بررسی تأثیر سرکوب مالی بر رشد موجودی سرمایه زیربخش‌های کشاورزی ایران

Investigation of Impact of Financial Repression on Growth of the Capital Stock of Agricultural Sub-Sectors in Iran

حسین اکبری‌فرد*، محمد قطب الدینی قاسم آباد، فرحناز شهریاران***، امید جنابی*****

Hossein Akbarifard*, Mohammad Ghotbadini Ghasem Abad**, Farahnaz Shahryaran, Omid Jenabi*****

دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۲۷ پذیرش: ۱۳۹۳/٤/۱۹

Received: 18/March/2014 Accepted: 10/July/2014

چکیده:

این مطالعه به بررسی تأثیر برخی از شاخص‌های سرکوب مالی از جمله، DR (شکاف نرخ ارز رسمی و آزاد)، Cpi (تفاوت نرخ تورم ایران و جهانی) و G (نسبت بدهی دولت به حجم نقدینگی) بر رشد موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۰، با استفاده از تخمین تابع تقاضا و رهیافت داده‌های تابلویی می‌پردازد. نتایج حاصل از برآورد مدل بیانگر تأثیر منفی و معنی‌دار شاخص‌های سرکوب مالی بر رشد موجودی سرمایه در هر یک از زیربخش‌ها می‌باشد.

کلمات کلیدی: تابع تقاضا، داده‌های تابلویی، زیربخش‌های کشاورزی، سرکوب مالی، موجودی سرمایه.

طبقه‌بندی JEL: C23، G18، Q12.

* استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان

Email: akbari45@gmail.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

Email: mohammad_gh04@ymail.com

*** کارشناس ارشد مهندسی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان (نویسنده مسئول)

Email: farahnaz.shahryaran@gmail.com

**** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

Email: omid.j.eco@gmail.com

Abstract:

This study investigates the effect of some indicators of financial repression, including DR (the gap between the official interbank exchange rate and the free market rate), Cpi (the difference between Iran's inflation rate and the inflation rate of the world) and G (the ratio of government debt to liquidity), on capital stock growth in agricultural sub-sectors in Iran, during the period 1991-2011 using estimation of the demand function and panel data method. The results of the model indicate a significant negative effect of financial repression indicators on the development of the capital stock growth in all agricultural sub-sectors.

Keywords: Demand Function, Panel Data, the Agricultural Sub-Sectors, Financial Repression, Capital Stock.

JEL: C23، G18، Q12.

* Assistant Professor of Economics, Bahonar University, Kerman, Iran.

** M.A Student of Agricultural Economics, Bahonar University, Kerman, Iran.

*** M.A in Agricultural Economics, Bahonar University, Kerman, Iran (Corresponding Author).

**** Ph.D. Candidate of Economics, Sistan and Baluchestan University, Zahedan, Iran.

۱- مقدمه

اطلاعات مربوط به رشد موجودی سرمایه در بخش‌های اقتصادی از جمله ضروری‌ترین اطلاعات لازم برای تجزیه و تحلیل کارکرد بخش‌ها و برنامه‌ریزی درازمدت آنها است. در ایران این کمبود اطلاعاتی در کلیهٔ بخش‌های اقتصادی کشور کاملاً مشهود است. در بخش کشاورزی این خلأ اطلاعاتی بیشتر مشخص است، چرا که برای هیچ یک از زیربخش‌های آن حتی آمار ثبت شده‌ای از سرمایه‌گذاری ثابت سالیانه هم وجود ندارد. این در حالی است که بنا به نظر قره‌باغیان (۱۳۷۳: ٤٦) به نقل از مالتوس سرمایه و انباشت آن به عنوان مهم‌ترین عامل تعیین کنندهٔ رشد اقتصادی کشورها است و در نتیجه بررسی آمار مربوط به رشد موجودی سرمایه و چگونگی رشد آن از ضروریات است.

از نظر بیشتر اقتصاددانان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید مؤثر بر رشد و توسعهٔ کشورها (به ویژه کشورهای در حال توسعه) عامل سرمایه است. با این وجود در بیشتر کشورهای جهان سوم داده‌های مربوط به انبارهٔ سرمایه به طور مستقیم قابل دسترس نیست. از جمله دلایل نداشتن دسترسی شامل نوپا بودن سیستم حسابداری این کشورها یا دقیق نبودن سیستم حسابداری ملی آنها است. پس اطلاعات مربوط به انبارهٔ سرمایه (بر خلاف آمار نیروی کار که با سرشماری قابل محاسبه است) مستقیم محاسبه نمی‌شود و با در نظر گرفتن سایر آمارها مانند استهلاک سرمایه‌ها و عمر مفید سرمایه‌ها چندان قابل اعتماد نیست. با این وجود تکنیک‌های مختلفی پیشنهاد شده که هر کدام بنا به مفروضات خاص سری آمار مختلف ارایه کرده‌اند. همچنین در مورد نرخ استهلاک سرمایه‌ها که فاکتور مهمی در محاسبهٔ استهلاک و سرانجام میزان انبارهٔ سرمایه است تکنیک‌های محاسباتی وجود دارد که آنها نیزخالی از اشکال نیستند (هایول، ۱۳۷۰: ۱٦٥).

بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های اقتصادی در جهت پیشبرد استراتژی‌های توسعه و دستیابی به اهداف چشم‌انداز در زمینه بسیاری از شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی از جمله کاهش فقر و ایجاد اشتغال، می‌تواند بسیار مؤثر واقع گردد (سلامی و انصاری، ۱۳۸۸: ۳). همچنین این بخش تأمین‌کننده حدود ۱۳ درصد تولید ناخالص داخلی، ۲۵ درصد ارزش صادرات غیرنفتی و ۲۰ درصد اشتغال است و نیز تأمین نزدیک به ۹۳ درصد نیازهای غذایی جامعه و تولید مواد اولیه بسیاری از صنایع دیگر را بر عهده دارد. از مهم‌ترین موضوعات مرتبط با بخش کشاورزی، تأمین مالی آن است که همواره به عنوان عامل محدودکننده رشد این بخش مطرح و در چارچوب برنامه‌های توسعه، راهکارهای متنوعی برای آن تدوین و مورد پیگیری قرار گرفته است (آقانصیری، ۱۳۹۱: ٦٤).

دستیابی به رشد اقتصادی بالا و پایدار، همواره مورد نظر برنامه‌های اقتصادی کشورها بوده است. در همین راستا، اقتصاددانان تلاش نموده‌اند تا عوامل مختلف تأثیرگذار بر رشد اقتصادی را شناسایی نموده و نحوه حصول شرایط لازم برای ظهور و گسترش این عوامل را در قالب بسته‌های سیاستی ارائه نمایند. اثبات وجود رابطه مثبت میان توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی توسط بسیاری از مطالعات، پژوهشگران را بر آن داشته است تا عوامل بازدارنده رشد و توسعه بازارهای مالی را مورد مطالعه قرار دهند. مداخلات دولت‌ها در بازارهای مالی، مانند تعیین سقف نرخ سود سپرده‌های بانکی، نرخ‌های بالای ذخایر قانونی، دخالت در نحوه توزیع اعتبارات بانکی، وضع قوانین و مقررات محدودکننده حساب جاری و حساب سرمایه، از یک سو باعث محدودیت در بازارهای مالی شده و از سوی دیگر نرخ سود (بهره) حقیقی بانکی منفی را باعث می‌شود. در ادبیات مالی پدیده اخیر سرکوب مالی نامیده می‌شود که باعث کاهش رشد اقتصادی می‌گردد (کمیجانی و پوررستمی، ۱۳۸۷: ٤۱).

۲- پیشینه تحقیق

صمدی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی پرداختند. نتایج حاصل

از این مطالعه نشان داد که سرکوب مالی تأثیر معناداری در درازمدت بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی ایران نداشته است، اما انباشت سرمایه و پس‌اندازهای غیرمالی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر آن داشته‌اند. این نتایج حکایت از کنترل شدید نظام بانکداری توسط دولت داشته و مانع از انجام درست وظایف توسط بخش مالی شده است (صمدی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸٤).

سلامی و همکاران در مطالعهٔ خود موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران را برآورد کرده و چگونگی شکل‌گیری آن در برنامه‌های توسعه با استفاده از روش موجودی پیوسته را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که رشد موجودی سرمایه در سال ۱۳۸۵ در زیربخش زراعت و باغبانی ۵۳۳۷٤.۹ میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۸٦ و در زیربخش دامپروری ۲٤۳۳٤.٦ میلیارد ریال و در زیربخش مراتع ٤۹۸۲ میلیارد ریال و در زیربخش شیلات ۱٦۳۷٤.۲ میلیارد ریال می‌باشد (سلامی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱٦۲-۱۳۳).

کمیجانی و پوررستمی در مقاله تأثیر سرکوب مالی بر رشد اقتصادی، اشکال مختلف سرکوب مالی را با توجه به مقدار نرخ بهره حقیقی ساخته و تأثیر آن با استفاده از داده‌های تلفیقی بر رشد اقتصادی ۹۲ کشور در طول سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۸۵ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده نشان دهنده تأثیر منفی و معنادار نرخ‌های بهره حقیقی منفی بر رشد اقتصادی کشورهاست. همچنین برآوردها نشان می‌دهد که افزایش شدت منفی بودن نرخ بهره حقیقی نیز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (کمیجانی و پوررستمی، ۱۳۸۷: ۳۹).

امیرتیموری و خلیلیان در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران پرداختند. در این مطالعه که از روش بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته (GAP) استفاده گردید نتایج نشان داد که متغیرهای نیروی کار به ازای هر واحد سرمایه و متوسط سرمایهٔ انسانی به ازای هر واحد سرمایه تأثیر مثبت و متغیر EXC (فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه) تأثیر منفی در بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی دارند (امیرتیموری و خلیلیان، ۱۳۸۵: ۵۷).

آنور و سان در مقاله خود به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی، موجودی سرمایه‌گذاری خارجی و موجودی سرمایه‌گذاری داخلی در مالزی با استفاده از مدل گشتاور تعمیم‌یافته برای داده‌های سری زمانی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج نشان داد که سطح توسعه مالی به رشد موجودی سرمایه داخل در مالزی کمک نموده است، اما تأثیرش بر رشد اقتصادی از نظر آماری معنی‌دار نیست. افزایش در موجودی سرمایه‌گذاری خارجی در مالزی به افزایش در موجودی سرمایه داخلی و رشد اقتصادی کمک نموده است. اما سرمایه‌گذاری خارجی به طور معنی‌داری فقط تحت تأثیر سطح آزادسازی اقتصادی و نرخ ارز واقعی می‌باشد (آنور و سان، ۲۰۱۱: ۳۳۵).

هانگ و وانگ در مطالعه خود تأثیر سیاست‌های سرکوب مالی بر رشد اقتصادی کشور چین در دوران در حال اصلاح، را بررسی کرده‌اند. در این مقاله ابتدا یک شاخص سرکوب مالی ساخته و سپس تأثیر آن بر رشد تولید ناخالص داخلی، با استفاده از روش داده‌های تلفیقی آزمون شده است. نتایج نشان دادند که آزادسازی مالی، رشد اقتصادی را حدود ٤ درصد افزایش می‌دهد، اما سرکوب مالی باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود (هانگ و وانگ، ۲۰۱۰: ۱).

چشم‌بنام در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی در دوره ۲۰۰۵-۱۹٦۵ پرداخته است. در این مقاله، عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی در ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که واسطه‌گری مالی سرمایه و آزادسازی مالی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند. علاوه بر این، تأثیر نرخ ذخیره قانونی بر رشد اقتصادی، منفی و ناچیز است (چشم‌بنام، ۲۰۱۰: ٦).

سوزان و یانگ در مقاله خود به بررسی رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های استانی چین در سال ۱۹۹۰ پرداختند. آنها متوجه شدند که سیستم قانونی، سرمایه‌گذاری خصوصی را تحت تأثیر قرار داده است و تأثیری

بر عمق مالی نداشته است، اگر چه سهم خصوصی اعتبارات بانکی و رقابت بانکی را افزایش می‌دهد. این مقاله شواهدی از انتقال منابع از بخش دولتی به بخش خصوصی را نشان می‌دهد. به علاوه، سیستم‌های قانونی یک تأثیر معنی‌دار بر نرخ رشد متوسط تولید ناخالص داخلی ندارند. همچنین سیستم‌های قانونی در حال کار، احتیاج به نهاده‌های مکمل دیگر دارند (سوزان و یانگ، ۲۰۰۹: ۷۶۳).

۳- تصریح مدل

یکی از راه‌های تحلیل اثر متغیرهای مختلف اقتصادی بر رشد موجودی سرمایه، استفاده از چارچوب تابع تقاضا است، که می‌تواند از سه مبنای تئوریک اساسی مشتق گردد (جان هندرسون[1] (۱۹۷۱: ۷۰)، پیتر چو[2] (۱۹۹۰: ۸۳)، ترکمانی و آذرین‌فر (۱۳۸۳: ٤٨)، ازوجی و عسگری (۱۳۸٤: ۳۹)، خالدی و همکاران (۱۳۸٦: ۱۱۷):

۱) حداقل ساختن هزینه با محدودیت[3]، ۲) حداکثر ساختن سود بدون محدودیت[4] و ۳) مدل تابع سود هر واحد محصول قیمت[5]. در این تحقیق از مدل سوم استفاده شده است. این مدل فرض می‌کند که در شرایط وجود یک تکنولوژی مشخص و وجود عوامل ثابت تولید، ارزش حداکثر شده تابع سود از حل شرایط لازم استخراج خواهد شد. ارزش مذکور تابعی از قیمت‌های ستاده و نهاده‌های متغیر (X_iها) و مقادیر نهاده‌های ثابت تولید (Z_iها) می‌باشد.

تابع سود واحد محصول- قیمت هنگامی که تابع تولید کاب‌داگلاس باشد با بازده نزولی نسبت به نهاده‌های متغیر به صورت زیر است:

$$V = A\prod_{i=1}^{m} X_i^{\alpha_i}\prod_{i=1}^{n} Z_i^{\beta_i} \qquad (۱)$$

$$\mu = \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i<1} \qquad (۲)$$

زمانی که تابع تولید یک تابع کاب‌داگلاس با بازده نزولی به مقیاس نسبت به نهاده‌های متغیر باشد، تابع سود هر واحد محصول- قیمت به صورت زیر استخراج خواهد شد.

$$\pi^* = A^{(1-\mu)^{-1}}(1-\mu).\left(\prod_{i=1}^{m}\left(\frac{C_i}{\alpha_i}\right)^{-\alpha_i(1-\mu)^{-1}}\right).\left(\prod_{i=1}^{n} Z_i^{\beta_i(1-\mu)^{-1}}\right) \qquad (۳)$$

$$\pi^* = A^* \prod_{i=1}^{m} C_i^{a_i} \prod_{i=1}^{n} Z_i^{b_i} \qquad (٤)$$

$$A^* = A^{(1-\mu)^{-1}}(1-\mu).\left(\prod_{i=1}^{m} \alpha_i^{\alpha_i(1-\mu)^{-1}}\right) \qquad (۵)$$

$$a_i = -\alpha_i(1-\mu)^{-1} < 0, \qquad i = 1, \dots, m \qquad (٦)$$

$$b_i = \beta_i(1-\mu)^{-1} > 0, \qquad i = 1, \dots, n \qquad (۷)$$

توابع تقاضای مشتق شده به صورت زیر حاصل می‌گردند:

$$X_i^* = -\frac{\delta\pi^*}{\delta C_i}, \qquad i = 1, \dots, m \qquad (۸)$$

اگر دو طرف (۸) را در رابطه $\frac{-C_i}{\pi^*}$ ضرب گردد، رابطه زیر را خواهیم داشت:

$$\frac{-C_i X_i^*}{\pi^*} = \frac{\delta \ln \pi^*}{\delta \ln C_i}, \quad i = 1, \dots, m \qquad (۹)$$

که برای تابع سود کاب‌داگلاس:

$$\frac{-C_i X_i^*}{\pi^*} = a_i, \qquad i = 1, \dots, m \qquad (۱۰)$$

از رابطه لگاریتم طبیعی گرفته:

$$\ln X_i^* = \ln(-a_i) - \ln(C_i) + \ln(\pi^*) \qquad (۱۱)$$

در این تحقیق تقاضا برای سرمایه به عنوان عامل تولید متغیر در نظر گرفته می‌شود و سایر عوامل تولید به صورت ثابت، که در نهایت به صورت زیر استخراج می‌شود (سان‌خایان، ۱۹۸۸: ۱٦):

$$K = F(R, Z) \qquad (۱۲)$$

به طوری‌که، K رشد موجودی سرمایه مربوط به زیربخش‌های کشاورزی و R نرخ بهره یا قیمت نهاده سرمایه در تابع تقاضا و Z برداری است شامل هر آنچه که در تابع تولید به عنوان عامل ثابت در نظر گرفته می‌شود. در این تحقیق، شاخص‌های سرکوب مالی، با توجه به هدف مطالعه به عنوان عوامل ثابت وارد مدل شده‌اند.

1. Henderson (1971)
2. Chow (1990)
3. Constrained Cost Minimization
4. Unrestricted Profit Maximization
5. Unit Output Price Profit Function Model

در نهایت مدل برآوردی را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$\ln K = F(\ln R, \ln DR, \ln Cpi, \ln G) \quad (۱۳)$$

متغیرهای lnDR، lncpi و lnG به عنوان شاخص‌های سرکوب مالی (FIR) استفاده شده‌اند. ln DR: شکاف نرخ ارز رسمی و آزاد، ln Cpi: تفاوت نرخ تورم ایران و جهانی و ln G=ln(d/m2): نسبت بدهی دولت به حجم نقدینگی، می‌باشند.

٤- روش تحقیق

به منظور برآورد الگوی مربوط به زیربخش‌های کشاورزی، با توجه به نوع داده‌ها و ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی از روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) استفاده می‌شود. روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) روشی برای تلفیق داده‌های مقطعی و سری زمانی است. مزیت این روش در این است که معمولاً روش‌های سنتی اقتصادسنجی بر سری‌های زمانی و داده‌های مقطعی، ناهماهنگی‌های مربوط به واحدها یا گروه‌ها را لحاظ نمی‌کنند و نتایج دارای ریسک تورش‌دار بودن است. مهم‌ترین مزیت استفاده از روش داده‌های ترکیبی، کنترل نمودن خواص ناهمگن و در نظر گرفتن تک‌تک مقاطع است (محمدی،۱۳۹۰: ۳۲). ابتدا پیش از اینکه روش‌های تخمین آمارهای تلفیقی تحلیل گردد، به ماهیت اثرات غیرقابل مشاهده و ویژگی‌های متغیرهای توضیحی مشاهده شده پرداخته می‌شود.

$$y_{it} = \alpha + x_{it} + u_{it} \quad (۱٤)$$

$$u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۱۵)$$

به طوری‌که در مدل بالا، y_{it} نشان دهنده متغیر وابسته و x_{it} بردار متغیرهای توضیحی است. μ_i نیز متغیر غیرقابل مشاهده است. اگر i مبین افراد باشد، در این صورت در برخی از موارد به μ_i اثر فردی نیز اطلاق می‌شود. به طور مشابه می‌توان همین اصطلاح را در مورد واحدهای مقطعی به کار برد و t نشان‌دهنده دوره زمانی می‌باشد. به جمله ε_{it} نیز خطاها و یا جملات اختلال فردی گفته می‌شود، چرا که این جملات هم در طول زمان و هم در طول مقاطع تغییر می‌کنند. در رابطه با متغیر μ_i نیز اغلب دو مقوله مطرح می‌شود. به این معنی که آیا این متغیر دارای یک اثر ثابت است و یا اینکه اثر آن تصادفی است؟ در بررسی مدل‌های تلفیقی، اگر μ_i به عنوان یک متغیر تصادفی در نظر گرفته شود، به آن یک اثر تصادفی[1] گفته می‌شود. در مقابل، زمانی که μ_i به عنوان پارامتری باشد که قرار است برای هر یک از مقاطع به صورت جداگانه تخمین زده شود، به آن یک اثر ثابت[2] گفته می‌شود. واژه اثر ثابت به این معنی نیست که μ_i به عنوان یک متغیر غیرتصادفی است، بلکه دارای این مفهوم ضمنی است که امکان همبستگی بین اثر غیرقابل مشاهده μ_i و متغیرهای توضیحی x_{it} معلوم وجود دارد (داوودی و شاهمرادی، ۱۳۸۳: ۸۹).

برای مشخص شدن روش برآورد در مدل داده‌های تابلویی باید دو آزمون انجام شود. ابتدا آزمون لیمر که فرض صفر آن این است که عرض از مبدأ تمام مقاطع یکسان است و باید از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شود. رد نکردن این آزمون به این معنی است که باید یکی از روش‌های اثرات تصادفی و اثرات ثابت برای برآورد استفاده شود. برای انتخاب روش اثر ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود که فرض صفر مبنی بر سازگاری روش اثر تصادفی را آزمون می‌کند (ابراهیمی،۱۳۹۰: ۱۳٤).

٤-۱- مدل اثرات ثابت یا حداقل مربعات با متغیر مجازی[3]

روش متداول در قالب ریزی مدل داده‌های تابلویی، بر این فرض استوار است که اختلاف بین واحدها را می‌توان به صورت تفاوت در عرض از مبدأ نشان داد و بنابراین در رابطهٔ (۱٤)، هر یک از α_i ها یک پارامتر ناشناخته است که باید برآورد شود. با فرض اینکه y_i و x_i شامل T مشاهده برای واحد iام بوده و ε_i بردار جزء اخلال با ابعاد $T\times 1$ باشد، در این حالت رابطه (۱٤) به صورت زیر قابل بازنویسی است:

1. Random effect
2. Fixed effect
3. Least squares dummy variable (LSDV)

$$y_{it} = i\alpha_i + x_{it}\beta' + \varepsilon_{it} \quad (۱۶)$$

که رابطه فوق با عنوان حداقل مربعات مجازی نامیده می‌شود. مدل اخیر یک مدل رگرسیونی خطی کلاسیک[1] بوده و هیچ شرط جدیدی برای تجزیه و تحلیل آن لازم نیست و می‌توان مدل را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[2] برآورد کرد. در الگوی اثرات ثابت، عرض از مبدأ در الگوی رگرسیون بدین دلیل بین افراد متفاوت است که هر فرد یا واحد مقطعی، ویژگی‌های خاص خود را داراست. در الگوی اثرات ثابت، می‌توان عرض از مبدأ را طوری برآورد کرد که نه تنها در مقاطع مختلف، بلکه در زمان‌های مختلف نیز متفاوت از هم باشند (برقی‌اسکویی، ۱۳۸۷: ۱۱).

٤-۲- مدل اثرات تصادفی[3]

در این رهیافت، جزء ثابت مشخص کننده مقاطع مختلف به صورت تصادفی بین واحدها و مقاطع توزیع گردیده است. لذا با توجه به این موضوع، مدل اثرات تصادفی به صورت زیر خواهد بود:

$$\mathbf{Y_{it} = \alpha + \beta x'_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}} \quad (۱۷)$$

معادله (۱۷)، دارای K برآوردگر به اضافه یک عرض از مبدأ است. در این معادله، جزء اخلال از دو جزء تشکیل شده است: یکی جزء خطای مقطعی μ_i که بین این جزء خطا و گذشت زمان ارتباطی وجود ندارد؛ و دیگری جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی ε_{it} است. در این مدل، فرض می‌شود که اجزای خطای مقطعی با یکدیگر خودهمبستگی دارند و میان واحدهای مقطعی و سری زمانی همبستگی وجود ندارد. در این حالت، جزء خطا خودهمبستگی دارد و تنها در شرایط $\delta_u^2 = ۰$ خودهمبستگی وجود نخواهد داشت. به این دلیل از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[4] برای برآورد پارامترها استفاده می‌شود (گرین، ۲۰۰۳: ۷۳۸).

٤-۳- آزمون‌های تشخیصی در داده‌های ترکیبی

٤-۳-۱- آزمون اثرات فردی (چاو)؛ انتخاب بین مدل‌های داده‌های تلفیق شده و آثار ثابت

در مدل‌های مربوط به داده‌های ترکیبی به صورت زیر:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۸)$$

اثرات فردی یا اختلاف بین ویژگی‌های مقطعی (که در این مطالعه منظور از مقطع، زیربخش کشاورزی است) در عرض از مبدأ (α_i) نشان داده می‌شوند، لذا در صورت عدم وجود اختلاف در ویژگی‌های مقطعی، مدل فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد است، اما در صورت وجود اثرات فردی بایستی از روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل استفاده کرد. از این‌رو، به منظور تعیین عرض از مبدأ جداگانه برای هر زیربخش از آماره F به صورت زیر استفاده می‌شود (همان).

$$H_0 : \alpha_0 = \cdots = \alpha_k = \alpha$$
$$H_1 : \alpha_i \neq \alpha_j \quad (۱۹)$$

$$F_{(N-1)/(N.T-N-K)} = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/(N-1)}{RSS_{UR}/(N.T-N-K)} \quad (۲۰)$$

در رابطه فوق، N تعداد مقاطع (زیر بخش‌ها)، K تعداد متغیرهای توضیحی، T دوره زمانی، RSS_R و RSS_{UR} به ترتیب مجموع جملات خطا در تخمین مدل بر اساس روش حداقل مربعات معمولی و روش داده‌های تابلویی می‌باشند. با مقایسه F محاسبه شده با F جدول، تخمین مدل از طریق روش حداقل مربعات معمولی به صورت تلفیقی یا روش داده‌های تابلویی انجام می‌شود. در صورتی‌که مقادیر محاسبه شده F کمتر از مقدار محاسبه شده جدول باشد، فرضیه H_1 پذیرفته می‌شود و فقط باید از یک عرض از مبدأ استفاده شود. ولی در صورتی‌که F محاسبه شده بیشتر از F جدول باشد، فرضیه H_0 رد و اثرات گروه پذیرفته می‌شود و باید عرض از مبدأهای متفاوتی را در مدل لحاظ نمود.

1. Classical Linear Regression Model
2. Ordinary Least Square Variable
3. Random Effect Model
4. Generalized Least Squares (GLS)

٤-۳-۲- آزمون هاسمن؛ انتخاب بین مدل‌های آثار ثابت و آثار تصادفی

در این قسمت مشخص می‌شود که برای تخمین داده‌های پانل کدام روش (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) مناسب‌تر است. برای این منظور از آزمون هاسمن[1] (۱۹۷۸) استفاده می‌شود. ایده اصلی آزمون هاسمن مقایسهٔ دو برآوردگر اثرات ثابت و اثرات تصادفی است، به طوری‌که یکی از برآوردگرها نشان‌دهنده سازگاری هم با فرضیهٔ صفر و هم با فرضیهٔ مقابل و برآوردگر دیگر نشان‌دهنده سازگاری تنها با فرضیهٔ صفر است. وجود تفاوت معنی‌دار بین این دو برآوردگر نشان‌دهندهٔ عدم پذیرش فرضیه صفر است. فرضیه صفر به این معنی است که ارتباطی بین جزء اخلال معادله و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آنها از یکدیگر مستقل هستند. در حالی‌که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلال مورد نظر و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و چون به هنگام وجود همبستگی بین جزء اخلال و متغیر توضیحی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می‌شویم، بنابراین بهتر است در صورت پذیرفته شدن H_1 (رد H_0) از روش آثار ثابت استفاده کنیم. تحت فرضیه H_0، آثار ثابت و آثار تصادفی هر دو سازگارند ولی آثار ثابت ناکارا است. یعنی در صورت رد شدن فرضیه H_1، روش آثار ثابت سازگار و روش آثار تصادفی ناسازگار است و باید از روش آثار ثابت استفاده کرد (گرین، ۲۰۰۳: ۷۳۹). به منظور تشخیص تخمین مدل از طریق رهیافت اثرات ثابت یا تصادفی در روش داده‌های تابلویی از آماره هاسمن به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$H = n\hat{q}'(\widehat{Avar}(\hat{q}))^{-1}\hat{q} \qquad (۲۱)$$
$$\hat{q} = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$$

که در آن H آماره هاسمن، $\hat{q}$ تفاضل ضرایب برآورد شده برای متغیرهای توضیحی لحاظ شده در روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، $\widehat{Avar}(\hat{q})$ واریانس مجانبی $\hat{q}$ و n تعداد مشاهدات است. آماره هاسمن دارای توزیع چی‌دو با درجهٔ آزادی β (تعداد ضرایب تخمین زده شده) است. بدین ترتیب با مقایسه H محاسبه شده با χ^2 جدول، تخمین مدل از طریق رهیافت اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام می‌گیرد. فرض صفر سازگاری روش اثر تصادفی را آزمون می‌کند (ابراهیمی،۱۳۹۰: ۱۳٦).

قبل از انجام آزمون‌های تشخیصی و برآورد مدل، نیاز است تا با استفاده از برخی آزمون‌های مربوط به بررسی پایایی و آزمون‌های مربوط به بررسی هم انباشتگی بین متغیرها آزمون‌های مربوط به بررسی پایایی در داده‌های ترکیبی شامل، آزمون‌های لوین و لین[2] (LL)، IPS[3]، فیشر[4] و آزمون دیکی-فولر مقطعی (CADF)[5] است که در مطالعه حاضر از آزمون لوین و لین جهت بررسی ایستایی متغیرهای مدل استفاده شده است. در این آزمون فرض صفر بیانگر عدم پایایی متغیرها در سطح و فرض مقابل، پایایی متغیرهای مدل در سطح را عنوان می‌کند. چنانچه ضرایب بدست آمده مربوط به آماره لوین و لین در سطح احتمال به دست آمده معنی‌دار باشد فرض صفر آزمون مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد و فرض مقابل مبنی بر پایایی متغیر در سطح احتمال محاسباتی پذیرفته می‌شود. همچنین برای بررسی وجود یا عدم وجود هم‌جمعی در داده‌های ترکیبی، آزمون‌هایی از جمله آزمون کائو[6] (۱۹۹۹)، پدرونی[7] (۱۹۹۹) و آزمون فیشر وجود دارد که در این تحقیق از آزمون کائو به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه معنادار و بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون حاکی از عدم وجود رابطه بلندمدت و عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهاست، که در صورت معنی‌دار بودن ضرایب در سطح احتمال محاسباتی این فرضیه رد و فرض مقابل که بیانگر وجود هم‌جمعی و بردار بلندمدت بین متغیرهای مدل است، پذیرفته می‌شود (زراءنژاد و انواری، ۱۳۸٤: ٤٤).

1. Hausman Test

2. Levin and Lin
3. Im, Pesaran & Shin (IPS)
4. Fisher
5. Cross-Sectionally ADF
6. Kao (1999)
7. Pedroni (1999)

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در برآورد الگوهای اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های ترکیبی، در مرحله اول ایستایی متغیرها، با استفاده از آزمون لوین و لین بررسی شد که نتایج بررسی در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول (۱): بررسی پایایی متغیرهای مدل

متغیر	Levin, Lin & Chu	IM, Pesaran& Shin W-stat	ADF – Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square
	آزمون ریشه واحد تفاضل رتبه اول			
LnK	-۹.۱۵*	-۱۱.۲۵*	۸۹.۲۰*	۱۰۳.۸۳*
LnR	۲.۶۳***	-۳.۱٤*	۲٤.۰۰*	۱.۲۱
LnDR	-٤.۷۸*	-٥.٤۲*	٤۰.۳۹*	٤۰.۷٤*
LnCpi	-۱٤.۹۰*	-۱۲.۸*	۱۰۱.۱٥*	٤٦.٥۳*
LnG	-٦.۱٤*	-٤.٤٦*	۳۳.۹۹*	۳۲.٥۳*

* و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به مقادیر آماره در سطح و درصد احتمال محاسبه شده برای هر یک از متغیرها می‌توان نتیجه گرفت که لگاریتم همهٔ متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری ایستا بوده و جمع بسته از مرتبه یک می‌باشند.

همچنین، آزمون انگل- گرنجر کائو به منظور بررسی وجود و یا عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل صورت گرفت. با توجه به جدول ۲ و بر اساس نتایج حاصل از بررسی و آماره محاسبه شده در سطح احتمال بدست آمده، فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار بین متغیرهای مدل، رد می‌شود.

جدول (۲): آزمون کائو برای هم‌جمعی متغیرهای مدل زیربخش‌های کشاورزی

آزمون	مقدار آماره
آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	-۲.۳۸*
واریانس جزء اخلال	۰.۰۷
واریانس HAC	۰.۰۲

*معنی‌داری در سطح ۱٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای برآورد الگو با داده‌های پانل از مدل اثر ثابت، تصادفی و یا داده‌های ترکیب شده (تلفیقی) استفاده می‌شود. به منظور تشخیص اینکه کدام روش باید استفاده شود از آزمون‌های تشخیصی مذکور استفاده می‌شود. در ادامه به بررسی نتایج حاصل از این آزمون‌ها و انتخاب روش مناسب برای برآورد مدل پرداخته می‌شود.

جدول (۳): نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل

آزمون	آماره	مقدار آماره
چاو	F	۳٦٤.۱٦*
هاسمن	χ^2	۲٥.۸۰*

*معنی‌داری در سطح ۱٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای برآورد الگو با داده‌های پانل از مدل اثر ثابت، تصادفی و یا داده‌های ترکیب شده (تلفیقی) استفاده می‌شود. به منظور تشخیص اینکه کدام روش باید استفاده شود از آزمون‌های تشخیصی استفاده می‌شود. در ادامه به بررسی نتایج حاصل از این آزمون‌ها و انتخاب روش مناسب برای برآورد مدل پرداخته می‌شود.

در ابتدا باید بررسی شود که استفاده از مدل داده‌های ترکیبی بهتر است یا مدل اثرات ثابت، که این امر با آزمون چاو (یا آزمون F مقید) صورت می‌گیرد. طبق نتایج این آزمون فرضیه صفر این آزمون مبنی بر استفاده از مدل داده‌های ترکیبی رد شده و فرضیه یک مبنی بر استفاده از مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. با توجه به پذیرش مدل اثرات ثابت و نتایج به دست آمده از آزمون‌های قبلی، در مرحله بعد آزمون هاسمن به منظور انتخاب میان مدل اثرات تصادفی و مدل اثرات ثابت انجام گرفت. براساس مقدار آماره چی‌دو محاسباتی و معنی‌دار شدن در سطح یک درصد، فرض صفر رد و مدل اثرات ثابت به عنوان شیوه مناسب برآورد مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در نهایت نتایج دو آزمون حاکی از آن است که مدل اثرات ثابت برای برآورد الگو مناسب است. آماره‌های مربوط به برآورد الگوی مورد نظر در جدول ٤ آورده شده است.

براساس نتایج این برآورد همهٔ متغیرهای مدل معنی‌دار

می‌باشند و براساس آنچه که انتظار می‌رود، تأثیر متغیر نرخ بهره و شاخص‌های سرکوب مالی بر رشد موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران منفی و معنی‌دار است.

جدول (٤): نتایج برآورد الگوی رشد موجودی سرمایه زیربخش‌های کشاورزی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهT
C	*۷.٥٦	۰.۲۳	۳۳.۱۷
LnR	*-۰.٥۸	۰.۰۲	٤۲.۱۲
LnDR-Z	**-۰.۰۳	۰.۰۲	-۱.٥٤
LnCpi-Z	**-۰.۱٦	۰.۱۱	۱.٥۲
LnG-Z	**-۰.۰٤	۰.۰۳	-۱.۳۹
LnDR-D	***-۰.۰٤	۰.۰۲	-۰.۷۸
LnCpi-D	**-۰.۳۰	۰.۱۲	۲.٥۷
LnG-D	**-۰.۰۷	۰.۰۳	-۲.۳٥
LnDR-S	**-۰.۰٤	۰.۰۳	-۱.۲۲
LnCpi-S	**-۰.۱٥	۰.۱۷	-۰.۸۹
LnG-S	*-۰.۰٤	۰.۰٤	-۱.۹٦
LnDR-J	**-۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۹۹
LnCpi-J	***-۰.۲٤	۰.۱٤	۰.۷٥
LnG-J	**-۰.۰۳	۰.۰۳	-۰.۹۹
Fixed Effects-Z	۱.۲٥	--	--
Fixed Effects-D	۰.۱۰	--	--
Fixed Effects-S	۰.۱٤	--	--
Fixed Effects-J	-۱.٤۹	--	--
		F-Stat =۱۱۲.۰٥*	R^2=۰.۹٦

* و** و*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ ، ٥٪ و ۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس ضرایب محاسبه شده مربوط به متغیرها، تأثیر متغیر LnR (نرخ بهره) بر رشد موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی غیرمستقیم است و هر یک درصد افزایش در نرخ بهره کشاورزی باعث ۰/٥۸ درصد کاهش در رشد موجودی سرمایه در هر یک از زیربخش‌های کشاورزی می‌شود. در مورد تأثیر غیرمستقیم هر یک از شاخص‌های مربوط به سرکوب مالی در هر زیربخش، با توجه به ضرایب به دست آمده، می‌توان اینگونه اظهار نظر کرد که در زیربخش زراعت و باغبانی (Z) هر یک درصد افزایش در شاخص‌های LnDR (شکاف نرخ ارز رسمی و آزاد)، LnCpi (تفاوت نرخ تورم ایران و جهان) و LnG (نسبت بدهی دولت به حجم نقدینگی) به ترتیب باعث کاهش رشد موجودی سرمایه به میزان ۰/۰۳، ۰/۱٦ و ۰/۰٤ می‌شود. این روند در زیربخش دامپروری (D) نیز به این صورت است که افزایش یک درصدی شاخص‌های معرفی شده به ترتیب کاهش ۰/۰٤، ۰/۳۰ و ۰/۰۷ درصدی رشد موجودی سرمایه در این زیربخش را به همراه دارد. همچنین در زیربخش شیلات (S)، کاهش در رشد موجودی سرمایه به میزان ۰/۰٤، ۰/۱٥ و ۰/۰٤ در اثر یک درصد افزایش در شاخص‌های سرکوب مالی صورت می‌گیرد. در نهایت در زیربخش جنگل‌داری (J)، افزایش در شاخص‌های سرکوب مالی به میزان یک درصد، به ترتیب کاهش ۰/۰۳، ۰/۲٤ و ۰/۰۳ درصدی رشد موجودی سرمایه در این زیربخش را باعث می‌شوند.

ضرایب مربوط به اثرات ثابت هریک از زیربخش‌ها نیز حاکی از آن است که بیشترین میزان اثرپذیری رشد موجودی سرمایه از تغییرات در شاخص‌های سرکوب مالی به ترتیب مربوط به زیربخش‌های زراعت و باغبانی، شیلات، دامپروری و جنگل‌داری می‌باشد.

٦- پیشنهاد

یکی از موانع رشد و توسعه اقتصادی هر بخش تولیدی، کمبود سرمایه و عدم به کارگیری درست و اصولی منابع سرمایه‌ای موجود است. پیشرفت اقتصادی بدون وجود سرمایه امری ناممکن است و در واقع می‌توان ادعا کرد که، سرمایه مهم‌ترین عامل تولید محصول (به ویژه محصولات کشاورزی) در کشورهای در حال توسعه است. سرمایه، نیروی محرکهٔ فعالیت‌های اقتصادی در هر کشوری است. پایین بودن نرخ تشکیل سرمایه در کشورهای در حال توسعه از دلایل اصلی وضعیت اقتصادی نامطلوب در این کشورها به شمار می‌آید.

بخش کشاورزی در ایران و بسیاری از کشورها از جمله بخش‌های مهم و کلیدی در اقتصاد است. اهمیت این بخش و زیربخش‌های آن بیشتر به جهت تأمین امنیت غذایی و ارز مورد نیاز در کشور است، از این‌رو، رشد سرمایه در این بخش موجب می‌شود که بستر مناسب و کارآمدی برای تولید محصولات راهبردی فراهم گردد.

همان گونه که نتایج نشان دادند، شاخص‌های سرکوب مالی در همهٔ زیربخش‌های کشاورزی ایران تأثیر منفی بر رشد موجودی سرمایه دارند. این بدان معناست که هر چه بیشتر نظام مالی ایران توسط دولت سرکوب شود، قطعاً این سرکوب دارای تأثیرات منفی بیشتری بر رشد بخش‌های اقتصادی و سرمایه مورد استفاده در این بخش‌ها و من جمله بخش کشاورزی می‌باشد. بنابراین در صورت عدم وجود سرکوب مالی، واسطه‌گران مالی با انباشت سرمایه و از طریق کاهش هزینه‌های اطلاعاتی و مبادلاتی می‌توانند در سرمایه‌گذاری و افزایش بهره‌وری اقتصادی تأثیر فراوانی داشته باشند. با توجه به اینکه در بیشتر کشورهای در حال توسعه بانک مرکزی یا دولت با دخالت در تعیین نرخ‌های بهره و تخصیص اعتبار، باعث ایجاد انحرافات در عملکرد بازار مالی گشته و منجر به بروز پدیده سرکوب مالی می‌شود و بنابراین باعث اختلال در عملکرد واسطه‌های مالی می‌گردد، لذا پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های آزادسازی مالی یا به عبارتی رفع سرکوب مالی برای حذف یا کاهش انحرافات در عملکرد بازارهای مالی اتخاذ گردد. پیشنهاد خاص مطالعه حاضر رها سازی تدریجی سیاست سرکوب مالی می‌باشد. لذا با توجه به اینکه رشد و توسعه بخش کشاورزی، که به عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌ها در کشور می‌باشد و سبب رشد و توسعه اقتصادی کشور خواهد شد، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاری در بخش کشاورزی با نگاهی به سیاست‌های کلان کشوری صورت گیرد و از آنجا که ریسک سرمایه‌گذاری در این بخش نسبت به دیگر بخش‌ها بالاتر می‌باشد، به رابطهٔ منفی بین سرکوب مالی و رشد این بخش توجه خاصی مبذول شود.

منابع

آقانصیری، مریم (۱۳۹۱). مروری بر روند سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی در چهار برنامه توسعه کشور. *مجله اقتصادی- ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ٤ و ٥، ٧٨-٦١.

ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۰). تأثیر ذخایر بین‌المللی در اثرگذاری رابطهٔ مبادله بر نرخ ارز حقیقی مؤثر. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۳، ۱٤۲-۱۲۳.

ابونوری، عباسعلی و تیموری، منیژه (۱۳۹۲). بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مقایسه‌ای بین کشورهای OECD و UMI. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۱، ٤۰-۲۹.

ازوجی، علاالدین و عسگری، منصور (۱۳۸٤). ارزیابی عوامل مؤثر بر رشد اشتغال در اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای و توصیه‌های سیاستی برای بازار کار ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال پنجم، شماره ٤، ٥۰-۲۱.

امیرتیموری، سمیه و خلیلیان، صادق (۱۳۸۵). بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال شانزدهم، شماره ٦۱، ۷۷-٥۷.

برقی اسکویی، محمدمهدی (۱۳۸۷). آثار آزاد سازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی اکسید کربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۲، ۲۱-۱.

ترکمانی، جواد و آذرین‌فر، یدالله (۱۳۸۳). تأثیر رشد مکانیزاسیون و صادرات بر اشتغال نیروی کار در بخش کشاورزی. *مجله علوم کشاورزی ایران*، دوره ۳٦، شماره ٥، ۱۲۳۱-۱۲۲۳.

خالدی، کوهسار؛ حفاراردستانی، مریم و طوسی، ماندانا (۱۳۸٦). بررسی رابطه رشد اقتصادی، اشتغال و صادرات در بخش کشاورزی ایران (با تأکید بر سیاست‌های ارزی و تجاری). *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، سال اول، شماره ۳، ۱۲۳-۱۱۱.

داوودی، پرویز و شاهمرادی، اکبر (۱۳۸۳). بازشناسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FID) در اقتصاد ایران و ٤٦ کشور جهان در چارچوب یک الگوی تلفیقی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۰، ۱۱۳-۸۱.

زراءنژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۸٤). کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی. *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۲، شماره ٤، ۵۲-۲۱.

سامتی، مرتضی؛ رنجبر، همایون و همت‌زاده، منیره (۱۳۹۲). بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن (مورد مطالعه کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۹، ٤۰-۲۵.

سلامی، حبیب‌الله و انصاری، وحیده (۱۳۸۸). نقش بخش کشاورزی در ایجاد اشتغال و توزیع درآمد روش تحلیل ساختاری مسیر. *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، شماره ۳، ۲۰-۱.

سلامی، حبیب‌الله؛ شعبانی، زهره و صدر، سید کاظم (۱۳۸۹). برآورد موجودی سرمایه در زیر بخش‌های کشاورزی ایران و چگونگی شکل‌گیری آن در برنامه‌های توسعه. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، شماره ۱، ۱٦۲-۱۳۳.

صمدی، علی‌حسین؛ ترکمانی، جواد و منصوری، ساناز (۱۳۹۰). بررسی تأثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی: مطالعه موردی اقتصاد ایران (۱۳۸٦-۱۳٤۲). *مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال دوم، شماره ٤، ۱۰۷-۸٤.

قره‌باغیان، مرتضی (۱۳۷۳). تحلیل هزینه فایده در جهت گسترش و سرمایه‌گذاری در بخش نساجی در اقتصاد ایران. معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصاد و دارایی.

کمیجانی، اکبر و پوررستمی، ناهید (۱۳۸۷). بررسی تأثیر سرکوب مالی بر رشد اقتصادی (مقایسه کشورهای کمتر توسعه یافته و نوظهور). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دوازدهم، شماره ۳۷، ۵۹-۳۹.

کوچک‌زاده، اسما و جلایی، سید عبدالمجید (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱٦، ۲۰-۱۱.

محمدی، فریبرز (۱۳۹۰). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تصادفات جاده‌ای ایران در ۱۳۸۸- ۱۳۵۰. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان.

هایول، جونز (۱۳۷۰). درآمدی به نظریه‌های جدید رشد اقتصادی. ترجمه صالح لطفی، تهران: انتشارات مرکز نشر دانشگاهی.

Anwar, S. & Sun, S. (2011). Financial Development, Foreign Investment and Economic Growth in Malaysia. ***Journal of Asian Economics***, 4, 335-342.

Chasm Bananm, K. (2010). Impact of Financial Liberalization on Economic Growth in Iran: An Empirical Investigation. ***Euro Journals Publishing***, Inc.

Chow, P. C. Y. (1990). Output Effect, Technology Change, and Labor Absorption in Taiwan 1952-1986. ***Economic Development and Cultural Change***, 39(1), 77-88.

Greene, W. (2003). Econometric Analysis. Fifth Edition, ***New York University***.

Huang, Y. & Wang, X. (2010). Financial Repression and Economic Growth in China.

China Growth Center (CGC) At St Edmund Hall, ***University Of Oxford***.

Kao, C. & Chiang, M. (1999). On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. ***Working Paper, Center for Policy Research***, Syracuse University, New York.

Pedroni, P. (1999). Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Test with an Application to the PPP Hypothesis. ***Indiana University***.

Sankhayan, P. L. (1988). Introduction to the Economics of Agricultural Production. ***Prentice hall of India Pvt***. New Delhi.

Susan F. L. & Yang Y. (2009). The Effectiveness of Law, Financial Development, and Economic Growth in an Economy of Financial Repression: Evidence from China. ***Journal of World Development***, 37(4). 763-777.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی