

## ORIGINAL ARTICLE

# Estimating the impact of financing methods by separating Transactional Loans, Partnership Loans and Capital increase on the value added of the Iran's provinces (2011-2020 period)<sup>1</sup>

Mohammad Reza Ranjbar Fallah<sup>1\*</sup>, Maedeh Eskandari<sup>2</sup>

1. Associate Professor of Monetary Economics, Central Bank of Iran, Monetary and Banking Research Institute (MBRI).

2. master's degree in economics, (Islamic banking), Central Bank of Iran, Monetary and Banking Research Institute (MBRI).

### Corresponding Author:

Mohammad Reza Ranjbar Fallah

Email: [Dr-fallah@mbri.ac.ir](mailto:Dr-fallah@mbri.ac.ir)

Received: 31 Oct 2024

Accepted: 15 Jan 2025

### How to cite

Ranjbar Fallah, M.R. & Eskandari, M. (2024). Estimating the impact of financing methods by separating Transactional Loans, Partnership Loans and Capital increase on the value added of the Iran's provinces (2011-2020 period). *Industrial Economics Researches*, 8(28), 107-124. (DOI: [10.30473/jier.2025.72608.1469](https://doi.org/10.30473/jier.2025.72608.1469))

### ABSTRACT

In the 2010s, the Iranian economy experienced an average economic growth rate close to zero due to economic sanctions, inefficient management, low productivity, and inappropriate economic policies. In this regard, the country's monetary policymakers attempted to support production by using the tool of loan payments to increase the country's value added. The present study's main issue is whether the banking industry's payment of these loans has increased the value added of the country's provinces. Since the loans were paid in two forms: transactional contracts (Murabahah, installment sale, lease with condition of ownership, Salaf, debt purchase, Ja'ala and Istisna) and partnership (Incorporating) contracts (civil partnership, legal partnership, Mudaraba, Mazareh and Musaqat), was there a statistically significant difference between the impact coefficient of these two groups? According to the theoretical expectations, cooperative loans, which are long-term in nature, provide capital, and have a direct effect on production and services, whether had a more impact on the growth of value added in different provinces compared to transactional loans, which are short-term in nature, are intermediary with the possibility of determining the interest rate in advance, and affecting goods and services demand? Based on the difference between Keynesian and classical opinions, whether according to the classic perspective, is money neutral and cannot cause production growth, but will only affect the inflation rate, or according to the Keynesian perspective, can monetary policy tools and the creation and payment of bank credits in the money market cause production growth and value added via the expenditure channel? To address these questions and test the same research hypotheses, the econometric estimation method, panel data, was used. Data from each province, including real value added, capital (of stock exchange companies' capital in each province from 2011 to 2020), employed labor, and balance of loans with partnership and transactional contracts, were collected and used in the estimation. Based on the research results, the most important factor affecting the value added of the provinces was Kt (the volume of accumulated capital of listed companies). Contrary to the research hypothesis that partnership loans are more effective than transactional loans, there is no difference between them except when they convert into capital (Kt) and appear in the companies' financial statements as an effective production factor.

### KEYWORDS

Partnership loans, Transactional loans, Bank credit, provincial value added, Keynesian monetary policies, Capital of stock exchange companies' effect on value added, Neutrality of money.

**JEL Classification:** D23, D46, C13, E12

1. This article is taken from the master's thesis titled "Estimating the impact of banking industry credit by separating transactional and partnership contracts and other factors affecting the country's provinces' value-added growth (period 2010-2019), payame noor university (pnu).



## برآورد ضرایب تأثیر شیوه‌های تامین مالی به تفکیک تسهیلات مبادله‌ای، تسهیلات مشارکتی و افزایش سرمایه بر ارزش افزوده استان‌های ایران (دوره ۱۳۹۹-۱۳۹۰)<sup>۱</sup>

محمدرضا رنجبر فلاح<sup>۱\*</sup>           مائده اسکندری<sup>۲</sup> 

### چکیده

در دهه ۱۳۹۰، اقتصاد ایران به دلیل تحریم‌های اقتصادی، مدیریت ناکارآمد، بهره‌وری پایین و سیاست‌های نامناسب اقتصادی به‌طور متوسط با نرخ رشد اقتصادی نزدیک به صفر مواجه بوده است. در این راستا سیاست‌گذاران پولی کشور تلاش کردند تا با استفاده از ابزار پرداخت تسهیلات از تولید حمایت کرده و سبب رشد ارزش افزوده کشور شوند. مسئله اصلی تحقیق حاضر این است که آیا پرداخت این تسهیلات توسط صنعت بانکداری باعث افزایش ارزش افزوده استان‌های کشور شده است. از آنجایی که تسهیلات پرداختی در دو قالب عقود مبادله (مراجعه، فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، سلف، خرید دین، جعاله و استصناع) و عقود مشارکتی (مشارکت مدنی، مشارکت حقوقی، مضاربه، مزارعه و مساقات) بوده، آیا بین ضریب تأثیر این دو گروه تفاوت معنادار آماری وجود داشته است؟ آیا مطابق انتظارات نظری تسهیلات مشارکتی که از ماهیت بلند مدت، تامین سرمایه و اثر مستقیم بر تولید و عرضه کالاها و خدمات برخوردارند، تأثیر بیشتری بر رشد ارزش افزوده در استان‌های مختلف در مقایسه با تسهیلات مبادله‌ای که از ماهیت کوتاه‌مدت، واسطه‌ای با امکان تعیین نرخ سود از قبل و اثر بر تقاضای کالاها و خدمات برخوردارند، داشته است؟ براساس اختلاف دو دیدگاه کینزی و کلاسیک، آیا مطابق دیدگاه کلاسیک پول خنثی است و نمی‌تواند موجب رشد تولید شود بلکه صرفاً بر نرخ تورم اثر می‌گذارد و یا مطابق دیدگاه کینزی ابزار سیاست‌های پولی و خلق و پرداخت اعتبارات بانکی در بازار پول می‌تواند از کانال مخارج سبب رشد تولید و ارزش افزوده گردد؟ برای پاسخ به این سوالات که همان فرضیه‌های تحقیق هستند از روش تخمین اقتصادسنجی به شیوه پانل دیتا استفاده شده است. یک‌پارک آمارهای استانی شامل ارزش افزوده واقعی، سرمایه (سرمایه شرکت‌های بورسی شده هر استان از سال ۱۳۹۰-۱۳۹۹)، تعداد نیروی کار شاغل، مانده تسهیلات با عقود مشارکتی و مبادله‌ای گردآوری و در تخمین مورد استفاده قرار گرفته است. براساس نتایج تحقیق مهمترین عامل تأثیرگذار بر ارزش افزوده استان‌ها متغیر  $Kt$  (حجم سرمایه انباشته شرکت‌های بورسی) بوده است. برخلاف فرضیه تحقیق در مورد اثر بخش‌تر بودن تسهیلات مشارکتی نسبت به مبادله‌ای، هیچ تفاوتی بین این دو گروه، نیست مگر زمانی که تبدیل به سرمایه  $(Kt)$  و در صورت‌های مالی شرکت‌ها به‌عنوان عامل تولید مؤثر ظاهر شود.

### واژه‌های کلیدی

عقود مشارکتی، عقود مبادله‌ای، تسهیلات بانکی، ارزش افزوده استانی، سیاست‌های پولی کینزی، تأثیر سرمایه شرکت‌های بورسی بر ارزش افزوده. خنثی بودن پول.

طبقه‌بندی JEL: D23, D46, C13, E12

۱. دانشیار اقتصاد پولی، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی، تهران، ایران.  
۲. کارشناسی ارشد در رشته علوم اقتصادی گرایش بانکداری اسلامی، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی، تهران، ایران.

نویسنده مسئول:

محمدرضا رنجبر فلاح

رایانامه: Dr-fallah@mbri.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۸/۱۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۰/۲۶

### استناد به این مقاله:

رنجبر فلاح، محمدرضا و اسکندری، مائده (۱۴۰۳). برآورد ضرایب تأثیر شیوه‌های تامین مالی به تفکیک تسهیلات مبادله‌ای، تسهیلات مشارکتی و افزایش سرمایه بر ارزش افزوده استان‌های ایران (دوره ۱۳۹۹-۱۳۹۰). پژوهش‌های اقتصاد صنعتی، ۸(۲۸)، ۱۰۷-۱۲۴. (DOI:10.30473/jier.2025.72608.1469)

۱. این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد با عنوان «برآورد میزان تأثیر اعتبارات صنعت بانکداری به تفکیک عقود مبادله‌ای و مشارکتی و دیگر عوامل مؤثر بر رشد ارزش افزوده استان‌های کشور (دوره ۱۳۹۹-۱۳۹۰)» است.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۳ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.



## ۱- بیان مسأله تحقیق

یکی از چالش‌های همیشگی اقتصاددانان، شناسایی محرک‌ها و موانع اصلی رشد اقتصادی در هر کشور است تا از این مسیر امکان اتخاذ راه‌حلی به منظور هموار کردن چرخه‌های تجاری و اتخاذ سیاست‌های ضد چرخه‌ای فراهم گردد. در این میان، همواره تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری و کسب و کار در کانون توجه پژوهشگران به عنوان یکی از محرک‌های اصلی رشد اقتصادی بوده است. در واقع سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه یکی از مؤلفه‌های کلیدی در تدوین راهبردهای رشد اقتصادی محسوب می‌گردد (ژانگ و وانگ، ۲۰۲۱).

یکی از موضوعاتی که از دهه ۱۹۹۰ میلادی میان اقتصاددانان اتفاق نظر نسبی وجود دارد، اثر اعتبارات بانکی و در یک معنای وسیع‌تر، اثر بهبود توسعه مالی بر رشد اقتصادی حداقل در سطوح ابتدایی و شرایط مناسب نهادی است (احمد و همکاران، ۲۰۲۱). این امر مهم پس از تعمیق بحران مالی سال ۲۰۰۸ و اثرات منفی آن بر رشد اقتصادی اهمیت دوباره یافت (نونین و همکاران، ۲۰۲۱). در واقع این اعتقاد وجود دارد که بخش مالی یکی از عوامل میانجی در فرآیند انباشت سرمایه و رشد اقتصادی است (لویس، ۲۰۰۵). در چارچوب مبانی نظری اقتصاد کینزی، با رشد اعتبارات بانکی، این امکان وجود دارد که مصرف‌کنندگان بیشتر وام گرفته و مخارج مصرفی خود را افزایش دهند. همچنین بنگاه‌های اقتصادی نیز می‌توانند بیشتر وام گرفته و بیشتر سرمایه‌گذاری کنند. در مجموع افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری باعث ایجاد تولید و اشتغال و همچنین افزایش درآمد و سود خواهد شد. علاوه بر این، گسترش اعتبارات بر قیمت‌داری‌ها نیز تاثیر می‌گذارد که انتظار می‌رود با افزایش قیمت همراه باشد. در این میان افزایش قیمت‌داری از کانال اثر ثروت موجب افزایش مصرف و قدرت وام‌گیری مالکان آنها خواهد شد. در نتیجه این چرخه انبساط اعتباری در چارچوب مکتب کینزی منجر به افزایش هزینه‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها، ایجاد مشاغل جدید، رونق بازارها و رشد اقتصادی خواهد شد. با این حال باید اشاره کرد که این پیامدها زمانی که یک یا چند بخش اقتصادی به دلیلی امکان پرداخت بدهی خود را نداشته باشند متوقف خواهد شد و اثرات نامطلوبی از جمله بحران اقتصادی را به همراه خواهد داشت (شارما و باردهان، ۲۰۱۹)<sup>۵</sup>. در مقابل دیدگاه‌های مبتنی بر

نظریات اقتصاد کلاسیک که پول را خنثی می‌دانند قائل به تأثیر اعتبارات بانکی و انبساط پولی بر رشد واقعی اقتصاد در بازار کالاها و خدمات و اشتغال در بازار کار نیستند. در واقع تأثیر سیاست‌های اعتباری در بازار پول و انبساط پولی را ناچیز و اندک و در بلندمدت صفر می‌دانند. به نحوی که عمده این تأثیر بر سطح عمومی قیمت‌ها تخلیه خواهد شد و نه بر متغیرهای حقیقی اقتصاد.

اقتصاد ایران از آن دسته اقتصادهایی است که تأمین مالی آن بانک‌محور می‌باشد. از این‌رو در بسیاری از موارد سیاست‌گذاران به منظور بهبود وضعیت رشد اقتصادی تلاش می‌کنند با اتخاذ سیاست‌های مختلف از جمله سیاست هدایت اعتبار (به صورت صریح یا ضمنی)، موجب افزایش میزان اعطای اعتبارات بانکی به یک یا چند بخش اقتصادی مشخص و در نتیجه رشد اقتصادی شوند.

از این‌رو در پژوهش حاضر اثر اعتبارات اعطایی در قالب عقود مبادله‌ای و مشارکتی به همراه متغیر حجم سرمایه شرکت‌های بورسی استان‌ها بر رشد اقتصادی استان‌های مختلف کشور با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ و مدل رگرسیونی پانل در داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گرفته است.

این پژوهش از دو منظر دارای نوآوری می‌باشد. نخست آنکه در این مطالعه برای نخستین بار اثر اعتبارات اعطایی بر رشد اقتصادی به تفکیک عقود مبادله‌ای (شامل مرابحه، فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، سلف، خرید دین، جعاله و استصناع) و عقود مشارکتی (شامل مشارکت مدنی، مشارکت حقوقی، مضاربه، مزارعه و مساقات) و دیگر اینکه با استفاده از داده‌های استانی (و نه کلان) مورد بررسی قرار گرفته است.

علاوه بر اهمیت تفکیک تسهیلات و اعتبارات پرداختی با توجه به کارکرد آنها به عقود مبادله‌ای و مشارکتی در این است که تسهیلات مبادله‌ای به دلیل ماهیت خود بیشتر بر تقاضای کالاها و خدمات تاثیر می‌گذارند و از طریق افزایش قدرت خرید متقاضیان، از کانال مخارج موجب رونق بازار و تولید و عرضه کالاها و خدمات می‌شوند. این تسهیلات به دلیل ویژگی‌هایی مانند ریسک پایین، تعیین نرخ سود از ابتدا، کوتاه‌مدت بودن و... بیشترین تناسب را با ماهیت واسطه‌گری و کوتاه‌مدت بودن بازار پول دارند<sup>۶</sup> و حتی برخی از پژوهشگران بانکداری بدون ربا اعتقاد دارند که باید قراردادهای مشارکتی را به شرکت‌های سرمایه‌گذاری و شرکت‌های سهامی

5. Sharma and Bardhan

۶ موسویان و میثمی (۱۳۹۷)

1. Zhang and Wang

2. Ahmed et al.

3. Nguyen et al

4. Levine

ارزیابی میزان تأثیر سرمایه به عنوان عامل تولید بر ارزش افزوده به تفکیک استان‌ها؛  
ارزیابی میزان تأثیر سایر عوامل مؤثر بر ارزش افزوده استان‌های کشور (به جز اعتبارات بانکی).

### ۳- روش تحقیق

این مطالعه از لحاظ روش تحقیق کمی، تحلیلی-پژوهشی همراه با مدل‌سازی اقتصادسنجی و از نظر هدف و نتیجه کاربردی است. داده‌ها و اطلاعات موردنیاز در این پژوهش از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز آمار ایران و سایت سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان‌های کشور گردآوری شده است. رویکرد پژوهش حاضر مبتنی بر روش‌های استنباط آماری در چارچوب داده‌های ترکیبی است. در این مطالعه برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار ایویوز (Eviews) نسخه ۱۰ استفاده شده است.

### ۴- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در چارچوب ادبیات نظری، ارتباط میان توسعه مالی و رشد اقتصادی را می‌توان در چارچوب موضوع بهبود واسطه‌گری بخش مالی یا توسعه مالی بررسی کرد. در واقع از همان زمان که شومپتر<sup>۳</sup> (۱۹۱۱) بر نقش واسطه‌گری مالی در توسعه نوآوری‌های فناورانه و رشد اقتصادی تأکید کرد، رابطه میان بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد مورد توجه و بحث پژوهشگران قرار گرفت. در مطالعات تجربی پیشگامان این حوزه از جمله مک کینون<sup>۴</sup> (۱۹۷۳) شواهدی از ارتباط مثبت میان بخش مالی و بخش حقیقی به دست آمد. با این وجود گروهی از اقتصاددانان بخش مالی را تابعی از بخش حقیقی اقتصاد یا عاملی کم‌اهمیت در رشد و توسعه اقتصادی می‌دانستند. از آن جمله می‌توان به رایینسون<sup>۵</sup> (۱۹۵۲) و لوکاس<sup>۶</sup> (۱۹۸۸) اشاره نمود. رایینسون (۱۹۵۲) بیان کرد که توسعه مالی صرفاً دنباله‌روی رشد اقتصادی است و نه عامل آن. لوکاس (۱۹۸۸) نیز اذعان داشت که رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی «بیش از حد» مورد تأکید واقع شده است. این تفاوت در دیدگاه‌ها، منجر به توسعه و تکوین فرضیه‌های مختلفی توسط پژوهشگران و آزمون آنها به منظور کشف ارتباط حقیقی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی گردید.

واگذاشت و بانک به تناسب ماهیت بازار پول (که بازاری کوتاه‌مدت با ریسک پایین است) بایستی صرفاً بر قراردادهای مبادله‌ای متمرکز شود. در مقابل تسهیلات مشارکتی از ماهیت ریسک بالاتر، بلندمدت و نرخ سود متغیر بدون تعیین از ابتدا برخوردارند و در واقع از طریق عرضه سرمایه به طور مستقیم بر تابع تولید و افزایش تولید و عرضه اثر گذارند. برخی از پژوهشگران بانکداری اسلامی در ایران و سایر کشورها معتقدند که عقود مشارکتی بنیان اصلی بانکداری اسلامی را شکل می‌دهد و لذا باید در تجهیز و تخصیص منابع به طور عمده از این دسته عقود استفاده کرد. در این دیدگاه بانک اسلامی واسطه‌گر وجوه نیست بلکه عرضه‌کننده سرمایه است.<sup>۲</sup>

با توضیحات فوق این پژوهش به دنبال پاسخ به این مسأله اصلی است که آیا اعتبارات بانکی باعث رشد ارزش افزوده بخش‌های مختلف در استان‌های کشور شده است؟ تأثیر کدام گروه از اعتبارات مبادله‌ای و یا مشارکتی بیشتر بوده است؟ و همچنین میزان تأثیر در کدام استان‌ها بیشتر و معنی‌دارتر بوده است؟ علاوه بر دو متغیر فوق تأثیر متغیرهای سرمایه (K)، تعداد نیروی شاغل (L) در هر استان نیز به عنوان متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گرفته و ضریب تأثیر آنها ارزیابی شده است. در این تحقیق به دلیل نبود آمار معتبر متغیر سرمایه استانی (به تفکیک استان‌ها) از آمار سرمایه شرکت‌های بورسی (وارد شده به بورس) هر استان در سال‌های مختلف استفاده شده است که طی هر سال به دلیل ورود شرکت‌های جدید و یا افزایش سرمایه شرکت‌های سابق از محل اندوخته‌ها، سودهای توزیع نشده و یا آورده جدید سهامداران این آمار در حال تعدیل و افزایش بوده است و یک متغیر جایگزین مناسب به جای متغیر سرمایه استانی است. همچنین به دلیل نبود آمار نرخ ارزش افزوده سال‌های ۹۸ و ۹۹ استان‌های کشور در سالنامه‌های آماری، از نرخ رشد اقتصادی کشور در این سال‌ها برای برآورد تقریبی آن استفاده شده است.

### ۲- اهداف تحقیق

#### هدف اصلی:

ارزیابی میزان تأثیر اعتبارات بانکی بر ارزش افزوده استان‌ها به تفکیک عقود مبادله‌ای و مشارکتی؛

4. Mac kinnon  
5. Robinson  
6. lucas

۱. طالبی و کیائی (۱۳۹۱)

۲. توتونچیان (۱۳۷۹)

3. Schumpeter

پژوهشگران با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۷ نتیجه گرفتند که اعتبارات اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی منطقه‌ای دارد.

**شارما و باردان**<sup>۶</sup> (۲۰۱۷) رابطه میان تامین مالی و رشد اقتصادی را برای ۲۶ استان هند مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه با استفاده از روش GMM و داده‌های بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۱، نتیجه گرفته شد که اثر اعتبارات بانکی و پس‌انداز از جمله مهمترین عوامل موثر بر رشد اقتصادی مناطق مورد بررسی بوده است.

**امچتا و ایبی**<sup>۷</sup> (۲۰۱۴) اثر اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی نیجریه را با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۲۰۱۱-۱۹۶۰ مورد بررسی قرار دادند. براساس نتایج این مطالعه، اعتبارات اعطایی اثر مثبت معنادار بر رشد اقتصادی دارد.

**عبده و چادوری**<sup>۸</sup> (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های فصلی ارتباط بین اعتبارات اعطایی به‌وسیله بانکداری اسلامی و رشد اقتصادی در بنگلادش را آزمودند. نتیجه مطالعه آنها براساس رویکرد الگوهای اقتصادسنجی نشان داد که بانکداری اسلامی در بلندمدت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی در این کشور دارد و ارتباط دو طرفه‌ای بین رشد اقتصادی و بانکداری اسلامی در بنگلادش وجود دارد.

**عبدالمنب و همکاران**<sup>۹</sup> (۲۰۱۲) با استفاده از آزمون علیت تودا - یاماموتور رابطه علی بین رشد اقتصادی و بانکداری اسلامی در مالزی را مطالعه کردند. نتیجه بررسی آنها با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۲ نشان داد که علیت گرنجری قوی یکطرفه از طرف تامین مالی اسلامی به رشد اقتصادی در این کشور وجود دارد.

**عبده و عمر**<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۲) با استفاده از آزمون کرانه‌ها در چارچوب روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی به این نتیجه رسیدند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارتباطی قوی بین توسعه مالی اسلامی و رشد اقتصادی در اندونزی وجود دارد.

**کاپیولو و همکاران**<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۰) کانال‌های اثرگذاری وام‌دهی بانک‌ها در اتحادیه اروپا را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که اعتبارات اعطایی، بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار است. از این‌رو لازم است در بسته‌های سیاستی تدوین شده، پایش و نحوه اعطای آنها مورد توجه و سیاست‌گذاری قرار گیرد. همچنین از دیگر

این فرضیه‌ها را می‌توان به چهار گروه فرضیه تامین مالی - پیش‌برنده رشد، فرضیه رشد - پیش‌برنده تامین مالی، فرضیه بازخورد (دو سویه) و فرضیه خنثایی (نوبین و همکاران ۲۰۲۱) تقسیم کرد.

### الف) پیشینه تحقیق براساس مطالعات خارجی:

**احمد و همکاران**<sup>۱</sup> (۲۰۲۲) با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ و روش FMOLS<sup>۸</sup> برای کشورهای جنوب آسیا نتیجه گرفتند که توسعه مالی از کانال اعتبارات در بلندمدت اثر معنادار بر رشد پایدار دارد.

**روسی و همکاران**<sup>۲</sup> (۲۰۲۱) رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی را در ۱۱۰ منطقه اروپا در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۷ مورد بررسی قرار دادند. پژوهشگران با استفاده از روش متغیرهای ایزاری و تخمین‌زن GMM نتیجه گرفتند که در اغلب مناطق مورد بررسی، توسعه مالی اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است.

**نوبین و همکاران** (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های تابلیوی برای ۲۲ کشور دارای اقتصاد نوظهور در بازه زمانی ۲۰۲۰-۱۹۸۰ تأیید کردند که یک رابطه معنادار میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی وجود دارد که این نتایج براساس آزمون علیت گرنجر نیز تأیید شده است.

**ژانگ و ژو**<sup>۳</sup> (۲۰۲۱) در مطالعه خود با استفاده از یک مدل پایه اقتصاد خرد نشان دادند که در بلندمدت بخش مالی بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار بوده و از این طریق امکان حداکثر کردن رفاه فراهم است.

**ژو و همکاران**<sup>۴</sup> (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های مربوط به ۳۱ استان چین برای بازه زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۷، اثر اعتبارات و نوآوری‌های فنی را بر رشد منطقه‌ای با استفاده از مدل‌های فضایی مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان داد که هر دو متغیر اثر مهمی بر رشد اقتصادی داشته‌اند. با این‌حال نتایج این پژوهش نشان داد که اثر متقابل این دو متغیر بر رشد منفی بوده که این می‌تواند نشان‌دهنده اهمیت تخصیص مناسب منابع بین استان‌های مختلف باشد.

**وانگ و همکاران**<sup>۵</sup> (۲۰۱۹) اثر توسعه مالی منطقه‌ای بر رشد اقتصادی در سه ایالت بزرگ چین را مورد بررسی قرار دادند.

7. Emecheta & Ibe  
8. Abdu & Chadori  
9. Abdulmanb et all  
10. Abdu & Omar  
11. Cppiello et all

1. Ahmad et all  
2. Rossi et all  
3. Zhang & Zhou  
4. Zhou et all  
5. Wang et all  
6. Sharma & Bardhan

در این مطالعه نرخ رشد اقتصادی تابعی از شاخص‌های توسعه مالی یعنی نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP، نسبت اعتبارات اعطایی توسط بانک‌ها به GDP و نسبت نقدینگی به  $GDP$  ( $\frac{M3}{GDP}$ ) در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داده که اثر  $\frac{M3}{GDP}$  بر رشد اقتصادی مثبت و معنا دار است ولی اثر متغیرهای دیگر توسعه مالی بر رشد اقتصادی مثبت اما از نظر آماری معنی‌دار نیست.

**برنانکه و گتزر<sup>۶</sup> (۱۹۹۵)** در تحقیقات خود با استفاده از مدل‌سنجی VAR در رابطه با آثار سیاست پولی بر تسهیلات بانک‌ها و برخی اجزای GDP به این نتیجه رسیدند، زمانی که تغییر در نرخ بهره‌ی و جوه فدرال رزرو به وجود می‌آید می‌تواند روابط معناداری بین تسهیلات بانکی و تولید وجود داشته باشد.

**کینگ و لوین<sup>۷</sup> (۱۹۹۳)** با مطالعه در داده‌های ۸۰ کشور در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۹ بر خلاف گلد اسمیت اثر سایر متغیرها بر رشد انباشت سرمایه و رشد بهره‌وری را لحاظ کرده‌اند. این دو با انجام ۱۲ مرحله رگرسیون در قالب مدل‌های تابلویی به صورت بین‌کشوری، مدعی شدند که یک رابطه مثبت و معناداری بین شاخص‌های توسعه مالی و شاخص‌های رشد وجود دارد.

### ب) پیشینه تحقیق براساس مطالعات داخلی:

**عباسی و حمیدی فراهانی (۱۴۰۱)** بررسی تامین مالی، سرمایه‌گذاری و تحقیق و توسعه بر ارزش افزوده صنایع کارخانه‌های ایران با استفاده از رویکرد پانل کوانتایل را مورد بررسی قرار دادند.

**مظفری و قادری (۱۴۰۰)** نقش سرمایه‌انسانی در صنعتی شدن اقتصاد ایران؛ کاربردهای منطق فازی و GMM در سری‌های زمانی را مورد بررسی قرار دادند.

**کیقبادی و همکاران (۱۴۰۰)** رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی را در مناطق مختلف ایران مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش که با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۰ برای استان‌های کشور انجام شد، پژوهشگران نتیجه گرفتند که توسعه مالی اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی مناطق داشته است؛ ولی اثرات سرریز بر رشد مناطق و استان‌های هم‌جوار نداشته است.

**فتحی آقابابا و همکاران (۱۳۹۹)** اثر تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند.

نتایج این مطالعه، اثر منفی ترازنامه بانک‌ها بر وضعیت اقتصادی طی بحران اقتصادی سال ۲۰۰۸-۲۰۰۷ بود.

**هونجا و الو<sup>۱</sup> (۲۰۰۵)** در کشور مراکش و در بازه زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۶ تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی را مورد مطالعه قرار داد. تحقیقات ایشان نشان می‌دهد که به طور متوسط به ازای هر یک درصد رشد اعتبارات بانکی، GDP به میزان ۰/۰۷۰۱ درصد رشد داشته است.

**ریوجا و والو<sup>۲</sup> (۲۰۰۳)** به بررسی رابطه بین رشد و توسعه مالی در ۷۴ کشور طی ۱۹۹۵-۱۹۶۱ به روش پانل دیتا می‌پردازند. آنها در مقاله خود عنوان می‌کنند که بین رشد و توسعه مالی رابطه یکنواخت یک به یک وجود ندارد و ارتباط بین آنها به سطح توسعه مالی در هر کشور بستگی دارد. به طوری که در کشورهای با سطح توسعه مالی پایین، برخی از شاخص‌های توسعه مالی اثر منفی و گروه دیگر اثر مثبت ولی بسیار کم و قابل چشم‌پوشی بر رشد دارند. همچنین شاخص‌های توسعه مالی کشورهای با سطح توسعه مالی متوسط، نسبت به کشورهای با سطح توسعه مالی پیشرفته اثر مثبت و بزرگتری بر رشد اقتصادی دارند.

**بک، لوین و لویزا<sup>۳</sup> (۲۰۰۰)** به بررسی علیت واسطه‌های مالی و رشد اقتصادی برای ۷۱ کشور به روش پانل دیتا در دوره زمانی ۱۹۶۰-۱۹۹۵ می‌پردازند. در این مطالعه نسبت تعهدات نقدی سیستم مالی به GDP، نسبت دارایی بانک‌های تجاری به مجموع دارایی بانک‌های تجاری و بانک مرکزی و نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها و واسطه‌های مالی به بخش خصوصی به GDP به عنوان شاخص‌های مالی در نظر گرفته شده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بهبود واسطه‌های مالی اثر بزرگ و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند.

**کاشیاب و آستین<sup>۴</sup> (۲۰۰۰)** وجود کانال اعتباردهی بانکی برای ایالات متحده را براساس مدل پانل دیتایی که شامل بیش از ۱۴۰۰۰ بانک برای تقریباً ۲۰ سال بود، یافتند. آنها دریافتند که فرضیه تأثیر کانال اعتباردهی بانکی بر اثر اعمال سیاست پولی از روش رگرسیون دو مرحله‌ای تأیید می‌شود.

**آلن و نیکوماننا<sup>۵</sup> (۱۹۹۸)** در مطالعه‌ای به بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی برای کشورهای آفریقای جنوبی طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۱۹۹۵ به روش پانل دیتا می‌پردازد.

5. Allen & Nickomana  
6. Bernanke & Getler  
7. King & Levin

1 Hunja va  
2. Rioja & Valo  
3. Back, Levin & Luisa  
4. Kashyab & Austin

کشورهای منتخب به جز پاکستان علت رشد اقتصادی است. همچنین در بین شاخص‌های بازار پول، شاخص اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی اثرپذیرترین شاخص از رشد اقتصادی است.

**سپیلی و همکاران (۱۳۹۰)** در مطالعه‌ای با عنوان "مقایسه کارایی عقود مشارکتی و مبادله‌ای به روش تحلیل پوششی داده‌ها در بانک ملت استان کرمانشاه" نشان می‌دهند که کارایی عقود مبادله‌ای از عقود مشارکتی بیشتر است. نتایج آنها حاکی از آن است که صرفه‌های ناشی از مقیاس در بانک برای عقود مورد بررسی وجود ندارد.

**علی‌زاده (۱۳۸۹)** در پایان‌نامه خود به بررسی تأثیر عقود مشارکتی و مبادله‌ای بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره (۱۳۶۳-۱۳۸۶) پرداخته و براساس رویکرد خود برگشت با وقفه‌های توزیعی به این نتیجه می‌رسد که عقود مشارکتی تأثیر مثبت و عقود مبادله‌ای تأثیر منفی بر رشد داشته‌اند.

**هائشم نیکومرام (۱۳۸۲)** نیز در تحقیقی تحت عنوان "تحلیل متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی" عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران را طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۳۸ مورد آزمون قرار داد. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد که اثر بخشی رشد اعتبارات و تسهیلات بانک‌های تجاری به بخش خصوصی بر رشد اقتصادی معنادار ولی اثر بخشی رشد اعتبارات و تسهیلات اعطایی بانک‌های تجاری به بخش دولتی بر رشد اقتصادی به لحاظ آماری بی‌معنا است.

**سلیمی فر و قوی (۱۳۸۱)** نیز با استفاده از الگوی شتاب انعطاف‌پذیر، اثر اعتبارات بانکی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران را برای دوره زمانی ۱۳۴۰ تا ۱۳۷۸ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که اعتبارات حقیقی اعطایی شبکه بانکی کشور به بخش خصوصی دارای رابطه مثبت و معنی‌داری با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است، به طوری که یک درصد افزایش در اعتبارات بانکی به بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی در این بخش را به میزان ۰.۲۳ درصد افزایش می‌دهد. این امر بیانگر رابطه نسبتاً قوی بین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اعتبارات اعطایی شبکه بانکی به بخش خصوصی است.

**محمود ختایی (۱۳۷۸)** در مطالعه‌ای رابطه میان گسترش بازارهای مالی و رشد اقتصادی ایران را در طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۳۸ به روش SLS 2 منفی با نسبت نقدینگی (M2) به GDP و مطالبات سیستم بانکی از بخش غیرمالی خصوصی به GDP دارد. بررسی می‌کند. براساس نتایج به دست آمده از مطالعه ایشان می‌توان گفت که نرخ رشد اقتصادی رابطه مثبت و معناداری با حجم اعتبارات بانک‌های داخلی و مرکزی و همچنین با مطالبات سیستم بانکی از بخش غیر

پژوهشگران با استفاده از داده‌های سالیانه در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۰ نشان دادند که تسهیلات اثر مثبت و معنادار بر ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی مورد بررسی دارد. در این میان تسهیلات اعطایی به ترتیب بر ارزش افزوده بخش خدمات، صنعت و معدن، ساختمان و کشاورزی بیشترین اثرگذاری را داشته است.

**رهبر، بهزادی صوفیانی و اصفهانی (۱۳۹۸)** تأثیر غیرخطی عوامل موثر بر تولید بنگاه‌های صنعتی ایران؛ الگوی آستانه‌ای را مورد بررسی قرار دادند.

**مرادی و همکاران (۱۳۹۷)** ارتباط بین رشد تسهیلات بانکی، رشد ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری را در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۸ مورد بررسی قرار دادند. پژوهشگران با استفاده از مدل PVAR نشان دادند که اگر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در تغییرات رشد مانده تسهیلات بانکی رخ دهد، رشد ارزش افزوده تا ده دوره متأثر از آن خواهد بود. همچنین یافته‌های این پژوهش نشان داد که حدود ۱۴ درصد از تغییرات رشد ارزش افزوده، توسط متغیر مانده تسهیلات توضیح داده می‌شود.

**دهقان شبانی (۱۳۹۵)** با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان نشانه داد که توسعه مالی (نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی) دارای تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی استان‌ها می‌باشد. همچنین از دیگر نتایج این پژوهش وجود رابطه علیت دوطرفه میان رشد اقتصادی و توسعه مالی می‌باشد.

**محمدنژاد و همکاران (۱۳۹۴)** با استفاده از رویکرد شبه بیزی به بررسی اثر رابطه میان اعتبارات بانکی و رشد اقتصادی در ایران برای بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۰ پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که تسهیلات اعطایی به بخش غیر نفتی رشد اقتصاد ایران را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد که در این میان اهمیت بخش کشاورزی بیشتر است. **ورهرامی و همکاران (۱۳۹۴)** در پژوهش خود برای کشورهای عضو گروه D8 نشان دادند که در بازه زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۸، میزان اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. همچنین در این بازه زمانی عرضه پول، سرمایه‌گذاری خارجی و درجه باز بودن اقتصادی اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی داشته است.

**منصف و همکاران (۱۳۹۲)** اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی را در کشورهای گروه هشت با استفاده از رویکرد علیت پانلی طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. براساس نتایج این پژوهش، جهت علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی بین کشورهای مختلف و همچنین از یک شاخص به شاخص دیگر متفاوت است. در بین شاخص‌های توسعه مالی، شاخص اعتبارات بخش بانکی در همه

استان‌های کشور ۴ معادله خطی، لگاریتمی اثرات ثابت بر عرض از مبدا و با اثرات بر شیب معرفی شده که در قالب معادلات ۱ تا ۴ در زیر بازنویسی و نمادگذاری هریک از متغیرها در جدول زیر آن صورت گرفته است. در واقع مدل تخمین بیانی از تابع تولید است که میزان تولید (ارزش افزوده) تابعی از نیروی کار و سرمایه است که در اینجا در کنار ارزش تامین مالی کسب و کار به عنوان سرمایه از تسهیلات پرداختی در قالب عقود مبادله‌ای و مشارکتی نیز استفاده شده است تا بتوان با مقایسه ضرایب تأثیر آنها، از نتایج حاصله در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی استفاده کرد.

مالی خصوصی به کل اعتبارات داخلی و رابطه تجاری به اعتبارات داخلی بانک‌های تجاری و بانک مرکزی و همچنین با مطالبات سیستم بانکی از بخش غیرمالی خصوصی به کل اعتبارات داخلی و رابطه منفی با نسبت نقدینگی (M2) به GDP و مطالبات سیستم بانکی از بخش غیرمالی خصوصی به GDP دارد.

### ۱- الگوی تخمین

به منظور تخمین میزان تأثیر هریک از متغیرها بر ارزش افزوده

### الف) معادلات خطی و لگاریتمی

$$VA_t = C_0 + \alpha_1 CC_t + \alpha_2 EC_t + \alpha_3 L_t + \alpha_4 K_t + \alpha_5 VA_t(1) + \alpha_6 AR_t(1) + U_t \quad \text{معادله ۱}$$

$$LN VA_t = C_0 + \alpha_1 LNCC_t + \alpha_2 LNEC_t + \alpha_3 LNL_t + \alpha_4 LNK_t + \alpha_5 LNVA_t(1) + \alpha_6 AR_t(1) + U_t \quad \text{معادله ۲}$$

### ب) معادلات اثر ثابت و اثر بر شیب

$$VA_t = C_0 + C_1 Dumo_t + \alpha_1 CC_t + \alpha_2 EC_t + \alpha_3 L_t + \alpha_4 K_t + \alpha_5 VA_t(1) + \alpha_6 AR_t(1) + U_t \quad \text{معادله ۳}$$

$$VA_t = C_0 + \alpha_1 CC_t + \alpha_2 EC_t + \alpha_3 L_t + \alpha_4 K_t + C_1 DumoK_t + \alpha_5 VA_t(1) + \alpha_6 AR_t(1) + U_t \quad \text{معادله ۴}$$

جدول ۱. معرفی متغیرهای مورد استفاده در الگوی تخمین

نام متغیر	توضیح متغیر
$C_0$	عرض از مبدا معادله
$VA_t$	ارزش افزوده واقعی به قیمت بازار (میلیارد ریال)
$VA_t(1)$	ارزش افزوده واقعی به قیمت بازار با یک وقفه (میلیارد ریال)
$CC_t$	حجم اعتبارات مشارکتی استان‌ها شامل (مشارکت مدنی، مشارکت حقوقی مضاربه، مزارعه، مساقات)
$EC_t$	حجم اعتبارات مبادله‌ای استان‌ها شامل (جعاله، خرید دین، فروش اقساطی، سلف، اجاره به شرط تملیک، مرابحه، استصناع)
$L_t$	تعداد نیروی کار شاغل (زن و مرد)
$K_t$	آخرین سرمایه تجمعی شرکت‌های بورسی هر استان از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ (میلیارد ریال)

\* اثر ثابت: یعنی اثر بر عرض از مبدا به تفکیک هر استان ولی شیب (ضرایب دیگر) ثابت است.

اثر بر شیب: یعنی اثر بر شیب (ضرایب دیگر) متغیر که در هر استان متفاوت از دیگری است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۹۹

متغیر	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشی‌دگی
$VA_t$	۵/۱۹	۲/۳۵	۵/۳۷	۲۷۵۸۹۰۷۳	۸/۱۸	۳/۵۶	۱۷/۰۵
$CC_t$	۲/۹۷	۲۴۰۹۶۵۴۲	۳/۶۱	.	۲/۹۰	۱۲/۱۷	۱۵۰/۳
$EC_t$	۱/۴۷	۴۷۰۱۳۲۲۹	۱/۲۷	.	۷/۴۸	۱۵/۳۰	۲۵۴/۰۶
$L_t$	۰/۳۸	۰/۳۹	۰/۶۵	۰/۰۸	۰/۰۴	-۰/۸۴	۱۴/۷۲
$K_t$	۸۴۸۳۹۵۰۵	۶۴۶۵۱۷۳	۴/۵۹	۱۲۵۰۰۰	۳/۷۱	۸/۴۶	۸۷/۵۴

### ۱- آزمون‌های تشخیصی

در تحقیق حاضر از داده‌های پانلی برای برآورد مدل‌ها استفاده می‌گردد. مهمترین آزمون‌های مورد استفاده در داده‌های پانلی عبارتند از: آزمون پایایی، آزمون اف-لیمر، آزمون هاسمن و آزمون بروش-پاگان. در ادامه، نتایج برآورد آزمون‌ها ارائه می‌گردد.

### نتایج آزمون ریشه واحد پانلی

برای اطمینان از کاذب نبودن مدل رگرسیون، لازم است روند تغییر متغیرها در طول زمان بررسی و از مانایی متغیرها اطمینان حاصل شود. مانا بودن داده‌ها، مانع از ایجاد رگرسیون کاذب میان متغیرها می‌شود. همان‌طور که اشاره شد، سه نوع آزمون مانایی شامل «ایم، پسران و شین (IPS)»، «لوین، لین و چو (LLC)» و «فیشر-دیکی فولر تعمیم یافته»، برای هر متغیر انجام شده که فرضیه صفر در کلیه آزمون‌ها بیانگر ریشه واحد است. نتایج آزمون ریشه واحد پانلی

به تفکیک متغیرها در جدول (۳) نشان داده شده است. طبق نتایج متغیرهای  $VA_t$ ،  $CC_t$ ،  $EC_t$  و  $K_t$  به دلیل اینکه ضریب احتمال آنها کوچک‌تر از  $0/05$  است، فرضیه صفر یعنی وجود ریشه واحد در آنها رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم که متغیرها در سطح مانا هستند.

اما متغیر  $K_t$  به دلیل اینکه ضریب احتمال آن مساوی با ۱ است، نتیجه می‌گیریم که فرضیه صفر ریشه واحد رد نشده و متغیر نامانا هست که برای عدم رخ دادن رگرسیون کاذب و اثبات مانا بودن متغیر از آزمون هم‌انباشتگی استفاده کردیم و در نتیجه مدل مانا گردید. خروجی تخمین در پیوست شماره ۱ ارائه شده است. ۱ است، نتیجه می‌گیریم که فرضیه صفر ریشه واحد رد نشده و متغیر نامانا هست که برای عدم رخ دادن رگرسیون کاذب و اثبات مانا بودن متغیر از آزمون هم‌انباشتگی استفاده کردیم و در نتیجه مدل مانا گردید. خروجی تخمین در پیوست شماره ۱ ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	ایم، پسران و شین	لوین، لین و چو	فیشر-دیکی فولر تعمیم یافته	نتیجه آزمون
$VA_t$	-۶/۴۵ (۰/۰۰)	-۱۵/۴۷ (۰/۰۰)	۱۶۵/۳ (۰/۰۰)	I(0)
$CC_t$	-۲/۴۷ (۰/۰۰)	-۷/۲۰ (۰/۰۰)	۹۸/۰۱ (۰/۰۰)	I(0)
$EC_t$	-۳/۸۹ (۰/۰۰)	-۶/۰۳ (۰/۰۰)	۱۴۲/۳ (۰/۰۰)	I(0)
$L_t$	-۱۱/۴۲ (۰/۰۰)	-۲۰/۱۸ (۰/۰۰)	۲۵۱/۱۲ (۰/۰۰)	I(0)
$K_t$	۹/۷۲ (۱/۰۰)	۳۷/۱۹ (۱/۰۰)	۳۰/۹۲ (۰/۹۹)	I(0)

نتیجه به خروجی پیوست شماره ۱ و عدد احتمال به دست آمده از آزمون هم‌انباشتگی متغیرها برابر ۰ است، پس نتیجه می‌گیریم که بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل رابطه تعادلی بلندمدت وجود داشته و مدل و متغیرها هم‌انباشته هستند و وجود رگرسیون کاذب به دلیل نامانا بودن متغیر  $K_t$  در آزمون ریشه واحد رد می‌شود. مقادیر آماره‌ها (اعداد داخل جدول ۳) و احتمال‌های مربوطه (اعداد داخل پرانتز) و همچنین نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی متغیرها جهت رد رگرسیون کاذب نشان می‌دهد که تمامی متغیرها مانا در سطح هستند و فرضیه صفر ریشه واحد در آنها رد شده است.

در ادامه به بررسی همخطی بودن متغیرهای مستقل و سپس وجود همگنی در مقاطع خواهیم پرداخت که برای این منظور از آزمون‌های چاو (F لیمر) استفاده می‌شود (به پیوست شماره ۲ مراجعه شود).

با توجه به نتایج به دست آمده در خروجی (پیوست شماره ۲) از بررسی همخطی بودن متغیرهای مستقل نتیجه می‌گیریم که مقدار احتمال بین متغیرها کمتر از ۱ بوده و همبستگی معنادار است و بین متغیرهای مستقل همخطی وجود ندارد. برای مثال بین متغیر  $L_t$  و متغیر  $EC_t$  همبستگی  $0/03-$  وجود دارد و همبستگی معنادار است.

## آزمون‌های تشخیصی انتخاب مدل

جدول ۴. آزمون‌های تشخیصی انتخاب مدل

نوع آزمون	فرض $H_0$	آماره	احتمال
F لیمر	برتری مدل Pooled بر پانل	۱۲/۸۳	*./۰۰
آزمون هاسمن	کارایی مدل اثرات تصادفی	۰	۱

### ۵- تخمین معادلات

ارزش افزوده استان‌ها ( $VA_t$ ) به عنوان متغیر وابسته بر روی متغیرهای مستقل برازش شده است، نتایج آن به شرح معادله زیر است که خروجی‌های آن در پیوست شماره ۳ ارائه شده است.

**معادله (۱):** در این معادله که متغیر ارزش افزوده واقعی استان‌ها ( $VA_t$ ) به عنوان متغیر وابسته بر روی متغیرهای مستقل برازش شده است، نتایج آن به شرح معادله زیر است که خروجی‌های آن در پیوست شماره ۳ ارائه شده است. از تخمین‌های این مدل ملاحظه می‌شود که آماره  $t$  ضرایب  $CC_t$  و  $EC_t$  که متغیرهای اعتبارات مشارکتی و مبادله‌ای پرداخت شده در هر استان را نشان می‌دهند، معنا دار نیستند. بدین معنا که مانده اعتبارات پرداختی بانک‌ها در استان‌های مختلف و شکل مشارکتی یا مبادله‌ای بودن آنها تأثیری در این موضوع نداشته است. این نتیجه مؤید دیدگاه مکتب کلاسیک در مورد خنثی بودن اثر حجم پول و اعتبارات بر متغیر واقعی ارزش افزوده می‌باشد؛ یعنی سیاست‌های پولی و اعتباری بانک‌ها و دولت اعم از برنامه‌ریزی شده و یا تکلیفی تغییر معنی‌دار در ارزش افزوده واقعی استان‌ها ایجاد نکرده است. شایان ذکر است که در اینجا از سرمایه شرکت‌های بورسی شده هر استان به عنوان یک متغیر جایگزین برای سرمایه حجم سرمایه  $K_t$  بنگاه‌ها بوده است در هر استان استفاده شده است. ضریب تأثیر متغیر  $K_t$  و معناداری آن نشان می‌دهد که به ازای یک واحد تغییر در  $K_t$  ارزش افزوده واقعی استان‌ها به طور متوسط ۰/۳۱۴ واحد تغییر می‌کند که در واقع این ضریب بیانگر ضریب تکاثری سرمایه‌گذاری می‌باشد. در مورد متغیر  $L_t$  یعنی تعداد شاغلین هر استان مشاهده می‌شود که با افزایش یا کاهش تعداد شاغلین تأثیر معنادار بر ارزش افزوده استان ایجاد نشده است که علت آن به پایین بودن بهره‌وری سرانه نیروی کار برمی‌گردد. متغیر تأثیرگذار دیگر ارزش افزوده دوره گذشته در هر استان می‌باشد. مثبت و معناداری

جدول (۴) نتایج آزمون‌های تشخیصی برای انتخاب مدل را نشان می‌دهد. آزمون F لیمر و هاسمن دو آزمون مهم در کار با داده‌های تابلویی است. در آزمون F لیمر یا چاو فرضیه صفر مبنی بر همگن بودن داده‌ها است و در صورت تأیید، می‌بایست تمامی داده‌ها را با یکدیگر ترکیب کرد و به وسیله یک رگرسیون کلاسیک تخمین پارامترها را انجام داد. اما مدل تابلویی، مدلی است که در آن عرض از مبدا و شیب‌ها برای تمام مقاطع یکسان نبوده و در بین مشاهدات، ناهمگنی یا تفاوت‌های فردی وجود دارد که بایستی از روش‌های دیگری برای تخمین استفاده شود. در صورت رد فرضیه  $H_0$ ، دو گروه دارای عرض از مبدا و شیب‌های متفاوتی هستند؛ بنابراین داده‌ها به صورت تلفیقی و یا مدل با اثرات ثابت نخواهد بود (گرین<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲).

پس از انجام آزمون چاو، زمانی که فرضیه  $H_0$  رد شده و نتیجه آزمون مبنی بر داده‌های پانلی باشد، بایستی با انجام آزمون هاسمن، تصمیم‌گیری میان دو روش اثرات ثابت (FEM)<sup>۲</sup> و یا روش اثرات تصادفی (REM)<sup>۳</sup> صورت گیرد (گرین، ۲۰۱۲). برای انتخاب میان روش اثرات ثابت و تصادفی بایستی همبستگی میان جزء عرض از مبدا و متغیرهای مشاهده‌شده مدل مدنظر قرار بگیرد. هاسمن<sup>۴</sup> (۱۹۷۸) آزمونی را برپایه تفاوت میان تخمین‌های این دو اثر پیشنهاد می‌کند. اگر میان جزء عرض از مبدا و متغیرهای مشاهده شده مدل همبستگی وجود داشته باشد، مدل دارای اثرات ثابت و در غیر این صورت مدل دارای اثرات تصادفی است (وودریچ<sup>۵</sup>، ۲۰۱۰).

با توجه به نتایج حاصله در جدول (۴) نتیجه می‌گیریم که احتمال به دست آمده در آزمون F لیمر مشخص‌کننده این است که مدل Pooled یا پانل هست و همگنی مقاطع رد می‌شود و همچنین احتمال به دست آمده در آزمون هاسمن نشان می‌دهد که مدل با اثرات تصادفی بوده و مدل با اثرات ثابت رد می‌شود و با توجه به اینکه مدل با اثرات تصادفی هست آزمون بروش پاکان که انتخابی بین اثرات تصادفی و مدل تلفیقی است، ضرورتی ندارد.

4. Hasman  
5. Woodrich

1. Green  
2. Fixed Effects Method  
3. Random Effects Method

می‌گذارند. آماره‌های دوربین واتسون ( $DW$ )،  $R^2$ ،  $\overline{R^2}$  و  $F$  نشان می‌دهند که قدرت توضیح‌دهندگی مدل بالا بوده و دچار خودهمبستگی نمی‌باشد. متغیرهای توضیحی سمت راست معادله توانسته‌اند در حدود ۹۰٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند.

ضریب متغیر ارزش افزوده  $VA_{t(1)}$  نشان می‌دهد که بخش زیادی از ارزش افزوده هر استان در هر دوره زمانی از سطح ارزش افزوده دوره قبل آن استان تبعیت می‌کند و همه متغیرهایی که در ارزش افزوده دوره قبل مؤثر بوده‌اند از کانال آن بر ارزش افزوده جاری تأثیر

### تخمین معادله ۱.

$$VA_t = 19660847 + 0/0000104CC_t + 0/010390EC_t + 11188664L_t + 0/313604K_t + 0/757854VA_{t(1)} + (0/411358)AR_{t(1)}$$

$$t: (0/18) \quad (0/0025) \quad (0/63) \quad (0/03) \quad (3/80) \quad (34/9) \quad (-5/38)$$

$$DW = (2/258), F = (349/10), R^2 = (0/908), \overline{R^2} = (0/906)$$

حجم سرمایه بنگاه‌های تولیدی افزوده شود به میزان ۰/۰۴۷ درصد بر ارزش افزوده استان‌ها افزوده می‌شود. ضریب ۰/۰۴۷ کشش تغییرات متغیر ارزش افزوده به سرمایه را نشان می‌دهد. معادله (۲) و خروجی‌های آن در پیوست شماره ۴ ارائه شده است.

**معادله (۳):** در این معادله به دنبال این هستیم که آیا با حرکت از استان دیگر است. از آنجایی که آماره  $t$  استیودنت پارامتر  $C_1$  معنا دار نیست، این امر نشان می‌دهد که تفاوت بین استان‌ها از طریق تغییر در عرض از مبدأ و جابجایی منحنی (بدون تغییر شیب) معنادار نمی‌باشد. در زیر معادله ۳ و خروجی‌های تخمین آن در پیوست شماره ۵ ارائه شده است.

**معادله (۲):** این معادله همانند معادله قبل می‌باشد که در آن کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی  $LN$  ظاهر شده‌اند. متغیر  $LN$  در ابتدای نام هر یک از متغیرها بیانگر لگاریتمی بودن آنهاست. طبیعی است در این حالت ضرایب تخمین زده شده معنای کشش می‌دهد و مشتق ساده نیست. در این صورت ضریب هر متغیر درصد تغییر متغیر وابسته در ازای درصد تغییر در متغیر مربوط را نشان می‌دهد. نتایج این معادله عیناً مشابه نتایج معادله قبل است و خروجی‌های تخمین معادله یک را تأیید می‌کند. از ضرایب برازش شده این معادله پیداست که دو متغیر  $K_t$  و  $VA_{t(1)}$  تأثیر مثبت و معنا دار بر متغیر ارزش افزوده داشته‌اند. ضریب متغیر  $K_t$  نشان می‌دهد که اگر یک درصد بر

### تخمین معادله ۲:

$$LN VA_t = 1/383964 + (-0/002130)LNCC_t + 0/000852LNEC_t + 0/072339LNL_t + 0/046925LNK_t + 0/887517LNVA_t + (-0/226456)AR_t$$

$$t: (3/41) \quad (-0/568) \quad (0/209) \quad (0/474) \quad (3/225) \quad (32/43) \quad (-3/405)$$

$$DW = (2/154), F = (306/08), R^2 = (0/897), \overline{R^2} = (0/894)$$

### تخمین معادله ۳:

$$VA_t = 5439606 + (-502289/3)DUMO_t + (-0/003696)CC_t + 0/0002783EC_t + 59039924L_t + 0/288325K_t + 0/804291VA_{t(1)} + (-0/198772)AR_{t(1)}$$

$$t: (0/046) \quad (-0/344) \quad (-0/836) \quad (0/153) \quad (0/206) \quad (4/140) \quad (38/46) \quad (-3/121)$$

$$DW = (2/215), F = (391/14), R^2 = (0/919), \overline{R^2} = (0/917)$$

که این متغیر از حاصل ضرب  $DUMO_t$  در متغیر  $K_t$  محاسبه شده است. بدیهی است در این حالت با مشتق‌گیری از متغیر وابسته نسبت به  $K_t$  با دو ضریب مرتبط با  $K_t$  مواجه هستیم که جمع این ضرایب تأثیر  $K_t$  بر ارزش افزوده در هر استان را جدای از استان دیگر به ما نشان می‌دهد. معناداری ضریب این متغیر مجازی نشان می‌دهد که شیب معادله هر استان متفاوت از استان دیگر است و می‌توان ۳۱ معادله با ۳۱ شیب برای ۳۱ استان کشور نوشت که

**معادله (۴):** از آنجایی که در معادلات ۱ و ۲، ضریب متغیر  $K_t$  به طور قابل توجهی معنادار بود، حال می‌خواهیم بررسی کنیم که آیا با حرکت از یک استان به استان دیگر و طبیعتاً تغییر در مقدار  $K_t$  آیا ضریب  $K_t$  از یک استان به استان دیگر تغییر می‌کند یا خیر؟ به عبارت دیگر درصد هستیم که با ثابت بودن عرض از مبدأ شیب مثبت معادله (منحنی) ارزش افزوده برحسب سرمایه تغییر می‌کند یا خیر؟ برای این منظور از متغیر  $DUMOK_t$  استفاده شده است

شود. در این صورت شیب معادله استان دوم برحسب  $K_t$  با عرض از مبدأ ثابت به دست می‌آید. می‌توان به همین نحو برای استان‌های ۳ الی ۳۱ عمل نمود. در زیر نتایج تخمین معادله ۴ و خروجی‌های آن در پیوست شماره ۶ ارائه شده است.

سایر ضرایب ثابت اما ضریب  $K_t$  در آنها متفاوت است. با ملاحظه ضرایب تخمین زده شده می‌توان شیب معادله استان ۱ را با جمع دو ضریب مربوط به متغیر  $K_t$  و  $DUMOK_t$  به دست آورد. حال اگر بخواهیم برای استان ۲ همین شیب را پیدا کنیم کافیست عدد ۲ در ضریب متغیر  $DUMOK_t$  ضرب و با ضریب متغیر  $K_t$  جمع

#### تخمین معادله ۴.

$$VA_t = 29790859 + (-0/000654)CC_t + 0/009671EC_t + 3051807L_t + 0/375842K_t + 29790859(0/241235) + 0/654046VA_t(1) + (-0/329696) AR_t$$

$$t: (0/249) \quad (-0/098) \quad (1/405) \quad (0/01) \quad (2/110) \quad (1/754) \quad (8/664) \quad (-1/458)$$

$$DW = (2/159), \quad F = (311/68), \quad R^2 = (0/912), \quad \overline{R^2} = (0/909)$$

#### آزمون عامل تورم واریانس (VIF)

(این آزمون برای سنجش عدم وجود همخطی چندگانه در متغیرهای مستقل استفاده می‌شود). با توجه به نتایج به دست آمده از خروجی تخمین که در پیوست شماره ۸ ارائه شده، تمامی اعداد به دست آمده در ستون Centered VIF کمتر از ۵ بوده و مشکل همخطی در متغیرهای مستقل وجود ندارد.

ضرایب تخمین زده شده از معادله نشان می‌دهد که متغیرهای LNCC (اعتبارات مشارکتی)، LNEC (اعتبارات مبادله‌ای) و LNL (نیروی کار) معنادار نبوده و روی متغیر وابسته تأثیری ندارند. اما متغیر سرمایه LNK معنادار بوده و اثر مثبت بر روی متغیر وابسته دارد.

#### عدم وجود خودهمبستگی در باقیمانده‌ها

توجه به آماره دوربین واتسون مدل که برابر ۲/۱۵ می‌باشد، نشان می‌دهد که در معادله برازش شده پژوهش خود همبستگی در باقیمانده‌ها وجود ندارد.

#### توزیع نرمال باقیمانده‌ها

با توجه به نمودار هیستوگرام باقیمانده‌ها که در پیوست شماره ۶ شکلی شبیه زنگوله داشته و متقارن است و مقدار احتمال آزمون چارک - برا که برابر ۰ می‌باشد، نتیجه می‌گیریم که داده‌های مدل دارای توزیع نرمال نمی‌باشند؛ زیرا داده‌ها پانل هستند.

#### آزمون ناهمسانی واریانس‌ها

با توجه به اینکه مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، خروجی تخمین که در پیوست شماره ۷ ارائه شده نشان می‌دهد که فرض همسانی واریانس رد می‌شود که برای رفع این مسئله تعدیل لازم را در تخمین مدل ایجاد می‌کنیم. بدین صورت که در قسمت panel option به جای گزینه ordinary از گزینه cross-section weight استفاده می‌کنیم. با این تعدیل ناهمسانی واریانس مرتفع می‌گردد.

#### ۶- «بحث و نتیجه‌گیری»

در این قسمت با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل‌های اقتصادسنجی فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار می‌گیرد.

- بین متغیر  $CC_t$  (اعتبارات مشارکتی) و متغیر وابسته  $VA_t$  (ارزش افزوده واقعی استانی) رابطه معناداری وجود ندارد. با افزایش و کاهش در مقدار اعتبارات مشارکتی که شامل مشارکت‌های مدنی و حقوقی، مضاربه، مزارعه و مساقات می‌باشد، طی دوره ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۹ ارزش افزوده واقعی استان‌ها تغییری نکرده و بی‌تأثیر بوده است.

- بین متغیر  $EC_t$  (اعتبارات مبادله‌ای) و متغیر وابسته  $VA_t$  (ارزش افزوده واقعی استانی) رابطه معناداری وجود ندارد.

با افزایش و کاهش در مقدار اعتبارات مبادله‌ای که شامل فروش اقساطی، مزایحه، جعاله، خرید دین و... می‌باشد، طی دوره ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۹ ارزش افزوده واقعی استان‌ها تغییری نکرده و بی‌تأثیر بوده است.

- بین متغیر  $L_t$  (نیروی شاغل زن و مرد) و متغیر وابسته  $VA_t$  (ارزش افزوده واقعی) رابطه معناداری وجود ندارد.

هرگونه تغییر در مقدار متغیر  $L$  و افزایش یا کاهش در نیروی انسانی شاغل آن استان بر ارزش افزوده آن تأثیری ندارد که علت آن ممکن است ناشی از عامل بهره‌وری پایین نیروی کار باشد.

- است.
- مهمترین عامل تأثیرگذار بر ارزش افزوده استان‌ها متغیر  $K_t$  (حجم سرمایه انباشته شرکت‌های بورسی) بوده است. از اینجا می‌توان نتیجه گرفت که اگر حجم سرمایه در کشور افزایش پیدا کند (که در دهه ۱۳۹۰ سرمایه‌گذاری خالص منفی بوده و همین امر به طور متوسط باعث نرخ رشد اقتصادی نزدیک به صفر برای کشور شده) می‌توان شاهد رشد اقتصادی بالا برای کشور و رشد ارزش افزوده استان‌ها بود.
  - از آنجا که برخلاف فرضیه تحقیق، ضریب تاثیر اعتبارات مشارکتی بزرگتر از اعتبارات مبادله‌ای نیست و تفاوت معنی‌دار آماری بین این دو وجود ندارد، شاید علت آن در نحوه اجرا و چگونگی پرداخت تسهیلات در صنعت بانکداری ایران باشد. چرا که در تسهیلات مشارکتی بلندمدت قاعدتاً نرخ سود باید پس از اجرا و تحقق عملیات براساس نرخ بازده پروژه تعیین شود ولی در تسهیلات مبادله‌ای نرخ سود از قبل تعیین می‌گردد. حال آنکه عملاً در نظام بانکی ایران هر دو نرخ به صورت مشابه از قبل تعیین و در قراردادهای اعتباری گنجانده می‌شود.

## Reference

- Ahmed, F., Kousar, S., Pervaiz, A. & Shabbir, A. (2022). Do institutional quality and financial development affect sustainable economic growth? Evidence from South Asian countries, *Borsa Istanbul Review*, 1, 1-15.
- 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, 1-15.
- Allen, D.S., Leonce Nickomona, Financial intermediation and economic growth in Southern Africa
- Boikos, S., Panagiotidis, T. & Voucharas, G. (2022). Financial development, reforms and growth, *Economic Modelling*, 108, 1-18.
- Botev, J., Egert, B., & Jawadi, F. (2019). The non-linear relationship between economic growth and financial development: Evidence from developing, emerging and advanced economies. *International Economics*, 160, 1-13.
- Ben s. Bernankle, Mark Getler. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission

- بین متغیر  $K_t$  (آخرین سرمایه شرکت‌های بورسی استان‌ها) و متغیر وابسته  $VA_t$  (ارزش افزوده واقعی) رابطه معنادار وجود دارد. افزایش یا کاهش در مقدار متغیر  $K_t$  سبب تغییر هم‌جهت در متغیر وابسته  $VA_t$  می‌شود.
- بین متغیر ارزش افزوده با وقفه (1)  $VA_t$  و متغیر ارزش افزوده جاری رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد. تبعیت ارزش افزوده هر سال در هر استان از ارزش افزوده دوره قبل دارای این پیام مثبت سیاستی است که هرگاه استانی با رشد ارزش افزوده مواجه و در چرخه رونق قرار گیرد، تأثیر آن در سال و یا سال‌های بعد استمرار خواهد یافت و سبب رشد سال‌های آتی خواهد شد.
- تفاوت معنی‌داری بین ضرایب تسهیلات مشارکتی و تسهیلات با عقود مبادله‌ای وجود ندارد و افزایش حجم پول (اعتبارات) با هر عنوان و هر قالبی از جمله اعتبارات تکلیفی تأثیر معنی‌داری بر ارزش افزوده ندارد و موید خنثی بودن پول است. مگر زمانی که تبدیل به متغیر سرمایه ( $k_t$ ) شده و در شرکت‌ها به عنوان عامل تولید مؤثر ظاهر شود که در مورد شرکت‌های بورسی استان‌ها طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۹۹ این‌گونه بوده است. این نتیجه تاییدی بر دیدگاه مکتب کلاسیک و رد اثربخشی سیاست‌های انبساطی پولی کینز

- Cappiello, L., Kadareja, A., Kok, C. & Protopapa, M. (2010). Do Bank Loans and Credit Standards Have an Effect on Output? A Panel Approach for the Euro Area. *ECB Working Paper No. 1150*.
- Eggoh, J. & Khan, M. (2014). On the nonlinear relationship between inflation and economic growth, *Research in Economics*, 68(2), 133-143.
- Emecheta, D.B. & Ibe, R.C. (2014). Impact of bank credit on economic growth in nigeria: application of reduced vector autoregressive (VAR) technique. *Department of Management, Faculty of Management Sciences, Uniport*.
- Fitzenberger, B., Koenker, R., Machado, J. (2021). Economic applications of quantile regression 2.0. *Empir Econ*, 62, 1-6.
- Hassan, M.K., Sanchez, B. & Yu, J.K. (2011). Financial development and economic growth: New evidence from panel data, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(1), 88-104.
- Ibrahim, M., & Alagidede, P. (2018). Effect of financial development on economic growth in sub-Saharan Africa. *Journal of Policy Modeling*, 40(6), 1104-1125.

- Ibrahim, M., & Alagidede, P. (2019). Asymmetric effects of financial development on economic growth in Ghana. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 10(4), 1-15.
- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-37. doi:10.2307/2118406
- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91, 74-89.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression Quantile. *Econometrica*, 46, 33-49.
- Koenker, Roger and Gilbert Bassett. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-37. doi:10.2307/2118406
- Kashyap, Anil, Jeremy C. Stein, National Bureau of economic research, Cambridge, 2000
- Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
- Levine, R. (2005). Finance and Growth: Theory and Evidence, *Handbook of Economic Growth*, in: Aghion P. and S. Durlauf (ed.), vol 1, 865-934.
- Liu, Y., Lin, B. & Xu, B. (2021). Modeling the impact of energy abundance on economic growth and CO2 emissions by quantile regression: Evidence from China, *Energy*, 227, 1-18.
- Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42.
- McKinnon, R.I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington D.C: The Brookings Institution.
- Ngoc, B. H. (2020). The Asymmetric Effect of Inflation on Economic Growth in Vietnam: Evidence by Nonlinear ARDL Approach. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(2), 143-149.
- Nguyen, H., Thai-Thuong Le, Q., Ho, C., Nguyen, T. & Vo, D. (2021). Does financial development matter for economic growth in the emerging markets?. *Borsa Istanbul Review*, 1-18.
- Onder, Z. & Ozyıldırım, S. (2013). Role of bank credit on local growth: Do politics and crisis matter?. *Journal of Financial Stability*, 9(1), 1-16.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of crosssection dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pradhan, R. P., Arvin, M. B., Nair, M., Bennett, S. E., & Hall, J. H. (2018). The dynamics between energy consumption patterns, financial sector development and economic growth in financial action task force (FATF) countries. *Energy*, 159, 42-53.
- Robinson, J. (1952), *The generalization of the general theory, The Rate of Interest and Other Essays*, MacMillan, London.
- Rossi, P. & Scalise, D. (2021). Financial development and growth in European regions. *Journal of Regional Science*, 1-23.
- Rose Levin, Norman Loayza, Torsten Beck, *Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes*. 2000
- Sare, Y. A., Aboagye, A.Q., Mensah, L. & Bokpin, G.A. (2018). Effect of Financial Development on International Trade in Africa: Does Measure of Finance Matter?. *The Journal of International Trade and Economic Development*, 27 (8), 917-936.
- Schumpeter, J. A. (1911). *The theory of economic development*. Cambridge MA: Harvard University Press, USA.
- Sharma, R & Bardhan. R. (2017). Does Regional Financial Development Matter for Growth? Evidence from Indian States, *International Economic Journal*, 31:4, 621-646.
- Shaw, E.S. (1973) *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press, New York.
- Uddin, M.A., Ali, M.H. and Masih, M. (2021). "Institutions, human capital and economic growth in developing countries", *Studies in Economics and Finance*, 38(2), 361-383.
- Tran, V., Walle, Y. Herwartz, H. (2020). The impact of local financial development on firm growth in Vietnam: Does the level of corruption matter?. *European Journal of Political Economy*, 62, 1-16.
- Vo, D.H., Tran, N.P. & Nguyen, H. (Does financial development improve human capital accumulation in the Southeast Asian countries?. *Cogent Business & Management*, 8(1), 1-19.
- Wang, C., Zhang, X., Ghadimi, P., Liu, Q., Lim, M. & Stanley, E. (2019). The impact of regional financial development on economic growth in Beijing-Tianjin-Hebei region: A spatial econometric analysis, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 521, 1-20.
- Yang, F. (2019). The impact of financial development on economic growth in middle-income countries, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 59, 1-20.

- Zhang, B., Zhou, P. (2021). Financial development and economic growth in a microfounded small open economy model, *The North American Journal of Economics and Finance*, 58, 1-20.
- Zhang, X. & Wang, X. (2021). Measures of human capital and the mechanics of economic growth, *China Economic Review*, 68, 1-15.
- Zhou, H., Qu, S., Yang, X. & Yuan, Q. (2020). Regional Credit, Technological Innovation, and Economic Growth in China: A Spatial Panel Analysis. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, Article ID 1738279, 1-14.
- Alizadeh, Wali Elah Thesis "Evaluation of the effect of partnership and exchange contracts on economic growth in Iran during the period (1984-2007), in persian.
- Abbasi, Hamed; Hamidi Farahani, Amir Hossein; Investigating the effect of financing, human capital and research and development on the added value of Iranian factories using the quantile panel approach. Volume 6 - Number 20 - September 1401 - Page 15-25. *Scientific Quarterly Journal of Industrial Economics Research*. Inpersian. <https://doi.org/10.30473/jier.2023.65037.1341>
- Dehghan Shebani, Zahra. (2016). Analyzing the effect of financial development on the concentration of industrial activities and economic growth in Iran: a spatial dynamic panel data approach. *Scientific Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 7(27), 81-94. Inpersian. <https://sid.ir/paper/192238/fa>
- Eskandari, Maedeh, Ranjbar Fallah, Mohammad Reza. Master's Thesis with the title of estimating the impact of banking industry credit by dividing exchange and partnership contracts and other factors affecting the growth of the added value of the country's provinces (period 2010-2019). Payam Noor University, center of Pakdasht. 2022. In persian.
- Fathi Aghababa Mohsen, Azizi Khosro, Mahmoudzadeh Mahmoud Examining the effects of bank facilities on economic growth (steady state approach). *Policy research quarterly Economics*, 28 (94), 427-455. In persian. [10.52547/qjerp.28.94.427](https://doi.org/10.52547/qjerp.28.94.427)
- Kamali Dehkordi, Parvaneh; Nazari Zaniani, Ali; Makian, Seyed Nizamuddin; Dehghani Shahzad Begami, Fatima (2018). The effect of types of capital on the economic growth of selected provinces of Iran. *Strategic and macro policies*, 7(25), 66-85. Inpersian. [10.32598/JMSP.7.1.66](https://doi.org/10.32598/JMSP.7.1.66)
- Khataei, Mahmoud, the relationship between the expansion of financial markets and the economic growth of Iran during the years 1994-1999, in persian. *Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of Iran*.
- Leader, Farhad; Behzadi Sofiani, Mohsen; Esfahani, Puria; The non-linear effect of factors affecting the production of industrial enterprises in Iran; Threshold pattern. Volume 3 - Number 7 - April 2018 - Page 13-24. Inpersian. <https://doi.org/10.30473/indeco.2019.2.8557.1063>.
- Moradi, Ibrahim; Ghafari Ismaili, Morteza; Ahmadi, Arash (2017). The effect of the growth of banking facilities on growth Economic and investment in Iran. *Monetary and Banking Research Quarterly*, 11(35), 1-24. Inpersian <https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-588-en.html>
- Mohammad Nejad, Nima, Fitras, Mohammad Hassan, Masoumi.
- Mohammad Reza. (2014). Analysis of the relationship between credits Banking and economic growth. *Financialmonetary economics*, 2010, 1-18. Inpersian. <https://doi.org/10.22067/pm.v22i10.41270>
- Mousaviyan, Abbas; Maithami, Hossein; Banking Islamic theoretical foundations - practical experiences, research institute Money and Banking Central Bank, 2017. In persian.
- Monsef Abdul Ali, Leila Turki Seyyed Jaber Alavi, The effect of financial development on economic growth in countries Group eight using the panel causality approach Time period 1990-2010, economic growth and development research spring 2012, inpersian. <https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article>
- Mozafari, Zana; Kadri, Saman; The role of human capital in the industrialization of Iran's economy; Applications of fuzzy logic and GMM in time series. Volume 5 - Number 17 - December 1400 - Page 45-58. In persian. <https://doi.org/10.30473/indeco.2022.8356>
- Nikumram, Hashem, Eshaghi, Fatemeh Haarghi, article with titled "Analysis of Variables Affecting Economic Growth" Factor affecting Iran's economic growth in 1959-2000, *Journal of Financial Studies*, No. 6. In persian. [https://joer.atu.ac.ir/article\\_3095.html](https://joer.atu.ac.ir/article_3095.html)
- Quarterly statistical journals of the country's provinces since 2019- 2011 by human resources departments, markets Provincial finance and accounts, Iran Statistics Center website and The site of the organization of management and planning of the provinces of the country. In persian.
- Sohaili, Kiyomarth, Almasi, Mojtaba, research

paper. Comparison of efficiency of partnership an exchange contracts by method Coverage analysis of data in Bank Mellat of Kermanshah province", Economic Surveys with an Islamic Approach, Volume 8, Number 15, 2010. In persian. [https://iee.rihu.ac.ir/article\\_239.html](https://iee.rihu.ac.ir/article_239.html)

Salimifar, Mustafa, Qavi, Massoud, Shatab model Flexible, they investigated the effect of bank credits on private investment in Iran for the period 1961 to 1999, Iran Economic Research. Winter 2001 Number 13.50. [inpersian.https://ijer.atu.ac.ir/article\\_3838.html](https://ijer.atu.ac.ir/article_3838.html)

Shabani Kushalshahi, Zainab, Tehranchian, Amir Mansour, Mojavarian, Seyyed Mojtabi. (2016). comparison The effect of liquidity and credits on the added value of the sector Iran's agriculture Quarterly scientific-research journal Agricultural Economics, 9(36), 22-38. In persian. <https://sid.ir/paper/158724/fa>

Talebi, M., and Kiai, H. rooting challenges The use

of cooperative contracts in the Islamic banking system of Iran. Two Quarterly Journals of Islamic Financial Research. Inpersian. <https://sid.ir/paper/254945/fa>

Tutunchian. A. Islamic money and banking and its comparison with the capitalist system. Tehran: Tawangaran Publishing House. 2000, in persian.

The latest registered capital of stock exchange companies from 2018-2019 by province, the latest software of the Securities and Exchange Organization. In persian

.Varahrami, Vida; Jewellery, Semane; Dastban Farooji Dawn (2014). Examining the relationship between economic growth, Banking sector development and macroeconomic variables with Using the panel method; A case study of countries Group D8. Quarterly scientific research journal of quantitative economics, 12(4), 39-65. In persian. <https://doi.org/10.22055/jqe.2015.12103>

### پیوست‌ها:

Prob.	t-Statistic	ADF
0.0000	-4.883511	

Kao Pedroni Residual Cointegration Test  
 Series: VA CC EC K L  
 Date: 04/09/23 Time: 16:50  
 Sample: 2011 2020  
 Included observations: 310  
 Cross-sections included: 31  
 Null Hypothesis: No cointegration  
 Trend assumption: No deterministic trend  
 Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 0  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Quadratic Spectral kernel

پیوست ۱. نتایج آزمون هم‌انباشتگی

Covariance Analysis: Ordinary  
 Date: 04/09/23 Time: 17:18  
 Sample: 2011 2020  
 Included observations: 310

Correlation Probability	CC	EC	L	K
CC	1.000000 ----			
EC	0.084991 0.1354	1.000000 ----		
L	-0.038599 0.4983	0.119144 0.0360	1.000000 ----	
K	0.291366 0.0000	0.139232 0.0141	-0.135511 0.0170	1.000000 ----

پیوست ۲. بررسی همخطی بودن متغیرهای مستقل با ماتریس همبستگی‌ها

Dependent Variable: VA  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/15/23 Time: 12:12  
 Sample (adjusted): 2012 2018  
 Periods included: 7  
 Cross-sections included: 31  
 Total panel (balanced) observations: 217  
 Convergence achieved after 12 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19660847	1.10E+08	0.179253	0.8579
CC	1.04E-05	0.004187	0.002481	0.9980
EC(2)	0.010390	0.016255	0.639213	0.5234
L	11188664	2.83E+08	0.039537	0.9685
K	0.313604	0.082347	3.808326	0.0002
VA(1)	0.757854	0.021698	34.92670	0.0000
AR(1)	-0.411358	0.076439	-5.381521	0.0000
R-squared	0.908879	Mean dependent var	4.75E+08	
Adjusted R-squared	0.906276	S.D. dependent var	7.35E+08	
S.E. of regression	2.25E+08	Akaike info criterion	41.33280	
Sum squared resid	1.06E+19	Schwarz criterion	41.44183	
Log likelihood	-4477.609	Hannan-Quinn criter.	41.37684	
F-statistic	349.1059	Durbin-Watson stat	2.258789	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-0.41			

### پیوست ۳. خروجی معادله ۵-۱

Dependent Variable: VA  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/15/23 Time: 12:07  
 Sample (adjusted): 2012 2019  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 31  
 Total panel (balanced) observations: 248  
 Convergence achieved after 11 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5439606	1.18E+08	0.046114	0.9633
DUMO	-502289.3	1457265	-0.344679	0.7306
CC	-0.003696	0.004417	-0.836666	0.4036
EC	0.002783	0.018125	0.153549	0.8781
L	59039924	2.86E+08	0.206487	0.8366
K	0.288325	0.069631	4.140736	0.0000
VA(1)	0.804291	0.020908	38.46773	0.0000
AR(1)	-0.198772	0.063682	-3.121314	0.0020
R-squared	0.919410	Mean dependent var	5.17E+08	
Adjusted R-squared	0.917059	S.D. dependent var	7.99E+08	
S.E. of regression	2.30E+08	Akaike info criterion	41.37887	
Sum squared resid	1.27E+19	Schwarz criterion	41.49221	
Log likelihood	-5122.980	Hannan-Quinn criter.	41.42449	
F-statistic	391.1465	Durbin-Watson stat	2.215235	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-0.20			

### پیوست ۴. خروجی معادله ۲

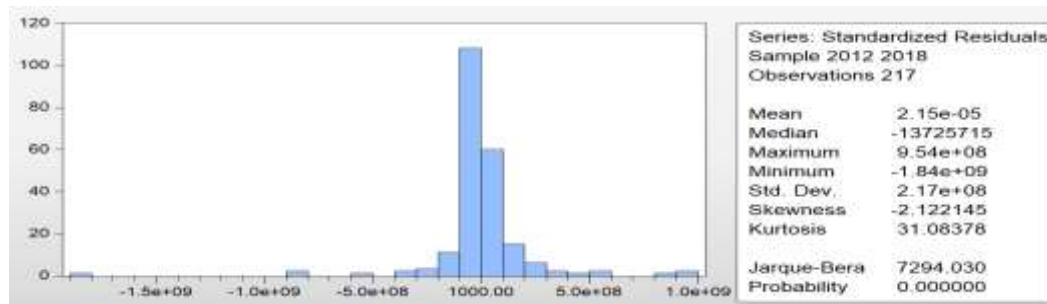
Dependent Variable: VA  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/15/23 Time: 12:56  
 Sample (adjusted): 2012 2018  
 Periods included: 7  
 Cross-sections included: 31  
 Total panel (balanced) observations: 217  
 Cross-section weights (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 31 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29790859	1.19E+08	0.249738	0.8030
CC	-0.000554	0.006559	-0.098152	0.9219
EC(2)	0.009571	0.006883	1.405073	0.1615
L	3051807	2.96E+08	0.010325	0.9918
K	0.375842	0.178100	2.110280	0.0360
DUMOK	0.241235	0.137458	1.754849	0.0808
VA(1)	0.654046	0.075482	8.664929	0.0000
AR(1)	-0.329696	0.226070	-1.458384	0.1462
R-squared	0.912581	Mean dependent var	4.75E+08	
Adjusted R-squared	0.909553	S.D. dependent var	7.35E+08	
S.E. of regression	2.21E+08	Akaike info criterion	41.30055	
Sum squared resid	1.02E+19	Schwarz criterion	41.42515	
Log likelihood	-4473.109	Hannan-Quinn criter.	41.35085	
F-statistic	311.6827	Durbin-Watson stat	2.159710	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-0.33			

### پیوست ۵. خروجی معادله ۳

Dependent Variable: LNVA  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 03/24/23 Time: 15:40  
 Sample (adjusted): 2012 2018  
 Periods Included: 7  
 Cross-sections Included: 31  
 Total panel (balanced) observations: 217  
 Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.383964	0.405536	3.412678	0.0008
LNCC	-0.002130	0.003749	-0.568129	0.5706
LNEC(2)	0.000852	0.004073	0.209152	0.8345
LNL	0.072339	0.152363	0.474782	0.6354
LNK	0.046925	0.014548	3.225635	0.0015
LNVA(1)	0.887517	0.027362	32.43625	0.0000
AR(1)	-0.226456	0.066499	-3.405406	0.0008
R-squared	0.897386	Mean dependent var	19.38615	
Adjusted R-squared	0.894454	S.D. dependent var	0.995263	
S.E. of regression	0.323339	Akaike info criterion	0.611495	
Sum squared resid	21.95510	Schwarz criterion	0.720524	
Log likelihood	-59.34722	Hannan-Quinn criter.	0.655538	
F-statistic	306.0846	Durbin-Watson stat	2.154105	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-.23			



پیوست ۶. خروجی معادله ۴

#### Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.404036	Prob. F(14,295)	0.0034
Obs*R-squared	31.74596	Prob. Chi-Square(14)	0.0044
Scaled explained SS	290.7676	Prob. Chi-Square(14)	0.0000

پیوست ۷. توزیع نرمال باقیمانده‌ها

Variance Inflation Factors  
 Date: 04/11/23 Time: 13:11  
 Sample: 1 310  
 Included observations: 310

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
CC	0.000140	1.106717	1.095214
EC	0.002005	1.083099	1.042681
L	4.81E+17	68.92288	1.039305
K	0.008869	1.192770	1.133227
C	7.41E+16	69.09937	NA

پیوست ۸. آزمون ناهمسانی واریانس‌ها