فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۹۴-۸۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (81-94)

تحلیل تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی

زهرا دهقان شبانی
۱. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/۱٤ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۲۳)

Analysis of the Effect of Financial Development on Industrial Concentration and Economic Growth in Iran: Spatial Dynamic Panel Data Approach

***Zahra Dehghan Shabani[1]**
1. Assistant Professor in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
(Received: 3/Feb/2016 **Accepted:** 11/April/2016)

چکیده:

هدف مطالعه حاضر تحلیل تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت صنعتی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران است. برای این منظور مدل اقتصادسنجی در چارچوب الگوی جغرافیای اقتصادی جدید طراحی شده که یک سیستم معادلات همزمان است که با استفاده از روش سیستمی داده‌های تابلویی پویای فضایی برای ۲۸ استان ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ برآورد شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از آن است که توسعه مالی (نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی) دارای تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی استان‌ها و رشد استان‌ها نیز دارای تأثیر مثبت بر توسعه مالی است. بنابراین یک ارتباط دو طرفه بین رشد و توسعه مالی در استان‌های ایران برقرار است. همچنین توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران تأثیرگذار نمی‌باشد که این نتیجه به دلیل یک‌پارچگی بازار مالی (سیستم بانک‌ها) در ایران است، که یک‌پارچگی، مزیت نسبی حاصل از توسعه مالی در یک استان را به عنوان یک عامل مؤثر بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی از بین خواهد برد.

واژه‌های کلیدی: رشد منطقه‌ای اقتصاد، توسعه مالی، تمرکز فعالیت‌های صنعتی، روش سیستمی داده‌های تابلویی پویای فضایی، ایران.
طبقه‌بندی JEL: G21، R11، C21.

Abstract:

The present study aims at analysing the effects of financial development on industrial concentration and regional economic growth in Iran.

For this aim, we have specified econometrics models and estimated them by using spatial system dynamic panel data (Arellano-Bover/ Blundell-Bond) for 28 provinces of Iran over the period 2001-2011

The results indicated that financial development has a positive and meaningful effect on regional economic growth and regional economic growth has a positive and meaningful effect on the financial development and financial development does not meaningful effect on industrial concentration.

Keywords: Financial Development, Regional Economic Growth, Industrial Concentration, Spatial System Panel Data Model, Iran.
JEL: G21, R11, C21.

*Corresponding Author: Zahra Dehghan Shabani E-mail: zdehghan@shirazu.ac.ir

۱- مقدمه

ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی توجه زیادی را به خود جلب کرده است. به هر حال، اختلاف دیدگاه در ارتباط عملکرد مالی و رشد اقتصادی وجود دارد. به این صورت که توسعه مالی بر رشد اقتصادی مؤثر است یا رشد اقتصادی عامل مؤثر بر توسعه بخش مالی است. فرضیه اول، در چارچوب رهبری عرضه[1] مطرح می‌شود که توسعه مالی یک پیش شرط برای رشد اقتصادی است. طبق این فرضیه توسعه مالی منجر به رشد اقتصادی می‌شود و علّیت از سمت توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی است (کینگ و لوین[2]، ۱۹۹۳: ۷۱۹). فرضیه دوم پیروی تقاضا[3] است که ادعا می‌کند که رشد موجب توسعه مالی است (رابینسون[4]، ۱۹۵۲: ۸۶). در این فرضیه ادعا می‌شود که زمانی که یک اقتصاد رشد می‌کند، تقاضا برای مؤسسات مالی، محصولات و خدمات مالی در بازار افزایش می‌یابد.

علاوه بر دو فرضیه بالا، فرضیه سومی مطرح شده که توسعه مالی و رشد تکمیل کننده یکدیگر هستند و علّیت دوطرفه بین توسعه مالی و رشد وجود دارد. طبق نظر طرفداران این فرضیه، توسعه مالی برای رشد اقتصادی ضروری است و رشد اقتصادی به ناچار نیازمند سیستم مالی خوب و کارا است. به طوری که در مراحل ابتدایی توسعه، بهبود خدمات مالی و گسترش ابزارهای جدید مالی و تغییر ساختار مالی موجب رشد اقتصادی می‌شود. ولی در ادامه روند توسعه اقتصادی، با افزایش رشد اقتصادی تقاضا برای انواع جدیدتر ابزارها و خدمات مالی عامل تعیین کننده می‌شود (پاتریک[5]، ۱۹۶۶: ۱۷۵). با این حال برخی استدلال می‌کنند که هیچ پشتیبانی مبنی بر اینکه توسعه مالی موجب رشد می‌شود وجود ندارد (منیاه و همکاران[6]، ۲۰۱۴: ۳۸۶).

از دیدگاه منطقه‌ای علاوه بر موارد تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد که در بالا اشاره شد، تأثیر توسعه مالی از کانال تمرکز فعالیت‌های اقتصادی یک منطقه مهم است (آق آرکاکلی و همکاران، ۱۳۹۵: ۳۷). دسترسی به سرمایه نقدی و فیزیکی یکی از فاکتورهای مهم در مکان‌یابی بنگاه‌ها است. به گونه‌ای که اگر منطقه‌ای از نظر تأمین سرمایه (توسعه مالی) عملکرد خوبی داشته باشد موجب جذب بیشتر فعالیت‌های اقتصادی به آن منطقه می‌شود که تجمیع فعالیت‌ها از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی موجب رشد منطقه می‌شود.

در رابطه با ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی مطالعات بسیاری انجام گرفته است که به طور کلی با توجه به مطالعات تحقیقی صورت گرفته نمی‌توان به نوعی جمع‌بندی جامع دست یافت، بلکه با توجه به اینکه توسعه مالی چگونه صورت گرفته است و شاخص‌های انتخابی برای نشان دادن توسعه مالی چگونه بوده و کشور مورد مطالعه در ردیف کشورهای توسعه یافته، در حال توسعه یا کشورهای فقیر بوده، به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند (میرباقری هیر و شکوهی فرد، ۱۳۹۵: ۹۳). ارتباط توسعه مالی و تمرکز فعالیت صنعتی تنها در یک مقاله مورد بررسی قرار گرفته است که آن مطالعه مربوط به هی[7] و همکاران (۲۰۱۴) در کشور چین بوده است که نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که هر چه یک منطقه از نظر بازار مالی عملکرد خوبی داشته باشد می‌تواند باعث تجمیع فعالیت‌ها در آن منطقه شود.

تفاوت این مقاله با مطالعات انجام شده در داخل در این است که تاکنون تحقیقی به بررسی تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران نپرداخته است و تنها تأثیر متغیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گرفته است. بنابراین سؤال اصلی که این مقاله در پی پاسخ به آن است این است که آیا توسعه مالی بر رشد و تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران تأثیرگذار است؟

برای پاسخگویی به این سؤال، مقاله حاضر در پنج بخش اصلی سازماندهی شده است. در بخش دوم مقاله، مبانی نظری ارتباط بین توسعه مالی، تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی بیان شده و در بخش سوم مقاله تصریح مدل و در بخش چهارم برآورد مدل آورده شده است. نتایج و پیشنهادات در بخش پنجم مقاله ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

به طور کلی، دو دیدگاه درباره توسعه مالی و رشد اقتصادی

1. Supply-Leading
2. King & Levine (1993)
3. Demand Following
4. Robinson (1952)
5. Patrick (1966)
6. Menyah et al. (2014)
7. He et al. (2014)

وجود دارد. دیدگاه اول، بیان می‌کند که توسعه مالی تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد. لوکاس[1] (۱۹۸۸) معتقد است، اقتصاددانان عموماً اهمیت بازارهای مالی در توسعه اقتصادی را بیش از اندازه بزرگ جلوه می‌دهند، در حالی که این بازارها در بهترین وضعیت فقط نقش کوچکی در فرایند رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. بنابراین، از این دیدگاه استنتاج می‌شود که دو متغیر توسعه مالی و رشد اقتصادی از یکدیگر مستقل‌اند.

دیدگاه دوم بر وجود رابطه بین توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی تأکید می‌کند. این رویکرد را می‌توان به سه گروه تقسیم کرد. گروه اول به دیدگاه پیروی از تقاضا معروف است. این دیدگاه توسط رابینسون (۱۹۵۲) مطرح گردید. بر اساس این دیدگاه، رشد بخش واقعی، افزایش و تقاضای جدید را برای خدمات مالی در پی خواهد داشت. بر این اساس، توسعه و پیشرفت بازارهای مالی ناشی از افزایش تقاضا برای خدمات این بازارهاست که از رشد واقعی اقتصاد نشأت گرفته است. گروه دوم به دیدگاه رهبری عرضه موسوم است، طرفداران این دیدگاه جهت اثرگذاری را از سمت توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی می‌دانند. نقش توسعه مالی بر رشد اقتصادی در تئوری‌های ساختار سرمایه برجسته شده است. این تئوری‌ها شامل تئوری بانک محور[2]، تئوری بازار محور[3]، تئوری خدمات مالی محور[4]، تئوری قوانین و امور مالی محور[5] است. طبق تئوری بانک محور بانک‌های تجاری از طریق بسیج منابع و کاهش ریسک به رشد اقتصادی کمک می‌کند. طبق تئوری بازار محور بازارهای مالی با عمکرد خوب انگیزه سودآوری را بیشتر و رشد اقتصادی را سریع‌تر می‌کند. تئوری خدمات مالی محور، که بر مبنای هر دو دیدگاه بانک محور و بازار محور است. این تئوری مطرح می‌کند که خدمات مالی در توسعه صنعتی و رشد اقتصادی مشارکت دارند. زیرا بازارها و نهادهای مالی به توزیع بهینه ریسک و بازدهی[6] کمک می‌کند[7]. دیدگاه تئوری قوانین و امور مالی محور مطرح می‌کند که سیستم مالی برای بنگاه‌ها، صنایع و موفقیت اقتصاد حیاتی هستند. به دلیل وجود قوانین، مقررات و سیاست‌ها در بازارها اصطکاک وجود دارد، بهبود و اصلاح در قوانین مالی موجب عملکرد بهتر بازارها و بنگاه‌های اقتصادی خواهد شد (انوار و کورای[8]، ۲۰۱۲: ۹۷۴).

گروه سوم ترکیب دیدگاه عرضه و تقاضا است. در این دیدگاه رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دو طرفه است، به طوری که در مراحل اولیه رشد، بخش مالی از طریق گسترش بازارهای مالی و ایجاد مؤسسات مالی و عرضه خدمات و دارایی‌های مالی، نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند اما با افزایش رشد اقتصادی و دستیابی به سطوح بالای رشد، گسترش بخش مالی تحت تأثیر رشد قرار می‌گیرد.

از دیدگاه منطقه‌ای علاوه بر موارد تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد، تأثیر توسعه مالی از کانال تأثیر بر تمرکز فعالیت‌های اقتصادی یک منطقه مهم است به این صورت که یک بازار مالی با عملکرد خوب، دسترسی آسان به منابع مالی کم هزینه را برای بنگاه‌ها فراهم می‌کند البته اگر بازار مالی به طور کامل یک‌پارچه باشد، تأمین مالی نمی‌تواند یک منبع ایجاد کننده مزیت نسبی باشد. چنانچه بازارهای مالی یک‌پارچه نباشد، به دلیل اینکه صنایع از نظر نیازهای مالی متفاوتند، توسعه مالی یک منطقه می‌تواند یک منبع مزیت نسبی باشد که صنایع را به مناطق دارای توسعه مالی خوب جذب کند و موجب تمرکز فعالیت‌های صنعتی در منطقه شود (هی و همکاران، ۲۰۱۴: ۸).

با افزایش تعداد بانک‌های مستقل وام‌گیرندگان می‌توانند درخواست تأمین مالی خود را به چندین بانک بفرستند و بنابراین، احتمال دریافت اعتبار آنها همراه با افزایش تعداد بانک‌های مستقل در یک مکان افزایش می‌یابد. اندازه شعب بانک‌های محلی معیاری از ساختار و خدمات موجود آنها است. به‌گونه‌ای که شعبه‌های بانکی بزرگ‌تر می‌تواند تخصصی‌تر کار کرده و از مزیت نسبی در رابطه با انتقال اطلاعات به دلیل تخصصی شدن برخوردار شوند و به این ترتیب به دانشی ویژه مثلاً در رابطه با بخش‌های مختلف، دست یابند. این نوع دانش در رابطه با بنگاه‌های جدید ضروری است. با افزایش اطلاعات بانک، درخواست وام‌ها به علّت اطلاعات غیر متقارن در مورد

1. Lucas (1988)
2. Bank-Based
3. Market-Based
4. Financial Service Based
5. Law and Finance Based
6. Optimal Allocation of Risk and Returns

۷. برای مثال، با جمع‌آوری پس‌اندازها از بسیاری افراد و سرمایه‌گذاری آنها در دامنه وسیع و متنوعی از پروژه‌ها به توزیع ریسک می‌پردازند. علاوه بر این مؤسسات سپرده‌گذاری حتی به پس‌اندازکنندگان کوچک طبق قانون اعداد بزرگ اجازه دریافت نرخ بازدهی مطمئن می‌دهند.

8. Anwar & Cooray (2012)

ارزش بنگاه‌های جدید کمتر رد خواهد شد (پارکر[1]، ۲۰۰۴: ۱۵۴). شعب بانکی کوچک‌تر موقعیت نامناسبی در این زمینه دارند زیرا فاقد توانایی کافی برای سنجش کیفیت تقاضای مالی هستند. بنابراین تشکیل بنگاه‌های جدید در نواحی دارای شعب بانکی بزرگ‌تر افزایش می‌یابد. کمبود اعتبار موجود بر همه بنگاه‌ها در یک منطقه تأثیر می‌گذارد اما بنگاه‌های جدید به طور بالقوه آسیب‌پذیرترند زیرا آنها در مقایسه با بنگاه‌های تأسیس شده اتکای بیشتری بر اعتبار بانکی دارند. در مجموع بخش بانک محلی، عاملی مهم است که بر نرخ تشکیل بنگاه‌های جدید و تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه مؤثر هستند.

از طرفی تمرکز فعالیت‌های صنعتی در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید (NEG[2]) عامل مهمی در رشد منطقه است. بدین صورت که تمرکز فعالیت‌های صنعتی از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی 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 علّت است که تجمع‌های صنعتی اندوخته فراوان 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 (دهقان شبانی، ۱۳۹۱: ۲۴ به نقل از مارتین[3] و همکاران، 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، در نتیجه 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 افزایش رشد منطقه 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 (دهقان شبانی، ۱۳۹۱: ۲۵).

۳- تصریح مدل

انجام کارهای تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای به طور وسیع مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است، که محقق با مراجعه به مکان‌ها و محل‌های مشخص شده که به صورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند، به آنها دست پیدا می‌کند. حال وقتی در تحقیق با داده‌هایی روبه‌رو هستیم که دارای جزء مکانی هستند، دیگر به کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی عمومی چندان مناسب نمی‌باشد. زیرا در داده‌های مکان‌مند دو مشکل در مدل‌سازی روابط می‌تواند به وجود آید: ۱- وابستگی فضایی[4] و ۲- ناهمسانی فضایی[5]. این دو مسئله باعث نقض فروض کلاسیک در اقتصادسنجی عمومی می‌شود (اکبری، ۱۳۸۴: ۴۵). وابستگی فضایی موجب نقض این فرض می‌شود که متغیرهای توضیحی در نمونه‌های تکراری، ثابت هستند، زیرا در حالت وابستگی فضایی یک مشاهده مربوط به یک مکان در ارتباط با مشاهدات مکان‌های دیگر قرار می‌گیرد و ناهمسانی فضایی این فرض را که یک رابطه خطی یکه میان داده‌های مشاهدات نمونه وجود دارد، نقض می‌کند و در حالت ناهمسانی فضایی، انتظار می‌رود که در هر نقطه از فضا یک رابطه متفاوت وجود داشته باشد. بنابراین باید بعد مکان در برآورد روابط مورد توجه قرار گیرد (همان: ۴۶).

برای وارد کردن بعد مکان در مدل‌های رگرسیونی، از ماتریس وزنی فضایی[6] استفاده می‌شود که این ماتریس بر اساس فاصله (طول و عرض جغرافیایی) یا رابطه مجاورت (نقشه) ساخته می‌شود. در ماتریس نوع اول فاصله هر نقطه در فضا (یا هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه) نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه می‌گردد. بنابراین، مشاهداتی که به هم نزدیک‌ترند نسبت به آنهایی که از هم دورتر هستند، باید منعکس کننده وابستگی فضایی بالاتر باشند. به عبارت دیگر، وابستگی فضایی و تأثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات کاهش یابد. در ماتریس نوع دوم، اثرات فضایی از طریق رابطه مجاورت تعریف می‌گردد[7]. معیار

1. Parker (2004)
2. New Economic Geographic
3. Martin et al. (2009)

4. Spatial Autocorrelation
5. Spatial Heterogeneity
6. Spatial Weights Matrix
۷. برای مطالعه بیشتر این نوع ماتریس مجاورت به مقاله نعمت‌اله اکبری (۱۳۸۴) مراجعه فرمایید.

نزدیکی و مجاورت بر اطلاعات به دست آمده از روی نقشه جامعه مورد مطالعه مبتنی خواهد بود و بر اساس اطلاعات نقشه می‌توان تعیین کرد که کدام مناطق با هم همسایه هستند.

از آنجا که طبق مبانی نظری مطرح شده ارتباط سیستمی بین متغیرهای توسعه مالی و تمرکز فعالیت صنعتی با رشد اقتصادی وجود دارد، بنابراین برای برآورد باید از مدل‌های سیستمی استفاده شود که در این مقاله از مدل سیستمی داده‌های تابلویی پویای فضایی که توسط تکنیک گشتاور تعمیم یافته سیستمی برآورد می‌شود، استفاده شده است که مدل کلی آنها به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = \varphi y_{t-1} + \rho w y_t + x_t \beta + \iota_N \alpha + \varepsilon_t$$

که $y_t = (y_{1t}, ..., y_{Nt})$ یک بردار $N\times 1$ از مشاهدات برای دوره زمان t ام است. α عرض از مبدأ و ι_N یک برداری ستونی $N\times 1$ از عدد یک است. x_t یک ماتریس $N\times K$ از متغیرهای توضیحی غیر تصادفی است. W یک ماتریس وزنی فضایی $N\times N$ است. این ماتریس وابستگی بین واحدهای فضایی را تعریف می‌کند (ژانگ و سان[1]، ۲۰۱۵: ۳۸-۳۷).

برای تحلیل رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران از چارچوب الگوهای رشد جغرافیای اقتصادی جدید[2] استفاده شده که الگوی اقتصادسنجی آن به صورت زیر است:

(۱)

$$Ln(GDP_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(GDP_{it-1}) + \rho W Ln(GDP_{jt}) + \alpha_2 Ln(K_{it}) + \alpha_3 Ln(AG_{it}) + \alpha_4 Ln(L_{it}) + \alpha_5 Ln(FD_{it}) + \varepsilon_{1it}$$

که در آن $Ln(GDP_{it})$ و $Ln(GDP_{it-1})$ به ترتیب لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت استان i در زمان t و t-1، $Ln(K_{it})$ لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی، $Ln(L_{it})$ لگاریتم نیروی کار، $Ln(AG_{it})$ لگاریتم تمرکز فعالیت‌های صنعتی و $Ln(FD_{it})$ لگاریتم توسعه مالی و $Ln(GDP_{jt})$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت سایر استان‌ها و W ماتریس مجاورت است. در این مقاله ماتریس مجاورت بر اساس فاصله ساخته شده است. علّت این است که در ماتریس‌های فضایی ساخته شده بر اساس مجاورت، اگر دو مشاهده دارای مرز یا یک رأس مشترک باشند، عنصر مربوطه در ماتریس عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر را به خود می‌گیرد. این بدان معنی است که یک واحد فضایی، بر واحد فضایی دیگر تأثیر می‌گذارد یا نمی‌گذارد. بنابراین، این معیار تعامل بین مشاهدات را تنها محدود به مشاهداتی که دارای مرز یا رأس مشترک هستند می‌کند. یعنی بین استان‌های غیرهمسایه ده کیلومتر دورتر، با استان‌های غیرهمسایه صد کیلومتر دورتر تفاوتی قائل نمی‌شود. در صورتی که طبق قانون معروف جغرافیا "همه چیز به هم مرتبط است، اما چیزهای نزدیک‌تر نسبت به چیزهای دورتر مرتبط‌تر هستند". بنابراین بهتر است در ساختن ماتریس وزنی فضایی، به جای اینکه صرفاً به مجاورت و داشتن مرز مشترک توجه کنیم، فاصله بین مشاهدات را معیار قرار دهیم (وگا و الهورست[3]، ۲۰۱۳: ۱۱). لازم به ذکر است که این ماتریس بر اساس ردیف نرمال شده است.

در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید ارتباط دو سویه بین رشد و تمرکز فعالیت صنعتی وجود دارد بدین صورت که تمرکز موجب رشد منطقه و رشد منطقه محرک تمرکز فعالیت‌های صنعتی است. بنابراین تمرکز فعالیت صنعتی در معادله (۱) نیز یک متغیر درون‌زا و تابعی از رشد اقتصادی است. بنابراین مدل تمرکز فعالیت صنعتی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

(۲)

$$Ln(AG_{it}) = \theta_0 + \theta_1 Ln(AG_{it-1}) + \rho W Ln(AG_{jt}) + \theta_2 Ln(GDP_{it}) + \theta_3 Ln(FD_{it}) + \theta_4 Ln(U_{it}) + \varepsilon_{2it}$$

که در آن $Ln(AG_{it})$ و $Ln(AG_{it-1})$ به ترتیب

1. Zhang & Sun (2015)

۲. مدل جغرافیای اقتصادی جدید یک چارچوب تحلیلی است که توسط کروگمن در اوایل ۱۹۹۰ برای توضیح شکل‌گیری تجمیع‌های اقتصادی در فضای جغرافیایی مطرح شده که اثر فاصله در این مدل‌ها به طور صریح وارد شده است، به همین دلیل امروزه این مدل‌ها به عنوان یکی از شاخه‌های اصلی اقتصاد فضایی مطرح است (به دلیل تأکید این مدل بر جریان تجارت و استقرار صنعتی). تا به امروز، مدل جغرافیای اقتصادی جدید تنها چارچوب تعادل عمومی است که نحوه استقرار تجمیع‌های اقتصادی را به طور صریح از طریق مکانیزم‌های پایه خرد تعیین کرده است (فوجیتا و موری، ۲۰۰۵؛ اتاویانا و تیسه، ۲۰۰۴). این مدل‌ها، اثر متقابل بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس، اندازه بازار، فاصله و تمرکز صنعتی را بررسی می‌کنند (هریس، ۲۰۱۱؛ فوجیتا و موری، ۲۰۰۵).

3. Vega & Elhorst (2013)

لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی در استان i در سال t و t-1، $Ln(AG_{jt})$ لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی سایر استان‌ها، $Ln(GDP_{it})$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت استان، $Ln(FD_{it})$ لگاریتم توسعه مالی منطقه و $Ln(U_{it})$ لگاریتم شاخص اندازه بازار[1] است.

از طرفی طبق مبانی نظری ارائه شده در مورد توسعه مالی، رشد اقتصادی موجب توسعه مالی و توسعه مالی نیز ممکن است بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد، بنابراین توسعه مالی نیز یک متغیر درون‌زا در معادله (۱) است که مدل توسعه مالی به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

(۳)

$$Ln(FD_{it}) = \lambda_0 + \lambda_1 Ln(FD_{it-1}) + \rho W Ln(FD_{jt}) + \lambda_2 Ln(GDP_{it}) + \lambda_3 Ln(Ict_{it}) + \varepsilon_{3it}$$

که در آن $Ln(FD_{it})$ و $Ln(FD_{it-1})$ به ترتیب لگاریتم توسعه مالی استان i در زمان t و t-1، $Ln(FD_{jt})$ لگاریتم توسعه مالی سایر استان‌ها، $Ln(GDP_{it})$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت استان و $\mathrm{Ln}(Ict_{it})$ لگاریتم سرمایه‌گذاری در زیرساخت اطلاعات و ارتباطات است. زیرنویس i نشان‌دهنده استان‌های کشور (۲۸ استان[2]) و زیرنویس t بیانگر زمان که $t = 1380, \ldots 1390$ است.

با در نظر گرفتن معادلات (۱) تا (۳) الگوی اقتصادسنجی تحقیق که سیستم معادلات همزمان است به صورت زیر در نظر گرفته شده که با استفاده از روش برآورد سیستمی گشتاورهای تعمیم یافته GMM آرلانو- باور/ بلوندل- باند با در نظر گرفتن نقش مجاورت برآورد می‌شود:

(۴)

$$Ln(GDP_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(GDP_{it-1}) + \rho W Ln(GDP_{jt}) + \alpha_2 Ln(K_{it}) + \alpha_3 Ln(AG_{it}) + \alpha_4 Ln(L_{it}) + \alpha_5 Ln(FD_{it}) + \varepsilon_{1it}$$

$$Ln(AG_{it}) = \theta_0 + \theta_1 Ln(AG_{it-1}) + \rho W Ln(AG_{jt}) + \theta_2 Ln(GDP_{it}) + \theta_3 Ln(FD_{it}) + \theta_4 Ln(U_{it}) + \varepsilon_{2it}$$

$$Ln(FD_{it}) = \lambda_0 + \lambda_1 Ln(FD_{it-1}) + \rho W Ln(FD_{jt}) + \lambda_2 Ln(GDP_{it}) + \lambda_3 Ln(Ict_{it}) + \varepsilon_{3it}$$

همزمانی این روابط به این صورت است که رشد اقتصادی طبق تئوری جغرافیای اقتصادی جدید[3] 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 یافته، افزایش درآمد دائمی موجب افزایش تقاضا برای تولیدات منطقه می‌گردد (دهقان شبانی، ۱۳۹۱: ۲۵) و افزایش تولید منطقه به معنی افزایش رشد است. از طرفی افزایش رشد منطقه بر تقاضای منطقه اثرگذار است که موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاها و محرک جذب بنگاه‌ها به منطقه و افزایش تجمیع این بنگاه‌ها در منطقه می‌شود. از طرفی بر طبق مبانی مطرح شده امکان وجود رابطه دو طرفه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد. به طوری که در مراحل اولیه رشد، بخش مالی از طریق گسترش بازارهای مالی و ایجاد مؤسسات مالی و عرضه خدمات و دارایی‌های مالی، نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند اما با افزایش رشد اقتصادی و دستیابی به سطوح بالای رشد، گسترش بخش مالی تحت تأثیر رشد اقتصادی قرار می‌گیرد.

۳-۱- منابع داده‌های آماری

آمار تولید ناخالص داخلی اسمی بدون نفت استانی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ از گزارش حساب‌های منطقه‌ای و سالنامه آماری استان‌های ایران گرفته شده است، که با توجه به شاخص قیمت استانی واقعی شده است.

برای محاسبه تمرکز فعالیت صنعتی از شاخص ناکامورا و پل (۲۰۰۹) استفاده شده است که در رابطه شماره (۵) آورده شده

1. Market Potential

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

۳. برای مطالعه بیشتر مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید به مقالات زیر مراجعه فرمایید.

Fujita & Krugman (1995)
Fujita & Mori (2005)
Harris (2011)

است:

(۵)

$$S^{C}_{j}=\frac{X_j}{\sum_{j=1}^{J}X_j}=\frac{X_j}{X_*}\ ,\ j=1,...,\ J$$

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 متمرکز شود، برابر یک و اگر صنعت با سهم‌های خیلی کوچک در یک تعداد 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.

برای محاسبه شاخص اندازه بازار از شاخص لیو و میسنر[1] (۲۰۱۵) استفاده شده است که به صورت رابطه شماره (۶) است:

(۶)

$$U_i=\frac{Y_i}{d_i}+\sum_{J}\frac{Y_j}{d_{ij}}$$

که Y_i تولید ناخالص واقعی در استان مورد نظر (i) و d_i مساحت استان تقسیم بر عدد ۳/۱۴ است[2]. Y_j تولید ناخالص واقعی در سایر استان‌ها به جز استان مورد نظر است و d_{ij} فاصله مرکز هر استان تا مرکز استان مورد نظر (i) بر حسب کیلومتر است. آمار تولید ناخالص به صورت استانی از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار جمع‌آوری شده است، که با توجه به شاخص قیمت استانی واقعی شده است.

در این مقاله مجموع تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی و میزان هزینه‌های عمرانی دولت (تملک دارایی‌های سرمایه‌ای)، به عنوان سرمایه‌گذاری سالیانه در هر استان در نظر گرفته شده است که برای محاسبه این متغیر از سالنامه آماری استان‌ها و بانک مرکزی استفاده شده است. برای محاسبه ذخیره سرمایه واقعی از آمار سرمایه‌گذاری و روش نمایی استفاده شده است. در روش نمایی، ابتدا باید موجودی سرمایه از طریق تخمین تابع نمایی $IN_t = IN_0 e^{\lambda t}$ برآورد گردد. در این رابطه IN_t متغیر سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال t و IN_0 سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال پایه (۱۳۷۹) است. تبدیل لگاریتمی تابع نمایی به صورت $Ln(IN_t) = Ln(IN_0) + \lambda t$ است. پس از تخمین رابطه با روش OLS ضریب متغیر روند زمانی (λ) در معادله به دست می‌آید. برای تعیین موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹، بدون احتساب استهلاک سرمایه، از رابطه $K_0 = \frac{IN_0}{\lambda}$ استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن استهلاک سرمایه و کسر ۵ درصد از موجودی سرمایه به عنوان استهلاک، موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹ به قیمت جاری محاسبه شده است. سپس با استفاده از تعریف K به صورت رابطه $K_t = \frac{K_{t-1} + I_t}{1 + \delta}$ و بر اساس موجودی سرمایه در سال پایه، مقادیر موجودی سرمایه برای سال‌های مختلف قابل محاسبه است (زراء نژاد و انصاری، ۱۳۸۶: ۱۲-۱۱). در رابطه فوق، δ نشانگر نرخ استهلاک سرمایه و برابر ۵ درصد در نظر گرفته شده است. موجودی سرمایه با استفاده از شاخص قیمت استانی واقعی شده است.

در این تحقیق برای محاسبه فناوری اطلاعات و ارتباطات از عملکرد اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) امور اقتصادی استان از محل درآمد عمومی در فصل ارتباطات و فناوری اطلاعات استفاده شده است که در سالنامه آماری استان‌ها موجود است.

در این تحقیق از مبلغ تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی تقسیم بر تولید ناخالص استان به عنوان شاخص توسعه مالی استفاده شده به دلیل اینکه ایران یک کشور در حال توسعه است و در کشورهای در حال توسعه، بانک‌ها مهم‌ترین بخش بازار پول را تشکیل می‌دهند که این به دلیل ضعف بازار سهام در مقابل بازارهای پولی، بازده بالاتر و ایمنی بیشتر در بخش پولی و چیرگی بخش دولتی در بازار پول است (شیوا، ۱۳۸۰: ۵۱). به همین دلیل شاخص توسعه مالی بخش بانکی در نظر گرفته شده که از سالنامه آماری استان‌ها مقدار آن محاسبه شده است. مطالعاتی که بر توسعه مالی صورت گرفته است، ارائه اعتبارات به بخش غیردولتی را جامع‌ترین شاخص فعالیت واسطه‌های مالی معرفی کرده‌اند. این معیار

1. Liu & Meissner

۲. فرض شده که استان دایره شکل است.

ارزش وام‌های ارائه شده توسط بانک‌های سپرده‌پذیر و سایر نهادهای مالی را به بخش خصوصی ارائه می‌کند (کلومبگ[1]، ۲۰۰۹: ۳۴۵). دیدگاه در این شاخص بر این است که اعتبارات فراهم شده برای بخش خصوصی موجب افزایش سرمایه‌گذاری و بهره‌وری نسبت به اعتبارات داده شده به بخش دولتی می‌شود. همچنین، استدلال می‌شود که وام‌هایی که به بخش خصوصی داده شده است، دقیق‌تر مورد ارزیابی واسطه‌گرهای مالی قرار می‌گیرد.

٤- برآورد مدل

۴-۱- نتایج برآورد معادله رشد در استان‌های ایران

طبق معادله (۴)، معادله رشد به صورت زیر است:

$$Ln(GDP_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(GDP_{it-1}) + \rho WLn(GDP_{jt}) + \alpha_2 Ln(K_{it}) + \alpha_3 Ln(AG_{it}) + \alpha_4 Ln(L_{it}) + \alpha_5 Ln(FD_{it}) + \varepsilon_{1it}$$

از آنجا که طبق مبانی نظری در معادله فوق، متغیر تمرکز فعالیت صنعتی و توسعه مالی با رشد ارتباطات درونی با یکدیگر دارند (تمرکز فعالیت صنعتی بر رشد و رشد بر تمرکز مؤثر است و همچنین توسعه مالی بر رشد و رشد نیز بر توسعه مالی مؤثر است) و چنانچه این ارتباط درونی در نظر گرفته نشود ضرایب برآورد شده تورش‌دار می‌شود و ضمن اینکه ε_{1it} می‌تواند شامل متغیرهای آب و هوا، زیرساخت‌های حمل و نقل، منابع طبیعی یا خدمات عمومی و ... برای یک استان باشد که با افزایش آنها رشد استان افزایش یا کاهش خواهد یافت و همچنین منطقه‌ای که از نظر شرایط آب و هوایی، زیرساخت‌های حمل و نقل، منابع طبیعی و خدمات عمومی بهتر باشد برای استقرار بنگاه‌ها جذاب‌تر خواهد بود. بنابراین یک ارتباط مثبت بین متغیرهای محیطی استان (ε_{1it}) و شاخص AG_{it} وجود دارد. زمانی که بین متغیرهای مستقل و جزء خطا ارتباط وجود دارد برآوردگر حداقل مربعات معمولی (OLS) تورش‌دار است و باید تکنیک دیگری استفاده شود و همچنین چنانچه یک شوک مثبت یا منفی در یک استان، سایر استان‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، تورش همزمانی ایجاد خواهد شد. برای رفع این مشکلات و در نظر گرفتن تورش همزمانی استفاده از تکنیک گشتاور تعمیم یافته سیستمی (GMM) پیشنهاد می‌شود (مارتین و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۸۴).

از آنجا که داده‌های مورد استفاده برای برآورد معادله رشد، استانی هستند یعنی دارای بعد مکان می‌باشند، بنابراین باید نقش مجاورت و مکان در آن دیده شود و از تکنیک روش سیستمی گشتاور تعمیم یافته آرلانو-باور/ بلوندل- باند فضایی استفاده کرد. اما قبل از استفاده از تکنیک‌های سنجی فضایی باید مطمئن شد که میان متغیرها خودهمبستگی فضایی وجود داشته باشد. برای اطمینان از این موضوع از آزمون موران استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. نتیجه آزمون موران

مقدار	احتمال
۰/۲۰۱۱	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فرضیه صفر در آزمون موران این است که خودهمبستگی فضایی در بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به نتایج جدول (۱) فرضیه صفر رد می‌شود و بنابراین وابستگی فضایی (خودهمبستگی فضایی) میان رشد استان‌ها وجود دارد.

در معادله رشد شش متغیر، ذخیره سرمایه واقعی (K)، تمرکز فعالیت‌های صنعتی (AG)، نیروی انسانی (L)، توسعه مالی (FD) و تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت سایر استان‌ها (GDP_{jt}) و تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت دوره قبل استان مورد نظر (GDP_{it-1}) بر رشد تولید منطقه تأثیرگذار هستند. از آنجا که طبق مبانی نظری تمرکز فعالیت صنعتی و توسعه مالی بر رشد تأثیرگذار است و همچنین رشد نیز بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و توسعه تأثیر دارد، متغیر تمرکز فعالیت صنعتی و توسعه مالی به عنوان متغیر درون‌زا در برآورد مدل رشد تعریف شده است.

طبق جدول (۲) لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی دارای تأثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی و در سطح اهمیت ۹۵٪ معنادار می‌باشد. با افزایش یک واحد تمرکز صنعتی، تولید ناخالص داخلی منطقه ۰/۰۵۲ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس تئوری جغرافیای اقتصادی جدید، تمرکز صنعتی در یک منطقه موجب جذب بخش ابداعات به منطقه، افزایش سرریزهای دانش و تغییرات فناوری در منطقه و تولید کالاهای متنوع و افزایش درآمد واقعی منطقه و رشد منطقه می‌گردد.

متغیر لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی تأثیر مثبت و معنادار در

1. Colombage (2009)

سطح اهمیت ۹۵٪ بر تولید سرانه منطقه دارد. این ایده که هرچه ذخیره سرمایه فیزیکی بیشتر باشد، رشد اقتصادی نیز بیشتر است از زمان آدام اسمیت تاکنون وجود داشته است که مطالعات نظری مختلفی نیز بر برقراری و پایداری آن صحه گذاشته‌اند. متغیر لگاریتم نیروی کار دارای تأثیر مثبت و از نظر آماری معنادار بر رشد می‌باشد که این امر مطابق با تئوری‌های رشد است.

متغیر لگاریتم توسعه مالی تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۹۵٪ بر تولید سرانه دارد. بازارها و واسطه‌های مالی از طریق تجمیع و تجهیز پس‌اندازها، تخصیص منابع، اعمال کنترل بر شرکت‌ها، تسهیل مدیریت ریسک و تسهیل مبادلات کالاها، خدمات و قراردادها، از طریق کانال‌های انباشت سرمایه و تغییرات تکنولوژی بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند.

همچنین ضریب همبستگی فضایی رشد دارای تأثیر مثبت و معنادار است به این معنی که رشد یک استان تحت تأثیر رشد استان‌های مجاور است به این صورت که با افزایش رشد همسایگان یک استان، رشد استان مورد نظر افزایش می‌یابد که این همان سرریز رشد در بین استان‌ها است. علّت این امر این است که رشد یک استان می‌تواند موجب افزایش در درآمد محلی آن استان شود که پیامد آن افزایش تقاضا برای کالاها، افزایش پس‌اندازهای داخلی و فرصت‌های اشتغال بیشتر است. تقاضای بیشتر موجب واردات کالای بیشتر می‌شود[1] و طبق تئوری رشد صادرات محور درآمد استان تولیدکننده و صادرکننده محصول را افزایش می‌دهد. همچنین به دلیل درآمد داخلی بیشتر انتظار داریم که پس‌اندازهای داخلی بیشتر و فرصت‌های شغلی بیشتر ایجاد شود، که طبق مدل منطقه‌ای هارود–دومار مناطق همسایه می‌توانند از دسترسی نیروی کار و سرمایه منفعت ببرند. بنابراین رشد یک منطقه می‌تواند از کانال ارتباطات تجاری، ارتباطات تقاضا و تحرک بین منطقه‌ای عوامل تولید موجب افزایش یا کاهش رشد سایر استان‌های همسایه‌اش شود.

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

متغیرهای درون‌زا: لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی و لگاریتم توسعه مالی.

طبق نتایج جدول (۲)، آماره آزمون والد نشان می‌دهد که کل مدل معنادار است. برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن متغیرهای ابزاری در روش GMM از آزمون سارگان استفاده می‌شود که فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است. طبق نتایج این آزمون، صحت اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در روش GMM فضایی تأیید می‌شود.

جدول ۲. نتایج برآورد معادله رشد استان‌های ایران طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۸۰)

متغیرها	ضرایب
جزء ثابت	-۰/۶۳۵۵ (۰/۰۱۴) -۲/۴۶
لگاریتم تولید واقعی دوره قبل	۰/۶۳۳۵ (۰/۰۰۰)۲۲/۱۳
لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی	۰/۱۰۳ (۰/۰۰۰)۱۰/۴۱
لگاریتم نیروی کار	۰/۰۳۶ (۰/۰۵۸) ۱/۹۰
لگاریتم تمرکز فعالیت‌های صنعتی	۰/۰۵۲ (۰/۰۰۰)۵/۷۷
لگاریتم توسعه مالی	۰/۰۱۳ (۰/۰۰۰) ۶/۴۰
ضریب همبستگی فضایی	۰/۳۰۴ (۰/۰۰۰) ۸/۱۸
ضریب تعیین مدل (R^2)	۲۵۰/۹۹
ضریب تعیین تعدیل یافته	۲۳۰/۹۹
والد	۳۶۱۰۰/۴۸۲۴ ۰/۰۰۰
سارگان	۲۵/۱۴ ۱/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۲- برآورد معادله تمرکز فعالیت‌های صنعتی

طبق معادله (۴) معادله تمرکز فعالیت‌های صنعتی به صورت زیر است:

۱. زیرا به طور معمول یک منطقه قادر نیست کلیه کالاهای مورد نیازش را به صورت محلی تولید کند.

$$Ln(AG_{it}) = \theta_0 + \theta_1 Ln(AG_{it-1}) + \rho W Ln(AG_{jt}) + \theta_2 Ln(GDP_{it}) + \theta_3 Ln(FD_{it}) + \theta_4 Ln(U_{it}) + \varepsilon_{2it}$$

از آنجا که اولاً طبق مبانی نظری در معادله فوق، متغیر تمرکز فعالیت صنعتی با رشد ارتباطات درونی با یکدیگر دارند و ثانیاً، ε_{2it} می‌تواند شامل متغیرهایی از جمله آب و هوا، زیرساخت‌های حمل و نقل، خدمات عمومی، وجود منابع طبیعی و ... برای یک استان باشد که با افزایش آنها تمرکز فعالیت صنعتی استان افزایش خواهد یافت و همچنین این عوامل می‌تواند بر رشد اقتصادی استان نیز مؤثر باشد، بنابراین یک ارتباط بین متغیرهای مستقل و جزء خطا وجود دارد و همچنین یک شوک مثبت یا منفی در یک استان، می‌تواند سایر استان‌ها را تحت تأثیر قرار دهد و تورش همزمانی ایجاد خواهد شد. بنابراین برای برآورد این معادله نیز مانند معادله رشد از روش GMM سیستمی استفاده می‌شود. از آنجا که داده‌های مورد استفاده برای برآورد معادله تمرکز، استانی هستند از تکنیک روش سیستمی گشتاور تعمیم یافته آرلانو- باور/ بلوندل- باند فضایی استفاده شده است.

چنانچه قبلاً نیز ذکر شده است قبل از استفاده از تکنیک‌های سنجی فضایی باید آزمون موران انجام شود که نتایج آن در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. نتیجه آزمون موران

مقدار	احتمال
۰/۱۰۱۱	۰/۰۶۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۳) وابستگی فضایی (خودهمبستگی فضایی) میان متغیرهای استان‌ها وجود دارد.

در معادله بالا پنج متغیر، تمرکز فعالیت صنعتی در استان i در دوره قبل AG_{it-1}، لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی سایر استان‌ها AG_{jt}، لگاریتم تولید ناخالص واقعی بدون نفت GDP_{it}، لگاریتم توسعه مالی منطقه FD_{it} و شاخص اندازه بازار U_{it} وجود دارد.

از آنجا که تمرکز فعالیت صنعتی بر رشد تأثیرگذار است و همچنین رشد نیز بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی تأثیر دارد، متغیر رشد به عنوان متغیر درون‌زا در برآورد مدل رشد تعریف شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد معادله تمرکز فعالیت‌های صنعتی طی دوره (۱۳۸۰-۱۳۹۰)

متغیرها	ضرایب
جزء ثابت	-۲/۹۳۱ (۰/۰۰۱)-۳/۳۵
لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی دوره قبل	۰/۸۳۵ (۰/۰۰۰)۲۳/۵۰
لگاریتم شاخص بازار بالقوه	۰/۱۸۱ (۰/۰۰۱)۳/۲۱
لگاریتم تولید واقعی	۰/۱۸۲ (۰/۰۰۳) ۳/۰۰
لگاریتم توسعه مالی	۰/۰۲۱ (۰/۳۷۰) ۰/۹۰
ضریب همبستگی فضایی	۰/۰۸۰ (۰/۶۸۵) ۰/۴۱
ضریب تعیین مدل (R^2)	۰/۸۸۸
ضریب تعیین تعدیل یافته	۰/۸۸۶
والد	۲۱۸۸/۱۴۲ ۰/۰۰۰
سارگان	۲۰۶/۹۵ ۰/۶۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

متغیر درون‌زا: لگاریتم تولید طبق نتایج جدول (۴) متغیر لگاریتم تولید ناخالص واقعی بدون نفت منطقه تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۹۵٪ بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در منطقه دارد. با افزایش رشد منطقه تمرکز صنایع در منطقه افزایش می‌یابد که این نتیجه سازگار با تئوری جغرافیای اقتصادی جدید است. متغیر لگاریتم توسعه مالی از نظر آماری تأثیری بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران ندارد. علّت این امر می‌تواند به دلیل یکپارچگی بازار مالی (سیستم بانک‌ها) در ایران باشد، به این صورت که می‌توان در یک استان سپرده‌گذاری انجام داد و در استان دیگر اعتبار دریافت کرد که در این حالت مزیت نسبی حاصل از توسعه مالی در یک منطقه

از بین خواهد رفت.

لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی دوره قبل و اندازه بازار بالقوه دارای تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۹۵٪ می‌باشد. تمرکز تولیدات صنعتی در مدل جغرافیای اقتصادی جدید در منطقه‌ای صورت می‌گیرد که اندازه بازار بزرگ‌تری دارد یا اثرات خارجی مثبت بین بنگاه‌های مستقر در آن منطقه وجود دارد یا منطقه موجودی منابع طبیعی یا رژیم سیاستی متفاوتی نسبت به سایر مناطق دارد. از آنجا که هرچه تعداد بنگاه‌ها در یک منطقه بیشتر باشد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع و اثرات خارجی بین بنگاه‌ها افزایش می‌یابد، بنابراین انتظار بر این است که تمرکز صنعتی دوره قبل تأثیر مثبت بر تمرکز در دوره جاری داشته باشد. اندازه بازار بالقوه شاخصی از تقاضای سطح ملی برای کالاهای یک منطقه است که هر چه تقاضا برای تولیدات منطقه بیشتر باشد موجب جذب بنگاه‌های بیشتری به منطقه خواهد شد.

ضریب همبستگی فضایی تمرکز از نظر اماری معنادار نیست. طبق نتایج جدول (۴)، آماره آزمون والد نشان می‌دهد که کل مدل معنادار است. برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن متغیرهای ابزاری در روش GMM از آزمون سارگان استفاده می‌شود که فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است. طبق نتایج این آزمون، صحت اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در روش GMM فضایی تأیید می‌شود.

۴-۳- برآورد معادله توسعه مالی در استان‌های مرکز و پیرامون

طبق معادله (۴) معادله توسعه مالی به صورت زیر است:

$$Ln(FD_{it}) = \lambda_0 + \lambda_1 Ln(FD_{it-1}) + \rho W Ln(FD_{jt}) + \lambda_2 Ln(GDP_{it}) + \lambda_3 Ln(Ict_{it}) + \varepsilon_{3it}$$

در معادله بالا، تولید ناخالص واقعی بدون نفت استان i، GDP_{it}، سرمایه‌گذاری در زیرساخت اطلاعات و ارتباطات Ict_{it}، توسعه مالی دوره قبل FD_{it-1} و توسعه مالی استان‌های مجاور FD_{jt} بر توسعه مالی تأثیرگذار هستند.

برای برآورد این معادله نیز مانند معادلات قبلی از روش GMM سیستمی استفاده می‌شود[۱]. از آنجا که داده‌های مورد استفاده برای برآورد معادله تمرکز، استانی هستند از تکنیک روش سیستمی گشتاور تعمیم یافته آرلانو- باور/ بلوندل-باند فضایی استفاده شد. همان‌طور که قبلاً نیز ذکر شده است قبل از استفاده از تکنیک‌های سنجی فضایی باید آزمون موران انجام شود که نتایج آن در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۵. نتیجه آزمون موران

مقدار	احتمال
۰/۰۵۲۲	۰/۰۰۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۵) وابستگی فضایی (خودهمبستگی فضایی) میان متغیرهای استان‌ها وجود دارد.

در این مدل متغیر لگاریتم تولید واقعی تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۰/۹۵ بر توسعه مالی دارد. به این معنی که رشد اقتصادی، افزایش و تقاضای جدید را برای خدمات مالی در پی خواهد داشت. بر این اساس، توسعه و پیشرفت بازارهای مالی ناشی از افزایش تقاضا برای خدمات این بازارهاست که از رشد واقعی اقتصاد نشأت گرفته است. در این مدل متغیر لگاریتم فناوری اطلاعات و ارتباطات از لحاظ آماری در سطح اهمیت ۹۰ درصد معنادار است. انتظار تئوریکی این است که توسعه زیرساخت فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی را با کاهش عیوب بازار و ترویج توابع مالی تحکیم می‌بخشد. اشاعه فناوری اطلاعات و ارتباطات اصطکاک عمده بازار که هزینه‌های اطلاعات و معامله است را کاهش می‌دهد. همچنین می‌تواند باعث کاهش هزینه معاملاتی واسطه‌های مالی از جمله بانک‌های تجاری، مؤسسات تأمین مالی و... در نتیجه باعث گسترش کسب و کار شود.

در جدول ۶ مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

---

۱. از آنجا که اولاً طبق مبانی نظری در معادله فوق، متغیر توسعه مالی با رشد ارتباطات درونی با یکدیگر دارند و ثانیاً، ε_{3it} می‌تواند شامل متغیرهای نهادی و حاکمیتی و ... برای یک استان باشد که با بهبود آنها توسعه مالی استان افزایش خواهد یافت و همچنین این عوامل می‌تواند موجب افزایش رشد اقتصادی استان نیز باشد، بنابراین یک ارتباط بین متغیرهای مستقل و جزء خطا وجود دارد. بنابراین برای برآورد این معادله نیز مانند معادله رشد از روش GMM سیستمی استفاده می‌شود.

متغیرهای درون‌زا: لگاریتم تولید

همچنین ضریب همبستگی فضایی توسعه مالی دارای تأثیر مثبت و معنادار است به این معنی که توسعه مالی یک استان تحت تأثیر توسعه مالی استان‌های مجاور است به این صورت که با افزایش توسعه مالی همسایگان یک استان، توسعه مالی استان مورد نظر افزایش می‌یابد.

طبق نتایج جدول (۶)، آماره آزمون والد نشان می‌دهد که کل مدل معنادار است. برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن متغیرهای ابزاری در روش GMM از آزمون سارگان استفاده می‌شود که فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است. طبق نتایج این آزمون، صحت اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در روش GMM فضایی تأیید می‌شود.

جدول ۶. نتایج برآورد معادله توسعه مالی طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۸۰)

متغیرها	ضرایب
جزء ثابت	-۲/۹۱۹ -۳/۷۹ (۰/۰۰۰)
لگاریتم توسعه مالی دوره قبل	۰/۲۱۶ ۳/۹۲ (۰/۰۰۰)
لگاریتم تولید واقعی	۰/۶۷۲ ۴/۴۲ (۰/۰۰۰)
لگاریتم زیرساخت ارتباطات و فناوری اطلاعات	۰/۰۴۷ ۱/۶۲ (۰/۱۰۵)
ضریب همبستگی فضایی	۱/۱۹ ۱۷/۴۷ (۰/۰۰۰)
ضریب تعیین مدل (R^2)	۰/۷۶۷
ضریب تعیین تعدیل یافته	۰/۷۶۵
والد	۹۱۱/۳۷۳ ۰/۰۰۰
سارگان	۲۶/۵۹۸ ۱/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

مقاله حاضر در پی پاسخ به این سؤال است که، آیا توسعه مالی بر تمرکز فعالیت صنعتی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران تأثیرگذار است؟ به منظور پاسخ‌گویی به این سؤال، الگوی اقتصادسنجی فضایی تدوین شده که یک دستگاه سیستم معادلات همزمان است که در آن رشد منطقه، تمرکز فعالیت‌های صنعتی و توسعه مالی متغیرهای درون‌زا هستند. این دستگاه توسط برآوردگر سیستمی گشتاور تعمیم یافته آرلانو- باور/ بلوندل- باند فضایی برای ۲۸ استان ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ برآورد گردیده است. شاخص توسعه مالی در نظر گرفته شده در این مقاله نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی است.

طبق نتایج برآورد مدل‌ها (مدل رشد و توسعه مالی) متغیر لگاریتم توسعه مالی دارای تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران و رشد اقتصادی نیز دارای تأثیر مثبت بر توسعه مالی است و یک ارتباط دو طرفه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران برقرار است. این نتایج بیان می‌کند که توسعه مالی برای رشد اقتصادی ضروری است و رشد اقتصادی نیازمند سیستم مالی خوب و کارا است. به طوری که پاتریک (۱۹۹۶) بیان می‌کند که در مراحل ابتدایی توسعه، بهبود خدمات مالی و گسترش ابزارهای جدید مالی و تغییر ساختار مالی موجب رشد اقتصادی می‌شود. ولی در ادامه روند توسعه اقتصادی، با افزایش رشد اقتصادی تقاضا برای انواع جدیدتر ابزارها و خدمات مالی عامل تعیین‌کننده می‌شود. بنابراین توسعه مالی و رشد اقتصادی همدیگر را تکمیل می‌کنند.

همچنین نتایج مربوط به برآورد تمرکز فعالیت صنعتی نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیری بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در ایران ندارد. علّت این امر با توجه به شاخص توسعه مالی در نظر گرفته شده می‌تواند به دلیل یک‌پارچگی سیستم بانک‌ها در ایران باشد، به این صورت که می‌توان در یک استان سپرده‌گذاری انجام داد و در استان دیگر اعتبار دریافت کرد که در این حالت مزیت نسبی حاصل از توسعه مالی در یک منطقه از بین خواهد رفت و توسعه مالی نمی‌تواند یک فاکتور مؤثر بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران باشد.

منابع

آق ارکاکلی، آنامحمد؛ یحیی زاده‌فر، محمود و نوبخت، مهدی (۱۳۹۵). "مطالعه توسعه مالی بین الملل و نقش آن بر جهانی شدن اقتصاد در کشور ایران با استفاده از داده‌های تابلویی". *فصلنامه علمی پژوهشی ی رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۵۶-۳۷.

اکبری، نعمت‌اله (۱۳۸۴). "مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای". *فصلنامه اقتصادی ایران*، سال ۷، شماره ۲۳، ۶۸-۳۹.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۱). "تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۸*، ۵۵-۲۳.

زراءنژاد، منصور و انصاری، الهه (۱۳۸۶). "اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان". فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره ۴، شماره ۴، ۲۶-۱.

شیوا، رضا (۱۳۸۰). "اثر تأمین مالی در درازمدت بر رشد و توسعه اقتصادی در ایران". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۵۶-۳۳.

میرباقری هیر، میرناصر و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده های تابلویی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۵، ۱۰۸-۹۳.

Anwar, S. & Cooray, A. (2012). "Financial Development, Political Rights, Civil Liberties and Economic Growth: Evidence from South Asia". ***Economic Modelling***, 29, 974–981

Colombage, S. R. (2009). "Financial Markets and Economic Performances: Empirical Evidence from Five Industrialized Economies". Re***search in International Business and Finance,*** 23(3), 339-348.

Fujita, M. & Krugman, P. (1995). "When is the Economy Monocentric?: Von Thünen and Chamberlin Unified". ***Regional Science and Urban Economics***, 25, 505–528.

Fujita, M. & Mori, T. (2005). "Frontiers of the New Economic Geography". ***Papers in Regional Science,*** 84(3), 377-405.

Harris, R. (2011). "Models of Regional Growth: Past, Present and Future". ***Journal of Economic Surveys***, 25(5), 913-951.

He, Q., Xue, C. & Zhu, C. (2014). "Financial Development and Patterns of Industrial Specialization: Regional Evidence from China". ***BOFIT Discussion Paper No***. 12/2014. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2428178 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2428178.

King, R. G. & Levine, R. (1993). "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right?". ***Quarterly Journal of Economics***, 108(3), 717–737.

Liu, D. & Meissner, C. M. (2015). "Market Potential and the Rise of US Productivity Leadership". ***Journal of International Economics***, 96(1), 72-87.

Lucas, R. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". ***Journal of Monetary Economics***, 22(1), 3-42.

Martin, P., Mayer, T. & Mayneris, F. (2011). "Spatial Concentration and Plant-Level Productivity in France". ***Journal of Urban Economics***, 69(2), 182-195.

Martin, R., Finglaton, B. & Garretsen, H. (2009). "***Analysis of the Main Factors of Regional Growth: an In-Depth Study of the Best and Worst Performing European Regions***". ***Cambridge Econometrics***.

Menyah, K., Nazlioglu, S. & Wolde-Rufael, Y. (2014). "Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in African Countries: New Insights from a Panel Causality Approach". ***Economic Modelling***, 37, 386-394.

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

Ltd, Bodmin, Cornwall.

Ottaviano, G. & Thisse, J. F. (2004). "Agglomeration and Economic Geography". ***Handbook of Regional and Urban Economics***, 4, 2563-2608.

Parker, S. C. (2004). "The Economics of Self-Employment and Entrepreneurship". ***Cambridge University Press***.

Patrick, H. T. (1966). "Financial Development and Economic Growth in under Developed Countries". ***Economic Development and Cultural Change***, 14, 174–189.

Robinson, J. (1952). "***The Generalisation of the General Theory, the Rate of Interest and other Essays***". Macmillan, London, pp. 67–142.

Vega, S. H. & Elhorst, J. P. (2013). "***On Spatial Econometric Models Spillover Effects, and W***". In 53rd ERSA Congress, Palermo, Italy.

Zhang, Y. & Sun, Y. (2015). "Estimation of Partially Specified Dynamic Spatial Panel Data Models with Fixed-Effects". ***Regional Science and Urban Economics***, 51, 37-46.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی