

فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال چهارم، شماره ۱، بهار ۱۳۹۴، پیاپی ۱۱

صفحات ۸۶-۷۵

### تأثیر سرکوب مالی بر فقر روستاییان ایران

محمد الیاس کریم، کارشناس ارشد توسعه روستایی و امنیت غذایی، دانشگاه نیوکاستل، استرالیا.

سمیه کوچک‌زاده\*، مربی گروه اقتصاد دانشگاه ولی عصر رفسنجان، رفسنجان، ایران.

هاجر اثنی‌عشری، دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.

محمدحسین کریم، دانشیار دانشگاه علوم اقتصادی و عضو انجمن علمی توسعه روستایی ایران، تهران، ایران.

پذیرش نهایی: ۱۳۹۳/۱۲/۱۷

دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۷/۱۶

#### چکیده

افزایش رفاه اقتصادی مردم و کاهش فقر، یکی از اهداف اصلی برنامه‌های توسعه‌ی اقتصادی در هر کشوری است. رسیدن به افزایش رفاه اقتصادی و کاهش فقر، بدون وجود نهادهای مالی کارآ و تجهیز مناسب منابع مالی، غیرممکن است. در این راستا، سیستم‌های مالی کارآمد می‌توانند از طریق کسب اطلاعات درباره فرصت‌های سرمایه‌گذاری، جمع‌آوری و تجهیز پس‌اندازها و نظارت بر سرمایه‌گذاری‌ها، موجب تخصیص بهتر منابع و در نهایت، کاهش فقر در اقتصاد شود. در این مطالعه اثرات سرکوب مالی بر فقر سکونتگاه‌های روستایی طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۰ مورد بررسی قرار گرفته است. برای رسیدن به اهداف مطالعه از یک الگوی سیستم معادلات همزمان استفاده شده است و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) به‌عنوان روش مناسب برای برآورد آن انتخاب شده است. نتایج مدل نشان داد که تأثیر سرکوب مالی بر فقر مثبت است. از این رو، برنامه‌ریزی سیاست‌گذاران در این ارتباط می‌تواند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار باشد. همچنین با توجه به محدودیت‌های مناطق روستایی و بخش کشاورزی ایران ضروری است که تزریق سرمایه به شکلی صورت گیرد که به صورت کامل جذب گردد.

واژگان کلیدی: فقر، سرکوب مالی، سکونتگاه‌های روستایی، روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای.

\* Email: skoochakzadeh@gmail.com

## (۱) مقدمه

با توجه به اینکه بخش مهمی از فقرای جهان در نواحی روستایی زندگی می‌کنند، یکی از مهم‌ترین مباحث در زمینه فقر، فقر روستایی است. در دهه‌های پایانی قرن بیستم، برخی از فرآیندهای عینی از قبیل جهانی شدن، رشد اقتصاد نوین جهانی، تضعیف دولت رفاه در کنار فرآیندهای فکری و فرهنگی همچون نقد نظام‌های سیاسی اقتصادی، الگوهای رایج توسعه اقتصادی، فقرزدایی و رفاه اجتماعی را به چالش کشانده است. نتیجه این چالش، طرح رویکرد توسعه اجتماعی روستاییان یا توسعه جامعه محور آنها بود. پایین بودن نسبت سرمایه‌گذاری عمرانی در مناطق روستایی به تولید ناخالص داخلی، نامناسب بودن زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی مانند حمل و نقل، ارتباطات، آبیاری، آموزش و بهداشت، هدف‌دار نبودن برنامه‌های مربوط به کاهش فقر و عدم برخورد علت و معلولی هنگام مطالعه و بررسی روستا را می‌توان از دلایل توسعه نیافتگی روستاها برشمرد (زاهدی مازندرانی، ۱۳۸۴: ۳۱۰). توسعه مناطق روستایی، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه که از محرومیت بیشتری نیز برخوردارند، اهمیت زیادی دارد. به طور کلی، در جهان امروز روستائیان از وضعیت نامطلوبی در رابطه با سطح زندگی و رفاه برخوردارند (ریاحی و نوری، ۱۳۹۳: ۱۲۹). روستاهای کشور به علت اتکای شدید بر کشاورزی و درآمدهای حاصل از آن و همچنین نداشتن منابع اشتغالی و درآمدی غیر از کشاورزی، دارای اقتصاد ضعیف و آسیب‌پذیری است (عنابستانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۸۸). از عواملی که در جهت دستیابی به هدف رشد پرشتاب و مستمر اقتصادی نقش اساسی ایفا می‌کند، توسعه بخش مالی هر کشور است. کشورهای برخوردار از سیستم مالی توسعه یافته‌تر، از آن جهت که باعث می‌شوند اقتصاد مورد نظر توانایی تجربه نرخ‌های رشد بالاتر را داشته باشد، در مسیر رشد اقتصادی سریعتر قرار می‌گیرند. اقتصاد اغلب کشورهای جهان در دهه‌های ۵۰ و ۶۰ تحت تأثیر نظریات اقتصاددانان طرفدار سرکوب مالی بود. مشخصه سرکوب مالی "مقررات" است که سبب انحراف قیمت در بازارهای مالی می‌شود. این مقررات شامل تعیین سقف نرخ بهره اسمی سپرده‌ها، سقف نرخ بهره وام‌ها، ذخایر قانونی بالا برای بانک‌ها و تخصیص دستوری اعتبارات می‌باشد. موانع و محدودیت‌های ذکر شده، سبب کاهش جریان وجوه به بخش مالی می‌شود. همچنین منابع به طرح‌هایی اختصاص می‌یابد که دارای بازدهی پایینی هستند و در انتخاب آنها اولویت اقتصادی رعایت نشده است. بنابراین سرکوب مالی منجر به کوچک شدن بخش مالی نسبت به بخش واقعی اقتصاد و کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

## (۲) مبانی نظری

از آنجا که سیستم معادلات همزمان به لحاظ ساختاری متفاوت با رگرسیون‌های چند متغیره است، ممکن است تأمین‌کننده فروض کلاسیک حاکم بر رگرسیون‌های چند متغیره نباشد. به عنوان مثال یکی از مشخصه‌های

سیستم معادلات همزمان این است که متغیر وابسته در یک معادله، به‌عنوان متغیری توضیحی در معادله‌ای دیگر از سیستم ظاهر شود. چنین متغیر توضیحی ممکن است با جمله پسماند معادله‌ای که در آن به‌عنوان متغیر توضیحی وارد شده است، همبسته باشد و همبسته بودن متغیر توضیحی با جمله پسماند در یک معادله، فروض کلاسیک  $cov(u_i, x_i) = 0$  را نقض می‌کند (Gujarati, 1995:140). در چنین شرایطی استفاده از برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی منجر به نتایجی می‌شود که نه تنها اریب است، بلکه ناسازگار نیز می‌باشد؛ یعنی حتی اگر حجم نمونه به سمت بی‌نهایت میل کند، باز هم برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی، با مقادیر حقیقی جامعه برابر نمی‌شوند (Gujarati, 1995:140). به منظور تعیین بهترین روش برآورد معادلات، ابتدا بایستی ماتریس واریانس کوواریانس معادلات را بررسی نمود و با استفاده از آزمون قطری بودن بروچ و پوگا<sup>۱</sup> (۱۹۸۰) که ماتریس همبستگی جمله‌های اختلال معادلات گوناگون را با یکدیگر بررسی می‌کند. به باور گجراتی<sup>۲</sup> (۱۹۹۹)، اگر معادله‌ها همزمان نباشند، برآوردگرهای روش حداقل مربعات معمولی، کارآ و ثابت خواهند بود، اما اگر همزمانی وجود داشته باشد، مسئله اریب ناشی از همزمانی باعث می‌گردد که برآوردگرهای روش OLS حتی سازگار هم نباشند. در این حالت بایستی با استفاده از روش‌های دیگری چون برآورد دومرحله‌ای حداقل مربعات و متغیرهای ابزاری، برآوردگرهایی را برای مدل تهیه کرد که کارآ و سازگار باشند. همچنین در صورتی که از روش‌های حداقل مربعات دومرحله‌ای و متغیرهای ابزاری استفاده شود که همزمانی وجود نداشته باشد، برآوردگرهایی را به‌دست می‌دهند که سازگار هستند، اما کارآیی ندارند و موجب خطا در آزمون فرض‌ها می‌شود. بنابراین، لازم است مسئله‌ی همزمانی، پیش از تعیین روش برآورد بررسی شود.

هاوسمن<sup>۳</sup> (۱۹۷۶) آزمون خطای تصریح را برای بررسی مسئله همزمانی مطرح کرده است. در این آزمون نیز ابتدا باید فرم تقلیل یافته‌ی معادلات را تهیه نمود. به دلیل عدم همبستگی میان جمله‌های پسماند و متغیرها در مدل تقلیل یافته، برآوردگرهای OLS برآوردهای سازگاری ارائه خواهند نمود. بنابراین، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآوردی برای متغیرهای درون‌زا به‌دست خواهد آمد. در این آزمون در شرایط فرضی، صفر یعنی عدم وجود همزمانی، همبستگی میان جمله پسماند ناشی از فرم حل شده و جمله‌ی پسماند فرم ساختاری صفر است. در نتیجه ضریب جمله‌ی پسماند به‌دست آمده از فرم حل شده، معنی‌دار نیست. چنانچه همزمانی وجود داشته باشد، ضریب جمله پسماند به‌دست آمده از فرم تقلیلی معنی‌دار است و فرضیه‌ی صفر رد می‌شود. مطالعات

<sup>1</sup> Breusch and Pagan

<sup>2</sup> Gujarati

<sup>3</sup> Hausman

بسیار زیادی سرکوب مالی را به طرق مختلف مورد بررسی قرار داده‌اند. همچنین مطالعات زیادی به بررسی تأثیر سرکوب مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند که در ادامه به چند مورد آن اشاره شده است:

گاپتا<sup>۱</sup> (۲۰۱۰) در تحقیقی به بررسی ارتباط بین بوروکراسی، آزادسازی و سیاست‌های عمومی مبتنی بر مدل رشد امتجانس ناشی از سرکوب مالی پرداخته است. نتایج حاصل از پژوهش نشان داده که درجه افزایش فساد و ارتشاء از سیاست‌ها و تصمیمات دولت نشأت می‌گیرد و موجب رشد نامتجانس ناشی از سرکوب مالی در اقتصاد می‌گردد و این امر باعث توسعه‌نیافتگی اقتصادی شده و درجه بالای فساد با سطح بالای سرکوب مالی همراه است. ساجان و یانگ<sup>۲</sup> (۲۰۰۹)، در مقاله خود با عنوان تأثیر قانون، توسعه مالی و رشد اقتصادی در یک اقتصادی سرکوب شده مالی در چین، به بررسی رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های استانی چین در سال ۱۹۹۰ پرداخته‌اند. آنها دریافتند که سیستم قانونی، سرمایه‌گذاری خصوصی را تحت تأثیر قرار داده است و تأثیری بر عمق مالی نداشته است، اگرچه سهم خصوصی اعتبارات بانکی و رقابت بانکی را افزایش می‌دهد. بعلاوه، سیستم‌های قانونی یک تأثیر معنادار بر نرخ رشد متوسط تولید ناخالص داخلی ندارد و سیستم‌های قانونی در حال کار احتیاج به نهادهای مکمل دیگر دارند.

احمد و همکاران (۲۰۰۸) در مقاله خود با عنوان توسعه مالی و رشد اقتصادی در اقتصادهای منتخب در حال توسعه، با توجه به اصلاحات مالی که در اقتصادهای آسیا، آفریقا و آمریکای لاتین پدیدار شد، به بررسی رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در اقتصادهای منتخب پرداخته‌اند. با توجه به اینکه مکینون -شاو<sup>۳</sup> در طی مطالعات بدوی با استفاده از مدل رشد سولو<sup>۴</sup> به بررسی تأثیر سرکوب مالی پرداخته و نشان داده‌اند که چگونه قوانین دولت باعث پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری‌های پایین و سرانجام به وجود آمدن سرکوب مالی می‌شوند، احمد و همکاران دریافتند که آزادسازی مالی باعث ارتقای رشد اقتصادی می‌شود.

باتیلوسی<sup>۵</sup> (۲۰۰۳) اثر سرکوب مالی را بر تأمین مالی دولت بررسی نموده و بیان کرد که وقتی دولت دچار کسری بودجه شدید می‌شود، سعی می‌کند نرخ بهره را کاهش دهد تا بتواند راحت‌تر از بانک‌ها قرض بگیرد. از طرف دیگر، سرکوب مالی باعث تشدید تورم می‌شود؛ از این رو، دولت می‌تواند مالیات تورمی نیز دریافت کند. در شرایطی که بازار مالی هنوز دارای ساختار مالی مناسب نیست، آزادسازی بازار مالی باعث خروج سرمایه به جای ورود آن می‌شود. بدین‌سان باید قبل از آزادسازی بازار مالی، ساختارهای مناسب بازار مالی را فراهم نمود.

<sup>1</sup> Gupta

<sup>2</sup> Susan and Yang

<sup>3</sup> McKinnon & show

<sup>4</sup> Solo

<sup>5</sup> Battilossi

کمیجانی و پوررستمی (۱۳۸۷) در پژوهشی اشکال مختلف سرکوب مالی با توجه به مقدار نرخ بهره حقیقی ساخته و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ۹۲ کشور را بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد که نرخ‌های بهره حقیقی تأثیر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی کشورها دارد. همچنین برآوردها نشان می‌دهد که افزایش شدت منفی بودن نرخ بهره حقیقی نیز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. خلیلی و تقوی (۱۳۸۴) با بررسی عوامل مؤثر بر سرکوب مالی در اقتصاد ایران دریافت که از بین عواملی مانند توسعه‌نیافتگی بازار پول و سرمایه، عملکرد نامطلوب خصوصی‌سازی، ناکارایی نهادی، رانت‌جویی، اقتصاد وابسته به نفت، فشار اقتصادی و عدم انضباط مالی، مؤثرترین عامل برای تشویق دولت برای اجرای سیاست‌های سرکوب مالی، وابستگی اقتصاد ایران به نفت می‌باشد. در مطالعه حاضر با توجه به اهمیت فقر، به‌خصوص در مناطق روستایی و از طرفی با توجه به اینکه ایران از جمله کشورهایی است که نظام مالی خود را سرکوب می‌کند، به بررسی تأثیر سرکوب مالی بر فقر روستاییان برای دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۲ پرداخته شده است.

### ۳) روش تحقیق

اندازه‌گیری سرکوب مالی به منزله یک چالش مهم، به پژوهش‌گران نشان می‌دهد تا تلاش خود را برای ارزیابی تأثیر واسطه‌گری مالی در فعالیت‌های واقعی اقتصاد انجام دهند. برای نشان دادن سرکوب مالی در مطالعات مختلف معیارهای متفاوتی استفاده شده است. برای مثال روبین و مارتین<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) نرخ بهره واقعی و نرخ تورم، هانگ و وانگ<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) از نسبت بدهی دولت به نقدینگی و کولی و کلیتزر<sup>۳</sup> (۲۰۰۱) از مدیریت نرخ ارز استفاده نموده‌اند که در این مطالعه با اضافه کردن چند متغیر دیگر، اثر سرکوب مالی بر فقر روستاییان با استفاده از روش 2SLS بررسی شده است. مدل تصریح شده در این مطالعه به صورت زیر است:

$$Lpo_t = \alpha_0 + \alpha_1 Lr_{it} + \alpha_2 Lcpi_t + \alpha_3 Lex_t + \alpha_4 LK_t + \alpha_5 Lg + \alpha_6 Lu \quad (۱)$$

همچنین مدل موجودی سرمایه روستاییان به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LK_t = \alpha_0 + \alpha_1 Lr_{it} + \alpha_2 Lcpi_t + \alpha_3 Lex_t + \alpha_4 Ltr_t + \alpha_5 Lg + \alpha_6 LPO_t \quad (۲) \quad \text{در}$$

<sup>۱</sup> Roubini & Martin

<sup>۲</sup> Huang & Wang

<sup>۳</sup> Kohil and Kletzer

معادلات فوق  $Lpo_t$  لگاریتم فقرروستایان و  $Lr_{it}$  و  $Lg$  و  $Lcpi_t$  و  $Lex_t$  شاخص‌های سرکوب مالی هستند که به ترتیب عبارتند از نرخ بهره واقعی، شکاف نرخ ارز (رسمی و آزاد)، تفاوت نرخ تورم داخلی از تورم جهانی، نسبت بدهی دولت به حجم نقدینگی،  $Lk_t$  موجودی سرمایه در مناطق روستایی،  $Lu_t$  لگاریتم بیکاری در مناطق روستایی و  $Ltr$  لگاریتم درآمد روستایان است. این معادلات در یک سیستم به طور همزمان برآورد گردیده و به بررسی شناسایی ارتباط بین متغیرهای درون‌زا و برون‌زا طی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۲ پرداخته شده است.

#### ۴) یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه متغیرهای تحقیق به صورت اسمی با مشکل درجه انباشتگی بیشتر از یک مواجه است، برای پرهیز از مشکلات و محدودیت‌های آن و نیز تفسیر روشن‌تر نتایج از لگاریتم طبیعی متغیرها استفاده شده است. نتایج آزمون مانایی (آزمون ریشه واحد دیکی- فولر) در جدول ۱ نشان داده شده است. نتایج این جدول نشان دهنده ناپایایی سری‌های زمانی مورد بررسی است که عموماً با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌گردند. مقدار وقفه بهینه نیز با استفاده از سه معیار آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین انتخاب شده است. برآورد ضرایب سیستم معادلات همزمان، با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) صورت گرفته است. در این روش معادلات الگوی مورد نظر به طور همزمان برآورد می‌شود، از این رو هر گونه تورش ناشی از روابط بین متغیرها، از بین می‌رود.

جدول شماره (۱): نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد مطالعه

| بررسی پایایی متغیرها |               |             |               | متغیرها              |
|----------------------|---------------|-------------|---------------|----------------------|
| تفاضل مرتبه اول      |               | سطح متغیر   |               |                      |
| نتیجه آزمون          | مقادیر بحرانی | نتیجه آزمون | مقادیر بحرانی |                      |
| -۴/۳۵                | -۳/۵۲         | -۱/۷۶       | -۳/۵۲         | فقر                  |
| -۴/۷۲                | -۳/۵۲         | -۱/۹۲       | -۳/۵۲         | درآمد                |
| -۵/۶۵                | -۴/۴۴         | -۲/۸۴       | -۳/۵۵         | موجودی سرمایه        |
| -۳/۲۲                | -۲/۹۳         | -۰/۸۸       | -۲/۹۳         | شکاف نرخ ارز         |
| -۳/۹۲                | -۳/۸۳         | -۲/۲۷       | -۳/۶۲         | نرخ بهره واقعی       |
| -۳/۶۹                | -۳/۵۷         | -۱/۶۵       | -۳/۵۷۴        | نسبت بدهی به نقدینگی |
| -۳/۱۲                | -۲/۹۱         | -۱/۰۴       | -۲/۹۱۱        | شکاف تورم            |
| -۲/۸۲                | -۱/۸۷         | -۰/۶۵       | -۱/۸۷         | بیکاری               |

سطح احتمال ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

از آنجایی که کلیه متغیرهای تحقیق در سطح ناپایا هستند، جهت پیاپی نمودن سری‌های زمانی از تفاضل‌گیری استفاده شده است اما مشکل اساسی استفاده از تفاضل متغیرها این است که اطلاعات ارزشمندی را در رابطه با سطح متغیرها از دست داده و به همین علت در این مرحله از آزمون انگل - گرنجر استفاده شده است (جدول ۲). هم‌انباشتگی بدین معناست که علی‌رغم اینکه سری‌های زمانی به تنهایی ناپایا هستند، اما ترکیب خطی از دو یا چند متغیر سری زمانی (ناپایا) می‌تواند پایا باشد. در واقع یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد که سیستم اقتصادی در طول زمان به طرف آن حرکت می‌کند. نتایج این آزمون نشان دهنده همگرایی بلندمدت بین متغیرهای تحقیق می‌باشد.

جدول شماره (۲): نتایج آزمون انگل گرنجر

| مقادیر بحرانی |       |       | آماره ADF | نام‌متغیر |
|---------------|-------|-------|-----------|-----------|
| ٪۱            | ٪۵    | ٪۱۰   |           |           |
| -۴/۲۸         | -۳/۳۷ | -۳/۱۲ | -۵/۰۸     | RESID     |

بر اساس نتایج حاصل از آزمون قطری بودن، میان جملات پسماند موجود در معادلات همبستگی وجود دارد. از آنجا که این نتیجه یکی دیگر از فروض کلاسیک را نقض می‌کند، آزمون قطری بودن نیز همانند آزمون اریب همزمانی، روش حداقل مربعات معمولی را روشی مناسب جهت برآورد معادلات نمی‌داند. نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که، ضریب جمله پسماند در هر دو معادله موجود در سیستم معنی‌دار شده است و هر دو معادله دارای اریب همزمانی هستند. وجود اریب همزمانی فرض کلاسیک را نقض می‌کند. بنابراین جهت برآورد این معادلات نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی استفاده نمود.

جدول شماره (۳): نتایج آزمون اریب همزمانی

| نتایج حاصل از آزمون اریب همزمانی مدل اول |      |              |        |
|--|------|--------------|--------|
| نام متغیر                                | ضریب | انحراف معیار | احتمال |
| جمله پسماند                              | ۱/۲  | ۰/۰۰۰۰۳      | ۰/۰۰۰  |
| نتایج حاصل از آزمون اریب همزمانی مدل دوم |      |              |        |
| نام متغیر                                | ضریب | انحراف معیار | احتمال |
| جمله پسماند                              | ۱/۲  | ۰/۰۰۰۰۵      | ۰/۰۰۰  |

یک مدل زمانی مشخص است، که تک‌تک معادلات آن مشخص باشند. بر همین اساس و به منظور انجام آزمون تشخیص در یک سری از سیستم معادلات لازم است دو شرط ترتیب یا رتبه و شرط درجه برآورده شود. در آزمون

تشخیص باید دو شرط درجه (لازم) و شرط ترتیب (شرط کافی) مورد بررسی قرار گیرد. برای بررسی شرط درجه یکی از ساده‌ترین روش‌ها، محاسبه  $g-1$  و  $K-k$  است که در آنها  $g$  و  $k$  به ترتیب نمایانگر تعداد متغیرهای درون‌زا و تعداد متغیرهای از پیش معین موجود در معادله تحت بررسی است و  $K$  نمایانگر تعداد متغیرهای از پیش معین موجود در الگو است. به این صورت که اگر  $g-1 \leq K-k$  باشد، معادله کمتر از حد مشخص است، اما اگر  $g-1 = K-k$  باشد، معادله دقیقاً مشخص و اگر  $g-1 > K-k$  باشد، معادله بیش از حد مشخص است. برقراری شرط ترتیب نیز بر این اساس است که در متغیر درون‌زا،  $G$  معادله و  $G$  برآورده شده شرط دوم (شرط کافی) نیز به این ترتیب است که در یک مدل دارای  $G$  معادله و  $G$  متغیر درون‌زا، یک معادله مشخص خواهد بود. اگر و فقط اگر بتوان حداقل یک دترمینان غیر صفر از درجه  $(G-1)(G-1)$  مربوط به ضرایب متغیرهای درون‌زا و از پیش معین خارج از معادله تحت بررسی - اما لحاظ شده در سایر معادلات را به دست آورد - معادله مورد نظر مشخص خواهد بود. بنابراین با توجه به توضیحات داده شده بر اساس دو شرط درجه و ترتیب هر دو معادله موجود در سیستم دقیقاً مشخص هستند. در نتیجه معادلات الگو با هر کدام از روش‌های معمول قابل برآورد است. بعد از بررسی آزمون‌ها به برآورد الگو با مدل حداقل مربعات دو مرحله‌ای پرداخته می‌شود که نتایج تخمین در زیر نشان داده شده است.

$$Lp_{0i} = 4/42 + 0/65Lr_{ii} + 0/57Lcpi_i + 0/12Lex_i - 0/33LK_i + 0/71Lg_i + 0/29Lu_{i-1} \quad (3)$$

جدول شماره (۴): نتایج تخمین تابع فقر حاصل از مدل 2SLS

| متغیر                            | ضریب  | T مقدار |
|----------------------------------|-------|---------|
| عرض از مبدا (C)                  | ۴/۴۲  | ۱/۹۸    |
| لگاریتم نرخ بهره واقعی (R)       | ۰/۶۵  | ۲/۴۳    |
| لگاریتم شکاف تورم (CPI)          | ۰/۵۷  | ۲/۱۷    |
| لگاریتم شکاف نرخ ارز (EX)        | ۰/۱۲  | ۳/۳۷    |
| لگاریتم موجودی سرمایه (K)        | -۰/۳۳ | -۲/۰۷   |
| لگاریتم نسبت بدهی به نقدینگی (G) | ۰/۷۱  | ۳/۷۶    |
| لگاریتم بیکاری با وقفه (u)       | ۰/۲۹  | ۴/۲۸    |
| $R^2 = 0/68$                     |       |         |

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، شاخص‌های سرکوب مالی دارای تأثیر مثبت بر رشد فقر روستاییان دارد. این بدان معنی است که هرچه بیشتر نظام مالی ایران توسط دولت سرکوب شود، قطعاً این سرکوب دارای تأثیرات منفی بیشتری بر رشد اشتغال، از جمله اشتغال بخش کشاورزی می‌باشد. شاخص سرکوب مالی و تفاوت نرخ ارز رسمی و آزاد دارای تأثیر مثبت بر فقر روستاییان می‌باشد. با تثبیت نرخ ارز رسمی توسط دولت و افزایش نرخ ارز



غیررسمی، به عبارت بهتر، افزایش شکاف نرخ ارز رسمی و آزاد، قطعاً سرمایه‌گذاری در تمام بخش‌های اقتصادی از جمله بخش کشاورزی که همواره بیشتر از سایر بخش‌ها از ریسک بالای سرمایه‌گذاری برخوردار است، کاهش خواهد یافت. از طرف دیگر، اشتغال کاهش و افزایش فقر را به‌ویژه در روستاها به همراه دارد. شاخص نرخ بهره واقعی نیز دارای تأثیر مثبت بر رشد فقر می‌باشد. در واقع، این شاخص به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سرکوب مالی می‌باشد. سرکوب مالی با نگهداری نرخ‌های بهره پایین‌تر از نرخ طبیعی بهره میزان پس‌انداز را پایین می‌آورد و اگر سرمایه‌گذاری هم صورت گیرد، رشد اقتصاد در سطحی پایین‌تر از نرخ رشد اقتصادی بالقوه خواهد بود. طبق نظر سرکوب‌گرایان پایین بودن و منفی بودن نرخ بهره واقعی، که به دلیل پایین آوردن نرخ بهره و بالا رفتن نرخ تورم رخ می‌دهد، مانع تشکیل پس‌انداز است و آثار منفی خود را بر جریان رشد انباشت و درآمد و اشتغال دارد.

هر چه موجودی سرمایه روستاییان افزایش یابد، در روستاها با بهره‌گیری از امکانات و نهاده‌های تولید بیشتر، ظرفیت تولید محصولات را افزایش خواهد داد. پس می‌توان گفت موجودی سرمایه در روستاها به لحاظ قابلیت تبدیل آن به دیگر عوامل تولید از نقش ممتازی در مقایسه با دیگر عوامل تولید برخوردار است، به طوری که با بکارگیری صحیح سرمایه و ترکیب آن با دیگر عوامل تولید و استفاده بهینه از منابع محدود می‌تواند ظرفیت تولید را به میزان قابل توجهی افزایش دهد، در نتیجه فقر هم کاهش می‌یابد. مشاهده می‌شود که بیکاری با فقر رابطه مستقیم دارد که می‌توان با ایجاد اشتغال در مناطق روستایی می‌توان بیکاری را در این مناطق کاهش داد.

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که متغیرهای سرکوب مالی رابطه معکوس با سرمایه دارد؛ زیرا بازار سرمایه ضعیف است و بنگاه‌های تولیدی در روستاها به شدت به اعتبارات برای تأمین مالی وابسته‌اند و به دلیل فقدان مکانیزم‌های مناسب برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری، بدهی تولیدکنندگان روستایی به بانک‌ها با رشد سرمایه‌گذاری آنها افزایش می‌یابد. بازار مالی بر پایه اعتبارات نسبت به تغییر در شرایط اعتباری به هنگام رشد آسیب‌پذیر می‌باشد. همانطور که گیوانی<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) نیز بحث کرد که سیاست‌های سرکوب مالی باعث افزایش تورم می‌شود. از طرف دیگر، سرکوب مالی با کاهش رشد اقتصادی و سرمایه، درآمد مالیاتی دولت را نیز کاهش می‌دهد.

$$LK_t = 2/39 - 0/47Lr_{it} - 0/51Lcpi_t - 0/72Lex_t + 0/20LTr_{t-1} - 0/15Lg_t - 0/11LPo_t \quad (۴)$$

<sup>1</sup> Giovannini

جدول شماره (۵): نتایج تخمین تابع موجودی سرمایه حاصل از مدل 2SLS

| متغیر                            | ضریب  | T مقدار |
|----------------------------------|-------|---------|
| عرض از مبدا (C)                  | ۲/۳۹  | ۲/۰۲    |
| لگاریتم نرخ بهره واقعی (R)       | -۰/۴۷ | -۳/۱۸   |
| لگاریتم شکاف تورم (CPI)          | -۰/۵۱ | -۳/۸۴   |
| لگاریتم شکاف نرخ ارز (EX)        | -۰/۷۲ | -۴/۲۶   |
| لگاریتم فقر (po)                 | -۰/۱۱ | -۲/۰۰۱  |
| لگاریتم درآمد با وقفه (Tr)       | ۰/۲۰  | ۳/۷۱    |
| لگاریتم نسبت بدهی به نقدینگی (G) | -۰/۱۵ | -۳/۳۰   |
| $R^2=0/72$                       |       |         |

متغیر فقر با متغیر موجودی سرمایه رابطه معکوس و معناداری دارد. ضریب مربوط به فقر این موضوع را نشان می‌دهد که رشد یک درصدی در فقر منجر به کاهش ۰/۱۱ سرمایه‌گذاری روستاییان خواهد شد. متغیر درآمد با موجوی سرمایه رابطه مستقیم دارد؛ هرچه تولید در مناطق روستایی افزایش یابد، به دنبال آن درآمد بیشتر شده و افزایش درآمد، باعث افزایش موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری در مناطق روستایی خواهد شد.

### (۵) نتیجه‌گیری

نتایج این تحقیق رابطه شاخص‌های سرکوب مالی بر فقر روستاییان را تأیید می‌کند. با توجه به محدودیت‌های خاص حاکم بر مناطق روستایی و بخش کشاورزی ایران، ضروری است که تزریق سرمایه به شکلی باشد که سرمایه مزبور به صورت کامل جذب شده و از آن خارج نشود. اکثر روستانشینان به فعالیت‌های کشاورزی و یا مشاغل وابسته به آن اشتغال دارند که باید کوشش‌های سنجیده برای توسعه کشاورزی، اسباب لازم برای بهبود نسبی وضع روستانشینان و در نتیجه محو فقر فراهم ساخت. از سوی دیگر، محو فقر و محرومیت از روستاها و نیز توسعه کشاورزی مستلزم ایجاد زیربنای لازم و نیز ایجاد تأسیسات رفاهی و اجتماعی مورد نیاز در نقاط روستایی است. توسعه زیرساخت‌های مختلف با افزایش فرصت‌های شغلی در بخش‌های کشاورزی و غیرکشاورزی، به کاهش دامنه فقر در روستاها کمک می‌نماید. برای افزایش تولید در مناطق روستایی می‌توان از طریق اخذ کمک‌های خارجی، ورود تکنولوژی خارجی به داخل کشور، بسط و گسترش بخش کشاورزی و توزیع درآمد و منابع برای گروه‌های فرودست مناطق بهره‌گرفت. با توجه به تأثیر مثبت و مهم سرکوب مالی بر فقر روستایی و اهمیت بخش مالی در رشد اقتصادی، لزوم برنامه‌ریزی برای خروج از شرایط سرکوب مالی به اثبات می‌رسد. بنابراین، در صورت عدم وجود سرکوب مالی (توسعه مالی) واسطه‌گران مالی با انباشت سرمایه و از طریق کاهش هزینه‌های اطلاعاتی و مبادلاتی می‌توانند در سرمایه‌گذاری و افزایش اشتغال و کاهش فقر در مناطق روستایی

تأثیر فراوانی داشته باشند. پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های آزادسازی مالی یا به عبارتی، رفع سرکوب مالی برای کاهش انحرافات در عملکرد بازارهای مالی اتخاذ گردد. از این رو، با توجه به اینکه اکثر روستاییان به کار کشاورزی مشغول هستند، برای رشد و توسعه بخش کشاورزی، ضروری است که سازمان تعاون روستایی به دلیل حضور مستمر و نزدیک در محیط روستا، با مشارکت بخش خصوصی (روستاییان عضو تعاونی‌های روستایی) نسبت به ایجاد یک نظام مالی و اعتباری تحت عنوان صندوق تعاون روستایی در روستاها اقدام نماید. سازمان تعاون روستایی می‌تواند از تجارب ارزشمند بانک کشاورزی در ایجاد نظام مالی و اعتباری روستایی استفاده نماید و نقش قابل توجهی در کاهش ریسک فعالیت‌های کشاورزی و جذب سرمایه‌گذاری‌ها در بخش کشاورزی ایفا نماید. دولت هم می‌تواند هرگونه کمک به توسعه روستایی را در قالب اعطای اعتبار به این صندوق‌ها عملی نماید.

#### ۶ منابع

- خلیلی عراقی، مهدی و تقوی، مریم، (۱۳۸۴)، عوامل مؤثر بر سرکوب مالی و سلسله مراتب تأثیر آنها در اقتصاد ایران: بکارگیری الگوهای تصمیم‌گیری گروهی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۲، صفحه ۹۱-۱۱۴.
- ریاحی، وحید و نوری، آذر. (۱۳۹۳). تنوع بخشی فعالیت‌های اقتصادی و پایداری روستاها. فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی. سال سوم. شماره ۴. ۱۱۳-۱۲۸.
- زاهدی مازندرانی، محمدجواد، (۱۳۸۴). فقر روستایی، روند و اندازه‌گیری آن در ایران "تبیین روش‌ها و نقد رویکردها"، مجله رفاه اجتماعی، شماره ۴، صفحه ۳۲۶-۲۹۸.
- عنابستانی، علی اکبر، طیب نیا هادی، شایان حمید و رضوانی، محمدرضا. (۱۳۹۳). تحلیل موانع متنوع سازی فعالیت‌های اقتصادی در روستاهای مرزی شهرستان مریوان. فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال سوم، شماره ۴، ۸۷، صص-۱۱۱.
- کمیجانی، اکبر و پوررستمی، ناهید، (۱۳۸۷)، تأثیر سرکوب مالی بر رشد اقتصادی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دوازدهم، شماره ۳۷، صفحه ۶۰-۳۹.
- Ahmad, S. and Horner, j. and Rafiqul, B. (2008), **Financial Development and Economic Growth: Experiences of selected developing economics**, Review of Applied Economics, Vol.4.No.1-2, pp.1-18.
- Battilossi, S., (2003), **Capital Mobility and Financial Repression in Italy, 1960-1990:A Public Finance Perspective**, Economic History and Institution Debt.working pp 3-6.
- Breusch, T.S., A.R. Pagan (1980), **The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in Econometrics**, Review of Economic Studies, 47: 239-253
- Du, J. and Lu,Y. and Tao, Z, (2008), **Bank Loans and Trade Credit Under China's Financial Repression**, <http://ssrn.com/abstract:1495600>.
- Fry, M.J, (1990), **Money, Interest and Banking in Economic Development**, London, [Journal of Development Economics](#), , vol. 32, issue 1, pp. 235-237.

- Giovannini, A, (1991), **International capital mobility and tax avoidance**, Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review, No 177, pp.197-223.
- Gujarati D.N. (1999).**Basic Econometrics**, Second Edition, McGraw-Hill Press.
- Gujarati, D, (1995), **Basic Econometrics**. Mcgraw-Hill, Inc, No 12.
- Gupta,P.B., Burns, D.J.& Schiferl, J. S.(2010). **An Exploration of student satisfaction with internship experiences in marketing** .Business Education & Accreditation ,vol.2 ,No,1,pp.27-37.
- Hausman, J.A. (1976), **Testing the error components model with non-normal disturbances**, Review of Economic Studies, 52: 681-690
- Huang, Y and Wang, X, (2010), Financial Repression and Economic Growth in China. China Center for Economic Research, Peking University of Oxford, No 5, pp.1-30
- Huang, Y and Wang, X, (2010), **Financial Repression and Economic Growth in China. China Center for Economic Research**, Peking University of Oxford, No 5, pp.1-30
- Kohil, R, & Kletzer, K. (2001) Financial Repression and Exchange Rate Management in Developing Countries: Theory and Empirical Evidence for India, IMF Working Paper, WP/01/103.
- Li, D, (2001), **Beating the Trap of Financial Repression In China**, Cata Joournal, vol.21, No.1, pp.12-18
- McKinnon, R. and Mathieson, D. (1981), **How to manage A Repressed Economy**, Princeton, Essays in International Finance, No.145
- Roubini, N. and Sala-i-Martin, X. (1995), **A Growth Model of Inflation, TaxEvasion and Financial Repression**, Journal of Monetary Economics, Vol 35, pp.275-301.
- Roubini, N. and Sala-i-Martin, X. (1995), **A Growth Model of Inflation, TaxEvasion and Financial Repression**, Journal of Monetary Economics, Vol 35, pp.275-301.
- Singh, G., (2008), **Financial Repression, Bank Deposits, Real assets and black money**, Centre for International Trade and Development, School of International Studies, Jawaharlal Nehru University, India, pp.5-9.
- Susan, F. and Yang, Y, (2009), **The Effectiveness of Law, Financial development, and Economic Growth in an Economy of Financial Repression: Evidence from China**, Journals of World development Vol.37, No.4, pp.763-777.
- Venkataramany, A. and Miklovich, P. (2010), **The Impacts of Liberalization on Foreign Direct Investment In the Slovak Republic**, International Business & Economic Research Journal, Vol.9, No.5, PP.7-17.