بسم الله الرحمن الرحيم

دانشکده مهندسی صنایع و مدیریت

پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد-برنامه ریزی سیستمهای اقتصادی

بررسی تأثیر تسهیلات و سپرده‌های بانکی بر نرخ بیکاری در استان‌های ایران (طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۵)

نگارنده: عبّاسعلی خلیل‌نژادی

استاد راهنما:

دکتر علی دهقانی

بهمن ماه ۱۳۹۸

شماره ۱۴۰۹۸-۶۸۲۸
تاریخ ۹۸/۱۱/۸

باسمه‌تعالی

مدیریت تحصیلات تکمیلی

فرم شماره (۳) صورتجلسه نهایی دفاع از پایان نامه دوره کارشناسی ارشد

با نام و یاد خداوند متعال، ارزیابی جلسه دفاع از پایان نامه کارشناسی ارشد خانم / آقای خلیل نژادی عباسعلی با شماره دانشجویی ۹۶۰۶۱۶۴ رشته برنامه ریزی سیستمهای اقتصادی گرایش ..... تحت عنوان بررسی تاثیر تسهیلات و سپرده های بانکی بر نرخ بیکاری در استان های ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۵ که در تاریخ ۹۸-۱۱-۰۸ با حضور هیأت محترم داوران در دانشگاه صنعتی شاهرود برگزار گردید به شرح ذیل اعلام می گردد:

قبول (با درجه: عالی) ☐ مردود ☐

نوع تحقیق: نظری ☐ عملی ☑

عضو هیات داوران	نام ونام خانوادگی	مرتبهٔ علمی	امضاء
۱- استادراهنمای اول	دکتر دهقانی علی		
۲- استادراهنمای دوم			
۳- استاد مشاور			
۴- نماینده تحصیلات تکمیلی	مجیدعلی		
۵- استاد ممتحن اول	دکتر میربلوری هیم	استادیار	
۶- استاد ممتحن دوم	دکتر رحیمی	استادیار	

نام و نام خانوادگی رئیس دانشکده:

تاریخ و امضاء و مهر دانشکده:

تبصره: در صورتی که کسی مردود شود حداکثر یکبار دیگر (در صورت مجاز تحصیل) می تواند از پایان نامه خود دفاع نماید (دفاع مجدد نباید زودتر از ۴ ماه برگزار شود).

۴

این پایان نامه را ضمن تشکر و سپاس بیکران و در کمال افتخار و امتنان تقدیم می‌نمایم به:

مضـــر ارزشـــمند پدر و مادر عزیزمان به خاطر همهٔ تلاش‌های محبت آمیزی که در دوران مختلف زندگیمان انجام داده‌اند و با مهربانی چگونه زیستن را به ما آموخته‌اند.

به همسر مهربانم که در تمام طول تحصیل همواره با صبر و بردباری همراه و همگام من بوده است.

به فرزندانم محمدپارسا و الینا که کاستی‌های مرا تحمل نموده‌اند.

به استادان فرزانه و فرهیخته‌ای که در راه کسب علم و معرفت مرا یاری نمودند.

به آنانی که در راه کسب علم و دانش راهنمایم بودند.

به آنانی که نفس خیرشان و دعای روح پرورشان بدرقهٔ راهم بود.

الهی به من کمک کن تا بتوانم ادای دین کنم و به خواســته های آنان جامهٔ عمل بپوشانم.

حال که به لطف پروردگار بزرگ توانسته‌ام نتیجهٔ تلاش و کوشش خویش را با نگارش این پایان‌نامه به پایان برسانم بر خود لازم می‌دانم از زحمات و تلاش‌های تمامی کسانی که در انجام این پژوهش مرا یاری نموده‌اند، سپاسگزاری نمایم.

از استاد بزرگوار و ارجمندم جناب آقای ***دکتر علی دهقانی*** که با راهنمایی‌های کار ساز و سازندهٔ خویش م سیر پرپیچ وخم این پژوهش را برای اینجانب هموار نموده‌اند، تشکر نمایم.

از اساتید بزرگواری که در رسیدن به جایگاه فعلی، صبورانه و دلسوزانه به پرورش اینجانب همّت گمارده‌اند.

از دوستان و همکلاسی‌های عزیزم که در طول دوران تحصیل همراه من بوده‌اند.

تعهدنامه

اینجانب **عبّا سعلی خلیل‌نژادی** دانشجوی دورهٔ کارشناسی ارشد **برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی** دانشکدهٔ مهندسی صنایع و مدیریت دانشگاه صنعتی شاهرود نویسندهٔ پایان‌نامهٔ **بررسی تأثیر تسهیلات و سپرده‌های بانکی بر نرخ بیکاری در استان‌های ایران (طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۵)** تحت راهنمایی **دکتر علی دهقانی** متعهد می‌شوم:

- تحقیقات در این پایان‌نامه توسط اینجانب انجام شده‌است و از صحّت و اصالت برخوردار است.
- در استفاده از نتایج پژوهش‌های محققان دیگر به مرجع مورد استفاده استناد شده‌است.
- مطالب مندرج در پایان‌نامه تاکنون توسط خود یا فرد دیگری برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی در هیچ جا ارائه نشده است.
- کلیهٔ حقوق معنوی این اثر متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می‌باشد و مقالات مستخرج با نام « دانشگاه صنعتی شاهرود» و یا « Shahrood University of Technology» به چاپ خواهد رسید.
- حقوق معنوی نام افراد که در به‌دست آوردن نتایج اصلی پایان‌نامه تأثیرگذار بوده‌اند در مقالات مستخرج از پایان‌نامه رعایت می‌گردد.
- در کلیهٔ مراحل انجام این پایان‌نامه، در مواردی‌که از موجود زنده (یا بافتهای آنها) استفاده شده است، ضوابط و اصول اخلاقی رعایت شده‌است.
- **در کلیهٔ مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی‌که به حوزهٔ اطلاعات شخصی افراد دسترسی یافته یا استفاده شده است اصل رازداری، ضوابط و اصول اخلاقی انسانی رعایت شده است.**

تاریخ

امضاء دانشجو

مالکیت نتایج و حق نشر
کلیهٔ حقوق معنوی این اثر و محصولات آن (مقالات مستخرج، کتاب، برنامه‌های رایانه‌ای، نرم‌افزارها و تجهیزات ساخته‌شده) متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می‌باشد. این مطلب باید به نحو مقتضی در تولیدات علمی مربوطه ذکر شود.

چکیده

بی‌تردید مهم‌ترین عامل کاهش بیکاری، ایجاد تقاضا برای نیروی کار جدید از راه سرمایه‌گذاری مولد و اشتغال‌زا و ایجاد فرصت‌های شغلی جدید است. افزایش حجم اعتبارات بخش بانکی باعث افزایش سرمایه‌گذاری و هزینه‌های مصرفی می‌شود و از طرفی تغییر در سرمایه‌گذاری و هزینه‌های مصرفی، نرخ اشتغال را افزایش خواهد داد. با توجّه به اهمّیت معضل بیکاری، این پژوهش به بررسی تأثیر نسبت تسهیلات به سپرده‌های بانکی بر بیکاری در استان‌های ایران طی دورهٔ ۱۳۹۵-۱۳۸۵ پرداخته است. علاوه بر تسهیلات و سپرده‌های بانکی، اثر سایر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تورم، موجودی سرمایه و تولیدات استانی نیز مورد بررسی قرارگرفته است. مدل اقتصاد سنجی با رویکرد داده‌های تابلویی و با استفاده از نرم افزار Eviews تخمین زده شده است. اطلاعات مربوط به متغیرهای نرخ بیکاری، حجم سپرده‌ها و تسهیلات بانکی از بانک مرکزی ج.ا. ایران اخذ شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که متغیرهای نسبت تسهیلات به سپرده، سرمایه و تولیدات استانی رابطهٔ مثبت و معنی‌دار با بیکاری دارند و رابطهٔ بین تورم و بیکاری منفی و معنی‌دار است. بر این اساس می‌توان گفت که یک درصد افزایش(کاهش) در متغیر نسبت تسهیلات به سپردهٔ منجر به ۲/۳۳۵ درصد افزایش(کاهش) در نرخ بیکاری شده است. براساس نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود در پرداخت تسهیلات رویکرد شناسایی توانمندی‌های فردی و حرفه‌ای متقاضیان، شفافیت اطلاعاتی، تقویت سایر بازارهای مالی، روان‌سازی مقررات تأمین مالی بنگاهها و راه‌کارهایی جهت محدود کردن بنگاههای نامولد و حمایت از بنگاه های مولد مدنظر قرارگیرد.

واژگان کلیدی: بیکاری، سپرده‌های بانکها، تسهیلات بانک‌ها، موجودی سرمایه، تولید، تورم، اقتصادسنجی داده‌های تابلویی(پانل دیتا)

فهرست مطالب

فصل اوّل ۱

کلیات تحقیق ۱

۱-۱- مقدمه ۲

۱-۲- طرح تحقیق و بیان مسئله ۴

۱-۳- ضرورت تحقیق ۴

۱-۴- اهداف و فرضیات اساسی انجام تحقیق ۵

۱-۴-۱- هدف اصلی ۵

۱-۴-۲- اهداف فرعی ۵

۱-۴-۳-فرضیهٔ اصلی ۵

۱-۴-۴- فرضیات فرعی ۵

۱-۵- نوآوری، ارزش و اهمیت تحقیق ۶

۱-۶- روش تحقیق ۶

۱-۷-خلاصهٔ فصل‌ها ۷

فصل دوم ۹

معرفی متغیّرها و ادبیات تحقیق ۹

۲-۱- مقدمه ۱۰

۲-۲- متغیرهای پژوهش ۱۰

۲-۲- ۱- بیکاری ۱۰

۲-۲- ۲- سپرده‌های بانکی ۱۱

۲-۲- ۳-تسهیلات بانکی ۱۱

۲-۲- ۴- موجودی سرمایه ۱۲

۲-۲- ۵-تولید ۱۲

۲-۲-۶- تورم ۱۲

۲-۳- پیشینهٔ تحقیق ۱۳

۲-۳-۱- مبانی نظری ۱۳
۲-۳-۲- مرور پیشینه تحقیق ۲۳
۲-۳-۲-۱- مرور پیشینهٔ داخلی ۲۳
۲-۳-۲-۲- مرور پیشینهٔ خارجی ۲۶
فصل سوم ۳۳
روش‌شناسی تحقیق ۳۳
۳- مقدمه ۳۴
۳-۲- مدل اقتصادسنجی ۳۴
۳-۳- آزمون وابستگی مقطعی ۳۴
۳-۴- آزمونهای استقلال مقطعی ۳۶
✓ آزمون فریدمن: ۳۶
✓ بروش پاگان : ۳۶
✓ روش امان الله(۲۰۰۴): ۳۶
۳-۵-آزمون ریشه واحد: ۳۷
۳-۶- برآورد ضرایب هم‌انباشتگی: ۳۸
۳-۷-آزمون اف لیمر ۳۹
۳-۸-آزمون هاسمن ۴۰
فصل چهارم ۴۳
معرفی مدل و تفسیر نتایج ۴۳
۴-۱-مقدمه ۴۴
۴-۲- معرفی متغیّرهای مدل ۴۴
۴-۳- الگوی مورد برآورد ۴۵
۴-۴ - آمار توصیفی متغیّرهای تحقیق ۴۶
۴-۴-۱-روند سری زمانی متغیّرهای مورد مطالعه ۴۷
۴-۴-۱-۱- بیکاری ۴۷

۴-۴-۱-۲- سپرده ۴۹
۴-۴-۱-۳- تسهیلات ۵۱
۴-۴-۱-۴- موجودی سرمایه ۵۲
✓ مروری بر برخی از روش‌های برآورد موجودی سرمایه ۵۳
۴-۴-۱-۵-تولید ۵۷
۴-۴-۱-۶- تورم ۵۹
۴-۵- آزمون ریشهٔ واحد (بررسی مانایی) ۶۰
۴-۵-۱-تحلیل آزمون ریشه واحد: ۶۱
۴-۶- آزمون هم‌انباشتگی (هم جمعی) ۶۱
۴-۷- آزمون وابستگی مقاطع ۶۱
۴-۷-۱-تحلیل آزمون وابستگی مقاطع: ۶۲
۴-۸ - تحلیل همبستگی بین متغیّرها ۶۲
۴-۹- برآورد مدل رگرسیونی و آزمون فرضیه ۶۳
۴-۹-۱- بررسی مدل تجمیعی یا تابلویی ۶۳
✓ آزمون اف لیمر(چاو) ۶۴
✓ آزمون هاسمن ۶۴
۴-۹-۲- برآورد مدل ۶۵
✓ تحلیل مدل رگرسیون: ۶۵
۴-۱۰- استحکام سنجی نتایج ۶۸
۴-۱۰-۱- نتایج استحکام سنجی مدل با تغییر دورهٔ زمانی پژوهش ۶۸
۴-۱۰-۲- نتایج استحکام سنجی مدل با داده‌های اصلی مدل بدون حالت لگاریتمی ۷۰
۴-۱۰-۳- نتایج استحکام سنجی مدل با اضافه کردن متغیّر بعد خانوار ۷۱
۴-۱۰-۴- نتایج استحکام سنجی مدل با اضافه کردن متغیّر بعد خانوار و شاخص قیمت مصرف کننده ۷۲

۴-۱۰-۵- نتایج استحکام سنجی مدل با اضافه کردن متغیّر نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌های بانکی ۷۳
فصل پنجم ۷۵
نتیجه‌گیری و تفسیر نتایج ۷۵
۵-۱- مقدمه ۷۶
۵-۲-جمع‌بندی پژوهش ۷۶
۵-۳- محدودیت‌های پژوهش ۸۰
۵-۴- پیشنهادات ۸۰
مراجع ۸۳
منابع و ماخذ ۸۴
منابع داخلی ۸۴
منابع خارجی ۸۶
پیوست‌ها ۹۱
پیوست ۱: آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش ۹۲
پیوست ۲: آزمون ریشه واحد متغیرها ۹۲
پیوست ۳: آزمون هم‌انباشتگی(هم جمعی) ۹۶
پیوست ۴: آزمون وابستگی مقاطع ۹۷
پیوست ۵: آزمون همبستگی بین متغیّرها ۹۷
پیوست ۶: آزمون F لیمر ۹۸
پیوست ۷: آزمون هاسمن ۹۹
پیوست ۹: نمودار نیکویی برازش ۱۰۰
پیوست ۱۰: آزمون f لیمر استحکام سنجی نتایج با کاهش دورهٔ زمانی ۱۰۰
پیوست ۱۱: آزمون هاسمن استحکام سنجی نتایج با کاهش دورهٔ زمانی ۱۰۰
پیوست ۱۲: نتایج آزمون اف-لیمر استحکام سنجی مدل با داده‌های اصلی مدل بدون حالت لگاریتمی ۱۰۱

پیوست ۱۳: نتایج آزمون هاسمن استحکام سنجی مدل با داده‌های اصلی مدل بدون حالت لگاریتمی ۱۰۲
پیوست ۱۴: آزمون اف‌لیمر استحکام‌سنجی نتایج با اضافه‌کردن متغیّر بعد خانوار ۱۰۳
پیوست ۱۵: آزمون هاسمن استحکام‌سنجی نتایج با اضافه‌کردن متغیّر بعد خانوار ۱۰۳
پیوست ۱۶: آزمون اف لیمر استحکام سنجی نتایج با اضافه کردن متغیّر بعد خانوار و متغیّر شاخص قیمت مصرف کننده ۱۰۴
پیوست ۱۷: آزمون هاسمن استحکام‌سنجی نتایج با اضافه‌کردن متغیّر بعد خانوار و متغیّر شاخص قیمت مصرف کننده ۱۰۵
پیوست۱۸: نتایج استحکام سنجی مدل با اضافه کردن متغیّر نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌های بانکی ۱۰۶

فصل اوّل

کلیات تحقیق

۱-۱- مقدمه

نرخ بالای بیکاری ایران و آیندهٔ مبهم بازار نیروی‌کار و عواقب نگران‌کنندهٔ اقتصادی و اجتماعی آن همواره از مباحث و دغدغه‌های اساسی کارشناسان اقتصادی، سیاسی و اجتماعی قرار گرفته است. از طرفی در سال‌های اخیر ناکارآمدی سیستم مالی کشور در حمایت صحیح از بخش واقعی اقتصاد، مورد توجّه و بحث کارشناسان مسائل اقتصادی، سیاسی و اجتماعی قرارگرفته است، چراکه نقش کلیدی نظام بانکی در ثبات و کارایی محیط اقتصادی، حفظ ثبات عمومی قیمتها، حمایت بخش تولید، ثبات رشد اقتصادی، توسعه و اشتغال غیرقابل انکار است. بازارهای پولی و مالی، منابع تأمین اعتبار فعالیت‌های مختلف اقتصادی هستند. تأمین مالی واحدهای تولیدی از منظر سرمایه‌درگردش و توسعهٔ فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های جدید یکی از مهم‌ترین مباحث در سیستم مالی و اقتصادی یک نظام اقتصادی، سیاسی و اجتماعی است. دریافت تسهیلات و انتقال منابع مالی بین اشخاص حقیقی و حقوقی و نهادها نقش بسزایی در تأمین مالی فعالیت‌های مختلف اقتصادی دارد. وام و تسهیلات بانک‌ها بطور مستقیم و غیرمستقیم بر ایجاد اشتغال واحدهای تولیدی و فرصت‌های شغلی جدید، تأثیرگذار است. جریان ورود وام و تسهیلات به فعالیت‌های تولیدی بصورت سرمایه‌درگردش در کوتاه‌مدت باعث افزایش نرخ اشتغال می‌شود، اما در بلندمدت که جریان اعتبارات تبدیل به سرمایه می‌شود، باعث ورود تکنولوژی‌های جدید و تغییر آن می‌شود. از بعد نظری، از جمله آثار مثبت بکارگیری صحیح و بهینهٔ جریان وام و اعتبار می‌تواند افزایش سرمایه‌گذاری، تولید، درآمد و اشتغال را به دنبال داشته‌باشد (طیبی. سیدکمیل و همکاران ۱۳۸۹). بدلیل بانک محور بودن بخش عمدهٔ بازارمالی ایران و عدم گسترش مناسب آن، نقش برجستهٔ نظام بانکی در تأمین و تجهیز منابع مالی، تشویق سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری بهینه، ثبات رشد اقتصادی و تسهیل آن بیشتر نمایان شده و در نتیجه از اهمیت بیشتری برخوردار است. وظیفهٔ اساسی نظام بانکی به عنوان یکی از اجزاء اساسی سیستم مالی، تجهیز منابع (سپرده[۱]) و تخصیص بهینهٔ (تسهیلات یا وام[۲]) آن در بخش واقعی اقتصاد جهت حمایت از مصرف، تولید، گسترش رفاه، توسعهٔ اقتصادی و اشتغال است.

کانال اعتباری یکی از کانال‌های انتقال پولی است که با استفاده از پرداخت تسهیلات توسط بخش بانکی به خانوارها و بنگاه‌ها مهم‌ترین عملکرد سیستم مالی را بوجود می‌آورد (هان.سی.کی[۳] ۲۰۰۹). مقدمهٔ عملیات مجرای اعتباری ارتباط نزدیکی با توسعهٔ سطح سیستم مالی دارد (گاتی و همکاران[۴] ۲۰۱۲). بانک‌ها که عناصر سیستم توسعه‌یافتهٔ مالی هستند، سرمایه‌گذاری و تولید بیشتر را

---

[۱] Deposit
[۲] Credit or Loan
[۳] Han, c. k.
[۴] Gatti, D.

توسط تأمین مالی ارزان و آسان فراهم می‌کنند(برنانکه و بلیندر[1] ۱۹۹۲ و پوجاتینا[2] ۲۰۰۸). افزایش حجم اعتبارات بخش بانکی باعث افزایش سرمایه‌گذاری و هزینه‌های مصرفی شده و نرخ اشتغال افزایش خواهدیافت (لیپسی[3] و همکاران، ۱۹۹۴). وام‌های مصرفی توسط بخش بانکی فراهم شده و باعث افزایش هزینه‌های مصرفی و تشویق بنگاه‌ها به تولید، سرمایه‌گذاری و اشتغال می شود (پاگانو و پیکا،[4] ۲۰۱۲). بانک‌ها با پرداخت تسهیلات، بخش واقعی اقتصاد را با ایجاد سرمایه‌گذاری، تولید، رشد اقتصادی و اشتغال، مخصوصاً در دوره‌های بحران، کمک می‌کنند. در این مورد، بین بخش واقعی اقتصاد و بخش مالی ارتباط مؤثری وجود دارد (کاستیلو[5] ۲۰۰۹). توسعهٔ سیاست‌های مالی، دسترسی به وام را افزایش داده، بنابراین عرضهٔ اعتبار بانک‌ها افزایش می‌یابد. افزایش عرضهٔ وام موجب افزایش سرمایه‌گذاری و هزینه‌های مصرفی بنگاه‌ها می‌شود و بنابراین کل تولید بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و فرصت‌های شغلی جدید بوجود می‌آید (میشکین[6] ۱۹۹۶) . از طرف دیگر، افزایش اعتبارات خرد استفاده‌شده در بنگاه‌های با اندازهٔ کوچک، بیکاری را کاهش (آرمنداریز و یوناتان[7] ۲۰۰۵) و کارایی و حجم تجارت بنگاه‌های کوچک را افزایش می‌دهد (رابینسون[8] ۲۰۰۱). افزایش بیکاری زمانی که بخش بانکی بصورت کارآمد عمل نکرده‌است، مشاهده شده است (وا سمر و ویل[9] ۲۰۰۴). به عنوان نمونه، میزان بالای بیکاری سال ۲۰۰۲ روسیه، ناشی از بحران مالی سال ۱۹۹۸ بوده‌است و متعاقب آن حجم اعتبارات محدود شده‌است (لاکستوتین[10] و همکاران، ۲۰۱۱). از طرفی منابع تأمین مالی تسهیلات و ایجاد کانال اعتباری، سپرده‌گذاری مردم نزد بانک‌هاست. حضور و نقش بانک‌ها در رشد و توسعهٔ اقتصادها در طول تاریخ بتدریج رخ داده است و این نقش به‌دلیل نوع مدیریتی که برای جذب منابع سپرده‌گذاران و تخصیص آن جهت تأمین مالی بنگاه‌ها و سودآوری داشته‌اند، اهمیت یافته است. گسترش علم اقتصاد و صنعت بانکداری، اقتصاددانان و سیاستگذاران را به این مطلب مهم رهنمون داشت که مدیریت منابع در هر اقتصادی باید به گونه‌ای باشد که منجر به رشد سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال شود (حسین‌زاده، هدایت ۱۳۹۵).

---

[1] Bernanke & Blinder
[2] Pojatina
[3] Lipsey, R.G.
[4] Pagano & Pica
[5] Castillo, P.J.
[6] Mishkin
[7] Armendariz & Jonathan
[8] Robinson
[9] Wasmer & weil
[10] Lakstutiene

۱-۲- طرح تحقیق و بیان مسئله

صنعت بانکداری به عنوان واسطهٔ مالی و یکی از اجزاء تأثیرگذار در اقتصاد از طریق تجهیز منابع مالی(سپرده) و تخصیص(تسهیلات) مناسب آن می‌تواند نقش بسزایی در ایجاد سرمایه‌گذاری مولد و اشتغال پایدار داشته باشد، از طرفی کاهش نرخ بیکاری به عنوان یکی از عامل‌های تعیین کننده در دست‌یابی به رشد اقتصادی پایدار اهمیت خاصی دارد. بی‌تردید مهم‌ترین عامل کاهش بیکاری، ایجاد تقاضا برای نیروی کار جدید از راه سرمایه‌گذاری مولد و اشتغال‌زا و ایجاد فرصت‌های شغلی جدید است. افزایش حجم اعتبارات بخش بانکی باعث افزایش سرمایه‌گذاری و هزینه‌های مصرفی می‌شود و از طرفی تغییر در سرمایه‌گذاری و هزینه‌های مصرفی نرخ اشتغال را افزایش خواهد داد. ایزمت گوکر(۲۰۱۳) در پژوهش خود با عنوان رابطهٔ بین تسهیلات بانکی و نرخ بیکاری در ۱۴ کشورمنتخب اتحادیهٔ اروپا بیان می‌کند که سپرده مهم‌ترین منبع تأمین مالی بانک‌ها در نظرگرفته می‌شود که نقش اساسی در عملیات مالی بانکداری به عهده دارد برای این منظور در این مطالعه با توجّه به اهمیت موضوع، به بررسی تأثیر سپرده‌ها و تسهیلات بخش بانکی بر بیکاری در استانهای ایران در دورهٔ ۱۳۹۵-۱۳۸۵ پرداخته‌ایم.

۱-۳- ضرورت تحقیق

در اهمیت پژوهش حاضر می‌توان گفت که بیکاری، تورم، نقصان تولید و سرمایه‌گذاری از مشکلات اساسی اقتصاد ایران است. علیرغم تلاشها و تحقیقات بسیار زیاد انجام شده در این حوزه، مشکلات فوق در اقتصاد ایران به قوّت خود باقی است و در طی زمان دارای فراز و فرودهایی است که بر اساس داده‌های گردآوری شده، نوسان متغیّرهای مذکور را می‌توان مشاهده کرد. در سالهای اخیر مشکلات سیستم مالی ایران و بطور مشخص سیستم بانکی با اتخاذ سیاستهای خود موجب شده است بخش عظیمی از منابع مالی بخشهای مختلف جامعه در آنجا متمرکز شده و منشأ آثار اقتصادی متفاوتی در ایران شده است. بحرانهای متفاوتی از جمله ورشکستگی بانک‌ها و مؤسسات مالی خصوصی، عدم هدایت صحیح منابع مالی به صورت تسهیلات در بخش تولید و سرمایه‌گذاری به دلیل شرایط نامطمئن، منجر به عدم کارایی سیاستهای پولی و مالی دولت در درمان اقتصاد ایران شود. شاهد مثال آنکه در سالهای ۹۵-۱۳۹۴ با توجّه به رشد سپرده‌های بخش بانکی استان تهران از ۶/۱۶۶ به ۷/۴۹۳ هزارمیلیاردریال شاهد افزایش نرخ بیکاری از ۸/۱ به ۱۱/۶ هستیم و حال آنکه در سالهای ۸۶-۱۳۸۵ با رشد سپرده‌ها از ۷۴۰ به ۹۶۹ هزارمیلیاردریال شاهد کاهش نرخ بیکاری از ۱۳ درصد به ۱۱/۳ درصد بوده‌ایم. در استان آذربایجان شرقی حجم سپرده‌های بانکی در سالهای ۹۶-۱۳۹۴به ترتیب ۲۶۹، ۳۱۴ و ۴۴۶ هزارمیلیاردریال و همچنین نرخ بیکاری به ترتیب ۷/۳، ۱۰/۸ و ۱۰/۷ بوده

[1] Ismet Gocer

است. همچنین در استان سمنان در سالهای ۸۷-۱۳۸۵ رشد سپرده‌های بخش بانکی به ترتیب ۹/۳۳۶، ۱۲/۰۵۵،۱۲/۱۹۱ میلیارد ریال بوده و نرخ بیکاری نیز ۱۱/۷، ۸/۸ و ۹/۵ درصد بوده است و علیرغم افزایش سپرده‌های بخش بانکی و به تبع آن افزایش تسهیلات بانک‌ها، شاهد نوسان در نرخ بیکاری و اشتغال هستیم. بخش بانکداری با تخصیص منابع در جهت سرمایه‌گذاری و تولید، بخصوص در دوران بحرانهای مالی[1] اقتصادی، از رشداقتصادی و اشتغال حمایت می‌کند، لذا ارتباط مؤثر بین بخش واقعی اقتصاد و بخش مالی وجود دارد (کاستیلو.پی.جی ۲۰۰۹[2]). بررسی و تعیین نوع رابطهٔ بین حجم تسهیلات و سپرده‌های بانکی و متغیّرهای مذکور با بیکاری می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا منابع مالی جامعه را به گونه‌ای هدایت کنند تا با سرمایه‌گذاری کارا و مؤثر در بخشهای مختلف تولیدی منجر به کاهش نرخ بیکاری و همچنین تخصیص بهینهٔ منابع مالی سیستم بانکی به هر دو بخش عرضه و تقاضا، به ایجاد تعادل کمک کند.

۱-۴- اهداف و فرضیات اساسی انجام تحقیق

با توجّه به ضرورت بررسی رابطهٔ بین تسهیلات و سپرده‌های بانکی با بیکاری بعنوان بخش‌های مهم و تأثیرگذار سیستم مالی هر اقتصادی، اهداف و فرضیات اساسی مطالعهٔ اخیر بشرح ذیل مورد پژوهش قرار می‌گیرد:

۱-۴-۱- هدف اصلی

بررسی تأثیرتسهیلات و سپرده‌های بانکی بر نرخ بیکاری در استان‌های ایران

۱-۴-۲- اهداف فرعی

۱-بررسی تأثیر موجودی سرمایه بر نرخ بیکاری در استان‌های ایران

۲-بررسی تأثیرتولید بر نرخ بیکاری در استان‌های ایران

۳- بررسی تأثیر نرخ تورم بر بیکاری در استان‌های ایران

۱-۴-۳-فرضیهٔ اصلی

با افزایش تسهیلات و سپرده‌های بانکی نرخ بیکاری در استان‌های ایران کاهش می‌یابد.

۱-۴-۴- فرضیات فرعی

۱-با افزایش سرمایه‌گذاری، نرخ بیکاری در استان‌های ایران کاهش می‌یابد.

۲- با افزایش تولید، نرخ بیکاری در استان‌های ایران کاهش می‌یابد.

---

[1] Financial Crisis

[2] Castillo. P.J

۳- با افزایش نرخ تورم، نرخ بیکاری در استان‌های ایران کاهش می‌یابد.

۱-۵- نوآوری، ارزش و اهمیت تحقیق

بیکاری یکی از معضلات اساسی اقتصاد هر جامعه‌ای است و در زمان بحران‌های اقتصادی یکی از عواملی است که نمی‌توان ازاثرگذاری آن بر جوامع چشم‌پوشی کرد. از طرفی شناسایی پارامترهای تأثیرگذار و میزان تأثیرگذاری آنها بر بیکاری با انجام مطالعات دقیق و جزئی و با ابزارهای علمی ضرورتی را بوجود می‌آورد که تحقیق و پژوهش در این زمینه را برجسته‌تر می‌کند. تأمین مالی واحدهای تولیدی از مهمترین مباحث مدیریت یک نظام است که به لحاظ اهمیت آن، مدیریتی بنام مدیریت مالی در مباحث نظری و عملی مطرح می‌شود. تأمین اعتبار فعالیتهای اقتصادی از یک شخص به شخص دیگر و ازیک نهاد به نهاد دیگر نقش اساسی در چرخهٔ اقتصاد دارد. اعتبارات و تسهیلات به جریان سرمایه‌گذاری و تأمین مالی بنگاهها و اشخاص کمک می‌نماید و در صورت مدیریت صحیح و بهینه منجر به بروز آثار مثبت و در صورت عدم مدیریت صحیح موجب بروز آثار منفی در اقتصاد هر جامعه‌ای می‌شود. یکی از مهم‌ترین منابع تأمین مالی تسهیلات، سپرده‌های مردم نزد بانک‌هاست. گرچه مطالعات پیشین به بررسی این رابطه پرداخته‌اند اما از آنجائیکه پژوهش‌های صورت گرفته عمدتاً بصورت کشوری و یا بصورت استان‌های منتخب بوده است لذا در این پژوهش تمامی استانهای ایران مورد پژوهش قرار گرفته‌اند.

۱-۶- روش تحقیق

اساس کار این پایان‌نامه بر مبنای رویکرد اقتصادسنجی پانل‌دیتا می‌باشد. در این بخش ابتدا آزمون ریشهٔ واحد[1] انجام شده و سپس با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی به بررسی تأثیر این متغیّرها بر بیکاری پرداخته شده است. براین اساس تصریح مدل اولیهٔ اقتصادسنجی پانل‌دیتا بصورت زیر میباشد.

$$UN = f(DEP.LOAN.P.INF.CS)$$

و همچنین شکل تابعی آن با فرم داده‌های ترکیبی به صورت:

$$UN_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 DEP_{it} + \beta_2 LOAN_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 P_{it} + \beta_5 CS_{it} + \varepsilon_{it}$$

است که در آن $i = 1.2.\ldots.31$ نشان دهندهٔ مقاطع (استانهای ایران) و $t =$ ۱۳۸۵.۱۳۹۰.....۱۳۹۵ نشان‌دهندهٔ طول دورهٔ بررسی می‌باشد. همچنین α_{it} عرض از مبدأ، ε_{it} جزءخطا و $\beta_1 \ldots . \beta_5$ بترتیب ضرایب سپرده های بانکی، تسهیلات بانکی، تورم، تولید و موجودی‌سرمایه است.

[1] Unit Root Test

درمدل تابعی فوق UN نمایندهٔ نرخ بیکاری[1] DEP نمایندهٔ سپرده‌های بانکی[2] $LOAN$ نماد تسهیلات بانکی[3] INF نماد تورم[4] Pنماد تولید[5] CS نمایندهٔ موجودی سرمایه[6]است.

۱-۷-خلاصهٔ فصل‌ها

پژوهش حاضر در ۵ فصل به شرح ذیل تدوین شده است:

فصل اول، کلیات تحقیق از جمله طرح تحقیق، ضرورت انجام تحقیق، نوآوری و اهمیت تحقیق و همچنین روش تحقیق و چگونگی انجام آن بیان شده است.

فصل دوم به بیان مطالبی در مورد بیکاری، سپرده‌ها و تسهیلات بانکی، تولید، تورم و موجودی سرمایه در ایران پرداخته و در ادامه به مبانی نظری پژوهش و مرور ادبیات در زمینهٔ پژوهش حاضر پرداخته است.

در فصل سوم، روش تحقیق مطرح شده و روش مورد استفاده و چرایی و چگونگی بکارگیری آزمون‌های بکاررفته در برآورد مدل بطور کامل تشریح شده است.

در فصل چهارم به معرفی مدل و تفسیر نتایج حاصل از آزمون‌های مورد استفاده‌ای می‌پردازد که به منظور برآورد مدل و دستیابی به هدف این پژوهش (بررسی رابطهٔ بین تسهیلات و سپرده‌های بانکی بر بیکاری در ایران) مورد استفاده قرار گرفته است.

در فصل پنجم نتایج تخمین مدل بیان و تفسیر شده است، همچنین پیشنهاداتی جهت پیشبرد در موفقیت مطالعات آتی در این حوزه ارائه شده است.

---

[1] UN (Unemployment)
[2] DEP (Banking Deposits)
[3] LOAN (Banking Loans)
[4] INF (Inflation Rate)
[5] P (Production)
[6] CS (Capital Stock)

فصل دوم

معرفی متغیّرها و ادبیات تحقیق

۲-۱- مقدمه

در این پژوهش تلاش می‌شود با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی پانل‌دیتا به بررسی رابطهٔ بین تسهیلات و سپرده‌های بانکی بر بیکاری در استان‌های ایران طی دورهٔ ۹۵-۱۳۸۵ پرداخته‌شود و در ادامه بطور مختصر در مورد عناصر و متغیّرهای کلیدی این پژوهش توضیحاتی ارائه می‌شود.

۲-۲- متغیرهای پژوهش

در این بخش به معرفی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش پرداخته می شود.

۲-۲- ۱- بیکاری

بیکاری یکی از متغیّرهای مهم اقتصادی-اجتماعی هر جامعه‌ای است و این متغیّر در کشورهای در حال توسعه و بویژه در ایران نیز متغیّر اثرگذاری در بین افراد، نهادها و سیاستگذاران است.کاهش نرخ بیکاری اثر مثبت بر سایر متغیّرهای کلان اقتصادی دارد. بیکاری عبارتست از حالتی که در آن فرد به کار کردن متمایل است اما موفق به یافتن شغلی نمی‌شود و انواع مختلفی از بیکاری وجود دارد از جمله: بیکاری فصلی[۱] اصطکاکی[۲] ساختاری[۳] آشکار[۴] پنهان[۵](شاه آبادی و همکاران، ۱۳۹۵).

بیکاری به دلایل فراوان اقتصادی-اجتماعی و سیاسی برای دولتمردان و سیاستگذاران اقتصادی حائز اهمیت است که برخی از آنها با توجّه به پژوهش‌های موجود عبارتند از:

الف) آثار نامطلوب هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی نرخ بالای بیکاری بر ساختار اقتصاد جوامع (پیاچواد[۶] ۱۹۹۷).

ب) بی‌ثباتی محیط کسب وکار و تولید در پی بیکاری، کاهش تقاضای ناشی از درآمد پایین و محدود شدن سرمایه‌گذاری خصوصی.

پ) فقر و بدهی ناشی از ناامنی مالی بیکاران و به تبع آن ارتباط مستقیم بین انواع خاصی از فعالیت‌های مجرمانه(جاهودا[۷] ۱۹۸۲، رافائل و وینترابمر[۸] ۲۰۰۱ و لین[۹] ۲۰۰۸)

---

[۱] زمانی که در دوره‌ای خاص و به علت‌های مشخص تقاضا برای یک شغل کاهش می‌یابد، بیکاری فصلی رخ می‌دهد.

[۲] مدت زمان بیکاری یک فرد در دورهٔ از دست دادن شغل تا یافتن شغل جدید.

[۳] با تغییر ساختار اقتصاد اتفاق می‌افتد.

[۴] بیکاری آشکار عبارتست از اینکه فرد توانایی و تمایل به کارکردن دارد اما فرصت شغلی پیدا نمی‌کند.

[۵] عبارتست از حالتی که فرد شغل دارد اما متناسب با تخصص فرد نیست و بهره‌وری آن بسیار پایین است.

[۶] Piachaud

[۷] Jahoda

[۸] Raphael and Winterebmer

[۹] Lin

از اینرو بیکاری یکی از دلایل مستقیم و غیرمستقیم مشکلات اجتماعی و اقتصادی است که بی‌ثباتی سیاسی نیز از آن منتج می شود و بی‌ثباتی سیاسی نیز خود عامل افزایش نرخ بیکاری است(فورستاتر[1] ۲۰۰۱).

۲-۲- ۲- سپرده‌های بانکی

سپرده از اساسی‌ترین منابع بانک‌ها است و بدون آن موجودیت بانک‌ها قابل توجیه نیست، زیرا سرمایه بانک‌ها در مقابل سپرده‌های آنها رقم اندکی است و اعطای تسهیلات که اصلی‌ترین راه کسب درآمد بانک‌هاست، از محل تجهیز منابع یا همان سپرده‌ها صورت می‌گیرد. باید توجّه داشت که سپرده‌ها به عنوان ابزار سودآوری بانکها تلقی شده و از طریق تخصیص این منابع (تسهیلات) به بخش‌های مختلف اقتصادی نقشی اساسی در اقتصاد کشور ایفا می‌کنند، جذب سپرده‌ها برای بانکها هزینه‌هایی از جمله سود پرداختی به سپرده‌گذاران، هزینه‌های انسانی و ... دارند که اگر از این منابع بدرستی استفاده نشود علاوه بر کاهش سودآوری و حتی زیان برای بانک‌ها، کارایی اقتصادی خود را نیز از دست خواهند داد.(مبانی بانکداری داخلی۱ بانک ملی ۱۳۸۵).

سپرده‌ها انواع مختلفی دارند که شامل سپرده‌های قرض الحسنه(جاری و پس‌انداز) و سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار(کوتاه مدت و بلندمدت) هستند و در این پژوهش مجموع سپرده‌های سیستم بانکی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده و مورد استفاده قرارگرفته است.

۲-۲- ۳-تسهیلات بانکی

بخش مهمی از عملیات هر بانکی، اعطای تسهیلات یا همان تخصیص منابع است و این بخش از فعالیت‌های بانکی از نظر اقتصادی اهمیت بسزایی دارد، در واقع رشد و توسعه بدون رشد کمی عامل سرمایه به عنوان یکی از محرک‌های اساسی بخش تولید امکان‌پذیر نیست و بدلیل اینکه تأمین مالی برای بسیاری از واحدهای تولیدی و اشخاص جهت تولید به دلایل مختلف مقدور نیست، ناگزیر هستند با توسل به ابزارهای مختلف اقدام به تأمین مالی بنگاه تولیدی خود نمایند و با توجّه به اینکه در ایران و بسیاری از کشورهای دنیا بانک‌ها به عنوان یکی از ارکان نظام مالی و تأمین مالی محسوب می‌شوند، نقش تأمین مالی بنگاه‌ها از طریق سیستم بانکی (تسهیلات) پررنگ‌تر شده و موجبات انتقال منابع را از اشخاصی که مستقیماً مایل و یا قادر به مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی نمی‌باشند، فراهم می‌سازد. افزایش سرمایه‌گذاری از طریق تسهیلات موجب رشد تولید و افزایش اشتغال در جامعه می‌شود(مبانی بانکداری داخلی ۲ بانک ملی ایران).

---

[1] Forstater

۲-۲- ۴- موجودی سرمایه

سرمایه را به عنوان ارزش بازاری هر چیز تحت مالکیت شهروندان و دولت یک کشور در یک لحظهٔ زمانی خاص تعریف می‌شود، به شرط آنکه بتواند در بازار مبادله شود که مشتمل بر جمع کل دارائی های غیر مالی (زمین، ساختمان ها، موجودی کالاهای تجاری، سایر ساختمان‌ها، ماشین‌آلات، حق ثبت اختراع سایر دارائی‌های حرفه‌ای هستند که مستقیماً در مالکیت هستند) و دارائی‌های مالی (حساب‌های بانکی، صندوق‌های مشاع، اوراق قرضه، سهام، سرمایه‌گذاریهای مالی از همه نوع، اوراق بیمه، صندوق‌های بازنشستگی و غیره) منهای کل مقدار تعهدات (بدهی) مالی است. اگر تنها به دارایی‌ها و بدهی‌های افراد خصوصی نگاه کنیم، نتیجه عبارتست از ثروت خصوصی یا سرمایهٔ خصوصی و اگر دارایی‌ها و بدهی‌های نگهداری شده توسط دولت و سایر موسسات دولتی(مانند شهرداری‌ها، موسسات بیمهٔ اجتماعی و غیره) را در نظر بگیریم نتیجه ثروت عمومی یا سرمایه عمومی است.

سرمایه یک متغیّر انباره[1]است و با کل ثروت در یک لحظهٔ زمانی خاص تطابق دارد. این انباره از ثروت تخصیص یافته یا انباشتهٔ ترکیب شده در همهٔ سال‌های قبل به دست می‌آید.(توماس پیکتی ۱۳۹۳)

۲-۲- ۵-تولید

متغیّری که عملکرد کلی اقتصاد را معمولاً با آن معرفی می‌کنند، تولید ناخالص داخلی است. طبق تعریف، تولید ناخالص داخلی (GDP) ارزش کل تولیدات کالاها و خدمات نهایی است که در یک بازهٔ زمانی معین به عنوان مثال در طول یک دورهٔ مالی یا یکسال در یک کشور تولید می‌شود و با واحد پول جاری آن کشور اندازه‌گیری می‌شود. منظور از کالاها و خدمات نهایی، کالاها و خدماتی است که در آخرین مرحلهٔ زنجیرهٔ تولید قرار دارد و خریداران، آن را برای استفاده در تولید کالاها و خدمات دیگر(جهت عرضه در بازار) خریداری نمی‌کنند.(مسعود نیلی ۱۳۸۶)

۲-۲-۶- تورم

شاخص قیمت مصرف‌کننده(CPI) یا خرده‌فروشی، شاخصی کاربردی در اقتصاد است و این شاخص دربرگیرندهٔ تمامی کالاهایی است که یک خانوار درسبد مصرفی خود قرار داده است. تغییرات این شاخص با توجه به تحت تأثیر قراردادن سبد مصرفی خانوار، رفاه آنها را دچار تغییر می‌کند. در ادبیات اقتصادی شاخص قیمت مصرف‌کننده را بعنوان نرخ تورم تعریف می‌کنند و تورم در واقع "رشد سطح عمومی قیمت‌ها" را اندازه‌گیری می‌کند. البته شاخص‌های

[1] Stock

دیگری را نیز بعنوان نرخ تورم یاد می‌کنند از جمله شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی و با توجه به وضعیت و موقعیت یکی از این دو شاخص را استفاده می کنند.(مسعود نیلی ۱۳۸۶)

۲-۳- پیشینهٔ تحقیق

در این بخش مطالعات و پژوهش‌های صورت گرفته در مورد موضوع مورد پژوهش و روابط بین متغیّرهای آن جهت تبیین مبانی نظری، روش‌های بکارگرفته شده، تحلیل‌های اقتصادی و همچنین آشنایی با تحقیقات سایر پژوهشگران صورت گرفته که در دو بخش مبانی نظری و مرورپیشینه(پیشینهٔ داخلی و خارجی) ارائه می‌شود.

۲-۳-۱- مبانی نظری

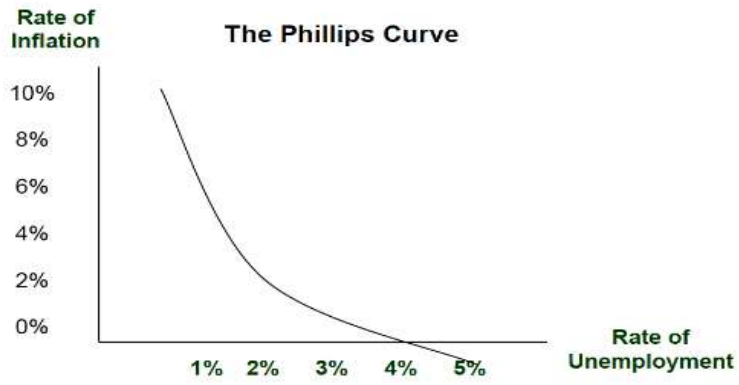
یکی از عوامل مهم در بحث اشتغال، سرمایه‌گذاری است. رابطهٔ بین اشتغال و سرمایه‌گذاری، رابطه‌ای مستقیم است، بطوریکه با افزایش حجم سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه، بعنوان یکی از نهاده‌های تولید انتظار داریم گسترش فعالیتهای بنگاه‌های تولیدی را شاهد با شیم. در نتیجه بکارگیری نیروی کار بیشتر در اثر افزایش در حجم موجودی سرمایه است. این موضوع به معنی افزایش سطح اشتغال و نیروی کار فعال در اقتصاد کشور، در نتیجه افزایش سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی بیشتر ا ست. در اکثر مطالعات برر سی شده در ادبیات پژوهش، نقش پس‌انداز و ت سهیلات بانکی به عنوان منبع تأمین مالی و سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در جهت بهبود شرایط سرمایه‌گذاری و تولید و به تبع آن ایجاد اشتغال مورد تأکید قرارگرفته است. (قائمی اصل و همکاران، ۱۳۹۶)

در ادبیات اقتصاد کلان برای بیان رابطهٔ بین نرخ تورم و بیکاری از منحنی فیلیپس استفاده می‌شود. این منحنی در سال ۱۹۵۸ توسط فیلیپس، اقتصاددان بریتانیایی معرفی شد و رابطهٔ منفی بین نرخ تورم و نرخ بیکاری را نشان می‌دهد.

این منحنی ویژگی‌هایی دارد که عبارتند از :

- ✓ شیب منفی: شیب منفی در این منحنی نشان‌دهندهٔ رابطهٔ معکوس نرخ بیکاری و نرخ تورم است و نرخ بیکاری پایین‌تر مستلزم نرخ تورم بالاتر است. منفی بودن شیب منحنی فیلیپس بیانگر مفهوم جریان مبادله‌ای است که بیان می‌کند، برای رسیدن به نرخ تورم پایین‌تر، ناگزیر به پذیرش افزایش در نرخ بیکاری هستیم.
- ✓ منحنی، محور افقی را قطع می‌کند: قطع محور افقی یا محور نرخ بیکاری توسط منحنی بیانگر این مطلب ا ست که در نرخ بیکاری طبیعی، تورم صفر ا ست. همچنین در نرخ‌های بالای بیکاری، قیمتها کاهش یافته و یا تورم منفی وجود دارد و در سطوح پایین نرخ بیکاری، قیمتها افزای شی بوده و تورم وجود دارد، هر اندازه تورم بی شتر با شد، نرخ بیکاری کمتر است.

نمودار۲-۱- منحنی فیلیپس



نقش و اهمیت رشد اقتصادی و تأثیر آن بر هر اقتصادی دارای اهمیت فراوانی است. تحلیل‌های اقتصادی دربارهٔ ارتباط بین این دو متغیر با استفاده از یک قانون تجربی به نام اوکان[۱] انجام می شود. اوکان در سال ۱۹۶۲ با استفاده از پژوهش‌های خود به تبیین این رابطهٔ تجربی پرداخت. این قانون در حال حاضر یکی از مفاهیم مهم در تئوری و در بحث تجربهٔ اقتصاد کلان است (هاریس و سیلورستون،[۲] ۲۰۰۱) . این قانون از دیدگاه نظری، رابطهٔ منحنی عرضهٔ کل و منحنی فیلیپس را بیان نموده و از نظر تجربی ضریب پیش‌بینی و سیاستگذاری است (بلیندر،[۳] ۱۹۹۷). بطور کلی این قانون بیانگر رابطهٔ تبادلی میان شکاف تولید و شکاف بیکاری است. بطور کلی این قانون بیان می‌کند که بازای هریک درصد کاهش(افزایش) نرخ بیکاری، تولید واقعی تقریباً سه درصد قابل افزایش(کاهش) است (اوکان ،۱۹۶۲).

مبانی نظری رابطهٔ بین اشتغال و پس‌انداز و تسهیلات بانکی را با بررسی ادبیات پژوهشی موجود در اقتصاد کلان مورد بررسی قرار می‌دهیم:

برای تشریح رابطهٔ بین بیکاری و سرمایه‌گذاری باید عوامل تاثیرگزار بر سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دهیم. در ادبیات اقتصاد کلان عوامل اصلی در رشد سرمایه‌گذاری عبارتند از: نرخ بهرهٔ واقعی (فلپس،[۴] ۱۹۹۴)، سود مورد انتظار و ارزش واقعی دارایی‌های بنگاه(توبین،[۵] ۱۹۶۹، زوئگا،[۶] ۲۰۱۰). عامل اصلی دیگر مقدار پس‌اندازهاست، هم پس‌اندازهای بخش

[۱] Okun's Law
[۲] Harris & Silverstone
[۳] Blinder
[۴] Phelps
[۵] Tobin
[۶] Zoega

عمومی[1] و هم خصوصی[2] بر اساس مدل‌های مصرف چرخهٔ زندگی[3] مودیگلیانی[4] و برومبرگ[5] (۱۹۵۴)، مودیگلیانی (۱۹۶۳) و مودیگلیانی (۲۰۰۰) افراد دربارهٔ مصرف و پس‌انداز نه فقط بر مبنای اینکه پس‌انداز تابعی از درآمد جاری است بلکه بر اساس جریان و ثروت مورد انتظار تصمیم‌گیری می‌کنند. طبق این جریان باید انتظار داشته‌باشیم که افراد با در نظر گرفتن چرخهٔ زندگی، پس‌اندازهایشان را افزایش می‌دهند و به دنبال آن منابع مورد نیاز سرمایه‌گذاری در دسترس قرار می‌گیرد که منجر به کاهش نرخ بیکاری می‌شود. از طرف دیگر اگر به استناد نظریهٔ چرخهٔ زندگی شاهد کاهش در پس‌انداز کل باشیم، کاهش سرمایه‌گذاری از آثار متعاقب آن است و پس از آن تعادل بیکاری نیز دارای نرخ افزایشی خواهد بود. علاوه بر آن پویایی‌های کوتاه‌مدت این فرآیند ممکن است از این طریق اثرگذار باشد: کاهش پس‌انداز به علت افزایش کوتاه‌مدت نرخ بیکاری که باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود و بازخورد میان‌مدت آن موجب افزایش نرخ بیکاری می‌شود.

هرت بر سون[6] و زوئگا (۲۰۰۲) مفروضات چرخهٔ زندگی مودیگلیانی را از طریق تجزیه و تحلیل همبستگی بین سرمایه‌گذاری و رشدساختاری و بیکاری و رشد ساختاری برای کشورهای[7] OECD مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها قابل توجّه است بدین صورت که: سهم بزرگتری از کارگران در گروه سنی مرکزی (کسانی که بیشتر دارای شرایط پس‌انداز کردن هستند) با نرخ‌های بالای سرمایه‌گذاری و نرخ پایین بیکاری ارتباط دارند. از طرف دیگر سهم بیشتر کارگران جوان با نرخ‌های پایین سرمایه‌گذاری و نرخ بالای بیکاری همبستگی دارند.

مدل‌های نئوکینزینی اقتصادکلان[8] (NKM) بطور خاص بر این نکته تأکید دارند که موجودی سرمایه یا بهره‌وری نمی‌توانند بر میزان بیکاری تأثیرگذار باشند زیرا موجودی سرمایه متغیّر روند است ولی بیکاری خیر. علیرغم عمومیت داشتن این مدل، در سال‌های اخیر شواهد گوناگونی بدست آمده‌است که نشان‌دهندهٔ رابطهٔ منفی بین سرمایه‌گذاری (رشد موجودی سرمایه) و بیکاری، حتی در میان‌مدت وجود دارد. آرستیس[9] و ماریسکال[10]

---

[1] Public Saving
[2] Private Saving
[3] Life-Cycle
[4] Modigliani
[5] Brumberg
[6] Hertberson
[7] Organization for Economic Co-operation and Development -OECD
[8] New Keynesian Macroeconomic
[9] Arestis
[10] Mariscal

(۱۹۹۸و۲۰۰۰)، بلانچارد[۱](۲۰۰۰)، مالی و مائتوس[۲](۲۰۰۱)، میائولی[۳](۲۰۰۱)، ساویر [۴](۲۰۰۲)، هربرتسون و زوئگا (۲۰۰۲)، اسمیت[۵]و زوئگا (۲۰۰۵)، کاپادیا[۶](۲۰۰۵)، آرستیس و همکاران (۲۰۰۷)، کاراناسوو[۷]و همکاران (۲۰۰۸)، کاراناسوو و باندی (۲۰۰۹و۲۰۱۰) مثال‌هایی از این دست هستند که با استفاده از رویکردهای تحلیلی متفاوت به نتیجهٔ مشابه، یعنی رابطهٔ معکوس بین سرمایه‌گذاری و نرخ بیکاری دست یافتند.

در الگوی ساده شدهٔ دوبخشی با وجود پس‌انداز که در آن مفروضاتی از جمله، ۱)عدم وجود دولت، ۲)عدم وجود تجارت با دنیای خارج در نظرگرفته می‌شود جریان دایره‌وار تولید و درآمدملی برای این حالت بصورتی است که باتوجّه به مالکیت عوامل تولید(نیروی کار، زمین و منابع طبیعی، سرمایه و مدیریت و ...) خانوارها از طریق بازار خدمات، عوامل تولید را در ازای دریافت حقوق، دستمزد، سود و ...(درآمد ناخالص ملی)، در اختیار بنگاه‌ها قرار می‌دهند. در این مدل تمامی درآمد خانوارها مصرف نمی شود و بخشی از آن به شکل پس‌انداز ذخیره می‌شود. وجود منابع مالی که به شکل پس‌انداز در اختیار مردم لزوم شکل‌گیری بازارهای مالی را موجب شده و بازارهای مالی (بانک‌ها، بیمه‌ها، بورس و ...) با تجهیز این منابع مازاد بر مصرف خانوارها آن را با تخصیص منابع به شکل تسهیلات در اختیار بنگاه‌ها - به انگیزهٔ کسب درآمد بیشتر- قرار می‌دهند و از طرفی بنگاه‌ها نیز جهت گسترش فعالیت تولیدی خود خواهان جذب منابع مالی هستند، شرط تعادل در این مدل بصورت زیر است:

$$S = I \qquad (۱-۲)$$

برابری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بیانگراین مطلب است که، پس‌انداز به عنوان نوعی تراوش یا نشت سبب می‌شود یک جریان پولی از دایره یا چرخهٔ اصلی نمودار خارج شود و سرمایه‌گذاری نوعی تزریق است که سبب می‌شود جریان پولی به چرخهٔ تولید بازگردد. (تیمور رحمانی ۱۳۹۲) از طرفی طبق تابع مصرف $C = \bar{C} + cY$ ، ضریب c میل نهایی به مصرف است که عبارت است از میزان افزایش مصرف، بازای افزایش یک واحد از درآمد است و همچنین c بزرگتر از صفر است($0 < c < 1$). به بیان ساده از هر ریال افزایش درآمد، فقط بخشی از آن که معادل c است صرف مخارج مصرفی شده و 1-c ریال از آن خرج نمی‌شود که صرف پس‌انداز می‌شود، همچنین طبق جبربودجه $S = Y - C$ است، از اینرو پس‌انداز تابعی افزایشی از درآمد است زیرا میل نهایی به پس‌انداز $s = 1 - c$ مثبت است. بر این اساس تابع پس‌انداز تصویری

---

[۱] Blanchard
[۲] Malley & Moutos
[۳] Miaouli
[۴] Sawyer
[۵] Smith
[۶] Kaoadia
[۷] Karanassou

آینه‌وار از تابع مصرف است. بر اساس معادلات سادهٔ اقتصادی پس‌انداز به عنوان سرمایه وارد مقولهٔ سرمایه‌گذاری برنامه‌ریزی شده که حالت تعادل $S = I$ بیانگر این موضوع است، بطور مشخص در جوامعی که درآمد بالایی دارند، پس‌انداز بیشتر خواهد بود و هرچه پس‌انداز بیشتر باشد سرمایه‌گذاری برنامه‌ریزی‌شده بیشتر خواهد بود. بالابودن سرمایه‌گذاری در کشورها نشانگر تولید بالای آن کشورها است و این امر باعث افزایش در تولید ناخالص داخلی می‌شود و این چرخه در صورت عدم دخالت منفی دولت بصورت خودکار ادامه می‌یابد و موجبات رشد را پدید می‌آورند. (دورنبوش فیشر ۱۹۸۵).

براساس مدل جستجوی رقابتی[۱]که در پژوهش دونالدسون[۲]و همکاران (۲۰۱۵) در نظر گرفته شده است پنج بازیگر و دو زمان صفر و یک[۳]وجود دارند. بازیگران عبارتند از پس‌انداز-کنندگان (سپرده‌گذاران)، بانک‌ها (واسطه‌های مالی)، بنگاه‌ها و دو نوع کارگر(کارگر خوب τ=g و کارگر بد[۴]τ=b). در DATE 1 بنگاه‌ها با داشتن سرمایه کارگر خوب را استخدام می‌کنند و در زمان یک منافع مورد انتظار بانک‌ها و بنگاه‌ها به حداکثر می‌رسد. کارگران در DATE 0 و DATE ۱ مصرف کننده هستند. پس‌اندازکنندگان به علت عدم توانایی بکارگیری سیستم غربالگری کارگران ریسک طبیعی I-e دارند. کارگران خوب امکان یافتن شغل در DATE 1 را دارند اما کارگران بد از این مزیت برخوردار نیستند. $\theta \in (۰.۱)$ احتمال مقدماتی‌ای است که کارگر، خوب باشد $\tau = g$. کارگران در DATE 0 مقدار $C_۰$ و در DATE 1 مقدار $C_۱$ را مصرف می‌کنند. بنابراین تابع مطلوبیت آنها بصورت :

$$U(C_۰, C_۱) = u(C_۰) + \delta u(C_۱) \qquad (۲-۲)$$

خواهد بود. هربانک حقوق‌صاحبان‌سهام ابتدایی e و افزایش در مقدار بدهی D و تغییر Δ در حقوق‌صاحبان‌سهام سپرده‌گذاران در DATE 0 را دارد. نرخ بهرهٔ خالص یک دوره برای بدهکار R است و دارایی اعطا شده به ذینفعان بیرونی β-۱ است. در DATE 0 حقوق‌صاحبان‌سهام بانک $e + \Delta + D = E + D$ بطوریکه $E := e + D$ بیانگر کل ارزش حقوق‌صاحبان‌سهام بانک است. در DATE 0 مقدار B را به کارگران در قبال تعهد بازپرداخت ارزش اسمی F در DATE 1 به کارگران می‌پردازند. هر بانک بابت غربالگری کارگران دو نوع سیگنال دریافت می‌کند که

---

[۱] Competitive Search Model

[۲] Donaldson

[۳] DATE 0 & DATE 1

[۴] G-Worker (good worker) & B-Worker (bad worker)

کارگران خوب عبارتند از کارگرانی که به علت نداشتن بدهی یا خوش حسابی در زمان ایجاد بدهی تقاضای مازاد دستمزد ندارند و عکس این مساله کارگران بد هستند که به علت بدهی یا معوق شدن بدهی‌شان تقاضای افزایش دستمزد را دارند که نحوهٔ تشخیص آنها از طریق سیستم‌های غربالگری یا استعلام‌های بانک مشخص می‌شوند.

شامل $s \in \{s_g . s_b\}$ برای کارگران خوب s_g و برای کارگران بد s_b است. صحت غربالگری با $\sigma \in [0.1]$ است و سیگنال توزیع شرطی عبارتست از :

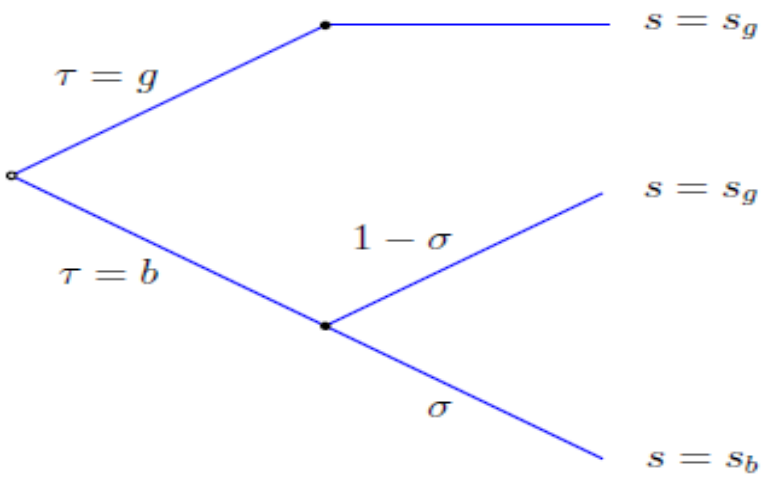
$$\mathbb{P}[s = s_g | \tau = g] \qquad (۳-۲)$$

و

$$\mathbb{P}[s = s_b | \tau = b] =: \sigma \qquad (۴-۲)$$

برای کارگر بد سیگنال s_b را با احتمال σ و برای کارگرخوب سیگنال σ-۱ را دریافت می‌کند. بانک نیز هزینهٔ $C(s) = \frac{\gamma \sigma^2}{2}$ را برای دقت غربالگری σ متحمل می‌شود.

بنگاه‌ها نیز با تحمل هزینهٔ k برای دستمزدهای ω مقدار درآمد y را بدست می‌آورند. اگر



تعداد بنگاه‌های ارائه دهندهٔ دستمزد ω برابر با ν_ω وتعداد کارگرانی که مستقیما مشاغل با دستمزدهای ω را دنبال می‌کنند عبارتست از μ_ω که نسبت بنگاه‌ها به کارگران برای دستمزد مذکور عبارتست از:

$$q_\omega := \frac{\mu_\omega}{\nu_\omega} \qquad (۵-۲)$$

q_ω طول صف دستمزد است. فرض این است که کارگران با بنگاهی با کشش $\alpha(q_\omega)$ و بنگاه‌ها کارگران را با کشش $q_\omega \alpha(q_\omega)$ جذب یکدیگر می‌شوند. α کششی و محدب است و $q\alpha$ مقعر و افزایشی است و همه یک به یک جذب یکدیگر می‌شوند.

قرارداد کارگر و بانک که قرارداد بدهی است با $(B.F)$ نشان می‌دهیم. قرارداد مالی بین بانک و سپرده‌گذار را با $((D.R).(\Delta . \beta))$ است بطوریکه بانک از طریق ایجاد بدهی D حقوق صاحبان سهام بانک را افزایش داده و بازپرداخت RD را به دارندگان اوراق قرضه یا سپرده‌گذاران می‌پردازد، بانک با

افزایش Δ برای حقوق‌صاحبان‌سهام جزء $\beta - ۱$ با جریانات خالص نقدی بانک از بازپرداختهای بدهی را تعهد می‌نماید.

آکموگلو و شایمر[۱](۱۹۹۹)، ریسک‌پذیری نیروی کار در مدل جستجوی مستقیم را تصریح کردند اما شیمر و همکاران (۲۰۰۵) خاطرنشان می‌کنند که با پذیرش ریسک‌پذیری کارگران، نمی‌توان مدل را به صراحت و بصورت خطی حل‌کرد، لذا این مشکل را با فرض خطی‌بودن تابع مطلوبیت کارگران حل می‌کنیم. این مفروضات در مقالات چاسانگ[۲](۲۰۱۳) و دانگ[۳]و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده است.

مدل پایه: نتایج

۱- بازار نیروی کار

راه‌حل مدل جستجوی مستقیم در بازار کار غالباً استاندارد است (روجرسون[۴]و همکاران ۲۰۰۵) اما پیچیدگی مدل آنجاست که خانوارها بدهی با ارزش اسمی F دارند. در این قسمت فرض بر این است که F داده شده است. توجّه داشته باشید که در این قسمت فرض می‌کنیم که خانوارها سطح بدهی برابری دارند. در گزارهٔ زیر خلاصهٔ تعادل بازار کار ارائه شده است:

گزارهٔ۱: تعادل طول صف، دستمزد و نرخ اشتغال عبارتند از:

$$\sqrt{q} = \frac{۲\,k}{a(y-F)} \qquad (۶-۲)$$

$$w = \frac{y+F}{۲} \qquad (۷-۲)$$

$$\alpha(q) = \frac{a^{۲}(y-F)}{۲\,k} \qquad (۸-۲)$$

تعادل صف انتظار این اجازه را به ما می‌دهد که تعادل احتمال تطبیق α را بیابیم. زمانی که خانوارهای تطبیق نیافته بیکار هستند، α برابر نرخ اشتغال است. نتیجهٔ فرعی بعدی نشان می‌دهد که هرچه سطح بدهی خانوارها بالاتر رود میزان نرخ اشتغال پایین‌تر است. این نتیجه همان اثر مشاغل بلاتصدی[۵]است.

نتیجهٔ فرعی: نرخ اشتغال α در سطح بدهی خانوار (F) کاهشی است.

---

[۱] Acemoglu & Shimer
[۲] Chassang
[۳] Dang
[۴] Rogerson
[۵] Vacancy posting effect

برای اثبات نتیجهٔ مذکور از ترجیحات کارگران و انحراف ترجیحات متأثر از بدهی آنان استفاده شده است، مطلوبیت مورد انتظار خانوار در آغاز *DATE 1* با ν نمایش داده شده و داریم:

$$\nu = \alpha(\omega - F) \qquad (۹-۲)$$

بنابراین داریم :

$$\frac{\partial}{\partial F}\left(\frac{\partial \nu}{\partial \alpha}\right) = -۱ . \qquad (۱۰-۲)$$

بطوریکه:

$$\frac{\partial}{\partial F}\left(\frac{\partial \nu}{\partial \omega}\right) = ۰ . \qquad (۱۱-۲)$$

طبق مطالب فوق با افزایش بدهی خانوار، سود نهایی در هر افزایش احتمال اشتغال، کاهش می‌یابد. دلیل این است که که خانوارهایی که در جستجوی کار هستند، سهم بیشتری از دستمزدشان را باید به اعتباردهندگان بپردازند. بر عکس افزایش بدهی خانوار بر سود نهایی ناشی از افزایش در دستمزد تاثیر ندارد، زیرا یک خانوار همهٔ درآمد بالاتری که از دستمزد بیشترکسب می‌کند، را حفظ می‌کند.

۲- بازار اعتباری

اکنون به بازاری باز می‌گردیم که خانوارها از بانک‌ها وام می‌گیرند.

۲-۱ *لم ۱: در حالت تعادل، قرض گرفتن خانوارها B=I.*

لم ۱ بیان می‌کند که خانوارها در DATE 0 چه مقدار قرض خواهند گرفت. بطور خلاصه اینکه خانوارها بیشتر از سطح هموارى تابع مطلوبیتشان وام یا قرض نمی‌گیرند و مقدار تسهیلاتی که یک خانوار از بانک تقاضا می‌کند برابر I است.

۲-۲ *ارزش اسمی بدهی خانوار و برونزار بودن بدهی خانوار*

ارزش اسمی بازپرداخت در *DATE 1* باید برابر با مقدار پرداخت وام آنها در *DATE 0* باشد(لم ۱). خانوارهای شاغل با احتمال α بدهی‌شان را بازپرداخت می‌کنند، و مقدار بازپرداخت مورد انتظار بانک αF است که شرایط نقطهٔ سربه‌سر بصورت زیر است:

$$\alpha F = I \qquad (۱۲-۲)$$

α نیز طبق معادلهٔ (۲-۸) بستگی به ارزش اسمی بدهی دارد که خانوارها در بازار کار دارند. برای حل این معادله، $\hat{F}$ نمایندهٔ ارزش اسمی بدهی خانوار در ترازنامه است. بنابراین برای اینکه F در تعادل ارزش اسمی باشد دو شرط وجود دارد:

اول: شرط منافع صفر بانک

$$\frac{a^{۲}}{۲\,k}\left(y-\hat{F}\right)F = I. \qquad (۱۳-۲)$$

همچنین با استفاده از معادلات (۲-۹) و (۲-۱۲) داریم $\alpha = \alpha\left(\hat{F}\right)$.

دوم: شرط انتظارات عقلایی

$$F = \hat{F} \qquad (۱۴-۲)$$

با ترکیب معادلات (۲-۱۳) و (۲-۱۴) داریم:

$$(y-F)F - \frac{۲\,kI}{a^{۲}} = ۰ \qquad (۱۵-۲)$$

معادلهٔ درجهٔ دو فوق، دو جواب دارد که بیانگر این مطلب است که در تعادل بدهی بالا با اشتغال پایین و بدهی پایین با اشتغال بالا وجود دارد که بدهی بالا را با F_{+} و بدهی پایین را با F_{-} بشکل زیر نشان می‌دهیم:

$$F_{+} = \frac{۱}{۲}\left(y - \sqrt{y^{۲} - \frac{۸\,kI}{a^{۲}}}\right) \qquad (۱۶-۲)$$

و

$$F_{-} = \frac{۱}{۲}\left(y + \sqrt{y^{۲} - \frac{۸\,kI}{a^{۲}}}\right) \qquad (۱۷-۲)$$

با استفاده از حل تخصیص بهینهٔ اجتماعی[۱] نشان دادیم که سطح تعادل بدهی در اقتصاد بصورت ناکارآمدی بالاست که بدلیل برونزا بودن بدهی خانوار است.

مراحل و عملیاتی که در زمان‌های صفر و یک اتفاق می‌افتد:

[۱] Socially-optimal allocation

DATE0:

۱-هربانک ساختار سرمایه و افزایش بهینهٔ آن را مشخص می‌کند.

۲-بانک‌ها قراردادهای خود را ارائه می‌کنند$\big((D.R).(\Delta.\beta)\big)$.

۳-خانوارها در جستجوی وام هستند.

۴-بانک‌ها میزان دقت در نظارت $\boldsymbol{\sigma}$ و مشاهدهٔ سیگنال S را انتخاب می‌کنند.

۵-سرمایه‌گذاران و خانوارها مصرف می‌کنند.

۶-خانوارها انواع مختلف خود را درمی‌یابند(*G-TYPE* یا *B-TYPE*).

DATE1:

۱-بنگاه‌ها سرمایهٔ K را برای ارائهٔ و پرداخت دستمزد و یا اخراج کارکنان در نظر می‌گیرند.

۲-خانوارهای *G-TYPE* بطور مستقیم مشاغل را جستجو می‌کند و شغل‌یابی اتفاق می‌افتد.

۳-هر خانوار بدهکار، مبلغ F را بازپرداخت یا نکول می‌کند.

۴-هربانک RD را بازپرداخت یا نکول می‌کند.

۵-سرمایه‌گذارها، خانوارها، بنگاه‌ها و بانک‌ها مصرف می‌کنند.

این پژوهش سپس با بررسی و مدل‌سازی رفاه و خط‌مشی‌های آن و همچنین با پرداختن به تخصیص بهینهٔ اجتماعی و مدل‌سازی آن میزان قرض گرفتن خانوارها را کمتر از سطح تعادل ($B=I$) نشان می‌دهد و پیشنهاد می‌دهد که با مداخلهٔ یک قانونگذار توسط پوشش بدهی خانوار، بدهی خانوار را بهینه کنند. در ادامه دو بازار اعتباری را نتیجه‌گیری می‌کنند که عبارتند از بازار اعتباری که در آن خانوارها از بانک‌ها قرض می‌گیرند و بازاری که بانک‌ها از سپرده‌گذاران قرض می‌گیرند، در بازار اول و در حالت تعادل خانوارها $B=I$ را قرض می‌گیرند و سرمایهٔ بانک‌ها به اندازهٔ $D+\Delta=I-E$ افزایش می‌یابد، بانک‌ها نیز در حالت تعادل سرمایهٔ خود را فقط از طریق بدهی افزایش می‌دهند، بعنوان نمونه $\Delta=0$ و $D=I-E$ ، که بانک‌ها در این حالت حداقل اهرم را دارند.

در نتیجه این پژوهش با رویکرد نظری به بررسی ارتباط اثر بدهی خانوار(که تقریبا همهٔ آن از طریق سیستم بانکی ایجاد شده است) و مقررات بانکی بر بازار کار پرداخته است. آنها دریافتند که بدهی در ترازنامهٔ خانوار، جستجو برای شغل در بازار نیروی کار را بر مبنای اصل ترجیحات دچار انحراف نموده و منجر به به این می‌شود که خانوارها بر مبنای میزان بدهی خود در جستجوی مشاغلی باشند که حقوق

و دستمزد بالاتری دارند از طرفی بنگاه‌ها نیز به علت افزایش هزینه‌های ناشی از ایجاد مشاغل با حقوق بالا قادر به ارائهٔ فرصت شغلی بیشتری نبوده و لذا فرصت‌های شغلی کاهش می‌یابند. کاهش فرصت‌های شغلی بیانگر اثری است بنام ، اثر مشاغل بلاتصدی، این اثر چرایی این موضوع را بیان می‌کند که:

"سطح بالای بدهی گذشتهٔ خانوارها (غیربهینه) منجر به نزول اشتغال و همچنین ثبات آن می‌شود."

الماندروف و منکیو[1]در پژوهشی در سال ۱۹۹۹ بیان کرده‌اند که اگر برابری ریکاردویی حاصل نشود، کاهش در پس‌انداز عمومی ناشی از کسری بودجه با افزایش پس‌اندازهای بخش خصوصی بطور کامل قابل جبران نیست و در نتیجه پس‌انداز ملی کاهش یافته و به دنبال آن سرمایه‌گذاری چه در داخل و چه در خارج کاهش پیدا می‌کند. کاهش سرمایه‌گذاری داخلی موجب کاهش موجودی سرمایه، افزایش نرخ بهره، کاهش بهره‌وری و دستمزد نیروی کار می‌شود.

۲-۳-۲- مرور پیشینه تحقیق

۲-۳-۲-۱- مرور پیشینهٔ داخلی

سیدکمیل طیبی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر تسهیلات بانکی بر ا شتغال‌زایی بخش‌های اقت صادی ایران در دورهٔ ۸۵-۱۳۵۲ با ا ستفاده از تحلیل روندها پرداختند و به این نتایج دست یافتند که نظام بانکی کشور طی سال‌های مذکور در بخش صنعت و معدن استراتژی رشد پایدار را دنبال نکرده است و اثر منفی بر اشتغال داشته است زیرا تسهیلات بانکی تخصیصی به بخش فوق منجر به تخریب شغل و نوسان در نرخ اشتغال‌زایی در بسیاری از سال‌ها شده است. همچنین تسهیلات بانک‌ها در بخش کشاورزی نیز دارای ثبات و پایداری نبوده و نه تنها فرصت‌های شغلی ایجاد نکرده، بلکه باعث از بین رفتن شغل شده‌است. در بخش خدمات نیز گویای نوسان تأثیر نقش تسهیلات بانکی در ایجاد شغل است بطوریکه نقش نظام بانکی در ایجاد شغل در این بخش کمرنگ بوده است. در مجموع، در پرداخت تسهیلات بانک‌ها به بخش‌های صنعت‌ومعدن، کشاورزی و خدمات، بخش کشاورزی از بالاترین میانگین خلق شغل و خدمات از پایین‌ترین میانگین برخوردار بوده است.

میرنرگسی و همکاران (۱۳۹۱) در تحقیقی با عنوان یک رویکرد جدید برای شناسایی و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر بیکاری در استان گیلان، به بررسی این عوامل پرداختند که نتایج تحقیقات آنها نشان می‌دهد ۱۶ عامل در غالب ۴ گروه که شامل عوامل آموزشی، عوامل فرهنگی-اجتماعی، عوامل اقتصادی و عوامل مدیریتی از جمله عوامل اصلی مؤثر بر بیکاری هستند و در این بین عوامل اقتصادی با زیرمعیارهای الف) سرمایه‌گذاری ناکافی در سال‌های گذشته ب) عدم امنیت سرمایه‌گذاری

[1]Elmendrof and Mankiw

و فرار سرمایه‌ها از ایران پ) ضعف مدیریت بانک‌ها در هدایت اندوخته‌ها به سوی تولید ت) بالا بودن نرخ وام‌های بانکی از جمله عوامل مؤثر بر بیکاری هستند.

حمیدسپهردوست و همکاران (۱۳۹۱)، به پژوهش دربارهٔ تأثیر انواع تسهیلات اعتباری بر اشتغال تعاونی‌های صنعتی کشور طی دورهٔ ۸۹-۱۳۸۵ در تعاونی‌های صنعتی ۳۰ استان کشور با استفاده از تابع تولید با کشش جانشینی ثابت و تحلیل رگرسیون پانل دیتا پرداختند. در مطالعهٔ فوق منظور از تسهیلات اعتباری، کلیهٔ وجوهی است که از طریق بخش بانکی، صندوق توسعهٔ تعاون و یا از هر طریق ممکن، توسط بخش تعاون دریافت شده است و شامل دو نوع تسهیلات خدمات فنی و اعتباری و تسهیلات اعتباری بنگاه‌های زودبازده و کارآفرین تحت پوشش تعاونی‌های صنعتی می‌شود. تسهیلات اعتباری، بخشی از سرمایهٔ بنگاه را تشکیل می‌دهد و تخصیص وام و اعتبار به چرخهٔ تولید در قالب سرمایه‌درگردش باعث رشد اشتغال می شود. در این پژوهش، نتایج بدست آمده از تخمین مدل نشان می‌دهد که تسهیلات اعتباری بر سطح اشتغال در تعاونی‌های صنعتی کشور تأثیر مثبت دارد و موجودی سرمایه نیز اثر معنی‌دار و مثبتی بر اشتغال‌زایی تعاونی‌های صنعتی ایران دارد.

اسماعیل شاه‌طهما سبی و همکاران (۱۳۹۱)، به تحلیل و بررسی نقش اعطای تسهیلات به بنگاه‌های کوچک و متوسط صنعتی در ایجاد اشتغال، در کارگاه‌های صنعتی شهر تهران با استفاده از روش‌های آمار توصیفی و استنباطی و آزمون‌های ناپارامتریک پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بین مقدار وام دریافتی و میزان اشتغال ایجاد شده همبستگی معناداری با ضریب ۰/۳۷۲ وجود دارد.

زریر نگین تاجی و مهدی امیدی کیا (۱۳۹۲) در مقاله‌ای به بررسی اثر تسهیلات بانکی بر متغیّرهای کلان بخش کشاورزی ایران در دورهٔ ۸۹-۱۳۵۲و همچنین تحلیل رابطهٔ بین تسهیلات بانکی بر متغیّرهای سرمایه‌گذاری، اشتغال و ارزش‌افزوده در بخش کشاورزی با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد با افزایش در تسهیلات جاری بانک‌ها، سه متغیّر اشتغال بخش کشاورزی، ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری نیز افزایش می یابند.

سیدعلی پایتختی اسکویی و همکاران در سال (۱۳۹۴) به بررسی اثر عقود بانکداری اسلامی بر نرخ بیکاری در ایران طی دورهٔ ۹۲-۱۳۷۹ با بکارگیری روش آزمون کرانه ها و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی(ARDL) پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تسهیلات مبادله‌ای موجب ایجاد شغل می‌شود و اثر تسهیلات قرض الحسنه و مشارکتی بربیکاری مثبت بوده است.

آزادخانزادی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی و تحلیل اثر تورم بر رابطهٔ بین توسعهٔ مالی و اشتغال در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی لاجستیک و مدل رگرسیون انتقال ملایم در دورهٔ ۹۳-۱۳۷۱پرداختند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد با افزایش نرخ تورم(بالاتر از سطح آستانه‌ای) شبه پول اثر منفی بر نرخ بیکاری دارد و افزایش شبه پول، تأثیر بیشتری بر افزایش اشتغال دارد. از طرفی با افزایش نرخ تورم و گذشتن از حد آستانه‌ای، افزایش حجم بازار سرمایه و به تبع آن افزایش اعتبارات

تخصیصی داخلی به سرمایه‌گذاران، موجب کاهش اشتغال شده، اثر متغیّر پایهٔ پولی بر نرخ بیکاری نیز در هر دو رژیم مثبت بوده، با این تفاوت که افزایش نرخ تورم(بیشتر از سطح آستانهٔ تورم)، اثر منفی پایهٔ پولی بر نرخ اشتغال را دو چندان می‌کند، به عبارتی، با افزایش تورم، افزایش پایهٔ پولی، اثر مضاعف بر افرایش بیکاری دارد.

هدایت حسین‌زاده (۱۳۹۵) به ارزیابی تأثیر سپرده‌های بانکی بر روند اشتغال در استان‌های ایران با استفاده از روش تحلیل داده‌های پانل و رگرسیون خطی چندمتغیّره پرداخته است. وی در این پژوهش به دلیل گستردگی آمار و محدودیت دسترسی به اطلاعات به بررسی موضوع مورد مطالعه در ۱۶ استان منتخب پرداخته است. وی با استفاده از آزمون‌های مربوط به مانایی متغیّرها با استفاده از روش لوین، لین و چو و آزمون‌های مربوط به داده‌های ترکیبی شامل اف لیمر، آزمون هاسمن و همچنین بررسی فروض کلاسیک در روش حداقل مربعات معمولی، نتایجی به شرح ذیل به عنوان حاصل تحقیقات خود ارائه نموده است که عبارتند از :

۱-تأثیر سپرده‌های بانکی بر بیکاری منفی است که طبق تحقیقات، سپرده‌های بانکی منبع اصلی سرمایه‌گذاری و تولید در هر کشوری محسوب می‌شوند و سرمایه از طریق بانک‌ها در قالب تسهیلات به چرخهٔ تولید وارد می‌شوند و بالا رفتن تولید، افزایش تقاضا برای نیروی کار را موجب می‌شود و سطح اشتغال را افزایش می دهد.

۲-تأثیر سودهای بانکی بر بیکاری مثبت است که این موضوع نیز طبق یافته‌های نظری منطبق با تئوری‌های اقتصادی است.

محمدقربانی و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی به بررسی رابطهٔ تسهیلات بانکی و طرح‌های خود اشتغالی با استفاده از الگوسازی چندسطحی در شش طرح تولیدی استان مازندران با استفاده از روش اقتصادسنجی لاجیت چندسطحی به بررسی این رابطه پرداختند که نتایج بدست آمده حاکی از این است که رابطه‌ای مثبت ومعنی دار، بین تسهیلات دریافتی و موفقیت طرح‌های مورد مطالعه وجود نداشته است.

مهدی قائمی‌اصل و همکاران (۱۳۹۶) در تحقیقی به مطالعه و ارزیابی نقش‌آفرینی نظام بانکی در حیطه‌ی مسئولیت اجتماعی کاهش بیکاری در ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، تأثیر همزمان، بلندمدت و پویای ارائهٔ تسهیلات بانکی به بخش غیردولتی بر نرخ بیکاری در دورهٔ ۹۴-۱۳۴۹ پرداخته است که آزمون ریشهٔ واحد تمامی متغیّرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا خواهندشد و در محاسبهٔ وقفهٔ بهینه با استفاده از آمارهٔ اطلاعات شوارتز، برابریک است. برآورد اثرات پویا و همزمان نشان می‌دهد که تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش‌های اقتصادی، در بلندمدت و کوتاه‌مدت رفتار متفاوت دارند، بطوریکه در کوتاه‌مدت منجر به کاهش نرخ بیکاری و در بلندمدت رابطهٔ معنی‌داری بین تسهیلات بانکی و نرخ بیکاری وجود ندارد. نتایج این پژوهش مؤید بروز نتایج

رویکرد مدل نئوکلاسیکی در اقتصاد ایران است و بر اساس نتایج بدست آمده رشد حجم نقدینگی از طریق تسهیلات بانک در کوتاه‌مدت متغیّرهای حقیقی را متأثر می‌کند.

علی سرزعیم (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی گونه شناسی بحران‌های مالی با تأکید بر بحران‌های بانکی در ۱۶۴ کشور طی دورهٔ ۲۰۱۲-۱۹۷۰ به نتایج ذیل دست‌یافته است. تبعات بحران های مالی شامل ۱- افت تولید، ۲-هزینه های مالی بحران، ۳-افزایش بدهی عمومی، ۴-هزینه‌های اعتباری از جمله رشد تسهیلات غیرقابل بازگشت(مطالبات معوق شبکهٔ بانکی) که موجب ورود اقتصاد به دورهٔ رکود می‌شود، رکود اقتصادی که از طریق این بحران‌ها صورت می‌گیرد عمیق تر و طولانی‌تر از رکود متعارف ادوارتجاری است. رکود، که با افت تولید خود را نشان می‌دهد، همزمان سایر متغیّرها از جمله سرمایه‌گذاری، مصرف، اشتغال، صادارت و واردات را نیز کاهش می‌دهند. یکی از پیامدهای بحران‌های بانکی کاهش عرضهٔ اعتبارات است که این امر نیز کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش تولید را بدنبال دارد. کاهش عرضهٔ اعتبارات از کانال دیگری به نام رابطهٔ مشتری-بانک بوجود می‌آید که با کمرنگ شدن این نوع رابطه به‌دلیل بحران بانکی، تخصیص اعتبارات به مشتریان به دلیل کاهش منابع، کاهش می‌یابد.

ابوالفضل شاه‌آبادی و همکاران(۱۳۹۶) در مقالهٔ تعیین کننده‌های عملکرد بانکی اقتصاد ایران در قالب معادلات همزمان در دورهٔ ۹۳-۱۳۶۳ با استفاده از روش ۳SLS به شناسایی عوامل مؤثر بر بهبود عملکرد بخش بانکی برای پیشبرد اهداف اقتصاد کلان پرداختند. در این پژوهش با استفاده از معادلات همزمان و روش اقتصادسنجی ۳SLS انجام گرفت، ابتدا پایایی متغیّرها مورد آزمون قرار گرفت و از آزمون ریشه واحد دیکی فولر استفاده شد. نتایج پژوهش بدین شرح است که نرخ سود واقعی تأثیر معناداری بر عملکرد بانکی ندارد و از طرف دیگر سیاست پولی انبساطی موجب رشد سپرده‌های بانکی شده و به تبع آن تسهیلات بانک ها افزایش یافته و افزایش اعتبارات بانکی به معنای افزایش سرمایه‌گذاری در بخش تولید می‌شود که هدایت درست این منابع به سمت تولید منجر به بهبود عملکرد بخش بانکی و در نتیجه رشد اقتصادی مستمر و با ثبات را بوجود می‌آورد.

۲-۳-۲-۲- مرور پیشینهٔ خارجی

بین[1] و همکاران (۱۹۹۳) در پژوهش، بیکاری، مصرف، رشد اقتصادی، به بررسی رابطهٔ بین این سه موضوع پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که بیکاری بطور معکوس با انباشت سرمایه از طریق کاهش پس‌اندازها ارتباط منفی داشته و این امر به نوبهٔ خود موجب کاهش رشد اقتصادی می شود.

برگس و همکاران(۲۰۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان، آیا بانک‌های روستایی اهمیت دارند؟ شواهدی از آزمون بانکداری هندوستان، در ۱۶ ایالت هندوستان طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۰

[1] Bean

با استفاده از روش اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی (OLS) به بررسی ارتباط افزایش شعبه‌های تازه تأسیس (۵۰ هزار شعبه) توسط بانک مرکزی بر میزان اشتغال در مناطق روستایی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که تأسیس شعب و به دنبال آن افزایش تسهیلات پرداختی بانک‌ها باعث تغییر ساختار تولید، کاهش فقر و نابرابری و بهبود وضعیت اشتغال در مناطق روستایی می‌شود.

براون[۱] و همکاران (۲۰۰۵) در تحقیقی به این موضوع پرداختند که: چه چیزی عامل رشد بنگاه‌های کوچک است؟ تأمین مالی، سرمایهٔ انسانی، کمک‌های فنی، و محیط اقتصادی رومانی، با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۹۷ بنگاه خصوصی اقتصادی تازه تأسیس طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۱ با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل دیتا به سوال مذکور این‌گونه پاسخ دادند که: اعتبارات و تسهیلات بخش مالی عامل اساسی و تعیین کننده در تشویق و راه‌اندازی بنگاه‌های کوچک داشته و همچنین نقشی موثر در افزایش اشتغال و فروش این نوع بنگاه‌ها دارد.

پانیکوس[۲] و همکاران(۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی این موضوع پرداختند که آیا سیستم بانکداری چین باعث افزایش رشد بنگاهها می شود؟. این پژوهش با استفاده از روش پانل دیتا طی سالهای ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۵ به بررسی رابطهٔ بین اشتغال و رشد ارزش افزوده با اعتبارات بخش بانکی برای تعداد زیادی از بنگاه‌های اقتصادی چین پرداختند و نتایج آنها نشان می‌دهد که بین میزان تسهیلات پرداختی و اشتغال در بنگاه‌های اقتصادی رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد.

گاگلیاردی[۳] و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهشی به بررسی بازارهای مالی توسعه‌یافته و رشد بنگاه‌های تولیدی با استفاده از روش اقتصادی پانل دیتا بر روی داده‌های کشور ایتالیا در بین سالهای ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ پرداخته‌اند که نتایج پژوهش آنها نشان داد، بانکداری توسعه یافته عامل مؤثر در رشد بنگاهها و ایجاد فرصت‌های شغلی است.

پیاسنتینو[۴] و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان سرمایهٔ بانک، اعتبارات بانک و بیکاری با استفاده از مدل جستجوی رقابتی[۵] به بررسی رابطهٔ بین تسهیلات بانک‌ها و اشتغال پرداختند و بطور خاص به این موضوع پرداختند که آیا مقررات بانکی می تواند نقش تحریک کنندهٔ اشتغال را بازی کند؟. آنها دریافتند که اهرم بدهی خانوار توسط مشکل مازاد بدهی تحمل می‌شود که منجر به تحریف ترجیحات کارگران می‌شود و کارگران، متقاضی

[۱] Brown
[۲] Panicos
[۳] Gogliardi
[۴] Piacentino
[۵] Competitive Search Model

دستمزدهای بیشتر را دارند و در تعادل عمومی، بنگاه‌ها این ترجیحات را درونزا در نظر گرفته و با افزایش د ستمزدها منجر به اثرکاهش فر صتهای شغلی[1]می شوند. بدهی بالای خانوار که حاصل پرداخت اعتبارات بانک‌هاست منجربه افزایش بیکاری می‌شود از طرفی خانوارهای بیکار بدهی‌هایشان را معوق می‌کنند و در تعادل، سطح بدهی بالای خانوار بسیار ناکارآمد خواهد بود.

محمدذکر یا[2]و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی مقررات زدایی بانکی[3]و بیکاری در جنوب آسیا و بررسی ارتباط بین مقررات زدایی بانکی و نرخ بیکاری جوانان در کشورهای جنوب آسیا با استفاده از روش پنل دیتا در دورهٔ ۲۰۰۵-۱۹۹۱پرداختند که نتایج این پژوهش نشان میدهد، مقررات زدایی بانکی، نرخ بیکاری جوانان این منطقه را کاهش داده است. سطح مصرف، درآمد سرانه و اعتبارات بانکی باعث کاهش نرخ بیکاری شده است و همچنین بحرانهای بانکی و نرخ دستمزدهای بالا موجب افزایش نرخ بیکاری شده است.

زاخاری بثن[4]و همکاران (۲۰۱۵) به برر سی بیکاری و اعتبارات بدون وثیقه[5]با ا ستفاده از مدل Mortensen-Pissarides طی سالهای ۲۰۰۸-۱۹۷۸ ایالات متحده پرداختند که نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، بین اعتبارات و بازار نیروی کار، حالت ثبات چندگانه وجود دارد و همچنین ثبات بیکاری و محدودیت بدهی‌ها، همبستگی منفی قابل توجّهی وجود دارد. همچنین بر مبنای مدل‌سازی پژوهش، افزایش اعتبارات بدون وثیقه می‌تواند بطور تقریبی ٪۷۰ میانگین بیکاری در بلندمدت را کاهش دهد.

براندون اپستین[6]و آلن اف شپیرو[7](۲۰۱۸) در مطالعهٔ خود به بررسی توسعهٔ مالی، نو سان بیکاری[8]و پویایی‌های بخ شی[9]در کشورهای تو سعه‌یافته و نوظهور اقت صادی با ا ستفاده از روش حداقل مربعات معمولی پرداختند. نتایج پژوهش‌های آنها نشان می‌دهد که بین نرخ بیکاری و نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی[10]در کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور اقتصادی رابطهٔ منفی قابل ملاحظه‌ای وجود دارد، اما بین این دو متغیّر در همهٔ کشورها و کشورهای پیشرفته این ارتباط وجود ندارد. سپس با مدلسازی چرخهٔ تجاری با تعادل بین بیکاری، بحران‌های مالی و بنگاه تجاری (ناهمگن از لحاظ ساختارمالی خارجی) با این رویکرد

---

[1] Vacancy Posting Effect
[2] Muhammad Zakaria
[3] Banking Deregulation
[4] Zakhary Bethune
[5] Unsecured Credit
[6] Brendan Epstein
[7] Alan Finkelstein Shapiro
[8] Unemployment Volatility
[9] Sectoral Dynamics
[10] Bank-Credit GDP ratio

که بنگاه کوچک از نظر مالی به اعتبارات دریافتی از بنگاه‌های بزرگتر متکی اســـت. نتایج تحقیقات آنها نشـــان داد که، اعتبارات ورودی که در نتیجهٔ توســـعهٔ مالی بوجود می‌آیند، نوسانات بیکاری را کاهش می‌دهند.

جی. ای. بتیشواو[1] همکاران (۲۰۱۸) در تحقیقی به بررسی توسعهٔ منطقه‌ای و عملکرد بانکی در منطقهٔ رو ستوف[2]رو سیه با ا ستفاده از مدل‌های اقت صاد سنجی پرداختند. آنها با دو گروه مدل سازی بر ا ساس ۱- واب ستگی اقت صاداجتماعی[3]منطقه‌ای به فعالیت‌های مو س سات اعت باری (م ثل منط قهٔ روســـتوف) ۲- اثر ســـیســـتم‌های بانکداری منط قه‌ای بر GDP و ســـرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت مناطق فدرال جنوبی، درکشـــور روســـیه، نتایج پژوهش را بشرح زیر منتشر کرده‌اند: رشد مجموع حجم منافع دریافتی توسط موسسات اعتباری در رشد شاخص‌های اقتصادی اجتماعی از جمله تولید منطقه، بهره‌وری نیروی کار و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت اثر مثبت دارد. رشـــد ســـپرده‌ها بواســـطهٔ موســـســـات اعتباری موجب رشـــد ســـرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت، بهره‌وری نیروی کار در اقتصـــاد و افزایش درآمد ســـرانه خواهد دا شت. تحلیل‌های اقت صاد سنجی ن شان می‌دهد که سازمان‌های اعتباری منطقه‌ای بر تولید منطقه تأثیرگذار ا ست و نقش بخش بانکی در تولید را نشان می‌دهد. اثر بخش بانکی بر فرآیندهای سرمایه‌گذاری و فرآیند توسعه مثبت است.

گروه اول: الف) ۱٪ افزایش در جذب ســـپرده‌های افراد و واحدهای قانونی (به روبل[4]و سایر ارزهای خارجی) بوسیلهٔ موسسات اعتباری، موجب:

رشد ۰٫۶۳٪ در سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت می‌شود

$$\ln\left(\text{سرمایه‌گذاری دردارائی ثابت}\right) = ۴.۳۷۹ + ۰.۶۲۷ * \ln\left(\text{سپرده‌ها}\right)$$

رشد ۰٫۵۲٪ در بهره‌وری نیروی کار می‌شود.

$$\ln\left(\frac{\text{تولید ناخالص داخلی}}{\text{بهره‌وری}}\right) = -۱.۸۷ + ۰.۵۲ * \ln\left(\text{سپرده}\right) + ۰.۱ * \ln\left(\text{بدهی ناشی از تسهیلات}\right) + \varepsilon$$

ب) ۱٪ افزایش در حجم بدهی وام‌ها به روبل و ســـایر ارزهای خارجی بوجود آمده توسط موسسات اعتباری و واحدهای قانونی و افراد موجب:

رشد ۰٫۶٪ سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت می‌شود

---

[1] G. A. Batischeva
[2] Rostov
[3] socioeconomic
[4] Ruble

$$\ln\left(\text{سرمایه‌گذاری در دارائی‌های ثابت}\right) = ۴.۳۱۷ + ۰.۵۹۸ * \ln\left(\text{بدهی ناشی از تسهیلات}\right)$$

رشد ۰,۱٪ بهره‌وری نیروی کار می‌شود

$$\ln\left(\frac{\text{تولید ناخالص داخلی}}{\text{بهره‌وری}}\right) = -۱.۸۷ + ۰.۵۲ * \ln\left(\text{سپرده}\right) + ۰.۱ * \ln\left(\text{بدهی ناشی از تسهیلات}\right) + \varepsilon$$

گروه دوم: افزایش ۱٪ در وام‌ها، سپرده‌ها و دیگر اعتبارات موسسات اعتباری در منطقهٔ موجب ۰,۷۴٪ رشد خالص منطقه‌ای می‌شود.

$$\ln\left(\text{تولید ناخالص داخلی}\right) = ۴.۸۸۳ + ۰.۷۳۷ * \ln(\text{سپرده‌ها ،تسهیلات و ...})$$

ایبیش مازرکو[۱] و همکاران، (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان عوامل تعیین کنندهٔ نسبت مطالبات معوق به مصارف[۲](NPL) بانک‌های تجاری در کشورهای در حال گذار با استفاده از داده های بانک جهانی در دورهٔ ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۶ پرداختند. آن‌ها با بکارگیری روش های اقتصادسنجی شامل مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی و تخمین داده‌های پانل دینامیک آرلانو-اباند[۳] به این نتیجه رسیدند که رابطهٔ مثبتی بین بیکاری و NPL وجود دارد وهمچنین رشد اقتصادی رابطهٔ قوی (معکوس) با NPL دارد بطوریکه با افزایش رشد اقتصادی درآمد مردم افزایش یافته و با افزایش درآمد مردم تعهدات خود نسبت به بازپرداخت تسهیلات بانک‌ها را نیز بهتر انجام می‌دهند.

براندون اپستین[۴] و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تو سعهٔ بخش مالی، نو سان بیکاری، پویایی‌های بخشی و رابطهٔ منفی و قابل توجّه بین توسعهٔ مالی داخلی و بیکاری در اقتصادهای درحال توسعه و نوظهور(DEMEs)[۵] و نبود چنین ارتباطی در اقتصادهای پیشرفته (AEs)[۶] پرداختند. در این پژوهش از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و استفاده از نسبت اعتبارات بانکی-تولیدناخالص‌داخلی به عنوان شاخص توسعهٔ مالی، استفاده شده است. نتیجهٔ این پژوهش بیان می‌کند که در اقتصادهای پیشرفته با وجود استفادهٔ کمتر از جریان اعتبارات و نرخ‌های بالاتر میانگین نسبت اعتبارات بانکی به GDP تأثیر کمتری بر نوسانات اشتغال در مقایسه با اقتصادهای درحال توسعه و نوظهور با استفادهٔ بیشتر از جریان اعتبارات و نرخ‌های پایین‌تر میانگین اعتبارات بانکی به GDP دارند.

---

[۱] Ibish Mazreku

[۲] Non-Performing Loans(NPL)

[۳] Arellano-Bond Dynamic Panel

[۴] Brendan Epstein

[۵] Developing and Emerging Economies

[۶] Advanced Economies

دونالدســـون جی آر[1]و همکاران (۲۰۱۹) به بررســـی بدهی بالای خانوار و بیکاری، با استفاده از مدل جستجوی نیروی کار[2]به تشریح این پدیده که بدترین نزول اشتغال، اغلب به دنبال گســـترش بدهی خانوار اتفاق می‌افتد، پرداختند. از آنجایی که غالب بدهی خانوارها از طریق سیستم بانکی ایجاد می شود لذا بطور خاص، اثر تسهیلات خانوار بر بازار نیروی کار را بررسی نموده و نتایج زیر را منتشر کردند:

بدهی موجود در ترازنامهٔ خانوارها منجر به بروز مشـکل مازاد بدهی[3]می‌شـود که خود منجر به تقاضای دستمزد بالاتر از طرف کارگران برای پوشش هزینه‌های ناشی از تسهیلات یا بدهی‌هایشان می شود، این نتیجه نیز در شرایطی تنظیم می شود که بدهی، حاصل قراردادی بهینه[4]اسـت که خانوارها توسـط آن نیازهای نقدینگی فعلی خود را جبران می‌کنند. در پاسـخ به درخواسـت افزایش حقوق، بنگاه‌ها افزایش دسـتمزدها را اعمال می کنند اما بدلیل افزایش هزینه‌های نا شی از افزایش د ستمزد، فر صتهای شغلی کمتری را ایجاد می‌نماید که منجر به افزایش بیکاری می‌شود.

[1]Jason Roderick Donaldson
[2]Labor-Search Model
[3]Debt-Overhang Problem
[4]Optimal Contracts

فصل سوم

روش‌شناسی تحقیق

۳- مقدمه

این پژوهش تأثیر سپرده‌ها و تسهیلات بخش بانکی بر بیکاری استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ را با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل دیتا مورد ارزیابی قرار می‌دهد. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل سپرده‌ها و تسهیلات سیستم بانکی ایران در دورهٔ ۱۳۹۵-۱۳۸۵ است. داده‌های این پژوهش بر اساس آمار و اطلاعات خام بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و وزارت اقتصاد و دارایی گردآوری شده است. با توجّه به بررسی مدل، تخمین و تحلیل داده‌ها در این پژوهش با استفاده از ابزارهای اقتصادسنجی پانل دیتا و بر مبنای پژوهش ایزمت گوکر (۲۰۱۳) صورت گرفته است لذا در ادامه توضیحاتی دربارهٔ روش‌های بکارگرفته شده و همچنین مبانی نظری و الگوی مورد برآورد معرفی خواهد شد.

۳-۲- مدل اقتصادسنجی

مدل اقتصادسنجی پژوهش بر مبنای مدل اقتصادسنجی زیر بازنویسی شده است که در ذیل توضیحاتی دربارهٔ آن ارائه می‌شود:

$$y_{it} = \beta_i' x_{it} + u_{it} \text{ . برای } i = ۱.۲. \ldots . N; t = ۱.۲. \ldots . T$$

بطوریکه اندیس i بعد مقاطع و t نشان دهندهٔ بعد سری زمانی است. x_{it} بردار $k * ۱$ تخمین زننده‌های کاملا برونزا ست و β_i' ضرایب هستند.

بنابراین، فرض صفر و یک بشرح ذیل میباشد:

$$H_۰: \rho_{ij} = \rho_{ji} = cor(u_{it} . u_{jt}) = ۰ \text{ برای } i \neq j$$

$$H_۱: \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq ۰ \text{ برای } i \neq j$$

۳-۳- آزمون وابستگی مقطعی[۱]

در ادبیات اقتصاد سنجی پانل دیتا و در حالت کلی فرض بر این است که بین داده‌های بکارگرفته شده استقلال مقطعی وجود دارد و نادیده گرفتن وابستگی مقاطع می‌تواند باعث بوجودآمدن نتایج و تحلیل‌های اشتباه شودکه این وابستگی مقاطع می‌تواند ناشی از حذف آثار مشترک، آثار فضایی و یا نتیجهٔ تعامل بین شبکه‌های اقتصادی-اجتماعی باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۸) در پژوهش خود با عنوان آزمون ضریب لاگرانژ تورش تعدیل یافتهٔ خطای استقلال مقطعی" به بیان روند آزمون وابستگی مقطعی پرداخته‌اند که در ادامه شرح مختصری در مورد آزمون مذکور که در این پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد ارائه می‌شود:

[۱] Cross-Section dependence Test

موران[1](۱۹۴۸) آزمونی از اســـتقلال فضـــایی[2] با عنوان مدل مقطعی محض[3]ارائه کرد. آزمون موران توسـط آنسـلین[4](۱۹۸۸و۲۰۰۱) توسـعه یافت و رویکرد وی بسـتگی به انتخاب ماتریس فضایی داشت و در بسیاری از مدل‌های پانل اقتصادی و مالی در جایی که فضا برای مدل‌های وابســتگی مقطعی وجود ندارد، پاســخگو نبود. روش جایگزین برای آزمون آنســلین، آزمون همبستگی ضریب لاگرانژ[5](LM) بود که توسط بروش-پاگان[6](۱۹۸۰) استفاده شد که نیاز به مشـــخصـــات پیش فرض یک ماتریس فضـــایی ندارد. آزمون LM مبتنی بر میانگین مربعات ضریب همبستگی باقی‌مانده‌ها و کارکرد آن در مورد مدل‌های پانل دیتایی است که بعد مقاطع (N) متناسب با بعد زمان (T)،کوچک است. اما آزمون LM در جایی که N مرتبط با T بزرگ باشد انحراف قابل توجّهی نشان می‌دهد و این وضعیتی است که در غالب کارهای تجربی با آن مواجه شـــدیم و همچنین این آزمون زمانی دارای تورش اســـت در حالتی که میانگین گروهی صفر اما میانگین انفرادی متفاوت از صفر است(پسران، ۲۰۰۴).

فریز[7](۱۹۹۵) نسـخه‌ای از آزمون LM بروش-پاگان پیشـنهاد داد که در آن R_{AVE}^{2}، بر مبنای ضریب همبستگی مرتبهٔ دوم اسپیرمن است که در مدل‌های پانل دیتا، حتی در مورد مدل‌هایی که N مرتبط با T بزرگ است، کاربرد دارد. آمارهٔ فری در ادامه آمده است:

$$R_{AVE}^{2} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{r}_{ij}^{2} \qquad (1-3)$$

پســران(۲۰۰۴) جهت بررســی وابســتگی مقطعی در مدل‌های خطی پانل، آزمونی با کاربرد وســـیع طراحی نمود. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابلیت اجرا داشــته و در نمونه‌های کوچک دارای خصــوصــیات مطلوبی اســت. در هرحال آزمون CD یک مشـــکل بزرگ دارد، بعنوان مثال در جایی که میانگین همبســـتگی‌های غیرفردی جمعیت صفراست، اطمینان پایینی دارد، اگرچه زوج همبستگی‌های منحصربفرد جمعیت صفر نیستند.

پســران(۲۰۰۸) نســخهٔ تورش تعدیل شــدهٔ آزمون LM را ارائه نمود که در مدل‌های پانل دیتا با تأکید بر رگرســورهای همگن و خطای اســتاندارد میانگین واقعی و واریانس آماری LM ، مورد استفاده می‌گیرد. LM تعدیل یافته با استفاده از نتایج امان الله[8](۲۰۰۴) بدست آمده اســت، بطوریکه تمرکز بر LM آماری برای T و N ثابت، درســت اســت. مهمتر این که

[1] Moran
[2] Spatial independence
[3] Pure Cross-Section Model
[4] Anselin
[5] Lagrange Multiplier Correlation Test
[6] Breusch and Pagan
[7] Frees
[8] Aman Ullah

نتیجه بد ست آمده نشان داد که تورش تعدیل یافته، حتی اگر میانگین مقاطع نزدیک صفر و آزمون CD پسران سازگار نباشد، سازگار است. بطور خلاصه پسران (۲۰۰۸) این انحراف را با ا ضافه کردن واریانس و آزمون میانگین آماری، تعدیل کرد و این آزمون، CDLM تعدیل یافته نام‌گذاری شد($CDLM_{adj}$).

۳-۴- آزمونهای استقلال مقطعی

✓ آزمون فریدمن:

فریدمن[۱](۱۹۳۷) آزمون ناپارامتریک بر مبنای ضریب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن پیشنهاد داد که می‌توان بعنوان ضریب همبستگی گشتاورهای تولید معمولی، ا ستدلال کرد. آمارهٔ فریدمن بر مبنای میانگین همبستگی اسپیرمن بصورت زیر است:

$$R_{AVE} = \frac{۲}{N(N-۱)} \sum_{i=۱}^{N-۱} \sum_{j=i+۱}^{N} \hat{r}_{ij} \qquad (۲-۳)$$

طوری که $\hat{r}_{ij}$ برآورد نمونه از ضریب همبستگی رتبه‌ای باقی‌مانده‌هاست.

✓ بروش پاگان :

با توجّه به مفهوم " معادلهٔ رگرسیون ظاهراً مرتبط"(SURE)[۲]با N ثابت، بطوریکه $T \to \infty$ ، بروش پاگان(۱۹۸۰)، آمارهٔ LM برای آزمون فرض صفر معادلهٔ خطای همبستگی مقطعی که بویژه محاسبهٔ را ساده کرده و نیاز به سیستم برآورد مدل SURE ندارد. آمارهٔ آزمون LM بصورت زیر است:

$$LM = T \sum_{i=۱}^{N-۱} \sum_{j=i+۱}^{N} \hat{\rho}_{ij}^{۲} \qquad (۳-۳)$$

فرض صفر آمارهٔ مذکور بشرح ذیل می‌باشد:

$$H_{.}: Cov(u_{it}.u_{jt}) = ۰. \text{ برای همهٔ } t \text{ و } i \neq j$$

✓ روش امان الله(۲۰۰۴):

امان الله(۲۰۰۴) تکنیکی را برای بدست آوردن مقدار گشتاور واقعی و تقریبی تخمین‌زننده‌های اقتصادسنجی و آزمون آماره، ارائه داده است. از این رویکرد برای تصحیح اریب آمارهٔ LM در نمونهٔ کوچک استفاده می‌کنیم.

---

[۱] Friedman

[۲] Seemingly Unrelated Regression Equation

برای بدست آوردن آزمون اریب تعدیل شدهٔ LM مفروضات ذیل را در نظر می‌گیریم:

فرض ۱: برای هر i ، جزء اخلال u_{it} ، با میانگین صـــفر و واریانس $0 < \sigma_i^2 < \infty$ ، بصورت سریالی مستقل هستند.

فرض ۲: فرض صفر بصورت زیر تعریف می‌شود

$$H_0: u_{it} = \sigma_i \varepsilon_{it}. \varepsilon_{it} \sim IIDN(0,1)$$ برای همهٔ i و t

فرض ۳: تخمین زننده‌های x_{it} ، برونزا است، بطوریکه $E(u_{it}|X_i)=0$ برای همهٔ i و t

بطوریکه $X_i = (x_{1t}, \ldots . x_{iT})'$ و $X_i'X_i$ یک ماتریس معین مثبت است.

با توجّه به مفروضات فوق آمارهٔ اریب تعدیل شدهٔ آزمون LM بشرح ذیل است:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\mu_{Tij}} \qquad (4-3)$$

$$H_0: Cov(u_{it}. u_{jt}) = 0$$ برای همهٔ $i \neq j$ و t

۳-۵-آزمون ریشه واحد:

تیلور و ســـارنو(۱۹۹۸)[1]، بروار[2]و همکـاران(۲۰۰۲)، بـای و ان جی[3](۲۰۰۴) و پســـران(۲۰۰۶) می توانند در بین آزمون‌های ریشـــه واحد که بر روی وابســـتگی مقطعی کارکرده‌اند، نام برد. تمرکز آزمون‌های مذکور بر روی شکست‌های ساختاری سری‌ها نیست. زمانی که در سری‌های زمانی شکست‌های ساختاری وجود دارد، این روش‌ها نتایجی با اریب ارائه می‌دهند(چارمزا و ددمن۱۹۹۷[4]). برای از بین بردن عدم کارایی مذکور، کاریون آی ســـیلوســـتر (۲۰۰۵[5])، آزمون ریشـــه واحد پانل کوو یاتوفســـکی، فیلیپس، اشـــمیت و شین(PANKPSS[6]) که وابستگی مقطعی بیشتر از پنج شکست ساختاری در سری‌ها را انجام می‌دهد. فرض صفر در این آزمون "*سازگاری*" است.

بر اسـاس پژوهش کوویاتوفسـکی و همکاران (۱۹۹۱)، آزمون PANKPSS با توجّه به نواقصـی که آزمون‌های پیشـین در رد کردن فرض صـفر ریشـه واحد داده‌های سـری زمانی

---

[1] Tylor and Sarno
[2] Breuer
[3] Bai & Ng
[4] Charemza & Deadman
[5] Carrion-i-Silvestre
[6] Panel Kwiatkowski, Philips, Schmidt and Shin

دا شتند بوجود آمده که در ادامه بطور خلا صه مراحل و دلایل ارائهٔ آزمون PANKPSS آورده شده است:

حقایق بدست آمده از تجربیات گذشته نشان می‌دهند که آزمون‌های استاندارد ریشه واحد برای رد کردن فرض صفر یک ریشه واحد برای بسیاری از سری‌های زمانی با شکست مواجه شده ا ست. این م ساله اولین با بطور سیستماتیک در مقالهٔ نلسون و پولر(۱۹۸۲)[۱]، که آزمون دیکی-فولر را برای داده‌های سری زمانی ۱۴ سالهٔ ایالات متحده مورد استفاده قراردادند، خود را نشان داد. این مشکلات حتی با بکارگیری خطای خودهمبستگی در آزمون های تقو یت شدهٔ سعید و دیکی(۱۹۸۴)[۲] یا آزمون فیلیپس(۱۹۸۷) و فیلیپس و پرون(۱۹۹۸)[۳] نیز تغییری نکرد، نتایج مشابه برای بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادکلان نیز بدست آمده است.

نتایج استانداردی که از شواهد تجربی بدست آمده، این است که بسیاری یا اغلب سری‌های زمانی اقتصاد شامل یک ریشه واحد هستند و توجّه به این نکته مهم ا ست که در کارهای تجربی ریشه واحد، که درآن فرض صفر آزمون می شود، و یا رو شی که در آن آزمون فرض کلاسیک، با اطمینان انجام شده، فرض صفر پذیرفته شده است مگر اینکه شواهد قوی‌ای برخلاف آن وجود داشته باشد. آزمون KPSS که رهیافتی جایگزین برای آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته است، بشرح ذیل است:

$$KPSS_{ijt}(\xi) = \frac{T^{-2}\sum_{t=1}^{T} S_{ijt}^{2}}{S_{ijT}^{2}(\xi)} \qquad (5-3)$$

بطوریکه فرض صفر آن پایا بودن متغیّرهای سری زمانی است.

۳-۶- برآورد ضرایب هم‌انباشتگی[۴]

ضرایب هم‌انباشتگی فردی با استفاده از روش اثرات همبستگی عادی (CCE)[۵]که تو سط پسران(۲۰۰۶) تو سعه یافت، برآورد شده ا ست. این روش وابستگی مقطعی را نشان می‌دهد. CCE تخمین‌زننده‌ای است که می‌تواند نتایج باثباتی که تقریب نرمال را زمانی‌که بعد زمان کوچکتر یا بزرگتر از مقاطع است را تولید نماید و می‌تواند مقادیر تعادل بلندمدت مجزا را برای واحدهای مقاطع زمانی محاسبه نماید (پسران ۲۰۰۶).

---

[۱] Nelson & Plosser
[۲] Said & Dickey
[۳] Phillips & Perron
[۴] Estimation to Cointegration Coefficients
[۵] Common Correlated Effects

ضـــر یب هم‌انباشـــتگی پا نل توســـط روش "آ ثارگروهی م یانگین همبســـ ته معمولی(CCMGE)[1]" برآورد شده و توسط پسران (۲۰۰۶) توسعه یافته است.

۳-۷-آزمون اف لیمر

آزمون اف لیمر یا چاو در داده‌های پانل برای انتخاب بین روش‌های رگرسیون تجمیعی یا رگرسیون با اثرات ثابت استفاده می‌شود. آمارهٔ این آزمون بشرح ذیل است:

$$F = (\frac{RRSS - URSS}{N - ۱})/(\frac{URSS}{NT - N - K}) \qquad (۶-۳)$$

که در آن:

$RRSS$: مجموع مجذورات پسماندهای مدل مقید

$URSS$: مجموع مجذورات پسماندهای مدل غیرمقید

N: تعداد مقاطع

T: دورهٔ زمانی

K: تعداد متغیرهای توضیحی مدل

NT: تعداد مشاهدات تعدیل شده

فرضیه صفر و فرضیهٔ مقابل این آزمون بشرح ذیل است:

$$\begin{cases} H_۰: \alpha_۱ + \alpha_۲ + \cdots + \alpha_n \\ H_۱: \alpha_i \neq \alpha_j \quad i \neq j \end{cases} \qquad (۷-۳)$$

$H0$: عرض از مبدأ همهٔ مقاطع یکسان است.

$H1$: لااقل یک مقطع دارای عرض از مبدأ متفاوت است.

در این آزمون فرضیه صفر $(H_۰)$ بمعنای یکسان بودن عرض از مبداء مقاطع در مقابل فرضیه $H_۱$ یعنی ناهمسانی عرض از مبداءها آزمون می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود به معنی یکسان بودن شیب‌ها برای مقاطع مختلف بوده و قابلیت ترکیب شدن داده‌ها و استفاده از مدل رگرسیون ترکیب شده از نظر آماری مورد تأیید قرار می‌گیرد و فرضیات تحقیق با استفاده از روش داده‌های تجمیعی مورد آزمون قرار می‌گیرد. چنانچه فرضیه تأیید نشود، روش

[1] Common Correlated Mean Group Effects

داده‌های تابلویی(پانل دیتا) پذیرفته می‌شود و فرضیات تحقیق با استفاده از روش داده‌های تابلویی مورد آزمون قرارمی‌گیرد.

۳-۸-آزمون هاسمن

بر اساس نتایج آزمون اف-لیمر(چاو) و آزمون فرضیات آن در صورتی که فرضیهٔ صفر رد شود استفاده از داده‌های تابلویی(پانل دیتا) مورد تأیید قرار می‌گیرد. رایج ترین آزمون برای تعیین نوع مدل داده های تابلویی (پانل دیتا) آزمون هاسمن است این آزمون بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون برآورد شده و متغییرهای مستقل مدل شکل گرفته است. به عبارت دیگر ، اگر براساس آزمون اف-لیمر، روش داده های تابلویی تأیید شود، این پرسش مطرح است که آیا تفاوت در عرض از مبدا واحد های مقطعی به طور ثابت عمل می کند یا اینکه عملکردهای تصادفی می توانند این اختلاف بین واحدها را به طور واضح‌تری بیان نماید که این دو روش به ترتیب روش های اثرات ثابت و اثرات تصادفی نامیده می‌شود. برای تشخیص این موضوع ازآزمون هاسمن استفاده می شود. آماره هاسمن دارای توزیع کای دو با درجه آزادی K تعداد متغیرهای توضیحی به صورت زیرمی باشد:

فرض کنید یک مدل خطی به صورت زیر برای تشخیص رابطه بین بردار متغیرهای مستقل X و متغیر وابسته Y ساخته شده است. واضح است که عبارت e جمله خطا را تشکیل داده است.

$$y = bx + e \qquad (۸-۳)$$

در اینجا b برداری از ضرایب مدل رگرسیونی مدل در نظر گرفته شده‌است . براساس نمونه تصادفی دو تخمین‌زننده با شیوه‌های متفاوت، برای بردار ضرایب مدل رگرسیونی ساخته شده است که اولی را با b_0 و دومی را با b_1 می‌شناسیم. تحت فرض صفر هر دوی این تخمین‌زننده‌ها سازگار هستند. به این معنی که با افزایش حجم نمونه، این دو تخمین‌زننده در میانگین با یکدیگر برابر خواهند بود. از طرفی برآوردگر b_1 کارا است، به این معنی که دارای واریانس مجانبی کوچکتری نسبت به مجموعه‌ای خاص از برآوردگرها است که b_0 نیز در این مجموعه قرار دارد. تحت فرض مقابل، b_0 سازگار است در حالیکه b_1 این چنین نیست. به این ترتیب آماره آزمون هاسمن به شکل زیر تعریف می‌شود.

$$H = (b_1 - b_0)'\big(Var(b_0) - Var(b_1)\big)^{\dagger}(b_1 - b_0) \qquad (۹-۳)$$

قاعده تصمیم گیری آماری به قرار زیر است:

$$\begin{cases} \text{H0: ندارد وجود همبستگی توضیحی متغیرهای و (مقاطع) فردی اثرات بین} & \text{(تصادفی اثرات مدل)} \\ \text{H۱: دارد وجود همبستگی توضیحی متغیرهای و (مقاطع) فردی اثرات بین} & \text{(ثابت اثرات مدل)} \end{cases}$$

بنابراین پذیرفته نشدن فرضیهٔ صفر ($H0$) به معنای وجود مدل با اثرات ثابت است.

با توجّه به مدل اقتصاد سنجی مذکور، در این مطالعه نرخ بیکاری (UN)، سپرده‌های بانکی (DEP)، تسهیلات بانکی (LOAN)، نرخ تورم(INF) از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[1]، تولیدات استانی (P) از بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت اموراقتصادی و دارایی[2] و داده‌های مربوط به سرمایه (CS) از پژوهش سهیلی و همکاران (۱۳۹۶) ، برای دورهٔ ۱۳۹۵-۱۳۸۵ استان‌های ایران مورد استفاده قرار گرفته است. مدل ارائه شدهٔ زیر در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است.

$$UN_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 DEP_{it} + \beta_2 LOAN_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 P_{it} + \beta_5 CS_{it} + \varepsilon_{it}$$

[1] www.cbi.ir

[2] www.emim.mefa.ir

فصل چهارم

معرفی مدل و تفسیر نتایج

۴-۱-مقدمه

در فصل سوم در مورد متغیّرهای پژوهش، قلمرو زمانی و مکانی، نحوهٔ جمع‌آوری و شیوهٔ محاسبهٔ داده‌ها، روش تحقیق و نیز مدل تحقیق مطالب لازم ذکر شده است.

در این بخش با استفاده از نرم‌افزار Eviews داده‌های بدست‌آمده، مورد تجزیه و تحلیل قرارگرفته است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها فرآیندی چند مرحله‌ای است که طی آن داده‌هایی که از روش‌های مختلف جمع‌آوری، طبقه‌بندی، تلخیص و در انتها پردازش می شوند، تا زمینهٔ برقراری انواع تحلیل‌ها و ارتباط بین متغیّرها، به منظور آزمون فرضیه‌ها فراهم شود. در این فرایند، پس از مشخص نمودن روش تحقیق، با ا ستفاده از ابزارهای منا سب، داده‌های مورد نیاز جهت آزمون فر ضیه‌ها جمع‌آوری شده و با استفاده از فنون مبتنی بر روش‌های آماری مناسب که با نوع متغیّرها، روش تحقیق و ... سازگاری دارد، به دسته‌بندی و تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته شده و در نهایت فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرارگرفته و پرسش‌های پژوهش را پاسخ خواهد داد.

برای تجزیه و تحلیل داده‌های گردآوری‌شده از تکنیک‌های آماری (استنباطی و توصیفی) و استفاده از رسم جداول و نمودارهای لازم استفاده شده است. آزمون‌های مقدماتی‌ای مثل آزمون ریشه واحد و آزمون هم‌انباشتگی انجام خواهد شد. پس از تأیید نتایج حاصل از آزمون‌های مقدماتی، فر ضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرارگرفته و نتایج به شکل یک مدل رگر سیونی تخمین زده می شود. با توجّه به اینکه داده‌های پژوهش حاضر بصورت تابلویی(پانل) هستند، آزمون‌های اف لیمر(چاو) و هاسمن برای تشخیص اینکه مدل دارای اثرات ثابت یا تصادفی است انجام می‌گردد.

در این پژوهش جهت آزمون فرضیه‌ها، از نرم‌افزار Eviews نسخهٔ ۱۰ استفاده شده است.

۴-۲- معرفی متغیّرهای مدل

نماد متغیّرهای واب سته و م ستقل ا ستفاده شده در این پایان‌نامه و معادل فار سی هر یک به شرح جدول ذیل است:

جدول ۴-۱: متغیّرهای استفاده شده در مدل

ردیف	نماد متغیر	معادل فارسی
۱	UN	نرخ بیکاری
۲	INF	نرخ تورم
۳	DEP	حجم سپرده‌های بانکی
۴	LOAN	حجم تسهیلات بانکی
۵	CS	موجودی سرمایه
۶	P	تولید

UN، متغیّر وابستهٔ مدل است که بصورت نرخ از داده‌های مرکز آینده‌پژوهی و مدلسازی اقتصادی[1] وزارت اقتصادودارایی استخراج شده است. در این مطالعه، متغیّر وابستهٔ بیکاری بصورت UN_{it} در مدل رگرسیون مورد برآورد قرارگرفته است.

DEP، یکی از متغیّرهای مستقل و اصلی پژوهش است که بصورت عدد مطلق و به میلیارد ریال از داده‌های بخش بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[2] استخراج شده است. در این مطالعه متغیّر سپرده‌های بخش بانکی بصورت DEP_{it} در مدل رگرسیون مورد برآورد قرارگرفته است.

$LOAN$، یکی دیگر از متغیّرهای مستقل و اصلی پژوهش است که بصورت عدد مطلق و به میلیارد ریال از داده‌های بخش بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. در این پژوهش متغیّر تسهیلات بخش بانکی بصورت $LOAN_{it}$ در مدل رگرسیون مورد برآورد قرار گرفته است.

INF، یکی از متغیّرهای کلان اقتصادی است که بصورت نرخ از داده‌های بخش اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. در این تحقیق متغیّر نرخ تورم بصورت INF_{it} در مدل رگرسیون مورد برآورد قرارگرفته است. لازم به توضیح است که از داده‌های کشوری این متغیّر به علت موجود نبودن نرخ تورم استانی، برای استان‌های ایران بصورت مشابه مورد استفاده قرارگرفته است.

P، متغیّر تولید استانی است که بصورت عدد مطلق و به میلیاردریال از داده‌های مرکز آینده-پژوهی و مدلسازی وزارت اقتصاد و دارایی استخراج شده است. در این مطالعه متغیّر مستقل تولید استانی بصورت P_{it} مورد برآورد قرارگرفته است.

CS، متغیّر سرمایهٔ استانی است، که بصورت عددمطلق و به میلیارد ریال با استفاده از داده‌های پژوهش محمدی و همکاران (۱۳۹۶) مورد استفاده قرارگرفته است. در این مطالعه متغیّر موجودی سرمایهٔ استانی بصورت CS_{it} مورد برآورد قرارگرفته است.

۴-۳- الگوی مورد برآورد

این مطالعه به بررسی رابطهٔ سپرده و تسهیلات بخش بانکی با بیکاری استانهای ایران پرداخته است. مدل مورد استفاده در این مطالعه بر اساس مطالعهٔ تجربی ایزمت گوکر(۲۰۱۵) و دیگر محققان اشاره شده در فصل دوم با اندکی تعدیلات به صورت زیر تصریح شده است:

$$UN_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 DEP_{it} + \beta_2 LOAN_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 P_{it} + \beta_5 CS_{it} + \varepsilon_{it}$$

[1] www.emim.mefa.ir

[2] www.cbi.ir

در مدل ارائه شدهٔ مذکور i نشان دهندهٔ مقاطع(استان‌های ایران) و t نشان دهندهٔ دورهٔ زمانی برآورد مدل یعنی سال‌های ۹۵-۱۳۸۵ است. ε_{it} نیز خطای برآورد داده‌های تابلویی است.

۴-۴ - آمار توصیفی متغیّرهای تحقیق

آمار توصیفی عبارتست از مجموعه روش‌هایی که برای گردآوری، طبقه‌بندی، تلخیص و توصیف داده‌های حقیقی به کار می‌رود. این شاخه از آمار در واقع داده‌ها و اطلاعات پژوهش را توصیف می‌کند و طرح یا الگوی کلی از داده‌ها را برای بکارگیری سریع و بهتر از آن‌ها فراهم می‌کند. همچنین با استفاده از آمار توصیفی، اطلاعاتی در مورد پارامترهای مرکزی و پراکندگی داده‌های تحقیق بدست می‌آید.

بطور خلاصه، با استفادهٔ مناسب از آمار توصیفی می‌توان خصوصیات یک سری اطلاعات در قالب داده‌های گردآوری شده را بیان کرد و علاوه بر فهم بهتر نتایج آزمون‌ها، مقایسهٔ نتایج این آزمون‌ها را با نتایج آزمون‌ها و مشاهدات دیگر نیز تسهیل می‌شود.

آماره‌های توصیفی متغیّرهای مدل با استفاده از نرم افزار EViews به قرار ذیل است که در جدول۴-۲ به صورت میانگین(Mean)، میانه (Median)، ماکزیموم (Maximum)، مینیمم (Minimum)، انحراف از معیار (Std. Dev.)، میزان چولگی (Skewness)، کشیدگی (Kurtosis) و آمارهٔ جارک-برا (Jarque-Bera) به تفکیک تک تک متغیّرها آورده شده است.

مهم ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهندهٔ نقطهٔ تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است که بر اساس جدول (۴-۲) میانگین نرخ بیکاری و نرخ تورم بترتیب ٪۱۱,۴۵ و ٪۱۸,۳۸ است. یکی دیگر از پارامترهای توصیفی، انحراف معیار است که نشان دهندهٔ پراکندگی داده‌ها است. همچنین پارامترهای مینیمم و ماکسیمم در جدول فوق، دامنهٔ تغییرات داده‌ها را نشان می‌دهد، مینیمم متغیّر بیکاری ٪۵,۳، مربوط به سال ۱۳۸۵ استان آذربایجان شرقی و ماکسیمم آن، ٪۲۲، مربوط به سال ۱۳۹۵ استان کرمانشاه میباشد، همچنین بیشترین نرخ بیکاری استان آذربایجان شرقی در دوره پژوهش حاضر، ٪۱۲,۴ مربوط به سال ۱۳۹۱ و کمترین نرخ بیکاری استان کرمانشاه، ٪۱۲,۱ مربوط به سال ۱۳۸۱ میباشد.

کمترین و بیشترین مقدار سپرده مربوط به استانهای کهگیلویه و بویراحمد سال ۱۳۸۵ و استان اصفهان سال ۱۳۹۵ با مبالغ ۴۰۹۷ میلیارد ریال و ۶۷۱۵۲۲ میلیارد ریال میباشد و کمترین و بیشترین مقدارتسهیلات نیز بترتیب مربوط به استانهای خراسان‌جنوبی سال ۱۳۸۵ و اصفهان سال ۱۳۹۵ با مبالغ ۴۳۳۸ میلیاردریال و ۴۵۸۲۴۶ میلیارد ریال است. میانه نقطهٔ میانی داده‌ها، که نیمی از داده‌ها از آن کوچکتر و نیمی دیگر بزرگتر از آن هستند، را نشان می‌دهد.

جدول ۴- ۲: آماره های توصیفی متغیرهای تحقیق

نام متغیّرها	UN	DEP	LOAN	CS	P	INF
Mean	۱۱.۴۵	۷۰۵۱۲.۳۹	۶۰۸۱۰.۳۰	۱۹۳۱.۱۱	۱۵۵۸۵۷.۳۰	۱۸.۳۸
Median	۱۱.۲۰	۳۶۹۴۷.۲۷	۴۰۲۷۱.۹۶	۱۶۵۳.۸۹	۱۰۱۰۸۸.۰۰	۱۵.۶۰
Maximum	۲۲.۰۰	۶۷۱۵۲۱.۶۰	۴۵۸۲۴۶.۳۰	۶۳۵۹.۶۳	۷۸۵۱۶۴.۰۰	۳۴.۷۰
Minimum	۵.۳۰	۴۰۹۶.۵۱	۴۳۳۸.۰۰	۲۳۸.۲۳	۱۱۷۱۵.۰۰	۹.۱۰
Std. Dev.	۳.۰۱	۹۵۹۹۷.۲۴	۶۴۱۰۶.۰۳	۱۰۵۳.۴۴	۱۵۵۳۴۵.۰۰	۸.۲۷
Skewness	۰.۶۰	۳.۳۲	۲.۷۳	۱.۰۹	۱.۹۴	۰.۷۴
Kurtosis	۳.۳۶	۱۶.۲۰	۱۲.۶۰	۴.۰۵	۶.۶۳	۲.۲۰
Jarque-Bera	۲۰.۶۱	۲۸۴۱.۰۱	۱۵۸۴.۸۸	۷۵.۷۴	۳۶۶.۴۶	۳۶.۵۱
Probability	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰
Sum	۳۵۷۳.۷۰	۲۱۹۹۹۸۶۷	۱۸۹۷۲۸۱۳	۶۰۲۵۰۵	۴۸۶۲۷۴۹۳	۵۷۳۴.۶۰
Observations	۳۱۲.۰۰	۳۱۲.۰۰	۳۱۲.۰۰	۳۱۲.۰۰	۳۱۲.۰۰	۳۱۲.۰۰

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز(پیوست شمارهٔ ۱)

۴-۴-۱-روند سری زمانی متغیّرهای مورد مطالعه

۴-۴-۱-۱- بیکاری

بیکاری یکی از مهمترین مسائل اقتصادی و اجتماعی کشورهای در حال توسعه می باشد که ابعاد گوناگون عواقب منفی آن در بخش های مختلف هر جامعه‌ای غیر قابل انکاراست. از این رو یکی از مهمترین اهداف سیاستگذاران اقتصادی و اجتماعی کشورها، کاهش بیکاری و ایجاد فرصتهای شغلی جدید است، در این میان منطقهٔ منا[۱]بالاترین نرخ بیکاری در جهان را دارد که حدود ۱۰/۳ درصد است(شاه آبادی و همکاران، ۱۳۹۵). براساس آمار سازمان بین المللی کار(ILO)[۲]در سال ۲۰۱۹ نرخ بیکاری جمعیت بالای ۱۵ سال دنیا ٪۵ و بالاترین و پایین‌ترین نرخ بیکاری به ترتیب مربوط به فلسطین اشغالی[۳]با ۲۹,۹٪ و قطر[۴]با ۰,۲٪ است و در همین سال نیز نرخ بیکاری ایران ۱۲٪ گزارش شده است. آمار روزافزون رشد جمعیت در ایران طی سال‌های گذشته، پایین بودن ظرفیت‌های تولیدی، تحریم‌های بین‌المللی اقتصادی و مالی، باعث بروز بحران بیکاری در ایران شده است(نمودار ۴-۱).

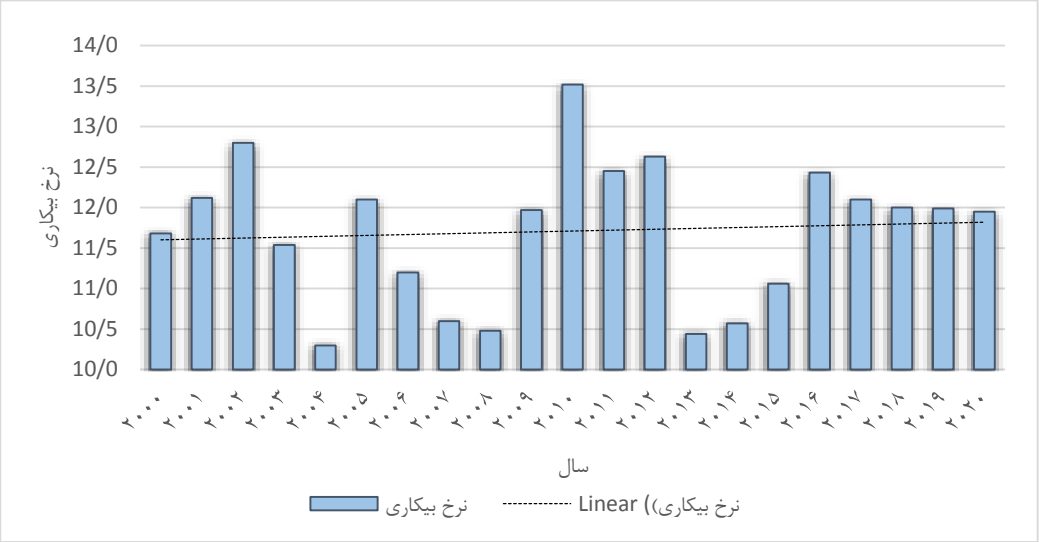
[۱] کشورهای منطقهٔ منا به کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا شامل الجزایر، بحرین، مصر، ایران، عراق، اردن، کویت، لبنان، یمن، امارات متحدهٔ عربی، لیبی، مراکش، عمان، فلسطین، قطر، عربستان، سوریه و تونس گفته می‌شود.

[۲] International Labour Organization

[۳] Occupied Palestinian territory

[۴] Qatar

نمودار۴-۱- بیکاری ایران بر اساس داده سازمان بین المللی کار



منبع: داده‌های سازمان بین المللی کار

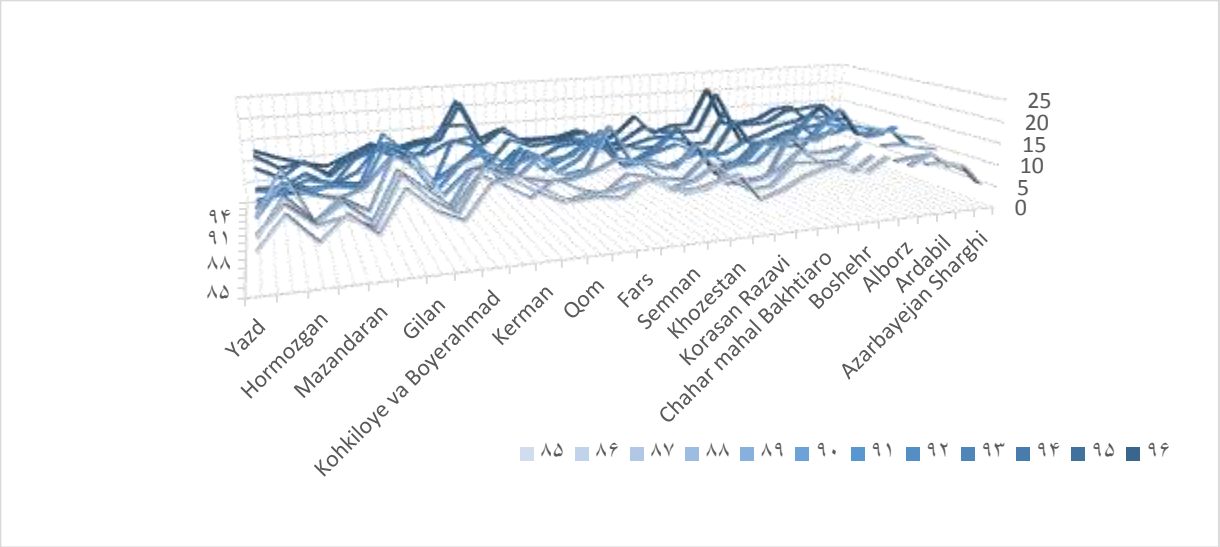
بر اساس سالنامهٔ آماری کشور۱۳۹۶ مرکز آمار ایران در طرح آمارگیری از نیروی کار در سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ تمام افراد ۱۰ ساله و بیش‌تر که در طول هفته مرجع[۱] طبق تعریف کار، حداقل یک ساعت کار کرده و یا بنا به دلایلی بطور موقت کار را ترک کرده باشند، شاغل محسوب می‌شوند. بیکار به افرادی اطلاق می‌شود که طی ۷ روز پیش از مراجعهٔ مأمور سرشماری حداقل یک ساعت کار نکرده باشد و دارای شغلی نیز نبوده است و در صورت داشتن دو شرط ذیل بیکار محسوب می‌شوند.

۱-در ۳۰ روز گذشته برای جستجوی کار، اقدامات مشخصی را نظیر ثبت نام یا پیگیری در مؤسسات کاریابی، پرس و جو از دوستان، تماس با کارفرمایان، مطالعه آگهی‌های استخدامی و ... انجام داده باشند.

۲-آماده به کار باشند، یعنی طی یک دوره ۱۵ روزه شامل ۷ روز گذشته و ۷ روز آینده آمادگی شروع کار را داشته باشند، همچنین افراد ذیل بیکار محسوب شده‌اند.

[۱] هفتهٔ قبل از طرح آمارگیری

نمودار۴-۲- روند بیکاری استان‌های ایران ۱۳۸۵-۱۳۹۶



منبع: داده‌های بانک مرکزی

بر ا ساس همین گزارش در سال ۱۳۹۶ و بر ا ساس طرح آمارگیری از نیروی کار ۴۰/۳ در صد جمعیت ۱۰ ساله و بیش‌تر در کشور از نظر اقتصادی فعال محسوب می‌شوند. نرخ بیکاری در میان این گروه جمعیتی ۱۲/۱ در صد بوده که نرخ بیکاری مردان ۱۰/۲ در صد، زنان ۱۹/۸ در صد و نرخ بیکاری کل نقاط شهری و رو ستایی به ترتیب ۱۳/۴ در صد و ۸/۲ در صد بوده ا ست. همچنین در سال ۱۳۹۶ نرخ بیکاری جمعیت فعال ۲۴-۱۵ ساله و ۲۹-۱۵ ساله به ترتیب ۲۸/۴ و ۲۵/۳ در صد بوده ا ست. در سال مذکور از میان ا ستان‌های ک شور، کرمان شاه، چهارمحال بختیاری و خوز ستان به ترتیب با ۲۱/۶، ۲۰/۸ و ۱۴/۷ در صد بیش‌ترین نرخ بیکاری و ا ستان‌های مرکزی، سمنان، هرمزگان و خراسان شمالی به ترتیب با ۷/۹، ۷/۹، ۹/۰ و ۹/۷ درصد کمترین نرخ بیکاری را به خود اختصاص داده‌اند.

بر اساس مطالب مذکور، در این پژوهش، داده‌های مربوط به متغیّر نرخ بیکاری استانها (متغیّر وابسته) از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است(نمودار ۴-۲).

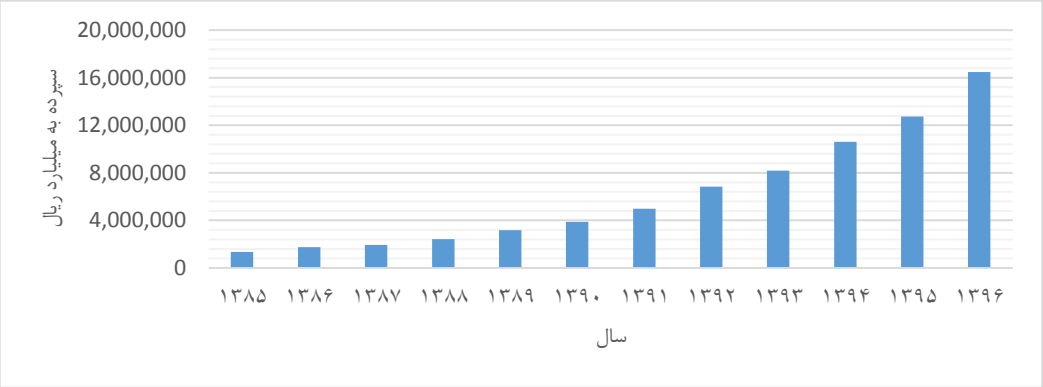
۴-۴-۱-۲- سپرده

سپرده به عنوان مهمترین منبع تأمین مالی بانک‌هاست که نقشی اساسی در پیشبرد صنعت بانکداری دارد. موجودیت و توسعهٔ بانک‌ها بطور اساسی متأثر از بخش‌های مختلف جامعه است. اگرچه هر بانکی انتظار دارد که جریان سپرده‌ها کافی و روان باشد، اما تغییرات در اقتصاد و فعالیت‌های تجاری، مدیریت سپرده‌ها را به چالشی برای مدیران بانک‌ها تبدیل کرده ا ست. سپرده، شریان حیات بانک‌ها ست و تحلیل عملکرد سپرده‌ها عامل ا صلی عملکرد کلی بانک‌ها ست(تا سنما خان[۱] ۲۰۱۸).

[۱] Tasneema Khan

در نظریات رشد اقتصادی معمولا چنین بحث می شود که هرچه سطح پس‌انداز در کشوری افزایش یابد، عرضهٔ منابع سرمایه‌ای بیشتر شده که این امر منجر به دسترسی سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی به منابع سرمایه‌ای بیشتر شده و موجبات تسهیل فرآیند سرمایه‌گذاری می‌شود و این امر به نوبهٔ خود باعث افزایش تولید و کاهش بیکاری می‌شود.

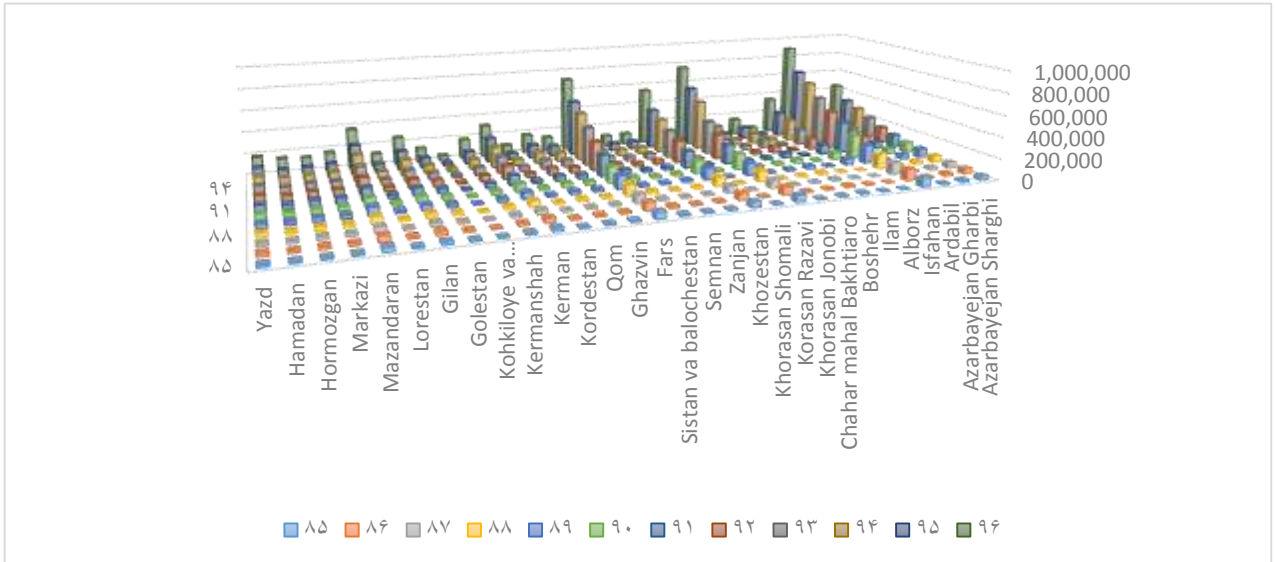
نمودار۴-۳- روند افزایش سپرده‌های بانکی ایران ۱۳۸۵-۱۳۹۶



منبع: داده‌های بانک مرکزی

با توجّه به نمودارهای (۴-۳) و (۴-۴) که روند افزایش سپرده‌های بانکی، رشد ۱۰ سالهٔ سپرده‌ها و همچنین روند افزایش سپرده‌های شبکهٔ بانکی استان‌های ایران از سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۶ را نشان می‌دهد، این انتظار وجود دارد که بخش سرمایه‌گذاری که متأثر از تزریق سرمایه در گردش از طریق شبکهٔ بانکی به فعالان اقتصادی است، دچار تغییر مثبت شود و موجب رشد تولید و کاهش بیکاری باشد.

نمودار۴-۴-روند افزایش سپرده‌های استان‌های ایران ۱۳۸۵-۱۳۹۶



منبع: داده‌های بانک مرکزی

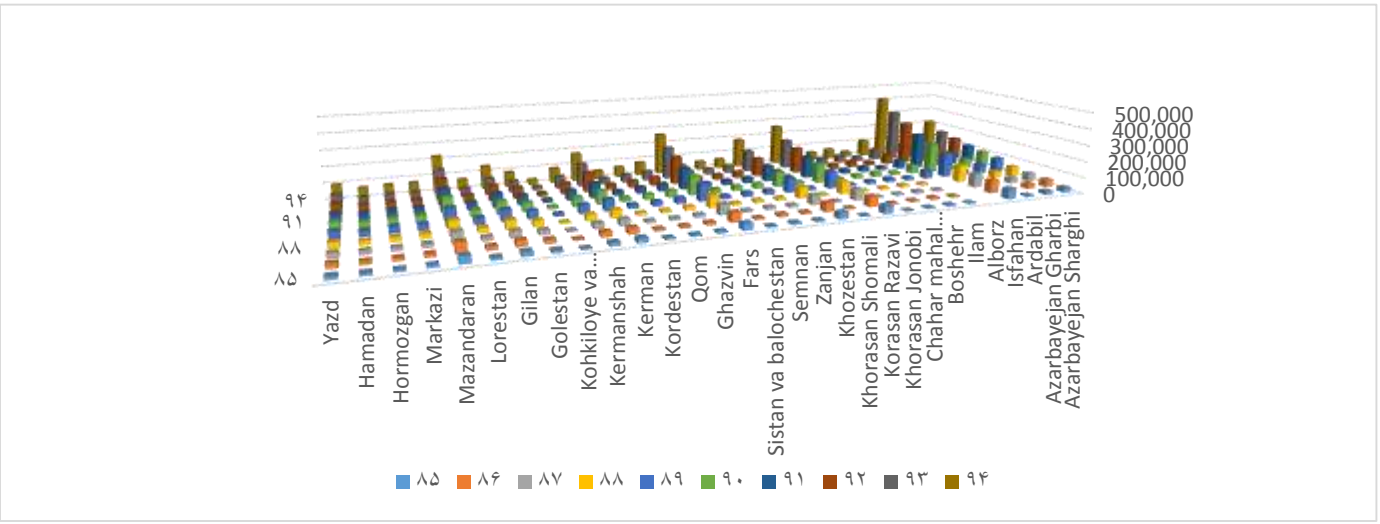
میزان افزایش سپرده‌های شبکهٔ بانکی از ۱۷۴۱ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۸۵ به مبلغ ۱۶۴۶۴ هزارمیلیارد ریال در سال ۱۳۹۵ رسیده است که شاهد افزایش ۹ برابری سپرده‌های سیستم بانکی و رشد ۲۵,۲۳ درصدی طی دورهٔ ۱۳۸۵-۱۳۹۶ هستیم. روند افزایش منابع سپرده‌ای شبکهٔ بانکی بصورت استانی نیز همانند کل کشور، بطور منظم و در تمامی استانها رشد چشمگیری داشته است.

داده‌های متغیّر سپرده در پژوهش حاضر با استفاده از آمارهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بصورت استانی از سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ استخراج شده است.

۴-۴-۱-۳- تسهیلات

نمودار (۴-۵) روند تسهیلات بخش بانکی استان‌های ایران از سال ۹۶-۱۳۸۵ را نشان می‌دهد. تسهیلات یا تخصیص منابع که در واقع مصارف سپرده‌های مشتریان نزد بانک‌هاست، بصورت سرمایه در اختیار اشخاص حقیقی و حقوقی جهت تولید و فعالیت‌های اقتصادی قرار می‌گیرد و در این راستا افزایش روند سپرده‌گذاری مردم نزد سیستم بانکی موجب رشد تأمین مالی و سرمایه‌گذاری واحدهای تولیدی، حاصل از پرداخت تسهیلات بانک‌ها شود.

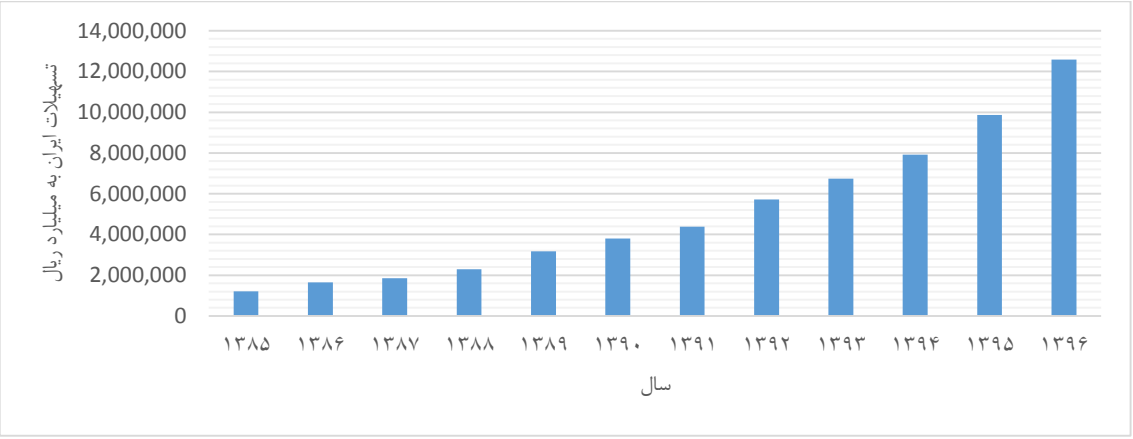
نمودار۴-۵-تسهیلات شبکهٔ بانکی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴



منبع: داده‌های بانک مرکزی

داده‌های خام دریافتی از مرکز آمار و اطلاعات بانک مرکزی بیانگر رشد این متغیر در طی ۱۲ سال به اندازهٔ ۲۱/۶۱٪ بوده و از مبلغ ۱۲۰۳ هزارمیلیاردریال در سال ۱۳۸۵ به ۱۲۵۸۷ هزارمیلیارد ریال در سال ۱۳۹۶ رسیده است. (نمودار۴-۶)

نمودار ۴-۶ روند تسهیلات ایران از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶



منبع: داده‌های بانک مرکزی

۴-۴-۱-۴- موجودی سرمایه

موجودی سرمایه از عوامل مهم در تولید است و نقشی اساسی در فعالیت‌های مولد و تحریک کنندهٔ بخش تولید و به تبع آن اشتغال است. کمبود منابع و از جمله سرمایه در اقتصاد کشور، شناسایی مجراها و عوامل اثرگذار سرمایه‌گذاری بر اشتغال و تولید را ضروری ساخته است. تجزیه و تحلیل اثر سرمایه‌گذاری بر نرخ ایجاد اشتغال و درآمد در تمامی بخش‌های اقتصادی برای برنامه‌ریزی‌های بلندمدت در جهت بهره‌برداری هر چه بهتر از منابع دارای اهمیت است (افقه و همکاران، ۱۳۹۳). از همین روست که موجودی سرمایه یکی از ضروریات اساسی در توسعهٔ اقتصادی هر کشور می‌باشد و واقعیتی که نمی‌توان از آن چشم‌پوشی کرد، نیاز به سرمایه‌گذاری برای کاهش نرخ بیکاری است.

رشد مداوم جمعیت و ظرفیت پایین تولید و سرمایه‌گذاری، موجب افزایش نرخ بیکاری در استان‌های ایران در سالهای اخیر شده است و برای کاهش نرخ بیکاری و بهبود شرایط اقتصادی، سیاست‌گذاری‌ها با توجّه به نقش انکارناپذیر سرمایه در تأمین اشتغال ضروری است. توسعهٔ فعالیت‌های اقتصادی بدون ایجاد شرایط افزایش تشکیل سرمایه در فعالیت‌های اقتصادی میسر نیست. لازمهٔ این امر، کارا عمل کردن بخش دولتی و مشارکت بخش خصوصی در فرآیند سرمایه‌گذاری است(حجتی، ۱۳۸۰).

در مطالعات اقتصادی و برنامه‌ریزی و سیاستگذاری نیاز به استفاده از آمارهای موجودی سرمایه است. در کشورهای در حال توسعه همانند ایران، به دلیل قابل اتّکا نبودن داده‌های موجودی سرمایه بصورت سری زمانی، برآورد تابع تولید با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی دارای مشکلات و معایب است که در غالب پژوهش‌ها روش‌های خام برای برآورد تابع تولید مورد استفاده قرارگرفته است. به عبارت دیگر، فرمول تعدیل شدهٔ سرمایه در تابع تولید جایگزین، به جای متغیّر موجودی سرمایه، مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین به

دلیل مشکلات محاسبهٔ استهلاک سرمایه‌های ثابت، موجودی سرمایه به سادگی قابل استخراج نیست(امینی و همکاران،۱۳۸۱).

- ✓ **مروری بر برخی از روش‌های برآورد موجودی سرمایه**

تکنیک‌های مرسوم برآورد موجودی سرمایه در این بخش در قالب دو گروه تقسیم بندی شده‌اند:

گروه اول: مطالعاتی که با استفاده از نظریات اقتصادی، الگوهای رشد، شرایط تعادل و تعاریف مختلف، موجودی سرمایه را برآورد کرده‌اند و شامل سه دستهٔ مختلف بشرح ذیل میباشند:

الف) مطالعاتی که با استفاده از روش نسبت سرمایه به تولید به برآورد موجودی سرمایه می‌پردازند که این شیوه در پژوهش‌های بانک مرکزی ایران، شهشهانی و ذوالنور و مطالعات سازمان ملل مورد استفاده قرار گرفته است و اساس اکثر مطالعات این دسته مستلزم فروض الگوی رشد هارود-دومار است که به دلایل زیر در کشورهای در حال توسعه غیرواقعی هستند:

الف-۱) ثابت بودن فرض میل متوسط به پس‌انداز و نسبت سرمایه به تولید. امکان ثابت بودن این نسبت‌ها در کوتاه مدت وجود دارد ولی در بلند مدت این نسبتها متغیّر هستند.

الف-۲) عدم برقراری هموارهٔ فرض برابری پس‌انداز و سرمایه گذاری به ویژه در کشورهای در حال توسعه

الف-۳) ثابت بودن فرض نسبت سرمایه به تولید مستلزم آن است که فرآیند سرمایه‌گذاری بر اساس الگوی شتاب نئوکلاسیک و مطابق با تابع تولید لئونتیف شکل گرفته باشد و این درحالی است که تشخیص نمایی تابع تولید به این شکل برای کشورهای در حال توسعه مستلزم دلایل قانع کننده‌تری است.

ب) مطالعاتی که با استفاده از روش روند نمایی سرمایه‌گذاری خالص به برآورد موجودی سرمایه پرداخته‌اند. مطالعات عرب مازار و کلانتری از این دسته اند.

در این مطالعات برای محاسبهٔ موجودی سرمایه از داده‌های آماری استهلاک بانک مرکزی استفاده شده است. حوادثی چون جنگ تحمیلی، وقوع انقلاب اسلامی سال ۱۳۵۷، تحریم‌های اقتصادی، رشد ثابت و یکنواخت سرمایه‌گذاری را مورد تردید قرار داده است.

ج) دستهٔ سوم با استفاده از روش موجودی دائمی[1](PIM) به برآورد موجودی سرمایه پرداخته‌اند. این روش به پیشنهاد سازمان ملل متحد، تقریباً توسط اکثر کشورها و از جمله ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد. بانک مرکزی و معصومه قارون برای برآورد موجودی سرمایه از این روش استفاده کرده‌اند. این روش نیز دارای برخی معایب است.[2]

گروه دوم: مطالعاتی که برای برآورد موجودی سرمایه از تابع تولید استفاده شده است. بدین صورت که تخمین تابع تولید از طریق جایگزینی روابط به جای موجودی سرمایه صورت می‌گیرد و سپس بر مبنای تخمین حاصل از پارامترها، موجودی سرمایه برآورد خواهد شد. تابع تولید مورد استفاده در دقت برآورد موجودی سرمایه بسیار مؤثر است.[3]

این روش در مطالعات دادخواه، صدیقی-کردبچه، صدیقی، باهر، زاهدی-دادخواه، اکافه[4]، کوپاهی، سلطانی و خبازان و هاک-لاهیری-مونتیل[5]مورد استفاده قرار گرفته است. در مدل هاک-لاهیری-مونتیل، باهر و کوپاهی از تابع تولید کاب-داگلاس، و در سایر پژوهش‌ها از تابع تولید با ضرایب ثابت استفاده شده است.

با توجّه به معایب و مشکلات مطرح شده در مورد روش‌های مذکور آلبرت بغزیان به معرفی روش دیگری پرداخته که بشرح ذیل میباشد:

تولید بالقوه در فعالیت‌های اقتصادی و کل اقتصاد ایران طی سال‌های۱۳۳۸-۱۳۵۶ با تلفیقی از روش "روند تولید واقعی" و "خط روند اوجهای تعدیل شده" برآورد نموده و رابطه محاسباتی موجودی سرمایه مورد بررسی قرار می‌گیرد.[6]

موجودی سرمایه یا "دارایی‌های تولید شده ثابت مشهود" عبارتست از مجموعه کالاهای سرمایه‌ای فیزیکی مشهود کشور که قابل اندازه گیری بوده و در فرآیند تولید کالاها و خدمات و ایجاد درآمد نقش دارند. بنابر تعریف نظام حسابهای ملی، موجودی سرمایه، خالص ارقام تجمعی تشکیل سرمایه با توجّه به عمر مفید آنها می‌باشد. بنابراین موجودی سرمایه را می‌توان مجموع ارزش "ساختمان و تأسیسات" و "ماشین آلات و تجهیزات" دانست که در فرآیند تولید مورد استفاده قرار گرفته یا قابلیت استفاده داشته باشند.

---

[1] Perpetual Inventory Method

[2] برای اطلاع از شرح کامل مطالعات انجام شده در این سه گروه ر ک به: بغزیان،۱۳۸۱و امینی و حاجی محمدنشاط ۱۳۸۱

[3] برای اطلاع کاملتر از دربارهٔ فرمهای مختلف تولید ر ک. به امینی، ۱۳۷۳.

[4] Ecafe

[5] Haque, Lahiri and Montiel

[6] برای اطلاع کامل از جزئیات روش آلبرت بغزیان ر ک. به بغزیان، ۱۳۷۱، فصل سوم

جدول ۴-۳- موجودی سرمایهٔ ماشین آلات و ساختمان از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۶

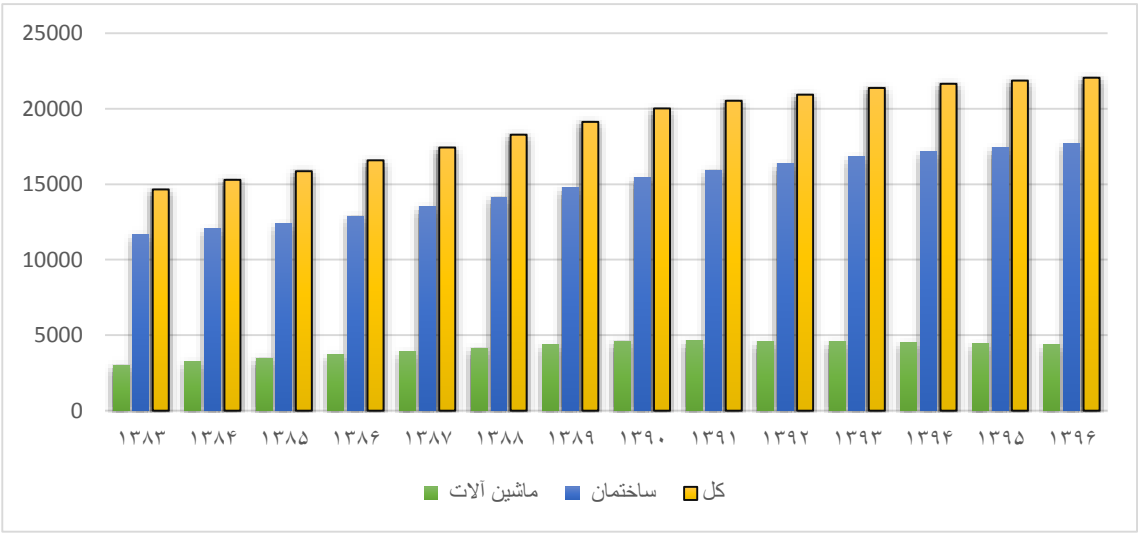
		سال	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
موجودی سرمایه به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰	ماشین آلات	ماشین آلات	۳۰۰۰	۳۲۵۸	۳۴۸۲	۳۶۸۴	۳۹۰۹	۴۱۲۳	۴۳۵۷	۴۶۰۱	۴۶۱۷	۴۵۸۲	۴۵۷۶	۴۴۹۸	۴۴۳۵	۴۳۷۴
		درصد تغییر سالانه		۸.۶۱	۶.۸۸	۵.۸	۶.۱	۵.۴۸	۵.۶۸	۵.۵۹	۰.۳۵	-۰.۷۴	-۰.۱۴	-۱.۶۹	-۱.۴۱	-۱.۳۸
		درصد از کل	۲۰.۴۶	۲۱.۳	۲۱.۹۵	۲۲.۲۲	۲۲.۴۲	۲۲.۵۶	۲۲.۷۸	۲۲.۹۸	۲۲.۴۸	۲۱.۹	۲۱.۳۹	۲۰.۷۷	۲۰.۲۸	۲۰
	ساختمان و تجهیزات	ساختمان	۱۱,۶۶۴	۱۲,۰۳۷	۱۲,۳۸۶	۱۲,۹۰۰	۱۳,۵۲۷	۱۴,۱۵۱	۱۴,۷۷۱	۱۵,۴۱۶	۱۵,۹۲۴	۱۶,۳۴۶	۱۶,۸۱۳	۱۷,۱۶۱	۱۷,۴۲۸	۱۷,۶۹۰
		درصد تغییر سالانه		۳.۱۹	۲.۹	۴.۱۵	۴.۸۵	۴.۶۱	۴.۳۸	۴.۳۷	۳.۳	۲.۶۴	۲.۸۶	۲.۰۷	۱.۵۶	۱.۵
		درصد از کل	۷۹.۵۴	۷۸.۷	۷۸.۰۵	۷۷.۷۸	۷۷.۵۸	۷۷.۴۴	۷۷.۲۲	۷۷.۰۲	۷۷.۵۲	۷۸.۱	۷۸.۶۱	۷۹.۲۳	۷۹.۷۲	۸۰.۱۸
	کل	کل	۱۴,۶۶۴	۱۵,۲۹۵	۱۵,۸۶۸	۱۶,۵۸۵	۱۷,۴۳۶	۱۸,۲۷۴	۱۹,۱۲۸	۲۰,۰۱۷	۲۰,۵۴۱	۲۰,۹۲۸	۲۱,۳۸۹	۲۱,۶۵۹	۲۱,۸۶۳	۲۲,۰۶۴
		درصد تغییر سالانه		۴.۳	۳.۷۵	۴.۵۲	۵.۱۳	۴.۸۱	۴.۶۷	۴.۶۵	۲.۶۲	۱.۸۸	۲.۲	۱.۲۶	۰.۹۴	۰.۹۲

منبع : بانک مرکزی و محاسبات محقق

نمودار۴-۷- تجمیعی سرمایه از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۶

منبع: محاسبات محقق

نمودار۴-۸- موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰

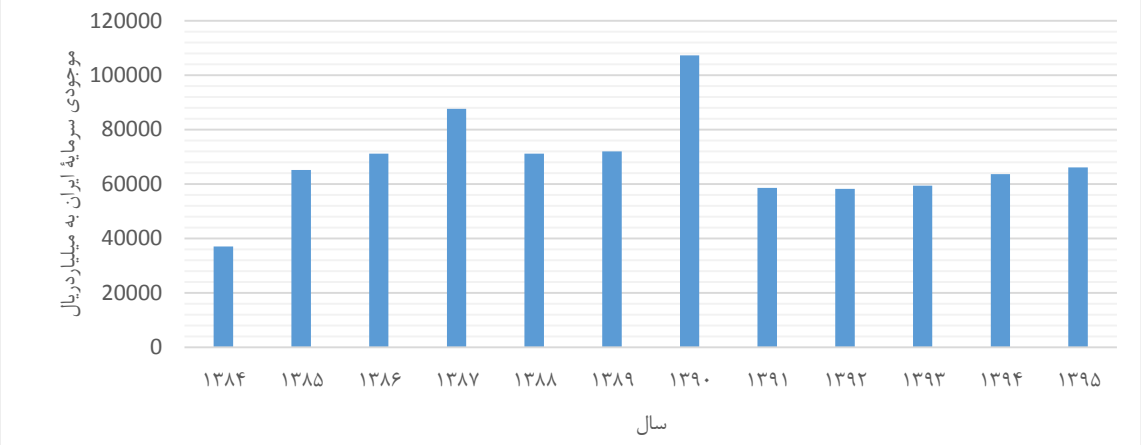


منبع: محاسبات محقق

باتوجّه به جدول (۴-۳) نمودارهای (۴-۷) و (۴-۸) در سال ۱۳۹۶، بیشتر از ۸۰ درصد موجودی سرمایه را گروه "ساختمان وتأسیسات" تشکیل می‌دهد، بیشتر رشد موجودی سرمایه، ناشی از افزایش

سرمایه در گروه " ساختمان و تأ سی سات" ا ست به گونه‌ای که ۱,۵ در صد از ر شد ۰,۹۲ در صدی موجودی سرمایه مربوط به افزایش سرمایه در گروه "ساختمان و تأسیسات" و ۱,۳۸- درصد مربوط به افزایش سرمایه در گروه " ماشین آلات و تجهیزات" می‌باشد.

نمودار۴-۹ موجودی سرمایهٔ استان‌های ایران از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵

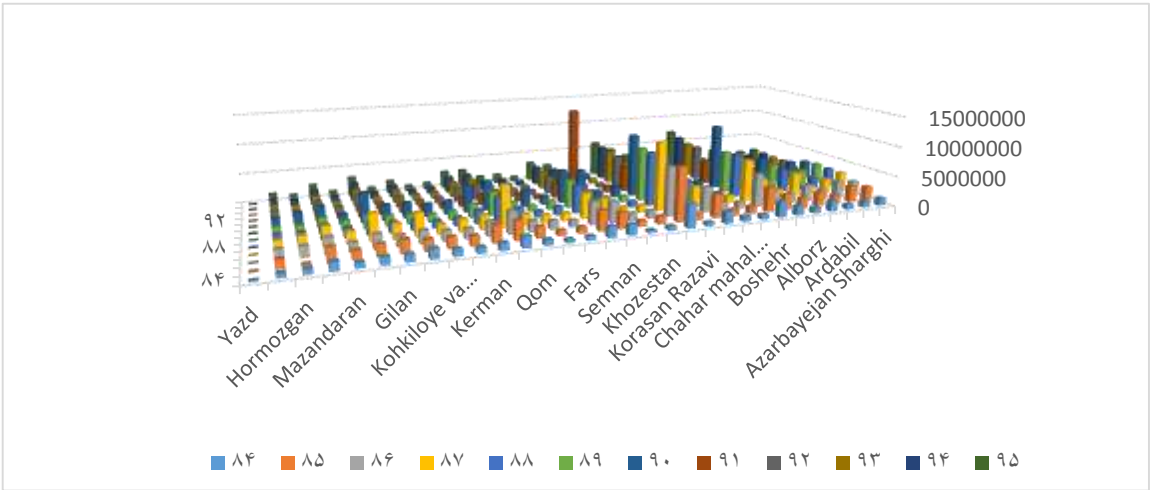


منبع: محاسبات محقق

داده‌های موجودی سرمایه در این پژوهش با ا ستفاده از داده‌های سرمایهٔ پژوهش سهیلی و همکاران ۱۳۹۶با عنوان "بررسی نقش و اثرات سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی بر اشتغال در استان‌های ایران: با رویکرد گ شتاورهای تعمیم‌یافته" ا ستفاده شده ا ست که موجودی سرمایه شامل دو بخش سرمایه گذاری عمومی و خصوصی است(نمودار ۴-۱۰).

نمودار۴-۱۰- موجودی سرمایهٔ استانهای ایران در دورهٔ ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵

منبع: محاسبات محقق

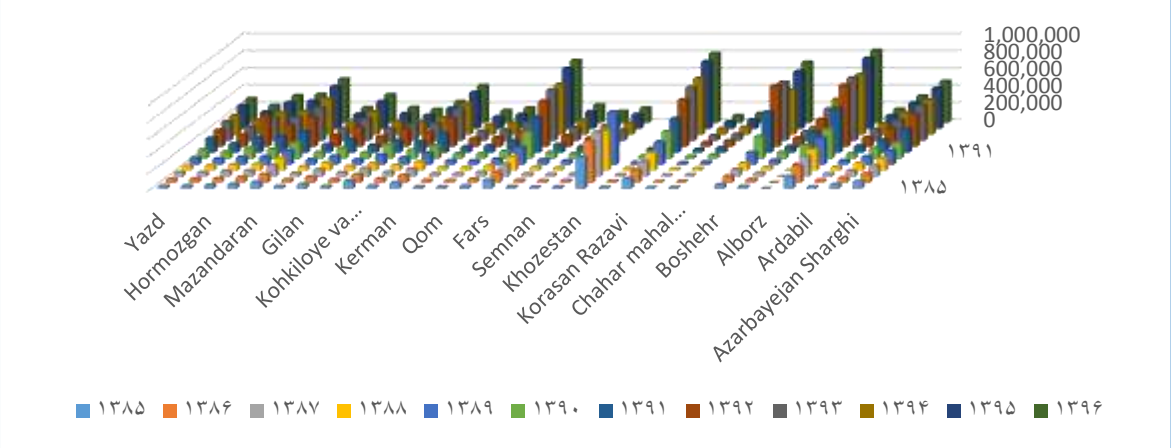


سرمایه‌گذاری عمومی واقعی بصورت عملکرد اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای(عمرانی) و سرمایه‌گذاری خصوصی واقعی بصورت وزنی از تولید ناخالص هر استان محاسبه شده است و براساس مجموع سرمایه‌های صورت گرفته در بخش ماشین‌آلات و ساختمان و تأسیسات است.

۴-۴-۱-۵-تولید

تولید ناخالص داخلی (GDP) یا ارزش کل تولیدات کالاها و خدمات نهایی است که در یک بازهٔ زمانی معین در یک کشور تولید می‌شود و با واحد پول جاری آن کشور اندازه‌گیری می‌شود(مسعود نیلی ۱۳۸۶). تولید ناخالص داخلی هم هزینهٔ کل تولید کالاها و خدمات و هم درآمد کل بدست آمده در اقتصاد را اندازه‌گیری کرده و از طرفی سطح تولید ناخالص داخلی حقیقی شاخصی مطلوب برای اندازه‌گیری رفاه اقتصادی و رشد آن شاخصی مناسب برای پیشرفت اقتصادی است. با توجه به اینکه در این پژوهش محدودهٔ جغرافیایی بصورت استانی است لذا از تولیدات استانی استفاده شده است که نمودار ۴-۱۱ نشان دهندهٔ تولیدات استانهای ایران از سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ است.

نمودار۴-۱۱- تولید استان‌های ایران در دورهٔ ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵



منبع: محاسبات محقق

در ادبیات اقتصادی بین رشد اقتصادی و اشتغال رابطهٔ مثبت و معنی‌داری وجود دارد و یکی از مهمترین آنها قانون اوکان است که در مبانی نظری به آن اشاره شد. با توجه به داده‌های گردآوری شدهٔ پژوهش حاضر رابطهٔ رشد اقتصادی و بیکاری از منظر آمار توصیفی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بر اساس جدول ۴-۱۲ که روند تولیدناخالص داخلی و نرخ بیکاری را نمایش می‌دهد در برخی از سالها میزان رشد سال به سال تولید ناخالص داخلی مثبت و برخی سالها این رشد منفی بوده است که در نمودار ۴-۱۳ نیز مشخص است.

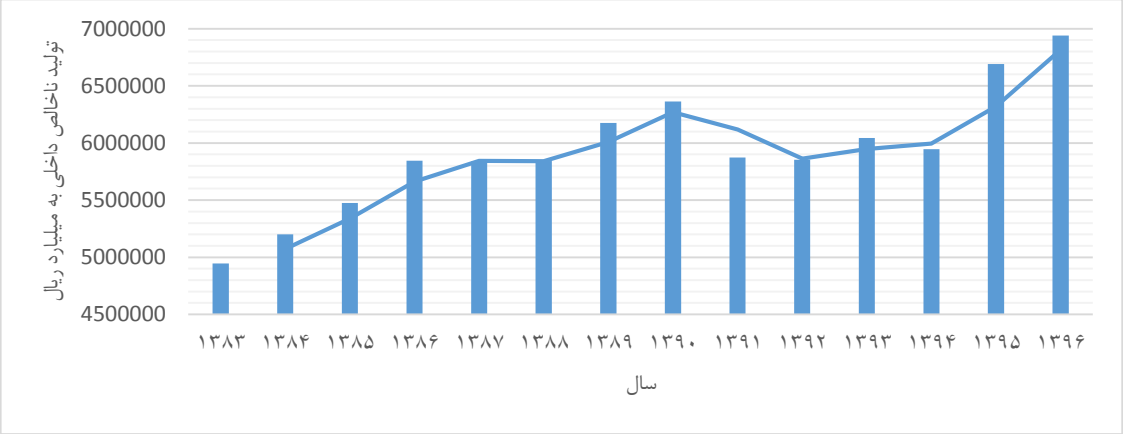
جدول ۴-۱۲ تولید و رشد ناخالص داخلی و بیکاری ایران از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۶(میلیارد ریال)

عنوان	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
GDP-1390 (میلیارد ریال)	۴۹۴۵۳۷۰	۵۱۹۹۷۶۹	۵۴۷۶۳۳۷	۵۸۴۴۸۸۵	۵۸۴۰۴۸۱	۵۸۴۰۸۰۰	۶۱۷۵۲۷۴	۶۳۶۴۳۶۹	۵۸۷۳۴۲۳	۵۸۵۴۳۲۹	۶۰۴۲۵۳۵	۵۹۴۶۶۸۰	۶۶۹۱۱۰۹	۶۹۴۰۸۳۴
رشد GDP	۵.۱	۵.۳	۶.۷	۱۰.۵	-۰.۱	۰.۰	۵.۷	۳.۱	-۷.۷	-۰.۳	۳.۲	-۱.۶	۱۲.۵	۳.۷
نرخ بیکاری	۱۱.۵	۱۱.۳	۱۰.۵	۱۰.۴	۱۲.۳	۱۱.۹	۱۳.۵	۱۲.۳	۱۲.۲	۱۰.۴	۱۰.۶	۱۱	۱۲.۴	۱۲.۱

منبع: محاسبات محقق

بعنوان نمونه میزان تولید از سال ۱۳۸۷ به سال ۱۳۸۸ صفر است و در همین سالها نرخ بیکاری از ۱۰/۴ به ۱۱/۹ افزایش یافته و همچنین از سال ۱۳۹۰ به ۱۳۹۱ رشد تولید ۷/۷- بوده که بیکاری در این سالها مقادیر بالای ۱۲/۳ و ۱۲/۲ را تجربه کرده‌اند.

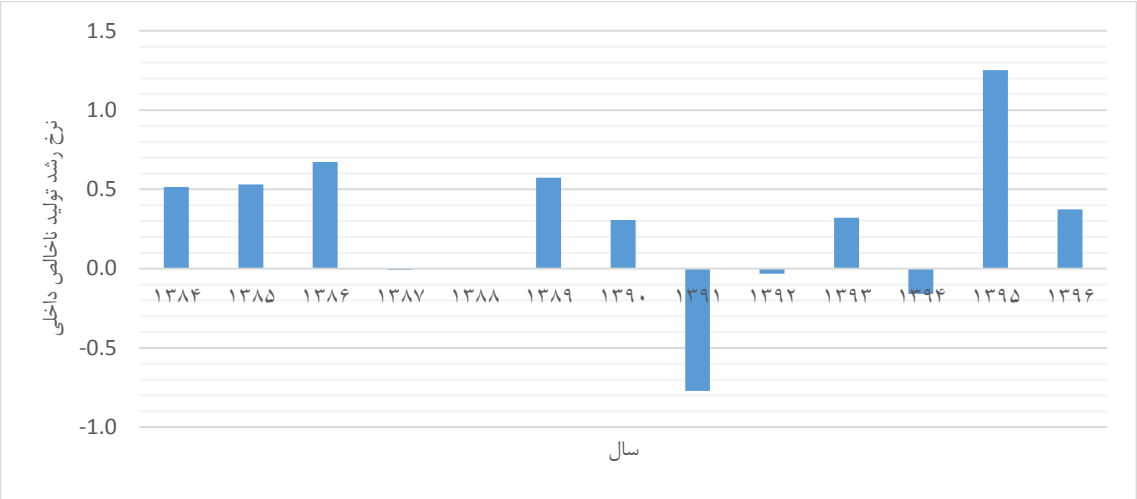
نمودار۴-۱۳ تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۶



منبع: محاسبات محقق

در سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ که شاهد کاهش در تولید هستیم با افزایش نرخ بیکاری نیز مواجه هستیم اما در این بین سال‌هایی هم وجود دارند که علیرغم افزایش تولیدات کاهش بیکاری اتفاق نیفتاده است و با توجه به رابطهٔ نامتقارن بین ا شتغال و ر شد اقت صادی که "ر شد اقت صادی موجب ر شد ا شتغال می‌شود اما رشد تولید الزاما باعث اشتغال نمی‌شود زیرا جنس نهاده نیروی کار متفاوت از سایر نهاده‌های تولید است" قابل توجیه باشد. (طایی ۱۳۹۳)

نمودار ۴-۱۴ رشد سالیانهٔ تولید ناخالص داخلی



منبع: محاسبات محقق

۴-۴-۱-۶- تورم

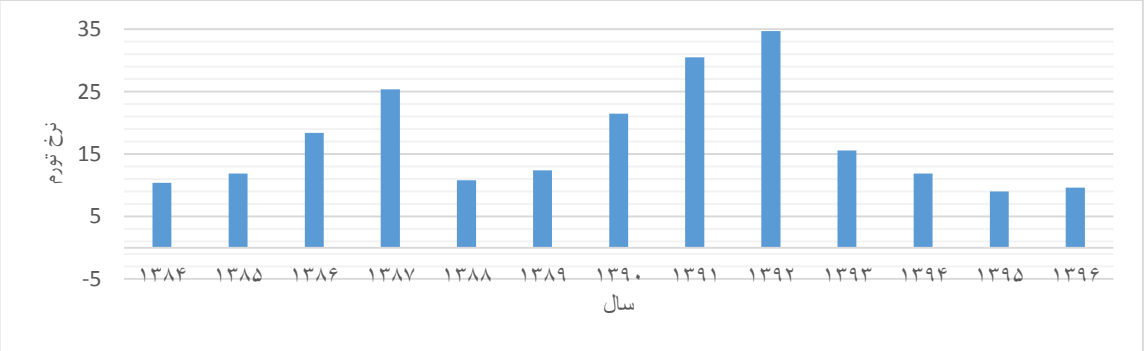
در غالب پژوهش‌ها، بین تورم و عملکرد بخش‌های اقتصادی همبستگی منفی و معناداری وجود دارد، با این وجود دیدگاه‌های متفاوتی در بین اقتصاددانان وجود دارد، از جمله اینکه برخی به رابطهٔ مثبت بین تورم و رشد اقتصادی و برخی دیگر نیز به رابطهٔ منفی و معنادار بین آنها اعتقاد دارند و همچنین برخی پژوهشگران به یک حد آستانه‌ای برای نرخ تورم اعتقاد دارند، بدین صورت که در نرخ‌های پایین‌تر از حد آستانه‌ای، بین نرخ تورم و رشد اقتصادی رابطهٔ مثبت و برای نرخ‌های بالاتر از آن، رابطهٔ منفی و معنی‌داری وجود دارد. اما بهرحال رابطهٔ بین نرخ تورم و عملکرد فعالیت‌های اقتصادی و رشد اقتصادی در نرخ‌های بالای تورم، منفی است(بوید[1] و همکاران ۱۹۹۶). بر اساس نمودار(۴-۱۵) در سالهای۱۳۸۷ و ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ بترتیب بالاترین نرخ‌ها را داریم که عبارتند از ۲۵، ۳۱ و ۳۵ و در این نرخ‌ها استانهایی مثل آذربایجان شرقی(۱۳۹۱ نرخ ۱۲/۴)، ایلام (۱۳۹۱ نرخ ۱۷/۲)، خراسان شمالی (۱۳۹۲ نرخ ۱۴/۲)، زنجان (۱۳۹۱ نرخ ۱۱/۲)، قم (۱۳۹۱ نرخ ۱۱/۳)، گیلان (۱۳۹۱ نرخ ۱۶/۶) و لرستان (۱۳۹۱ نرخ ۲۰) بالاترین نرخ‌های بیکاری خود را طی دورهٔ پژوهش تجربه کرده‌اند.

تورم بر رابطهٔ بین اشتغال و سیستم‌های مالی نیز اثرگذار است زیرا با رشد تسهیلات و در نتیجهٔ آن اگر افزایش نقدینگی همراه با تورم و انحراف فعالیت‌های اقتصادی باشد، اثری که بر رابطهٔ بین رشد اقتصادی و اشتغال خواهد داشت، اثری منفی خواهد داشت، زیرا در شرایط تورمی، سیستم‌های مالی و واسطه‌های مالی تمایل به حفظ و ایجاد قراردادهای کوتاه‌مدت دارند و برعکس تمایلی برای قراردادهای بلندمدت ندارند. لذا در این شرایط بانک‌ها و واسطه‌های مالی به سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت نداشته و

[1] Boyd

تسهیلات گیرندگان نیز تمایلی به انعقاد قراردادهای مالی بلندمدت ندارند (روسئو[1] و همکاران ۲۰۰۲) و در نتیجه بانک‌ها و سیستم‌های مالی واسطه‌ای در شرایط تورمی از کارایی کمتری برخوردار هستند (وحید[2] و همکاران ۲۰۱۱).

نمودار۴-۱۵ روند تورم طی سالهای ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶



منبع: محاسبات محقق

براین اساس و طبق نمودار (۴-۱۵) در سال‌هایی که استان‌های ایران نرخ تورم بالا را تجربه کرده‌اند پایین‌ترین رشد تسهیلات پرداختی آنها را شاهد هستیم که برخی از آنها عبارتند از:

آذربایجان شرقی(۱۳۸۷ نرخ رشد ۱۳/۷ و ۱۳۹۱ نرخ رشد ۱۳/۰۶)،

آذربایجان غربی (۱۳۸۷ نرخ رشد ۱۰/۷ و۱۳۹۱ نرخ رشد۱۱/۴۶)،

بوشهر (۱۳۸۷ نرخ رشد ۸/۱ و ۱۳۹۱ نرخ رشد ۹/۳)،

سمنان (۱۳۸۷ نرخ رشد ۱/۲۲- و ۱۳۹۱ نرخ رشد ۱/۷۲)،

فارس(۱۳۸۷ نرخ رشد ۱۰/۳)،

قم (۱۳۸۷ نرخ رشد ۱/۴۲)،

کرمان (۱۳۸۷ نرخ رشد ۱۰/۸۵).

۴-۵- آزمون ریشهٔ واحد (بررسی مانایی)

مانایی یا همان ثابت بودن توزیع مقادیر باگذشـــت زمان، از بروز رگرســـیون کاذب جلوگیری می‌کند، توزیع مقادیر شامل میانگین، واریانس و ساختار خودکوراینس[3] ثابت هستند.

---

[1] Rousseau
[2] Wahid
[3] Auto-Covariance

جدول ۴- ۴: نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای تحقیق

نام متغیر	مقدار آماره	R^2	DW	مقدار احتمال	نتیجه
UN	-۷/۳۹	۰/۱۴	۲/۱۱	۰/۰۰۰۰	تایید مانایی در سطح
DEP	-۴/۷۳	۰/۰۶	۱/۸۳	۰/۰۰۰۱	تایید مانایی در سطح
LOAN	-۴/۴۸	۰/۰۵	۱/۸۷	۰/۰۰۰۳	تایید مانایی در سطح
CS	-۵/۴۲	۰/۳۷	۱/۹۲	۰/۰۰۰۰	تایید مانایی در سطح
P	-۷/۳۹	۰/۱۵	۱/۹۹	۰/۰۰۰۰	تایید مانایی در سطح
INF	-۳۲/۴۴	۰/۸۸	۳/۳۸	۰/۰۰۰۰	تایید مانایی در سطح

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۲)

۴-۵-۱-تحلیل آزمون ریشه واحد:

سری مانا دارای یک مقدار مقطعی و معین است که حول آن نوسان می‌کند. این نوسانات ناشی از عوامل تصادفی است که بیانگر این مطلب است که اثر شوک‌های تصادفی با گذشت زمان به صفر میل می‌کند و بالعکس داده‌های نامانا اثر شوک‌های تصادفی را حفظ می‌کنند و از نظر نموداری که در پیوست ۲ نیز ملاحظه می‌شود داده‌های این پژوهش مانا هستند.

با توجّه به جدول فوق، مقدار احتمال آزمونهای ریشه واحد ADF در کلیهٔ حالات فوق کمتر از ۰/۰۵ می باشد و همچنین با مشاهدهٔ نمودارهای مندرج در پیوست ۲ می‌توان نتیجه گرفت که فرض آماری داشتن ریشه واحد در تمام متغیرهای فوق رد می شود و همهٔ متغیرها در سطح مانا (پایا) می باشند. از اینرو مشکلات ناشی از وجود ریشه واحد و بروز رگرسیون کاذب برطرف می‌شود.

۴-۶- آزمون هم‌انباشتگی (هم جمعی)

برای اجتناب از رگرسیون کاذب بایستی متغیّرهای پژوهش مانا باشند. در صورت نامانایی، باید با استفاده از تفاضل‌گیری، داده‌ها را مانا کرد و سپس رگرسیون را بر اساس متغیّرهای مانا شده برازش کنیم. با توجّه به اینکه بر اساس آزمون ریشه واحد، همهٔ متغیّرهای مدل در سطح مانا شده‌اند لذا ضرورتی برای بحث مضاعف در این پژوهش نیست و نتایج این آزمون بشرح جدول ذیل ارائه شده است.

جدول ۴- ۵: نتایج آزمون هم انباشتگی

نام آزمون	مقدار آماره t	مقدار احتمال
آزمون هم انباشتگی باقیمانده های کائو	-۰,۶۰۳۲۳	۰,۲۷۳۲

منبع: خروجی نرم‌افزار ایویوز(پیوست ۳)

۴-۷- آزمون وابستگی مقاطع

جدول ۴-۶: نتایج آزمون وابستگی مقاطع برای متغیرهای تحقیق

آزمون	آماره	d.f.	احتمال
Breusch-Pagan LM	۶۶۸.۱۵۵۷	۴۰۶	۰.۰۰۰۰
Pesaran scaled LM	۹.۱۹۹۸۶۳		۰.۰۰۰۰
Bias-corrected scaled LM	۷.۷۴۹۸۶۳		۰.۰۰۰۰
Pesaran CD	۳.۹۳۲۱۱۵		۰.۰۰۰۱۰

منبع: خروجی نرم‌افزار ایویوز(پیوست ۴)

۴-۷-۱-تحلیل آزمون وابستگی مقاطع:

براساس نتایج جدول ۴-۶ فرض صفر که بیانگر "عدم وجود وابستگی مقطعی" رد شده و وابستگی مقطعی بین استانهای ایران وجود دارد. وابستگی مقطعی بدین معناست که اگر بخش بانکداری و شوک اشتغال در یک استان اتفاق بیفتد، سایر استانها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بنابراین زمانی که این استان‌ها سیاست‌های توسعه‌ای را در بخش فعالیت‌های بانکی و اشتغال انجام دهند، ممکن است بر عملکرد توسعه‌ای سایر استانها تأثیر بگذارد. در این مطالعه وجود وابستگی مقطعی بین استان‌ها با استفاده از CDLM مورد آزمون قرار گرفته است که نتایج براساس جدول فوق نمایش داده شده است.

۴-۸ - تحلیل همبستگی بین متغیّرها

یکی از فروض رگرسیون، عدم وجود همخطی بین متغیرهای توضیحی در مدل است، لذا قبل از برآورد مدل، این مساله با محاسبه ماتریس همبستگی کنترل می‌گردد. یکی از معیارهای ساده جهت شناسایی همخطی استفاده از ضرایب همبستگی بین متغیّرهای توضیحی است. اگر ضرایب همبستگی بین متغیّرهای توضیحی، نسبتاً بزرگ باشد بیانگر همخطی نسبتاً شدید است، اما اگر ضرایب کوچک باشند همخطی قابل اغماض است. ماتریس ضرایب همبستگی به قرار زیر است:

جدول ۴- ۷: ماتریس همبستگی بین متغیرهای توضیحی

ضریب همبستگی / احتمال معناداری	UN	DEP	LOAN	CS	P	INF
UN	۱					

DEP	-۰.۰۰۸۷۷۹	۱				
	۰.۸۷۷۳۰	-----				
LOAN	۰.۰۰۶۰۵۸	۰.۹۶۵۹۸۹	۱			
	۰.۹۱۵۱۰	۰.۰۰۰۰۰	-----			
CS	۰.۰۴۰۳۶۳	۰.۲۸۴۰۳۴	۰.۳۰۷۵۷۹	۱		
	۰.۴۷۷۵۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	-----		
P	-۰.۰۴۱۵۸۹	۰.۸۶۰۱۷۱	۰.۸۳۵۰۷۹	۰.۲۹۶۸۴۹	۱	
	۰.۴۶۴۲۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	-----	

INF	-۰.۰۸۹۳۶۸	-۰.۱۰۶۵۳۳	-۰.۰۸۲۶۱۱	-۰.۰۵۱۳۶۲	۰.۰۱۹۸۵۳	۱
	۰.۱۱۵۲۰	۰.۰۶۰۲۰	۰.۱۴۵۴۰	۰.۳۶۵۹۰	۰.۷۲۶۹۰	-----

منبع: خروجی نرم‌افزار ایویوز(پیوست ۵)

بر اساس ماتریس ضرایب همبستگی، ضریب همبستگی بین UN و DEP ، بیانگر شدت و ضعف رابطهٔ خطی بین این دو متغیّر است. مقدار ضریب همبستگی بین ۱+ و ۱- باید باشد و هر چه این ضریب به ۱+ و ۱- نزدیک باشد، رابطهٔ همخطی قوی‌ای دارد و بالعکس. با توجّه به نتایج جدول مذکور ضریب همبستگی همهٔ متغیّرهای توضیحی با بیکاری دارای همخطی پایینی هستند اما ضریب همخطی بین متغیّرهای سپرده با تسهیلات، تولید با سپرده و تولید با تسهیلات بترتیب با مقادیر ۰/۹۶۵، ۰/۸۶ و ۰/۸۳ دارای همخطی بالایی بوده و سایر متغیّرها دارای همخطی پایینی هستند.

با توجه به مشکل همخطی موجود بین متغیرهای مذکور ابتدا با حذف هریک از متغیرهای فوق آزمون همخطی انجام شد اما مشکل همخطی برطرف نشده و در مرحلهٔ بعد با تبدیل دو متغیر سپرده و تسهیلات به نسبت تسهیلات به سپرده (LoDe) مشکل همخطی بین متغیرهای مذکور برطرف شد و نتایج رفع مشکل همخطی در جدول ۴-۷ و همچنین فرآیند رفع مشکل همخطی در پیوست ۵، ارائه شده است.

جدول ۴-۸ ماتریس همبستگی بین متغیرهای توضیحی

ضریب همبستگی	UN	LD	INF	CS	P
UN	۱.۰۰۰۰۰۰۰				
LD	۰.۲۰۵۵۴۱	۱.۰۰۰۰۰۰۰			
INF	-۰.۰۸۹۳۶۸	۰.۱۰۰۰۳۶	۱.۰۰۰۰۰۰۰		
CS	۰.۰۴۰۳۶۳	-۰.۲۳۵۷۱۷	-۰.۰۵۱۳۶۲	۱.۰۰۰۰۰۰۰	
P	-۰.۰۴۱۵۸۹	-۰.۵۴۷۸۹۱	۰.۰۱۹۸۵۳	۰.۲۹۶۸۴۹	۱.۰۰۰۰۰۰۰

منبع: محاسبات محقق(پیوست ۵)

۴-۹- برآورد مدل رگرسیونی و آزمون فرضیه

۴-۹-۱- بررسی مدل تجمیعی یا تابلویی

برای انتخاب مدل برآورد داده‌های پانل دو حالت تحلیل داده‌های تجمیعی و تابلویی وجود دارد که با آزمونهای مربوط به هر یک قابل تشخیص هستند. در حالتی که عرض از مبدأ برای کلیه مقاطع یکسان است با استفاده از روش تجمیعی، داده‌ها تحلیل می‌شود. در حالت دوم عرض از مبدأ برای تمام

مقاطع متفاوت است که در این حالت روش تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای شناسایی این حالت‌ها از آزمون اف لیمر استفاده می شود.

مدل‌های تابلویی را از دو طریق می‌توان بررسی نمود. اگر عرض از مبدأهای متفاوت مدل‌های پانلی با متغیرهای توضیحی، همبستگی معنی‌داری داشته باشند مدل از نوع اثرات ثابت است. چنانچه عرض از مبدأهای متفاوت الگوهای پانلی با متغیر توضیحی، همبستگی معنی‌داری نداشته باشند، مدل از نوع اثرات تصادفی است، در این پژوهش آزمون‌های تشخیص مدل با روش‌های متفاوتی که در بحث استحکام نتایج به آن پرداخته می‌شود، مورد آزمون قرار گرفته است و در نهایت از متغیرهای نسبت تسهیلات به سپرده (LoDe)، موجودی سرمایه (CS)، تولید (P)، لگاریتم گرفته و در آزمون‌ها از حالت لگاریتمی آنها استفاده شده است.

لذا قبل از برآورد مدل، باید پانل یا تجمیعی بودن مدل بررسی شود و برای این منظور از آزمون اف لیمر که در جدول ۴-۹ نتایج آن آمده است استفاده می‌شود:

✓ آزمون اف لیمر(چاو)

نتایج آزمون اف لیمر را با استفاده از مقدارآمارهٔ t و مقدار احتمال(P-Value) بررسی می کنیم و با استفاده از مقادیر گزارش شده در جدول ۴-۹ هر دو مقدار معنی‌دار بوده و فرضیهٔ صفر، یکسان بودن عرض از مبدا در مقابل فرض جایگزین ناهمسانی عرض از مبدا رد شده و مدل با استفاده از روش‌های تابلویی آزمون می‌شود.

جدول ۴- ۹: نتیجه آزمون اف لیمر

نوع آزمون	مقدار آماره t	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون اف لیمر	۱۳/۹۱۱۴۸۸	۰,۰۰۰۰	مدل پانل (دارای اثرات ثابت یا تصادفی) است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۶)

✓ آزمون هاسمن

با توجّه به نتایج آزمون اف لیمر که استفاده از مدل‌های پانل (اثرات ثابت یا تصادفی) تأیید شد، با استفاده از آزمون هاسمن(۱۹۷۸) به بررسی این مطلب پرداخته می‌شود که آیا مدل دارای اثرات ثابت است یا اثرات تصادفی؟ در این آزمون فرض صفر به معنای مناسب بودن مدل با اثرات تصادفی است (عدم وجود همبستگی بین متغیّرهای توضیحی و اثرات فردی) و تأیید فرض جایگزین به معنای مناسب بودن اثرات ثابت (وجود همبستگی بین اثرات فردی و متغیّرهای توضیحی) است.

نتایج مندرج در جدول ۴-۱۰ بیانگر این است که بین متغیّرهای توضیحی مدل و اثرات فردی همبستگی وجود داشته و فرض صفر رد می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که مقدارآمارهٔ کای-دو بزرگ به

اندازهٔ کافی بزرگ نبوده و در ناحیهٔ بحرانی قرار نمی‌گیرد (مقدار احتمال بیشـــتر از ۰/۰۵ اســـت)، لذا مدل اثرات تصادفی مناسب است.

جدول ۴- ۱۰: نتیجه آزمون هاسمن

نوع آزمون	مقدار آمارهٔ کای دو	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون هاسمن	۳/۲۴۷۴۵۰	۰/۵۱۷۳	مدل دارای اثرات تصادفی است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۷)

۴-۹-۲- برآورد مدل

جدول ۴- ۱۱: مدل رگرسیونی

نام متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	مقدار احتمال
C	-۲.۶۳۷۶۵	۴.۰۲۴۶۸۱	-۰.۶۵۵۳۷	۰.۵۱۲۸
LOGLoDe	۲.۳۳۵۰۴۸	۰.۹۵۹۵۷۶	۲.۴۳۳۴۱۷	۰.۰۱۵۶
LOGCS	۰.۶۶۳۶۹۴	۰.۲۲۶۴۸۱	۲.۹۳۰۴۶۱	۰.۰۰۳۷
LOGP	۰.۹۶۹۲۴۹	۰.۳۸۴۶	۲.۵۲۰۱۴۸	۰.۰۱۲۳
INF	-۰.۰۴۴۶۷	۰.۰۱۴۵۳۹	-۳.۰۷۲۴۵	۰.۰۰۲۳
ضریب تعیین	۰.۶۱۲۲	Mean dependent var		۱۱.۴۵۴۱۷
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۵۶۷۷۲۱	S.D. dependent var		۳.۰۰۵۱۲۷
S.E. of regression	۱.۹۷۵۸۰۸	Akaike info criterion		۴.۲۹۹۵۷۹
Sum squared resid	۱۰۸۹.۱۶۵	Schwarz criterion		۴.۶۹۵۴۷۳
Log likelihood	-۶۳۷.۷۳۴	Hannan-Quinn criter.		۴.۴۵۷۸۰۶
F-statistic	۱۳.۷۶۳۸۵	Durbin-Watson stat		۱.۱۱۷۹۲۳
Prob(F-statistic)	۰			

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۸)

✓ تحلیل مدل رگرسیون:

براساس نتایج بدست‌آمده از تخمین مدل ارائه شده در جدول ۴-۱۱ ضریب نسبت تسهیلات به سپرده (LOGLoDe) از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار است و ضریب بدست آمده بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار نسبت تسهیلات به سپردهٔ بانک‌ها بر بیکاری در استان‌های ایران طی دورهٔ مورد بررسی است. با توجه به شکل لگاریتمی مدل برآورد شدهٔ فوق، ضرایب بدست آمده نشان دهندهٔ کشش میزان بیکاری نسبت به هر کدام از متغیرهای مستقل در مدل است. بر این اساس می‌توان گفت که یک درصد افزایش(کاهش) در میزان نسبت تسهیلات به سپردهٔ بانک‌ها بر بیکاری به میزان ۲/۳۳۵ درصد در طی دورهٔ مورد بررسی افزایش(کاهش) می‌دهد.

ضریب مثبت بدست‌آمده برای لگاریتم موجودی سرمایه (LOGCS) بیانگر این مطلب است که یک درصد افزایش در موجودی سرمایهٔ استان‌ها طی دورهٔ مورد بررسی منجر به افزایش بیکاری به میزان ۰/۶۶۳ درصد شده است.

همچنین ضریب بدست آمده برای لگاریتم تولید استانی (LOGP) نشان‌دهندۀ این مطلب است که با افزایش یک درصد در تولیدات استانی طی دورۀ مورد بررسی موجب افزایش بیکاری به میزان ۰/۹۶۹ درصد در بیکاری استان‌ها شده است.

ضریب منفی متغیر تورم (INF) نیز بیانگر این مطلب است که با افزایش یک درصد در نرخ تورم در طی دورۀ مورد بررسی، بیکاری به اندازۀ ۰/۰۴۴ کاهش می‌یابد.

ضریب تعیین معیاری است که قدرت تشریح و توضیح‌دهندگی رگرسیون را مشخص می‌کند. اگر خط رگرسیون برآوردشده چنان ایده‌ال باشد که کل تغییرات متغیّر وابسته با متغیّرهای مستقل را تبیین نماید، مجموع مجذورات خطاها برابر صفر و $R^2 = 1$ می‌شود و بالعکس اگر خط رگرسیون برازش شده به گونه‌ای باشد که تغییرات متغیّر مستقل نقشی در تغییرات متغیّر وابسته نداشته باشد $R^2 = 0$ خواهد شد. بطور کلی $0 \leq R^2 \leq 1$ است و هرچه R^2 به یک نزدیک‌تر باشد درصد بیشتری از تغییرات متغیّر وابسته به وسیلۀتغییرات متغیّر مستقل تبیین می‌شود و بالعکس. نتایج R^2 این پژوهش ۰/۶۱ درصد است که نشان دهندۀ قابل قبول بودن برازش مدل است و تغییرات متغیّرهای مستقل بخوبی تغییرات متغیّر وابسته مدل، یعنی بیکاری را تبیین نموده است. قدرت توضیح دهندگی رگرسیون را با استفاده از نمودار مندرج در پیوست شمارۀ ۹ نیز می توان مشاهده کرد.

مقدار آمارۀ F و مقدار احتمال مدل به ترتیب برابر ۱۳/۷۶۳و ۰/۰۰ است که نشان دهندۀ معنی‌دار بودن مدل در حالت کلی است.

با توجّه به نتایج حاصل شده از برآورد مدل می‌توان به بررسی فرضیات اصلی و فرعی مطرح شده در این پژوهش پرداخت:

فرضیۀ اصلی:

با افزایش تسهیلات و سپرده‌های بانکی، نرخ بیکاری در استان‌های ایران کاهش می‌یابد.

با توجّه به نتایج بدست آمده، با افزایش سپرده‌های بانکی و ثابت بودن تسهیلات پرداختی کسر حاصل کوچکتر شده و اثر افزایش سپرده‌های بانکی بر بیکاری تعدیل شده و موجب کاهش بیکاری می‌شود از طرفی با ثابت در نظر گرفتن سپرده‌های بانکی و افزایش تسهیلات بر مقدار کسر مذکور افزوده شده و حاصل آن افزایش بیکاری خواهد بود، اما با در نظر گرفتن رشد سپرده‌ها و تسهیلات در طی دورۀ پژوهش برای کل کشور و همچنین استان‌های ایران می‌توان نتیجه گرفت که بدنبال افزایش سپرده‌های بخش بانکی، تسهیلات بانک‌ها نیز افزایش یافته که این افزایش نسبت نهایتا منجر به کاهش بیکاری در دورۀ پژوهش نشده و فرضیه اصلی پژوهش رد می‌شود. در همین راستا و با استفاده از مبانی

نظری و پیشینهٔ پژوهش حاضر می‌توان نتیجه گرفت که اثر تسهیلات بانکها بر بیکاری در برخی از مطالعات و پژوهشها مثبت بوده است که موارد ذیل نشانگر همین مطلب است:

دونالدسون و همکاران (۲۰۱۹) که با رویکرد نظری به بررسی ارتباط اثر بدهی خانوار(که تقریبا همهٔ آن از طریق سیستم بانکی ایجاد شده است) و مقررات بانکی بر بازار کار پرداخته‌اند، دریافتند که بدهی در ترازنامهٔ خانوار، جستجو برای شغل در بازار نیروی کار را بر مبنای اصل ترجیحات دچار انحراف نموده و منجر به این می‌شود که خانوارها بر مبنای میزان بدهی خود در جستجوی مشاغلی باشند که حقوق و دستمزد بالاتری دارند از طرفی بنگاه‌ها نیز به علت افزایش هزینه‌های ناشی از ایجاد مشاغل با حقوق بالا قادر به ارائهٔ فرصت شغلی بیشتری نبوده و لذا فرصت‌های شغلی کاهش می‌یابند. کاهش فرصت‌های شغلی بیانگر اثری است بنام، اثر مشاغل بلاتصدی، این اثر چرایی این موضوع را بیان می‌کند که:

"سطح بالای بدهی گذشتهٔ خانوارها (غیربهینه) منجر به نزول اشتغال و همچنین ثبات آن می‌شود."

الماندروف و منکیو[1]در پژوهشی در سال ۱۹۹۹ بیان کرده‌اند که اگر برابری ریکاردویی حاصل نشود، کاهش در پس‌انداز عمومی ناشی از کسری بودجه با افزایش پس‌اندازهای بخش خصوصی بطور کامل قابل جبران نیست و در نتیجه پس‌انداز ملی کاهش یافته و به‌دنبال آن سرمایه‌گذاری چه در داخل و چه در خارج کاهش پیدا می‌کند. کاهش سرمایه‌گذاری داخلی موجب کاهش موجودی سرمایه، افزایش نرخ بهره، کاهش بهره‌وری و دستمزد نیروی کار می‌شود.

همچنین در پیشینهٔ تحقیق نیز پژوهش‌هایی مورد مطالعه قرارگرفته‌اند که بیانگر ارتباط مثبت تسهیلات و افزایش نرخ بیکاری هستند که مطالعات ذیل از آن جمله‌اند:

سیدکمیل طیب و همکاران (۱۳۹۵)، میرنرگسی و همکاران (۱۳۹۱)، آزادخانزادی و همکاران (۱۳۹۵)، مهدی قائمی اصل و همکاران(۱۳۹۶)، ایبیش مازرکو و همکاران (۲۰۱۸)، پیاسنتینو و همکاران (۲۰۱۵) و براندون اپستین و همکاران (۲۰۱۸).

فرضیات فرعی:

۱-با افزایش سرمایه‌گذاری، نرخ بیکاری در استان‌های ایران کاهش می‌یابد.

با توجّه به نتایج حاصل از تخمین مدل، فرضیهٔ مذکور در دورهٔ مورد پژوهش پذیرفته نشده و در همین راســـتا و با اســـتفاده از ادبیات پژوهش می‌توان این نتیجه را در نتایج ســـایر پژوهش‌ها نیز

[1]Elmendrof and Mankiw

مشاهده کرد. از جمله، پژوهش سهیلی و همکاران (۱۳۹۶) که به بررسی نقش و اثرات سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی بر اشتغال در استان‌های ایران با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته‌اند، نتیجه گرفتند که تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری عمومی در دورهٔ گذشته بر اشتغال منفی و معنادار بوده است و به عبارتی سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته توسط دولت طی دورهٔ زمانی مورد بررسی، نتوانسته است باعث بهبود بازار اشتغال و برطرف کردن معضل بیکاری در کشور شود.

همچنین در پژوهش دیگری که توسط عزتی و همکاران (۱۳۹۵) با عنوان اثرتبعیض اقتصادی بر بیکاری صورت گرفته است، نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاری در طی سال‌های اخیر باعث دامن زدن به نرخ بیکاری شده است. داده‌های این پژوهش داده‌های استانی برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ است و مدل پژوهش با روش پانل دیتا برآورد شده است که بر پایهٔ آن اثرگذاری متغیّرها بر روی نرخ بیکاری روشن شده است.

۲- با افزایش تولید، نرخ بیکاری در استان‌های ایران کاهش می‌یابد.

نتایج حاصل از برآورد مدل این فرضیه را تأیید نکرده و در هیمن راستا در پژوهش غلامعلی کشاورزحداد و همکاران(۱۳۸۵) با عنوان رتبه‌بندی پتانسیل‌های تولیدی و اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی ایران با استفاده از جدول داده-ستانده ۱۳۷۵ به این نتیجه رسیدند که سیاستهای اقتصادی رشدمحور لزوماً به کاهش بیکاری منجر نمیشود، زیرا در بسیاری از موارد کشش اشتغال کمتر از کشش تولید تقاضای نهایی است.

۳- با افزایش نرخ تورم، نرخ بیکاری در استان‌های ایران کاهش می‌یابد.

نتایج حاصل از تخمین مدل، این فرضیه را تأیید می‌کند.

در نهایت مدل رگرسیونی بصورت زیر فرمول بندی می‌شود:

$$UN_{it} = ۲/۳۳۵\ \mathrm{LOGLoDe}_{it} + ۰/۶۶۳LOGCS_{it} + ۰/۹۶۹\ LOGP_{it} - ۰/۰۴۴INF_{it} + \varepsilon_{it}$$

۴-۱۰- استحکام سنجی نتایج

با توجه به روش‌های مختلف آزموده شده در این پژوهش و همچنین رد شدن برخی از فرضیات، جهت اجتناب از برآوردهای نادرست، در این قسمت استحکام سنجی نتایج بررسی می‌شود.

۴-۱۰-۱- نتایج استحکام سنجی مدل با تغییر دورهٔ زمانی پژوهش

جهت تحلیل حساسیت نتایج، تأثیر متغیّرهای توضیحی مدل که عبارتند از سپرده، تسهیلات، موجودی سرمایه، تولید و تورم بر بیکاری در استان‌های ایران با حذف متغیّرهای مربوط به دو سال از مجموع سال‌های مورد مطالعه تخمین زده و نتایج با نتایج اولیه مقایسه شده است. بنابراین مدل، یکبار

برای سال‌های ۸۵-۱۳۹۵ و یکبار برای سال‌های ۸۷-۱۳۹۵ تخمین زده شده و نتایج در جداول زیر ارائه شده است:

جدول ۴- ۱۲: نتیجه آزمون اف لیمر

نوع آزمون	مقدار آماره t	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون اف لیمر	۱۱/۵۰	۰,۰۰۰۰	مدل پانل (دارای اثرات ثابت یا تصادفی) است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۰)

نتایج ارائه شده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون اف‌لیمر برای داده‌های اصلی است و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴- ۱۳: نتیجهٔ آزمون هاسمن

نوع آزمون	مقدار آمارهٔ کای دو	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون هاسمن	۲/۶۹۹	۰/۶۰۹	مدل دارای اثرات تصادفی است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۱)

نتایج ارائه شده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون هاسمن برای داده‌های اصلی است و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴-۱۴: مدل رگرسیونی

نام متغیّر	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	مقدار احتمال
C	-۵.۷۰۴۹۵۷	۶.۳۰۴۶۰۴	-۰.۹۰۴۸۸۸	۰.۳۶۶۵
LOGLODE	۳.۰۹۰۲۹	۱.۳۶۴۰۱۴	۲.۲۶۵۵۸۶	۰.۰۲۴۴
LOGP	۰.۸۷۰۲۱۹	۰.۴۲۰۹۷۵	۲.۰۶۷۱۵۲	۰.۰۳۹۹
INFLATION	-۰.۰۴۴۸۷۶	۰.۰۱۵۰۷	-۲.۹۷۷۷۴۲	۰.۰۰۳۲
LOGCS	۱.۰۵۷۳۲۳	۰.۴۴۷۴۹۸	۲.۳۶۲۷۴۴	۰.۰۱۹
ضریب تعیین	۰.۶۲۲۲۵۴	Mean dependent var		۱۱.۵۵۷۰۳
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۵۶۸۰۴۸	S.D. dependent var		۳.۰۶۱۱۷۲
S.E. of regression	۲.۰۱۱۸۹۵	Akaike info criterion		۴.۳۵۵۸۳۸
Sum squared resid	۹۰۲.۶۴۱۶	Schwarz criterion		۴.۸۱۲۸۳۳
Log likelihood	-۵۲۴.۵۴۷۲	Hannan-Quinn criter.		۴.۵۳۹۶۴
F-statistic	۱۱.۴۷۹۵	Durbin-Watson stat		۱.۲۱۸۶۵۴
Prob(F-statistic)	۰			

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۱)

با توجّه به نتایج جدول شمارهٔ (۴-۱۴)، نتایج تخمین آزمون هاسمن مطابق با نتایج این آزمون برای داده‌های اصلی مدل با دورهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ است و روابط بین متغیّرها و همچنین معناداری

متغیّرها، با توجّه به مقادیر احتمال بدست آمده برای متغیّرهای نسبت تسهیلات به سپرده، موجودی سرمایه، تولید و تورم مورد تأیید بوده و عرض از مبدأ مدل مورد تأیید نیست.

باتوجّه به نتایج حاصل از نتایج استحکام‌سنجی، می‌توان نتیجه گرفت که نتایج حاصل از این پژوهش برای برآورد رابطهٔ نرخ بیکاری و سایر متغیّرهای مستقل این پژوهش طی دورهٔ ۹۵-۱۳۸۵ با ثبات بوده و نسبت به زمان حساسیت ندارند، لذا نتایج مدل اصلی با عدم تغییر دورهٔ زمانی نتایج قابل اتّکاتری است.

۴-۱۰-۲- نتایج استحکام سنجی مدل با داده‌های اصلی مدل بدون حالت لگاریتمی

جهت تحلیل حساسیت نتایج، تأثیر متغیّرهای توضیحی مدل که عبارتند ازنسبت تسهیلات به سپرده، موجودی سرمایه، تولید و تورم بر بیکاری در استان‌های ایران با حذف داده‌های پرت صورت می‌گیرد و نتایج با مدل اصلی پژوهش که با حالت لگاریتمی متغیرها انجام شده است مقایسه می‌شود:

جدول ۴- ۱۵: نتیجه آزمون اف لیمر

نوع آزمون	مقدار آماره t	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون اف لیمر	۱۳/۴۵	۰,۰۰۰۰	مدل پانل (دارای اثرات ثابت یا تصادفی) است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۲)

نتایج ارائه شده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون اف لیمر برای داده‌های اصلی است و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴- ۱۶: نتیجه آزمون هاسمن

نوع آزمون	مقدار آمارهٔ کای دو	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون هاسمن	۵/۱۲۳	۰/۲۷۴۹	مدل دارای اثرات تصادفی است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۳)

نتایج ارائه شده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون هاسمن برای داده‌های اصلی است و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴-۱۷: مدل رگرسیونی

نام متغیّر	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	مقدار احتمال
C	۱۰.۱۹۱۹۷	۰.۹۴۹۳۵	۱۰.۷۳۵۷۵	۰.۰۰۰۰۰
LODE	۰.۵۹۲۴۶	۰.۷۶۷۵۸	۰.۷۷۱۸۶	۰.۴۴۰۹۰
INFLATION	-۰.۰۳۴۱۶	۰.۰۱۴۰۹	-۲.۴۲۳۵۳	۰.۰۱۶۰۰
CAPITAL_STOCK1	۰.۰۰۰۵۶	۰.۰۰۰۱۹	۲.۹۳۱۳۸	۰.۰۰۳۷۰
PRODUCT	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۹۹۲۶۸	۰.۳۲۱۷۰

ضریب تعیین	۰.۶۰۳۵۱	Mean dependent var	۱۱.۴۵۴۱۷
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۵۵۸۰۳	S.D. dependent var	۳.۰۰۵۱۳
S.E. of regression	۱.۹۹۷۸۴	Akaike info criterion	۴.۳۲۱۷۵
Sum squared resid	۱۱۱۳.۵۸۵۰۰	Schwarz criterion	۴.۷۱۷۶۵
Log likelihood	-۶۴۱.۱۹۳۳۰	Hannan-Quinn criter.	۴.۴۷۹۹۸
F-statistic	۱۳.۲۷۰۸۳	Durbin-Watson stat	۱.۱۲۲۲۵
Prob(F-statistic)	۰.۰۰۰۰۰		

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۳)

با توجّه به نتایج جدول شمارهٔ (۴-۱۷)، نتایج تخمین آزمون هاسمن مطابق با نتایج این آزمون برای داده‌های مدل پژوهش نیست و روابط بین متغیّرها و همچنین معناداری متغیّرها، با توجّه به مقادیر احتمال بدست آمده برای متغیّرهای نسبت تسهیلات به سپرده و تولید به علت عدم معنی‌داری مورد تأیید نیست.

با توجّه به نتایج حاصل از نتایج استحکام‌سنجی، می‌توان نتیجه گرفت که نتایج حاصل از تحلیل حساسیت مذکور برای برآورد رابطهٔ نرخ بیکاری و سایر متغیّرهای مستقل این پژوهش طی دورهٔ ۹۵-۱۳۸۵ با ثبات نبوده و برآورد مدل با استفاده از حالت لگاریتمی متغیرها از اطمینان بیشتری برخوردار است.

۴-۱۰-۳- نتایج استحکام سنجی مدل با اضافه کردن متغیّر بعد خانوار

جهت تحلیل حساسیت نتایج، تأثیر متغیّرهای توضیحی مدل که عبارتند از سپرده، تسهیلات، موجودی سرمایه، تولید و تورم بر بیکاری در استان‌های ایران با اضافه کردن متغیّر بعدخانوار و با حذف داده‌های پرت صورت می‌گیرد و نتایج با مدل اصلی پژوهش که فقط با حذف داده‌های پرت (داده‌های استان تهران و برخی از داده‌های مربوط به استان خوزستان) انجام شده است مقایسه می‌شود:

جدول ۴- ۱۸: نتیجه آزمون اف لیمر

نوع آزمون	مقدار آماره t	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون اف لیمر	۱۲/۷۵۴	۰.۰۰۰۰	مدل پانل (دارای اثرات ثابت یا تصادفی) است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۴)

نتایج ارائه شده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون اف لیمر برای داده‌های اصلی است و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴- ۱۹: نتیجه آزمون هاسمن

نوع آزمون	مقدار آمارهٔ کای دو	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون هاسمن	۹/۸۷	۰/۱۳۰۱	مدل دارای اثرات تصادفی است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۵)

نتایج ارائه شده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون هاسمن برای داده‌های اصلی است و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴-۲۰: مدل رگرسیونی

نام متغیّر	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	مقدار احتمال
C	۸.۶۶۲۵۴	۱.۷۹۶۰۲	۴.۸۲۳۱۸	۰.۰۰۰۰۰
LODE	۰.۵۷۸۱۶	۰.۷۶۷۷۰	۰.۷۵۳۱۱	۰.۴۵۲۰۰
INFLATION	-۰.۰۳۳۳۴	۰.۰۱۴۱۲	-۲.۳۶۱۵۰	۰.۰۱۸۹۰
CAPITAL_STOCK1	۰.۰۰۰۵۶	۰.۰۰۰۱۹	۲.۹۳۳۳۸	۰.۰۰۳۶۰
PRODUCT	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	۱.۳۵۸۶۱	۰.۱۷۵۴۰
POP_DIMENSION	۰.۳۸۴۲۴	۰.۳۸۳۰۴	۱.۰۰۳۱۶	۰.۳۱۶۷۰
ضریب تعیین	۰.۶۰۴۹۴	Mean dependent var		۱۱.۴۵۴۱۷
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۵۵۸۰۴	S.D. dependent var		۳.۰۰۵۱۳
S.E. of regression	۱.۹۹۷۸۱	Akaike info criterion		۴.۳۲۴۵۵
Sum squared resid	۱۱۰۹.۵۶۸۰۰	Schwarz criterion		۴.۷۳۲۴۴
Log likelihood	-۶۴۰.۶۲۹۶۰	Hannan-Quinn criter.		۴.۴۸۷۵۷
F-statistic	۱۲.۸۹۹۴۷	Durbin-Watson stat		۱.۱۲۹۷۳
Prob(F-statistic)	۰.۰۰۰۰۰			

منبع: خروجی نرم‌افزار ایویوز(پیوست شمارهٔ ۱۵)

با توجّه به نتایج جدول شمارهٔ (۴-۲۰)، نتایج تخمین آزمون هاسمن مطابق با نتایج این آزمون برای داده‌های مدل پژوهش نبوده و روابط بین متغیّرها و همچنین معناداری متغیّرها، با توجّه به مقادیر احتمال بدست آمده برای متغیّرهای موجودی نسبت تسهیلات به سپرده، بعدخانوار و تولید مورد تأیید نیست.

باتوجّه به نتایج حاصل از نتایج استحکام‌سنجی، می‌توان نتیجه گرفت که نتایج حاصل از این پژوهش برای برآورد رابطهٔ نرخ بیکاری و سایر متغیّرهای مستقل این پژوهش طی دورهٔ ۹۵-۱۳۸۵ با ثبات نبوده و نسبت به تغییر تعداد متغیّرها حساسیت دارند که نتایج مدل پژوهش که با حذف داده‌های پرت و بدون اضافه کردن متغیّر جدیدی صورت گرفته است قابلیت اطمینان بیشتری دارد.

۴-۱۰- نتایج استحکام سنجی مدل با اضافه کردن متغیّر بعد خانوار و شاخص قیمت مصرف کننده

جدول ۴- ۲۱: نتیجه آزمون اف لیمر

نوع آزمون	مقدار آماره t	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون اف لیمر	۱۲/۹۸	۰،۰۰۰۰	مدل پانل (دارای اثرات ثابت یا تصادفی) است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۶)

نتایج ارائه شـده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون اف لیمر برای داده‌های اصـلی اسـت و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴- ۲۲: نتیجه آزمون هاسمن

نوع آزمون	مقدار آمارهٔ کای دو	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون هاسمن	۵/۵۷۰	۰/۴۷۳	مدل دارای اثرات تصادفی است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۷)

نتایج ارائه شده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون هاسمن برای داده‌های مدل پژوهش است و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴-۲۳: مدل رگرسیونی

نام متغیّر	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	مقدار احتمال
C	۴.۳۳۲۱۰	۲.۵۳۴۴۲	۱.۷۰۹۳۱	۰.۰۸۸۵۰
LODE	۱.۹۸۱۱۷	۰.۹۵۹۵۷	۲.۰۶۴۶۴	۰.۰۳۹۹۰
INFLATION	-۰.۰۳۱۱۶	۰.۰۱۴۰۳	-۲.۲۲۱۲۰	۰.۰۲۷۱۰
CAPITAL_STOCK1	۰.۰۰۰۵۴	۰.۰۰۰۱۹	۲.۸۸۴۹۶	۰.۰۰۴۲۰
PRODUCT	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	-۰.۲۳۴۶۵	۰.۸۱۴۷۰
POP_DIMENSION	۰.۹۴۵۷۷	۰.۴۴۶۰۱	۲.۱۲۰۵۳	۰.۰۳۴۹۰
CPI	۰.۰۰۸۳۷	۰.۰۰۳۴۹	۲.۴۰۱۳۸	۰.۰۱۷۰۰
ضریب تعیین	۰.۶۱۲۹۹	Mean dependent var		۱۱.۴۵۴۱۷
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۵۶۵۴۹	S.D. dependent var		۳.۰۰۵۱۳
S.E. of regression	۱.۹۸۰۹۰	Akaike info criterion		۴.۳۱۰۳۶
Sum squared resid	۱۰۸۶.۹۴۰۰۰	Schwarz criterion		۴.۷۳۰۲۴
Log likelihood	-۶۳۷.۴۱۵۳۰	Hannan-Quinn criter.		۴.۴۷۸۱۷
F-statistic	۱۲.۹۰۴۳۵	Durbin-Watson stat		۱.۱۶۷۸۴
Prob(F-statistic)	۰.۰۰۰۰۰			

منبع: خروجی نرم‌افزار ایویوز (پیوست۱۷)

با توجّه به نتایج جدول شمارهٔ (۴-۲۳)، نتایج تخمین آزمون هاسمن مطابق با نتایج این آزمون برای داده‌های پژوهش نبوده و روابط بین متغیّرها و همچنین معناداری متغیّرها، با توجّه به مقادیر احتمال بدست آمده برای متغیّرهای تولید و عرض از مبدأ به علت عدم معنی‌داری مورد تأیید نیست.

۴-۱۰-۵- نتایج استحکام سنجی مدل با اضافه کردن متغیّر نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌های بانکی

جدول ۴- ۲۴: نتیجه آزمون اف لیمر

نوع آزمون	مقدار آماره t	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون اف لیمر	۱۴/۱۵	۰,۰۰۰۰	مدل پانل (دارای اثرات ثابت یا تصادفی) است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۸)

نتایج ارائه شـده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون اف لیمر برای داده‌های اصـلی اسـت و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴- ۲۵: نتیجه آزمون هاسمن

نوع آزمون	مقدار آمارهٔ کای دو	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون هاسمن	۶/۸۹۰	۰/۳۳	مدل دارای اثرات تصادفی است

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز (پیوست شماره ۱۸)

نتایج ارائه شده در جدول فوق مطابق با نتایج آزمون هاسمن برای داده‌های مدل پژوهش است و در نتیجه این آزمون برای مدل مورد تأیید است.

جدول ۴-۲۶: مدل رگرسیونی

نام متغیّر	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	مقدار احتمال
C	-۴.۴۵۰۹۲۳	۴.۰۷۶۴۵۴	-۱.۰۹۱۸۶۲	۰.۲۷۵۸
LODE	۲.۴۵۲۱۱۵	۱.۲۹۶۱۷۶	۱.۸۹۱۸۰۷	۰.۰۵۹۶
INFLATION	۱.۰۰۵۲۳	۰.۳۸۷۸۸۷	۲.۵۹۱۵۵۸	۰.۰۱۰۱
CAPITAL_STOCK1	۰.۹۳۳۵۱	۰.۲۷۳۱۳۳	۳.۴۱۷۷۹	۰.۰۰۰۷
PRODUCT	-۰.۰۵۳۱۶۳	۰.۰۱۶۳۰۴	-۳.۲۶۰۷۶	۰.۰۰۱۳
Deposit rate	-۰.۱۳۲۴۴۱	۰.۰۶۱۰۲۲	-۲.۱۷۰۳۸۷	۰.۰۳۰۸
Loan Rate	۰.۰۳۶۹۵۷	۰.۰۹۲۱۰۳	۰.۴۰۱۲۶۱	۰.۶۸۸۵
ضریب تعیین	۰.۶۲۰۴۹۸	Mean dependent var		۱۱.۴۵۴۱۷
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۵۷۳۹۱۶	S.D. dependent var		۳.۰۰۵۱۲۷
S.E. of regression	۱.۹۶۱۵۹۹	Akaike info criterion		۴.۲۹۰۷۷
Sum squared resid	۱۰۶۵.۸۶	Schwarz criterion		۴.۷۱۰۶۵۸
Log likelihood	-۶۳۴.۳۶۰۱	Hannan-Quinn criter.		۴.۴۵۸۵۸۶
F-statistic	۱۳.۳۲۰۷	Durbin-Watson stat		۱.۱۴۶۱۹۲

منبع: خروجی نرم‌افزار ایویوز (پیوست۱۸)

باتوجّه به نتایج حاصل از نتایج استحکام‌سنجی، می‌توان نتیجه گرفت که نتایج حاصل از این پژوهش برای برآورد رابطهٔ نرخ بیکاری و سایر متغیّرهای مستقل این پژوهش طی دورهٔ ۹۵-۱۳۸۵ با ثبات نبوده و نسبت به تغییر تعداد متغیّرها حساسیت دارند. با توجه به نتایج حاصله ارتباط بین نسبت تسهیلات به سپرده با بیکاری بی‌معنا بوده و برآورد مدل با اضافه کردن متغیرهای نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌های بانکی موجب بی‌معنا شدن ارتباط متغیر اصلی پژوهش با بیکاری شده است. لذا نتایج مدل پژوهش که با حذف داده‌های پرت و بدون اضافه کردن متغیّر جدیدی صورت گرفته است قابلیت اطمینان بیشتری دارد.

فصل پنجم

نتیجه‌گیری و تفسیر نتایج

۵-۱- مقدمه

پژوهش حاضر به بررسی ارتباط بین تسهیلات و سپرده‌های بخش بانکداری استانهای ایران با بیکاری طی سال‌های ۹۵-۱۳۸۵ پرداخته است. جامعهٔ آماری این مطالعه شامل استان‌ها و بخش بانکداری ایران می‌باشد. برای انجام این پژوهش از آمار و داده‌های خام موجود در سایت بانک مرکزی ایران، بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت اقتصادی و دارایی و مرکز آمار ایران استفاده است. ارزیابی داده‌های مذکور با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پانل‌دیتا و بکارگیری نرم‌افزار ایویوز انجام شده است.

۵-۲-جمع‌بندی پژوهش

مطالعهٔ حاضر که با هدف بررسی ارتباط بین تسهیلات و سپرده‌های بخش بانکی استان‌های ایران بر بیکاری انجام شده است و بطور همزمان آثار سایر متغیّرهای اقتصادکلان نظیر موجودی سرمایهٔ استانی، تولیدات استانی و تورم را بر بیکاری بررسی کرده است.

بدلیل بانک‌محور بودن بخش عمدهٔ بازارهای مالی و عدم گسترش مناسب آنها، نقش نظام بانکی ایران را در تأمین مالی بخش تولید، برجسته کرده است و از طرفی جریان سرمایه‌گذاری که از طریق جمع‌آوری منابع (تجهیزمنابع یا سپرده های مردم نزد بانک ها) و تزریق منابع مذکور به بخش‌های اقتصادی (تخصیص منابع یا تسهیلات بانک‌ها) از سوی بانک‌ها صورت می‌گیرد می‌تواند متغیرهای اقتصادی و مخصوصاً متغیرهای عمدهٔ کلان اقتصادی ازجمله تولید و بیکاری را تحت تأثیر قراردهد، ازاینرو در پژوهش حاضر با توجه به بحران‌های مالی اخیر و شرایط خاص اقتصادی سال‌های اخیر ایران که همواره در سایهٔ تحریم‌های بین‌المللی بوده است تلاش شده است که تأثیرگذاری بانک‌ها و منابع مالی آنها بر متغیرهای اقتصادی برآوردشود. نتایج این پژوهش و شناخت رابطهٔ متغیرهای بانکی و متغیرهای اقتصادکلان می‌تواند در تصمیم‌گیری مدیران در بخش‌های مختلف موثر باشد.

مطالعات مختلفی در دنیا و ایران دربارهٔ برخی از متغیرهای مطروحه در این پژوهش انجام گرفته‌است که مطالعهٔ حاضر با ویژگی‌های متفاوتی نسبت به سایر پژوهش‌های داخلی انجام‌گرفته است که از جمله وجوه تمایز آن، تفاوت گسترهٔ جغرافیایی پژوهش (تمام استان‌های بجز استان تهران) و سال‌های مورد پژوهش (۱۳۹۵-۱۳۸۵) را می‌توان برشمرد.

بر این اساس مهم‌ترین فرضیهٔ مطرح شده در این پژوهش آن است که با افزایش سپرده‌ها و تسهیلات بخش بانکی، بیکاری در ایران کاهش می‌یابد. لازم به ذکر است که در فرآیند آزمون‌های آماری صورت گرفته بدلیل همخطی بالای این دو متغیر ازلگاریتم نسبت تسهیلات به سپرده استفاده شده است که بیانگر میزان تخصیص منابع بانکها از منابع تجهیز شده توسط مشتریان است و همچنین فرضیات فرعی دیگری نیز مطرح و مورد آزمون قرارگرفته که فرضیات فرعی در ادامه مطرح می‌شود:

- ✓ با افزایش سرمایه‌گذاری، نرخ بیکاری استان‌های ایران کاهش می‌یابد.
- ✓ با افزایش تولید، نرخ بیکاری استان‌های ایران کاهش می‌یابد.
- ✓ با افزایش نرخ تورم، نرخ بیکاری در استان‌های ایران کاهش می‌یابد.

مدل اقتصادسنجی این پژوهش که مورد تحلیل و برآورد قرارگرفته است به شکل زیر است:

$$UN_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 DEP_{it} + \beta_2 LOAN_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 P_{it} + \beta_5 CS_{it} + \varepsilon_{it}$$

که UN متغیر وابستهٔ مدل است و از داده‌های مرکز آمار ایران استخراج شده‌است. DEP و $LOAN$ به ترتیب، سپرده و تسهیلات که از متغیرهای اصلی پژوهش هستند و داده‌های خام این دو متغیر از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج و مورد تحلیل و برآورد قرارگرفته است، که با تبدیل متغیرهای تسهیلات و سپرده به نسبت تسهیلات به سپرده($LODE$) و استفاده از حالت لگاریتمی آن، مدل اقتصادسنجی زیر برآورد شده است:

$$UN_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 LOGLODE_{it} + \beta_2 INF_{it} + \beta_3 LOGP_{it} + \beta_4 LOGCS_{it} + \varepsilon_{it}$$

نتایج برآوردها و تحلیل آن نشان می‌دهد که متغیر لگاریتم نسبت تسهیلات به سپرده ($LOGLODE$) با بیکاری رابطهٔ معنادار مثبتی داشته و افزایش این متغیر موجب افزایش نرخ بیکاری در دورهٔ پژوهش شده است که با نتایج پژوهش‌های متعددی که در پیشینهٔ تحقیق و همچنین در تحلیل نتایج فصل ۴ به آن اشاره شده است مطابقت دارد. برخی از پژوهش‌های مذکور عبارتند از: سیدکمیل طیب و همکاران (۱۳۹۵)، میرنرگسی و همکاران (۱۳۹۱)، آزادخانزادی و همکاران (۱۳۹۵)، مهدی قائمی اصل و همکاران(۱۳۹۶)، ایبیش مازرکو و همکاران (۲۰۱۸)، پیاسنتینو و همکاران (۲۰۱۵) و براندون اپستین و همکاران (۲۰۱۸).

INF نرخ تورم است که بدلیل محدودیت در محاسبهٔ تورم استانی، داده‌های کشوری آن بطور یکسان برای استان‌های ایران مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج بررسی پژوهش حاضر در مورد متغیر تورم مطابق انتظارات بوده و نشان می‌دهد با افزایش نرخ تورم، بیکاری کاهش می‌یابد. همانطورکه در فصل دوم و در مبانی نظری پژوهش به رابطهٔ معکوس بین نرخ تورم و نرخ بیکاری پرداخته شده است، در این پژوهش نیز ارتباط مذکور تأیید شده است و رابطهٔ بین نرخ بیکاری و نرخ تورم، منفی گزارش شده و نتیجهٔ برآورد رگرسیون مقدار ۰/۰۳۱۸۲۸- را نشان می‌دهد، نتایج بدست آمده از برآورد اثر تورم بر بیکاری در این پژوهش مطابق با پژوهش‌های عباسی‌نژاد و کاظمی‌زاده (۱۳۷۹)، موسوی و سعیدی‌فر (۱۳۸۱)، خانزادی و همکاران (۱۳۹۵)، روسئو و واچتل[۱](۲۰۰۲)، گیلمن و کیجاک[۲](۲۰۰۷)، فیلیپس

[۱] Rousseau & Wachtel
[۲] Gillman & Kejak

(۱۹۵۸)، پل ساموئلسون و سولو[۱] (۱۹۷۰)، گوردون[۲] (۱۹۷۱)، میلتون فریدمن[۳] (۱۹۶۸)، فلپس[۴] (۱۹۶۷)، هاسلر و نیوگارت[۵] (۲۰۰۳) و کی باتارایی[۶] (۲۰۱۷) است.

P متغیر تولید استانی است که با استفاده از داده‌های خام بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصادی و دارایی وربصورت لگاریتمی مورد ارزیابی قرارگرفته است. نتایج رگرسیون پژوهش فرضیهٔ پژوهش را رد کرده و با ضریب۰/۹۶۹ بیانگر ارتباط مثبت رابطهٔ تولید و بیکاری است و نشان می‌دهد با یک درصد افزایش تولید، نرخ بیکاری در استان‌های ایران طی دورهٔ پژوهش به اندازهٔ ۰/۹۶۹ درصد افزایش می‌یابد که مطابق با برخی از نظریات اقتصادی و بخشی از مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش است است. نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش مطابق با پژوهش غلامرضا کشاورزحداد و داود چراغی ۱۳۸۶ است.

CS موجودی‌سرمایهٔ استانی است که از داده‌های خام پژوهش سهیلی و همکاران و بصورت لگاریتمی (کشش) استفاده شده است. ضریب برآوردشده در مدل پژوهش حاضر که مقدار ۰/۶۶۳ گزارش شده است نشان دهندهٔ رابطهٔ مثبت و معنی‌دار موجودی سرمایه با بیکاری است و نشان می‌دهد بازای هر یک درصد افزایش در موجودی سرمایه ۰/۶۶۳ درصد بیکاری افزایش می‌یابد. این نتایج مطابق با پژوهش‌های آرستیس[۷] و همکاران (۱۹۹۸)، فونکه[۸] و همکاران (۱۹۹۹)، بازداراردبیلی و اجرودی (۱۳۸۷)، سهیلی و همکاران (۱۳۹۶) و عزتی و همکاران است.

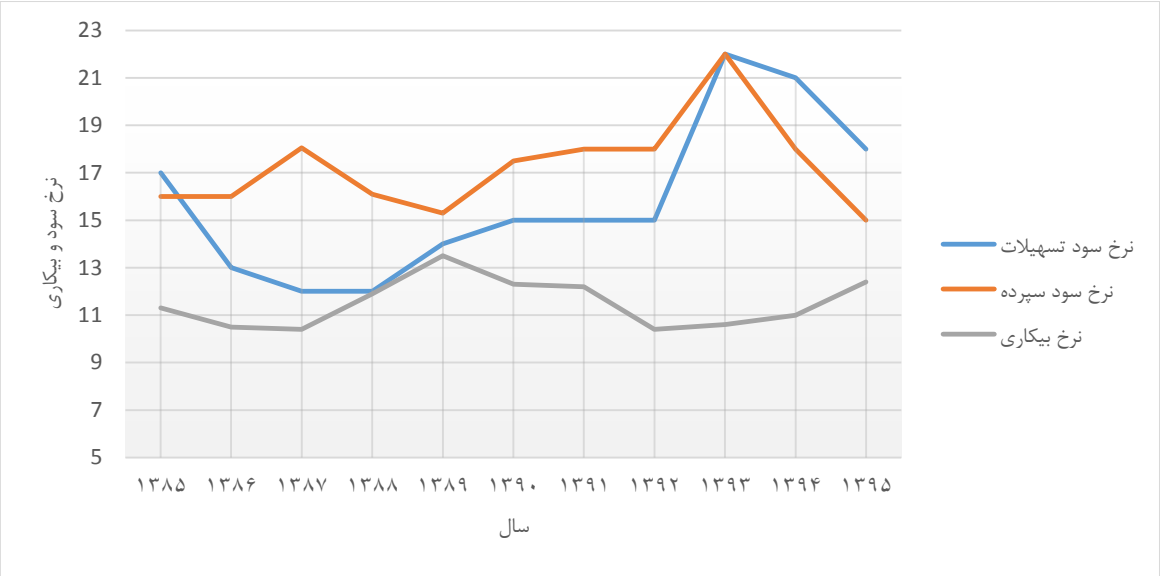
رابطهٔ بین بیکاری و متغیرهای سیستم بانکی با توجه به اعمال سیاستهای بانک مرکزی نیز می‌تواند تحت تأثیر قرارا گیرد از جمله تغییرات نرخ سود سپرده و تسهیلات بانک‌هاست که بصورت دستوری و از طریق اعمال سیاستهای بانک مرکزی به بانک‌ها ابلاغ می شود. هجوم سرمایه‌های سرگردان به بازار ارز، طلا و مسکن اتفاقاتی است که طی سال‌های اخیر اقتصاد ایران را تحت الشعاع قرار داده است. بسیاری از کارشناسان اقتصادی این وضعیت را ناشی از تصمیم بانک مرکزی در کاهش نرخ سود بانکی می‌پندارند. کاهش نرخ سود بانکی موجب کاهش سرمایه‌گذاری در بانک‌ها و افزایش تقاضای تسهیلات بانکی شده و از طرفی کاهش سپرده‌های بانکی موجب کاهش تراز بانک‌ها شده که خود موجب افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی می‌گردد که در ادامه این امر موجب افزایش پایهٔ پولی شده و تورم را افزایش می‌دهد. تأمین منابع مالی سرمایه‌گذاران باید از طریق بانک‌ها صورت‌گیرد و با توجه به تحریم

---

[۱] Paul Samuelson & Solow
[۲] Gordon
[۳] Milton Friedman
[۴] Phelps
[۵] Hassler & Neugart
[۶] K. Bhattarai
[۷] Arestis
[۸] Funke

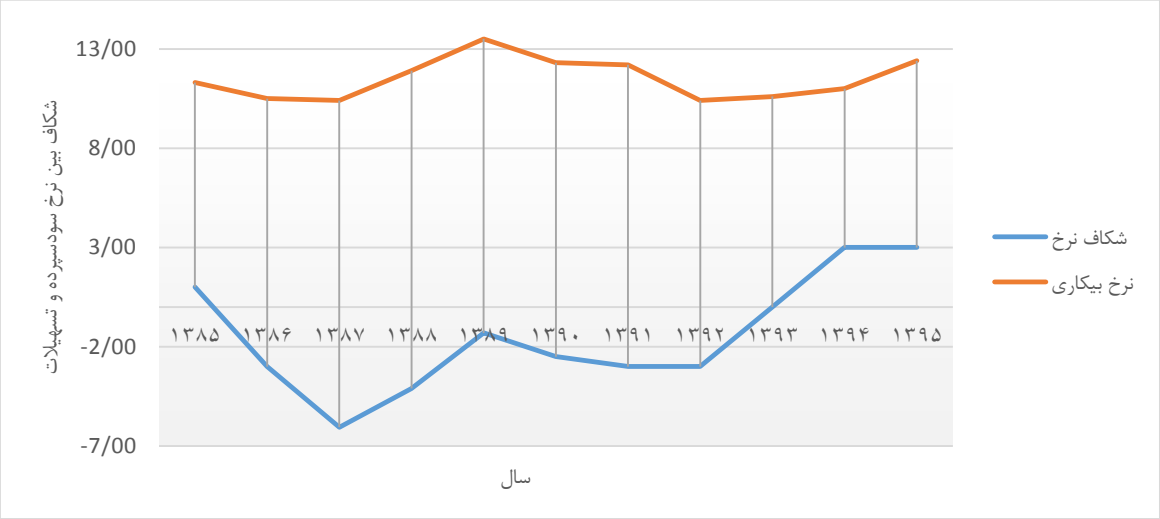
-های بانکی علیه شرکت‌های ایرانی که با وجود نرخ بهرهٔ پایین بانکی و عدم جذب سپرده‌های بانکی، پرداخت تسهیلات با مشکل مواجه‌اند و خود دلیلی بر افزایش نرخ بیکاری شده است.(بیات و همکاران ۱۳۹۵).

نمودار۵-۱: نمودار نرخ تسهیلات، سپرده‌های بانکی و بیکاری



منبع: داده‌های بانک مرکزی

نمودار۵-۲: نمودار نرخ بیکاری و شکاف بین نرخ سود سپرده و تسهیلات بانکی



منبع: داده‌های بانک مرکزی

با توجه به نمودار۵-۱ و ۵-۲ نوسان نرخ سود تسهیلات، سپرده‌های بانکی، شکاف بین سود سپرده‌های بانکی و تسهیلات و همچنین نرخ بیکاری را نشان می‌دهد که تغییرات شکاف بین نرخ سود سپرده و

تسهیلات بانکها با میزان تغییرات بیکاری در غالب سالها رابطه مثبت داشته و با افزایش(کاهش) شکاف موجود، نرخ بیکاری نیز افزایش(کاهش) می‌یابد.

۵-۳- محدودیت‌های پژوهش

برای انجام پژوهش حاضر محدودیت‌هایی بشرح ذیل وجود داشته است:

- ✓ عدم وجود داده‌ها و اطلاعات بروزشدهٔ استانی برخی از متغیرها در فاصلهٔ سالهای ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۷که ناگزیر با استفاده از داده‌های موجود و در دسترس که مربوط به سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ است به پژوهش در این حوزه و برآوردهای منتج شده پرداخته شده است، از جمله این داده‌ها می‌توان به داده‌های مربوط به تولید استانی اشاره کرد که برای سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ به دلایل مختلف موجود نیست.
- ✓ در دسترس نبودن برخی داده‌ها به دلیل محاسبه نشدن این نوع از داده‌ها در سطح استانی و یا حتی کشوری، مثل داده‌های مربوط به متغیر موجودی سرمایه که گزارش نحوهٔ بکارگیری و داده‌های مورد استفاده برای این متغیر در فصل ۴ گزارش شده است.
- ✓ نوسان بالای دامنهٔ تغییرات برخی از استان‌ها از جمله استان تهران که به دلیل پرت بودن داده‌های این استان و برخی داده‌های جزئی برای برخی دیگر استان‌ها از جمله خوزستان از برآوردها حذف شده و پس از آن، مدل برآورد شده است. لازم به توضیح است که در بخش استحکام سنجی، نتایج بدون حذف داده‌های پرت اخیر انجام شده و گزارش شده است.

۵-۴- پیشنهادات

با توجه به نتایج بدست آمده از برآوردهای پژوهش حاضر، پیشنهاداتی به شرح ذیل ارائه می‌شود:

- ✓ با توجه به تخصیص منابع صورت گرفته از طرف بانک‌ها طبق جدول ۵-۳ این امر مشهود است که منابع تجهیزشده (سپرده) بعنوان تسهیلات به افراد حقیقی و حقوقی با درصد بالایی تخصیص داده شده اما اثرگذاری آن بر کاهش نرخ بیکاری بیانگر عدم بهینه‌یابی صحیح در ابعاد مختلف از جمله اعتبارسنجی مشتریان متقاضی تسهیلات از طرف سیستم بانکی است که نقش بانک مرکزی ایران و نظام بانکی در ایجاد یک بانک اطلاعاتی با اطمینان جهت اعتبارسنجی دقیق، نقشی برجسته است.

جدول ۵-۳: نسبت تسهیلات به سپرده‌های سیستم بانکی ایران از سال ۱۳۹۶-۱۳۸۵

سال	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
نسبت تسهیلات به سپرده	۸۹,۷۲	۹۴.۲۲	۹۵.۳۲	۹۴.۴۴	۹۹.۶۹	۹۸.۳۶	۸۸.۲۱	۸۳.۵۶	۸۲.۲۶	۷۴.۵۵	۷۷.۵۲	۷۶.۴۵

منبع: محاسبات محقق

- ✓ عدم تعریف و یا نبود سازوکار شفاف و سیستماتیک نظارتی بر نحوهٔ شناسایی مشتریان و مصرف تسهیلات، منجر به انحراف تأثیرگذاری مثبت جریان سرمایه‌گذاری بر تولید و نهایتاً بر اشتغال شده است، لذا ایجاد و یا تعریف نهادها، سازوکارها و یا سیستم‌های شفاف‌سازی این چرخه (تجهیز منابع، تخصیص منابع(تزریق سرمایه)، تولید و اشتغال) می‌تواند از ورود منابع تخصیصی بانکها به سفته‌بازی و همچنین انباشت مطالبات آنها جلوگیری نماید. از اینرو سیستم بانکی بدلیل عدم کارایی سیستم‌های موجود در شناسایی، اعتبارسنجی و نظارت بر مصارف به جای شناخت مشتری از نظر اهلیت، شهرت و ... با استفاده از وثیقه و تضمینات به کاهش ریسک ناشی از عدم وجود شفافیت اطلاعاتی می‌پردازد که در این راستا بدلیل نبود نظارت و شناخت کافی در مرحلهٔ شناخت و مصرف تسهیلات نقش سیستم بانکی در رشد اقتصادی کمرنگ شده است.
- ✓ با توجه به بازده و میزان تأثیرگذاری هر یک از بخشهای اقتصادی، میزان و نرخ تسهیلات بهینه‌یابی شود.
- ✓ پیشنهاداتی برای تحقیقات بیشتر:

۱-تأثیر انواع سپرده‌های بانکها بر بیکاری و تورم

۲-تأثیر انواع تسهیلات اعطایی به هربخش اقتصادی بر بیکاری و تورم

۳-تأثیر سرانهٔ انواع سپرده‌های بانک‌ها بر بیکاری و تورم

۴-تأثیر حجم انواع سپرده و تسهیلات بانکها بر حجم تولید واقعی و نرخ اشتغال

مراجع

منابع و ماخذ

منابع داخلی

جعفری خالدی س. جاویدی نژاد ب، جعفرزاده س، جوادی م، (۱۳۸۲)، *مبانی بانکداری داخلی*، ج ۱، چاپ دوم، بانک ملی ایران-ادارهٔ آموزش و مدیریت، شرکت چاپ و نشر بانک ملی ایران، ص ۱۱۰

بانک ملی ایران-ادارهٔ کل آموزش، (۱۳۸۴)، *مبانی بانکداری داخلی ۲(تخصیص منابع)*، ج۲، چاپ نهم، تابستان ۱۳۹۶، بانک ملی ایران ادارهٔ کل آموزش، شرکت چاپ و نشر بانک ملی ایران، صص ۳و۴.

کشاورزحداد. غ، و چراغی. د، ۱۳۸۶، رتبه‌بندی پتانسیل‌های تولیدی و اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصاد ایران با استفاده از جدول داده- ستانده۱۳۷۵، *فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی*، سال هفتم، شمارهٔ ۲۴، بهار۱۳۸۴، صص ۷۵-۴۷.

نیلی مسعود، ۱۳۸۶، *مبانی اقتصاد*،چاپ سوم۱۳۹۰، نشرنی، تهران، ص ۱۰۸.

دورنبوش ر، فیشر ا، (۱۳۸۹)، *"اقتصاد کلان"*، مترجم محمدحسین تیزهوش تابان، چاپ ششم، انتشارات صدا و سیما سروش، تهران، صص۱۱۳-۱۰۹

دورنبوش ر، فیشر ا، (۱۳۸۹)، *"اقتصاد کلان"*، مترجم محمدحسین تیزهوش تابان، چاپ ششم، انتشارات صدا و سیما سروش، تهران، صص۵۹۴-۵۹۳

طیبی، س. ک. و ساطعی، م. و صمیمی، پ. ۱۳۸۹، تأثیر تسهیلات بانکی بر اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی ایران، *فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال دوم، شمارهٔ ۴، تابستان ۱۳۸۹

میرنرگسی س. و آقایی م. و دین‌پرست توحیدی ش.، (۱۳۹۱)، "یک رویکرد جدید برای شناسایی و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر بیکاری با استفاده از فرایند تجزیه و تحلیل سلسله مراتبی اول زمستان ۱۳۹۱، صص۲۳-۴۸

سپهردوست.ح، زمانی شبخانه.ص، ۱۳۹۱، تأثیر انواع تسهیلات اعتباری بر اشتغال تعاونی‌های صنعتی کشور، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی(رشد و توسعهٔ پایدار)*، سال پانزدهم، شمارهٔ اول، بهار۱۳۹۴، صص۲۱-۱

شاه طهماسبی.ا، جوادیان.م، نیکبخت.م.ج، ۱۳۹۱، بررسی نقش اعطای تسهیلات به بنگاه‌های کوچک و متوسط صنعتی در ایجاد اشتغال(موردمطالعه: کارگاههای صنعتی شهر تهران)، *فصلنامهٔ علوم اقتصادی*، ویژهٔ شمارهٔ ۱، صص۵۶-۳۱

رحمانی ت، (۱۳۹۲)، *"اقتصادکلان"* ، جلد اول، چاپ چهاردهم، انتشارات برادران، تهران ، صص ۷-۵

نگین‌تاجی.ز، امیدی کیا.م، ۱۳۹۲، اثر تسهیلات بانکی بر متغیّرهای کلان بخش کشاورزی، *فصلنامهٔ مدلسازی اقتصادی*، سال هفتم، شمارهٔ۴، صص۸۷-۷۱

پیکتی توماس، ۱۳۹۳، *سرمایه در قرن بیست ویکم*، صباغی علی، فرهادی‌پور محمدرضا، چاپ اول بهار۱۳۹۴، کتاب آمه، تهران، صص۱۰۳-۱۰۶.

طایی.ح، ۱۳۹۳، رابطهٔ رشد اقتصادی و بیکاری، *فصلنامهٔ تازه‌های اقتصاد*، شمارهٔ ۱۴۴، صص۶۴-۶۶

پایتختی اسکویی .س.ع، عرب‌مازار.ع، ۱۳۹۴، بررسی اثر عقود بانکداری اسلامی بر نرخ بیکاری در ایران، *فصلنامهٔ علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی*، سال۱۶، شمارهٔ ۶۱، بهار۱۳۹۵، صص۷۷-۶۵.

عزتی و همکاران (۱۳۹۵)، اثر تبعیض اقتصادی بر بیکاری، *سیاست‌های راهبردی و کلان*، سال چهارم، شمارهٔ ۱۳، بهار ۱۳۹۵

شاه‌آبادی. ا، امیری، ب، گنجی. م، ۱۳۹۵، تأثیر نهادها بر نرخ بیکاری، *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و چهارم، شمارهٔ۷۹، صص۱۶۵-۱۸۸

خانزادی.آ، حیدری.س، وفامند.ع، درخشان.م.ن، ۱۳۹۵، بررسی و تحلیل اثر تورم بر رابطهٔ بین تو سعهٔ مالی و ا شتغال در اقت صاد ایران، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقت صادی(ر شد و تو سعهٔ پایدار)*، سال هجدهم، شمارهٔ دوم، تابستان۱۳۹۷، صص ۲۰-۱

حسین زاده هدایت، (۱۳۹۵)،ارزیابی تأثیر سپرده‌های بانکی بر روند اشتغال در استان‌های ایران.، *مجله اقتصادی*، شماره‌های ۵ و ۶، مرداد وشهریور ۱۳۹۵، صص ۷۰-۴۷

قربانی.م، ح سنی. ل، (۱۳۹۵)، برر سی رابطهٔ بین ت سهیلات بانکی و طرح‌های خودا شتغالی با استفاده از الگوسازی چندسطحی، *تحقیقات اقتصادکشاورزی*، ج۹، شمارهٔ۴، زمستان۱۳۹۶، صص۲۰۸-۱۹۱

بیات. س، رضایی. ع، (۱۳۹۵)، تأثیر نرخ سود بانکی بر وضعیت رکود، بیکاری و تورم در اقتصاد، *سومین کنفرانس جهانی مدیریت، اقتصاد و حسابداری و علوم انسانی در آغاز هزارهٔ سوم*، شیراز، با همکاری مشترک موسسه آموزش عالی علامه خویی دانشگاه زرقان-واحد پژوهش دانش پژوهان همایش آفرین

قائمی‌اصل.م، نصراصفهانی. م، چرخ. س، زمستان۱۳۹۶، ارزیابی نقش‌آفرینی نظام بانکی در حیطه‌ی مسئولیت اجتماعی کاهش بیکاری در ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری در محاسبهٔ اثرات همزمان، بلندمدت و پویا، *فصلنامهٔ اقتصادمقداری(بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره‌ی۱۴، شمارهٔ ۴، ۱۳۹۶، صص۱۲۱-۹۳

سرزعیم ع، تابستان ۱۳۹۶، گونه‌شناسی بحران‌های مالی با تأکید بر بحران‌های بانکی، *فصلنامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال پنجم، شمارهٔ ۱۸، صص۲۰۸-۱۹۷

شاه‌آبادی.ا و داوری کیش.ر، ۱۳۹۶، تعیین کننده‌های عملکرد بانکی اقتصاد ایران در قالب معادلات همزمان، *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال ششم، شمارهٔ ۲۴، صص ۱۵۱-۱۲۵

سهیلی, فتاحی, & محمدی. (۱۳۹۶). بررسی نقش و اثرات سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی بر اشتغال در استان‌های ایران: با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*, ۱۲(۲۴), ۱۲۱-۱۴۸

منابع خارجی

Friedman, M. (1937). The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *Journal of the american statistical association*, *32*(200), 675-701.

Moran, P. A. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, *10*(2), 243-251.

Modigliani, F. and R. Brumberg (1954): Utility Analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. In Kurihara, KK. (Ed.), *Post-Keynesian Econometrics*. Rutgers University Press, New Brunswick, pp. 388-436

Okun, A. M. (1962). Potential GDP: its Measurement and Significance. in Proceedings of the Business and Economics Statistics Section.*American Statistical Association*

Ando, A. e F. Modigliani (1963), The Life Cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests. *American Economic Review*, 53(1), 55-84.

Tobin, J. (1969): A general equilibrium approach to monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking.*

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, *47*(1), 239-253.

Jahoda, M. (1982). "Employment and Unemployment: A Social-Psychological Analysis". *Journal of economic psychology*. 4(3). Pp. 291-293.

Anselin, L. (1988). Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. *Geographical analysis*, *20*(1), 1-17.

Bernanke, B. and S.A. Blinder. 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." *The American Economic Review* 82(4): 901-921.

Bean, C., & Pissarides, C. (1993). Unemployment, consumption and Growth. *European economic review*,37(4),837-854.

Phelps, E. (1994). Structural slumps: The modern equilibrium theory of unemployment, interest and assets. *Harvard University Press, Cambridge, MA.*

Lipsey, R.G., D.D. Purvis, P.N. Courant, and P.O. Steiner. 1994. *Economics.* 9th edition. Longman Higher Education.

Frees, E. W. (1995). Assessing cross-sectional correlation in panel data. *Journal of econometrics*, *69*(2), 393-414.

Mishkin, F.S. 1996. "The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy." *Banque de France Bulletin Digest* 27: 33-44.

Boyd, J. H.; Levine, R. and Smith, B. D. (1996). Inflation and Financial Market Performance. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department*, Working Paper.

Blinder, A. S. (1997). Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? . *The American Economic Review*, *87*(2), 240-243.

Piachaud, D. (1997). A Price Worth Paying? The Costs of Unemployment. In J. philpott (ed.): *working for Full Employment*, London: Routledge.

Elmendorf, D. and Mankiw, N. G. (1999); Government Debt, in J. B. Taylor and M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1c, Amsterdam, North-Holland.

Acemoglu, D. & Shimer, R. (1999), Efficient Unemployment Insurance, *Journal of Political Economy 107(5), 893-928*

Arestis, P., and Biefang-Frisancho Mariscal, I. (2000): Capital Stock, Unemployment and Wages in the UK and Germany. *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 47, n5, 487-503

Modigliani, F. (2000): Europe′s Economic Problems. Prepared for *Testimony before the Monetary Committee of the European Central Bank*. Mimeo.

Blanchard, O.J. (2000). The Economics of Unemployment: Shocks, Institution and Interactions. *Lionel Robbins Lectures*.

Harris, R., & Silverstone, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics bulletin*, *5*(2), 1-13.

Anselin, L. (2001). Spatial effects in econometric practice in environmental and resource economics. *American Journal of Agricultural Economics*, *83*(3), 705-710.

Raphael, S. & Winter-Ebmer, R. (2001). "Identifying the Effect of Unemployment on Crime". *Journal of Law and Economics.* 44(1). Pp. 259–83.

Malley, J. and T.Moutos (2001):Capital Accumulation and Unemployment: A Tale of two Continents: *Scandinavian Journal of Economics*, 103(1), pp. 79-99.

Robinson, M.S. 2001. *The Micro Finance Revolution* (Sustainable Finance for the Poor). The World Bank, Washington D.C.

Miaouli, N. (2001): Employment and Capital Accumulation in Unionised Labor Markets: evidence from five south-European countries. *International Review of Applied Economics*, vol 15(1), pp. 5-29

Breuer, J. B., McNown, R., & Wallace, M. (2002). Series- specific unit root tests with panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, *64*(5), 527-546.

Forstater, M. (2002*).* Unemployment, Center for Full Employment and Price Stability. *University of Missouri-Kansas City*. Working paper, No. 20. Availible At: www.cfeps.org/pubs/wp-pdf/WP20-Forstater.pdf

Sawyer (2002): The NAIRU, Aggregate Demand and Investment. *Metroeconomica*, 53(1), pp. 66-94.

Hertberson, T. and G. Zoega (2002): The Modigliani Puzzle. *Economics Letters*, vol. 76(3), pp. 437-442

Burgess, R. and Pande, R. (2002) Do rural banks matter? Evidence from the Indian social banking experiment; development economics discussion paper, Suntory and Toyota International Centers for *Economics and Related Disciplines*, pp: 27-43.

Rousseau, P. L. & Wachtel, P. (2002). Inflation thresholds and the finance-growth nexus. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21: 777-793.

Bai, J., & Ng, S. (2004). A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, *72*(4), 1127-1177.

Ullah, A. (2004). *Finite sample econometrics*. Oxford University Press.

Wasmer, E. and P. Weil. 2004. "The Macroeconomics of Labor and Credit Market Imperfections." *American Economic Review* 94(4): 944-963.

Brown, J. D., Earle, J. S. and Lup, D. (2005) What makes small firms grow ?; Finance, Human Capital, Technical Assistance, and the Business Environment in Romania, *Economic Development and Cultural Change*, No. 54, pp: 33-70.

Rogerson, R. , Shimer, R. , & Wright, R. (2005). Search Theoretic Models of the Labor Market: A survey. *Journal of economic literature*, 43(4), 959-988

Smith, R. and G. Zoega (2005): Unemployment, Investment and Global Expected Returns: A panel FAVAR approach. *Birkbeck college, Scholl of Economics, Mathematics and Statistics*. Working paper BWOEF 0524

Lluís Carrion- i- Silvestre, J., Del Barrio- Castro, T., & López- Bazo, E. (2005). Breaking the panels: An application to the GDP per capita. *The Econometrics Journal*, *8*(2), 159-175.

Kapadia, S. (2005): The Capital stock and equilibrium unemployment: a new theoretical perspective. *Balliol College, University of oxford*. Department of Economics, Discussion Paper 181.

Armendariz, B. A. and J. Morduch. 2005. The Economics of Microfinance. *Massachusetts Institute of Technology*, Massachusetts: The MIT Press. 59(2).

Rogerson, R. Shimer, R. and Wright, R. 2005, Search-Theoretic Models of The Labor Market: A survey, *Journal of Economic Literature* 43, 950-988

Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, *74*(4), 967-1012.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, *22*(2), 265-312.

Arestis, Philip.Michelle Baddeley. and M. Sawyer (2007): The relationship between capital stock, unemployment and wages in nine EMU countries. *Bulletin of Economic Research*, 52(1), pp. 125-148

Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics*, *142*(1), 50-93.

Panicos, D. Jun, D., Sourafel, G. and Chengang, X. (2008). "Dose the Chinese banking system promote the growth of firms?", *world economy & finance research programme*, pp: 157.

Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias- adjusted LM test of error cross- section independence. *The Econometrics Journal*, *11*(1), 105-127.

Lin, M-J. (2008). "Does Unemployment Increase Crime? Evidence from U.S. Data 1974–2000". *Journal of Human Resources.* 43(2). Pp. 413–36.

Basher, S. A., & Westerlund, J. (2009). Panel cointegration and the monetary exchange rate model. *Economic Modelling*, *26*(2), 506-513.

Gagliardi, F. (2009) Financial development and the growth of cooperative firms; *Springer*, Vol. 32(4), pp: 439-464.

Karanassou M., Sala H., and P. F. Salvador (2009): Capital Accumulation and Unemployment: New Insights on the *Cambridge Journal of Economics*, 32, 977-1001

Pojatina, K. 2008. "Credit Risk, Credit and Economic Cycles in Croatian Banking." *Economic Research* 21(4): 19-33.

Castillo, P.J. 2009. "Unemployment Threat of the Financial Crisis." *Asia-Pacific Social Science Review* 9(1): 41-46.

Han, C.-K. (٢٠٠٩). Unemployment, financial hardship, and savings in individual development accounts. *Journal of Poverty*, ١٣(١), .٧٤-٩٥

Bande, R. and M. Karanassou (2009): Labor Market Flexibility and Regional Unemployment Rate Dynamics: Spain 1980-1995. *Papers in Regional Science*, 88(1), pp.181-207

Zoega, G. (2010): Employment and Asset prices. *Birkbeck college, school of Economics, Mathematics and Statistics*. Working Paper BWPEF 0917

Wahid, A. N. M.; Shahbaz, M. & Azim, P. (2011). inflation and financial sector correlation: The case of Bngladesh. *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 1, No. 4: 145-152.

Lakstutiene, A. R. Krusinskas, and J. Platenkoviene. 2011. "Economic Cycle and Credit Volume Interaction: Case of Lithuania." *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics* 22(5): 468-476.

Gatti, D., Rault, C., & Vaubourg, A.-G. (٢٠١١). Unemployment and finance: how do financial and labour market factors interact? *Oxford Economic Papers,* ٦٤(٣), ٤٦٤-٤٨٩.

Pagano, M. and G. Pica. 2012. "Finance and Employment." *Economic Policy* 27(69): 5-55.

Chassang, S. (2013). Calibrated incentive contracts. *Econometrica*, 81(5), 1935-1971.

Göçer, I. (2013). Relation between Bank Loans and unemployment in the European Countries. *European Academic Research, 1*(6), 981-995.

Dang, T.V., Wang, H., & Yao, A. (2014). Chinese shadow banking: *bank-centric Misperceptions.*

Donaldson, J. R., Piacentino, G., & Thakor, A. (2015). Bank capital, bank credit and unemployment. *Unpublished manuscript Duke University*.

Zakaria, M., Risalat, R., & Fida, B. A. (2015). Banking Deregulations and Unemployment in South Asia. *Journal of Economic Integration,* 799-820.

Bethune. Z., Rocheteau, G., Rupert, P. (2015). Aggregate unemployment and household unsecured debt. *Review of Economic Dynamics*, 18(1), 77-100.

Epstein, B., & Shapiro, A.F. (2018). Financial development, unemployment volatility, and sectoral dynamics. *Journal of Economic Dynamics and Control, 99, 82-102*

Brendan Epstein, Alan Finkelstein Shapiro, 2018, Financial Development, Unemployment Volatility and Sectoral Dynamics, *Journal of Economic Dynamics & Control* (2018)

Batischeva, G. , Denisov, M. Y. , Rybchinskaya, I. , & Stryukov, M. (2018), Regional Development and Banking Activities. *European Research Studies, 21,455*

Donaldson, J. R., Piacentino, G., & THAKOR, A. (2019). Household Debt Overhang and Unemployment. *The Journal of Finance*.

پیوست‌ها

پیوست: خروجی های نرم افزار Eviews

پیوست ۱: آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش

INF	P	CS	LOAN	DEP	UN	
18.38013	155857.3	1931.105	60810.30	70512.39	11.45417	**Mean**
15.60000	101088.0	1653.890	40271.96	36947.27	11.20000	**Median**
34.70000	785164.0	6359.630	458246.3	671521.6	22.00000	**Maximum**
9.100000	11715.00	238.2300	4338.000	4096.507	5.300000	**Minimum**
8.271556	155345.0	1053.437	64106.03	95997.24	3.005127	**Std. Dev.**
0.737335	1.938280	1.087259	2.726294	3.324702	0.603738	**Skewness**
2.203645	6.627896	4.047556	12.60122	16.20320	3.356736	**Kurtosis**
36.51486	366.4614	75.73670	1584.884	2841.008	20.60836	**Jarque-Bera**
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000033	**Probability**
5734.600	48627493	602504.9	18972813	21999867	3573.700	**Sum**
21278.20	7.51E+12	3.45E+08	1.28E+12	2.87E+12	2808.575	**Sum Sq. Dev.**
312	312	312	312	312	312	**Observations**

پیوست ۲: آزمون ریشه واحد متغیرها

Null Hypothesis: UN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

Prob.*	t-Statistic			
0.0000	-7.566994	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-3.449738		1% level	Test critical values:
	-2.869978		5% level	
	-2.571335		10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(UN)
Method: Least Squares
Date: 01/13/20 Time: 22:00
Sample (adjusted): 2 341
Included observations: 334 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-7.566994	0.036739	-0.278000	UN(-1)
0.0000	7.350094	0.434029	3.190152	C

0.008383	Mean dependent var	0.147098	R-squared
2.126083	S.D. dependent var	0.144529	Adjusted R-squared
4.196306	Akaike info criterion	1.966450	S.E. of regression
4.219128	Schwarz criterion	1283.819	Sum squared resid
4.205406	Hannan-Quinn criter.	-698.7832	Log likelihood
2.107623	Durbin-Watson stat	57.25940	F-statistic
		0.000000	Prob(F-statistic)

Null Hypothesis: DEP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-6.284092	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.449679	1% level	Test critical values:
	-2.869952	5% level	
	-2.571321	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DEP)
Method: Least Squares
Date: 01/13/20 Time: 22:00
Sample (adjusted): 2 341
Included observations: 335 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-6.284092	0.033856	-0.212757	DEP(-1)
0.1025	1.637279	23442.55	38381.98	C

2147.603	Mean dependent var	0.106016	R-squared
439197.5	S.D. dependent var	0.103331	Adjusted R-squared
28.72017	Akaike info criterion	415887.5	S.E. of regression
28.74294	Schwarz criterion	5.76E+13	Sum squared resid
28.72925	Hannan-Quinn criter.	-4808.628	Log likelihood
1.953120	Durbin-Watson stat	39.48982	F-statistic
		0.000000	Prob(F-statistic)

Null Hypothesis: LOAN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-6.206718	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.449679	1% level	Test critical values:
	-2.869952	5% level	
	-2.571321	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOAN)
Method: Least Squares
Date: 01/13/20 Time: 22:01
Sample (adjusted): 2 341
Included observations: 335 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-6.206718	0.033475	-0.207771	LOAN(-1)
0.0988	1.655566	18878.63	31254.80	C

1468.755	Mean dependent var	0.103690	R-squared

352457.6	S.D. dependent var	0.100999	Adjusted R-squared
28.28273	Akaike info criterion	334185.1	S.E. of regression
28.30550	Schwarz criterion	3.72E+13	Sum squared resid
28.29181	Hannan-Quinn criter.	-4735.357	Log likelihood
2.093761	Durbin-Watson stat	38.52335	F-statistic
		0.000000	Prob(F-statistic)

Null Hypothesis: P has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-5.484168	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.449738	1% level	Test critical values:
	-2.869978	5% level	
	-2.571335	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(P)
Method: Least Squares
Date: 01/13/20 Time: 22:01
Sample (adjusted): 2 341
Included observations: 334 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-5.484168	0.030353	-0.166460	P(-1)
0.0058	2.776111	15347.87	42607.39	C

1647.668	Mean dependent var	0.083066	R-squared
255514.9	S.D. dependent var	0.080304	Adjusted R-squared
27.66221	Akaike info criterion	245040.8	S.E. of regression
27.68503	Schwarz criterion	1.99E+13	Sum squared resid
27.67131	Hannan-Quinn criter.	-4617.589	Log likelihood
1.940261	Durbin-Watson stat	30.07610	F-statistic
		0.000000	Prob(F-statistic)

Null Hypothesis: CS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-5.632424	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.449857	1% level	Test critical values:
	-2.870031	5% level	
	-2.571363	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CS)
Method: Least Squares
Date: 01/13/20 Time: 22:02
Sample (adjusted): 3 341
Included observations: 332 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-5.632424	0.041883	-0.235904	CS(-1)
0.0000	-4.320162	0.053579	-0.231471	D(CS(-1))
0.0000	4.556126	121.4136	553.1758	C

3.357665	Mean dependent var	0.199218	R-squared
1468.812	S.D. dependent var	0.194350	Adjusted R-squared
17.21518	Akaike info criterion	1318.376	S.E. of regression
17.24957	Schwarz criterion	5.72E+08	Sum squared resid
17.22890	Hannan-Quinn criter.	-2854.721	Log likelihood
2.049518	Durbin-Watson stat	40.92427	F-statistic
		0.000000	Prob(F-statistic)

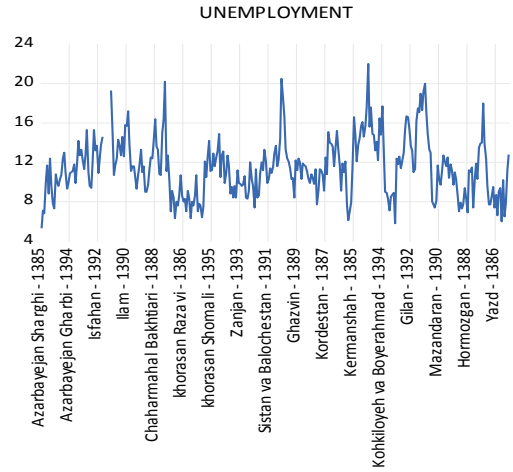
Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

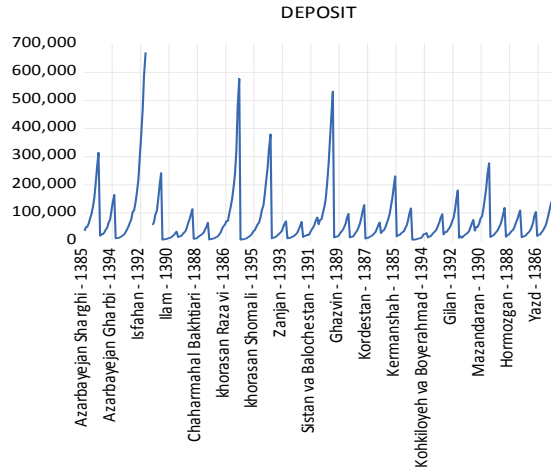
Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-18.18578	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.449447	1% level	Test critical values:
	-2.869850	5% level	
	-2.571266	10% level	

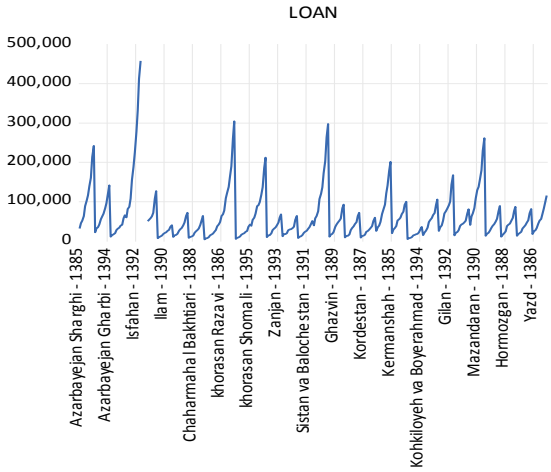
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(INF)
Method: Least Squares
Date: 01/13/20 Time: 22:04
Sample (adjusted): 3 341
Included observations: 339 after adjustments

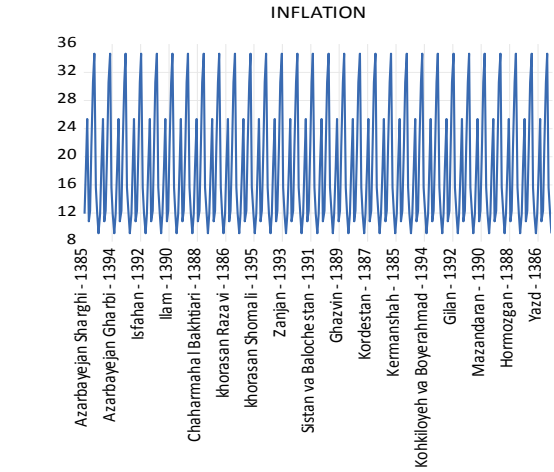
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-18.18578	0.050223	-0.913348	INF(-1)
0.0000	11.70310	0.046026	0.538641	D(INF(-1))
0.0000	17.00275	0.989261	16.82015	C

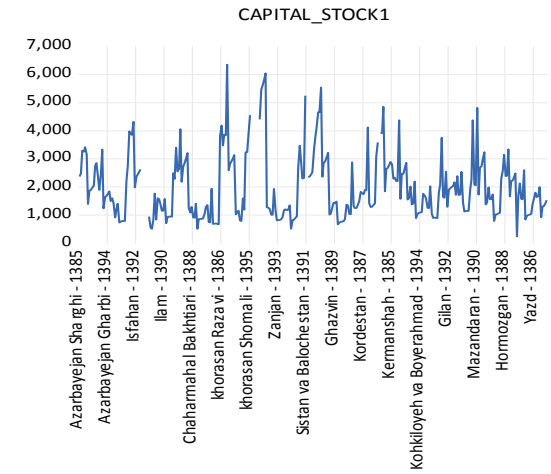
-0.028024	Mean dependent var	0.499433	R-squared
9.000556	S.D. dependent var	0.496453	Adjusted R-squared
6.555181	Akaike info criterion	6.386887	S.E. of regression
6.589040	Schwarz criterion	13706.22	Sum squared resid
6.568674	Hannan-Quinn criter.	-1108.103	Log likelihood
2.275003	Durbin-Watson stat	167.6193	F-statistic
		0.000000	Prob(F-statistic)

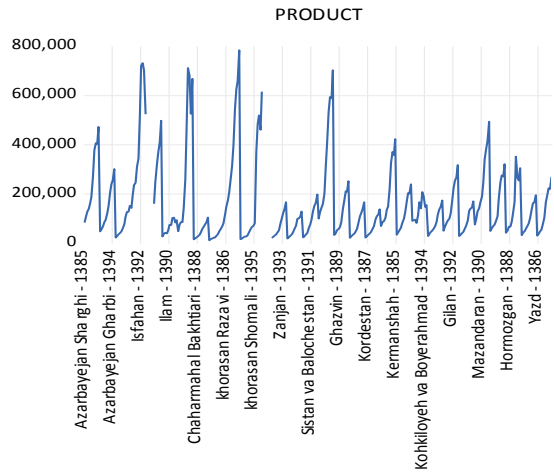












پیوست ۳: آزمون هم‌انباشتگی(هم جمعی)

Kao Residual Cointegration Test

Series: UNEMPLOYMENT DEPOSIT LOAN CAPITAL_STOCK1 PRODUCT INFLATION

Date: 12/16/19 Time: 22:50

Sample: 1385 1395

Included observations: 330

Null Hypothesis: No cointegration

Trend assumption: No deterministic trend

User-specified lag length: 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Prob.	t-Statistic		
0.2732	-۰.۶۰۳۲۳۱		ADF
	3.695076	Residual variance	
	2.751419	HAC variance	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID)

Method: Least Squares

Date: 12/16/19 Time: 22:50

Sample (adjusted): 1387 1395

Included observations: 250 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۰۰۰۰	-۷.۶۳۰۸۹۵	۰.۰۷۸۲۶۰	-۰.۵۹۷۱۹۵	RESID(-1)
۰.۸۸۹۶	-۰.۱۳۸۹۱۵	۰.۰۶۸۸۳۷	-۰.۰۰۹۵۶۲	D(RESID(-1))

۰.۰۴۶۶۴۴	Mean dependent var	۰.۳۶۵۸۸۹	R-squared
۲.۰۳۳۹۴۷	S.D. dependent var	۰.۳۶۲۹۲۹	Adjusted R-squared
۳.۹۶۰۷۳۱	Akaike info criterion	۱.۷۴۶۲۰۲	S.E. of regression
۳.۹۸۸۹۰۳	Schwarz criterion	۷۵۶.۲۰۶۷	Sum squared resid
۳.۹۷۲۰۶۹	Hannan-Quinn criter.	-۴۹۳.۰۹۱۴	Log likelihood
		۱.۹۷۲۸۵۶	Durbin-Watson stat

پیوست ۴: آزمون وابستگی مقاطع

Residual Cross-Section Dependence Test

Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals

Equation: Untitled

Periods included: 11

Cross-sections included: 29

Total panel (unbalanced) observations: 312

Test employs centered correlations computed from pairwise samples

Prob.	d.f.	Statistic	Test
۰.۰۰۰۰	۴۰۶	۶۶۸.۱۵۵۷	Breusch-Pagan LM
۰.۰۰۰۰		۹.۱۹۹۸۶۳	Pesaran scaled LM
۰.۰۰۰۰		۷.۷۴۹۸۶۳	Bias-corrected scaled LM
۰.۰۰۰۱		۳.۹۳۲۱۱۵	Pesaran CD

پیوست ۵: آزمون همبستگی بین متغیّرها

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 12/16/19 Time: 22:41

Sample: 1385 1395

Included observations: 312

Balanced sample (listwise missing value deletion)

Correlation

Probability	UNEMPLOYMENT	DEPOSIT	LOAN	CAPITAL_STOCK1	PRODUCT	INFLATION
UNEMPLOYMENT	۱.۰۰۰۰۰۰					

DEPOSIT	-۰.۰۰۸۷۷۹	۱.۰۰۰۰۰۰				
	۰.۸۷۷۳	-----				
LOAN	۰.۰۰۶۰۵۸	۰.۹۶۵۹۸۹	۱.۰۰۰۰۰۰			
	۰.۹۱۵۱	۰.۰۰۰۰	-----			
CAPITAL_STOCK1	۰.۰۴۰۳۶۳	۰.۲۸۴۰۳۴	۰.۳۰۷۵۷۹	۱.۰۰۰۰۰۰		
	۰.۴۷۷۵	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	-----		
PRODUCT	-۰.۰۴۱۵۸۹	۰.۸۶۰۱۷۱	۰.۸۳۵۰۷۹	۰.۲۹۶۸۴۹	۱.۰۰۰۰۰۰	
	۰.۴۶۴۲	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	-----	
INFLATION	-۰.۰۸۹۳۶۸	-۰.۱۰۶۵۳۳	-۰.۰۸۲۶۱۱	-۰.۰۵۱۳۶۲	۰.۰۱۹۸۵۳	۱.۰۰۰۰۰۰۰
	۰.۱۱۵۲	۰.۰۶۰۲	۰.۱۴۵۴	۰.۳۶۵۹	۰.۷۲۶۹	-----

	UNEMPLOYMENT	LODE	INFLATION	CAPITAL_STOCK1	PRODUCT
UNEMPLOYMENT	1.000000	0.205541	-0.089368	0.040363	-0.041589
LODE	0.205541	1.000000	0.100036	-0.235717	-0.547891
INFLATION	-0.089368	0.100036	1.000000	-0.051362	0.019853
CAPITAL_STOCK1	0.040363	-0.235717	-0.051362	1.000000	0.296849
PRODUCT	-0.041589	-0.547891	0.019853	0.296849	1.000000

پیوست ۶: آزمون F لیمر

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: Untitled
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	۱۳.۹۱۱۴۸۸	(28,279)	۰.۰۰۰۰
Cross-section Chi-square	۲۷۲.۶۴۳۳۹۵	۲۸	۰.۰۰۰۰

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: UNEMPLOYMENT
Method: Panel Least Squares
Date: 01/10/20 Time: 22:31
Sample: 1385 1395
Periods included: 11
Cross-sections included: 29
Total panel (unbalanced) observations: 312

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGLODE	۳.۱۴۴۳۲۵	۰.۶۹۸۶۰۹	۴.۵۰۰۸۳۵	۰.۰۰۰۰
LOGP	۰.۵۶۷۳۴۳	۰.۲۲۳۸۶۸	۲.۵۳۴۲۷۸	۰.۰۱۱۸
LOGCS	۰.۲۶۲۳۲۵	۰.۳۲۲۴۳۳	۰.۸۱۳۵۸۱	۰.۴۱۶۵
INFLATION	-۰.۰۴۷۶۴۳	۰.۰۲۰۴۴۰	-۲.۳۳۰۸۳۴	۰.۰۲۰۴
C	۳.۷۵۶۴۶۱	۳.۰۸۷۸۶۳	۱.۲۱۶۵۲۵	۰.۲۲۴۷

۱۱.۴۵۴۱۷	Mean dependent var	۰.۰۷۰۷۷۹	R-squared
۳.۰۰۵۱۲۷	S.D. dependent var	۰.۰۵۸۶۷۲	Adjusted R-squared
۴.۹۹۳۹۴۹	Akaike info criterion	۲.۹۱۵۶۳۶	S.E. of regression
۵.۰۵۳۹۳۳	Schwarz criterion	۲۶۰۹.۷۸۶	Sum squared resid
۵.۰۱۷۹۲۳	Hannan-Quinn criter.	-۷۷۴.۰۵۶۰	Log likelihood

۵.۸۴۶۰۷۹	F-statistic	۰.۴۵۱۰۸۸	Durbin-Watson stat
۰.۰۰۰۱۵۲	Prob(F-statistic)		

پیوست ۷: آزمون هاسمن

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
۰.۵۱۷۳	۴	۳.۲۴۷۴۵۰	Cross-section random

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
۰.۶۳۵۶	۰.۱۷۳۱۰۸	۲.۵۳۲۲۰۰	۲.۳۳۵۰۴۸	LOGLODE
۰.۷۱۳۷	۰.۰۰۴۸۳۸	۰.۶۳۸۱۷۱	۰.۶۶۳۶۹۴	LOGP
۰.۲۰۴۲	۰.۰۲۵۴۹۵	۰.۷۶۶۵۰۹	۰.۹۶۹۲۴۹	LOGCS
۰.۶۳۱۱	۰.۰۰۰۰۰۵	-۰.۰۴۵۷۲۹	-۰.۰۴۴۶۷۰	INFLATION

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: UNEMPLOYMENT

Method: Panel Least Squares

Date: 01/10/20 Time: 22:31

Sample: 1385 1395

Periods included: 11

Cross-sections included: 29

Total panel (unbalanced) observations: 312

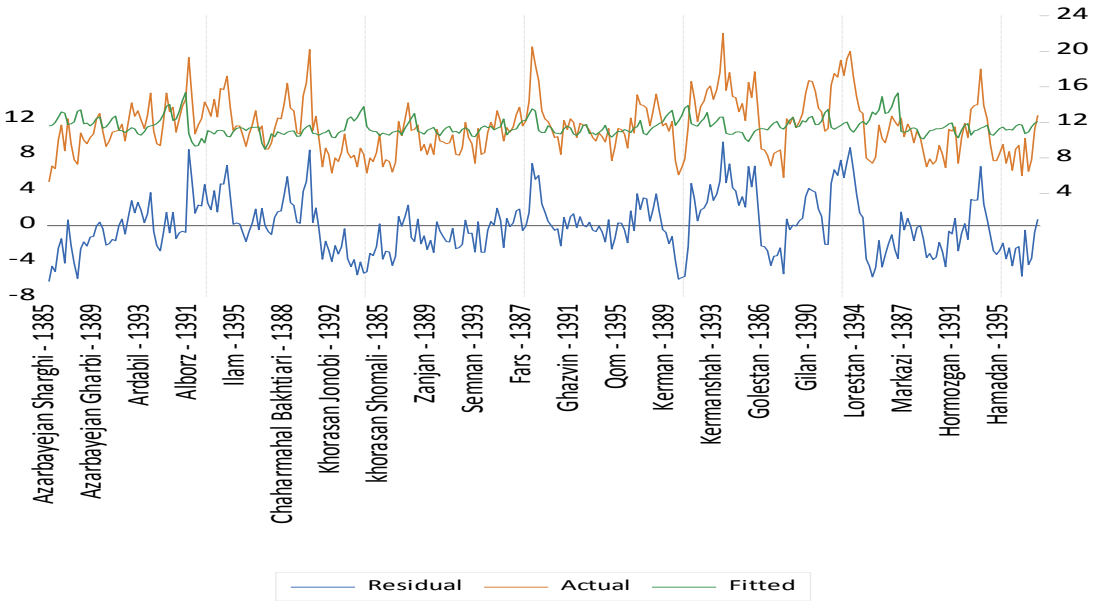
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۵۱۲۸	-۰.۶۵۵۳۶۹	۴.۰۲۴۶۸۱	-۲.۶۳۷۶۵۲	C
۰.۰۱۵۶	۲.۴۳۳۴۱۷	۰.۹۵۹۵۷۶	۲.۳۳۵۰۴۸	LOGLODE
۰.۰۰۳۷	۲.۹۳۰۴۶۱	۰.۲۲۶۴۸۱	۰.۶۶۳۶۹۴	LOGP
۰.۰۱۲۳	۲.۵۲۰۱۴۸	۰.۳۸۴۶۰۰	۰.۹۶۹۲۴۹	LOGCS
۰.۰۰۲۳	-۳.۰۷۲۴۴۷	۰.۰۱۴۵۳۹	-۰.۰۴۴۶۷۰	INFLATION

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

۱۱.۴۵۴۱۷	Mean dependent var	۰.۶۱۲۲۰۰	R-squared
۳.۰۰۵۱۲۷	S.D. dependent var	۰.۵۶۷۷۲۱	Adjusted R-squared
۴.۲۹۹۵۷۹	Akaike info criterion	۱.۹۷۵۸۰۸	S.E. of regression
۴.۶۹۵۴۷۳	Schwarz criterion	۱۰۸۹.۱۶۵	Sum squared resid
۴.۴۵۷۸۰۶	Hannan-Quinn criter.	-۶۳۷.۷۳۴۳	Log likelihood
۱.۱۱۷۹۲۳	Durbin-Watson stat	۱۳.۷۶۳۸۵	F-statistic
		۰.۰۰۰۰۰۰	Prob(F-statistic)

پیوست ۹: نمودار نیکویی برازش



پیوست ۱۰: آزمون f لیمر استحکام سنجی نتایج با کاهش دورهٔ زمانی

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: Untitled
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	۱۱.۵۰۳۰۴۱	(28,223)	۰.۰۰۰۰
Cross-section Chi-square	۲۲۸.۸۰۵۱۸۴	۲۸	۰.۰۰۰۰

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: UNEMPLOYMENT
Method: Panel Least Squares
Date: 01/15/20 Time: 22:10
Sample: 1387 1395
Periods included: 9
Cross-sections included: 29
Total panel (unbalanced) observations: 256

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGLODE	۳.۳۴۲۴۵۰	۰.۸۳۰۵۲۱	۴.۰۲۴۵۲۲	۰.۰۰۰۱
LOGP	۰.۶۲۲۵۸۵	۰.۳۰۰۶۳۶	۲.۰۷۰۸۹۴	۰.۰۳۹۴
INFLATION	-۰.۰۴۷۶۶۱	۰.۰۲۱۲۱۴	-۲.۲۴۶۶۸۶	۰.۰۲۵۵
LOGCS	۰.۳۴۶۱۷۸	۰.۳۵۷۱۴۸	۰.۹۶۹۲۸۶	۰.۳۳۳۳
C	۲.۵۱۹۶۰۸	۳.۸۱۱۴۰۶	۰.۶۶۱۰۷۱	۰.۵۰۹۲

۰.۰۷۶۶۶۵	R-squared	Mean dependent var	۱۱.۵۵۷۰۳
۰.۰۶۱۹۵۱	Adjusted R-squared	S.D. dependent var	۳.۰۶۱۱۷۲
۲.۹۶۴۸۳۵	S.E. of regression	Akaike info criterion	۵.۰۳۰۸۵۸
۲۲۰۶.۳۵۲	Sum squared resid	Schwarz criterion	۵.۱۰۰۱۰۰
-۶۳۸.۹۴۹۸	Log likelihood	Hannan-Quinn criter.	۵.۰۵۸۷۰۷
۵.۲۱۰۱۸۶	F-statistic	Durbin-Watson stat	۰.۴۷۷۵۹۰
۰.۰۰۰۰۴۷۷	Prob(F-statistic)		

پیوست ۱۱: آزمون هاسمن استحکام سنجی نتایج با کاهش دورهٔ زمانی

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
۰.۶۰۹۲	۴	۲.۶۹۹۸۳۴	Cross-section random

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
۰.۹۸۵۶	۰.۵۲۸۴۳۸	۳.۰۷۷۲۰۱	۳.۰۹۰۲۹۰	LOGLODE
۰.۵۹۵۸	۰.۰۴۴۴۳۱	۰.۷۵۸۴۱۰	۰.۸۷۰۲۱۹	LOGP
۰.۶۸۰۲	۰.۰۰۰۰۰۷	-۰.۰۴۵۹۵۱	-۰.۰۴۴۸۷۶	INFLATION
۰.۲۳۹۴	۰.۰۴۵۷۷۳	۰.۸۰۵۶۲۰	۱.۰۵۷۳۲۳	LOGCS

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: UNEMPLOYMENT

Method: Panel Least Squares

Date: 01/15/20 Time: 22:11

Sample: 1387 1395

Periods included: 9

Cross-sections included: 29

Total panel (unbalanced) observations: 256

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۳۶۶۵	-۰.۹۰۴۸۸۸	۶.۳۰۴۶۰۴	-۵.۷۰۴۹۵۷	C
۰.۰۲۴۴	۲.۲۶۵۵۸۶	۱.۳۶۴۰۱۴	۳.۰۹۰۲۹۰	LOGLODE
۰.۰۳۹۹	۲.۰۶۷۱۵۲	۰.۴۲۰۹۷۵	۰.۸۷۰۲۱۹	LOGP
۰.۰۰۳۲	-۲.۹۷۷۷۴۲	۰.۰۱۵۰۷۰	-۰.۰۴۴۸۷۶	INFLATION
۰.۰۱۹۰	۲.۳۶۲۷۴۴	۰.۴۴۷۴۹۸	۱.۰۵۷۳۲۳	LOGCS

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

۱۱.۵۵۷۰۳	Mean dependent var	۰.۶۲۲۲۵۴	R-squared
۳.۰۶۱۱۷۲	S.D. dependent var	۰.۵۶۸۰۴۸	Adjusted R-squared
۴.۳۵۵۸۳۸	Akaike info criterion	۲.۰۱۱۸۹۵	S.E. of regression
۴.۸۱۲۸۳۳	Schwarz criterion	۹۰۲.۶۴۱۶	Sum squared resid
۴.۵۳۹۶۴۰	Hannan-Quinn criter.	-۵۲۴.۵۴۷۲	Log likelihood
۱.۲۱۸۶۵۴	Durbin-Watson stat	۱۱.۴۷۹۵۰	F-statistic
		۰.۰۰۰۰۰۰	Prob(F-statistic)

پیوست ۱۲: نتایج آزمون اف-لیمر استحکام سنجی مدل با داده‌های اصلی مدل بدون حالت لگاریتمی

Redundant Fixed Effects Tests

Equation: Untitled

Test cross-section fixed effects

Prob.	d.f.	Statistic	Effects Test
۰.۰۰۰۰	(28,279)	۱۳.۴۴۷۸۹۰	Cross-section F
۰.۰۰۰۰	۲۸	۲۶۶.۵۲۵۶۶۸	Cross-section Chi-square

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: UNEMPLOYMENT
Method: Panel Least Squares
Date: 01/10/20 Time: 22:16
Sample: 1385 1395
Periods included: 11
Cross-sections included: 29
Total panel (unbalanced) observations: 312

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۰۰۰۰	۴.۳۰۸۱۷۹	۰.۶۵۹۵۴۱	۲.۸۴۱۴۲۱	LODE
۰.۰۳۷۶	-۲.۰۸۸۵۸۵	۰.۰۲۰۲۲۰	-۰.۰۴۲۲۳۰	INFLATION
۰.۲۰۵۹	۱.۲۶۷۶۸۸	۰.۰۰۰۱۶۵	۰.۰۰۰۲۱۰	CAPITAL_STOCK1
۰.۱۵۵۵	۱.۴۲۳۷۰۳	۱.۳۱□-۰۶	۱.۸۶□-۰۶	PRODUCT
۰.۰۰۰۰	۸.۹۸۷۰۳۵	۰.۹۴۵۹۷۰	۸.۵۰۱۴۶۹	C

۱۱.۴۵۴۱۷	Mean dependent var	۰.۰۶۸۳۹۳	R-squared
۳.۰۰۵۱۲۷	S.D. dependent var	۰.۰۵۶۲۵۴	Adjusted R-squared
۴.۹۹۶۵۱۴	Akaike info criterion	۲.۹۱۹۳۷۷	S.E. of regression
۵.۰۵۶۴۹۸	Schwarz criterion	۲۶۱۶.۴۸۹	Sum squared resid
۵.۰۲۰۴۸۷	Hannan-Quinn criter.	-۷۷۴.۴۵۶۱	Log likelihood
۰.۴۶۲۵۷۰	Durbin-Watson stat	۵.۶۳۴۴۹۲	F-statistic
		۰.۰۰۰۲۱۸	Prob(F-statistic)

پیوست ۱۳: نتایج آزمون هاسمن استحکام سنجی مدل با داده‌های اصلی مدل بدون حالت لگاریتمی

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
۰.۲۷۴۹	۴	۵.۱۲۳۳۶۳	Cross-section random

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
۰.۱۰۹۲	۰.۰۸۰۰۱۷	۱.۰۴۵۶۲۲	۰.۵۹۲۴۵۸	LODE
۰.۱۲۸۸	۰.۰۰۰۰۰۲	-۰.۰۳۶۱۰۳	-۰.۰۳۴۱۵۵	INFLATION
۰.۱۴۴۸	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۴۴۴	۰.۰۰۰۵۵۵	CAPITAL_STOCK1
۰.۹۲۰۴	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۱	۰.۰۰۰۰۰۱	PRODUCT

Cross-section random effects test equation:
Dependent Variable: UNEMPLOYMENT
Method: Panel Least Squares
Date: 01/10/20 Time: 22:16
Sample: 1385 1395
Periods included: 11
Cross-sections included: 29
Total panel (unbalanced) observations: 312

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۰۰۰۰	۱۰.۷۳۵۷۵	۰.۹۴۹۳۴۹	۱۰.۱۹۱۹۷	C
۰.۴۴۰۹	۰.۷۷۱۸۵۶	۰.۷۶۷۵۷۵	۰.۵۹۲۴۵۸	LODE
۰.۰۱۶۰	-۲.۴۲۳۵۳۳	۰.۰۱۴۰۹۳	-۰.۰۳۴۱۵۵	INFLATION

۰.۰۰۳۷	۲.۹۳۱۳۸۳	۰.۰۰۰۱۸۹	۰.۰۰۰۵۵۵	CAPITAL_STOCK1
۰.۳۲۱۷	۰.۹۹۲۶۸۲	۱.۲۰E-۰۶	۱.۱۹E-۰۶	PRODUCT

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

۱۱.۴۵۴۱۷	Mean dependent var	۰.۶۰۳۵۰۵	R-squared
۳.۰۰۵۱۲۷	S.D. dependent var	۰.۵۵۸۰۲۹	Adjusted R-squared
۴.۳۲۱۷۵۲	Akaike info criterion	۱.۹۹۷۸۳۵	S.E. of regression
۴.۷۱۷۶۴۷	Schwarz criterion	۱۱۱۳.۵۸۵	Sum squared resid
۴.۴۷۹۹۷۹	Hannan-Quinn criter.	-۶۴۱.۱۹۳۳	Log likelihood
۱.۱۲۲۲۴۷	Durbin-Watson stat	۱۳.۲۷۰۸۳	F-statistic
		۰.۰۰۰۰۰۰	Prob(F-statistic)

پیوست ۱۴: آزمون اف‌لیمر استحکام‌سنجی نتایج با اضافه‌کردن متغیّر بعد خانوار

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: Untitled
Test cross-section fixed effects

Prob.	d.f.	Statistic	Effects Test
۰.۰۰۰۰	(28,221)	۱۲.۷۵۴۲۳۲	Cross-section F
۰.۰۰۰۰	۲۸	۲۴۶.۱۷۳۷۳۵	Cross-section Chi-square

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: UNEMPLOYMENT
Method: Panel Least Squares
Date: 12/27/19 Time: 00:57
Sample: 1387 1395
Periods included: 9
Cross-sections included: 29
Total panel (unbalanced) observations: 256

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۳۰۸۸	-۱.۰۱۹۸۴۷	۸.۱۶E-۰۶	-۸.۳۳E-۰۶	DEPOSIT
۰.۰۸۰۹	۱.۷۵۲۵۰۲	۱.۲۰E-۰۵	۲.۱۰E-۰۵	LOAN
۰.۹۶۷۷	-۰.۰۴۰۵۶۲	۰.۰۰۰۲۰۱	-۸.۱۴E-۰۶	CAPITAL_STOCK1
۰.۲۵۴۴	-۱.۱۴۲۴۰۸	۲.۲۹E-۰۶	-۲.۶۲E-۰۶	PRODUCT
۰.۱۰۳۴	-۱.۶۳۴۴۸۸	۰.۰۲۲۰۱۲	-۰.۰۳۵۹۷۹	INFLATION
۰.۰۱۰۶	۲.۵۷۳۴۸۵	۰.۷۳۰۰۷۵	۱.۸۷۸۸۳۸	POP_DIMENSION
۰.۰۶۰۲	۱.۸۸۷۶۲۹	۲.۷۴۲۲۱۷	۵.۱۷۶۲۸۸	C

۱۱.۵۵۷۰۳	Mean dependent var	۰.۰۵۲۶۸۷	R-squared
۳.۰۶۱۱۷۲	S.D. dependent var	۰.۰۲۹۸۶۰	Adjusted R-squared
۵.۰۷۲۱۲۱	Akaike info criterion	۳.۰۱۵۱۲۳	S.E. of regression
۵.۱۶۹۰۵۹	Schwarz criterion	۲۲۶۳.۶۵۰	Sum squared resid
۵.۱۱۱۱۰۹	Hannan-Quinn criter.	-۶۴۲.۲۳۱۵	Log likelihood
۰.۴۶۵۱۸۲	Durbin-Watson stat	۲.۳۰۸۱۰۲	F-statistic
		۰.۰۳۴۶۳۶	Prob(F-statistic)

پیوست ۱۵: آزمون هاسمن استحکام‌سنجی نتایج با اضافه‌کردن متغیّر بعد خانوار

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
۰.۱۳۰۱	۶	۹.۸۷۳۰۴۳	Cross-section random

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
۰.۱۱۶۰	۰.۰۰۰۰۰۰	-۰.۰۰۰۰۲۱	-۰.۰۰۰۰۲۷	DEPOSIT
۰.۰۷۸۶	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۴۳	۰.۰۰۰۰۵۵	LOAN
۰.۱۳۴۶	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۲۷۴	۰.۰۰۰۳۹۸	CAPITAL_STOCK1
۰.۸۸۹۸	۰.۰۰۰۰۰۰	-۰.۰۰۰۰۰۳	-۰.۰۰۰۰۰۳	PRODUCT
۰.۲۷۲۱	۰.۰۰۰۰۰۵	-۰.۰۳۴۲۹۰	-۰.۰۳۱۸۲۸	INFLATION
۰.۸۲۰۶	۰.۲۶۱۰۱۹	۱.۲۹۶۶۰۲	۱.۴۱۲۴۹۰	POP_DIMENSION

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: UNEMPLOYMENT

Method: Panel Least Squares

Date: 12/27/19 Time: 00:59

Sample: 1387 1395

Periods included: 9

Cross-sections included: 29

Total panel (unbalanced) observations: 256

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۱۹۷۵	۱.۲۹۲۵۸۹	۳.۹۸۰۷۸۱	۵.۱۴۵۵۱۵	C
۰.۰۰۳۸	-۲.۹۲۱۲۷۴	۹.۲۵E-۰۶	-۲.۷۰E-۰۵	DEPOSIT
۰.۰۰۰۳	۳.۶۶۶۰۶۵	۱.۴۹E-۰۵	۵.۴۸E-۰۵	LOAN
۰.۰۵۲۸	۱.۹۴۷۲۷۲	۰.۰۰۰۲۰۵	۰.۰۰۰۳۹۸	CAPITAL_STOCK1
۰.۳۱۶۹	-۱.۰۰۳۰۲۱	۲.۵۰E-۰۶	-۲.۵۱E-۰۶	PRODUCT
۰.۰۳۷۲	-۲.۰۹۶۰۵۳	۰.۰۱۵۱۸۵	-۰.۰۳۱۸۲۸	INFLATION
۰.۱۶۳۵	۱.۳۹۷۹۷۱	۱.۰۱۰۳۸۵	۱.۴۱۲۴۹۰	POP_DIMENSION

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

۱۱.۵۵۷۰۳	Mean dependent var	۰.۶۳۷۸۶۶	R-squared
۳.۰۶۱۱۷۲	S.D. dependent var	۰.۵۸۲۱۵۳	Adjusted R-squared
۴.۳۲۹۲۵۵	Akaike info criterion	۱.۹۷۸۷۷۴	S.E. of regression
۴.۸۱۳۹۴۷	Schwarz criterion	۸۶۵.۳۳۵۹	Sum squared resid
۴.۵۲۴۱۹۶	Hannan-Quinn criter.	-۵۱۹.۱۴۴۶	Log likelihood
۱.۲۵۳۲۰۳	Durbin-Watson stat	۱۱.۴۴۹۱۷	F-statistic
		۰.۰۰۰۰۰۰	Prob(F-statistic)

پیوست ۱۶: آزمون اف لیمر استحکام سنجی نتایج با اضافه کردن متغیّر بعد خانوار و متغیّر شاخص قیمت مصرف کننده

Redundant Fixed Effects Tests

Equation: Untitled

Test cross-section fixed effects

Prob.	d.f.	Statistic	Effects Test

۰.۰۰۰۰	(28,220)	۱۲.۵۴۶۲۲۷	Cross-section F
۰.۰۰۰۰	۲۸	۲۴۴.۲۹۴۹۲۲	Cross-section Chi-square

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: UNEMPLOYMENT
Method: Panel Least Squares
Date: 12/27/19 Time: 01:45
Sample: 1387 1395
Periods included: 9
Cross-sections included: 29
Total panel (unbalanced) observations: 256

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۳۳۷۹	-۰.۹۶۰۲۵۴	۸.۱۶□-۰۶	-۷.۸۳□-۰۶	DEPOSIT
۰.۰۸۵۷	۱.۷۲۵۳۲۳	۱.۱۹□-۰۵	۲.۰۶□-۰۵	LOAN
۰.۶۵۳۴	۰.۴۴۹۵۶۰	۰.۰۰۰۲۱۴	۹.۶۴□-۰۵	CAPITAL_STOCK1
۰.۱۱۸۶	-۱.۵۶۶۱۹۵	۲.۴۶□-۰۶	-۳.۸۶□-۰۶	PRODUCT
۰.۲۲۰۲	-۱.۲۲۹۱۷۵	۰.۰۲۲۷۴۵	-۰.۰۲۷۹۵۷	INFLATION
۰.۰۰۴۷	۲.۸۵۴۶۵۴	۰.۷۵۸۱۳۷	۲.۱۶۴۲۱۹	POP_DIMENSION
۰.۱۷۳۰	۱.۳۶۶۵۳۷	۰.۰۰۳۷۹۳	۰.۰۰۵۱۸۳	CPI
۰.۲۹۶۲	۱.۰۴۶۹۲۳	۳.۰۸۵۶۴۸	۳.۲۳۰۴۳۷	C

۱۱.۵۵۷۰۳	Mean dependent var	۰.۰۵۹۷۶۷	R-squared
۳.۰۶۱۱۷۲	S.D. dependent var	۰.۰۳۳۲۲۸	Adjusted R-squared
۵.۰۷۲۴۳۲	Akaike info criterion	۳.۰۰۹۸۸۵	S.E. of regression
۵.۱۸۳۲۱۹	Schwarz criterion	۲۲۴۶.۷۳۲	Sum squared resid
۵.۱۱۶۹۹۰	Hannan-Quinn criter.	-۶۴۱.۲۷۱۳	Log likelihood
۰.۴۷۶۷۴۵	Durbin-Watson stat	۲.۲۵۲۰۴۰	F-statistic
		۰.۰۳۰۷۹۶	Prob(F-statistic)

پیوست ۱۷: آزمون هاسمن استحکام‌سنجی نتایج با اضافه‌کردن متغیّر بعد خانوار و متغیّر شاخص قیمت مصرف کننده

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
۰.۱۳۶۰	۷	۱۱.۰۶۰۵۷۸	Cross-section random

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
۰.۰۹۴۹	۰.۰۰۰۰۰۰	-۰.۰۰۰۰۲۱	-۰.۰۰۰۰۲۷	DEPOSIT
۰.۰۶۱۵	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۴۲	۰.۰۰۰۰۵۵	LOAN
۰.۱۶۰۱	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۲۸۴	۰.۰۰۰۳۹۸	CAPITAL_STOCK1
۰.۵۲۳۴	۰.۰۰۰۰۰۰	-۰.۰۰۰۰۰۳	-۰.۰۰۰۰۰۲	PRODUCT
۰.۸۵۰۵	۰.۰۰۰۰۰۲	-۰.۰۳۲۵۴۸	-۰.۰۳۲۲۹۰	INFLATION
۰.۶۳۱۳	۰.۶۰۴۴۷۲	۱.۶۳۱۶۴۷	۱.۲۵۸۵۴۹	POP_DIMENSION
۰.۱۹۰۸	۰.۰۰۰۰۰۵	۰.۰۰۲۰۵۶	-۰.۰۰۰۷۷۸	CPI

Cross-section random effects test equation:
Dependent Variable: UNEMPLOYMENT
Method: Panel Least Squares

Date: 12/27/19 Time: 01:41
Sample: 1387 1395
Periods included: 9
Cross-sections included: 29
Total panel (unbalanced) observations: 256

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۲۶۸۹	۱.۱۰۸۳۵۳	۵.۲۱۵۹۰۰	۵.۷۸۱۰۵۸	C
۰.۰۰۳۹	-۲.۹۲۰۸۴۸	۹.۳۰۵-۰۶	-۲.۷۲۵-۰۵	DEPOSIT
۰.۰۰۰۳	۳.۶۴۱۰۱۰	۱.۵۲۵-۰۵	۵.۵۳۵-۰۵	LOAN
۰.۰۵۳۲	۱.۹۴۳۹۶۸	۰.۰۰۰۲۰۵	۰.۰۰۰۳۹۸	CAPITAL_STOCK1
۰.۳۵۷۷	-۰.۹۲۱۷۷۱	۲.۵۹۵-۰۶	-۲.۳۹۵-۰۶	PRODUCT
۰.۰۳۷۳	-۲.۰۹۵۰۱۰	۰.۰۱۵۴۱۳	-۰.۰۳۲۲۹۰	INFLATION
۰.۳۳۳۷	۰.۹۶۸۷۷۰	۱.۲۹۹۱۲۰	۱.۲۵۸۵۴۹	POP_DIMENSION
۰.۸۵۰۱	-۰.۱۸۹۱۵۰	۰.۰۰۴۱۱۱	-۰.۰۰۰۷۷۸	CPI

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

۱۱.۵۵۷۰۳	Mean dependent var	۰.۶۳۷۹۲۵	R-squared
۳.۰۶۱۱۷۲	S.D. dependent var	۰.۵۸۰۳۲۲	Adjusted R-squared
۴.۳۳۶۹۰۵	Akaike info criterion	۱.۹۸۳۱۰۵	S.E. of regression
۴.۸۳۵۴۴۵	Schwarz criterion	۸۶۵.۱۹۵۲	Sum squared resid
۴.۵۳۷۴۱۶	Hannan-Quinn criter.	-۵۱۹.۱۲۳۸	Log likelihood
۱.۲۵۱۱۲۱	Durbin-Watson stat	۱۱.۰۷۴۵۴	F-statistic
		۰.۰۰۰۰۰۰	Prob(F-statistic)

پیوست۱۸: نتایج استحکام سنجی مدل با اضافه کردن متغیّر نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌های بانکی

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: Untitled
Test cross-section fixed effects

Prob.	d.f.	Statistic	Effects Test
۰.۰۰۰۰	(28,277)	۱۴.۱۵۰۶۱۰	Cross-section F
۰.۰۰۰۰	۲۸	۲۷۷.۰۷۱۷۰۱	Cross-section Chi-square

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: UNEMPLOYMENT
Method: Panel Least Squares
Date: 02/11/20 Time: 22:55
Sample: 1385 1395
Periods included: 11
Cross-sections included: 29
Total panel (unbalanced) observations: 312

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۰۰۰۰	۴.۶۴۶۲۲۳	۰.۷۳۶۳۲۸	۳.۴۲۱۱۴۵	LOGLODE
۰.۳۰۶۰	۱.۰۲۵۳۹۳	۰.۳۷۱۰۱۵	۰.۳۸۰۴۳۷	LOGCS
۰.۰۳۹۳	۲.۰۶۹۴۷۴	۰.۲۶۲۵۷۱	۰.۵۴۳۳۸۳	LOGP
۰.۰۶۵۸	-۱.۸۴۶۴۸۸	۰.۰۲۳۰۰۱	-۰.۰۴۲۴۷۰	INFLATION
۰.۱۴۹۳	-۱.۴۴۵۶۱۹	۰.۰۸۴۹۴۲	-۰.۱۲۲۷۹۴	DEPOSITRATE
۰.۲۰۷۸	۱.۲۶۲۳۰۸	۰.۰۹۸۱۳۷	۰.۱۲۳۸۷۹	LOANRATE
۰.۳۶۲۶	۰.۹۱۱۷۳۱	۳.۲۹۱۶۸۱	۳.۰۰۱۱۲۹	C

۱۱.۴۵۴۱۷	Mean dependent var	۰.۰۷۷۶۶۳	R-squared

۰.۰۵۹۵۱۹	Adjusted R-squared	۳.۰۰۵۱۲۷	S.D. dependent var
۲.۹۱۴۳۲۴	S.E. of regression	۴.۹۹۹۳۳۳	Akaike info criterion
۲۵۹۰.۴۵۱	Sum squared resid	۵.۰۸۳۳۱۱	Schwarz criterion
-۷۷۲.۸۹۶۰	Log likelihood	۵.۰۳۲۸۹۶	Hannan-Quinn criter.
۴.۲۸۰۳۰۷	F-statistic	۰.۴۵۰۲۹۳	Durbin-Watson stat
۰.۰۰۰۳۶۹	Prob(F-statistic)		

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
۰.۳۳۰۵	۶	۶.۸۹۶۶۶۸	Cross-section random

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
۰.۵۴۹۶	۰.۵۵۲۹۱۵	۲.۸۹۷۰۰۶	۲.۴۵۲۱۱۵	LOGLODE
۰.۱۳۷۸	۰.۰۱۹۸۳۰	۰.۷۹۶۲۵۸	۱.۰۰۵۲۳۰	LOGCS
۰.۲۶۸۰	۰.۰۰۸۷۱۳	۰.۸۳۰۱۲۶	۰.۹۳۳۵۱۰	LOGP
۰.۳۳۳۴	۰.۰۰۰۰۰۵	-۰.۰۵۱۰۴۷	-۰.۰۵۳۱۶۳	INFLATION
۰.۹۹۳۷	۰.۰۰۰۱۳۰	-۰.۱۳۲۵۳۱	-۰.۱۳۲۴۴۱	DEPOSITRATE
۰.۴۷۲۵	۰.۰۰۱۵۷۴	۰.۰۶۵۴۵۹	۰.۰۳۶۹۵۷	LOANRATE

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: UNEMPLOYMENT

Method: Panel Least Squares

Date: 02/11/20 Time: 22:55

Sample: 1385 1395

Periods included: 11

Cross-sections included: 29

Total panel (unbalanced) observations: 312

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰.۲۷۵۸	-۱.۰۹۱۸۶۲	۴.۰۷۶۴۵۴	-۴.۴۵۰۹۲۳	C
۰.۰۵۹۶	۱.۸۹۱۸۰۷	۱.۲۹۶۱۷۶	۲.۴۵۲۱۱۵	LOGLODE
۰.۰۱۰۱	۲.۵۹۱۵۵۸	۰.۳۸۷۸۸۷	۱.۰۰۵۲۳۰	LOGCS
۰.۰۰۰۷	۳.۴۱۷۷۹۰	۰.۲۷۳۱۳۳	۰.۹۳۳۵۱۰	LOGP
۰.۰۰۱۳	-۳.۲۶۰۷۶۰	۰.۰۱۶۳۰۴	-۰.۰۵۳۱۶۳	INFLATION
۰.۰۳۰۸	-۲.۱۷۰۳۸۷	۰.۰۶۱۰۲۲	-۰.۱۳۲۴۴۱	DEPOSITRATE
۰.۶۸۸۵	۰.۴۰۱۲۶۱	۰.۰۹۲۱۰۳	۰.۰۳۶۹۵۷	LOANRATE

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

۰.۶۲۰۴۹۸	R-squared	۱۱.۴۵۴۱۷	Mean dependent var
۰.۵۷۳۹۱۶	Adjusted R-squared	۳.۰۰۵۱۲۷	S.D. dependent var
۱.۹۶۱۵۹۹	S.E. of regression	۴.۲۹۰۷۷۰	Akaike info criterion
۱۰۶۵.۸۶۰	Sum squared resid	۴.۷۱۰۶۵۸	Schwarz criterion
-۶۳۴.۳۶۰۱	Log likelihood	۴.۴۵۸۵۸۶	Hannan-Quinn criter.
۱۳.۳۲۰۷۰	F-statistic	۱.۱۴۶۱۹۲	Durbin-Watson stat
۰.۰۰۰۰۰۰	Prob(F-statistic)		

The effect of Banking loans and Deposits on Unemployment in Iran's Provinces (2006-2017)

Abbas ali Khalilnezhadi[1], *Ali Dehghani[2]

1- M.A.in Economic Systems Planning, Shahrood University of Technology, Shahrood, Iran

2- Assistant Professor of Economics, Shahrood University of Technology, Shahrood, Iran

Abstract

Undoubtedly, one of important factor in reducing unemployment rate is generating demand for new labor force through productive and employment-based investment and creating new job opportunities. Increasing the volume of bank credit increases investment and consumer expenditure, and on the other hand changes in investment and consumer expenditure will increase employment rates. due to the importance of the unemployment problem, this study survey the effect of the ratio of banking loans to deposits on unemployment rate in the Iranian provinces during the period 2006-2017. In addition to banking loan and deposits, the effects of other macroeconomic variables such as inflation, capital stock and provincial output have also been investigated. The econometric model is estimated using Eviews software and panel data approach. Data on unemployment rate, volume of deposits and banking loans of the Central Bank of the Republic islamic of Iran has been taken. In the result of analysis it has been determined that the variables ratio of banking loan to deposits, capital stock and provincial products have a positive and significant relationship with unemployment and the relationship between inflation and unemployment is negative and significant. According to the results, it can be said that one percent increase (decrease) in the variable ratio of banking loan to deposits led to a 2.335 percent increase (decrease) in the unemployment rate. Furthermore, it is recommended to consider loan payment, the approach of identifying the individual and professional abilities of applicants, information clarification, support of other financial markets, lubrication the financing of firms and procedures for limiting unprofitable firms and supporting productive firms.

Keywords: Unemployment Rate, Banking Loans, Banking Deposits, Capital Stock, Production, Inflation, Panel Data Approach

JEL : E24, G24, H81, R53,R32,E31,C23.

Faculty of Industrial Engineering and Management

M.Sc. Thesis in Economics -Economical Systems Planning

The effect of Banking loans and Deposits on Unemployment in Iran's Provinces (2006-2017)

By: Abbas ali Khalilnezhadi

Supervisor:

Dr. Ali Dehghani

January 2020