

تأثیر تسهیلات صنعتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت و معدن (در تمام استان‌های کشور)

محمد داوعظ برزانی

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

هوشنگ شجری

** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

سعید صمدی

*** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

محمد اکبری گلنگردی

**** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه اصفهان

تاریخ دریافت: ۸۶/۱۰/۱۰ تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۰/۲۳ تاریخ تجدید نظر: ۹۰/۳/۳ صفحات:

از ویژگی‌های اقتصاد ایران به عنوان یکی از اقتصادهای در حال توسعه، وجود دو گانگی میان مناطق مختلف کشوری می‌باشد. از جمله اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از بین بردن دو گانگی میان استان‌ها و معادل کردن این مناطق است. به علت وجود منابع و ظرفیت‌های بیکار فراوان، سرعت رشد در مناطق توسعه نیافرته بالاتر از مناطق توسعه یافته می‌باشد، اما این مناطق با کمبود سرمایه مواجه‌اند.

با توجه به این که تسهیلات بانکی بخش عظیمی از تخصیص منابع مالی کشور است، بنابراین استفاده صحیح از منابع موجود یعنی تبدیل منابع مالی به سرمایه‌گذاری اهمیت زیادی دارد و تگریش و مدیریت مناسبی را الزام می‌کند. نسبت تخصیص تسهیلات بانکی به تولید ناخالص داخلی در مقایسه با سایر کشورها، از جمله کشورهای خاورمیانه در حد بسیار پایینی قرار دارد. از طرفی همین نسبت بایین تورم زا است و به توصیه برخی اقتصاددانان باید برای کاهش تورم از میزان تسهیلات کاسته شود. تناقض مطرح شده می‌تواند به علت توزیع ناکارآمد تسهیلات بانکی در سطح استان‌های کشور باشد. در این تحقیق، با طرح این سؤال که "آیا اعطای تسهیلات صنعتی در استان‌های مختلف کشور تأثیرات متقاوی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت و معدن دارد؟" این مسئله مورد بررسی قرار گرفته است.

الگوی به کار رفته در تحقیق برگرفته از مدل وای و ونگ و براساس الگوی شتاب انعطاف‌پذیر می‌باشد که متغیرهای آن از سطح ملی به سطح استانی تغییر یافته است. فرضیه‌ها با استفاده از روش اقتصاد سنجی داده‌های تلفیقی مورد آزمون قرار گرفته و الگوی مورد نظر برای ۲۸ استان با سری زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۳ برآش شده و نتایج آن برای هر استان

* . Email: vaez@ase.ui.ac.ir

** . E. mail: hooshang@ ase.ui.ac.ir

*** . E. mail: samady@ ase.ui.ac.ir

**** . E. mail: galangedari@ ase.ui.ac.ir

جداگاهه تفسیر شده است. نتایج نشان دادند تأثیر تسهیلات صنعتی بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت و معدن بین استان‌های مختلف یکسان نیست.

طبقه‌بندی JEL: C₂₃, E₅₁, R₅₃

کلید واژه‌ها:

دوگانگی، منطقه، تسهیلات، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، داده‌های تلفیقی، شتاب انعطاف‌پذیر



سال بیانیه / شماره ۲۴ / بهار ۱۳۹۰

پژوهشنامه اقتصادی

مقدمه

ایران در زمرة کشورهای در حال توسعه است. یکی از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه، وجود دوگانگی میان مناطق مختلف کشوری می‌باشد. از جمله اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از بین بردن دوگانگی بین استان‌ها و متعادل نمودن این مناطق می‌باشد. به علت وجود منابع و ظرفیت‌های بیکار فراوان، سرعت رشد در مناطق توسعه نیافته بالاتر از مناطق توسعه یافته می‌باشد. اما این مناطق با کمبود سرمایه مواجه‌اند. به بیان دیگر، با محدودیت پولی روبرو هستند. بنابراین با مرتفع کردن این مشکل می‌توان تولید و رفاه اجتماعی را به صورت چشمگیری در این مناطق افزایش داد.

یکی از راه‌های تأمین سرمایه تخصیص اعتبارات و تسهیلات بانکی به این مناطق می‌باشد. از طرفی، بانک‌های تجاری عموماً نیازهای مالی مناطق محروم را برآورده نمی‌کنند (وام دهی در مقیاس کوچک، انواع ریسک‌های بانکی وغیره). با توجه به اینکه تسهیلات بانکی بخش عظیمی از تخصیص منابع مالی کشور است، بنابراین استفاده صحیح از منابع موجود یعنی تبدیل منابع مالی به سرمایه‌گذاری اهمیت زیادی دارد و نگرش و مدیریت متناسبی را الزام می‌کند. نسبت تسهیلات بانکی به تولید ناخالص داخلی ایران از لحاظ رتبه‌ای در خاورمیانه ماقبل آخر است، و در دنیا از میان ۱۳۷ کشورتبار ۱۲۳ را داراست (گزارش بانک جهانی، ۲۰۰۴). همچنین، میزان تسهیلات اعطایی از سوی بخش بانکی ایران به بخش خصوصی ۹/۷ درصد تولید ناخالص داخلی است درصورتی که متوسط میزان تسهیلات اعطایی از سوی بانک‌ها در سطح جهان برابر با ۱۷۱/۱ درصد تولید ناخالص جهانی بوده است (گزارش بانک جهانی، ۲۰۰۴). از طرف دیگر، همین مقدار اندک نیز تورمزا است و به توصیه برخی از اقتصاددانان باید از میزان آن کاسته شود. تنافق مطرح شده می‌تواند به علت توزیع ناکارآمد تسهیلات بانکی در سطح کشور باشد. بررسی‌ها در ایران نشان می‌دهد اعطای تسهیلات بر مبنای اقتضایات و شرایط استانی نمی‌باشد. بنابراین، بستر ساز ایجاد تورم شده و به دلیل کارکرد تورم، در نهایت تأثیر منفی

برسرمایه‌گذاری بخش خصوصی در آن مناطق دارد. با وجود انجام بعضی تحقیقات در زمینه تأثیر تسهیلات بانکی بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، هیچ تحقیقی این تأثیر را به صورت استانی مورد بررسی قرار نداده است. بنابراین در این تحقیق با طرح این سؤال که «آیا اعطای تسهیلات بانکی در استان‌های مختلف کشور تأثیرات متفاوتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد؟» این مسئله مورد بررسی قرار گرفته است.

ادبیات موجود در زمینه تسهیلات و اعتبارات بانکی در کشورهای در حال توسعه

در مطالعات اقتصادی از کشورهای در حال توسعه، این نکته مورد توجه قرار گرفته است که حجم منابع سرمایه‌گذاری و نه هزینه استقراض از محدودیت‌های اصلی سرمایه‌گذاری است. علت نیز آن است که در کشورهای در حال توسعه، نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری‌ها معمولًا بالا است. در حالی که هزینه استقراض از شبکه بانکی پایین نگه داشته می‌شود. از آنجا که حجم اعتبارات بانکی به بخش خصوصی مستقیماً کنترل شده و به سازوکار قیمت‌ها امکان داده نمی‌شود که نقش خود در تخصیص منابع را ایفا کند، منطقی است فرض شود مقدار کمی اعتبارات بانکی در سطح سرمایه‌گذاری خصوصی تأثیر بگذارد (Khan, 1984). زمانی اهمیت اعتبارات بانکی در سرمایه‌گذاری آشکار می‌شود که مجاری تأثیرگذاری سیاست اعتباری بر سطح تولید مورد توجه قرار گیرد. به طور کلی، سه مجرّا در این خصوص قابل تشخیص است:

۱. ارتباط غیر مستقیم بین حجم اعتبارات و تقاضای کل که در صورت وجود ظرفیت اضافی تولید و اشتغال ناقص می‌تواند منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و تولید شود.
۲. ارتباط مستقیم بین نقدینگی به عنوان سرمایه کسب و کار و حجم جاری تولید.

۳. ارتباط بین حجم اعتبارات بانکی و سرمایه‌گذاری برای افزایش تولید در آینده (Keller, 1980).

در کشورهای در حال توسعه، دسترسی به منابع اعتبارات بانکی، نه تنها برای مؤسسات بزرگ بلکه برای کارگاه‌های کوچک صنعتی و واحدهای کشاورزی نیز اهمیت دارد. علت نیز آن است که برای بنگاه‌های اقتصادی، استقراض از بازار غیررسمی تنها با نرخ‌های بهره بالا امکان‌پذیر است. از طرفی، نبود یا گسترش محدود بازار سهام شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادی در کشورهای در حال توسعه امکان تأمین منابع مالی لازم برای مؤسسه‌های اقتصادی را از طریق انتشار سهام به شدت محدود می‌کند.

وابستگی شدید واحدهای اقتصادی در کشورهای در حال توسعه به منابع مالی شبکه بانکی موضوع تأثیر سیاست‌های پولی و اعتباری دولت بر مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این کشورها را مطرح می‌کند. بطور کلی، در برخی از کشورهای در حال توسعه، دولت بخش بانکی را اداره می‌کند. در کشورهای دیگر، دولت کنترل زیادی براین بخش اعمال می‌نماید. از زمان انتشار آثار کلاسیک مک‌کینون و شاو^(McKinnon and Shaw, 1973)، مقاله‌ها و کتاب‌های متعددی در ماهیت و ابعاد دخالت دولت در بازار پول و سرمایه در کشورهای در حال توسعه انتشار یافته است. از جمله می‌توان به نوشته‌های برونو^۱، بافی^۲ و وینبرگن^۳ اشاره کرد. در اکثر این مطالعات، به نقش مهم تخصیص منابع اعتباری در تشکیل سرمایه خصوصی تأکید شده است.

علاوه بر سیاست پولی اعتبارات بانکی، سیاست مالی بخش عمومی نیز می‌تواند نقش مهمی در تشکیل سرمایه بخش خصوصی داشته باشد. در مطالعات تجربی از اقتصادهای در حال توسعه، برخی از اقتصاددانان رابطه منفی بین

¹. Bruno, 1979

². Buffi, 1984

³. Wijnbergen, 1983

سرمایه‌گذاری بخش عمومی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی یافته‌اند (بالاسا، ۱۹۹۲)، در حالی که عده‌ای براین باورند که سرمایه‌گذاری بخش عمومی از طریق اثرهای جانبی و کاهش هزینه‌های تولید و نیز ایجاد تقاضا برای کالاهای خدمات خصوصی به رشد سرمایه‌گذاری خصوصی کمک می‌کند (Ogura and Yohe, 1988). بررسی برخی از اقتصاددانان (Khan and Reinhart, 1989) نیز نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری عمومی، در مجموع، تأثیر چشمگیری بر رشد سرمایه‌گذاری خصوصی نداشته است. تمامی این موارد به پیچیدگی رابطه تشکیل سرمایه در بخش عمومی و خصوصی اشاره می‌کند، به ویژه آنکه به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاری دولتی در زیرساختها و در بخش‌های غیر زیربنایی تأثیرات متفاوتی بر تشکیل سرمایه خصوصی داشته باشد.

باید توجه نمود که تأمین منابع مالی سرمایه‌گذاری عمومی به هر حال به متابه مالیات بر بخش خصوصی است. در حالی که مخارج بیش از حد سرمایه‌گذاری عمومی می‌تواند از طریق کاهش منابع مالی در دسترس، اثر کاهندهای بر سرمایه‌گذاری خصوصی اعمال کند، سطح نازل سرمایه‌گذاری دولت در بخش‌های زیربنایی نیز می‌تواند هزینه‌های جانبی چشمگیری بر فعالیت‌های اقتصاد بخش خصوصی تحمیل نماید (Chibber, 1992). از آنجا که منابع اقتصادی محدود است، فعالیت بخش عمومی، به ویژه در تولید کالاهای خدمات مصرفی رقابت غیرعادلانه‌ای را بر بخش خصوصی تحمیل می‌کند. علت نیز آن است که مؤسسه‌های دولتی معمولاً در اعطای اعتبارات بانکی یا تخصیص مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی و تعرفه‌های تجارت خارجی از شرایط بهتری برخوردار می‌شوند. در چنین وضعیتی، بخش خصوصی فعالیت در این رشته‌های اقتصادی را به رغم وجود تقاضا برای کالاهای و خدمات به صرفه نمی‌یابد. مطالعه بلیجر^۱ و خان^۲ نشان می‌دهد که در کشورهای در حال توسعه، سرمایه‌گذاری عمومی در زیرساختها تأثیر مثبت و در بخش‌های

^۱. Blejer, 1984

^۲. Khan

غیر زیر بنایی تأثیر منفی در تشکیل سرمایه خصوصی داشته است. چیبر^۱ و وینبرگن در مطالعه خود در مورد اقتصاد ترکیه به این نتیجه رسیده‌اند که سرمایه‌گذاری غیر زیربنایی اثر کاهنده‌ای بر سرمایه‌گذاری‌های خصوصی اعمال کرده است. از سوی دیگر، شفیق^۲ در مطالعه خود درمورد اقتصاد مصر، شواهدی بر تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری عمومی در بخش‌های زیر بنایی بر تشکیل سرمایه خصوصی یافته است.

ویژگی‌ها و ساختار بخش مالی در اقتصاد ایران

ویژگی‌ها و خصوصیات بخش‌های اقتصاد ایران جدا از سایر کشورهای در حال توسعه نیست. با این حال، بیان این ویژگی‌ها، با توجه به شرایط خاص حاکم بر اقتصاد ایران می‌تواند از جهاتی مفید باشد. عمدۀ ترین ویژگی‌های بخش مالی در اقتصاد ایران طی دو دهه اخیر را می‌توان در موارد زیر خلاصه کرد (خلعتبری، ۱۳۷۵):

۱. در ایران، ساخت بخش مالی متکی به بانک (همچنین متکی به روابط) است و این روند از دیر باز وجود داشته است. در چنین سیستمی، شرکت‌ها و واحدهای تولیدی و تجاری ترجیح می‌دهند که نیازهای مالی خویش را از منابع بانکی تأمین کرده و کمتر به بازار سرمایه و بورس مراجعه می‌کنند.
۲. پس از پیروزی انقلاب اسلامی، کلیه بانک‌های خصوصی ملی شدند و درنتیجه، نظام بانکی کشور در دست بخش دولتی قرار گرفت. به علاوه، از فعالیت بانک‌های خارجی در ایران ممانعت به عمل آمد ولذا ورود به سیستم بانکی ممنوع شد. در واقع، در سال‌های قبل از پیروزی انقلاب نیز- به استثنای بانک‌ایران و روس که سرمایه آن ۱۰۰ درصد خارجی بود- هیچ بانک خارجی اجازه فعالیت تجاری تمام عیار در ایران نداشت. البته، بانک‌های مختلط اجازه داشتند که همانند بانک‌های

¹. Chibber, 1992

². Shafik, 1992

تجاری و داخلی به فعالیت بپردازند. با وجوداین، در سال ۱۳۵۸ نه تنها بانک‌ایران و روس، بلکه بانک‌های مختلط خصوصی و دولتی هم ملی شدند.

۳. در ایران، بانک‌های تجاری هسته اصلی بخش مالی را تشکیل می‌دهند.

۴. بانک مرکزی در ایران از روزگاران پیشین بیشتر به صورت بازوی پولی خزانه داری تا اجرای یک سیاست پولی مشخص عمل کرده است.

به طور خلاصه، سیستم مالی رسمی کشور به طور عمدۀ شامل بانک‌ها می‌شود و سایر مؤسسات مالی نقش ناچیز و قابل اعماضی را در بخش مالی اقتصاد ایران ایفا می‌کنند. در مجموع، اگر گفته شود که بخش مالی کشور ساختی متکی به بانک (یا متکی به روابط) دارد و در هر صورت در مراحل اولیه توسعه است، اغراق آمیز نبوده و منطقی به نظر می‌رسد.

معرفی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران

نرخ‌های بهره قابل مشاهده در کشورهای در حال توسعه، اغلب کم‌یابی سرمایه را مشخص نمی‌کند. لذا، هزینه سرمایه به عنوان یکی از محدودیت‌های سرمایه‌گذاری در این کشورها نخواهد بود، زیرا، بازارهای سرمایه در حالی که بسیار محدود هستند، از کارایی لازم هم برخوردار نیستند. در مورد تأثیر هزینه سرمایه بر سرمایه‌گذاری در ایران نیز نکات زیر با اهمیت است:

نرخ‌های بهره اعلام شده برای کشور برای بانکداری سری زمانی قبل از انقلاب، نرخ‌های بهره مربوط به تنزیل مجدد بوده و برای بعد از انقلاب نیز پس از اجرای قانون بانکداری بدون ربا، نرخ سود بانکی برای سپرده‌های سرمایه‌گذاری اعلام شده است که هیچ کدام از نرخ‌های یاد شده نمی‌تواند به عنوان هزینه استقراض سرمایه در نظر گرفته شود. لذا، در اقتصاد ایران به علت وجود بازارهای مالی محدود، کنترل‌های دولتی و نیز تخصیص اعتبارات دولتی به بخش خصوصی، نرخ سود رسمی بانک‌ها یا نرخ غیر رسمی بازار نمی‌تواند شاخص مناسبی برای هزینه اجاره سرمایه باشد و نرخ‌های سود واقعی به دلیل تورم بالا همواره بسیار پایین و حتی

منفی‌اند. لذا، می‌توان گفت بر اساس آمارهای معمول هزینه اجاره سرمایه عامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری خصوصی نخواهد بود.

جمع کثیری از پژوهشگران معتقدند سرمایه‌گذاری دولتی اثر مثبت و تشویقی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد و ابزار قدرتمندی برای سیاست‌های اقتصادی است. اما، این امکان نیز وجود دارد که افزایش سرمایه‌گذاری دولتی، کاهش فعالیت تولیدی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به دنبال داشته باشد.^۱ لذا، می‌توان گفت که سرمایه‌گذاری بخش دولتی دارای دو اثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است؛ اثر مکملی و اثر جایگزینی. اگر منابع در سطح اشتغال کامل نباشند، افزایش در سرمایه‌گذاری دولتی، چه به طور مستقیم و چه به طور غیر مستقیم و به صورت فرازینده، باعث افزایش درآمد و تشویق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود.

از دیگر عواملی که بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثر می‌گذارد، نرخ تورم است. تورم رسک پروژه‌های بلندمدت را افزایش می‌دهد و سرسید وام‌های بانکی را کاهش می‌دهد. همچنین، نرخ تورم بالا به عنوان شاخص بی ثباتی اقتصادی مطرح است که اقتصاد را در کنترل سیاست‌های اقتصادی ناتوان نشان می‌دهد. به این مفهوم، زمانی که اقتصاد در وضعیتی به سر می‌برد که از تمام ظرفیت‌های تولیدی خود استفاده نمی‌کند، افزایش تقاضا عکس العمل سریع تر سرمایه‌گذار به تفاوت بین سرمایه‌گذاری واقعی و مطلوب را به همراه خواهد داشت، اما زمانی که تولید واقعی بالاتر از ظرفیت باشد، عکس العمل سرمایه‌گذار با کندی بیشتر خواهد بود.

علل تأثیر اعتبارات اعطایی شبکه بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی الف) سیاست‌های پولی و اعتباری

اصولاً چگونگی توزیع اعتبارات (یا وام دهی) بانک‌ها بر افزایش و یا کاهش فعالیت‌های تولیدی تأثیر دارند. این که اعتبارات به چه میزان، با چه نرخ سودی، به چه گروه و برای کدام فعالیت اقتصادی پرداخت شوند، می‌توانند کارکرد اقتصاد را

^۱. از طریق out – Crowding بازدارندگی تحقق پیدا خواهد کرد.

تحت تأثیر قرار دهند. آمار موجود بیانگر آن است که سوق دادن منابع و اعتبارات بانکی به سمت فعالیت‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری از اهداف سیاست گذاران اقتصادی بوده است. هرچند که عملکرد نظام بانکی تحقق کامل اهداف مصوب را نشان نمی‌دهد، اما عملکرد بانک‌ها نیز تخصیص بیشتر وام‌ها و اعتبارات بانکی را به بخش‌های تولیدی و واقعی اقتصاد نشان می‌دهد.

(ب) دلایل ساختاری

در کشورهای توسعه یافته، بازارهای مالی (بازارهای پول و سرمایه) گسترده و بازار بورس پیشرفت‌های سرمایه‌گذاری فراوانی وجود دارند که پروژه‌های سرمایه‌گذاری را تأمین مالی می‌کنند و نقش بازار پول و بانک‌ها را در این امر کمنگتر می‌سازند، به طوری که وام‌ها و اعتبارات بانکی نمی‌توانند به عنوان یک متغیر تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مطرح شوند. اما با توجه به کمبود بازار سرمایه و نیز عدم گسترش بازار سهام شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادی در کشور، امکان تأمین منابع سرمایه‌گذاری برای مؤسسات اقتصادی از بازار سرمایه و نیز انتشار سهام و اوراق مشارکت به طور قابل قبول وجود ندارد. افزون براین، تأمین این منابع از طریق بازارهای غیر رسمی سرمایه نیز به دلیل وجود نرخ‌های بهره بالا وجود ندارد، لذا، نه تنها مؤسسات بزرگتر بلکه مؤسسات کوچکتر نیز منابع لازم برای سرمایه‌گذاری را از طریق بازار پول و اعتبارات بانکی به دست می‌آورند.

(ج) جانشینی پول و سرمایه

برخلاف مکمل بودن پول و سرمایه در کشورهای توسعه یافته، در کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران، پول و سرمایه مکمل یکدیگر نیستند؛ یعنی تأمین مالی پروژه‌ها از منابع داخلی بنگاه (سود قابل تقسیم) و تأمین مالی از منابع خارجی (اوراق سهام و اعتبارات) جانشین کاملی برای یکدیگر نیستند و منابع خارج از بنگاه، خود مجرایی برای انباست سرمایه خواهد بود.

مطالعات صورت گرفته در مورد سرمایه‌گذاری در ایران

از نظر مطالعاتی که در مورد سرمایه‌گذاری در ایران انجام شده است، می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

کشیش بانوی (۱۳۷۸)، در پژوهشی با عنوان «تأثیر اعتبارات بانکی بر سرمایه‌گذاری و تولید در اقتصاد ایران با تأکید بر بخش‌های صنعت و معدن و کشاورزی» به رابطه مثبت میان مانده تسهیلات اعطایی سیستم بانکی و سرمایه‌گذاری طی سال‌های ۵۳ – ۷۴ (خصوصاً در بخش صنعت و معدن) رسیده است. معادله سرمایه‌گذاری برآورده شده برای سرمایه‌گذاری کل اقتصاد ایران به شرح زیر است:

$$NOINV = ۱۷۰.۱ + ۰.۱۹ D(BCREIT) + ۰.۱۸۶ D(NOGDP) + ۰.۱۸۷ GCPI + ۰.۱۸۷ NOINV_{t-1}$$

، که در آن

NOINV: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بدون نفت

D(BCREIT): تغییر در مانده تسهیلات اعطایی

D(NOGDP): تغییر در تولید ناخالص داخلی بدون نفت

GCPI: نرخ تورم

NOINV_{t-1}: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بدون نفت دورهٔ ما قبل

می‌باشد.

سلیمانی فروقی (۱۳۸۱) در پژوهشی تحت عنوان تسهیلات بانکها و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران با استفاده از اصل شتاب برای سال‌های ۱۳۳۸ – ۱۳۷۸، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را تابعی از سرمایه‌گذاری بخش دولتی، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، وام و اعتبارات اعطایی شبکه بانکی به بخش خصوصی می‌دانند. نتایج حاصل از تخمین الگوی مورد بحث بیانگر آن است که اعتبارات بانکی تأثیر معنی داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

شاکری و موسوی (۱۳۸۲) عوامل مؤثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی در بخش کشاورزی را شناسایی و سپس از طریق روش هم انباشتگی به

برآورد روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیرهای شناسایی شده و تقاضای سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی پرداختند. آنان سرمایه‌گذاری خصوصی (PI) در بخش کشاورزی را تابعی از موجودی سرمایه بخش کشاورزی (SI) نسبت به شاخص بهای عمدۀ فروشی محصولات کشاورزی به شاخص بهای خردۀ فروشی کل کالاها $(PWPI)$ ، مانده تسهیلات اعطایی بانکها به بخش کشاورزی (BC) و تورم دوره قبل (P) ، سرمایه‌گذاری دولتی (SIA) را تابعی از نرخ تورم $(ROG)_{t-1}$ و درآمد نفتی دوره جاری $(ROG)_t$ در دوره قبل (P) در نظر گرفتند که نتایج حاصل از برآورد الگو به صورت زیر است:

$$(SIA)_t = 148.9 - 2.48P_t + 0.008 ROG_{t-1} + 0.01 ROG_t \\ t: \quad (3.94) \quad (-1.89) \quad (2.22) \quad (2.02)$$

$$(PI)_t = 101.72 + 0.05 SI_t + 0.71 (PWPI)_t + 0.76 BC_t + 0.3 P_{t-1} \\ t: \quad (-4.00) \quad (4.96) \quad (2.40) \quad (2.83) \quad (1.0)$$

چراغچی (۱۳۸۰) در پایان نامه خود با عنوان «بررسی اثر تسهیلات اعطایی در قالب تبصره‌های سرمایه‌گذاری تکلیفی قوانین بودجه سنتی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی» طی سال‌های ۷۵-۱۳۵۹ با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای به طراحی و برآورد الگو پرداخته است. با توجه به این که سیستم تسهیلات تکلیفی ۳ سال به طول می‌انجامد تا به سرمایه‌گذاری تبدیل شود، این تسهیلات با سه سال وقفه در مدل وارد شده است که به نتیجه رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی طی سال‌های بررسی رسیده که به ازای یک واحد اعطای‌این گونه تسهیلات، حدود ۱۸۰۲ واحد سرمایه‌گذاری در دوره مورد بررسی افزایش یافته است.

تاری (۱۳۸۱) در گزارشی تحت عنوان «بررسی تسهیلات پرداختی در قالب تسهیلات تکلیفی و غیر تکلیفی به بخش صنعت و معدن و مقایسه آن با سایر بخش‌ها طی برنامه اول و دوم توسعه» (سال‌های ۷۸-۶۸) به بررسی تسهیلات

تکلیفی پرداخته است. بررسی فوق که در قالب یک مدل اقتصاد سنجی انجام شد، بیانگر آن است که نرخ سود، ارزش افزوده بخش صنعت و معدن و میزان تسهیلات بانکی (تکلیفی و غیر تکلیفی) تأثیر معنی داری بر سرمایه‌گذاری بخش صنعت و معدن دارد. افزایش نرخ سود (نرخ بهره) مطابق انتظارات نظری به کاهش سرمایه‌گذاری می‌انجامد، در حالی که افزایش تسهیلات اعطایی و ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، موجب افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد.

احمدی (۱۳۸۵) در پایان نامه خود با عنوان «بررسی تأثیر تسهیلات اعطایی بانک‌ها در قالب تسهیلات تکلیفی و غیر تکلیفی بر رشد سرمایه‌گذاری در بخش‌های صنعت و معدن و کشاورزی» با استفاده از مدل سرمایه‌گذاری ارایه شده توسط فرای^۱ و باستفاده از مدل سنجی سور^۲، به طراحی و برآورد الگو پرداخته است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که، آنچه بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و صنعت و معدن تأثیرگذار است، حجم کل تسهیلات یعنی اعتبارات می‌باشد و نه تسهیلات تکلیفی و غیر تکلیفی به صورت جداگانه.

پژوهش‌های صورت گرفته با استفاده از الگوی شتاب انعطاف‌پذیر برخی از پژوهش‌های صورت گرفته درمورد تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی که تعديل یافته الگوی شتاب انعطاف‌پذیر است به شرح زیر می‌باشد:

اشیکویا^۳ (۱۹۹۴) مدلی ارائه کرده که سرمایه‌گذاری را تابعی از عوامل زیر می‌داند:

$$IP = f(GR, GI, BC, CPI, TOT, RER, IP_{t-1})$$

GDP: نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به **IP**

GI: نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به

¹. Fry

². Sur

³. W. Oshikoya

GDP: درصد تغییرات واقعی **GR**

BC: تغییرات اعتبارات بانکها

CPI: درصد تغییر در شاخص قیمت مصرف کننده

IP_{t-1}: نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به **GDP** با یک دوره وقفه

جان دن^۱ (۲۰۰۰)، برای ۴۴ کشور در حال توسعه مدلی ارائه داده است که

تابع سرمایه‌گذاری براساس اصل شتاب را به صورت زیر در نظر گرفته است:

$$\frac{I_t}{Y_t} = \rho \left(\frac{I}{Y} \right)_{t-1} + \alpha_1 DomR_t + \alpha_2 Ln(RPK)_t + \alpha_3 Ln(Pub) + \alpha_4 Ln(CRED)$$

که در معادله بالا متغیرها به صورت زیر است:

I/Y: نرخ سرمایه‌گذاری

DomR_t: نرخ واقعی بهره

RPK: نرخ واقعی هزینه استفاده از سرمایه

Pub: نرخ سرمایه‌گذاری دولتی

CRED: اعتبارات بانکی

آگروال^۲ (۲۰۰۱)، از جمله مهمترین مدل‌های ارائه شده با استفاده از اصل شتاب در کشورهای در حال توسعه، مدل ارائه شده توسط آگروال می‌باشد که تابع

سرمایه‌گذاری برای کشورهای آسیای شرقی را به صورت زیر معرفی کرده است:

$$\frac{INV}{Y} = b_0 + b_1 G + b_2 \frac{CRDT}{Y} + b_3 \frac{FCI}{Y} + b_4 TOT + b_5 RER + b_6 COC$$

¹. Jan dehn

². P. Agrawal

که در رابطه بالا:

INV

: نرخ سرمایه‌گذاری **Y**

: نرخ رشد محصول **G**

: اعتبارات بانکی **CRDT**

: جریان ورود سرمایه خارجی **FCI**

: نتیجه رابطه مبادله بازارگانی **TOT**

: نرخ ارز **RER**

: هزینه استفاده از سرمایه **COC**

روش تحقیق

به رغم وجود شرایطی که الگوی شتاب انعطاف‌پذیر را برای کشورهای در حال توسعه غیر قابل کاربرد می‌سازد، اما بیشتر پژوهش‌های انجام گرفته در مورد تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دراین کشورها به نوعی الگوی شتاب انعطاف‌پذیر تعديل یافته است. در توابع استاندارد سرمایه‌گذاری، متغیرهایی از قبیل نرخ هزینه استقراض (r) و خالص ذخیره سرمایه (kt) وجود دارند که سری‌های زمانی مربوط به آنها در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران وجود ندارد، به ناچار در بسیاری از پژوهش‌های انجام شده در مورد توابع سرمایه‌گذاری در کشورهای در حال توسعه سعی شده است الگوهای استاندارد سرمایه‌گذاری به گونه‌ای تعديل شوند تا ضمن آنکه سایر متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری خصوصی دراین کشورها (که منتج از شرایط خاص این کشورهاست) به الگو وارد شوند، چارچوب اصلی الگو حفظ شود. افزون براین، متغیرهایی که آمار سری زمانی آنها هم موجود نیست، به گونه‌ای تعریف شوند تا آمار آنها قابل دسترسی باشد.

با معرفی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران، مدل به کار رفته در تحقیق که برگرفته از مدل وای وونگ و براساس الگوی شتاب انعطاف‌پذیر می‌باشد، تعدیل یافته است.

در نهایت، با تبدیل متغیرهای ملی به متغیرهای استانی تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت و معدن به صورت زیر تصریح شده است:

$$IPR_t = \alpha_1 GDP_R + \alpha_2 GDP_{R_{t-1}} + \alpha_3 IGR_t + \alpha_4 RBC_t + \alpha_5 IRR_t + \alpha_6 IPR_{t-1}$$

که متغیرهای توضیحی و وابسته مدل عبارتند از:

IPR_t ، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت و معدن به تفکیک استان‌ها،

GDP_R ، تولید ناخالص استانی به قیمت بازار،

IPR_{t-1} ، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت و معدن به تفکیک استان‌ها با یک وقفه زمانی،

$GDP_{R_{t-1}}$ ، تولید ناخالص استانی به قیمت بازار با یک وقفه زمانی،

IGR_t ، سرمایه‌گذاری بخش دولتی در صنعت و معدن به تفکیک استان‌ها،

RBC_t ، تغییر در مانده تسهیلات واقعی شبکه بانکی به بخش خصوصی در صنعت و معدن به تفکیک استان‌های کشور،

IRR_t ، نرخ تورم در استان‌های کشور که به صورت تغییر در شاخص قیمت مصرف کننده در استان تعریف می‌شود.

دراین تحقیق، با استفاده از روش اقتصاد سنجی داده‌های ترکیبی، الگوی فوق مورد آزمون قرار گرفته است، به طوری که برای آزمون فرضیه، مدل برای ۲۸ استان و سری زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۳ برآشش شده و نتایج تفسیر شده است. لازم به توضیح است که ضرایب تمام متغیرها به غیر از ضریب RBC ، به صورت مشترک در

مقاطع برآورد شده است. بدین ترتیب برای هر استان می‌توان تفسیری جدایگانه از تأثیر تسهیلات صنعتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت و معدن ارائه داد.

داده‌های تابلویی و ترکیب شده^۱

داده‌های تابلویی (ترکیب شده) ترکیب ساده‌ای از داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی می‌باشد (کمنت، ۱۳۷۲).

تخمین مدل‌های با داده‌های تابلویی

تکنیک‌های مورد استفاده برای تخمین مدل‌هایی با این گونه داده‌ها با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS عبارتند از:

- مدل اثرات ثابت^۲

- مدل اثرات تصادفی^۳

در مدل اثرات ثابت امکان تغییر در عرض از مبدأها، متغیرهای مجازی به مدل افزوده می‌شود، در حالی که مدل اثرات تصادفی شکلی از روش تخمین حداقل مربعات معمولی تعمیم یافته می‌باشد. اما هر دو مدل در برگیرنده این واقعیت هستند که ممکن است جملات خطای هم در طول زمان و هم در بین داده‌ها به صورت مقطعی همبسته باشند.

فواید استفاده از داده‌های تابلویی

۱- کنترل ناهمگنی: داده‌های تابلویی این پیام را با خود دارند که افراد، بنگاهها، مناطق و یا کشورها، ناهمگن می‌باشند. روش‌هایی که صرفاً به سری‌های

¹. Pooled

². Fixed effects model

³. random effects model

محدودیت‌های کاربرد داده‌های تابلویی

محدودیت استفاده از داده‌های تابلویی عبارتند از:

- ۶- مشکلات مربوط به طراحی و جمع آوری داده‌ها
- ۷- تحریف در اندازه گیری جملات خط
- ۸- مشکلات انتخاب و دامنه کوتاه سری‌های زمانی

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در الگوی نهایی که برای تخمین به دست آمده، به دلیل هم خطی متغیرهای GDPR و (1)-GDPR با همدیگر، متغیر GDPR از الگو حذف و از متغیر (1)-GR (نرخ رشد تولید ناچالص استانی با یک وقفه زمانی) به عنوان جایگزین متغیر (1)-GDPR (تولید ناچالص استانی با یک وقفه زمانی) استفاده شده است. همچنین، انتظار می‌رود سرمایه گذاران بخش خصوصی استان‌ها در سال جاری بر اساس نرخ تورم استان‌ها در سال گذشته اقدام به تصمیم‌گیری کنند. بنابراین متغیر نرخ تورم استانی با یک سال تأخیر جایگزین شده است.

زمانی یا داده‌های منطقی متکی هستند، کنترلی براین ناهمگنی ندارند و این ریسک وجود دارد که نتایج به دست آمده مغرضانه یا ناسازگار باشند.

۲- داده‌های تابلویی شامل اطلاعات بیشتر، متغیرهای بیشتر، هم خطی کمتر میان متغیرها، درجه آزادی بالاتر و کارایی بیشتر می‌باشند.

۳- با استفاده از داده‌های تابلویی می‌توان به مطالعه تعديلات پویا پرداخت.

۴- با استفاده از داده‌های تابلویی بهتر می‌توان اثراتی را که به سادگی و به تنها‌ی در سری زمانی و داده‌های مقطعی قابل شناسایی و اندازه گیری نمی‌باشد. را شناسایی و اندازه گیری نمود.

۵- داده‌های تابلویی این امکان را می‌دهند که مدل‌های رفتاری پیچیده تری را طرح و آزمون نمود.

قبل از برآورد ضرایب باید تحلیل داده‌ها صورت گیرد که بدین منظور مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. برای تعیین مانایی از آزمون ریشه واحد و در نهایت آزمون هم جمعی استفاده شده است. در تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از آزمون ریشه واحد با دو روش «خلاصه وضعیت» و ADF فیشر نشان داده شده است که در سطح معنی داری ۵ درصد، فرضیه صفر تمام متغیرها مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. همچنین، آزمون هم جمعی که معادل آزمون ریشه واحد بر روی پسمند هاست، نشان داد متغیرها هم جمعند، و بنابراین می‌توان تخمین را انجام داد.

الگوی نهایی برآورد شده

پس از تحلیل داده‌ها نتیجه این شد که داده‌ها مانا هستند و یا حداقل هم جمعند. بنابراین، می‌توان الگوی نهایی را برآورد کرد. برای تخمین الگو با توجه به امکانات موجود در نرم افزار اقتصاد سنجی به کار رفته، ضرایب تمام متغیرها ($IPR(-1)$), ($IRR(-1)$), (IGR), ($GR(-1)$) RBC (تغییر در مانده تسهیلات اعطایی بانکها به بخش صنعت و معدن) به صورت مشترک در مقاطع آورده شده است. بنابراین، از ۳۲ ضریب تخمین زده شده، ۴ ضریب بین تمامی استان‌ها مشترک است و برای متغیر RBC ، ۲۸ ضریب برآورد شده است که مربوط به ۲۸ استان کشور است. نتیجه برآورد الگو در جدول شماره ۱ قابل مشاهده است.

پرستال جامع علوم انسانی

۱. الگوی نهایی برآورد شده متغیر وابسته، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در استان‌ها

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GR?(-1)	94019.90	18672.87	5.035107	0.0000
IGR?	0.017265	0.010442	1.653476	0.1011
IRR?(-1)	1454.221	726.7707	2.000935	0.0479
IPR?(-1)	-0.026818	0.011658	-2.300447	0.0233
01--RBC01	0.174220	0.020273	8.593646	0.0000
02--RBC02	0.413351	0.210550	1.963197	0.0522
03--RBC03	0.270898	0.017345	15.61817	0.0000
04--RBC04	0.147376	0.014515	10.15368	0.0000
05--RBC05	0.109580	0.023376	4.687635	0.0000
06--RBC06	0.095818	0.001424	67.31032	0.0000
07--RBC07	0.104905	0.001969	53.26574	0.0000
08--RBC08	0.301804	0.034135	8.841502	0.0000
09--RBC09	0.473129	0.303756	1.557594	0.1223
10--RBC10	0.556172	0.159083	3.496122	0.0007
11--RBC11	0.543884	0.100991	5.385446	0.0000
12--RBC12	0.620677	0.194203	3.196012	0.0018
13--RBC13	0.455037	0.220570	2.063007	0.0415
14--RBC14	0.804905	0.085930	9.367005	0.0000
15--RBC15	0.412014	0.113520	3.629438	0.0004
16--RBC16	0.564065	0.126804	4.448316	0.0000
17--RBC17	0.399618	0.076838	5.200801	0.0000
18--RBC18	0.378739	0.100300	3.776056	0.0003
19--RBC19	0.894197	0.180430	4.955910	0.0000
20--RBC20	0.699636	0.094221	7.425505	0.0000
21--RBC21	0.185230	0.038883	4.763741	0.0000
22--RBC22	0.804465	0.187226	4.296762	0.0000
23--RBC23	0.489962	0.229397	2.135870	0.0349
24--RBC24	0.578154	0.248228	2.329125	0.0217
25--RBC25	0.727204	0.125974	5.772665	0.0000
26--RBC26	0.363087	0.177454	2.046092	0.0432
27--RBC27	0.530896	0.261840	2.027561	0.0451
28--RBC28	0.532923	0.092589	5.755794	0.0000
Weighted Statistics				
R-squared	0.987183	Mean dependent var	505671.4	
Adjusted R-squared	0.983504	S.D. dependent var	1312599.	
S.E. of regression	168583.6	Durbin-Watson stat	2.232483	
F-statistic	268.3392	H-Durbin-Watson stat	۱.۷۳۲۴۸۱	
Prob(F-statistic)	0.000000			

همان طور که ملاحظه می‌شود، متغیر وابسته، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی استان‌ها در بخش صنعت و معدن است. روش به کار رفته GLS تعدل یافته است و بهاین دلیل که بررسی استان‌ها به صورت جداگانه دارای اهمیت هستند و هر استان در یک مقطع جای گرفته، به مقاطع وزن داده شده است. سری زمانی داده‌ها به صورت تعدل یافته از سال ۱۳۷۹-۱۳۸۳ می‌باشد. مشاهدات به کار رفته پس از تعديل، ۵ عدد در دوره زمانی می‌باشد. تعداد ۲۸ مقطع در آزمون به کار رفته است. تعداد کل مشاهدات به صورت تعادلی، ۱۴۰ مشاهده است.

متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص استانی با یک وقفه زمانی، سرمایه‌گذاری بخش دولتی در استان‌ها IGR، نرخ تورم استانی با یک سال وقفه (IRR) و در نهایت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی استان‌ها در بخش صنعت و معدن با یک وقفه زمانی، به صورت ضریب مشترک آورده شده است و علت آن در قسمت مربوط به روش تحقیق توضیح داده شده است.

سطح معنی داری متغیرهای مذکور ۵ درصد می‌باشد که قابل قبول است. اما متغیر اصلی مورد نظر، تغییر در مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش صنعت و معدن می‌باشد که به صورت جداگانه در هر استان به کار رفته است.

در معنی داری ضرایب باید به این نکته توجه کرد که به غیر از استان خراسان، بقیه استان‌ها در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. به علت وجود متغیر با وقفه در سمت راست معادله، آماره دوربین واتسون برای تشخیص خود همبستگی قابل استفاده نیست و برای این منظور، از آماره h دوربین استفاده می‌شود و همان طور که در جدول پیداست، این آماره وجود خود همبستگی پیاپی در الگو را به خوبی رد می‌کند و خود همبستگی قابل مشاهده نیست. آماره χ^2 یا ضریب تعیین (تشخیص) به عنوان معیار خوبی برازش خط رگرسیون استفاده می‌شود. به بیان

دبگر، می‌توان گفت که χ^2 نسبت یا درصدی از تغییر کل در متغیر وابسته Z را که توسط متغیر مستقل X توضیح داده می‌شود، به دست می‌دهد (گجراتی، ۱۳۷۸).

البته، این آماره به تنها ی قابل اطمینان نیست و ممکن است متغیرهای کاذب باعث

بالا رفتن مقدار این آماره شود. بنابراین، باید در کنار آن به^۱ یا ضریب تعیین تغییر یافته توجه کرد. اگر اختلاف این دو آماره زیاد نباشد(بیش از ۰/۰۲)، کاذب بودن متغیرهای به کار رفته مردود است. اما در صورت اختلاف بیش از حد معمول این دو آماره بیش از حد معمول، باید به کاذب بودن رگرسیون شک کرد و نیاز به بررسی‌های مجدد الزامی است.

همان طور که بیان شد، هدف ما در این مقاله پاسخ گویی به علت تناقض بین اعطای تسهیلات وجود تورم است؛ به این معنی که چرا اعطای تسهیلات اندک در مقایسه با سایر کشورهای دنیا و خاورمیانه منجر به تورم می‌شود. پیش بینی این‌گونه صورت گرفت که اعطای تسهیلات در ایران بین استان‌های مختلف تأثیرات یکسانی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ندارد. و بدین منظور از آزمون «wald»^۲ و «t-استیودنت»^۳ استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۲ قابل مشاهده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی پرتال جامع علوم انسانی

^۱. wald

^۲. t-student

۲. آزمون «والد» و «t-استیودنت» برروی ضرایب RBC^۱

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	13.94402	(27, 108)	0.0000
Chi-square	376.4885	27	0.0000
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	T-statistic
C(5) - C(32)	-0.358702	0.093954	-3.8178
C(6) - C(32)	-0.119572	0.228932	-0.5223
C(7) - C(32)	-0.262025	0.093934	-2.7894
C(8) - C(32)	-0.385546	0.093639	-4.1173
C(9) - C(32)	-0.423342	0.095437	-4.4358
C(10) - C(32)	-0.437104	0.092565	-4.7221
C(11) - C(32)	-0.428017	0.092592	-4.6226
C(12) - C(32)	-0.231119	0.097771	-2.3638
C(13) - C(32)	-0.059794	0.316881	-0.1886
C(14) - C(32)	0.023260	0.183630	0.1266
C(15) - C(32)	0.010961	0.135767	0.0807
C(16) - C(32)	0.087754	0.214111	0.4098
C(17) - C(32)	-0.077886	0.238964	-0.3259
C(18) - C(32)	0.271982	0.125691	2.1638
C(19) - C(32)	-0.120909	0.146048	-0.8278
C(20) - C(32)	0.031142	0.156719	0.1987
C(21) - C(32)	-0.133304	0.120076	-1.1101
C(22) - C(32)	-0.154184	0.135937	-1.1342
C(23) - C(32)	0.361274	0.202529	1.7838
C(24) - C(32)	0.166714	0.131428	1.2684
C(25) - C(32)	-0.347693	0.098794	-3.4841
C(26) - C(32)	0.271542	0.207897	1.3061
C(27) - C(32)	-0.042960	0.246516	-0.1742
C(28) - C(32)	0.045231	0.264345	0.1711
C(29) - C(32)	0.194281	0.154285	1.2592
C(30) - C(32)	-0.169836	0.199371	-0.8518
C(31) - C(32)	-0.002027	0.277194	-0.0073

^۱ تغییر در مانده تسهیلات واقعی شبکه بانکی به بخش خصوصی در صنعت و معدن



طبق آزمون «والد» و آمارهای فیشر و کای دو در سطح معنی داری ۵ درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابری ضرایب رد می‌شود. بدین معنی که حداقل دو ضریب یافت می‌شود که از یکدیگر تفاوت معنا داری دارند. پارامترهای $c(5)$ تا $c(32)$ معادل ضرایب $rbc(1)$ تا $rbc(28)$ می‌باشد. همچنین با استفاده از آزمون « t » استیودنت «می‌توان مشخص کرد که کدام ضرایب تفاوت معناداری از هم دارند و کدام یک ندارند. در جدول ۳ نتایج قبل مشاهده است.

تأثیر تسهیلات اعطایی به استان‌ها دربخش صنعت و معدن طی دوره ۷۸_۸۳
بنویسندگان افتخاری

۳. درصد تسهیلات اعطایی به استان‌ها دربخش صنعت و معدن طی دوره ۷۸_۸۳

استان‌های کشور	rbc	ضرائب	ارقام به درصد	ارقام به میلیون ریال
بوشهر	۰.۹۵۸	۰.۰۹۵۸	۰.۸%	۳,۶۸۳,۰۲۱
تهران	۰.۱۰۴۹	۰.۱۰۴۹	۶۰.۴%	۲۸۹,۲۰۶,۲۳۴
ایلام	۰.۱۰۹۵	۰.۱۰۹۵	۰.۳٪	۱,۲۸۱,۷۴۳
اصفهان	۰.۱۴۷۳	۰.۱۴۷۳	۷.۱٪	۳۴,۰۳۱,۷۷۶
آذربایجان شرقی	۰.۱۷۴۲	۰.۱۷۴۲	۲.۷٪	۱۳,۰۸۷,۳۱۶
گلستان	۰.۱۸۵۲	۰.۱۸۵۲	۰.۸٪	۳,۹۸۷,۵۰۴
اردبیل	۰.۲۷۰۸	۰.۲۷۰۸	۰.۴٪	۱,۷۵۴,۲۲۱
چهارمحال و بختیاری	۰.۳۰۱۸	۰.۳۰۱۸	۰.۶٪	۲,۹۵۰,۷۸۴
همزگان	۰.۳۶۳۱	۰.۳۶۳۱	۰.۴٪	۱,۷۲۲,۴۰۰
کرمان	۰.۳۷۸۷	۰.۳۷۸۷	۰.۷٪	۳,۴۴۵,۷۶۰
کردستان	۰.۳۹۹۶	۰.۳۹۹۶	۰.۳٪	۱,۵۲۸,۱۶۴
قزوین	۰.۴۱۲۰	۰.۴۱۲۰	۰.۵٪	۲,۳۷۷,۴۴۷
آذربایجان غربی	۰.۴۱۳۳	۰.۴۱۳۳	۱.۷٪	۸,۱۳۵,۱۴۴
سیستان و بلوچستان	۰.۴۵۵۰	۰.۴۵۵۰	۰.۴٪	۲,۰۶۹,۷۵۰
خراسان	۰.۴۷۳۱	۰.۴۷۳۱	۵.۸٪	۲۷,۸۴۳,۷۴۲
لرستان	۰.۴۸۹۹	۰.۴۸۹۹	۰.۷٪	۳,۴۸۴,۷۹۷
همدان	۰.۵۳۰۸	۰.۵۳۰۸	۰.۸٪	۳,۶۳۶,۳۴۰
بزد	۰.۵۳۲۹	۰.۵۳۲۹	۲.۷٪	۱۳,۱۱۱,۱۳۸
زنجان	۰.۵۴۳۸	۰.۵۴۳۸	۰.۶٪	۲,۶۸۶,۵۸۱
خوزستان	۰.۵۵۶۱	۰.۵۵۶۱	۲.۰٪	۹,۳۶۶,۹۲۰
قم	۰.۵۶۴۱	۰.۵۶۴۱	۰.۶٪	۲,۹۹۳,۲۰۹
مازندران	۰.۵۷۸۱	۰.۵۷۸۱	۲.۲٪	۱۰,۶۱۹,۳۳۶
سمنان	۰.۵۲۰۶	۰.۵۲۰۶	۱.۰٪	۴,۹۹۹,۲۶۶
کهکیلویه و بویراحمد	۰.۵۹۹۶	۰.۵۹۹۶	۰.۲٪	۱,۱۹۲,۳۶۵
مرکزی	۰.۷۲۷۲	۰.۷۲۷۲	۰.۹٪	۴,۵۳۳,۸۵۸
گیلان	۰.۸۰۴۴	۰.۸۰۴۴	۱.۹٪	۹,۲۳۰,۱۸۸
فارس	۰.۸۰۴۹	۰.۸۰۴۹	۲.۵٪	۱۲,۱۹۱,۸۴۰
کرمانشاه	۰.۸۹۴۱	۰.۸۹۴۱	۰.۸٪	۳,۷۱۳,۶۲۴

A

B

C

D

E

F

همان طور که ملاحظه می‌شود استان‌ها به ۶ گروه A,B,C,D,E,F تقسیم شده‌اند. طبق آزمون‌های صورت گرفته، در هر گروه ضرایب استان‌ها تفاوت معناداری با هم ندارند، اما ضرایب هر گروه با دیگر گروه‌ها از لحاظ معناداری متفاوت است. در تفسیر نتایج به چند نکته باید توجه کرد:

- ۱- حجم دریافتی اعتبارات استانی نسبت به تسهیلات اعطایی کل کشور،
- ۲- توسعه یا عدم توسعه یافتنی استان،
- ۳- در نظر گرفتن پتانسیل فعالیت‌های اقتصادی استان در بخش‌های مختلف (کشاورزی، بازرگانی، صنعت و معدن) و
- ۴- اثر گذاری تغییر در مانده تسهیلات بانکی بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی استان.

یکی از عوامل مهم برای تفسیر نتایج، در نظر گرفتن حجم دریافتی اعتبارات استانی نسبت به تسهیلات اعطایی کل کشور در دوره مورد مطالعه می‌باشد (۷۸-۸۳). لازم به ذکر است برای این که بتوان ارتباط بین درصد تسهیلات اعطایی به استان‌ها و ضریب اثر گذاری تسهیلات بانکی بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (rbc) را به خوبی مشاهده و مقایسه کرد، استان‌ها بر اساس ضرایب افزایشی از زیاد به کم مرتب شده‌اند.

همان طور که مشاهده می‌شود، استان تهران به تنها ۶۰ درصد کل تسهیلات اعطایی را به خود اختصاص داده است، در حالی که کمترین ضریب را در افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داراست و در همین گام اول می‌توان معماًی تorum زایی اعطای تسهیلات را مشاهده کرد. استان اصفهان نیز که ۷ درصد تسهیلات بانکی را به خود اختصاص داده است و رتبه دوم را پس از استان تهران دارد است، یکی از کمترین ضرایب افزایشی را دارد (۱۵/۰). استان کرمانشاه بالاترین ضریب افزایشی را به خود اختصاص داده است (۸۹٪) که نمایانگر پتانسیل بالای استان برای جذب تسهیلات بانکی در بخش صنعت و معدن است، اما در بخش

صنعت و معدن، کمتر از یک درصد از کل تسهیلات بانکی به آن اختصاص داده شده است.

نتیجه گیری و توصیه های سیاستی

با توجه به آنچه بیان شد در کشورهای در حال توسعه مانند ایران که ساختار اقتصادی آنها متکی به بانکها است، افزایش میزان تسهیلات و اعتبارات بانکی می‌تواند آثار مثبت اقتصادی به همراه داشته باشد. بنابراین، باید میزان تسهیلات و اعتبارات بانکی را افزایش داد. ولی این افزایش اگر بدون برنامه ریزی و مدیریت صحیح صورت گیرد، سبب افزایش نقدینگی در جامعه و سپس افزایش تورم و بحران اقتصادی خواهد شد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد با بررسی نحوه توزیع تسهیلات بانکی در استان‌های کشور با توجه به حساب‌های منطقه‌ای در سال‌های گذشته و یافتن استعدادها و ظرفیت‌های هر استان در نحوه توزیع تسهیلات بانکی تجدید نظر کلی صورت گیرد. موارد پیشنهادی به صورت زیر طبقه‌بندی می‌شود:

۱- ایجاد بانک‌های توسعه استانی: همان طور که می‌دانید عامل اصلی در تأسیس و بهره گیری از بانک‌های توسعه‌ای، ناتوانی بازار در فراهم آوردن منابع مالی بلند مدت و از طرف دیگر، در عرضه آن منابع به کار آفرینان جهت اجرای طرح‌های مولده و توسعه‌ای می‌باشد. مدیریت منابع موجود در استان‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است. برای مثال در دوره مورد مطالعه، استان کرمانشاه بالاترین ضریب افزایشی را به خود اختصاص داده است (۰/۸۹)، که نشان دهنده پتانسیل بالای استان برای جذب تسهیلات بانکی در بخش صنعت و معدن است. این در حالی است که کمتر از یک درصد از کل تسهیلات بانکی در بخش صنعت و معدن به آن اختصاص داده شده است.

۲- کنترل اعطای تسهیلات به استان‌هایی که از سطح توسعه‌ای بالایی برخوردارند و از نظر دریافت تسهیلات اشباع شده‌اند، بنابراین اعطای تسهیلات به آنها فقط به مسئله تورم دامن خواهد زد. استان تهران که ۶۰ درصد کل تسهیلات را به خود اختصاص داده، دارای کمترین ضریب افزایشی (۰/۱) است. استان اصفهان نیز

۷ درصد از کل تسهیلات را دریافت می‌کند و پس از تهران در رتبه دوم است، اما در ردیف کمترین ضرایب افزایشی (۰/۱۵) قرار دارد.

۳- کنترل بر مصارف تسهیلات بانکی. یکی از مشکلات موجود، مسأله مصارف تسهیلات در حوزه غیر تخصصی آن است. برای مثال، سرمایه‌گذار تسهیلات صنعتی را دریافت می‌کند و در بخشی غیر از صنعت و معدن به کار می‌برد. بنابراین مسأله را این گونه می‌توان تفسیر کرد که استان‌های با ضرایب افزایشی پایین بیش از سایر استان‌ها در معرض چنین سوء رفتاری قرار دارند. پس نظارت برای صرف تسهیلات در حوزه تخصصی آن در این استان‌ها دقیق و مدیریت بالاتری را می‌طلبد.



پیوست‌ها

خلاصه‌ای از آزمون‌های ریشه واحد تابلویی

جدول زیر شاخص‌های اصلی آزمون‌های ریشه واحد تابلویی را به صورت

خلاصه بیان می‌کند:

آزمون	فرض صفر (H_0)	فرض مقابل (H_1)	مؤلفه قطعیت ^۱	روش تصحیح خود همبستگی
لوبین، لین، چاو	ریشه واحد	عدم وجود ریشه واحد	N, F, T	وقدها
بریتونگ	ریشه واحد	عدم وجود ریشه واحد	N, F, T	وقدها
IPS	ریشه واحد	برخی از مقاطع بدون ریشه واحد	F, T	وقدها
ADF	ریشه واحد	برخی از مقاطع بدون ریشه واحد	N, F, T	وقدها
فیشر PP	ریشه واحد	برخی از مقاطع بدون ریشه واحد	N, F, T	کرنل ^۲
هادری	عدم وجود ریشه واحد	برخی از مقاطع بدون ریشه واحد	F, T	کرنل

N: عدم وجود متغیرهای بیرونی

F: اثر ثابت

T: اثر و روند تکی

آزمون‌ها با فرایند ریشه واحد تکی

۴- آزمون‌های ای ام، پسaran، شین، ADF فیشر و PP فیشر بر اساس

فرایندهای ریشه واحد تکی هستند. زیرا، P_i می‌تواند در همه مقاطع تغییر کند.

۵- آزمون‌ها کاملاً به وسیله ترکیب آزمون‌های ریشه واحد تکی برای به

دست آوردن یک نتیجه معین تابلویی^۳، توصیف می‌شوند.

¹. Possible Deterministic Component

². Kernel

³. panel-specific

۱- ای ام، پسран و شین

آی ام، پسran و شین با تعیین یک رگرسیون ADF جداگانه برای هر مقطع آغاز می‌شود،

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

این فرض صفر ممکن است به صورت زیر باشد:

$$H_0: \alpha_i = 0 \text{ for all } i$$

در حالی که فرض مقابل به صورت زیر است:

$$H_1: \begin{cases} \alpha_i \neq 0 & \text{for } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \alpha_i < 0 & \text{for } i = N_1, N_1 + 1, \dots, N \end{cases}$$

i در صورت نیاز دوباره مرتب می‌شود. آنچه که به عنوان بخش غیر صفر فرآیندهای تکی تفسیر می‌شود، ماناست.

بعد از برآورد رگرسیون ADF جداگانه، این میانگین از آماره‌های t برای

$$\bar{t}_{NT} = \frac{\sum_{i=1}^N t_{iT_i}(p_i)}{N} \quad \alpha_i \text{ از رگرسیون‌های ADF تکی، } t_{iT_i}(p_i) \text{ که به صورت زیر است}$$

برای به دست آوردن آماره‌های آزمون مورد نظر تبدیل می‌شود.

$p_i = i/N$ در حالتی که مرتبه وقفه‌ها همیشه صفر است (برای هر $i = 1, 2, \dots, N$)

مقادیر بحرانی ساخته شده برای \bar{t}_{NT} در صفحه IPS برای تعداد متفاوتی از

مقطع، سریهایی به طول T ، و معادلات آزمون فراهم می‌شود که شامل روندهای مقطع یا روندهای منقطع و خطی هستند.

در حالت کلی که مرتبه وقفه در معاله (1) ممکن است برای برخی از مقاطع صفر نباشد و IPS نشان می‌دهد که اگر \bar{t}_{NT} به صورت درست استاندارد سازی شود، یک توزیع نرمال استاندارد جانبی دارد.

$$W_{\bar{t}_{NT}} - \frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(\bar{t}_{iT(p_i)}))}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var(\bar{t}_{iT(p_i)})}} \rightarrow N(0, 1)$$

عبارت‌های میانگین و واریانس مورد نظر از آماره‌های t رگرسیون ADF، $Var(\bar{t}_{iT(p_i)})$ ، $E(\bar{t}_{iT(p_i)})$ ، که بوسیله IPS برای مقادیر گوناگون از p و t تفاوت گذاشتن فرضهای معادله آزمون به کار برده شده توسطای ام، پسران و شین تهیه نشده است.

این آماره آزمون IPS، نیاز دارد تا تعداد وقفه‌ها مؤلفه قطعیت برای هر معادله ADF را تعیین کند. ممکن است این گزینه انتخاب شود که آزمون یا شامل ثابت‌های تکی و یا شامل هم ثابت‌های تکی و هم عبارت‌های روند دار باشد.

ADF - ۲ فیشر و PP فیشر

یک روش جایگزین که برای آزمون‌های ریشه واحد تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرد، نتایج فیشر برای به دست آوردن آزمون‌هایی است که P -مقدارها از آزمون‌های ریشه واحد تکی را ترکیب می‌کنند.

این ایده توسط مادالا^۱، ویو^۲ و چاو^۳ ارائه شد.

اگر π_i به عنوان یک P -مقدار از هر آزمون ریشه واحد تکی برای مقطع i تعریف شود، آنگاه تحت بی اثر کردن^۴ آزمون ریشه برای همه N مقطع یک نتیجه درست به دست می‌آید:

$$-\sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi^2_N$$

به علاوه، چاو نشان داد:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(\pi_i) \rightarrow N(0, 1)$$

که Φ^{-1} وارون تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد^۵ است.

در سیستم ای وی یوز می‌تواند نشان داد که هر دو فرض χ^2 سالم و آمارهای نرمال استاندارد آزمون‌های ریشه واحد تکی ADF و PP فیشر قابل استفاده هستند. بی اثر کردن یا جایگزین کردن مفروضات مانند آنچه که در مورد IPS گفته شد، می‌باشد. برای هر دو آزمون فیشر باید متغیرهای بیرونی برای معادلات معین شود.

¹. Maddala
². Wu
³. Choi
⁴. Null
⁵. Standard Normal Cumulative Distribution Function.

پی‌نوشت‌ها:

۱. کرمی قمی، و. جایگاه و نقش بخش مالی در اقتصاد و اقتصاد ایران، *ماه‌نامه تازه‌های اقتصاد*، شماره ۵۷.
۲. کرمی قمی، و. جایگاه و نقش بخش مالی در اقتصاد و اقتصاد ایران، *قسمت دوم ماه‌نامه تازه‌های اقتصاد*، شماره ۵۸.
۳. پور فرج، ع. (۱۳۷۱). *عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران*، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبائی.
۴. سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور مرکز آمار ایران. (۱۳۸۳). *حسابهای ملی ایران، حساب‌های منطقه‌ای، حساب تولید استان‌های کشور*.
۵. کمنتا، ی. (۱۳۷۲). *مبانی اقتصاد سنجی*، ترجمه هژبر کیانی، مرکز نشر دانشگاهی.
۶. گجراتی، د. (۱۳۷۸)، *مبانی اقتصاد سنجی*، ترجمه دکتر حمید ابریشمی، ج ۲.
۷. خلعتبری، ف. (۱۳۷۵). *اصلاح ساختار مالی و توسعه اقتصادی*، سخنرانی در سازمان بازرگانی و نظارت.
- 6.Khan; M & Reinhart; C.(1990). *Private Investment & Economic Growth in Developing Countries*, IMF World Development,WOL. P:93.
- 7.Blejer; M & khan; M.(1984).*Goverment private investment in Developing countries*, IMF, staff paper jun. P:380.
Economic Literature, Vol.96, P:290.
- 8.Schumpeter; J. A.(1911). *The Theory of Economic Development*.
- 9.Gelb;A& Patrick;H.(1989). *Financial Sector Reforms in Adjustment Program, Policy*. Planning and Research. Working Paper169, Washington D.C , World Bank , Country Economic Report.
- 10.McKinnon;R.(1972). *Money and Capital in Economic Development*, Washington, D.C., Brooking, Institute.
- 11.Wai;T , Wong;U. C.(1982). Determinants of Private Investment in Developing Countries. *Journal of Developing Studies*, Vol. 19.
- 12.Wai;T , Wong;U. C.(1981). Determinants of Private Investment in Developing Countries. *Journal of Development Studies*, P: 19-35.