

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و یکم، شماره ۸۱، بهار ۱۳۹۲

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های دریافت‌کننده اعتبارات زودبازده بخش کشاورزی

مهدی شعبان‌زاده^{*}، دکتر ناصر شاهنوشی^{**}، دکتر محمود دانشور^{***}، دکتر مجتبی مجاوریان^{****}، دکتر محمد قربانی^{***}

تاریخ دریافت: ۹۰/۶/۱ تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۱۱

چکیده

آمارها در بسیاری از کشورهای صنعتی نشان می‌دهد حدود ۳۳ درصد از واحدهای کوچک و خوداشتغال در سال اول فعالیت، بیش از ۵۰ درصد در دو سال اول فعالیت و تقریباً ۶۷ درصد در پایان سال پنجم فعالیت ناچار به توقف فعالیت شده‌اند. مهمترین عامل مربوط به ناکامی و توقف این بنگاه‌ها، محدودیتهای مالی جهت تأمین سرمایه در گرددش آنها ذکر شده

* دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

e-mail: mehdy.shabanzadeh@yahoo.com

** دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)

*** استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

**** استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه کشاورزی ساری

e-mail: naser.shahnoushi@gmail.com

e-mail: daneshvar@ferdowsi.um.ac.ir

e-mail: mmojaverian@yahoo.com

e-mail: ghorbani@ferdowsi.um.ac.ir

است. با توجه به این موضوع، رویکرد اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر اعتبارات بنگاه‌های زودبازده در کاهش محدودیت مالی بنگاه‌های کوچک و به تبع آن، رشد سرمایه‌گذاری این بنگاه‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. برای بررسی این موضوع، بنگاه‌های زودبازده به بهره‌برداری رسیده در صنعت زنبورداری و دامپروری شهرستان بابل طی سال ۱۳۸۶ انتخاب شدند و با گروهی دیگر از بنگاه‌های این دو صنعت که از اعتبارات بنگاه‌های زودبازده استفاده نکرده بودند، با استفاده از روش جورسازی و مدل شتاب سرمایه‌گذاری، مورد مقایسه قرار گرفتند.

نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد اعطای اعتبارات بنگاه‌های زودبازده سبب کاهش محدودیتهای مالی و افزایش سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های دریافت‌کننده این اعتبارات در صنعت زنبورداری شده است، ولی اعطای این اعتبارات در صنعت دامپروری نه تنها سبب کاهش محدودیتهای مالی و افزایش سرمایه‌گذاری نشده بلکه محدودیتهای مالی در بنگاه‌های دریافت‌کننده این اعتبارات طی دوره مورد بررسی افزایش یافته است.

طبقه‌بندی JEL : M51, H32, O16, C78

کلیدواژه‌ها:

اعتبارات، بنگاه‌های کوچک و متوسط، سرمایه‌گذاری، روش جورسازی، کشاورزی، زودبازده، بابل

مقدمه

از نگاه مجتمع بین‌المللی و مؤسسات مختلف جهانی همچون بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول، بنگاه‌های کوچک و متوسط (SME)^۱ نقش تعیین‌کننده‌ای در ایجاد اشتغال، شکوفایی و رونق اقتصادی جوامع دارند به طوری که کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه

1. Small and Medium Sized Enterprises

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

به ویژه در شرق و جنوب شرق آسیا، با در پیش گرفتن سیاستهای منسجم و هماهنگ در این زمینه توانسته‌اند گامهای بزرگی در کاهش بحرانهای اقتصادی و اجتماعی از جمله بیکاری، که عمده‌ترین آنها به‌شمار می‌آید، بردارند (ادراسی، ۱۳۸۶). ایران نیز با این رویکرد و با توجه به تجربه موفق بسیاری از کشورها و نیز درگیر بودن با بحران بیکاری، سرمایه‌اندک برای ایجاد فرصت‌های شغلی و دستیابی به رشد پایدار، در سال ۱۳۸۴ اقدام به اعطای وام تحت عنوان اعتبارات بنگاه‌های کوچک و متوسط نمود. با این حال اعتبارات بنگاه‌های کوچک و متوسط در ایران با بحثهای فراوانی همراه بوده و موافقان و مخالفان آن دلایل گوناگونی را برای موفقیت و یا عدم موفقیت آن ذکر نموده‌اند. اما نکته اساسی در مورد اعتبارات بنگاه‌های کوچک و متوسط که کمتر به آن توجه شده است، مربوط به وضعیت بنگاه‌ها پس از دریافت اعتبارات می‌باشد؛ به عبارت دیگر، وضعیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بنگاه‌هایی که اعتبارات دریافت کرده و به بهره‌برداری رسیده‌اند. آمارها در بسیاری از کشورها نشان می‌دهد حدود ۳۳ درصد از واحدهای کوچک و خوداشغال در سال اول فعالیت، بیش از ۵۰ درصد در دو سال اول فعالیت و تقریباً ۶۷ درصد در پایان سال پنجم از شروع فعالیت به دلایل مختلف با ناکامی مواجه شده و ناچار به توقف فعالیت شده‌اند. در این میان مهمترین عامل مربوط به ناکامی و توقف این بنگاه‌ها، محدودیتهای مالی جهت تأمین سرمایه در گرددش آنها ذکر شده است (صدری نیا و همکاران، ۱۳۸۸)، به عبارت دیگر، بانکها که مهمترین منابع تأمین مالی برای این بنگاه‌ها به‌شمار می‌روند اغلب ترجیح می‌دهند با صنایع بزرگ وارد معامله و وام‌دهی شوند و تولید کنندگان کوچک که معمولاً آینده قابل تضمینی نداشته و احتمال ورشکستگی بالایی دارند، چندان از طرف بانکها مورد حمایت قرار نمی‌گیرند و یا مؤسسات مالی زمانی حاضر به مشارکت مالی با این واحدهای کوچک تولیدی می‌شوند که این واحدهای کوچک موقعیت خود را در صحنه تولید مستحکم کرده باشند. با این حال بسیاری از این بنگاه‌ها در راه رسیدن به این مرحله از استحکام و اعتمادسازی، ورشکست و از کسب و کار حذف می‌شوند (مولایی، ۱۳۸۲).

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و یکم، شماره ۸۱

تاکنون مطالعات متعددی در زمینه تأثیرگذاری اعتبارات بر کاهش محدودیتهای مالی و رشد سرمایه‌گذاری انجام شده است. بختیاری و پاسبان (۱۳۸۳) نقش اعتبارات بانک کشاورزی در توسعه فرصت‌های شغلی را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که اعتبارات بانک کشاورزی در کوتاه‌مدت بر اشتغال و در بلندمدت بر سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت داشته است.

تاری و اسماعیل‌نژاد (۱۳۸۴) نقش اعتبارات پرداختی سیستم بانکی و بودجه دولت در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی را بررسی نمودند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که پرداخت اعتبارات به بخش خصوصی در مقایسه با بخش دولتی در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی کارایی بیشتری داشته است.

پژویان و فرزین معتمد (۱۳۸۵) اثربخشی اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی بر متغیرهای کلان اقتصادی شامل سرمایه‌گذاری، اشتغال و ارزش افزوده در بخش کشاورزی ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد اثربخشی اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی طی سالهای مورد مطالعه بر این متغیرها مثبت بوده است.

پیساریدز و همکارانش (Pissarides et al., 2003) محدودیتهای اصلی بنگاه‌های کوچک و متوسط در روسیه و بلغارستان را بررسی نمودند و نشان دادند محدودیت در تأمین مالی از منابع خارج از بنگاه، توانایی بنگاه در افزایش تولید را کاهش خواهد داد.

پتریک (Petrick, 2004) در مطالعه‌ای در کشور هلند ارتباط میان سیاستهای تشویقی دولت در زمینه دسترسی به اعتبارات یارانه‌ای و سرمایه‌گذاری کشاورزانی مورد بررسی قرار داد که در دسترسی به اعتبارات با محدودیت رویه رو بوده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه او نشان داد اعتبارات یارانه‌ای نقش مهمی در کاهش محدودیتهای مالی و افزایش سرمایه‌گذاری این کشاورزان ایفا کرده است.

برون و همکارانش (Brown et al., 2005) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده رشد بنگاه‌های کوچک در رومانی پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان داد اعتبارات

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

مهمترین عامل در تشویق و راهاندازی بنگاه‌های کوچک بوده و نقش فراوانی در اشتغال و فروش بنگاه‌های کوچک ایفا می‌کند.

ایوزیان و سنتور (Aivazian and Santor, 2008) تأثیر برنامه‌های اعتباری بانک جهانی

بر بنگاه‌های کوچک و متوسط در کشور سریلانکا را بررسی کردند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد برنامه اعتباری بانک جهانی باعث کاهش محدودیتهای مالی بنگاه‌های دریافت کننده تسهیلات شده و سطوح سرمایه‌گذاری آنها را افزایش داده است.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، مطالعات انجام شده در داخل برخلاف مطالعات انجام شده در سایر کشورها، آثار اعتبارات در کاهش محدودیتهای مالی و به تبع آن، رشد روند سرمایه‌گذاری را نه در سطح بنگاه بلکه در سطح کلان مورد بررسی قرار داده و تفکیکی بین بنگاه‌های کوچک و بزرگ قائل نشده‌اند، بنابراین، هیچ یک از این مطالعات قادر نبوده‌اند تأثیر اعتبارات در محدودیتهای مالی بنگاه‌های کوچک را که همواره در دسترسی به منابع رسمی با مشکل مواجه بوده و این عدم دسترسی عامل اصلی تعطیلی آنها در کوتاه‌مدت و بلند‌مدت به شمار می‌رود بررسی نمایند. با این رویکرد، مطالعه حاضر تأثیر اعتبارات بنگاه‌های زودبازده در کاهش محدودیت مالی بنگاه‌های کوچک و به تبع آن، رشد سرمایه‌گذاری این بنگاه‌ها را در کوتاه‌مدت و بلند‌مدت و در سطح خرد بررسی می‌نماید.

مواد و روشها

در قسمت قبل به برخی از مطالعات انجام شده در زمینه اعتبارات در داخل ایران اشاره شد. نکته مهم درباره این مطالعات عدم توجه آنها به مسئله خودگرینشی^۱ می‌باشد، در حالی که این مسئله در کارهای تجربی از اهمیت فراوان برخوردار می‌باشد. این مسئله از آنچه ناشی می‌شود که در روش‌های معمول اقتصادسنجی تمامی قرض گیرندگان و کسانی که وام دریافت نکرده‌اند، از نظر شرایط تقاضا یا عرضه وام همگن فرض می‌شوند در حالی که این فرض

1.Self-Selection

معمولًا برقرار نیست. بنابراین، نتایج حاصل از برآوردها، از طریق روش‌های معمول اقتصادسنجی به علت عدم لحاظ نمودن این فرض تورش‌دارند و ممکن است اعتبار لازم را نداشته باشند. برای جلوگیری از تورش‌دار شدن برآوردها و برخوردار شدن نتایج به دست آمده از اعتبار کافی لازم است این مسئله در برآوردها مدنظر قرار گیرد. این مسئله در ادامه به تفصیل مورد بحث قرار خواهد گرفت. به این ترتیب این قسمت در دو بخش تنظیم شده است. در ابتدا به منظور بررسی اثر اعتبارات بر محدودیتهای مالی بنگاه‌های دریافت‌کننده اعتبارات، انواع مدل‌های فرایند سرمایه‌گذاری معرفی خواهد شد. در قسمت دوم مشکل خودگزینشی و انواع مدل‌های رفع خودگزینشی مورد استفاده در مطالعات مالی معرفی و بررسی می‌شوند.

محدودیتهای مالی و سرمایه‌گذاری

اکثر مقالاتی که فرایند سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را مورد بحث قرار داده‌اند هدف بنگاه‌ها از سرمایه‌گذاری را حداکثر نمودن سود معرفی نموده‌اند. برخی از این مطالعات به منظور بررسی فرایند سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها از مدل شتاب انعطاف‌پذیر^۱ و برخی دیگر، از معادله اویلر^۲ استفاده نموده‌اند. این مدل‌ها با وجود تفاوت ظاهری زیادی که با هم دارند، دارای شباهتهای فراوانی نیز هستند. این شباهتها زمانی که این مدل‌ها در فرم و موقعیت تابعی مربوط به خود مورد استفاده قرار گیرند بیشتر نمایان خواهند شد (Aivazian and Santor, 2008).

هنگامی که هدف، بررسی کاهش و یا عدم کاهش در محدودیتهای مالی بنگاه‌ها، در صورت استفاده از منابع مالی بیرونی باشد، همان‌گونه که در ادامه نیز به این مسئله اشاره خواهد شد، استفاده از مدل شتاب انعطاف‌پذیر به علت ساختار ساده آن و در عین حال بیان نمودن مفاهیم به شکل ساده و روان، مناسبتر به نظر می‌رسد. از طرف دیگر، دلیل اصلی استفاده از این مدل در مطالعه حاضر، نبود ظرفیت مازاد و بیکار سرمایه در دو صنعت مورد بررسی می‌باشد. به عبارت دیگر، از آنجا که تمام ظرفیت سرمایه‌ای در این دو صنعت طی دوره مورد مطالعه در

2. Flexible Accelerator Model
3. Euler Equation

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

حال استفاده بوده‌اند، برای آنکه بتوان تفسیر مناسبی از محدودیت مالی بنگاه‌ها تحت چنین شرایطی ارائه نمود، اقدام به استفاده از مدل شتاب شده است، اما برای اینکه مدل پیشگفته برای انجام این امر مناسب باشد، با استفاده از فرم تابعی پیشنهاد شده بیگستن و همکارانش (Bigsten et al., 1999) تغییراتی در آن ایجاد خواهد شد. جهت تصریح فرم تابعی مناسب برای این مدل سرمایه‌گذاری ابتدا نیاز به تعریف تابع ارزش می‌باشد. در اکثر مطالعاتی که بر روی سرمایه‌گذاری انجام شده‌اند تابع ارزش به فرم زیر در نظر گرفته شده است:

$$V_t(K_{t+1}) = \max(\Pi(K_t, L_t, I_t) + \beta_{t+1}^E E_t(V_{t+1}(K_t))) \quad (1)$$

که در آن Π تابع درآمد خالص، K_t موجودی سرمایه، L_t نیروی کار، I_t سرمایه‌گذاری و E_t عملگر مربوط به انتظارات می‌باشد. این عملگر مربوط به انتظارات بر روی اطلاعات موجود در شروع دوره t مقید شده است. در مرحله بعد نیاز به تعریف یک تابع درآمد خالص می‌باشد. در این مطالعه از تابع درآمد خالص (سود) پیشنهاد شده باند و میر (Bond and Meghir, 1994) و جارامیلو و دیگران (Jaramillo et al., 1996)^۱ استفاده شد. آنها در مطالعات خود تابع درآمد

خالص را به صورت زیر در نظر گرفتند:

$$\Pi = [p_t P(K_t, L_t) - W_t L_t - G(I_t, K_t) - p_t^I I_t] \quad (2)$$

که در آن $P(K_t, L_t)$ تابع تولید، W_t نرخ دستمزد، $G(I_t, K_t)$ نرخ تنزیل مورد استفاده بنگاه، p_t^I قیمت کالاهای سرمایه‌ای می‌باشد. با هزینه تعديل موجودی سرمایه، p_t قیمت محصول و p_t^I قیمت کالاهای سرمایه‌ای می‌باشد. با توجه به آنچه گفته شد، معادله اویلر با گسستگی زمانی^۲ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$-(1-\delta)\beta_{t+1}^E E_t[\Pi_1(K_t, L_t)] = -\Pi_1(K_t, L_t) - \Pi_K(K_t) \quad (3)$$

در این معادله، δ نرخ استهلاک و $\beta_{t+1}^E = \frac{1}{1+\gamma}$ فاکتور تنزیل بنگاه‌ها می‌باشد. برای

اینکه بتوان از این معادله در شرایط رقابت ناقص و امکان تأمین مالی بدھی بنگاه تحت این

۱. از این تابع باند و میر در سال ۱۹۹۴ برای بررسی رفتار بنگاه‌ها در در آمریکا و جارامیلو و همکارانش در سال ۱۹۹۶ برای بررسی رفتار بنگاه‌ها در شیلی استفاده نمودند.

2. Euler Equation Specified in Discrete Time

شرایط استفاده نمود، ایجاد تغییرات جزئی در این معادله ضروری به نظر می‌رسد، بنابراین با

ایجاد تغییراتی، معادله اویلر به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$(I/K)_t = \alpha_0 + \alpha_1(I/K)_{t-1} - \alpha_2(I/K)_{t-1}^2 - \alpha_3(C/K)_{t-1} + \alpha_4(V/K)_{t-1}$$

$$+ \alpha_5(B/K)_{t-1}^2 + v_{it} \quad (4)$$

که در آن:

$$C/K = [p(F - G) - WL]/pK$$

در این معادل I/K نسبت سرمایه‌گذاری در کارخانه و تجهیزات به سرمایه، C/K نرخ سود، V/K نسبت ارزش افزوده به سرمایه و B/K نسبت استقراض به سرمایه می‌باشد. در این معادله نسبت ارزش افزوده به سرمایه کنترل‌گر رقابت ناقص می‌باشد؛ به عبارت دیگر، اگر شرایط بازار رقابت کامل حاکم باشد می‌توان این نسبت را از معادله ۴ حذف نمود. همچنین در این معادله نسبت $(B/K)^2$ عدم تفکیک‌پذیری میان سرمایه‌گذاری و استقراض را نشان می‌دهد.

در صورتی که در معادله ۳ تابع هزینه تنها به سرمایه‌گذاری وابسته باشد، تحت شرایطی مدل شتاب انعطاف‌پذیر به دست خواهد آمد؛ بنابراین می‌توان نشان داد که:

$$\Pi_K = rG_I(I) - G_{II}(I) dI/dt \quad (5)$$

چنین تصریحی به طور مستقیم به مدل شتاب سرمایه‌گذاری منجر خواهد شد:

$$I_t = \beta(K^* - K_t) \quad (6)$$

در معادله بالا K^* موجودی مطلوب سرمایه می‌باشد. فرموله کردن مدل شتاب انعطاف‌پذیر به این روش، حاصل کار ارزشمند ایسنر و استراتز (Eisner and Strotz, 1963) است. اگر این مدل برای ارزیابی اثر محدودیتهای نقدینگی و بدیهی‌های گذشته بنگاه بسط داده شود می‌توان آن را به فرم زیر نوشت:

$$I/K_{(t-1)} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta V/K_{(t-1)} + \alpha_2(C/K)_{(t-1)} + \alpha_3(B/K)_{(t-1)} + v_{it} \quad (7)$$

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

باند و همکارانش (Bond et al., 1997) در مطالعه خود نشان دادند تفسیر جریان وجود نقدی و یا سود در معادلاتی مانند معادله شماره ۷ ممکن است دارای ابهام باشد. در این معادله در حالی که معنی‌داری جریان وجود نقدی وجود محدودیتهای مالی در جریان سرمایه‌گذاری را منعکس می‌کند، چنین جزئی در غیاب محدودیتهای مالی نیز ممکن است معنی‌دار شود؛ به عبارت دیگر، در اقتصادهایی که در آنها هزینه‌های مربوط به اطلاعات و مبادلات بالا، قوانین مربوط به مالکیت نسبتاً ضعیف، بازارهای مالی ناقص و عدم دسترسی به وثیقه وجود دارد، مشکل می‌توان به طور تجربی بین سرمایه‌گذاری ناشی از تغییرات در محدودیتهای بازار سرمایه و سرمایه‌گذاری ناشی از تغییرات در فرصت‌های رشد آینده تمایز قائل شد، بدین معنی که یک افزایش در جریان وجود نقدی یا ارزش خالص داخلی بنگاه در دوره جاری ممکن است خطر اخلاقی^۱ و مشکلات انتخاب معکوس^۲ را که بنگاه در بازار سرمایه با آن مواجه است، کاهش دهد؛ یعنی به منابع تأمین مالی اطمینان دهد که بنگاه قادر به پرداخت بدھیهای خود در آینده می‌باشد. بنابراین، بنگاه می‌تواند تأمین مالی خود را از منابع بیرونی بهبود و به دنبال آن، سرمایه‌گذاری خود را افزایش دهد. از طرف دیگر، این امکان وجود دارد که افزایش ارزش خالص در زمان جاری فقط بهبود در فرصت‌های سرمایه‌گذاری آینده را منعکس کند. بنابراین می‌توان گفت تأثیر سودآوری یا ارزش خالص در تأمین اعتبار برای بنگاه‌های مختلف یکسان نمی‌باشد. در چنین شرایطی می‌توان دو گروه از بنگاه‌ها را از هم جدا نمود. دسته اول گروهی از بنگاه‌ها هستند که دارای هزینه مبادلات و اطلاعات بالا در بازار مالی بوده، حقوق مالکیت در آنها ضعیف و فقدان دسترسی به وثیقه در آنها وجود دارد و یا به عبارت دیگر می‌توان گفت چنین بنگاه‌هایی در بازار مالی "محدود شده"^۳ هستند. در چنین بنگاه‌هایی سودآوری یا ارزش خالص نقش مهمی در تأمین مالی ایفا می‌کند و به عبارت دیگر، در چنین شرایطی بنگاه‌ها چاره‌ای جز استفاده از منابع داخلی خود به علت عدم دسترسی

1. Moral Hazard

2. Adverse Selection Problems

3. Constrained

به منابع بیرونی ندارند. در شرایطی که بنگاه‌ها با چنین شرایطی مواجه نباشند و یا به عبارت دیگر، در بازار مالی "محدود نشده" باشند، دسترسی بیشتری به منابع مالی بیرونی داشته و تأثیر سودآوری یا ارزش خالص در تأمین اعتبار برای آنها کمتر خواهد بود (Aivazian and Santor, 2008). بنابراین، سودآوری یا ارزش خالص را می‌توان معیارهایی به حساب آورد که شایستگی بنگاه در دسترسی به منابع تأمین مالی بیرونی را نشان می‌دهند؛ یعنی به منابع تأمین مالی بنگاه این اعتماد را خواهند داد که بنگاه توانایی پرداخت بدھی خود را در آینده خواهد داشت. اما در مطالعات تجربی (به خصوص در مطالعات مقطعی) این عوامل به تنها ی قابل به توضیح این مسئله نیستند که چرا برخی از بنگاه‌ها (بنگاه‌های محدود شده) با هزینه بالا برای دسترسی به بازار سرمایه مواجهند در حالی که برخی دیگر (بنگاه‌های محدود نشده) اختلاف بین هزینه وجوهات داخلی و خارجی شان اندک است. بنابراین شناسایی عواملی دیگر که در کاهش ناهمگنی اطلاعات بین نهادهای مالی بیرونی و بنگاه‌ها نقش مهمی ایفا می‌کنند ضروری به نظر می‌رسد. برای حل این مشکل می‌توان از ویژگیهای مربوط به سطح بنگاه از قبیل سن، نوع، اندازه و سابقه تأمین مالی بنگاه استفاده نمود (همان منع). برای مثال بنگاه‌هایی که فعالیت درازمدت‌تری دارند برای دسترسی به منابع مالی رسمی با هزینه‌های پایین‌تری روبرو بوده و محدودیتهای کمتری برای تأمین مالی از بازار مالی متحمل خواهند شد (Bigsten et al., 1999).

بنابراین با توجه به آنچه گفته شد، برای تمایز سرمایه‌گذاری ناشی از تغییرات در محدودیتهای بازار سرمایه از سرمایه‌گذاری ناشی از تغییرات در فرصت‌های سودآور آینده ایجاد تغییراتی در مدل شتاب انعطاف‌پذیر ضروری به نظر می‌رسد. با توجه به این تغییرات، مدل شتاب انعطاف‌پذیر می‌تواند به فرم کلی زیر در نظر گرفته شود:

$$(I/K_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta V/K_{t-1} + \alpha_2 (C/K)_{t-1} + \alpha_3 X_t + v_t \quad (8)$$

در این معادله، X_t برداری از متغیرها شامل ویژگیهای مربوط به سطح بنگاه می‌باشد که در دسترسی آسان بنگاه به منابع مالی بیرونی نقش مهمی ایفا می‌کنند. در عمل آنچه در معادله

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

۸ مورد آزمون قرار می‌گیرد، ضریب تغییرات در ارزش افزوده و سودهای گذشته بنگاه می‌باشد. برآورد این معادله باید ضرایب متفاوتی را برای این دو گروه از بنگاه‌ها ارائه کند. بنگاه‌هایی که از منابع اعتباری پیرونی استفاده نموده‌اند باید ضریب کوچکتری را برای متغیر تغییرات در ارزش افزوده و نرخ سود گذشته نسبت به گروه کنترل داشته باشند، چرا که این بنگاه‌ها با محدودیت در استفاده از منابع مالی خارج از بنگاه مواجه نبوده و توانسته‌اند از منابع پیرونی استفاده نمایند.

خودگزینشی

مشکل خودگزینشی در برنامه اعتباری به این معنی است که بنگاه‌های دریافت‌کننده وام از منابع اعتباری، متفاوت از بنگاه‌هایی هستند که از این منابع اعتباری استفاده نکرده‌اند به طوری که این تفاوت از طریق داده‌ها قابل مشاهده نمی‌باشد؛ برای مثال فرض کنید که معادله زیر از طریق روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده است:

$$\text{Pro} = \text{cons} + \alpha(\text{X}) + \beta(\text{Lpr}) + \epsilon \quad (9)$$

در این معادله pro سود بنگاه‌ها، X برداری از ویژگی‌های بنگاه از قبیل اندازه، نوع صنعت و... می‌باشد. همچنین Lpr متغیر کیفی است که سطوح دسترسی بنگاه‌ها به اعتبارات را نشان می‌دهد به طوری که اگر بنگاه از برنامه اعتباری استفاده کرده باشد، یک و در غیر این صورت برابر با صفر می‌باشد. در شرایطی که دسترسی به برنامه اعتباری برای بنگاه‌های دریافت‌کننده این اعتبارات سودآور بوده باشد، برآورد این معادله باید برای ضریب Lpr مثبت باشد. اما مشکل خودگزینشی می‌تواند نتایج را تورش‌دار نماید؛ به عبارت دیگر این امکان وجود دارد که بنگاه‌هایی که دسترسی به برنامه اعتباری داشته‌اند، دارای مدیریت بهتر بوده و از فرصت‌های سودآور بیشتری جهت سرمایه‌گذاری برخوردار بوده باشند. این ویژگیها با دسترسی به برنامه اعتباری همبسته بوده و بنابراین، برآورد تورش‌دار خواهد بود. به عبارت دیگر ممکن است این افزایش سودآوری به دلیل مدیریت بهتر و دسترسی به فرصت‌های سودآور بیشتر بوده باشد نه لزوماً دسترسی به اعتبارات. برای حل مشکل خودگزینشی و برای آنکه برآوردها از

اعتبار لازم برخوردار باشد، روش‌های مختلفی پیشنهاد شده است که از آن جمله می‌توان به مدل‌های تقلیل یافته^۱، روش‌های ساختاری^۲، روش‌های جورسازی^۳، براوردگرهای اثر ثابت^۴ و روش‌های بیزین^۵ اشاره نمود (Li and Prabhala, 2006).

روشهای جورسازی

امروزه استفاده از روش‌های جورسازی در پژوهش‌های تجربی بسیار متداول شده است. روش‌های جورسازی بر پایه مجموعه متفاوتی از فروض نسبت به دیگر مدل‌های خودگزینشی بنا نهاده شده‌اند. این مدل‌ها فرض می‌کنند که اطلاعات خصوصی غیرقابل مشاهده تأثیری در نتایج ندارند؛ به عبارت دیگر، بین اطلاعات خصوصی و نتایج، همبستگی وجود ندارد و لذا این مدل‌ها بر روی اطلاعات خصوصی قابل مشاهده بنا شده‌اند (همان منبع). اطلاعات خصوصی قابل مشاهده در روش جورسازی از طریق متغیرهای کمکی تعریف شده است و بنابراین، جورسازی را می‌توان به عنوان جفت کردن و مقایسه واحدهای گروه درمان^۶ (را مثال گروهی که از اعتبارات استفاده نموده‌اند) با واحدهای گروه کنترل^۷ (گروهی که از اعتبارات استفاده ننموده‌اند) بر حسب ویژگیهای قابل مشاهده (متغیرهای کمکی) تعریف نمود. اگر تصمیم به عضویت در گروه درمان برای افراد با ارزش‌های مشابه از متغیرهای کمکی کاملاً تصادفی باشد می‌توان از متوسط نتایج افراد مشابه که در معرض این گروه نبوده‌اند استفاده نمود. به عبارت دیگر، برای واحد نبراورده کننده‌های جورسازی نتایج گمشده را با پیدا کردن افراد دیگری در داده‌ها که متغیرهای کمکی مشابه دارند ولی در گروه فوق عضویت نداشته‌اند محاسبه می‌کنند. این ایده اساسی مترتب بر براورد کننده‌های جورسازی است (Abadie et al., 2001). برای انجام عمل جورسازی روش‌های متفاوتی وجود دارد که مهمترین و ساده‌ترین آن

-
1. Reduced Form Models
 2. Structural Approaches
 3. Matching Methods
 4. Fixed Effect Estimators
 5. Bayesian Methods
 6. Treat Group
 7. Control Group

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

جورسازی براساس نمره تمایل^۱ می‌باشد. در بسیاری از کاربردها برای محاسبه آثار درمانی ابعاد ویژگی‌های قابل مشاهده (متغیرهای کمکی) بالا می‌باشد. با تعداد کمی از ویژگیها (برای مثال، دو متغیر دو حالتی)، جورسازی قابل فهم خواهد بود. اما زمانی که تعداد متغیرها زیاد باشد، تعیین این مسئله که جورسازی باید در طول کدام ویژگیها (متغیر) یا طرح وزنی انجام شود، مشکل خواهد بود. روش‌های جورسازی براساس نمره تمایل، تحت چنین شرایطی مفید هستند. از آنجا که جورسازی دو گروه براساس بردار n بعدی از ویژگیها در عمل امکان‌پذیر نیست، این روش یک متغیر تک بعدی از ویژگی‌های قابل مشاهده برای هر واحد که نمره تمایل نام دارد ارائه می‌کند که با استفاده از آن عمل جورسازی انجام می‌شود (Rosenbaum and Rubin, 1983). (Becker and Ichino., 2002) روزنبو姆 و روین (Becker and Ichino., 2002) تمایل را به عنوان احتمال شرطی دریافت درمان، به شرط برداری از متغیرهای کمکی مشاهده شده تعریف کردند؛ به عبارت دیگر:

$$P(X) = \Pr(T = 1|X) = E(T|X) \quad (10)$$

در معادله بالا، T شاخصی برای قرارگرفتن در معرض گروه درمان ($T=1$) و کنترل ($T=0$) است و X بردار چندبعدی از متغیرهای کمکی می‌باشد. روزنبو姆 و روین (۱۹۸۳) نشان دادند اگر عضویت در گروه درمان در سلوهایی که به وسیله X تعریف می‌شود تصادفی باشد، درون سلوهایی که به وسیله $P(X)$ تعریف می‌شود نیز تصادفی خواهد بود. در نتیجه، در یک جمعیت معین از واحدهایی که توسط A مشخص شده است، اگر نمره تمایل $P(X_i)$ به عنوان متوسط تأثیر درمانی در گروه درمان تعریف شود می‌توان آن را به صورت زیر برآورد کرد:

$$\begin{aligned} \tau &= E(Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1) \\ &= E(E(Y_{1i} - Y_{0i} | T_i, P(X_i))) \\ &= E(E(Y_{1i} | T_i, P(X_i)) - E(Y_{0i} | T_i, P(X_i)) | T_i) \end{aligned} \quad (11)$$

در معادله بالا، انتظارات بیرونی روی توزیع $(P(X_i)|T_i = 1)$ بوده و Y_{0i} و Y_{1i} به ترتیب نتایج بالقوه در دو وضعیت شرطی خلاف واقع^۱ در گروه درمان و کنترل را نشان می‌دهند؛ به عبارت دیگر، اگر معادله ۱۰ معین باشد، برای رسیدن به معادله ۱۱ دو فرض اساسی زیر نیاز می‌باشد:

۱. توازن میان متغیرهای کمکی با توجه به نمره تمایل معین:

با توجه به این فرض، اگر نمره تمایل را با (P_x) نشان دهیم خواهیم داشت:

$$T \perp X | P(X)$$

۲. غیراختلاط کننده^۲ برای نمره تمایل معین باشد:

با فرض آنکه تخصیص به درمان غیراختلاط کننده باشد: $Y_1, Y_0 \perp T | X$

پس تخصیص به درمان با معین بودن نمره تمایل نیز غیراختلاط کننده خواهد

$$Y_1, Y_0 \perp T | P(X) \text{ بود:}$$

اگر توازن^۳ متغیرهای کمکی در دو گروه رضایت بخش باشد، مشاهدات با نمره تمایل یکسان توزیع یکسانی از ویژگیهای قابل مشاهده (و غیرقابل مشاهده) مستقل از وضعیت درمانی خواهند داشت. به عبارت دیگر، اگر برای یک نمره تمایل معین قرار گرفتن واحد کنترل در گروه درمان تصادفی باشد، واحدهای درمان و کنترل باید به طور مشاهداتی میانگین یکسان داشته باشند (Becker and Ichino, 2002). در عمل از مدلهای احتمال استاندارد گوناگونی برای براورد نمره تمایل می‌توان استفاده نمود؛ برای مثال می‌توان ازتابع زیر برای این امر استفاده کرد:

$$\Pr(T_i = 1 | X_i) = F(h(X_i)) \quad (12)$$

در این تابع، $F(0)$ یک تابع توزیع احتمال انباسته نرمال و یا لجستیک می‌باشد. همچنین $h(X_i)$ تابعی از متغیرهای کمکی است که می‌تواند خطی و یا غیرخطی باشد. انتخاب این

۱. برای دستیابی به اطلاعات بیشتر در این زمینه به مطالعات روین (۱۹۷۴) رجوع شود.

2. Unconfounded
3. Balance

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

موضوع که $h(X_i)$ خطی و یا غیرخطی باشد بستگی به نمره تمایلی دارد که از آن به دست می‌آید؛ به عبارت دیگر می‌توان گفت آیا این نمره تمایل، فرضیه توازن را تأمین خواهد کرد یا نه (Dehejia and Wahba, 2002).

نحوه طراحی الگو

به منظور بررسی کارایی اعتبارات بنگاه‌های زودبازد در کاهش محدودیتهای مالی بنگاه‌های دریافت‌کننده اعتبارات، از مدل شتاب استفاده شد. این مدل به صورت جداگانه برای بنگاه‌های دو گروه درمان و کنترل در هر یک از فعالیتهای مورد نظر با توجه به معادله ۸ و با استفاده از روش OLS براورد گردید. اما برای اینکه صرفاً تأثیر اعتبارات بنگاه‌های زودبازد بر محدودیتهای مالی بنگاه‌های گروه درمان مورد بررسی قرار گیرد لازم است گروه درمان با گروه کاملاً مشابه از بنگاه‌ها مورد مقایسه قرار گیرد؛ به عبارت دیگر دو گروه کاملاً مشابه که تنها تفاوت آنها دسترسی به اعتبارات بنگاه‌های زود بازده بوده باشد. در چنین حالتی هر گونه تفاوت در بین این دو گروه همگن می‌تواند به علت دسترسی و یا عدم دسترسی به این اعتبارات باشد. برای این منظور اقدام به جورسازی جهت دستیابی به داده‌های جورشده برای مقایسه بنگاه‌های دو گروه درمان و کنترل، در هر یک از فعالیتهای مورد نظر شده است. اما قبل از انجام چنین عملی نیاز به تعریف متغیرهایی با عنوان متغیرهای همگنساز و یا در اصطلاح روش جورسازی متغیرهای کمکی (X) می‌باشد. کارکرد متغیرهای کمکی، پیدا نمودن بنگاه‌های مشابه برای بنگاه‌های گروه درمان از میان بنگاه‌های گروه کنترل می‌باشد. به منظور جورسازی و دستیابی به داده‌های جور شده در فعالیت زنبورداری، از متغیرهای کمکی تعداد کلی، موجودی سرمایه به ازای هر واحد نیروی کار در بنگاه و متغیر سن بنگاه‌ها و در بخش دام از متغیرهای کمکی تعداد رأس دام و موجودی سرمایه به ازای هر واحد نیروی کار بنگاه‌ها استفاده شد. با انجام این مراحل و دستیابی به داده‌های جور شده، معادله ۸ دوباره برای این دو گروه از بنگاه‌ها در فعالیتهای مورد نظر توسط روش OLS براورد و محدودیتهای مالی

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و یکم، شماره ۸۱

در میان بنگاه‌های همگن در دو گروه مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفت. برای انجام دادن کلیه مراحل بالا و دستیابی به داده‌های جورشده، از بسته Matchit و از نرم افزار R 2.11.1 استفاده شد.

داده‌ها و اطلاعات

جهت بررسی محدودیتهای مالی و روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های دریافت‌کننده اعتبارات بنگاه‌های زودبازده در بخش کشاورزی، استان مازندران و از میان شهرستانهای مختلف آن شهرستان باطل انتخاب و بررسی شد. از آنجا که حجم بیشتر طرحهای به بهره‌برداری رسیده از محل این اعتبارات در این شهرستان در دو صنعت دامپروری و زنبورداری بوده، این دو فعالیت انتخاب شدند و آثار اعتبارات بنگاه‌های زودبازده در این دو صنعت مورد بررسی قرار گرفت. برای رسیدن به اهداف مورد نظر این مطالعه، در هر یک از این دو صنعت دو گروه از بنگاه‌ها انتخاب و بررسی شدند: گروهی که از محل اعتبارات زود بازده وام دریافت کرده بودند (گروه درمان) و گروهی که از این محل وام دریافت نکرده بودند (گروه کنترل). از آنجا که تعداد بنگاه‌های گروه درمان زیاد نبود، برای جمع‌آوری اطلاعات تمام واحدهای به بهره‌برداری رسیده در این بخش که اطلاعات آنها در دسترس و حاضر به مصاحبه بوده‌اند، سرشماری شدند. انتخاب نمونه در بنگاه‌های گروه کنترل نیز با توجه به مدل مورد استفاده در مطالعه می‌تواند بیشتر، برابر و یا کمتر از بنگاه‌های گروه درمان باشد. جدول ۱ تعداد نمونه مورد بررسی در هر یک از دو فعالیت زنبورداری و پرورش دام را در دو گروه درمان و کنترل نشان می‌دهد.

جدول ۱. تعداد نمونه در فعالیتهای مورد بررسی

| جمع | تعداد نمونه | | نوع فعالیت |
|-----|-------------|------------|------------|
| | گروه درمان | گروه کنترل | |
| ۱۰۲ | ۵۰ | ۵۲ | زنبورداری |
| ۷۴ | ۵۰ | ۲۴ | دامپروری |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

جمع‌آوری اطلاعات مورد نیاز جهت انجام این مطالعه نیز به دو طریق انجام شد. بخشی از اطلاعات از طریق اسنادی و پیمایش اسنادی از سازمانهای مرتبط با انجام این طرحها در استان مازندران از جمله اداره کار و امور اجتماعی و سازمان جهاد کشاورزی و بخش دیگری از اطلاعاتی که دسترسی به آنها از طریق این نهادها امکان‌پذیر نبود از طریق پیمایشی و تکمیل پرسشنامه در دو گروه از این بنگاه‌ها جمع‌آوری شد.

نتایج و بحث

به منظور بررسی کارایی اعتبارات بنگاه‌های زودبازده در کاهش محدودیتهای مالی بنگاه‌های دریافت‌کننده اعتبارات زودبازده اقدام به برآورد مدل شتاب شده است. این مدل به صورت جداگانه برای بنگاه‌های دو گروه کنترل و درمان برآورد گردیده است. به منظور سنجش تأثیر این اعتبارات بر محدودیتهای مالی بنگاه‌های دریافت‌کننده این اعتبارات لازم است ضرایب مدل شتاب برای این دو گروه از بنگاه‌ها متفاوت باشد؛ به عبارت دیگر، همان‌طور که در روش تحقیق گفته شد، برآورد این معادله باید ضرایب کوچکتری برای متغیر تغییرات در ارزش افزوده و نرخ سود گذشته بنگاه‌ها در گروه درمان نسبت به گروه کنترل ارائه کند، چرا که این بنگاه‌ها برخلاف بنگاه‌های گروه کنترل با محدودیت در استفاده از منابع تأمین مالی بیرونی مواجه نبوده و توانسته‌اند از این منابع تأمین مالی استفاده نمایند. جدول ۲ نتایج حاصل از برآورد مدل شتاب در این دو گروه از بنگاه‌های، صنعت زنبورداری را نشان می‌دهد. این برآوردها شامل برآوردها با داده‌های اولیه و همچنین داده‌های جورسازی شده طی دو دوره ۸۶-۸۷ و ۸۷-۸۸ می‌باشد. همان‌گونه که جدول ۲ نشان می‌دهد، طی دوره ۸۶-۸۷ مقایسه بنگاه‌های دو گروه براساس داده‌های جورسازی نشده حکایت از محدودیت شدید مالی بنگاه‌های گروه درمان نسبت به گروه کنترل دارد. برای این گروه از بنگاه‌ها، ضریب هر دو متغیر تغییرات در ارزش افزوده و نرخ سود سال گذشته بنگاه‌ها نسبت به گروه کنترل بزرگتر می‌باشد. با این حال ضریب متغیر نرخ سود سال گذشته بنگاه‌ها در هر دو گروه از لحاظ آماری

معنی دار نمی باشد. اما ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در هر دو گروه از لحاظ آماری معنی دار بوده و بزرگتر بودن ضریب این متغیر در گروه درمان نسبت به گروه کنترل، محدودیت شدید مالی بنگاههای گروه درمان را تأیید می کند، اما نمی توان گفت منشأ اصلی این تفاوت چه می باشد. برای آنکه صرفاً تأثیر اعتبارات بنگاههای زودبازده بر محدودیتهای مالی بنگاههای گروه درمان مورد بررسی قرار گیرد لازم است بنگاههای گروه درمان با گروه کاملاً مشابه از بنگاهها مورد مقایسه قرار گیرد؛ به عبارت دیگر، دو گروه کاملاً مشابه که تنها تفاوت آنها در دسترسی به اعتبارات بنگاههای زودبازده بوده باشد. در چنین حالتی هر گونه تفاوت در بین این دو گروه همگن می تواند به علت دسترسی و یا عدم دسترسی به این اعتبارات باشد. به این منظور اقدام به جورسازی داده ها شده است. همان گونه که جدول ۲ نشان می دهد، نتایج حاصل از جورسازی داده ها طی دوره ۸۶-۸۷ همچنان نتایج قبلی مبنی بر محدودیت شدید مالی بنگاههای گروه درمان را تأیید می کند. پس از جورسازی، ضریب متغیر نرخ سود سال قبل بنگاهها در هر دو گروه، همانند قبل از جورسازی، از لحاظ آماری معنی دار نمی باشد، با این حال ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در دو گروه از لحاظ آماری معنی دار و بزرگتر بودن ضریب این متغیر در گروه درمان نسبت به بنگاههای گروه کنترل محدودیت شدید مالی بنگاههای گروه درمان را تأیید می کند؛ به عبارت دیگر، از آنجا که بنگاههای گروه درمان با بنگاههای کاملاً مشابه از گروه کنترل مقایسه شده و تنها تفاوت بین دو گروه دسترسی به اعتبارات بنگاههای زودبازده بوده است، بزرگتر بودن ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در این گروه از بنگاهها می تواند به معنای عدم موفقیت طرح اعتبارات بنگاههای زودبازده در کاهش محدودیتهای مالی گروه درمان طی این دوره باشد. به منظور بررسی محدودیتهای مالی بنگاهها طی دوره ۸۷-۸۸، همانند دوره قبل، اقدام به برآورد مدل شتاب شد. نتایج برآورد مدل شتاب با استفاده از داده های جور نشده طی دوره ۸۷-۸۸ نیز همچنان محدودیت مالی بیشتر بنگاههای گروه درمان را نسبت به بنگاههای گروه کنترل در فعالیت زنبورداری تأیید می کند. بررسی محدودیتهای مالی از طریق مدل شتاب در میان

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

بنگاه‌های گروه درمان طی این دوره حکایت از تداوم محدودیتهای مالی در میان بنگاه‌های این گروه دارد. همان‌گونه که نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد، اگرچه ضریب متغیر نرخ سود گذشته بنگاه‌ها در گروه درمان همچنان بزرگتر از ضریب این متغیر در گروه کنترل می‌باشد، ولی این متغیر در گروه درمان همچنان از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. با این حال معنی‌داری ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در دو گروه بیشتر بودن محدودیتهای مالی بنگاه‌های گروه درمان را نسبت به بنگاه‌های گروه کنترل طی این دوره تأیید می‌کند، ولی با این وجود نمی‌توان گفت منشأ اصلی این تفاوت چیست. برای آنکه صرفاً تأثیر اعتبارات بنگاه‌های زودبازدۀ بر گروه درمان مورد بررسی قرار گیرد لازم است گروه درمان با گروه کاملاً مشابه از بنگاه‌ها مورد مقایسه قرار گیرد. بنابراین برای بررسی تأثیر صرف اعتبارات بنگاه‌های زودبازدۀ بر محدودیتهای مالی گروه درمان، همانند دوره قبل، اقدام به مقایسه این گروه از بنگاه‌ها با بنگاه‌های مشابه از گروه کنترل و یا به عبارت دیگر، اقدام به جورسازی بنگاه‌های دو گروه شد. نتایج حاصل از جورسازی همچنان ضرایب بزرگتری را برای متغیر تغییرات در ارزش افزوده در گروه درمان نسبت به بنگاه‌های همگن در گروه کنترل نشان می‌دهد. به عبارت دیگر طی این دوره نیز بنگاه‌های موجود در گروه درمان نسبت به بنگاه‌های مشابه در گروه کنترل با محدودیت مالی بیشتری مواجه بوده‌اند. بنابراین شاید در نگاه اول همانند دوره قبل بتوان گفت اعتبارات بنگاه‌های زودبازدۀ باعث کاهش محدودیتهای مالی بنگاه‌های گروه درمان نشده است، اما این نتیجه‌گیری نمی‌تواند درست باشد؛ به عبارت دیگر، مقایسه تطبیقی بین دو دوره ۸۶-۸۷ و ۸۷-۸۸ نشان می‌دهد اگرچه ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در گروه درمان چه قبل از جورسازی و چه بعد از جورسازی نسبت به بنگاه‌های گروه کنترل بزرگ‌بوده است، ولی ضریب این متغیر در گروه درمان در دوره دوم نسبت به دوره اول کاهش یافته است. بنابراین می‌توان گفت اگرچه بنگاه‌های گروه درمان نسبت به بنگاه‌های گروه کنترل با محدودیتهای بیشتر مالی روبرو بوده‌اند، اما اعتبارات بنگاه‌های زودبازدۀ با یک وقفه یک دوره‌ای، تأثیری مثبت در کاهش این محدودیتها در گروه درمان داشته است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل شتاب سرمایه‌گذاری در فعالیت زنبورداری

| ۸۸-۸۷ | | | | ۸۷-۸۶ | | | | دوره متغیر | |
|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|--|
| بعد از جورسازی | | قبل از جورسازی | | بعد از جورسازی | | قبل از جورسازی | | | |
| گروه کترل | گروه درمان | گروه کترل | گروه درمان | گروه کترل | گروه درمان | گروه کترل | گروه درمان | | |
| ۰/۱۳ | ۰/۰۹ | ۰/۱۶ | ۰/۰۹ | ۰/۱۸ | ۰/۰۴ | ۰/۲۴* | ۰/۰۴ | constant | |
| (۰/۰۷۳) | (۰/۱۴۹) | (۰/۰۶۴) | (۰/۱۴۹) | (۰/۰۶۱) | (۰/۰۹۳) | (۰/۰۵۸) | (۰/۰۹۳) | | |
| ۰/۵۷* | ۰/۷۳* | ۰/۴۹* | ۰/۷۳* | ۰/۶۴* | ۱/۰۹* | ۰/۵۸* | ۱/۰۹* | | |
| (۰/۰۸۱) | (۰/۱۲۴) | (۰/۰۴) | (۰/۱۲۴) | (۰/۱۰۱) | (۰/۱۰۴) | (۰/۰۶۸) | (۰/۱۰۴) | | |
| -۰/۱۵*** | ۰/۱۶ | -۰/۱۴*** | ۰/۱۶ | ۰/۰۵ | ۰/۲۵ | -۰/۰۷ | ۰/۲۵ | | |
| (۰/۰۸۱) | (۰/۲۱۸) | (۰/۰۸) | (۰/۲۱۸) | (۰/۰۸) | (۰/۱۶۶) | (۰/۰۷۴) | (۰/۱۶۶) | | |
| . | . | . | . | . | . | . | . | F(p-value) | |
| ۰/۵۱ | ۰/۵۱ | ۰/۷۶ | ۰/۵۱ | ۰/۳۶ | ۰/۷۰ | ۰/۶۷ | ۰/۷۰ | R ² | |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

***، **، *: به ترتیب معنی داری در سطح ۱، ۵، ۱۰ درصد

همانند صنعت زنبورداری، به منظور سنجش تأثیر اعتبارات بنگاه‌های زودبازده بر محدودیتهای مالی بنگاه‌های دریافت‌کننده اعتبارات در فعالیت دامپروری، اقدام به برآورد مدل شتاب در این بخش شد (جدول ۳). این برآوردها شامل برآوردها با داده‌های اولیه و همچنین داده‌های جورسازی شده طی دو دوره ۸۶-۸۷ و ۸۷-۸۸ می‌باشد. همان‌گونه که جدول ۳ نشان می‌دهد، طی دوره ۸۷-۸۶، مقایسه بنگاه‌های دو گروه براساس داده‌های جور نشده حکایت از بیشتر بودن محدودیتهای مالی بنگاه‌های گروه درمان نسبت به گروه کترل دارد. برای این دو گروه از بنگاه‌ها اگرچه متغیر نرخ سود سال گذشته بنگاه‌ها، همانند فعالیت زنبورداری از لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد، اما متغیر تغییرات در ارزش افزوده معنی دار بوده و محدودیت بیشتر

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

مالی در گروه درمان را تأیید می‌کند؛ به عبارت دیگر ضریب این متغیر در گروه درمان بزرگتر از ضریب این متغیر در گروه کنترل می‌باشد، اما برای آنکه صرفاً تأثیر اعتبارات بنگاه‌های زودبازده بر گروه درمان مورد بررسی قرار گیرد لازم است گروه درمان با گروه کاملاً مشابه از بنگاه‌ها مورد مقایسه قرار گیرد؛ به عبارت دیگر، دو گروه کاملاً مشابه که تنها تفاوت آنها در دسترسی به اعتبارات بنگاه‌های زودبازده بوده باشد مقایسه می‌شوند. به این منظور اقدام به جورسازی داده‌ها شد. نتایج حاصل از جورسازی نیز محدودیت بیشتر مالی بنگاه‌های گروه درمان را طی این دوره تأیید می‌کند. پس از جورسازی، ضریب متغیر نرخ سود سال قبل بنگاه‌ها در دو گروه همانند قبل از جورسازی، از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد، اما ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در دو گروه از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و بزرگتر بودن ضریب این متغیر در گروه درمان نسبت به ضریب این متغیر در گروه کنترل محدودیت بیشتر مالی بنگاه‌های گروه درمان را تأیید می‌کند. بنابراین از آنجا که گروه درمان با بنگاه‌های کاملاً مشابه از گروه کنترل مقایسه شده و تنها تفاوت بین دو گروه دسترسی به اعتبارات بنگاه‌های زودبازده بوده است، بزرگتر بودن ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در گروه درمان می‌تواند به معنای عدم موفقیت اعتبارات بنگاه‌های زودبازده در کاهش محدودیتهای مالی بنگاه‌های این گروه طی دوره مورد نظر باشد. با این حال برآورد مدل شتاب در فعالیت دامپوری طی دوره ۸۷-۸۸ حاوی نکات مهمی می‌باشد. در این دوره، ضریب دو متغیر تغییرات در ارزش افزوده و نرخ سود سال قبل بنگاه‌ها در دو گروه منفی و ضریب متغیر نرخ سود سال گذشته بنگاه‌ها همچنان از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. اما نکته جالب توجه منفی بودن ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در این فعالیت می‌باشد که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. این امر می‌بین ارتباط منفی رشد در ارزش افزوده و رشد سرمایه‌گذاری در این صنعت می‌باشد. با این حال برای آنکه صرفاً تأثیر اعتبارات بنگاه‌های زودبازده بر گروه درمان مورد بررسی قرار گیرد لازم است گروه درمان با گروه کاملاً مشابه از بنگاه‌ها مورد مقایسه قرار گیرد و لذا اقدام به جورسازی داده‌ها و یا به عبارت دیگر، همگن سازی بنگاه‌های گروه

درمان با بنگاه‌های مشابه از گروه کنترل شد. نتایج حاصل از جورسازی همچنان نتایج قبل از جورسازی را تأیید می‌کند. این نتایج همچنان حکایت از منفی بودن ضریب متغیر نرخ سود سال گذشته بنگاه‌ها و عدم معنی داری آن در دو گروه دارد. همچنین ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده همچنان در دو گروه منفی و از لحاظ آماری نیز معنی دار می‌باشد. این موضوع نتایج قبل از جورسازی مبنی بر ارتباط منفی رشد در ارزش افزوده و رشد سرمایه‌گذاری در فعالیت دامپروری را تأیید می‌کند. همان‌گونه که در جدول ۳ نیز ملاحظه می‌شود، مقدار این ضریب در دو گروه همچنان متفاوت می‌باشد. منفی بودن ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در این صنعت مربوط به شرایط ویژه بخش دامپروری در سالهای پرداخت وام می‌باشد. بنگاه‌های موجود در گروه درمان، بنگاه‌های تازه تأسیس بودند که با دریافت اعتبارات در سال ۸۶ اقدام به خرید دام و تجهیزات جهت سرمایه‌گذاری نمودند. با این حال شرایط نامناسب بازار دام از جمله بالابودن قیمت مواد غذایی و کاهش قیمت شیر سبب کاهش سودآوری و حتی زیانده شدن دامپروریها شده و دامداران را مجبور به فروش بخشی از دام خود (دام غیر پرواری) جهت خرید مواد غذایی برای دامهای باقیمانده نموده است. این وضعیت در میان بنگاه‌های گروه درمان به علت شرایط نامناسب مالی و باز پرداخت اقساط وام در انتهای سال تشدید شده است. لذا این گروه از بنگاه‌ها نسبت به بنگاه‌های مشابه در گروه کنترل با کاهش در تعداد دام (غیر پرواری) و موجودی سرمایه بیشتری رویه رو بوده‌اند. به عبارت دیگر، بنگاه‌های موجود در این صنعت جهت تأمین نیازهای مالی خود به علت محدودیت شدید مالی ناچار به کاهش بیشتر موجودی سرمایه خود بوده‌اند. بنابراین همان‌گونه که مشاهده می‌شود، با کاهش در موجودی سرمایه، ارزش افزوده نیز در این صنعت به طور غیرمستقیم و با کوچک شدن واحدهای تولیدی، کاهش یافته است. مقایسه تطبیقی بین دو دوره ۸۷-۸۶ و ۸۸-۸۷ در فعالیت دامپروری نشان می‌دهد ضریب متغیر تغییرات در ارزش افزوده در گروه درمان و کنترل چه قبل از جورسازی و چه بعد از جورسازی، طی دو دوره روند کاهشی داشته است تا جایی که به ارتباط منفی بین سرمایه‌گذاری و تغییرات در ارزش افزوده منجر شده است، ولی این

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

کاهش که در هر دو گروه رخ داده است به علت کاهش محدودیتهای مالی در دو گروه از بنگاه‌ها نبوده و برعکس، محدودیتهای مالی در دو گروه افزایش پیدا کرده است تا جایی که بنگاه‌های دو گروه مجبور به کاهش موجودی سرمایه خود شده‌اند. بنابراین می‌توان گفت اعتبارات بنگاه‌های زودبازده نه تنها تأثیری در کاهش محدودیتهای مالی بنگاه‌های گروه درمان جهت افزایش سرمایه‌گذاری آنها نداشته است، بلکه موجودی سرمایه بنگاه‌های گروه درمان در فعالیت دامپوری طی دوره مورد نظر کاهش هم یافته است.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل شتاب سرمایه‌گذاری در فعالیت دامپوری

| ۸۸-۸۷ | | | | ۸۷-۸۶ | | | | دوره متغیر | |
|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|---------------|--------------------|--|
| بعد از جورسازی | | قبل از جورسازی | | بعد از جورسازی | | قبل از جورسازی | | | |
| گروه کنترل | گروه درمان | گروه کنترل | گروه درمان | گروه کنترل | گروه درمان | گروه کنترل | گروه درمان | | |
| -۰/۰۳ | -۰/۰۵ | ۰/۰۵ | -۰/۰۵ | -۰/۱۱ | -۰/۲۵* | -۰/۲ | -۰/۲۵* | Constant | |
| (۰/۱۹۸) | (۰/۱۲۷) | (۰/۱۰۷) | (۰/۱۲۷) | (۰/۱۲۹) | (۰/۰۹) | (۰/۱۰۴) | (۰/۰۹) | | |
| -۰/۲۷** | -۰/۲۴*** | -۰/۳۹*** | -۰/۲۴*** | ۰/۳۶*** | ۰/۳۸*** | ۰/۳۴*** | ۰/۳۸*** | $\Delta V_a/K(-1)$ | |
| (۰/۱۱۷) | (۰/۱۳۴) | (۰/۲۳۲) | (۰/۱۳۴) | (۰/۲۱۴) | (۰/۲۲۴) | (۰/۲۰۲) | (۰/۲۲۴) | | |
| -۰/۲۵ | -۰/۳۱ | -۰/۲۸ | -۰/۳۱ | ۰/۲۵ | ۰/۳۶ | ۰/۲۸ | ۰/۳۶ | $\Pi/K(-1)$ | |
| (۰/۲۹۹) | (۰/۲۸۶) | (۰/۲۱۹) | (۰/۲۸۶) | (۰/۴۱) | (۰/۳۶۸) | (۰/۳۱۸) | (۰/۳۶۸) | | |
| ۰/۱ | ۰/۱ | ۰/۱ | ۰/۱ | ۰/۱ | ۰/۱ | ۰/۱ | ۰/۱ | F(p-value) | |
| ۰/۱۶ | ۰/۰۸ | ۰/۱۷ | ۰/۰۸ | ۰/۲۵ | ۰/۰۵ | ۰/۱۶ | ۰/۰۵ | R^2 | |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

برآورد مدل شتاب سرمایه‌گذاری برای بنگاه‌های دریافت کننده اعتبارات در صنعت زیبورداری نشان داد اعطای اعتبارات در این صنعت سبب کاهش محدودیتهای مالی و افزایش

سرمایه‌گذاری در این صنعت شده است. با این حال برآورد مدل شتاب سرمایه‌گذاری برای بنگاه‌های دریافت‌کننده اعتبارات در صنعت دامپروری نشان می‌دهد اعطای اعتبارات در این صنعت نه تنها سبب کاهش محدودیتهای مالی و افزایش سرمایه‌گذاری نشده بلکه محدودیتهای مالی بنگاه‌های دریافت‌کننده این اعتبارات طی دوره مورد بررسی افزایش یافته است تا جایی که این گروه از بنگاه‌ها مجبور به کاهش موجودی سرمایه خود طی دوره مذکور شده‌اند. بنابراین جهت حفظ میزان سرمایه موجود و یا افزایش آن، استمرار در پرداخت اعتبارات پیشنهاد می‌شود. به عبارت دیگر، تنها اتكای به پرداخت اعتبارات طی یک دوره خاص نمی‌تواند مشکلات بنگاه‌های دریافت‌کننده اعتبارات را حل نماید. بررسی این مسئله باید در دو سطح مورد توجه قرار گیرد: قسمت اول مربوط به تأمین سرمایه در گردش بنگاه‌های در حال فعالیت می‌باشد به‌طوری که فعالان این بخش به علت نیاز به نقدینگی مجبور به کاهش موجودی سرمایه فعلی خود نباشند و قسمت دوم نیز اعطای اعتبارات به طرھای جدید برای ایجاد سرمایه‌گذاری جدید و تأمین مالی آنها طی سالهای آتی است. جهت حل این مسئله می‌توان همانند کشورهای موفق در زمینه اعتبارات خرد، اقدام به تأسیس بانکهای تخصصی جهت حمایت از بنگاه‌های کوچک و متوسط و نیز تأمین مالی تولیدکنندگان مستمر نماید.

روند کاهش موجودی سرمایه در طرھای دریافت‌کننده اعتبارات در صنعت دامپروری نشان داد پرداخت اصل و بهره وام دریافتی به همراه نوسانهای اقتصادی، عوامل اصلی کاهش موجودی سرمایه در این بخش بوده‌اند و بنابراین، پیشنهاد می‌گردد در اعطای اعتبارات، به نحوه بازپرداخت آن و همچنین نوسانهای اقتصادی پیش‌بینی نشده دوره آتی توجه گردد؛ به عبارت دیگر، نحوه بازپرداخت آن باید به گونه‌ای تعیین شود که برای بنگاه‌های تازه تأسیس دارای دوره تنفس مناسب باشد به گونه‌ای که فعالان در این صنعت تا حدودی به خودکفایی مالی برسند و از نقدینگی کافی برای بازپرداخت تسهیلات برخوردار

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

شوند. همچنین جهت مبارزه با نوسانهای پیش بینی نشده آتی، بیمه می‌تواند نقش مهمی ایفا نماید.

نتایج برآورد مدل شتاب نشان می‌دهد بنگاه‌های فعال در دو صنعت زنبورداری و دامپروری حساسیت ویژه‌ای نسبت به تغییرات در ارزش افزوده در طول زمان از خود نشان می‌دهند. به عبارت دیگر، توسعه فعالیت بنگاه‌ها به منظور سرمایه‌گذاری مجدد و یا تأسیس و ورود بنگاه‌های جدید به منظور افزایش سرمایه‌گذاری در این دو صنعت منوط به تغییرات این متغیر در طول زمان می‌باشد، چرا که این متغیر علامتی جهت بهبود بازار محصول تولیدی این دو صنعت می‌باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود سیاستگذاران به منظور افزایش تولید، اشتغال و سرمایه‌گذاری بلندمدت در این دو صنعت، ایجاد ثبات در بازار نهاده‌ها و محصول را جهت تضمین سودآوری کسب و کار فعالان این دو بخش مدنظر قرار دهند، چرا که اعتبارات، تنها یکی از نهاده‌های اصلی تولید است و تسهیل پرداخت آن بدون توجه به وجود ثبات در بازار نهاده و محصول به تنها ی مشکلات این دو بخش را حل نخواهد کرد.

منابع

۱. ادراکی، م. ر. ۱۳۸۶. بانک توسعه بنگاه‌های اقتصادی کوچک و متوسط ایران. فصلنامه رشد فناوری، ۱۲(۳): ۲۶-۳۳.
۲. بختیاری، ص.، و پاسبان، ف. ۱۳۸۳. نقش اعتبارات بانکی در توسعه فرصت‌های شغلی: مطالعه موردی بانک کشاورزی ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۲(۴۶): ۷۳-۱۰۵.
۳. پژویان، ج.، فرزین معتمد، ا. ۱۳۸۵. بررسی میزان اثربخشی اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال در بخش کشاورزی. مجله پیک نور، ۱۴(۱۵): ۳۳.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و یکم، شماره ۸۱

۴. تاری، ف.، و اسماعیل نژاد، م. ۱۳۸۴. نقش اعتبارات پرداختی سیستم بانکی و بودجه دولت در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۳: ۱۹۳ - ۲۱۶.
۵. صدری نیا، م.، میراسدی، س. و وروانی، م. ۱۳۸۶. روش‌های مختلف تأمین مالی بنگاه‌های کوچک و متوسط در مراحل مختلف عمر. *فصلنامه تخصصی پارک‌ها و مرکز رشد*، ۱۳: ۱۹ - ۲۱.
۶. مولایی، م. ۱۳۸۲. ارزیابی عوامل مؤثر در سودآوری صنایع کوچک در ایران - رساله دکترا - دانشگاه تربیت مدرس.
7. Abadie, A., Drukker, D., Herr, J. L. and Imbens, G. W. 2001. Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata *The Stata Journal*, 1: 1–18.
8. Aivazian, V.A. and Santor, E. 2008. Financial Constraints and investment: assessing the impact of a world bank credit program on small and medium enterprises in SriLanka. *Canadian Journal of Economics*, 41: 475-500.
9. Becker, S. and Ichino, A. 2002. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal*, 2: 358–377.
10. Bigsten, A., Collier, P., Dercon, S., Gauthier, B., Gunning, J.W., Isaksson, A., Oduro, A., Oostendorp, R., Pattillo, C., Soderbom, M., Sylvain, M., Teal, F. and Zeufack, A. 1999. Investment in Africa's manufacturing sector: a four country panel data analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59: 489–512.
11. Bond, S., Elston, J. Mairesse, J. and Mulkay, B. 1997. Financial factors and investment in Belgium, France, Germany and the UK: A

بررسی روند رشد سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های

- comparison using company panel data. National Bureau of Economic ResearchWorking paper 5900.
12. Bond, S., and Meghir, C. 1994. Dynamic investment models and the firm's financial policy. *Review of Economic Studies*, 61: 197–222.
13. 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*, 54: 33-70.
14. Dehejia, R. H. and Wahba, S. 2002. Propensity Score-Matching methods for nonexperimental causal studies. *The Review of Economics and Statistics*, 84: 151–161.
15. Eisner, R. and Strotz, R. H. 1963. Determinants of business investment' in impacts of monetary policy, a series of research studies prepared for the commission on money and credit, prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ, 60– 233.
16. Jaramillo, F., Schiantarelli, F. and Weiss, A. 1996. Capital market imperfections before and after financial liberalisation: an Euler equation approach to panel data for Ecuadorian firms, *Journal of Development Economics*, 51: 376–386.
17. Li, K. and Prabhala, N. R. 2006. Self-selection models in corporate finance, Working Paper. Center for Corporate Governance – Tuck School of Business at Dartmouth.

18. Petrick, M. 2004. Farm investment, credit rationing, and governmentally promoted credit access in Poland: a cross-sectional analysis. *Food Policy*, 29: 275–294.
19. Pissarides, F., Singer, M. and Svejnar, J. 2003. Objectives and constraints of entrepreneurs: evidence from small and medium size enterprises in Russia and Bulgaria. *Journal of Comparative Economics*, 31: 387-594
20. Rosenbaum, P.R. and Rubin, D.B. 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, 70:41–55.
21. Rubin, D.B. 1974. estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66: 688–701.