فصل‌نامه مطالعاتی در مدیریت بانکی و بانکداری اسلامی

مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران
زمستان ۱۴۰۱، دوره ۸ شماره ۲۱، صفحه ۸۳-۱۱۶

صنعت بانکی و هم‌گرایی اقتصادی: تحلیل بین استانی

سعید رحیمی[۱]
پروانه سلاطین*[۲]
محمود محمودزاده[۳]
مسعود صوفی مجیدپور[۴]

چکیده

در این مطالعه با استفاده از اقتصادسنجی فضایی، تأثیر کارایی بانک‌ها و بی‌انضباطی پولی، بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها، در دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ بررسی شده است. نتایج برآورد مدل‌ها نشان داد که نسبت تسهیلات به سپرده‌های بانکی، به‌عنوان شاخص کارایی بانکی و بی‌انضباطی پولی، بر هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها تأثیر منفی و معنادار دارد؛ بنابراین سیستم بانکی نتوانسته است که در هم‌گرایی اقتصادی نقش تأثیرگذاری ایفا کند. سرعت هم‌گرایی مطلق ۰/۰۴۸ در مدل‌های شرطی با مقدارهای ۰/۲۶۹ و ۰/۲۵۴ نشان می‌دهد که در حالت مشروط، سرعت هم‌گرایی استان‌ها بیشتر بوده است؛ اما با وارد شدن متغیرهای بانکی، سرعت هم‌گرایی کمتر شده است. به بیان دیگر، سالانه ۴/۸ درصد در حالت هم‌گرایی مطلق و ۲۶/۹درصد و ۲۵/۴ درصد در حالت هم‌گرایی شرطی، از شکاف اقتصادی استان‌ها به حالت پایدار برطرف می‌شود. همچنین موجودی سرمایه واقعی و مالیات‌ها تأثیر مثبت و معنادار و سرمایه انسانی و شاخص فلاکت، تأثیر منفی و معنادار بر هم‌گرایی اقتصادی دارند. بررسی آثار سرریزها در سال ۱۳۹۸ نشان داد که اثر سرریز کارایی بانکی بر استان‌های مجاور مثبت بوده و با افزایش فاصله استان‌ها از یکدیگر، اثر سرریز کمتر شده است. در واقع، آثار سرریز بر استان‌های مجاور، بیشتر از استان‌هایی است که در فاصله دورتری قرار دارند.

واژه‌های کلیدی: هم‌گرایی، رشد اقتصادی، اقتصادسنجی فضایی، کارایی بانکی، بی‌انضباطی پولی.

طبقه‌بندی JEL: O۴۳، G۲۱، O۴۷، C۳۳ و C۲۱.

---

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران؛ s.rahimi90@yahoo.com
۲. استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسنده مسئول)؛ p_salatin@iaufb.ac.ir
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران؛ mahmod.ma@yahoo.com
۴. استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران؛ masoodsoufi@gmail.com

مقدمه

اعطای تسهیلات، یکی از وظایف مهم بانک‌ها است که در آن به تأمین مالی بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش خانوار، کسب‌وکار، بنگاه‌ها و دولت پرداخته می‌شود که این موضوع بر رونق فضای کسب‌وکار و سرمایه‌گذاری نقش مؤثری دارد. دسترسی به اعتبارات مالی هسته اصلی توسعه و عملکرد بنگاه‌های کوچک و متوسط در رشد و توسعه اقتصادی به‌شمار می‌رود. موانع دسترسی به تأمین مالی، مانع از سرمایه‌گذاری و نوآوری در کسب‌وکارها شده و از رشد و پیشرفت آنها جلوگیری می‌کند. به‌علاوه، دسترسی به خدمات مالی مستلزم فقدان موانع در استفاده از این خدمات است، خواه این محدودیت‌ها شامل موانع قیمتی باشند یا موانع غیرقیمتی را در برگیرند. به بیان دیگر، منظور از دسترسی به منابع مالی این است که خدمات مالی (وام، اعتبار تجاری، سپرده، بیمه و ...) بدون هیچ مانعی در اختیار افراد یا بنگاه‌ها قرار داشته باشد. بنابراین، در این حوزه، شناخت عوامل مؤثر در دسترسی به تأمین مالی حائز اهمیت است (محمدی خیاره، زیوری و مظهری، ۱۳۹۹).

با توجه به اینکه بانک‌ها در جمع‌آوری و تجزیه و تحلیل اطلاعات منسجم‌تر و نظام‌یافته‌تر هستند، با انتخاب بنگاه‌های قوی‌تر و مدیران توانمندتر، قادر به تخصیص کاراتر منابع هستند. بنابراین، بازارهای اعتبارات توسعه‌یافته با تخصیص مناسب و کارای منابع، انتخاب نامطلوب را کاهش می‌دهند (گرین‌وود و جوانوویچ[1]، ۱۹۹۰). بازار اعتبارات توسعه‌یافته قادر به نظارت مؤثر بر مدیران است. بانک‌ها با ایجاد رابطه بلندمدت با مدیران بنگاه‌ها، هزینه‌های کسب اطلاعات را کاهش می‌دهند، آنها را با موفقیت مدیریت می‌کنند و بر فعالیت‌های آنها نیز نظارت مناسبی دارند. بانک‌ها می‌توانند مدیران شرکت‌ها و بنگاه‌ها را به مدیریت و اداره بنگاه‌ها براساس منافع اعتباردهندگان (سپرده‌گذاران) ترغیب کنند. بانک به‌عنوان یک ناظر منتخب، سبب کاهش هزینه‌های نظارت می‌شود، زیرا بنگاه وام‌گیرنده به‌جای اینکه توسط کلیه سرمایه‌گذاران نظارت شود، توسط بانک نظارت می‌شود (دیاموند[2]، ۱۹۸۴). بنابراین، با توسعه هرچه بیشتر بازار اعتبارات و عملکرد نظارتی آنها مخاطرات اخلاقی کاهش می‌یابد. همچنین، تأمین مالی توسط بانک‌ها، سبب توسعه و پیشرفت تکنولوژی‌های برتر خواهد شد. همان‌طور که بانک‌ها می‌توانند پرداخت اعتبارات اضافی جهت توسعه پروژه را تضمین کنند، قادر به هدایت تأمین مالی مقدماتی به‌سمت پروژه‌های سودآور نیز هستند (استولز[3]، ۲۰۰۰).

---

1. Greenwood & Jovanovic
2. Diamond
3. Stulz

گورلی و شو[1] (۱۹۶۰) تشریح کردند که بانک‌ها برای تبدیل سپرده‌ها با سررسیدهای کوتاه‌مدت به وام‌های با سررسید طولانی به وجود آمدند که در واقع، نقش تبدیل‌کنندگان دارایی را دارند. لوین[2] (۱۹۹۷) به دو کانال انباشت سرمایه و ابداعات تکنولوژیکی اشاره کرده است. از دیدگاه وی، کاستی‌های بازار شامل هزینه‌های اطلاعات و مبادلات سبب به وجود آمدن بازارها و واسطه‌های مالی می‌شوند. بازارها و واسطه‌های مالی نیز با انجام وظایف خود از قبیل تجمیع و تجهیز پس‌اندازها، تخصیص منابع، کنترل مشارکتی، تسهیل مدیریت ریسک و تسهیل مبادلات کالاها، خدمات و قراردادها، از طریق کانال‌های انباشت سرمایه و تغییرات تکنولوژیکی، بر رشد اقتصادی تأثیرگذارند. از این رو، با توجه به اهمیت موضوع، پرسش این است که آیا کارایی بانک‌ها و بی‌انضباط پولی، بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها تأثیری دارند؟ با توجه به این پرسش، فرضیه‌های زیر در این پژوهش مطرح شده است.

- کارایی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی، تأثیر مثبت و معناداری دارد.
- بی‌انضباط پولی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی استان، تأثیر منفی معناداری دارد.

برای آزمون این فرضیه‌ها، از اقتصادسنجی فضایی طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. شایان ذکر است، در ارتباط با هم‌گرایی اقتصادی، پژوهش‌های متعددی انجام شده است. اما در هیچ یک از پژوهش‌ها، میزان تأثیرگذاری کارایی بانک‌ها و بی‌انضباط پولی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها بررسی نشده است. در پژوهش پهلوانی، افراسیابی و حسین زاده (۱۳۹۹) تأثیر درآمدهای نفت بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها، در پژوهش ملابهرامی، نیکبخت و رحمانی فضلی (۱۳۹۸)، نقش بودجه دولت بر هم‌گرایی استان‌ها، در پژوهش دل انگیزان، گلی و گلی (۱۳۹۶) نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها و تأثیر صنعتی شدن بر هم‌گرایی رشد، در پژوهش سلامی، فقه محمدی و محمدی (۱۳۹۵) هم‌گرایی درآمدی بین استان‌ها، در پژوهش‌های اکبری و مویدفر (۱۳۸۳)، محمودزاده و علمی (۱۳۹۱) و فتاحی و عطار (۱۳۹۴) فرضیه وجود هم‌گرایی رشد اقتصادی استان‌ها، در پژوهش رفعت (۱۳۹۷) تأثیر یکپارچگی مالی و باز بودن بازارهای مالی در هم‌گرایی درآمد سرانه در ایران، در پژوهش طیبی، دائی کریم زاده و رمضانی (۱۳۹۱) اثرهای هم‌گرایی درآمدی و گسترش جریان‌های تجاری بر رشد اقتصادی ایران و عمده شرکای تجاری، در پژوهش

1. Gurley & Shaw
2. Levine

ترکی، طیبی و شریفی (۱۳۸۹) تأثیر اصلاحات مالی بر رشد اقتصادی و ایجاد هم‌گرایی در کشورهای برگزیده اسلامی، در پژوهش عیسی و گیراردن[۱] (۲۰۲۲) تأثیر هم‌گرایی رقابت بانکی در خاورمیانه و شمال آفریقا، در پژوهش ایزلدین، جونز، اونگنا، پاپاس و تسیوناس[۲] (۲۰۲۱) هم‌گرایی کارایی در بانک‌های اسلامی، در پژوهش هبرام و هالدر[۳] (۲۰۲۱) هم‌گرایی درآمد جهانی، در پژوهش توتا و سوبراهمانیام [۴] (۲۰۲۰) هم‌گرایی بهره‌وری کل عوامل بانک‌های کشور هند، در پژوهش بالاش و همکاران [۵] (۲۰۲۰) هم‌گرایی‌های اقتصادی در ۸۰ منطقه روسیه، در پژوهش هلمز، ارگوی و اترو[۶] (۲۰۱۹) هم‌گرایی نرخ بهره در اقتصاد بازار نوظهور، در پژوهش کاوالیری و فرانته[۷] (۲۰۱۹) اثر مخارج دولتی بر هم‌گرایی و کاهش نابرابری‌های جغرافیایی در کشور ایتالیا، در پژوهش فورکوا و چوچولاتا[۸] (۲۰۱۷) آثار پژوهش و توسعه و سرریزهای آن بر عملکرد اقتصادی و هم‌گرایی مناطق اتحادیه اروپا، در پژوهش تیان، ژانگ، ژو و یو[۹] (۲۰۱۶) تأثیر سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی در هم‌گرایی اقتصادی استان‌های کشور چین و در پژوهش بارتوسکا و ریدل[۱۰] (۲۰۱۲) هم‌گرایی درآمد در مناطق مختلف اروپا بررسی و ارزیابی شده است. از سوی دیگر، از آنجا که رشد و توسعه اقتصادی در هر منطقه، تابعی از وضعیت درون منطقه و اطراف منطقه است که به‌صورت اثرهای سرریز نمود پیدا می‌کند و توسعه‌یافتگی مناطق همسایه، به‌معنای اثرهای سرریز مثبت بر توسعه‌یافتگی است و هرچه فاصله افزایش یابد، میزان اثرهای سرریز کاهش می‌یابد.

وجود اثرهای سرریز در بین مناطق مختلف یک کشور خاص، به‌مراتب بیشتر از اثرهای سرریز میان کشورهای مختلف است. اگرچه پژوهش‌های متعددی نابرابری بین مناطق را تجزیه و تحلیل کرده‌اند، اما تعداد کمی از آنها اثرهای همسایگی را در نظر گرفته‌اند. این در حالی است که اثرهای ناشی از همسایگی، در ایجاد نابرابری نقش مهمی دارد (دل انگیزان، گلی و گلی، ۱۳۹۶). از این رو، در این پژوهش، برای بررسی میزان تأثیرگذاری کارایی بانک‌ها و بی‌انظباطی پولی بانک‌ها در

1. Issa & Girardone
2. Izzeldin, Johnes, Ongena, Pappas & Tsionas
3. Hembran & Haldar
4. Tota & Subrahmanyam
5. Balash, Faizliev & Chistopolskaya
6. Holmes, Iregui & Otero
7. Cavalieri & Ferrante
8. Furkova & Chocholata
9. Tian, Zhang, Zhou & Yu
10. Bartkowska & Riedl

هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها، از اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است تا بررسی شود که آیا اثرهای سرریز یا همسایگی سهمی در ایجاد یا کاهش نابرابری بین مناطق دارند یا خیر.

مقاله حاضر مشتمل بر ۶ بخش است. بعد از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم پیشینه پژوهش، در بخش چهارم تصریح مدل و معرفی متغیرها، در بخش پنجم برآورد مدل و ارائه نتایج و در نهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

مبانی نظری

بانک‌ها به‌عنوان یکی از ارکان مهم بازارهای مالی، به گردآوری پس‌اندازهای کوچک و بزرگ و بهینه‌سازی این منابع و هدایت آن به‌سوی مصرف در بخش‌های مولد اقتصادی کمک می‌کنند. از دیدگاه مک‌کینون و شاو[1] (۱۹۷۳)، بانک‌ها با فراهم آوردن منابع مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری واقعی، بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند. از نظر برانسون[2] (۱۹۸۷)، تسهیلات اعتباری به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر اشتغال واحدهای تولیدی و فرصت‌های شغلی جدید تأثیرگذار است. تزریق اعتبارات پولی به جریان تولید (به‌صورت سرمایه در گردش) در کوتاه‌مدت به‌دلیل ثابت بودن حجم سرمایه، سبب افزایش اشتغال می‌شود؛ اما در بلندمدت که جریان وام و اعتبار به سرمایه ثابت تبدیل می‌شود، تغییرات تکنولوژیکی را به‌همراه دارد که با ارتقای دانش فنی، می‌تواند عاملی در راستای رشد اقتصادی باشد (طاهرپور، محمدی و فردی، ۱۳۹۶).

در خصوص ارتباط میان بخش مالی و رشد اقتصادی سه رویکرد وجود دارد. رویکرد نخست، به دیدگاه طرف تقاضا[3] موسوم است و برای نخستین بار پاتریک[4] (۱۹۶۶) مطرح کرده است. طرفداران این گروه بر این باورند که تغییر در بازارهای مالی، در نتیجه رشد بخش واقعی اقتصاد به‌دلیل پیشرفت تکنولوژی یا ارتقای بهره‌وری نیروی کار به وجود خواهد آمد. به بیان دیگر، رشد اقتصادی به‌علت رشد بخش مالی است. یانگ[5] (۱۹۸۶) و ایرلند[6] (۱۹۹۴) از این دیدگاه حمایت می‌کنند.

رویکرد دوم به دیدگاه طرف عرضه موسوم است. طرفداران این نظریه معتقدند که وجود بازارهای مالی کارا، افزایش عرضه خدمات مالی را در پی دارد. این موضوع به سهم خود، سبب گسترش تقاضا

1. Mackinnon & Shaw
2. Branson
3. Demand-Following
4. Patrick
5. Jung
6. Irland

برای بخش حقیقی اقتصاد می‌شود. در این رویکرد، توسعه بخش مالی بر توسعه بخش حقیقی اقتصاد، مقدم است. در پژوهش‌های افرادی چون گلدسمیت[۱] (۱۹۶۹)، مک‌کینون[۲] (۱۹۷۳)، شاو[۳] (۱۹۷۳)، کینگ و لوین[۴] (۱۹۹۳) و لوین، لوایزا و بک[۵] (۲۰۰۰) از این رویکرد حمایت می‌شود.

رویکرد سوم، رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را به‌صورت هم‌زمان مطرح می‌کند، به‌طوری که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، بخش مالی از طریق گسترش بازارهای مالی و ایجاد مؤسسه‌های مالی و عرضه دارایی‌های مالی، نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند (سازگار با دیدگاه طرف عرضه) و در سطوح بالای رشد اقتصادی، گسترش بخش مالی، تحت تأثیر رشد اقتصادی قرار می‌گیرد (سازگار با دیدگاه طرف تقاضا). گرینوود و اسمیت[۶] (۱۹۹۷) و لوینتل و خان[۷] (۱۹۹۹) از این دیدگاه حمایت می‌کنند (طاهرپور و همکاران، ۱۳۹۶).

بازارهای مالی می‌توانند با تخصیص بهینه سرمایه بین بخش‌های اقتصادی، موجب تسریع در رشد اقتصادی شوند. بر این اساس، هرچه نظام‌های مالی توسعه‌یافته‌تر باشند، اقتصاد مدنظر قادر است نرخ‌های رشد بالاتری را تجربه کند (کریمی، ۱۳۸۵). جایاراتن و استران[۸] (۱۹۹۶) و بک، دمیرگوچ کونت و لوین[۹] (۲۰۰۰) نشان دادند که رشد اقتصادی بیش از هر عامل دیگر از رشد نهاده‌ها و رشد بهروری کل عوامل تولید ناشی می‌شود که واسطه‌ها و بازار مالی در تحریک رشد نهاده‌ها و بهره‌وری کل عوامل تولید نقش اساسی دارند. بکسی و وانگ[۱۰] (۱۹۹۷) معتقدند که واسطه‌های مالی با کاهش هزینه مبادلاتی و حذف اثر منفی اطلاعات نامتقارن در اقتصاد، عملکرد اقتصاد بازار را بهبود می‌بخشند و منابع مالی را به‌سمت پروژه‌های سرمایه‌گذاری با بازدهی بالا هدایت می‌کنند. این عمل به رشد اقتصادی بیشتر منجر می‌شود (دیاموند[۱۱]، ۱۹۸۳ و ۱۹۹۱ و لوین و همکاران، ۲۰۰۰). هریسون، ساسامن و زیرا[۱۲] (۱۹۹۹) مدل‌هایی را توسعه دادند که واسطه‌های مالی جریان مالی منابع

1. Goldsmith
2. Mackinnon
3. Shaw
4. King & levine
5. Levine, Loayza & Beck
6. Greenwood & Smith
7. Luintel & Khan
8. Jayaratne & Strahan
9. Beck, Demirgüç-Kunt & Levine
10. Becsi & Wang
11. Diamond
12. Harrison, Sussman & Zeira

را از پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاران در حضور عدم تقارن اطلاعات تسهیل کرده و به تسریع رشد اقتصادی منجر می‌شوند (ابوترابی، فنودی و مجتهدی، ۱۳۹۳).

از دیـــدگاه گلداسمیت (۱۹۶۹) و مکینون و شاو (۱۹۷۳) تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه‌شده توسط مؤسســـه‌هـــای مالی، می‌تواند بخش مهمی از تفاوت نرخ رشد را در بین کشورها توضیح دهد (پهلوان، افراسـیابی و حسـین‌زاده، ۱۳۹۹). از دیـدگاه چو[1] (۲۰۱۰)، توسعه کیفی از یک سو با افزایش کارایی خدمات مالی، باعث رشد سرمایه سرانه شده و از سوی دیگر، با حمایت از رشد فناوری، افزایش بهره‌وری سرمایه و رشد اقتصادی را موجب می‌شود.

از آنجا که هدف اصلی این پژوهش، بررسی میزان تأثیرگذاری کارایی بانـک‌هـا و بـی‌انضـباطی پولی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها است، در ادامه مفهوم هم‌گرایی تشریح شده است.

در ادبیات اقتصادی، حداقل سه روش برای بررسی هم‌گرایی وجود دارد: هم‌گرایی بتا[2]، هم‌گرایی سیگما[3] و هم‌گرایی تصادفی (لی، پسران و اسمیت[4]، ۱۹۹۷). هم‌گرایـی بتـا زمـانی رخ مـی‌دهـد کـه کشورهای (مناطق، استان‌های) فقیر در مقایسه با کشورهای (مناطق، استان‌های) ثروتمند، با سـرعت بیشتری رشد کنند. هم‌گرایی سیگما نیز زمانی رخ می‌دهد که پراکندگی درآمد سرانه میان کشورهای (مناطق، استان‌های) فقیر و ثروتمند طی زمان، کاهش یابد (بارو و سالای مارتین[5]، ۱۹۹۶). هم‌گرایی تصادفی نیز درباره اثر شوک‌ها صحبت می‌کند.

هم‌گرایی بتا به دو نوع هم‌گرایی بتا شرطی و هـم‌گرایـی بتـا غیرشـرطی (مطلـق) طبقـه‌بنـدی می‌شود. هم‌گرایی بتا به کشورها (مناطق، استان‌ها) اجازه می‌دهد که هم‌گرا شوند، امـا نـه بـه‌سـمت مشترک، بلکه به‌سمت سطح پایدار درآمد بلندمدت خود. این نوع هم‌گرایـی شـرطی اسـت، زیـرا بـه ویژگی‌های ساختاری مناطق مانند ترجیحات، سطح پیشرفت فنی و تکنولـوژی، نـرخ رشـد جمعیـت، سیاست‌های دولتی و... بستگی دارد. تفاوت در ویژگـی‌هـای سـاختاری کشـورها و منـاطق، نشـانگر کشورها و مناطقی با سطوح پایدار متفاوت است. از این رو، رشد اقتصادی تابعی است از شـکافی کـه روند رشد از سطح پایدارش جدا می‌کند، یعنی برای داشتن هم‌گرایی نباید شکاف تابع رونـد از سـطح پایدار بلندمدت آن افزایش یابد. پس برای هم‌گرایی شرطی لازم است سطح پایدار هر اقتصـاد ثابـت

1. Chou
2. Bata convergence
3. Sigma convergence
4. Lee, Pesaran, & Smith
5. Sala - i-Martin

فرض شود. از دیدگاه منکیو[1] (۲۰۰۳)، اگر برای بررسی هم‌گرایی عواملی مانند نرخ پس‌انداز، نرخ رشد جمعیت، پیشرفت فنی و ... کنترل شوند، هم‌گرایی مشاهده شود، هم‌گرایی از نوع مشروط خواهد بود.

رویکرد هم‌گرایی β از مدل رشد برون‌زای نئوکلاسیک سولو ـ سوان[2] (۱۹۵۶) استخراج شده و سیستم اقتصادی بسته، نرخ پس‌انداز برون‌زا و تابع تولید مبتنی بر بهره‌وری نزولی سرمایه و بازده ثابت نسبت به مقیاس از مفروضات آن است. بر این اساس، نویسندگانی مانند منکیو و همکاران (۱۹۹۲) و بارو و سالا مارتین (۱۹۹۲) مدل زیر را پیشنهاد دادند.

$$ln\left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right] = \mu_i + \varepsilon_i \qquad \text{رابطه ۱)}$$

که در آن $ln\left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right]$ نرخ رشد درآمد سرانه در کل دوره، y_T ارزش درآمد سرانه در آخرین دوره زمانی مدنظر، y_0 ارزش درآمد سرانه در نخستین دوره و ε_i مقدار خطا است. می‌توان جز سیستماتیک μ_i را به‌صورت رابطه ۲ تشریح کرد.

$$\mu_i = \alpha + (1 - e^{-\lambda k}) ln y_{0.i} \qquad \text{رابطه ۲)}$$

پارامتر λ سرعت هم‌گرایی است که نشان می‌دهد اقتصادها با چه سرعتی هم‌گرا می‌شوند. یکی از فروض مدل این است که ε_i دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. رابطه ۱ اغلب به‌صورت مستقیم به کمک روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد می‌شود (بارو و سالا مارتین، ۱۹۹۵). می‌توان پارامتر β را به‌صورت $\beta = 1 - e^{-\lambda k}$ تعریف کرد که در این صورت β را می‌توان به‌وسیله حداقل مربعات معمولی برآورد کرد. هم‌گرایی مطلق زمانی وجود دارد که β منفی و از نظر آماری معنادار باشد. اگر فرض صفر $\beta = 0$ رد شود، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مناطق فقیرتر با سرعت بالاتری نسبت به مناطق ثروتمند رشد می‌کنند و همگی به یک سطح درآمد سرانه هم‌گرایی خواهند داشت.

1. Mankiw
2. Solow–Swan

پیشینه پژوهش‌های خارجی

چو[1] (۲۰۲۰) ارتباط بین ساختار مالی و رشد اقتصادی را با در نظر گرفتن بحران بانکی، نوسان‌های اقتصادی، سطح توسعه مالی و عدم تناسب ساختار مالی بررسی کرد. نتایج در ۹۹ کشور طی دوره زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۵ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان داد که اگر ساختار مالی نامتوازن باشد، اثر مثبت توسعه بازار اوراق بهادار نسبت به سیستم بانکی روی رشد اقتصادی تضعیف می‌شود.

بالاش و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان «الگوهای رشد اقتصادی مناطق روسیه»، انواع هم‌گرایی‌های اقتصادی را در ۸۰ منطقه روسیه با استفاده از اقتصادسنجی فضایی بررسی کردند. نتایج نشان داد که هم‌گرایی بتا شرطی طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴ و ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۷ و هم‌گرایی بتا مطلق طی دوره زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۷ وجود دارد.

آستریو و اسپانس[2] (۲۰۱۹) ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی از دیدگاه بحران‌های مالی اخیر را با استفاده از داده‌های مربوط ۲۶ کشور عضو اتحادیه اروپا طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ بررسی کردند. نتایج نشان داد که قبل از بحران، توسعه مالی به ارتقای رشد اقتصادی منجر می‌شود، در حالی که بعد از بحران مانع رشد اقتصادی می‌شود.

لیو و ژانگ[3] (۲۰۱۸) بر اساس مدل رشد نئوکلاسیک، یک سازوکاز درون‌زا بین ساختار مالی و رشد اقتصادی طراحی کردند. تحلیل تئوریکی آنها نشان داد که در فرایند توسعه اقتصادی، یک ساختار مالی بهینه وجود دارد. نتایج تجربی نیز نشان‌دهنده آن است که ساختار مالی، بر رشد اقتصادی اثر معناداری دارد. به بیان دیگر، اثر ساختار مالی بر رشد اقتصادی متغیر است و شکی شبیه U معکوس دارد.

دیالو و ال تیتی[4] (۲۰۱۷) در پژوهشی رابطه میان رشد اقتصادی مناطق و دسترسی به اعتبارات بانکی را در ۱۸ کشور اروپا بررسی کردند. آنها با فرض رقابت انحصاری بین محصولات متمایز بانک‌ها نشان دادند که دسترسی به اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی مناطق، تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین، دسترسی بیشتر به اعتبارات برای ایجاد رشد توام با نوآوری اهمیت بسزایی دارد.

---

1. Chuh
2. Asteriou, Dimitrios & Konstantinos Spanos
3. Liu, Guanchun & Chengsi Zhang
4. Diallo & Al-Titi

هو و چنگ[1] (۲۰۱۷) اثرهای هم‌زمان بانک، بازار سرمایه و بیمه زندگی را بر رشد اقتصادی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته طی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. نتایج نشان داد که اعتبار خصوصی مانع رشد اقتصادی می‌شود و اثرهای بیمه زندگی و بازار سهام بر رشد اقتصادی قوی نیستند. همچنین، نتایج نشان داد که اثرهای فعالیت‌های مالی بر رشد اقتصادی با توجه به سطح درآمد و توسعه مالی متفاوت است.

تیان و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی، نابرابری درآمدی مناطق کشور چین و میزان هم‌گرایی بین استان‌های این کشور را بررسی کردند. نتایج در دو دسته استان‌های با درآمد بالا سواحل شرقی و بقیه استان‌ها به‌عنوان درآمد پایین نشان داد که نابرابری درآمدی داخل گروه‌ها کاهش یافته، در حالی که نابرابری بین گروه‌ها افزایش یافته است، نابرابری بین گروه‌ها ناشی از سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی و نرخ رشد جمعیت است.

پیشینه پژوهش‌های داخلی

امیری، رضائی میرقائد، نصراصفهانی و حیدری قره سو (۱۴۰۰) در پژوهشی رابطه میان تأمین مالی و رشد اقتصادی با تأکید بر بانک و بازار سرمایه در کشورهای اسلامی را طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بررسی کردند. نتایج نشان داد که بازار سرمایه و بانک بر رشد اقتصادی، تأثیر مثبت و معناداری دارند و بازار بیمه بر رشد اقتصادی، تأثیر معناداری ندارد.

محمدی و همکاران (۱۳۹۹) تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران را با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی طی دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴ بررسی کردند. یافته‌های این بررسی بر اساس داده‌های ۳۱ استان کشور، حاکی از تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی ترکیبی منتج از تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی بر رشد اقتصادی و وجود یک رابطه غیرخطی و حد بهینه بین شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی و رشد اقتصادی منطقه‌ای است.

نصری و احمدزاده (۱۳۹۷) در پژوهشی تأثیر زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی را بر شکاف رشد اقتصادی استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ در چارچوب روش داده‌های تابلویی بررسی کردند. در این راستا، فرضیه هم‌گرایی شرطی و غیرشرطی رشد اقتصادی استان‌ها آزمون شده است. نتایج، حاکی از تأیید هر دو نوع هم‌گرایی رشد اقتصادی در استان‌های ایران است.

---

1. Hou & Cheng

زیرساخت‌های اقتصادی شامل ارتباطات و انرژی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنادار دارند. با ورود متغیرهای زیرساخت اقتصادی در معادله هم‌گرایی، شکاف موجود در رشد اقتصادی مناطق ایران کاهش می‌یابد. شاخص ترکیبی زیرساخت اجتماعی تأثیر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی استان‌ها دارد، به‌گونه‌ای که مخارج بهداشت دولت اثر مثبت و معنادار و مخارج آموزش تأثیر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی استان‌ها در راستای تأیید هم‌گرایی دارند.

ممی پور و رضایی (۱۳۹۷) در پژوهشی واکنش بازار کار به تغییرات رشد اقتصادی ناحیه‌ای را در استان‌های ایران بررسی کردند. به این منظور از داده‌های پانل برای ۳۰ استان طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی و نرخ بیکاری استان‌ها دارای وابستگی فضایی بوده و اثرها و عملکرد بازار کار یک استان، علاوه بر وضعیت اقتصاد کلان و ویژگی‌های آن استان، تحت‌تأثیر وضعیت اقتصادی استان‌های مجاور نیز هست. نتایج حاصل از مدل پانل فضایی نشان داد که رابطه اوکان در سطح استان‌های ایران تأیید می‌شود و توسعه بازار کار ناحیه‌ای فقط به مرزهای استانی محدود نبوده و به استان‌های دیگر نیز سرریز می‌کند.

ترکی، طیبی و شریفی (۱۳۸۹) در پژوهشی تأثیر اصلاحات مالی را بر رشد اقتصادی و ایجاد هم‌گرایی درآمدی را بین کشورهای برگزیده اسلامی طی دوره ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۸ و در قالب داده‌های تابلویی تجزیه و تحلیل کردند. نتایج نشان داد که اصلاحات مالی از راه‌های نقدینگی، بر رشد اقتصادی کشورهای برگزیده اسلامی دارای تأثیر مستقیم و معناداری بوده است. تأثیر متقاطع نقدینگی و رشد اقتصادی بر ایجاد هم‌گرایی درآمدی نیز مستقیم و از نظر آماری معنادار بوده است.

با بررسی مبانی نظری و سابقه پژوهش می‌توان دریافت که در زمینه عوامل مختلف تأثیرگذار بر رشد اقتصادی پژوهش‌های متعددی انجام شده است. اما در هیچ یک از آنها، میزان تأثیرگذاری کارایی بانک‌ها و بی‌انظباطی پولی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها با استفاده از اقتصادسنجی فضایی بررسی نشده است. همچنین، در این پژوهش، با استفاده از تحلیل کارتوگرافی تأثیر کارایی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها و اثرهای سرریز کارایی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی سایر استان‌ها پرداخته شده است.

تصریح مدل و معرفی متغیرها

در این پژوهش، با توجه به مبانی نظری و پژوهش‌هایی تجربی از جمله پژوهش بالاش و همکاران (۲۰۲۰) برای بررسی میزان تأثیرگذاری کارایی بانک‌ها و بی‌انضباطی پولی بانک‌ها بر هم‌گرایی

اقتصادی استان‌ها ابتدا هم‌گرایی مطلق مطابق رابطه ۳ برآورد شد، سپس هم‌گرایی بتای شرطی با در نظر گرفتن تأثیر کارایی بانک‌ها و بی‌انضباطی پولی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها طبق رابطه ۴ برآورد شده است.

$$\mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{gdp_{i,t}}}{\mathrm{gdp_{i,t-1}}}\right) = \alpha + \beta \ln(\mathrm{gdp_{i,t-1}}) + \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij} ln\left(\frac{gdp_{j.t}}{gdp_{j,t-1}}\right) + \varepsilon_{\mathrm{it}} \qquad \text{رابطه ۳)}$$

$$\varepsilon_{\mathrm{it}} = \gamma \sum_{j=1}^{N} w_{ij}\varepsilon_{j,t} + v_{i,t}$$

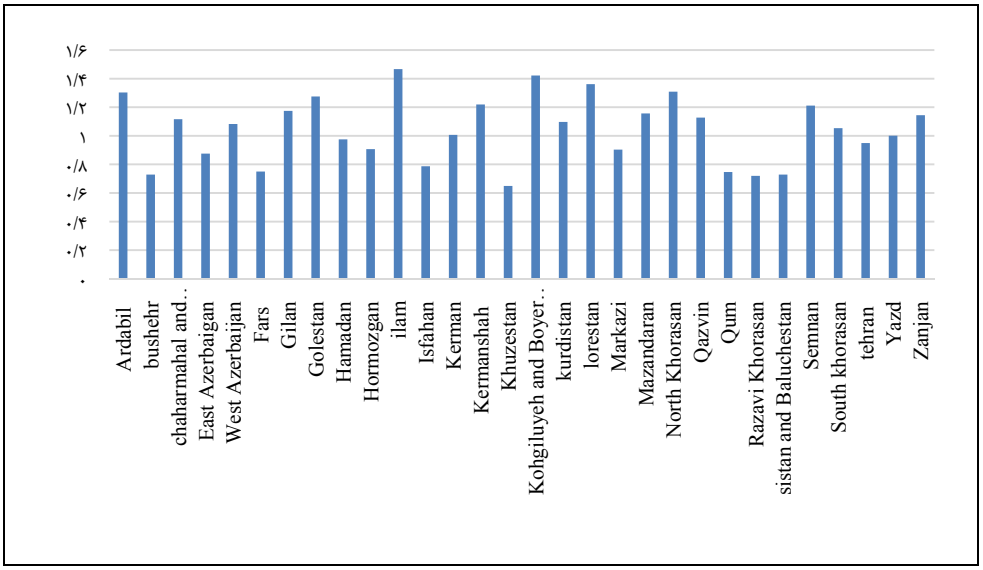
$$Ln\left(\frac{\mathrm{gdp_{i,t}}}{\mathrm{gdp_{i,t-1}}}\right) = \alpha + \beta \ln(\mathrm{gdp_{i,t-1}}) + \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij} ln\left(\frac{gdp_{j.t}}{gdp_{j,t-1}}\right) + \mathrm{DX_{i,t}} + \varepsilon_{\mathrm{i,t}} \qquad \text{رابطه ۴)}$$

$$\varepsilon_{\mathrm{it}} = \gamma \sum_{j=1}^{N} w_{ij}\varepsilon_{j,t} + v_{i,t}$$

برای بررسی تأثیر کارایی بانک‌ها و بی‌انضباطی پولی بر سرعت هم‌گرایی، مدل هم‌گرایی شرطی رابطه ۴ را در دو حالت بدون لحاظ کارایی بانک‌ها و بی‌انضباطی پولی بانک‌ها و با لحاظ کردن کارایی بانک‌ها و بی‌انضباطی پولی بانک‌ها برآورد می‌کنیم. به‌طوری که در معادلات بالا، i نشانگر استان، t نشانگر زمان، gdp نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی استان‌ها به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، $\mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{gdp_{i,t}}}{\mathrm{gdp_{i,t-1}}}\right)$ نشان‌دهنده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی استان i در بازه زمانی t، W (ضریب وزن فضایی) ماتریس وزنی $N * N$ جغرافیایی شامل اطلاعات مربوط به فاصله بین مناطق، $\sum_{j=1}^{N} w_{ij} ln\left(\frac{gdp_{j.t}}{gdp_{j,t-1}}\right)$ اثرهای متقابل درون‌زا میان متغیرهای وابسته مناطق است که در واقع، عبارت خودرگرسیون فضایی اثرهای سرریز را مدل‌سازی می‌کند که در بیشتر پژوهش‌های تجربی از آن به‌عنوان متغیر وقفه (تأخیر) فضایی یاد می‌شود. $\sum_{j=1}^{N} w_{ij}\varepsilon_{j,t}$ اثرهای متقابل میان جملات اخلال واحدهای مختلف، ρ ضریب خودهم‌بستگی فضایی متغیر وابسته است که نشان می‌دهد متغیر وابسته در یک استان چه میزان توسط متغیر وابسته استان‌های همسایه تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد γ ضریب خودهم‌بستگی فضایی جملات اخلال، $\varepsilon_{\mathrm{it}}$ برداری از اثرهای فضایی ثابت یا تصادفی، $v_{i,t}$ جمله اخلال مدل‌های رگرسیونی و $\mathrm{X_{i,t}}$ بردار متغیرهای توضیحی است که شامل موارد زیر است.

TS: نشان‌دهنده نسبت تسهیلات به سپرده به‌عنوان شاخص کارایی بانک‌ها است. این نسبت نشان‌دهنده کارایی بانک‌ها در جذب منابع و تخصیص آن به‌عنوان فعالیت بانک‌ها در واسطه‌گری وجوه است و نحوه مدیریت و چگونگی تخصیص منابع جمع‌آوری‌شده از محل سپرده در اعطای تسهیلات را بیان می‌کند. بر اساس این شاخص، کارایی بانک‌ها نسبت تسهیلات به سپرده‌ها پس از کسر سپرده قانونی (مقادیر به درصد) در نظر گرفته شده است. این نسبت نشان‌دهنده توانایی سیستم مالی در استفاده از سپرده‌ها برای اعطای تسهیلات است (ترازنامه بانک مرکزی، ۱۳۸۶). دامنه این نسبت پس از کسر نسبت سپرده قانونی معمولاً بین ۶۰ تا ۸۵ درصد قرار دارد. البته مقدار پایین‌تر از ۶۰ درصد تا حدودی معرف سیاست محافظه‌کارانه بانک و تمایل نداشتن به اعطای وام به‌دلیل ریسک‌های موجود در وام‌دهی بوده و نداشتن فعالیت مؤثر در اعطای تسهیلات به کاهش درآمد واسطه‌گری بانک منجر خواهد شد. از سوی دیگر، مقدار بالاتر از ۸۵ درصد نیز بیانگر کسری نقدینگی بانک‌ها به‌منظور تأمین منابع اعتبارات اعطایی و آسیب‌پذیری نسبت به وام‌دهندگان و به‌نوعی بیانگر بالا بودن ریسک نقدینگی بانک است (ابونوری و کاشفی، ۱۳۹۷).

در ادامه نمودار میانگین کارایی بانک‌ها در استان‌ها طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ آمده است.



شکل ۱. نسبت تسهیلات به سپرده به‌عنوان شاخص کارایی بانک‌ها در استان‌ها

همان‌طور که در نمودار شکل ۱ مشاهده می‌شود، استان‌های ایلام و خوزستان به‌ترتیب بیشترین و کمترین نسبت تسهیلات به سپرده را در بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ داشته‌اند.

Sarhum: نشان‌دهنده سرانه فارغ اتحصیلان دانشگاهی به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده سرمایه انسانی استان‌ها است. توابع درآمدی، به ارتباط بین میزان سرمایه‌گذاری افراد در تحصیلات و تأثیر آن به سطح درآمد آنها پرداخته‌اند. هرچه افراد، در آموزش خود سرمایه‌گذاری بیشتری داشته باشند، درآمد بیشتری کسب خواهند کرد. افزایش دانش و مهارت کارگران، سبب افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شود.

Bts: نشان‌دهنده شاخص بی‌انضباطی پولی استان‌ها است. شاخص بی‌انضباطی پولی، یکی از شاخص‌های مهم عملکرد در صنعت بانکداری است. براساس معیارها و استانداردهای بین‌المللی و داخلی در خصوص نرخ ذخیره قانونی میزان تسهیلات به سپرده ۸۵ درصد و بالاتر از این نسبت بانک را در معرض ریسک نقدینگی قرار می‌دهد. پایین بودن این نسبت از ۸۵ درصد می‌تواند معیاری برای نامناسب بودن وضعیت حمایت اعتباری شبکه بانکی یا تقاضا برای تسهیلات پایین باشد. از آنجا که هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر کارایی نظام بانکی بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها است، نسبت تسهیلات به سپرده به‌عنوان یکی از شاخص‌های عملکردی منظور شده است، اما رعایت انضباط پولی می‌تواند کارایی نظام بانکی را کامل‌تر کرده و بهبود بخشد.

در این پژوهش، با در نظر گرفتن ۱۵ درصد سپرده قانونی نزد بانک مرکزی، حداکثر برداشت از سپرده‌ها ۸۵ درصد در نظر گرفته شده است به بیان دیگر، یک بانک حداکثر می‌تواند تا ۸۵ درصد از سپرده‌های خود را وام دهد، یعنی برای اعداد بالای ۸۵ درصد رعایت نکردن قوانین و استانداردهای بین‌المللی بانکی و طرف بانک مرکزی انجام شده است. برای معرفی شاخص بی‌انضباطی پولی از یک متغییر مجازی استفاده شده است، به‌نحوی که اعداد بالای ۸۵ درصد نسبت تسهیلات به سپرده بانک‌ها پس از کسر سپرده قانونی در عدد ۱ و اعداد زیر ۸۵ درصد این نسبت در عدد صفر ضرب شده است (ابونوری وکاشفی، ۱۳۹۷).

به‌طور کلی، این آمارها نشان می‌دهد که بانک‌ها بر اثر فعالیت‌های غیراستاندارد و رشد ترازنامه خود مجبور به اضافه برداشت از بانک مرکزی به انحای مختلف بوده‌اند که این موضوع خود را در ایجاد پایه پولی و درنهایت ایجاد نقدینگی و تورم نشان داده است. مسلم است که کاهش کیفیت

دارایی بانک‌ها و به‌دنبال آن، کاهش ارائه تسهیلات به بخش‌های مولد اقتصاد که در سال‌های اخیر شاهد آن بوده‌ایم، به افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، به‌هم ریختن ترازنامه بانک‌ها و ناترازی در نقدینگی (کسری نقدینگی) بانک‌ها منجر شده و در نهایت، همه این عوامل موجب حادتر شدن شرایط تورمی در کشور می‌شود.

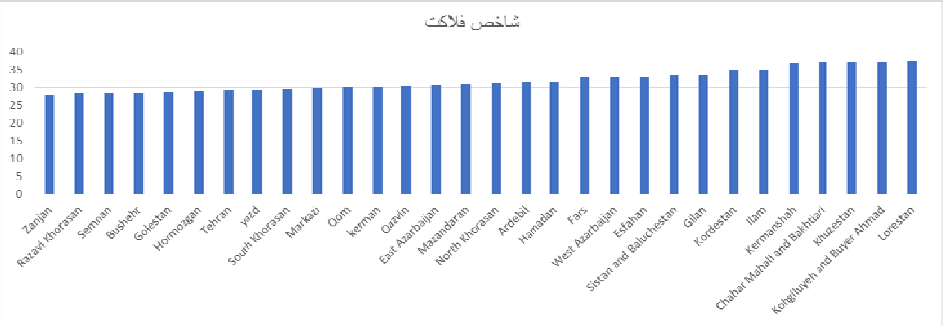
Felacat : دو نرخ تورم[1] و بیکاری[2] در نشان دادن وضعیت یک اقتصاد اهمیت زیادی دارند و حتی عموم مردم به آنها اهمیت می‌دهند. شاخص فلاکت یک نشانگر اقتصادی است که از ترکیب خطی معمولی دو متغیر مهم نرخ تورم و نرخ بیکاری به‌دست می‌آید. این شاخص که توسط اوکان[3] معرفی و توسط بارو[4] بسط داده شد، یکی از سنجه‌های مهم رفاه اجتماعی محسوب می‌شود (سلاطین، قلم‌زن نیکو و غفاری صومعه، ۱۳۹۵).

افزایش تورم باعث ایجاد نااطمینانی به آینده شده و پیش‌بینی‌ناپذیری ارزش مقادیر آتی، اخذ تصمیم‌های بلندمدت مانند پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، کار و بازنشستگی را با مشکل مواجه می‌کند و با افزایش احتمال اشتباه در برآورد نرخ تورم آتی موجب ضرر و زیان خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی می‌شود. همچنین، تورم به‌عنوان مالیات فقرا عمل می‌کند و با توزیع مجدد درآمد و ثروت به ضرر کم‌درآمدها و به نفع پردرآمدها سبب افزایش شکاف طبقاتی و کاهش رفاه اجتماعی می‌شود. از طرفی، بیکاری با کاهش درآمد افراد سبب ناتوانی آنها در تأمین مخارج زندگی، کاهش کیفیت زندگی و مخدوش شدن عزت نفس بیکاران می‌شود و احتمال افتادن آنها را در گرداب معضلات اجتماعی نظیر جرم و جنایت، اعتیاد و فساد اخلاقی افزایش می‌دهد و با به‌هم‌ریختگی بافت فرهنگی جامعه، سبب کاهش رفاه اجتماعی می‌شود (شاه آبادی و حیدر خانی، ۱۳۹۹).

در ادامه، نمودار میانگین شاخص فلاکت در استان‌ها طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ آمده است. همان‌طور که از نمودار شکل ۲ مشاهده می‌شود، بیشترین و کمترین مقدار شاخص فلاکت به‌ترتیب مربوط به استان‌های لرستان و زنجان طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ است.

---

1. Inflation
2. Unemployment
3. Aokan
4. Barro



شکل ۲. میانگین شاخص فلاکت به تفکیک استان‌ها

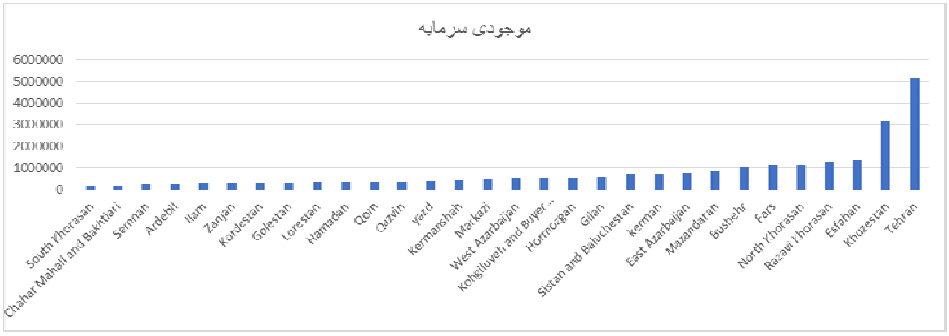
Ltax: امروزه اقتصاددانان پژوهش‌های تجربی و نظری بسیاری درباره تأثیر مالیات‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای مختلف انجام داده‌اند. براساس الگوی رشد نئوکلاسیک‌ها (الگوی‌های رشد برون‌زا)، هرچند سیاست‌های دولت و از جمله مالیات‌ها می‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر داشته باشد، اما این تأثیر کوتاه‌مدت است و در بلندمدت استمرار نخواهد داشت. در چارچوب الگویی که نظریه‌پردازان رشد اقتصادی ارائه داده‌اند و به الگوهای رشد درون‌زا موسوم است، تغییرهای دائمی در متغیرهایی مانند مالیات‌ها که به‌صورت بالقوه تحت‌تأثیر سیاست‌های دولت قرار دارند، می‌تواند در نرخ رشد اقتصادی تغییرهای دائمی ایجاد کند. گذشته از این موارد، ادبیات گسترده‌ای وجود دارد که حاکی از تأثیر منفی بسیاری از برنامه‌های عمومی دولت بر پس‌انداز و انباشت سرمایه است که از سیستم مالیاتی سرچشمه می‌گیرد.

نوع هزینه کرد منابع حاصل از اخذ مالیات نیز در تأثیرگذاری مالیات بر رشد اقتصادی، نقشی مهم ایفا می‌کند. چنانچه خدمات دولتی به‌صورت مجانی و کالای عمومی در تابع مطلوبیت خانوارها وارد شود، می‌تواند به‌عنوان جانشین کالاهای خصوصی عمل کرده و بستر فعالیت بخش خصوصی را محدود کند و نتیجه آن در اشتغال و رشد اقتصادی منفی باشد. در مقابل خدمات دولتی به‌عنوان نهاده در فرایند تولید خصوصی، می‌تواند در افزایش رشد اقتصادی نقش مهمی ایفا کند. در عین حال، روند دائمی مخارج دولت عامل مهمی است که می‌تواند تأثیرات مالیات (با در نظر گرفتن انواع مالیات و روش‌های اخذ آن) را بر رشد اقتصادی ترسیم کند.

Lkapital: نشان‌دهنده لگاریتم موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ است. موجودی سرمایه، از داده‌های مهم مورد نیاز برای سیاست‌گذاری اقتصادی به حساب می‌آید. از دیدگاه نظری، موجودی

سرمایه از عوامل مهم رشد اقتصادی است. اکثر مدل‌های ارائه‌شده در زمینه رشد اقتصادی نظیر مدل رشد هارود ـ دومار، سولو، مدل‌های رشد درون‌زای نئوکلاسیک‌ها و... بر اهمیت نقش سرمایه تأکید خاص دارد. در این راستا، هرگونه انجام محاسبات کمی و تحلیل در خصوص موضوعاتی چون تولید، رشد اقتصادی و... مستلزم آگاهی از حجم سرمایه موجود در اقتصاد است (مزینی، ۱۳۹۸). در زمینه اطلاعات مربوط به موجودی سرمایه در سطح استانی، تاکنون به‌صورت رسمی داده‌های آماری تولید نشده است. از این رو، به‌منظور استخراج موجودی سرمایه در سطوح استانی ابتدا موجودی سرمایه خالص به قیمت جاری از آمار بانک مرکزی استخراج شده و سپس به شرح ذیل محاسبه شده است.

برای محاسبه موجودی سرمایه از روش نسبت یا سهم سرمایه از تولید استفاده شده است، بدین صورت که این نسبت از تقسیم سهم پس‌انداز از تولید به نرخ رشد تولید محاسبه می‌شود. بنابراین، با رویکردی مشابه به‌منظور دستیابی به مقادیر موجودی سرمایه در سطح استانی با استفاده از مقادیر موجودی سرمایه بخشی در سطح ملی که توسط بانک مرکزی برآورد شده است، از حاصل ضرب سهم هر استان در ارزش افزوده بخش مدنظر در موجودی سرمایه بخش مدنظر در سطح ملی، ارزش موجودی سرمایه به تفکیک هریک از بخش‌های اقتصادی به دست می‌آید (مزینی، ۱۳۹۸).



شکل ۳. میانگین موجودی سرمایه به تفکیک استان‌ها

همان‌طور در نمودار شکل ۳ مشاهده می‌شود، استان‌های تهران و خوزستان به‌ترتیب بیشترین و استان‌های خراسان جنوبی و چهارمحال بختیاری کمترین مقدار موجودی سرمایه را در بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ داشته‌اند.

جامعه آماری این پژوهش، استان‌های ایران شامل اردبیل، اصفهان، ایلام، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد و دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ است. داده‌های آماری تولید ناخالص داخلی واقعی، سرانه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی هر استان از سالنامه‌های آماری، داده‌های آماری مالیات‌ها از سالنامه آمارهای مالیاتی سازمان امور مالیاتی کشور، داده‌های آماری میزان تسهیلات و سپرده‌های بانکی از بانک مرکزی و شاخص فلاکت بر اساس اطلاعات مرکز آمار و بانک مرکزی روش اسنادی استخراج و محاسبه شده است.

در این پژوهش، از اقتصادسنجی فضایی برای بررسی میزان تأثیرگذاری کارایی بانک‌ها و بی‌انظباطی پولی بانک‌ها بر هم‌گرایی رشد اقتصادی استان‌ها استفاده شده که روند کار مطابق با پژوهش الهورست بدین شرح است:

۱. برآورد رگرسیون متعارف؛
۲. آزمون موران برای تأیید وجود اثرهای فضایی؛
۳. تعیین ماتریس وزنی؛
۴. برآورد مدل‌های وقفه فضایی و خطای فضایی؛
۵. در نهایت برآورد مدلی که به‌عنوان مناسب‌ترین مدل؛
۶. برآورد اثرهای مستقیم و غیرمستقیم و اثرهای سرریز فضایی.

محاسبات اثرهای مستقیم و غیرمستقیم در نرم‌افزار Stata انجام شده و محاسبات ضرایب سرریزهای هر استان بر استان‌های دیگر و رسم نقشه‌ها با استفاده از نرم‌افزار R و پکیج‌های Maptools,Spdep و تابع Impact برای سال ۱۳۹۸ انجام شده است.

برآورد مدل

پیش از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرها آزمون شود. نتایج حاصل از مانایی داده‌ها با استفاده از روش لوین، لین و چو (LLC)[1] در جدول ۱ نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح مانا هستند.

1. Unit Root Tests Result for Variables (LLC)

قبل از تخمین مدل، لازم است از آزمون موران و والـد بـرای تشـخیص وجـود اثرهـای فضـایی استفاده شود. آماره آزمون موران توان بالایی در تشخیص وجود اثرهای فضایی و در نتیجـه، خطـای تصریح مدل دارد. مطابق نتایج جدول ۱ فرضیه صفر آزمون موران مبنی بر عدم وجود اثرهای فضایی رد می‌شود. از این رو، وجود اثرهای فضایی تأیید می‌شود. برای تشخیص نوع اثرهای فضایی و اینکه چه تصریح مدلی باید استفاده شود، از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده شـده اسـت. آزمـون Lm error عدم هم‌بستگی فضایی در اجزای اخلال و فرضیه صفر آزمون Lm lag نشان‌دهنده عدم هم‌بسـتگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی

Variable	p-value	t-statistic
tax	۰/۰۰۰	−۸۱/۶
Sarhum	۰/۰۰۰	−۹۶/۶۷۱
TS	۰/۰۰۰	−۱۴/۳۷۵
kapital	۰/۰۰۰	−۹/۷۲۱۷
Felacat	۰/۰۰۰	−۱۶/۷۵۲
Gdp	۰/۰۰۰	−۱۱/۶۴۹

علاوه بر انجام این دو آزمون، به اجرای آزمـون‌هـای Lm error- robust و Lm lag Robust نیاز است تا نتایج با کارایی بالاتری بررسی شود. در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌بسـتگی فضایی در اجزای اخلال از مدل خطای فضایی و رد فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌بستگی فضـایی در متغیرهای وابسته از مدل رگرسیون فضایی استفاده می‌شود، اما در صورتی که هر دو فرضیه رد شوند از خودرگرسیون فضایی (SAC)[1] استفاده می‌شود (ابونوری و کاشفی، ۱۳۹۷).

بنابراین با توجه به نتایج جدول ۲ و رد هر دو فرضیه صفر، در این پژوهش از مدل خودرگرسیون فضایی استفاده شده است. همچنین، نتایج آزمون هاسمن فضایی نشان داد که برای برآورد مـدل‌هـا باید از روش اثرهای تصادفی استفاده شود.

گفتنی است اعداد داخل پرانتز در جدول، احتمال را نشان می‌دهد.

1. Spatial Auto-Correlation Model(SAC)

جدول ۲. نتایج برآورد مدل‌های هم‌گرایی

Variable	مدل ۱			مدل ۲			مدل ۳		
	تأثیر								
	کل	مستقیم	غیرمستقیم	کل	مستقیم	غیرمستقیم	کل	مستقیم	غیرمستقیم
	−۰/۰۶۴	−۰/۱۱۲	−۰/۰۵۲	−۱/۴۰۱۵	−۰/۳۴۵	−۱/۰۵۶	−۱/۶۸۱	−۰/۴۶۳۱	−۱/۲۱
	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
	−۲/۴۶	−۲/۵۸	−۲/۵۳	−۳/۷۰	−۴/۳۹	−۳/۳۴	−۴/۵۸	−۵/۷۵	−۳/۹۳
	–	–	–	۱/۱۲۵	۰/۲۷۷	۰/۸۴۸	۰/۸۴۸	۰/۲۳۳	۰/۶۱۴
Lntax	–	–	–	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
	–	–	–	۳/۶۸	۴/۳۱	۳/۳۴	۳/۳۷	۳/۷۲	۳/۰۹
	–	–	–	−۰/۴۷۱	−۰/۰۱۱۶۱	−۰/۰۳۵۵	−۰/۰۳۹۷۴	−۰/۰۱۰۹	−۰/۰۲۸۷
lnSarhum	–	–	–	(۰/۸۱۱)	(۰/۸۱۱)	(۰/۸۱۱)	(۰/۸۱۴)	(۰/۸۱۴)	(۰/۸۱۴)
	–	–	–	−۰/۲۴	−۰/۲۴	−۰/۲۴	−۰/۲۳	−۰/۲۳	−۰/۲۴
	–	–	–	−۰/۵۴۲۶	−۰/۱۳۳	−۰/۴۰۹۰	−۰/۵۷۳	−۰/۱۵۷	−۰/۴۱۵
lnfelacat	–	–	–	(۰/۰۰۰) −۳/۷۶	(۰/۰۰۳) −۳/۶۳	(۰/۰۰۵) −۳/۵۷	(۰/۰۰۰) −۴/۴۵	(۰/۰۰۳) −۴/۲۸	(۰/۰۰۱) −۴/۱۰
	–	–	–	۰/۳۲۶۰	۰/۰۸۰۲	۰/۲۴۵	۰/۳۹۵	۰/۱۰۸۸	۰/۲۸۶
Lnkapital	–	–	–	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۱۶)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۲۰)
	–	–	–	۲/۷۶	۲/۲۹	۲/۲۹	۲/۴۲	۲/۵۰	۲/۳۲
	–	–	–	–	–	–	−۰/۲۴۴	−۰/۰۵۳	−۰/۱۹۰۷
Bts	–	–	–	–	–	–	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۵)
	–	–	–	–	–	–	−۲/۴۴	−۲/۴۰	−۲/۴۰
lnTS	– – –	– – –	– – –	– – –	– – –	– – –	−۰/۹۴۹ (۰/۰۱۰) −۲/۵۸	−۰/۲۶۱ (۰/۰۱۵) −۲/۷۷	−۰/۶۸۸ (۰/۰۱۵) −۲/۴۴
θ	۰/۰۴۸			۰/۲۶۹			۰/۲۵۴		
cons	۱۰/۲۳ (۰/۰۰)			۱/۹۰ (۰/۰۰)			۴/۹۵ (۰/۰۰)		

Variable	مدل ۱			مدل ۲			مدل ۳		
	تأثیر								
	کل	مستقیم	غیرمستقیم	کل	مستقیم	غیرمستقیم	کل	مستقیم	غیرمستقیم
ρ	۰/۳۵۹ (۰/۰۰۰)			۰/۸۱۶۵۴ (۰/۰۰۰)			۰/۷۸۶ (۰/۰۰۰)		
γ	۰/۰۲۷ (۰/۱۲)			۰/۷۰۵ (۰/۰۰۰)			۰/۶۶۲ (۰/۰۰۰)		
Hasman Tes	۱۲/۴۹ (۰/۴۳)			۴۱/۱۴ (۰/۶۵)			۱۵/۲۸ (۰/۳۲)		
آزمون F لیمر	۴۴/۸۷ (۰/۰۰)			۵۶/۳۱ (۰/۰۰)			۶۷/۸۷ (۰/۰۰)		
Wald test	۱۰۳۸/۸۵ (۰/۰۰۰۰)			۶۶۵/۷۱ (۰/۰۰۰۰)			۵۱۴/۶۵ (۰/۰۰۰۰)		
Lm Lag	۲۵۷/۶۷ (۰/۰۰)			۲۵۶/۶۸ (۰/۰۰)			۲۵۵/۹۱ (۰/۰۰)		
Lm Errore	۹۹/۳۱ (۰/۰۰۶)			۱۲۰/۹۸ (۰/۰۰)			۹۸/۸۶ (۰/۰۰)		
Lm Sac	۳۷/۳۷ (۰/۰۰)			۳۱/۷۲ (۰/۰۰)			۳۲/۶۳ (۰/۰۰)		

مدل ۱: هم‌گرایی مطلق

مدل ۲. هم‌گرایی شرطی بدون متغیرهای (عملکرد بانکی و بی‌انضباط پولی)

مدل ۳. هم‌گرایی شرطی با متغیرهای (کارایی بانکی و بی‌انضباط پولی)

بر اساس نتایج جدول ۳، علامت وقفه لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی $Ln\mathrm{gdp}_{i,t-1}$ در هر سه معادله منفی و معنادار است که هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها را نشان می‌دهد. لازم است توجه شود که ضریب β بیانگر سرعت هم‌گرایی نیست، از این رو برای محاسبه سرعت هم‌گرایی از رابطه زیر استفاده شده است.

رابطه ۵)
$$\theta = \frac{-ln(1+T\beta)}{T}$$

T طول دوره بررسی‌شده و β ضریب برآوردشده در رابطه بالا است. θ سرعت هم‌گرایی را نشان می‌دهد. سرعت هم‌گرایی مطلق ۰/۰۴۸ است و در مدل‌های شرطی مقدار آن ۰/۲۶۹ و ۰/۲۵۴ است که نشان می‌دهد در حالت مشروط سرعت هم‌گرایی استان‌ها بیشتر است. با وارد شدن متغیرهای بانکی، سرعت هم‌گرایی کمتر شده است. به بیان دیگر، سالانه ۴/۸ درصد در حالت هم‌گرایی مطلق و ۲۶/۹ درصد و ۲۵/۴ درصد در حالت هم‌گرایی شرطی از شکاف اقتصادی استان‌ها به حالت‌پایدار برطرف می‌شود. در حالت هم‌گرایی مطلق سالانه حدود ۴/۸ درصد و در حالت هم‌گرایی شرطی سالانه حدود ۲۶/۹ درصد و ۲۵/۴ درصد از اختلاف میان نرخ رشد فعلی اقتصادی استان‌ها و رشد اقتصادی تعادلی بلندمدت استان‌ها برطرف می‌شود.

با توجه به جدول ۲ هر متغیر توضیحی، یک اثر مستقیم، یک اثر غیرمستقیم و یک اثر کل بر متغیر وابسته (هم‌گرایی اقتصادی) دارد. اثر مستقیم هر متغیر بر هم‌گرایی اقتصادی نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر هم‌گرایی اقتصادی در همان استان خواهد داشت. اثر غیرمستقیم (سرریز) هر متغیر بر هم‌گرایی اقتصادی نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر هم‌گرایی اقتصادی سایر استان‌ها j خواهد داشت که به معنای سرریز فضایی آن متغیر بر هم‌گرایی اقتصادی سایر استان‌ها است. اثر کل هر متغیر بر هم‌گرایی اقتصادی می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر هم‌گرایی اقتصادی همه استان‌ها (شامل استان i) خواهد داشت.

شاخص کارایی بانک‌ها (نسبت تسهیلات به سپرده) بر هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها تأثیر منفی و معنادار دارد. با افزایش یک درصدی در کارایی بانک‌ها، به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، در مدل ۳ هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها به میزان ۰/۹۴۹ درصد کاهش یافته است. بنابراین، فرضیه مربوط به تأثیر مثبت و معنادار میان کارایی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها را نمی‌توان پذیرفت. اثر مستقیم و اثر غیرمستقیم آن نیز منفی است، به این معنا که با افزایش کارایی بانک‌ها نه‌تنها هم‌گرایی اقتصادی در آن استان بدتر شده، بلکه اثرهای سرریز آن به‌طور متوسط سبب بدتر شدن هم‌گرایی اقتصادی در استان‌های مجاور نیز شده است. نتایج این پژوهش با پژوهش‌های سلطانی، پورکیانی، دریجانی و تابلی (۱۳۹۶)، ریتاب[1] (۲۰۰۷)، فرقانی و مولیانی[2] (۲۰۰۹) و ابونوری و کاشفی (۱۳۹۷) هم‌سو بوده و با نتایج پژوهش‌های عیسی و همکاران

1. Ritab
2. Furqani & Mulyany

(۲۰۲۲)، ترکی و همکاران (۱۳۸۹)، رمضانیان، آذر و پورعابدین بالاجورشری (۱۳۹۸)، عزتی و کاظمی (۱۳۹۳)، طاهرپور و همکاران (۱۳۹۶)، نیبا[1] (۲۰۱۱)، سری راما موری و همکاران[2] (۲۰۱۲)، کجوروسکی[3] (۲۰۱۳)، اوندر و اوزی ایلدرم[4] (۲۰۱۰)، ذوالقدر، اصغرپور و پور عبادالهان (۱۳۹۸) و سلطانی و همکاران (۱۳۹۶) هماهنگ نیست.

بی‌انضباطی پولی بر هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها تأثیر منفی و معنادار دارد، به بیان دیگر، با افزایش یک‌واحدی بی‌انضباطی پولی در مدل ۳، به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها به‌میزان ۰/۲۴۴ واحد کاهش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم بی‌انضباطی پولی بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها منفی است، به این معنا که افزایش بی‌انضباطی پولی نه‌تنها هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها را کاهش داده، بلکه اثرهای سرریز آن به‌طور متوسط سبب کاهش هم‌گرایی اقتصادی در استان‌های مجاور نیز شده است. نتایج پژوهش هم‌سو با پژوهش ابونوری و کاشفی (۱۳۹۷) است.

لگاریتم موجودی سرمایه واقعی استان‌ها تأثیر مثبت و معنادار بر هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها دارد، به بیان دیگر با افزایش یک درصدی در شاخص موجودی سرمایه در مدل ۳ به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها به‌میزان ۰/۳۹۵ درصد افزایش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم موجودی سرمایه بر هم‌گرایی اقتصادی نیز مثبت است، به بیان دیگر اثرهای سرریز آن به‌طور متوسط سبب بهتر شدن هم‌گرایی اقتصادی در استان‌های مجاور نیز شده است. نتایج پژوهش با پژوهش‌های ابونوری و کاشفی (۱۳۹۷)، رجایی، پورعلی و دالمن پور (۱۳۹۹)، محموزاده و علمی (۱۳۹۱)، عاشور زاده (۱۳۹۲)، بهرامی، پهلوانی و جانسوز (۱۳۹۱)، راسخی و رنجبر (۱۳۸۷) و تمنایی فر (۱۳۹۰) هم‌سو است.

– سرانه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی استان‌ها به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده سرمایه انسانی، بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها تأثیر منفی و معنادار دارد، به بیان دیگر با افزایش یک درصدی در سرانه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در مدل ۳ به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، هم‌گرایی اقتصادی به‌میزان ۰/۰۳۹۷۴ درصد کاهش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم سرمایه انسانی بر هم‌گرایی اقتصادی نیز منفی است، به بیان دیگر اثرهای سرریز آن به‌طور متوسط سبب کاهش

1. Niba
2. Sreerama Murty, Sailaja & Mullugeta Demissie
3. Kjosevski
4. Onder & Ozyıldırım

هم‌گرایی اقتصادی در استان‌های مجاور نیز شده است. این در حالی است که انتظار می‌رفت سرمایه انسانی بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها تأثیر مثبت داشته باشد. از این رو، استنباط می‌شود که ناکارایی آموزش و تحصیلات در سرانه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی مؤثر نبوده است. بنابراین، افزایش سطح آموزش در اقتصاد ایران به‌دلیل مشکلات ساختاری و نهادی (کیفیت تحصیلات و بازار کار) سبب کاهش بهره‌وری می‌شود که در پژوهش‌های انجام‌شده این نتیجه به دست آمده است.

شاخص فلاکت، بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها تأثیر منفی و معنادار دارد، به بیان دیگر اگر با افزایش یک درصد در شاخص فلاکت در مدل ۳، به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، هم‌گرایی اقتصادی ۰/۵۷۳ واحد کاهش یافته است. این شاخص نشان می‌دهد که تورم فزاینده در کنار بیکاری، موجب افزایش هزینه‌های اقتصادی و در نتیجه کاهش هم‌گرایی اقتصادی می‌شود. نتایج پژوهش با پژوهش‌های ابونوری و کاشفی (۱۳۹۷) هم‌سو است.

مالیات‌ها، بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها تأثیر مثبت و معنادار دارند، به بیان دیگر با افزایش یک درصدی در مالیات‌ها در مدل ۳ به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، هم‌گرایی اقتصادی به‌میزان ۰/۸۴۸ درصد افزایش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم مالیات‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی نیز مثبت است، به بیان دیگر، اثرهای سرریز آن به‌طور متوسط سبب بهتر شدن هم‌گرایی اقتصادی در استان‌های مجاور نیز شده است.

ضریب فضایی وقفه متغیر وابسته مثبت و معنادار است. وجود ضریب مثبت و معنادار متغیر وابستگی فضایی، نشان‌دهنده تأثیر مثبت هم‌گرایی اقتصادی استان‌های مجاور بر یکدیگر است، بنابراین، فاصله استان‌های کشور و نزدیک یا دور بودن استان‌ها از یکدیگر بر هم‌گرایی اقتصادی تأثیر دارد. γ ضریب فضایی جمله اخلال مثبت و معنادار است. وجود اثرهای فضایی در مدل خطای فضایی مبین وجود وابستگی فضایی در اجزای اخلال مدل است، به این معنا که شوک وارد بر یک مکان به تمامی مکان‌های دیگر نیز سرایت می‌کند (خلیلی عراقی و کبیری رنانی، ۱۳۹۶).

ترسیم نقشه‌های پراکندگی کارایی بانک‌ها و پراکندگی هم‌گرایی اقتصادی با استفاده از کدنویسی در نرم‌افزار R نشان داد که استان‌های ایلام، لرستان، گلستان، خراسان شمالی، کهگیلویه و بویراحمد و تهران در مقایسه با سایر استان‌ها از نظر کارایی بانک‌ها در سال ۱۳۹۸ در وضعیت بهتری قرار دارند. نقشه پراکندگی هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها در سال ۱۳۹۸ نیز نشان داد که استان‌های بوشهر، فارس، اصفهان، یزد، کرمان و مرکزی در مقایسه با سایر استان‌ها در وضعیت بهتری قرار

دارند. بنابراین، می‌توان دریافت استان‌هایی که کارایی بانکی بهتری داشته‌اند، از لحاظ هم‌گرایی اقتصادی در وضعیت بهتری قرار نداشته‌اند.

نقشه اثرهای سرریز کارایی بانکی استان ایلام بر هم‌گرایی اقتصادی بر سایر استان‌ها نشان داد که (استان ایلام به‌عنوان استانی که بهترین کارایی بانکی را دارد، آورده شده است) استان‌های مجاور لرستان و کرمانشاه که با استان ایلام هم‌جوار هستند نیز کارایی بانکی بالایی دارند. از این رو، می‌توان دریافت که اثر سرریز کارایی بانکی بر استان‌های مجاور مثبت بوده است، اما اثر سرریز آن بر هم‌گرایی اقتصادی مثبت نبوده است و استان‌های هم‌جوار با ایلام از وضعیت مطلوب هم‌گرایی اقتصادی برخوردار نیستند که نتایج کارتوگرافی‌ها با نتایج به‌دست‌آمده در تخمین‌ها هم‌خوانی دارد. نکته دیگری که می‌توان دریافت این است که با افزایش فاصله استان‌ها از یکدیگر اثر سریز کمتر می‌شود، در واقع اثرهای سرریز بر استان‌های مجاور، بیشتر از استان‌هایی است که در فاصله دورتری قرار دارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بانک‌ها به‌عنوان یکی از پایه‌های اصلی هر اقتصادی بسته به فضایی که درآن فعالیت می‌کنند، می‌توانند اثرهای تقویتی یا تخریبی بر جای گذراند (طاهرپور و همکاران، ۱۳۹۶). فعالیت بانک‌ها و تأمین مالی تولید توسط آنها می‌تواند به ارتقای توان تولیدی منجر شده و در نهایت، سبب رشد اقتصادی شود. در این راستا هدف اصلی این پژوهش پاسخ به پرسش زیر است:

آیا کارایی بانک‌ها و بی‌انضباطی پولی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی استان‌ها گذار است؟ برای پاسخ به این پرسش و آزمون فرضیه‌ها از اقتصادسنجی فضایی طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها نشان داد که شاخص کارایی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها تأثیر منفی و معنادار دارد. با افزایش کارایی بانک‌ها، رشد اقتصادی در استان‌ها کاهش یافته است. اثر مستقیم و اثر غیرمستقیم آن نیز منفی است. بنابراین، نمی‌توان فرضیه مربوط به تأثیر مثبت و معنادار کارایی بانک‌ها بر هم‌گرایی اقتصادی را پذیرفت. زیرا به‌دلیل تحریم‌های بین‌المللی، سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی انجام نشده و سیستم بانکی نتوانسته است در تحرک رشد اقتصادی موفق عمل کند. به‌طور مثال، بر اساس شواهد تجربی، تسهیلات پرداختی در طرح‌های تولیدی با توجه به افزایش قیمت‌ها در زمان اجرا، عدم تزریق به‌موقع آورده سهام‌داران در زمان مقرر، سبب

شده تا طرح‌ها به‌موقع به بهره‌برداری و تزریق منابع توسط بانک‌ها برای تکمیل طرح‌ها کارایی نداشته باشد و در نتیجه، بازگشت منابع به‌درستی انجام نشود.

با توجه به ساختار بانک‌محور نظام تأمین مالی اقتصاد ایران، همواره بخش حقیقی اقتصاد به نظام بانکی برای برآورده کردن نیازهای مالی خود فشار مضاعفی داشته و بانک مرکزی و شبکه بانکی را ناگزیر به تامین مالی بخش‌های مختلف تولیدی اقتصاد در برابر تکانه‌ها و ناکارآمدی‌های موجود کرده است که منشأ این نوع تکانه‌ها به‌طور عمده ناشی از بهره‌وری پایین عوامل تولید، مشکلات مدیریتی و دسترسی نداشتن به فناوری‌های جدید یا به بیان دیگر، ضعف‌های ساختاری اقتصاد مانند تنگناهای تولید و سایر محدودیت‌های فیزیکی است.

از این رو، نظام بانکی در راستای اهداف توسعه‌ای یا ملاحظات سیاسی اجتماعی، ناگزیر به تأمین مالی بخش‌های مختلف تولیدی شده است. بر این اساس، در سایه وجود مشکلات ساختاری بخش واقعی اقتصاد، ناکارآمدی‌های موجود در این بخش به بخش پولی اقتصاد منتقل شده است (کمیجانی، ۱۳۹۸).

همچنین، شاخص بی‌انضباطی پولی بر هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها تأثیر منفی و معنادار داشته است. به بیان دیگر، با افزایش بی‌انضباطی پولی، هم‌گرایی اقتصادی در استان‌ها کاهش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم بی‌انضباطی پولی بر رشد اقتصادی نیز منفی است، به این معنا که افزایش بی‌انضباطی پولی نه‌تنها هم‌گرایی اقتصادی در همه استان‌ها را کاهش داده، بلکه اثرهای سرریز آن به‌طور متوسط سبب کاهش هم‌گرایی اقتصادی در استان‌های مجاور نیز شده است.

از عوامل تأثیرگذار بر بی‌انضباطی پولی بانک‌ها می‌توان به پرداخت سود سپرده از محل خلق و جذب سپرده جدید توسط برخی بانک‌ها و همچنین افزایش مطالبات غیرجاری بانک‌ها از طبقه سرسید گذشته به مشکوک‌الوصول اشاره کرد که به‌معنای ایجاد ناترازی عمیق در نظام بانکی کشور است.

نتایج دو شاخص کارایی بانک‌ها و بی‌انضباطی پولی بانک‌ها، منعکس‌کننده تسلط سیاست مالی دولت بر سیاست‌های پولی بانک مرکزی است که ضعف در مدیریت نظام مالی و ساختار کنونی روابط بانک مرکزی با شبکه بانکی در ایران در اعمال نظارت بر بانک‌ها و کنترل پایه پولی را نشان می‌دهد که از علت‌های اصلی آن، می‌توان به سیاست‌های مالی دولت و کسری پنهان بودجه، ناترازی منابع و مصارف بانک‌ها، سیاست‌های نظارتی و کاستی اقتدار قانونی بانک مرکزی در قبال اضافه برداشت بانک‌ها اشاره داشت (ابونوری و کاشفی، ۱۳۹۷).

با توجه به نتایج، پیشنهادهای زیر ارائه شده است:

- در بحث‌های توسعه اقتصادی از عوامل مهمی که برای رشد جامعه ضرورت دارد، سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه است. افزایش سرمایه‌گذاری به‌معنای افزایش توان اقتصادی کشور، افزایش صادرات و استفاده بهینه از منابع کشور است که موجب افزایش ذخایر ارزی کشور و حرکت سریع به‌سوی پیشرفت اقتصادی می‌شود. از این رو، یکی از موارد مهمی که سبب تسهیل در سرمایه‌گذاری در استان‌ها می‌شود، استفاده از ظرفیت بانک‌ها برای خرید ماشین‌آلات و تجهیزات با استفاده از گشایش اعتبار اسنادی خارجی است که رفع تحریم‌ها به‌ویژه رفع تحریم شبکه بانکی در این زمینه بسیار مؤثر است.
- از آنجا که بانک‌ها وظیفه مدیریت و تدارک نقدینگی و هدایت آن به‌سمت فعالیت‌های مولد، تولیدی و صنعتی، کشاورزی و خدمات و سرمایه‌گذاری را بر عهده دارند، استفاده ظرفیت شرکت‌های بزرگ سرمایه‌گذاری که به‌طور تخصصی در پروژه‌ها وارد می‌شوند، می‌تواند در مناطق کم‌برخوردارتر و کمتر توسعه‌یافته با مشارکت بانک‌ها در راستای انتشار اوراق مشارکت یا اوراق اجاره انجام شود. بنابراین، تزریق منابع سبب افزایش سرمایه‌گذاری و کاهش شکاف اقتصادی استان‌ها می‌شود که به کاهش مشکلات اجتماعی و اقتصادی منجر می‌شود.
- اگر هدف دولت به‌کارگیری سیاست پولی به‌منظور تحریک رشد اقتصادی باشد، با توجه به محدودیت‌های بانک‌ها می‌توان از منابع صندوق توسعه ملی برای به‌کارگیری در استان‌های با سطح درآمد پایین استفاده کرد، زیرا ظرفیت اقتصادی این استان‌ها با توانمندی رشد اقتصادی بالا بدون استفاده مانده است. از این رو، بازدهی نهایی بالای سرمایه در استان‌های کم درآمد می‌تواند بر رشد اقتصادی این استان‌ها و به‌طور کلی کشور، اثر مثبت فزاینده داشته باشد.
- استفاده از تأمین مالی خارجی با استفاده از ظرفیت بانک‌ها امکان‌پذیر است. بنابراین، تقویت ساختار مالی بانک‌ها و رعایت مقررات بین‌المللی مانند مقررات کمیته بال، می‌تواند در افزایش رتبه‌بندی بانک‌ها در سطح بین‌المللی مؤثر باشد. از این رو، رفع تحریم‌ها به‌ویژه رفع تحریم‌های بانکی بسیار در این زمینه مؤثر است.
- یکی از دلایل موفق نبودن بانک‌ها در تأثیرگذاری مثبت و معنادار بر هم‌گرایی رشد اقتصادی، نبود نظارت در تسهیلات اعطایی و عدم تکلیف و الزام‌گیرندگان تسهیلات به

ارائه گزارش مصرف و هزینه کرد تسهیلات دریافتی است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که گیرندگان تسهیلات در گزارش‌های حسابرسی و تهیه صورت‌های مالی در زمینه هزینه کرد تسهیلات، به‌ویژه تسهیلات کلان، اقدام کنند. این موضوع، می‌تواند در هدایت تسهیلات در تولید کمک کند.

- استفاده از مشارکت بانک‌ها در پروژه‌های سرمایه‌گذاری با همراهی شرکت‌های بزرگ سرمایه‌گذاری به‌صورت سندیکایی در راستای افزایش ظرفیت‌های بدون استفاده استان‌ها مانند معادن و صنایع پایین‌دستی پتروشیمی پیشنهاد می‌شود.
- رعایت الزام دستورالعمل‌ها و سیاست‌های نظارتی بانک مرکزی، می‌تواند در بهبود کارایی بانک‌ها مؤثر باشد.

منابع و مآخذ

الف. فارسی

ابوترابی، محمدعلی؛ فنودی، هانیه و مجتهدی، سبا (۱۳۹۳). عقود اسلامی، تعمیق مالی و رشد اقتصادی. ***سیاست‌گذاری اقتصادی***، ۶ (۱۲)، ۸۳-۱۱۴.

ابونوری، اسمعیل و کاشفی، علی (۱۳۹۷). اثرات کارایی بانکی و انضباط پولی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران. ***پژوهش‌نامه اقتصاد کلان***، ۱۳(۲۵)، ۱۵۴-۱۸۰.

اصغرپور، حسین؛ ذوالقدر، حمید و پورعبادالهان، محسن (۱۳۹۸). تأثیر اعتبارات اعطایی بانک ها بر رشد اقتصادی با توجه به سطح درآمد استان‌ها. ***سیاست‌گذاری اقتصادی***، ۱۱(۲۱)، ۱۲۵-۱۵۰.

اکبری، نعمت‌اله و مویدفر، رزیتا (۱۳۸۳). بررسی هم‌گرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، ***فصل‌نامه پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار***، ۴(۱۳)، ۱-۱۳.

امیری، حسین؛ رضایی میرقائد، محسن؛ نصراصفهانی، محمد و حیدری قره سو، راحله (۱۴۰۰). تأمین مالی اسلامی و رشد اقتصادی با تأکید بر بانک و بازار سرمایه، شواهدی از کشورهای اسلامی، ***دوفصل‌نامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی***، ۸(۱)، ۳۰۹-۳۲۸.

بهرامی، جابر؛ پهلوانی، مصیب؛ جانسوز، پری ناز (۱۳۹۱). تأثیرات اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه با استفاده از روش GMM، ***نشریه پژوهش‌های پولی و بانکی***، ۶(۱۵)، ۷۷ -۹۶.

پهلوانی، مصیب؛ افراسیابی، مهران و حسین‌زاده، رمضان (۱۳۹۸). بررسی اثر سرمایه انسانی، رهیافت اقتصادسنجی فضایی. ***فصل‌نامه مدل‌سازی اقتصادسنجی،*** ۵(۱) ۶۷-۸۵.

پهلوانی، مصیب؛ افراسیابی، مهران و حسین‌زاده، رمضان (۱۳۹۹). بررسی اثر درآمدهای نفت بر هم‌گرایی منطقه‌ای در اقتصاد ایران با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی. ***مجله توسعه و سرمایه،*** ۵(۲)، ۱- ۱۶.

ترکی، لیلا؛ طیبی، سیدکمیل و شریفی، سجاد (۱۳۸۹). تأثیر اصلاحات مالی بر رشد اقتصادی و ایجاد هم‌گرایی بین کشورهای برگزیده اسلامی. ***فصل‌نامه تحقیقات مدل‌سازی،*** ۱(۲)، ۶۵-۸۶.

تمنایی‌فر، محمدرضا و یزدانی کاشانی، زینب (۱۳۹۰). کاربرد فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) در آموزش عالی: راه‌کاری برای توسعه کیفی، ***مطالعات برنامه درسی آموزش عالی،*** ۳ (۳)، ۱۳۹- ۱۵۸.

خلیلی عراقی، منصور و کبیری رنانی، بهار (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر رشد جمعیت شهرستان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. ***فصل‌نامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی،*** ۲۵(۸۳)، ۷-۳۲.

دل انگیزان، سهراب؛ گلی، یونس و گلی، یحیی (۱۳۹۶). اندازه‌گیری نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها و بررسی هم‌گرایی رشد آنها (رهیافت اقتصاسنجی فضایی). ***فصل‌نامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی،*** ۷ (۲۸)، ۸۲-۹۸.

راسخی، سعید و رنجبر، امید (۱۳۸۸) اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی. ***مجله دانش و توسعه،*** ۱۶(۲۷)، ۱-۲۲.

رجایی، یداله؛ پورعلی، منیره و دالمن‌پور، محمد (۱۳۹۹). اثرات متغیرهای کلان اقتصادی و نهادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه. ***فصل‌نامه اقتصاد کاربردی،*** ۱۰ (۲۳)، ۷۹- ۹۶.

رفعت، منیره (۱۳۹۷). بررسی تأثیر یکپارچگی مالی و نقش آن در هم‌گرایی درآمد سرانه مطالعه موردی ایران و کشورهای در حال توسعه. ***پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی،*** ۸(۳۱) ۱۲۳-۱۳۴.

رمضانیان، محمدرحیم؛ آذر، عادل و پورعابدین بالاجورشری، نیلوفر (۱۳۹۸). تأثیر گسترش بازار مالی بر رشد اقتصاد ایران. ***دومین کنفرانس ملی تحقیقات بنیادین در مدیریت و حسابداری،*** تهران.

زیوری، امینه؛ محمدی خیاره، محسن و مظهری، رضا (۱۳۹۹). مروری نظام‌مند بر عوامل مؤثر در دسترسی به تأمین مالی فعالیت‌های کارآفرینی. ***فصل‌نامه سیاست‌نامه علم و فناوری،*** ۱۰ (۳)، ۵۵-۷۵.

سلاطین، پروانه؛ قلم زن نیکو، کاملیا و غفاری صومعه، نیلوفر (۱۳۹۵). تأثیر بازارهای مالی بـر شـاخص فلاکت: رهیافت داده های تلفیقی. ***اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)***، ۱۰(۳۵)، ۱۳۱-۱۴۶.

سلامی، فریبا؛ فقه محمدی، علی و محمدی، احمد (۱۳۹۵). بررسی هم‌گرایی درآمدی بین اسـتان‌هـای ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای. ***فصل‌نامه پژوهش‌ها و سیاست‌هـای اقتصـادی***، ۲۴(۸۰)، ۱۶۷-۱۹۴.

سلطانی، حسن؛ پورکیانی، مسعود؛ دریجانی، علی و تابلی، حمید (۱۳۹۶). تبیـین و مقایسـه رابطـه بـین حجم اعتبارات بانک‌ها و اندازه بازار با رشد اقتصادی (۱۳۹۶). ***فصـل‌نامـه تحقیقـات اقتصـاد کشـاورزی*** ۹(۳۳)، ۱۷۷- ۱۹۱.

شاه آبادی، ابوالفضل و حیدرخانی، فاطمه (۱۳۹۹). تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر شاخص فلاکت در کشورهای منتخب. ***فصل‌نامه برنامه‌ریزی و بودجه***، ۲۵(۳)، ۹۵- ۱۱۶.

طاهرپور، جواد؛ محمدی، تیمور و فردی، رضا (۱۳۹۶). نقش توزیع تسهیلات اعطایی بانک‌هـا در رشـد اقتصادی ایران. ***فصل‌نامه پژوهش‌نامه اقتصادی***، ۱۸(۶۹)، ۱۳۳- ۱۶۲.

طیبی، کمیل؛ دائی کریم‌زاده، سعید و رمضانی، مائده (۱۳۹۱). اثـرات هـم‌گرایـی درآمـدی و گسـترش جریان‌های تجاری بر رشد اقتصادی ایران و عمده شرکای تجاری از جمله کشـورهای OECD، ***دوفصل‌نامه اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی***، ۱(۱)، ۱۱۵-۱۲۶.

عاشورزاده، اعظم (۱۳۹۲). بررسی آثار موجودی سـرمایه و بهـره‌وری نیـروی کـار بـر رشـد اقتصـادی. ***همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصادی ایران***.

عزتی، مرتضی و کاظمی، افسـانه (۱۳۹۳). تـأثیر مالیـه اسـلامی بـر رشـد اقتصـادی، مطالعـه مـوردی کشورهای منتخب اسلامی. ***فصل‌نامه پژوهش‌های مالیه اسلامی***، ۲(۳)، ۷۳-۸۸.

فتاحی، شهرام و عطار، خلیل (۱۳۹۳). بررسی هم‌گرایی درآمدی اسـتان‌هـای ایـران رویکـرد داده‌هـای تابلویی. ***مجله اقتصادی و توسعه منطقه‌ای***، ۹(۲۲)، ۱۸۸- ۲۱۰.

فقه محمدی، علی؛ سلامی، فریبا و محمدی، احمد (۱۳۹۶). بررسی هم‌گرایی مصرف سرانه خانوار بـین استان‌های ایران در سال‌های ۹۷-۱۳۹۳. ***نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی***، ۹(۱۸)، ۱۰۵-۱۳۰.

کریمی، صمد (۱۳۸۵). ساختار استراتژی و سیاست‌های توسعه بازار مالی ایران. ***نشـریه رونـد***، ۳(۴۸)، ۱۰۵- ۱۵۴.

کمیجانی، اکبر (۱۳۹۸). ورود نقدینگی به فعالیت‌های مولد. ***دوماهنامه تازه‌های اقتصادی***، (۱۵۶)، ۱۴-۱۲.

محمودزاده، محمود و علمی، سیامک (۱۳۹۱)، نابرابری و رشد اقتصادی در استان‌های ایران. ***فصل‌نامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی***، ۲۰(۶۴)، ۱۳۱-۱۴۸.

مزینی، امیرحسین (۱۳۹۸). برآورد موجودی سرمایه در سطح استانی در اقتصاد ایران. ***فصل‌نامه سیاست‌های مالی و اقتصادی***، ۷(۲۶) ۷-۲۹.

ملابهرامی، احمد؛ نیکبخت سعید و رحمانی فضلی، هادی (۱۳۹۸). ارزیابی نقش بودجه دولت بر هم‌گرایی مناطق کشور با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی و روش هم‌گرایی بتای مطلق و بتای شرطی در دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۳. ***فصل‌نامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی***، ۲۷(۸۹)، ۳۴۰-۳۹۹.

ممی‌پور، سیاب و رضایی، عاطفه (۱۳۹۷). رشد اقتصادی و توسعه بازار کار ناحیه‌ای در استان‌های ایران: قانون اوکان در مفهوم فضایی. ***پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی***، ۸(۳۱)، ۱۰۷-۱۲۲.

نصری، شعله و احمدزاده، خالد (۱۳۹۷)، بررسی تأثیر زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی بر شکاف رشد اقتصادی در استان‌های کشور. ***پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی***، ۸(۳۰)، ۱۴۵-۱۶۶.

نیک‌پور، ساغر؛ بهمنی، مجتبی؛ جلایی، سیدعبدالمجید و نجاتی، مهدی (۱۳۹۸). بررسی هم‌گرایی مالی ایران و کشورهای عضو اوپک (کاربرد روش فیلیپس ـ سول). ***فصل‌نامه اقتصاد مالی***، ۱۳(۴۶)، ۹۵- ۱۲۶.

ب. انگلیسی

Asteriou, D. & Spanos, K. (2019). The relationship between financial development and economic growth during the recent crisis: Evidence from the EU. ***Finance Research Letters***, 28, 238-245.

Balash, V., Balash O., Faizliev, A. & Chistopolskaya, E. (2020). Economic Growth Patterns: Spatial Econometric Analysis for Russian Regions. ***Information,*** 11(6), 289. https://doi.org/10.3390/info11060289

Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1996). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. ***European Economic Review***, 40(6), 1325-135.

Bartkowska, M. & Riedl, A. (2012). Regional Convergence Clubs in Europe: Identification Andconditioning Factors. ***Economic Modelling***, 29(1), 22-31.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and Levine, R. (2000). A New Database on the Structure and Development of the Financial Sector. ***The World Bank Economic Review*** 14(3), 597-605.

Cavalieri, M. & Ferrante, L. (2019). Convergence, decentralization and spatial effects: an analysis of Italian regional health outcomes. ***Journal Health policy***, 124(2), 164-173. doi: 10.1016/j.healthpol.2019.12.001.

Chou, Y. K. (2010). Modeling Financial Innovation and Economic Growth: Why the Financial Sector Matters to the Real Economy. ***The Journal of Economic Education,*** 38(1), 78-90.

Chu, L.Kh. (2020). Financial structure and economic growth nexus revisited. ***Borsa Istanbul Review***, 20(1), 24-36.

Diallo, B. & Al-Titi, O. (2017). Local Growth and Access to Credit: Theory and Evidence. ***Journal of Macroeconomics***, 54, 410-423.

Diamond, D.W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. ***The Review of Economic Studies***, 51(3), 393-414.

Furková, A. & Chocholata, M. (2017). Interregional R&D Spillovers and Regional Convergence: Spatial Econometric Evidence from the EU Regions Equilibrium, ***Quarterly Journal of Economics and Economic Policy***, 2(1), 9–24.

Furqani, H. & Mulyany, R. (2009). Islamic banking and economic growth: Empirical evidence from Malaysia. ***Journal of Economic Cooperation & Development,*** 30(2), 59-74.

Goldsmith, R. W. (1969). ***Financial Structure and Development.*** New Haven, CT: Yale University.

Greenwood, J. & Smith, B. (1997). Financial markets in development, and the development of financial markets. ***Journal of Economic Dynamics and Control,*** 21(1), 145-181.

Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and hedistribution of income. ***Journal of political Economy***, 98(5, Part1), 1076-1107.

Gurley, J.G. & Shaw, E.S. (1960). ***Money in a Theory of Finance,*** Brookings Institution.

Harrison, P., Sussman, O. & Zeira (1999). ***Finance and Growth: Theory and Evidence.*** Washington, DC, Federal Reserve Board (Division of Research and Statistics), mimeo.

Hembram, S. & Haldar, S.K. (2021). Revisiting global income convergence: 1990-2018 A disaggregated analysis. ***Economics Bulletin***, 41(3), 952-974.

Holmes, M., Iregui, A.M. & Otero, J. (2019). Interest rate convergence across maturities: Evidence from bank data in an emerging market economy. ***The North American Journal of Economics and Finance***, 49, 57-70.

Hou, H. & Cheng, S.Y (2017). The dynamic effects of banking, life insurance, and stock markets on economic growth. ***Japan and the World Economy,*** 41, 87-98.

Ireland, P.N. (1994). Economic growth, financial evolution, and the long-run behavior of velocity. ***Journal of Economic Dynamics and Control***, 18, 815-848.

Issa, S., Girardone, C. (2022). Banking competition, convergence and growth across macro-regions of MENA. ***The Quarterly Review of Economics and Finance***, 84, 534-549.

Izzeldin, M., Johnes, J., Ongena, S., Pappas, V. &Tsionas, M. (2021). Efficiency convergence in Islamic and conventional banks. ***Journal of International Financial Markets, Institutions & Money,*** 70, 1-24.

Jayaratne, J. & Strahan, P.E. (1996). The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation. ***The Quarterly Journal of Economics***, 111(3), 639-670.

Jung, W.S. (1986). Financial Development and Economic Growth: International Evidence. ***Economic Development and Cultural Change***, 34(2), 333-346.

King, R. & Levine, R. (1993). Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence. ***Journal of Monetary Economics***, 32, 513-542.

Kjosevski, J. (2013). Banking Sector Development and Economic Growth in Central and Southeastern Europe Countries. ***Transition Finance and Banking Research***, 19(4), 461-473.

Lee, K., Pesaran, M. H. & Smith, R. (1997). Growth and convergence in a Multi- Country empirical stochastic Solow model. ***Journal of Applied Econometrics***, 12, 357- 392.

Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. ***Journal of Economic Literature***, 35(2), 688-726.

Levine, R. (2004). ***Finance and Growth: Theory and Evidence.*** Carlson School of Management, University of Minnesota and the NBER.

Levine, R., Loayza, N. & Beck, T. (2000). Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes. ***Journal of Monetary Economics,*** 46(1), 31-77.

Liu, G. & Zhang, C. (2018). Does financial structure matter for economic growth in China. ***China Economic Review***, 61, 101-194.

Luintel, K.B. & Khanm M. (1999). A Quantitative Reassessment of the FinanceGrowth Nexus: Evidence from a Multivariate VAR. ***Journal of Development Economics,*** 60(2), 381- 405.

Mackinnon, R.I. (1973). Money and Capital in Economic Development. ***The American Political Science Review,*** 68(4), 1822- 1824.

Niba, M. (2011). ***Assessing the Role of Commercial Banks on Economic Growth in Cameroon,*** Bachelor Thesis. University of Applied Sciences Fulda.

Onder, Z. and Ozyıldırım, S. (2010). Banks, Regional Development Disparity and Growth: Evidence from Turkey. ***Cambridge Journal of Economics***, 34(6), 975-1000.

Patrick, H. T. (1966). Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries. ***Economic Development and Cultural Change***, 14(2), 174-189.

Ritab, S.A. (2007). Financial Sector Development and Sustainable Economic Growth in Regionally Co-Integrated Emerging Markets. ***Advances in Financial Economics,*** 12,345-360

Shaw, E. S. (1973). ***Financial Deepening in Economic Development***. New York, Oxford University Press.

Solow, R.M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. ***Quarterly journal of economics***, (70), 65-94.

Sreerama Murty, K. Sailaja, K. and Mullugeta Demissie, W. (2012). The Long-Run Impact of Bank Credit on Economic Growth in Ethiopia: Evidence from the Johansen's Multivariate Cointegration Approach. ***European Journal of Business and Management***, 4(14), 20-33.

Stulz, R. M. (2000). Financial structure, corporate finance and economic growth. ***International Review of Finance***, 1(1), 11-38.

Swan, T.W. (1956). Economic growth and capital accumulation. ***Economic, Record,*** (32), 334-361.

Thotaa, N. & Subrahmanyam, A.C.V. (2020). Bank total factor productivity convergence , Evidence from India. ***Finance Reserch letters***, 37, 101357.

Tian, X., Zhang, X., Zhou, Y. & Yu, X. (2016). Regional Income Inequality in China Revisited: A Perspective from Club Convergence. ***Economic Modelling***, 56(4), 50-58.