{it}) + \varepsilon_{3it} \quad (۲۹)$$

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

۱. هزینهٔ بلیط هواپیما بین مناطق را به‌عنوان هزینهٔ حمل سرمایهٔ انسانی یعنی مهندسان و متخصصان، انتقال ایده درنظر می‌گیرند (کونلی و لیگون، ۲۰۰۲). برای محاسبهٔ این شاخص در استان‌های ایران، قیمت بلیط هواپیما برحسب استان مبدأ از دفاتر هواپیمایی و تعداد مسافران واردشده به استان مبدأ از سالنامهٔ آماری حمل‌ونقل 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

که در این معادله g رشد تولید منطقه، L نیروی کار، d_{21} هزینه حمل کالا،[۱] d_{22} هزینهٔ تحرک سرمایهٔ انسانی و E مخارج خانوارهاست.

با درنظرگرفتن معادلات ۲۷ و ۲۹، الگوی اقتصادسنجی رشد منطقه و تجمیع فعالیت‌های صنعتی به‌صورت زیر است:

$$g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(a_{i79}) + \alpha_2 Ln(d_{22it}) + \alpha_3 Ln(AG_{it}) + \alpha_4 Ln(y_{i79}) + \alpha_5 dmm + \varepsilon_{1it}$$
$$Ln(AG_{it}) = \rho_0 + \rho_1 g_{it} + \rho_2 Ln(L_{it}) + \rho_3 d_{21it} + \rho_4 d_{22it} + \rho_5 Ln(E_{it}) + \varepsilon_{3it} \qquad (۳۰)$$

که ε_{1it}، ε_{2it} جزو خطای مدل هستند. رابطهٔ ۳۰، سیستمی هم‌زمان است. هم‌زمانی این روابط، به این صورت است که رشد اقتصادی طبق نظریهٔ جغرافیای اقتصادی جدید تابعی از تمرکز فعالیت صنعتی است. با افزایش تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه، درآمد دائمی نیروی کار منطقه درنتیجهٔ ایجاد کالاهای متنوع افزایش می‌یابد. افزایش درآمد دائمی موجب بیشترشدن تقاضا برای تولیدات منطقه می‌شود و افزایش تولید منطقه به‌معنی افزایش رشد است. ازطرفی افزایش رشد منطقه، بر تقاضای منطقه اثرگذار 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 معادلهٔ تجمیع فعالیت‌های صنعتی

طبق معادلهٔ ۳۰، معادلهٔ تمرکز فعالیت صنعتی به‌صورت زیر است:

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

با توجه به شرط درجه‌ای و رتبه‌ای در قابلیت تشخیص معادله در سیستم هم‌زمان که در جدول ۱ آورده شده است، معادلهٔ تمرکز فعالیت صنعتی در سیستم معادلات، بیش‌ازحد مشخص است. بنابراین می‌توان آن را ازطریق روش 2SLS با متغیر ابزاری [۲] تخمین زد. این مدل برای ۲۸ استان ایران[۱] طی دورهٔ ۱۳۷۹ تا

---

۱. هزینهٔ حمل کالا، میانگین کرایهٔ هر تن کیلومتر طی‌شده برحسب استان مبدأ درنظر گرفته شده که از سالنامهٔ آماری حمل‌ونقل جاده‌ای گردآوری کرده‌اند.

۲. به‌دلیل وجود همبستگی احتمالی بین متغیر توضیحی استوکاستیکی AG و جزو اخلال ستوکاستیکی ε_1 روش OLS ناسازگار خواهند بود؛ اما اگر جانشینی برای متغیر استوکاستیکی AG پیدا شود که با ε_1 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 اخلال ε_1 ابتدا AG را بر روی تمامی متغیرهای ازپیش تعیین‌شده در کل سیستم و نه فقط بر روی متغیرهای معادلهٔ مدنظرگرس کرده و سپس از معادلهٔ تخمین‌زده‌شده $\hat{AG}$ را به‌دست آورده و در معادلهٔ ۳۱ قرار داده می‌شود. متغیرهای معادلهٔ مدنظر در اینجا نیروی کار، هزینهٔ تحرک نیروی انسانی، هزینهٔ حمل کالا، لگاریتم دانش منطقه، رشد تولید سرانهٔ 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

۱۳۸۵ برآورد شده است. در معادلهٔ تمرکز فعالیت صنعتی، رشد تولید استان (g)، هزینهٔ حمل کالا (d_{21}) و لگاریتم نیروی کار استان (LL) و هزینهٔ تحرک سرمایهٔ انسانی (d_{22}) بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی (AG) تأثیرگذارند. قبل از برآورد الگوی تمرکز صنعتی، لازم است که مانایی متغیرها آزمون شود. برای بررسی مانایی داده‌های پانل می‌توان از آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی فولی تعمیم‌یافته (ADF)، لوین و لین و چو (LLC)، دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر (ADFF) و فیلیپس-پرون-فیشر (FPF)، ایم پسران شین (IPS) و بریتانگ و هادری و... استفاده کرد. اما در این مقاله به‌دلیل کوتاه‌بودن بُعد زمانی داده‌های پانل، نتایج آزمون ریشهٔ واحد معتبر نیست (بالتاجی، ۲۰۰۵).[۲] بنابراین نیازی به آزمون ریشهٔ واحد نیست.

جدول ۱. قابلیت تشخیص معادلهٔ تجمیع فعالیت‌های صنعتی

معادلهٔ رشد	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله منهای یک	تعداد متغیرهای ازپیش تعیین‌شدهٔ خارج‌مانده از معادله	قابلیت تشخیص
شرط‌درجه‌ای	۱	۳	بیش‌ازحد مشخص
	رتبهٔ ماتریس ضرایب متغیرهای (درون‌زا و ازقبل تعیین‌شده) خارج از معادله		
شرط رتبه‌ای	۱		دقیقاًیابیش‌ازحدمشخص
	شرط درجه‌ای و رتبه‌ای		بیش‌ازحد مشخص

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل تمرکز فعالیت‌های صنعتی در جدول ۲ ارائه شده است. برای مشخص‌شدن 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 مشخص‌شدن نوع تخمین مدل داده‌های تابلویی یعنی اثرهای تصادفی یا اثرهای ثابت، از تست هاسمن استفاده شده است. طبق مقدار آمارهٔ این آزمون، روش تخمین اثرهای ثابت انتخاب می‌شود؛ اما به‌دلیل اینکه رهیافت اثرهای تصادفی کاراتر است، در این مدل اثرهای تصادفی درنظر 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، کهکیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد است. به‌دلیل اینکه در سرشماری سال ۱۳۷۵، استان خراسان تفکیک نشده بود و آماری به‌صورت جدا برای استان‌های خراسان شمالی و خراسان جنوبی و خراسان رضوی ارائه نشده است، این سه استان به‌دلیل محدودیت اطلاعات آماری تحت یک استان (خراسان) آورده شده است.

۲. بالتاجی بیان می‌کند که در مطالعات اقتصادسنجی، آزمون‌های ریشهٔ واحد مبتنی‌بر داده‌های پانل بسیار قوی‌تر از داده‌های سری زمانی است؛ اما در حالتی که T کوچک است، این آزمون‌ها قدرت کمی دارد. وی بیان می‌کند که آزمون‌های LLC و IPS نیاز دارند که $T \to \infty$ یعنی $\frac{N}{T} \to 0$ به‌عبارت‌دیگر N باید به‌اندازهٔ کافی نسبت‌به T کوچک باشد (بالتاجی، ۲۰۰۵: ۲۴۳). لوین و لین و چو پیشنهاد می‌کنند که آزمون ریشهٔ واحد پانل آن‌ها، برای پانل‌های با اندازهٔ متوسط (N بین ۱۰ و ۲۵۰) و (T بین ۲۵ و ۲۵۰) استفاده شود (بالتاجی، ۲۰۰۵: ۲۴۱).

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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 نظریهٔ جغرافیای اقتصادی جدید سازگار است.

جدول ۲. نتایج برآورد معادلهٔ تجمیع فعالیت‌های صنعتی برای ۲۸ استان ایران طی دورهٔ 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 ۵درصد بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی دارد. به این معنی که با افزایش اندوختهٔ نیروی کار در یک منطقه، بنگاه‌ها به‌دلیل دسترسی راحت‌تر به نیروی کار، تمایل بیشتری به تمرکز در آن منطقه دارند. با افزایش هزینهٔ حمل کالا بین مناطق (d21) تمرکز فعالیت صنعتی در منطقه افزایش می‌یابد. این متغیر نیز ازنظر آماری در سطح اهمیت ۵درصد معنادار است. متغیر مخارج خانوارها در منطقه دارای تأثیر مثبت و ازنظر آماری معنادار بر تمرکز فعالیت های صنعتی در منطقه است. بیشتربودن مخارج خانوارها در یک منطقه، با فرض یکسان‌بودن شاخص قیمت‌ها در

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

همهٔ استان‌ها، به معنی بیشتربودن تقاضای مصرفی منطقه است که موجب جذب بنگاه‌های صنعتی به منطقه می‌شود.

متغیر هزینهٔ تحرک سرمایهٔ 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 آمارهٔ t و مقادیر داخل پرانتز، مقدار احتمال است.

۲.۵. برآورد الگوی رشد منطقه‌ای

طبق معادلهٔ ۳۰، معادلهٔ رشد منطقه به‌صورت زیر است:

$$g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(a_{i79}) + \alpha_2 Ln(d_{22it}) + \alpha_3 Ln(AG_{it}) + \alpha_4 Ln(y_{i79}) + \alpha_5 dmm + \varepsilon_{1it} \qquad (۳۲)$$

با توجه به شرط درجه‌ای و رتبه‌ای در قابلیت تشخیص معادله در سیستم هم‌زمان که در جدول ۳ آورده شده است، معادلهٔ رشد در سیستم معادلات ، بیش‌ازحد مشخص است. بنابراین می‌توان آن را ازطریق روش حداقل مربعات دو مرحله (2SLS) با استفاده از متغیرهای ابزاری تخمین زد.[1] الگوی مدنظر با استفاده از نرم‌افزارهای Stata(10) برای ۲۸ استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ برآورد شده است.

جدول ۳. قابلیت تشخیص معادلهٔ تجمیع فعالیت‌های صنعتی

معادلهٔ رشد	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله منهای یک	تعداد متغیرهای ازپیش تعیین‌شدهٔ خارج‌مانده از معادله	قابلیت تشخیص
شرط‌درجه‌ای	۱	۳	بیش‌ازحد مشخص
	رتبهٔ ماتریس ضرایب متغیرهای (درون‌زا و ازقبل تعیین‌شده) خارج از معادله		
شرط رتبه‌ای	۱		دقیقاًیابیش‌ازحدمشخص
	شرط درجه‌ای و رتبه‌ای		بیش‌ازحد مشخص

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. به‌دلیل وجود همبستگی احتمالی بین متغیر توضیحی استوکاستیکی g و جزء اخلال ستوکاستیکی 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 تمامل متغیرهای ازپیش تعیین‌شده در کل سیستم و نه فقط بر روی متغیرهای معادلهٔ مدنظر رگرس کرده و سپس از معادلهٔ تخمین‌زده‌شده $\hat{g}$ را به‌دست آورده و در معادلهٔ ۳۲ قرار داده می‌شود. متغیرهای معادلهٔ مدنظر در اینجا نیروی کار، هزینهٔ تحرک نیروی انسانی، هزینهٔ حمل کالا، لگاریتم دانش منطقه، رشد تولید سرانهٔ سال ۱۳۷۹ و مخارج خانوار و متغیر مجازی است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

قبل از برآورد مدل لازم است که مانایی متغیرها بررسی شود؛ اما در این مقاله به‌دلیل کوتاه‌بودن بُعد زمانی داده‌های پانل نتایج آزمون ریشهٔ واحد معتبر نیست (بالتاجی، ۲۰۰۵). بنابراین نیازی به آزمون ریشهٔ واحد نیست.

نتایج برآورد مدل رشد منطقه‌ای در جدول ۴ ارائه شده است. برای مشخص‌شدن 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 مشخص‌شدن نوع تخمین مدل داده‌های تابلویی (اثرهای تصادفی یا اثرهای ثابت) از تست هاسمن استفاده شده است.

اما به‌دلیل اینکه رهیافت اثرهای تصادفی کاراتر است، در این مدل اثرهای تصادفی درنظر گرفته شده است. کارایی اثرهای تصادفی به این خاطر است که رهیافت تأثیرات ثابت به‌دلیل ثابت‌بودن دو متغیر، تولید سرانهٔ سال ۱۳۷۹ و دانش منطقه در سال ۱۳۷۹، هیچ ضریبی برای این دو متغیر تخمین نمی‌زند.

طبق معادلهٔ ۳۲، رشد تابع پنج متغیر لگاریتم تمرکز فعالیت‌های صنعتی (LAG)، لگاریتم هزینهٔ تحرک سرمایهٔ انسانی بین استان‌ها (Ld22) و لگاریتم سطح دانش منطقه (La79)، لگاریتم تولید سرانهٔ سال پایه (Ly79) و متغیر مجازی برای تقسیم مناطق به دو دستهٔ مرکز و پیرامون (dmm) است. در این مدل، تمرکز فعالیت صنعتی تأثیر مثبتی بر نرخ رشد منطقه دارد و در سطح اهمیت ۵درصد معنادار است. با افزایش ۱درصدی تمرکز صنعتی نرخ رشد منطقه، ۰/۱درصد افزایش می‌یابد. براساس نظریهٔ 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 هزینهٔ تحرک سرمایهٔ انسانی طبق جدول ۴، بر رشد منطقه تأثیر منفی می‌گذارد که در چارچوب مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی جدید، مطابق انتظار است. این متغیر ازطریق تأثیر بر اندازهٔ بازار بالقوهٔ 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 آمارهٔ t و مقادیر داخل پرانتز، مقدار احتمال است.

در این مدل، ضریب لگاریتم درآمد سرانهٔ سال ۱۳۷۹، منفی و ازنظر آماری معنادار است. منفی و معنی‌داربودن ضریب این متغیر نشان‌دهندهٔ هم‌گرایی درآمد سرانه به‌سمت حالتی پایدار است. در این مدل، متغیر مجازی استان‌های مرکز تأثیر مثبت و معناداری در سطح اهمیت ۵ درصد دارد. نتیجهٔ تخمین این متغیر، حاکی از آن است که اولاً، سطوح پایدار مناطق بالای میانگین مقطعی در هر سال، متفاوت از مناطق

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

پایین میانگین مقطعی است. ثانیاً متوسط رشد مناطق بالای میانگین طی دورهٔ 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 ٤. نتایج برآورد معادلهٔ رشد برای ۲۸ استان ایران طی دورهٔ 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

٦. جمع‌بندی و پیشنهادها

براساس مباحث نظری مطرح‌شده تجمیع فعالیت‌های صنعتی ازطریق 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 استان های ایران که در جداول ۱ و ۲ آورده شده است نیز نشان

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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 ازطریق توسعهٔ خوشه‌های صنعتی می‌تواند موتور محرکهٔ رشد اقتصادی مناطق در ایران باشد؛ زیرا با توسعهٔ آن‌ها استفاده از امکانات به‌صورت تخصصی‌تر و با اولویت دقیق‌تر انجام می‌شود. افزایش همکاری و فعالیت‌های مشارکتی درصورت موفقیت، هزینهٔ کمی به‌همراه خواهد داشت. شایان ذکر است که همواره انتخاب صحیح ایجاد و توسعهٔ خوشه‌ها در حوزه‌ای صنعتی، تأثیر چشمگیری بر توسعهٔ اقتصادی آن حوزه خواهد داشت.

منابع و مآخذ

افشاری، زهرا، ۱۳۷۸، «بررسی هم‌گرایی استان‌های ایران (آزمون نظریهٔ سولو و سوان)» *پژوهش‌نامهٔ بازرگانی*، ش ۱۳.

او سولیوان، آرتور، ۱۳۸۶، *مباحثی در اقتصاد شهری*، ترجمهٔ جعفر قادری و علی قادری، نور علم.

جونز، چارلز آی. جونز، ۱۳۷۹، *مقدمه‌ای بر رشد اقتصادی*، ترجمهٔ حمید سهرابی و غلامرضا گرایی‌نژاد. انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی.

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

زیاری، کرامت‌الله، ۱۳۷۸، *اصول و روش‌های برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، یزد: دانشگاه یزد.

فرهمند، شکوفه، ۱۳۸۶، *تحلیل فضایی توسعهٔ شهری در ایران (تعامل شهر و اقتصاد)*، پایان‌نامهٔ دکترا، 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*، پایان‌نامهٔ دکترا، دانشگاه اصفهان.

کلانتری، خلیل، ۱۳۸۰، *برنامه‌ریزی و توسعهٔ 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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*, Londan: 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 looses 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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: Reshapimg economic geographic", Washangton DC press.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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 …, N) و نماد t نشان‌دهندهٔ زمان (t =1, 2, …, t) باشد، یک سیستم، G معادله و k متغیر توضیحی دارد که فرم ساختاری معادله jام را می‌توان به شکل زیر ارائه کرد:

$$y_j = Y_j\ \delta_j + X_j\ \beta_j + \alpha_j + \varepsilon_j \qquad (۱)$$

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

$$y_j = (y_{j11},\ldots\ldots, y_{j1T},\ldots\ldots, y_{jN1},\ldots\ldots,\ldots\ldots, y_{jNT})' \qquad (۲)$$

به‌این‌ترتیب 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 $\beta_j,\ \delta_j$، شاخص‌های تخمینی خواهند بود.

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

$$\alpha'_j = (\alpha_{j1},\ldots\ldots, \alpha_{jN}) \otimes e'_T \qquad (۳)$$

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

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

فرم ساختاری خلاصه‌شده jامین معادله را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$y_j = R_i\ \xi_i + \alpha_i + \varepsilon_j \qquad (۴)$$

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، به‌صورت زیر ارائه کرد:

$$y = R\xi + \alpha + \varepsilon \qquad (۵)$$

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

$$y = (y'_1, y'_2,\ldots\ldots, y'_G)$$
$$R = \begin{bmatrix} R_1 & \circ\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\circ \\ \circ & R_2\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\circ \\ \circ\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots & R_G \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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

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

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

$$y^{\omega} = (I_G \otimes Q_V)y \qquad (۸)$$

و برای یک مشاهده (فرد) به‌صورت $y_j^w = Q_v y_j$ 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 به‌همین ترتیب $(I_G \otimes Q_V)\alpha = 0$ خواهد بود. به‌طور مشابه اگر انتقالات بین گروهی با بالاوند o نشان داده شود، y_j° نشان‌دهندهٔ $\bar{y}_{ji}$ و $\alpha_j^{\circ} = \alpha_j$ است (کرونول و همکاران، ۱۹۹۰).

این روش را کرونول و اشمیت و وای هوسکی (۱۹۹۰)، برای مدلی با متغیرهای برون‌زایی به‌کار 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 مجموعهٔ 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) نسبت‌به دورهٔ زمانی (T)، بزرگ‌تر باشد، مناسب است. در چنین حالتی همان‌طورکه نی‌من و اسکات[1] (۱۹۴۸)، اندرسون[2] (۱۹۷۹) و چمبرلین[3] (۱۹۸۰)، اشاره کرده‌اند، روش حداکثر درست‌نمایی هر چند کاراتر است؛ اما تخمین‌زنندهٔ 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 برون‌زا با اجزای خطا در ارتباط‌اند. این حالت به‌کارگیری متغیرهای ابزاری و روش حداقل مربعات تک‌معادله‌ای را اشخاصی مانند هاسمن و تیلور

1. Neyman and Scott
2. Anderson
3. Chamberlain

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

(۱۹۸۱)، آمیمیا و ماکوردی (۱۹۴۳) و بروش، میزون و اشمیت[1] (۱۹۸۹) برای تحلیل معادلات هم‌زمان به‌کار برده‌اند.

مدل اثرهای تصادفی، کاملاً شبیه حالت اثرهای ثابت مطرح‌شده 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 معادلهٔ 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 معادلهٔ j ام به شکل زیر خواهد بود:

$$y_j = R_j\xi_j + u_j \qquad (۹)$$

که در آن

$$\zeta'_j = (\delta'_j, \beta'_j, \gamma'_j) \quad , \quad R_j = (y_j, x_j, z_j) \qquad (۱۰)$$

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

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

۱. تأثیرات انفرادی برای فرد i یعنی $(\alpha_{1i},.....,\alpha_{Gi})'$ به‌صورت نرمال توزیع شده و $iid(\circ,\varepsilon_\alpha)$ است.

۲. اجزای تصادفی برای فرد i ام در زمان t عبارت است از $(\varepsilon_{1it},....,\varepsilon_{Git})'$ که به‌صورت نرمال $iid(\circ,\varepsilon_\alpha)$ توزیع شده است.

۳. تمام αها مستقل از همهٔ ε ها هستند.

۴. $\sum_\varepsilon, \sum_\alpha$ و $(\sum_\varepsilon + T\sum_\alpha)$ غیریکه[2] است.

با درنظرگرفتن این فرض، ماتریس کوواریانس $u = (\alpha + \varepsilon)$، با ابعاد $GNT \times GNT$، شکل زیر را خواهد داشت:

$$\Omega \equiv Cov(\alpha + \varepsilon) = \sum_\varepsilon \otimes I_{NT} + \sum_\alpha \otimes (TP_V) \qquad (۱۱)$$

1. Breusch, Mizon and Schmidt
2. Non Singular

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

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 $\delta_{1,j}^2 = \sum_{1,jj}$ و $\delta_{2,j}^2 = \sum_{2,jj}$ است. بنابراین:

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

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

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

$$y_1 = R_1 \ \xi_1 + u_1$$

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

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

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 معادلهٔ ۱۴ انجام شد، تخمین‌زننده‌های روش حداقل مربعات دومرحله‌ای محاسبه می‌شوند. این تخمین‌زننده‌ها شکل جبری زیر را دارند:

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

که در آن $P_A = P_{(Q_V X)} + P_{(P_V B)}$ است. ازآنجایی که $\Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{\delta_{1,1}} Q_V + \frac{1}{\delta_{2,1}} P_V$ و $\Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} = P_A \Omega_{11}^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{\delta_{1,1}^2} P_{(Q_V X)} + \frac{1}{\delta_{2,1}^2} P_{(P_V B)}$ است، معادلهٔ ۱۵ را به شکل زیر نیز می‌توان نوشت:

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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]

پیوست ۲. شاخص تجمیع فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران

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

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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.5.4]