



ارائه شده توسط:

سایت ترجمه فا

مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده

از نشریات معتبر

وابستگی حالت به دسترسی اعتبار

چکیده :

این مقاله به بررسی این می پردازد که آیا دسترسی شرکت به اعتبار با وابستگی حالت همراه است یا خیر. ما مدل مارکوف مرتبه اول محدودیت اعتباری را با یک مجموعه نمونه که قادر به شناسایی وابستگی دولت در حضور ناهمگنی مشاهده نشده است معرفی می کنیم. نتایج بر اساس نمونه معرفی از شرکت های ایتالیایی نشان می دهد که وابستگی دولت به دسترسی به اعتبار یک پدیده مهم از نظر اقتصادی و آماری بوده و در میان شرکت های با اندازه متوسط تا بزرگ برجسته تر است.

کلمات کلیدی : محدودیت های اعتباری، وابستگی حالت، وام گیرندگان دلسرد، مدل مرتبه اول مارکوف

1- مقدمه

این مسئله به خوبی اثبات شده است که وام دهی بانک در طی چندین چرخه اتفاق می افتد. شواهد دقیق نشان می دهد که مکانیسم شتاب دهنده های مالی بارنانک و گتler 1989 و کیوتاکی و مور 1997، از اهمیت زیادی برای توجیه نوسانات اقتصادی و پویایی سرمایه گذاری شرکت ها (بران و لاراین 2005، لیو و همکاران 2011، مک کلین و زایو 2014) برخوردار بوده و این که استاندارد های وام دهی و اعتبار دهی بانگ ها به صورت هم چرخه ای است (برگر و اندل 2004، راکس 2004، لاون و مورگان 2006، گورتون و هی 2008، دی باندت و همکاران 2010). علی رغم این اجماع کلی، وجود چرخه های وام در سطح شرکت هنوز به خوبی شناخته نشده است. این مقاله سعی دارد تا این خلاء را با بررسی این که آیا دسترسی شرکت به وام و اعتبار، به ویژه احتمال درخواست وام و برآیند و اثرات درخواست وام با وابستگی دولت همراه است یا خیر در یک نمونه از شرکت های تولیدی ایتالیایی پر کند.

در صورتی که وام گیرنده ها از نظر کمیت یا قیمت تحت محدودیت بانکی قرار گیرند معمولاً دسترسی محدودی به اعتبار بانکی خواهند داشت و در صورتی که آن ها با پیش بینی محدودیت های اعتباری آینده از درخواست وام دلسرد شوند، باز هم دسترسی آن ها به اعتبارات بانکی محدود خواهد شد. (جاپلی 1990). در یک چارچوب پویا، وابستگی دولت به اعتبار در زمانی که یک وام گیرنده که درخواست وام او به طور کلی یا

جزیی در گذشته رد شده است، یک درجه بالایی از احتمال محدودیت را نشان می دهد و یا ممکن است از درخواست وام در آینده دلسرد شوند.

منابع تجربی گسترده ای به بررسی دسترسی شرکت ها به اعتبارات و عوامل موثر بر درخواست وام و محدودیت اعتبارات پرداخته اند (السنادرینی و همکاران 2009، هان و همکاران 2009، پاپوف و اندل 2012، پرسبیترو و همکاران 2014، کول و سکویک 2016). توجه بسیار محدودی به این مسئله معطوف شده است که آیا شرکت ها در یک حالت محدودیت اعتبار با گذشت زمان باقی می ماند یا خیر. یک استثنای اخیر، مطالعه داگال و همکاران (2015) می باشد که به تحلیل اختلاف بازده در وام های مکرر ثبت شده در دینابیس دیلسکان از 1987 تا 2008 پرداخته و پی بردند که بازده ای که یک شرکت از آخرین وام خود دریافت می کند بر بازده دریافت شده در وام جدید اثر گذاشته و به عنوان یک تکیه گاه عمل می کند. این الگو با وابستگی حالتی در دسترسی شرکت ها به اعتبار سازگار است.

پیوستگی و ثبات در حالت محدودیت اعتبار را می توان ناشی از ویژگی های شرکتی (اندازه شرکت، ریسک، سود اوری) ناهمگنی مشاهده نشده و وابستگی حالت واقعی دانست (هکمن 1981 الف). ناهمگنی مشاهده نشده منعکس کننده ویژگی های شرکتی اندازه گیری نشده است که بر احتمال محدودیت دسترسی به اعتبار در هر دوره اثر دارد ولی تحت محدودیت های اعتباری گذشته نظیر نبود توانایی کارافرینانه مدیران و یا نبود فرصت های کسب و کار قرار نمی گیرد. در صورتی که این مشاهده ناپذیر ها دارای درجاتی از ثبات و پیوستگی بانند، آن ها ممکن است موجب ایجاد یک وابستگی حالت کاذب کنند: با ثابت در نظر گرفتن سایر موارد، محدودیت های اعتبار گذشته می تواند یک شاخص معنی دار از احتمال محدودیت های اعتباری حال باشد اگرچه آن ها تنها منعکس کننده اثر ناهمگنی مشاهده نشده هستند. بر عکس وابستگی حالت واقعی اشاره به این دارد که تجربه محدودیت در دسترسی به اعتبار اثر واقعی بر روی خطر محدودیت های آینده دارد.

دو مکانیسم غیر قابل جایگزین قادر به توجیه وابستگی حالت حقیقی در دسترسی به اعتبار می باشند. اولاً، یک دسترسی محدود به اعتبار در یک دوره را می توان به تغییرات معکوس در ویژگی ها و فرصت های شرکت نسبت داد که برای بانک ها جهت وام دهی به این شرکت ها در آینده سود آور نبوده و در عین حال درخواست وام برای شرکت ها، از ارزش کم تری برخوردار است. برای مثال، یک شوک منفی به بهره وری وام گیرنده و یا

به عرضه اعتبار موجب کاهش ارزش دارایی های قابل وثیقه می شود (برنانمگ و سرتلر 1989، گرین والد و استیگلیتز 1993، کیوتاکی و مورر 1997) وقتی که بازار های اعتباری ناقص هستند و درخواست وام پر هزینه باشد، ارزش پایین وثیقه مانع از دسترسی به اعتبار می شود. وام گیرنده تحت محدودیت اعتباری بایستی سطح سرمایه گذاری و تولید را کاهش دهد و کاهش حاصله در ارزش خالص موجب کاهش توانایی و تمایل آن ها برای قرض در آینده می شود. دیگر احتمال این است که محدودیت در دسترسی به اعتبار مانع از استفاده از فرصت های کسب و کار شده و این که ارزش این فرصت با گذشت زمان با ورود رقبای دیگر به بازار کاهش می یابد و به این ترتیب دادن وام برای بانک ها، مقرون به صرفه نخواهد بود (لونسون و ویلارد 2000)

دومین مکانیسم مربوط به ناقص بودن اطلاعات و اصطکاک فناوری فیلترینگ است. برای چارچوب بندی تحلیل تجربی، پیوست آنلاین، یک مدل وابستگی حالت به دسترسی اعتباری مبتنی بر اطلاعات ساده شده را می دهد. این مدل ساده است. همه تصمیمات وام دهی از برخی تست های نقص رسمی یا غیر رسمی احتمال ورشکستگی وام گیرنده نظیر مدل های رتبه بندی اعتباری خودکار و نیمه خودکار و یا فناوری های فیلترینگ مبتنی بر اطلاعات نرم انجام می شوند. از آن جا که به روز رسانی اطلاعات وام گیرنده پر هزینه و یا غیر عملی است، فناوری های فیلترینگ بانک ها دارای حافظه می باشند. این نشان می دهد که کیفیت مورد انتظار یک وام گیرنده که برای وام در گذشته درخواست داده است، بستگی به نتیجه تست های ارزش شمندی اعتبار دهی دارد. چون این تست ها پایین ترین مقادیر را برای وام گیرنده های رد شده اختصاص می دهند، احتمال این که تست اعتبار دهی، نتایج تست قبلی را تایید کند، برای فرد رد شده بیشتر از فرد رد نشده است. به علاوه اگر درخواست وام پر هزینه باشد، وام گیرنده های رد شده قبلی ممکن است از درخواست وام در آینده ناامید شوند زیرا پیش بینی می کنند که احتمال رد شدنشان بالا است.

بررسی پدیده هایی که یک نوع پیوستگی و ثبات را نشان می دهند و مسئله جدا سازی اثرات وابستگی حالت واقعی از اهمیت زیادی در بسیاری از تحقیقات اقتصادی برخوردار است. علاوه بر کنترل ویژگی های خاص شرکتی مشاهده نشده و وابستگی بین مشاهده ناپذیر ها و وضعیت محدودیت اعتبار در دوره اولیه، مدل سازی وابستگی حالت در زمینه دسترسی به اعتبار نیازمند حل دو چالش است. اولاً، استفاده از مدل های پاسخ دو دویی استاندارد نامناسب است زیرا شرکت های متقاضی وام ممکن است یک نمونه غیر تصادفی از جمعیت

باشند (پاپوف و اندل 2012). در این رابطه، نادیده گرفتن مدل سازی تقاضای وام می تواند ایجاد تخمین گریزهای متناقض از احتمال گذار به یک وضعیت محدودیت اعتبار کند. به علاوه، اهمیت اقتصادی وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار با عدم نظر گرفتن اثر دلسرد کننده محدودیت های اعتباری گذشته در تقاضای وام فعلی، نادیده گرفته خواهد شد. دومین مسئله مربوط به ایناست که فرضیه برون زایی متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل های انتخاب گسسته دینامیک استاندارد به سختی قابل آزمون است و وجود اثرات بازورد از محدودیت های اعتباری بر روی ویژگی های آینده شرکت نظیر اندازه شرکت، گرایش صادراتی و سطح نقدینگی، مانع از شناسایی وابستگی حالت واقعی در دسترسی به اعتبار می شود.

برای حل این مسائل، ما یک مدل مرتبه اول مارکوف را برای وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار با اربیبی انتخاب و ناهمگنی مشاهده نشده ارائه می کنیم. در هر دوره t یک شرکت می تواند:

1- درخواست وام کرده و مقدار درخواستی را دریافت کند

2- درخواست وام کرده و مقدار درخواستی را دریافت نکند و یا این که آن را با شرایط سخت دریافت کند

3- درخواست وام نکند.

ما دو معادله برابری دو دویی را در نظر می گیریم: یکی برای تصمیم وام دهی بانک و دیگری برای تقاضای وام شرکت در زمان t . برای کنترل حضور ناهمگنی مشاهده نشده، ما از رویکرد اثرات تصادفی با پارامتری سازی کامل ساختار واریانس استفاده می کنیم. سپس، بر اساس مطالعه هاگمن 1981، همبستگی بین اثرات مشاهده نشده و حالت اولیه محدودیت با تعیین دو معادله برای عرضه و تقاضای وام به عنوان شرایط اولیه کنترل شد. در نهایت، برای رد فرض برون زایی مشاهده پذیرها و برطرف کردن نگرانی برای اثرات بازخورد محدودیت بر روی ویژگی های شرکت ما از رویکرد کاپلاری و جنیکتر 2004 استفاده کرده و مدل دوره ای را در مجموعه داده های تغییرات بررسی می کنیم و واحد مشاهده معمولاً برای یک جفت دوره متوالی در نظر گرفته می شود. ما مدل خود را برای یک سری از شرکت های ایتالیایی به کار برده ایم. این نظر سنجی اطلاعات دقیقی را در مورد تقاضای وام شرکت و دسترسی به اعتبار در اختیار می گذارد. به علاوه، هویت شرکت های نظر سنجی شده مطلوب است. از این روی اطلاعات از منابع داده ها و ترازنامه های شرکت ارائه می شود. از این روی، شواهدی را در مورد واقعی یا کاذب بودن وابستگی به حالت ارائه می کند و لذا تمایز بین دلایل مربوط به

وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار سخت است. در این رابطه، برخی علایم غیر مستقیم را می توان با بررسی نوع شرکت هایی که از وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار رنج می برند و درجه وابستگی حالت در دوره های آرامش و بحران مشاهده کرد.

در توجیه ارزش خالص، وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار با یک شوکی ایجاد می شود که موجب کاهش ارزش دارایی شرکت شده و شرکت را در یک دام اعتباری بلند مدت قرار می دهد. تا حدی که این شوک ها در یک بحران قرار می گیرد، وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار بایستی یگ پدیده غالب تر باشد. به علاوه، در صورتی که اصطکاکات مالی برای همه وام گیرنده ها قابل توجه باشد، این شرکت ها معمولاً در یک حالت محدودیت اعتبار به دلیل کاهش ارزش ثروت قابل وثیقه ای قرار می گیرند (گرتلر و چلیشیت 1994).

در توجیه اصطکاک فیلتری، وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار، یکی از ویژگی های بازار اعتبار در دوره های آرامش است. به علاوه، شرکت های کوچک معمولاً از حالت محدودیت اعتباری اجتناب می کنند. این منعکس کننده افزایش اختلال و کاهش چسبندگی تست های فیلتر برای شرکت های کوچک است که موجب می شود تا تمایل بانک ها برای بازنگری نتایج ارزیابی های قبلی افزایش یابد. در وام دهی کسب کار های کوچک، اطلاعات سخت نادرتر بوده و اطمینان پذیری کم تری دارند و بانک ها از اطلاعات نرم و فناوری های وام استفاده می کنند محرک های اطلاعاتی نرم دارای سیگنال هایی در خصوص سنجش ارزش اعتبار دهی می باشند. نتایج ما به صورت زیر خلاصه سازی میشود. اولاً شواهد نشان می دهد که وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار یک پدیده معنی دار در بازار اعتبار ایتالیا است. دوم، مطابق با تفسیر مبتنی بر اطلاعات وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار، نتایج نشان داد که شرکت های کوچک از حالت محدودیت اعتبار جدا می شود. نتایج نشان داد که ورشکستگی برادران لهما در سپتامبر 2008 منجر به اختلال در عرضه اعتباری نشد (پوری و همکاران 2011، جیمنز و همکاران 2012، پاپوف واندل 2012). با این حال، نتایج نشان می دهد که وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار محدود به زمان بحران نیست با این حال شرکت ها میتوانند در حالت محدودیت اعتبار در دوره های آرامش قرار گیرند. به طور کلی داده های ما امکان تمایز منفی را بین تئوری های مختلف وابستگی حالت در دسترسی شرکت به اعتبار نمی دهد و از این روی این نتایج برای آرایه شواهدی در خصوص توجیه فیلترینگ ورشکستگی آرایه می کند.

2. راهبرد تجربی

به منظور شناسایی و برآورد وابستگی حالت واقعی در دسترسی شرکت به اثر اعتبار و دلسردی، سه مسئله بایستی حل شوند. حضور ناهمگونی مشاهده نشده، آریبی انتخاب ناشی از تصمیم غیر تصادفی برای درخواست وام، اثرات بازخورد محدودیت گذشته بر روی ویژگی های قابل مشاهده شرکت. وقتی که وابستگی حالت و اثر دلسردی برآورد شد، ما اقدام به تست بزرگی آن ها با استخراج شاخص هایی برای آرایه تفسیر های معنی دار از حیث اثرات جزئی می کنیم.

1-2 مسائل شناسایی

نقطه شروع برای شناسایی وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار برای تعیین فرایند به صورت زیر است

$$\begin{aligned} r_{it} &= \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\tau} + \gamma R_{it-1}^* + \alpha_i + \varepsilon_{it} \\ R_{it} &= \mathbf{I}(r_{it} > 0) \quad i = 1, \dots, N \quad t = 2, \dots, T \end{aligned} \quad (1)$$

r_{it} تمایل پنهان اعتبار محدود برای شرکت i در زمان t می باشد که ما آن را به صورت $R_{it} = \mathbf{I}(r_{it} > 0)$ در نظر می گیریم، که تابع $\mathbf{I}(\cdot)$ نشان دهنده این است که آیا شرکت i محدودیت دسترسی به اعتبار را در t ($R_{it} = 1$) یا ($R_{it} = 0$) تجربه می کند. بردار $\mathbf{x}_{it} \equiv (1, x_{1it}, \dots, x_{Kit})$ شامل ویژگی های متغیر و ثابت زمانی k در شرکت و سطح بازار است. R_{it-1} برای شرکت ها $t-1$ بود. از این روی برآیند محدودیت تاخیری R_{it-1} با متغیر حالت محدودیت واقعی R_{it-1}^* است که مقدار 1 را برای شرکت هایی اختیار می کند که تقاضای اعتبار کرده و یا در محدودیت واقعی در عرضه اعتبار در $t-1$ و صفر برای متقاضیان $t-1$ است. در عمل شرکت ها فیلتر شده و به طور منفی توسط بانک ها در $t-1$ ارزش گذاری شدند. در نهایت عبارت α_i بیانگر ناهمگونی مشاهده نشده شرکت و ε_{it} در شوک iid با میانگین صفر و واریانس واحد و مستقل از α_i می باشد. از این روی فرض می شود که هر دو α_i و ε_{it} مستقل از $\mathbf{X}_i = [\mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}]$ می باشند.

جدا از اثر هم متغیر های مشاهده ناپذیر، این مشخصات در بر گیرنده هر دو منبع پیوستگی در r_{it} می باشد: که وابستگی حالت واقعی γ بوده و γ اثر واقعی تجربه یک محدودیت اعتبار در $t-1$ در $\Pr(R_{it} = 1)$ است و

وابستگی حالت کاذب می باشد $Pr(R_{it} = 1)$ به معنی تمایل برای تجربه یک رویداد محدودیت اعتبار در همه اوقات است و با α_i نشان داده میشود (هکمن 1981 الف) با توجه به زمینه استاتیک، که در آن ناهمگونی مشاهده نشده یا با مشروط سازی احتمال مشترک $R_i = [R_{i1}, \dots, R_{iT}]$ بر آماره کافی به ازای α_i حذف می شود و یا این که انتگرال آن گرفته می شود، حضور α_i در چارچوب دینامیک موجب بروز مسئله شرایط اولیه می شود و این مسئله ناشی از همبستگی بین ناهمگونی مشاهده نشده و تحقق اولیه اولیه فرایند R_{i1} است. به عبارت دیگر، در صورتی که فرض شود وضعیت و خالت اولیه شرکت از نظر دسترسی به اعتبار مستقل از α_i می باشد می توان مدل دینامیک را برای دسترسی به اعتبار بدون حل مسئله شرط اولیه برآورد کرد. با این حال، فرض برون زایی زمانی مناسب است که طول سری های زمانی کافی باشد. با مقدار t ثابت و کوتاه مدت، در این نمونه که هشت تریب - را شامل می شود، فرض وابستگی بین حالت اولیه شرکت و ویژگی های مشاهده ناپذیر آن به سختی قابل اندازه گیری است.

هم چنین یک منبع احتمالی خطا در (1)، وجود اریبی انتخاب نمونه است: برخی از شرکت ها می توانند به طور غیر تصادفی تقاضای وام برای وام کنند و از این روی این منجر به منبع احتمالی اریبی انتخاب در زمان برآورد احتمال محدود شدن اعتبار می شود. برای حل این مسئله، ما باید فرایند اضافی را تعیین کرد.

$$d_{it} = \mathbf{w}'_{it} \boldsymbol{\xi} + \phi R_{i,t-1}^* + \eta_i + u_{it} \quad (2)$$

$$D_{it} = \mathbf{I}(d_{it} > 0) \text{ for } i = 1, \dots, N \quad t = 2, \dots, T,$$

که d_{it} تمایل پنهان برای درخواست وام است که به صورت $D_{it} = \mathbf{I}(d_{it} > 0)$ مشاهده می شود و R_{it} در مشاهده می شود حتی اگر $D_{it} = 1$ باشد، بردار $\mathbf{w}_{it} \equiv (1, x_{1it}, \dots, x_{kit}, w_{1it}, \dots, w_{mit})$ متشکل از k متغیر m و k م یباشد که بر تصمیم شرکت برای تقاضای وام تاثیر دارد. $\boldsymbol{\xi}$ در بر گیرنده پارامتر های رگرسیون بوده و ϕ بیانگر اثر دلسرد کنندگی است. خطای مشاهده نشده η_i و u_{it} دارای تفسیر یکسان به صورت α_i و ε_{it} در (1) است. به علاوه، u_{it} مستقل از η_i است و هر دو جمله خطا $\mathbf{w}_i = [\mathbf{w}_{i1}, \dots, \mathbf{w}_{iT}]$ می باشد. بردار $\boldsymbol{\xi}$ دارای پارامتر های رگرسیون بوده و مقدار فی اثر دلسرد کنندگی است. مسئله انتخاب نمونه زمانی

حادث می شود که یک وابستگی معادله متقابل به دلیل همبستگی در عبارتهای خطای متغیر زمانی و ثابت زمانی وجود داشته باشد یعنی $E[\alpha_i \eta_i] \neq 0$ و $E[\varepsilon_{it} u_{is}] \neq 0$ به ازای $t, s = 2, \dots, T$.

در نهایت بایستی حضور احتمالی اثرات بازخورد محدودیت های اعتبار گذشته را بر روی هم متغیر های مشاهده پذیر در نظر بگیریم که امکان شناسایی وابستگی حالت و اثر دلسرد کنندگی را در دسترسی به اعتبار نمی دهد. رویکرد استاندارد برای برآورد مدل های دینامیک نیازمند فرض برون زایی می باشد یعنی

است. $Pr(R_{it}|X_i, R_{i,t-1}^*, \alpha_i) = Pr(R_{it}|x_{it}, R_{i,t-1}^*, \alpha_i)$

مقادیر هم متغیر ها ندارد. در این مورد این فرض می تواند صحیح باشد زیرا تجربه محدود شدن در دسترسی به اعتبار در گذشته می تواند بر ارزش فعالی شرکت ها از نظر نقدینگی، سطح تولید و اندازه شرکت اثر می گذارد. و این به نوبه خود بر تصمیم بانک برای پذیرش یا رد درخواست وام اثر دارد.

2-2 مدل مارکوف درجه اول برای وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار

به منظور حل مسائل شناسایی، 1-3 که در بالا گفته شد، ما یک مدلی را تعیین می کنیم که توجیه کننده ارببی انتخاب، شرایط اولیه درون زایی بوده و به ما امکان شناسایی وابستگی حالت را در حضور ناهمگونی مشاهده نشده و اثرات بازخورد احتمالی می دهد. دقیقاً بر اساس مدل کالپری و همگینز 2004، ما یک مدل مارکوف درجه اول را برای تقاضا و عرضه اعتبار بر اساس دیک مجموعه از داده ها تعیین می کنیم. سپس ما یک مدل دو دوره ای را برای تغییرات شرکت بین حالت های مختلف در بازار اعتباری در $t-1$ و t ارایه می کنیم. در هر دوره، شرکت در هر یک از حالت های زیر می تواند داشته باشد.

- درخواست وام کرده و یک مقدار درخواستی را دریافت کند
- درخواست وام کند ولی درخواست به طور کامل از نظر مقدار یا نرخ بهره از طرف بانک مورد پذیرش قرار نگیرد
- درخواستی انجام ندهد

ما دو معادله برابند دو دویی را در زمان t ارایه می کنیم یکی برای محدودیت اعتبار و یکی برای تقاضای اعتبار. ما مسئله شرایط اولیه را با رویکرد فرم کاهش یافته با یک تابع شاخص خطی از هکمن 1981 ب توجیه می کنیم و از این روی امکان تعیین دو معادله اضافی برای تقاضای اعتبار و عرضه در $t-1$ وجود دارد و در این صورت $t-1$ یک دوره اولیه در مدل مارکوف زنجیره اول بود. در این چارچوب، ما قادر به توجیه حضور ناهمگونی

مشاهده نشده و انتخاب نمونه هستیم: متغیر های همراه را می توان از پیش تعیین کرد زیرا برون زایی با محدود شدن فرایند حل می شود و با استفاده از مقادیر هم متغیر ها در دو دوره اول این مقدار مطلوب است.

مدل را می توان به صورت زیر فرض کرد

$$r_{it} = \mathbf{x}'_{it-1} \beta + \gamma R_{it-1}^* + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$d_{it} = \mathbf{w}'_{it-1} \delta + \phi R_{it-1}^* + \eta_i + u_{it} \quad (4)$$

$$r_{it-1} = \mathbf{z}'_{it-1} \pi + \theta \alpha_i + v_{it-1} \quad (5)$$

$$d_{it-1} = \mathbf{q}'_{it-1} \lambda + \psi \eta_i + \vartheta_{it-1} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T, \quad (6)$$

که سمت چپ معادله به صورت 1 و 2 تعریف شده است و $R_{it}, R_{it-1}, D_{it-1}, D_{it}$ از یک قاعده مشاهداتی یکسان تبعیت می کنند. برای حل مسئله شرایط اولیه، دو معادله کاهش یافته با تابع شاخص خطی هکمن به صورت زیر می باشد $\mathbf{z}_{it-1} \equiv (1, z_{1it-1}, \dots, z_{Kit-1})$ and $\mathbf{q}_{it-1} \equiv (1, q_{1it-1}, \dots, q_{Mit-1})$ که بردار های هم متغیر ها هستند و مقدار پی و لاندای پارامتر های رگرسیون می باشند. پارامتر های ψ و θ همبستگی بین ناهمگونی مشاهده نشده α_i و η_i و مشاهدات اولیه R_{it-1} و D_{it-1} است. عبارات خطای ε_{it} و u_{it} از فرضیات یکسان و مشابهدر بخش 2 تبعیت می کند. به علاوه، v_{it-1} و ϑ_{it-1} به صورت عبارات خطای میانگین iid مستقل از α_i, η_i و هم متغیر های مدل در نظر گرفته می شود.

به منظور برآورد پارامتر ها در 3-6، ما تنها وابسته به اطلاعات حداکثر درست نمایی هستیم و از این روی فرضیات توزیعی جملات خطا باید ارایه شود. در این رابطه ما فرض می کنیم که بردار جملات خطای ترکیبی $[\alpha_i + \varepsilon_{it}, \eta_i + u_{it}, \theta \alpha_i + v_{it-1}, \psi \eta_i + \vartheta_{it-1}]$ به صورت یک متغیر تصادفی نرمال با میانگین بوده و ماتریس کواریانس 4×4 می باشد. از آن جا که ما یک مدل دو دوره ای را در نظر می گیریم با این حال همه پارامتر ها را نمی توان شناسایی کرد. برای مثال، تنها با دو دوره نمی توان واریانس α_i جدا کرده و همبستگی بین ε_{it} و v_{it-1} تعیین شد، یعنی ما قادر به شناسایی این نمی باشیم که آیا پیوستگی در مشاهده ناپذیر ها ناشی

از ناهمگونی ثابت است یا خیر. به علاوه، مولفه های اصلی به صورت یک نوشته می شوند. همبستگی های مولفه های غیر اصلی به صورت زیر نوشته می شوند

$$\rho_{21} = E[(\theta\alpha_i + v_{it-1})(\psi\eta_i + \vartheta_{it-1})] \text{ and } \rho_{43} = E[(\alpha_i + \varepsilon_{it})(\eta_i + u_{it})]$$

انتخاب را در $t-1$ و t به ترتیب پوشش می دهد (همبستگی بین جملات خطا در 5-6 و 3-4

$$\rho_{31} = E[(\eta_i + u_{it})(\psi\eta_i + \vartheta_{it-1})] \text{ and } \rho_{42} = E[(\alpha_i + \varepsilon_{it})(\theta\alpha_i + v_{it-1})]$$

همبستگی بین وضعیت شرکت در $t-1$ و t در تقاضای اعتبار و در محدودیت اعتبار استفاده می شود

$$\rho_{32} = E[(\eta_i + u_{it})(\theta\alpha_i + v_{it-1})] \text{ and } \rho_{41} = E[(\alpha_i + \varepsilon_{it})(\psi\eta_i + \vartheta_{it-1})]$$

در دو زمان فوق اندازه گیری می کند.

به این ترتیب، ناهمگونی مشاهده نشده فردی کاملاً توجیه شده و به طور کامل با ساختار همبستگی پارامتر بندی می شود و از این روی پارامتر های اختیار شده γ و ϕ شناسایی می شوند.

تحت فرض نرمالیتته مشترک، مدل مارکوف مرتبه اول 3-6، به صورت مدل پروبیت متغیر برآورد می شود که

6-4 معادلات انتخاب هستند. ما بردار پارامتر را به صورت $[\beta', \gamma, \delta', \phi, \pi', \lambda', \text{vech}(\mathbf{C})']$ برآورد می کنیم

که \mathbf{C} مقدار کولسکی مثلثی پایین تر $(1, \rho_{21}, \rho_{31}, \rho_{41}, 1, \rho_{32}, \rho_{42}, 1, \rho_{43}, 1)$ با $\Sigma = \text{unvech}(\mathbf{C})$

حداکثر درست نمایی است. سهم شرکت i در احتمال لگاریتمی $\ell_i = \ln(P_i)$ با معادله زیر بدست می آید

$$\ell_i = \ln(P_i) = \ln[\Phi_4(\mathbf{a}_i, \mathbf{b}_i, \mathbf{C})] \quad (7)$$

که $\Phi_4(\cdot)$ تابع توزیع نرمال استاندارد می باشد. معادلات کران های انتگرال \mathbf{a}_i و \mathbf{b}_i در پیوست آنلاین ب نشان

داده شده است. احتمال $\Phi_4(\cdot)$ با استفاده از الگوریتم GHK شبیه سازی می شود و دارای 200 تکرار است)

کوک 1989، کین 1994، هاجویسو و مک فدین 1998). خطا های استاندارد با استفاده از فرمول ساندویچ

بدست می آید. در مدل مارکوف مرتبه اول، برآورد مدل پروبیت بر روی تغییرات کونا مدت با برآورد پروبیت

دینامیک معادل با برآورد T-2 می باشد. در این صورت از GHK به جای روش های کواردراتی استفاده می شود. و

این کار از طریق پارامتر بندی ساختار همبستگی انجام می شود.

سایر تخمین گر ها برای مدل های داده های پانلی د دویی در منابع پیشنهاد شده اند که امکان تعیین هم متغیر ها را به جای موارد درون زا می دهند. اولاً، روش پیشنهادی توسط ولودریچ 2000، برای برآورد پارامتر های مدل برای متغیر پاسخ و هم متغیر های از پیش تعیین شده قابل تعمیم به دو متغیر پاسخ بوده و این مستزم تدوین فرمولی برای اثرات بازخورد برای همه هم متغیر های از پیش تعیین شده است و تعداد آن ها بسیار بزرگ است. دوم رویکرد پیش نهادی توسط هانر و لاول 2002، نیازمند این است که ابزار های برون زا قابل دسترس باشد و این وضعیت ممکن است مطابق با مقادیر موجود در همه شرایط محدود کننده نباشد. در نهایت تخمین گر پارامتری الرنو و کاراسکو 2003 تنها تعداد کمی از متغیر های توضیحی را در نظر می گیرد و با مجموعه ای از رگر سور ها به سختی قابل تخمین است (ریون 2009). رویکرد تجربی ما بدون هزینه نیست. اولاً، با فرض این که فرایند رویداد های محدود سازی اعتباری دو دوره طول می کشد، نمی توان به طور کامل از ساختار طولی مجموعه داده ها استفاده کرد که موجب کاهش کارایی عملکرد می شود. دوم، ما قادر به شناسایی اثرات بازخورد نمی باشیم. و سوم نمی توانیم ناهمگونی مشاهده نشده متغیر زمانی را از پیوستگی ناشی از ناهمگونی مشاهده شده ثابت تفکیک کنیم. با این وجود چون هدف ما تست و کمی سازی وابستگی حالت و اثر دلسرد کنندگی در دسترسی به اعتبار است، این کمبود ها در شرایط ما مسئله افزین نیست.

3-2 اندازه گیری وابستگی حالت در محدودیت اعتبار و اثر دلسرد کنندگی

به غیر از تست وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار، ما علاقه مند به ارزیابی بزرگی وابستگی حالت در محدود سازی اعتبار از حیث تغییرات احتمال می باشیم. ما قادر به محاسبه وابستگی حالت در محدود سازی اعتبار با تفاوت بین احتمال این که درخواست وام پذیرفته نمی شود می باشیم. و به این ترتیب احتمال محدودیت اعتبار در T مشروط بر مقدار وام $(\overline{SD}_{R_{t-1}=0})^{t-1}$ و احتمال مقدار اعتبار در $(\overline{SD}_{D_{t-1}=0})^{t-1}$ تعیین شده است. با استفاده از مدل 3-6 داریم

$$\overline{SD}_{R_{t-1}=0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{\Pr(R_{it} = 1, D_{it} = 1, R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)}{\Pr(R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)} - \frac{\Pr(R_{it} = 1, D_{it} = 1, R_{it-1} = 0, D_{it-1} = 1)}{\Pr(R_{it-1} = 0, D_{it-1} = 1)} \right] \quad (8)$$

$$\overline{SD}_{D_{t-1}=0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{\Pr(R_{it} = 1, D_{it} = 1, R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)}{\Pr(R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)} - \frac{\Pr(R_{it} = 1, D_{it} = 1, D_{it-1} = 0)}{\Pr(D_{it-1} = 0)} \right] \quad (9)$$

به طور مشابه، اثر دلسردکنندگی را به صورت تفاوت متوسط بین احتمال عدم تقاضای اعتبار در T مشروط بر داشتن تجربه در محدودیت اعتبار در $t-1$ محاسبه می کنیم. احتمال عدم درخواست برای اعتبار در t مشروط بر داشتن اعتبار در $t-1$ ($\overline{DE}_{R_{t-1}=0}$) و یا احتمال عدم درخواست $t-1$ ($\overline{DE}_{D_{t-1}=0}$) است

$$\overline{DE}_{R_{t-1}=0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{\Pr(D_{it} = 0, R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)}{\Pr(R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)} - \frac{\Pr(D_{it} = 0, R_{it-1} = 0, D_{it-1} = 1)}{\Pr(R_{it-1} = 0, D_{it-1} = 1)} \right] \quad (10)$$

$$\overline{DE}_{D_{t-1}=0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{\Pr(D_{it} = 0, R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)}{\Pr(R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)} - \frac{\Pr(D_{it} = 0, D_{it-1} = 0)}{\Pr(D_{it-1} = 0)} \right] \quad (11)$$

ما معنی داری آماری وابستگی حالت را در دسترسی به اعتبار با محاسبه خطاهای استاندارد برای معادلات 8-11 با استفاده از روش دلتا تست می کنیم.

لازم به ذکر است که این شاخص های وابستگی حالت با وابستگی حالت اصلی محاسبه شده با کاپلیری و جنیکنز 2004 متناظر است که ناهمگونی را کنترل می کند زیرا آن ها تابعی از تفاوت ها در احتمالات هستند که میانگین آن ها در کل نمونه گرفته می شود. این شاخص ها متفاوت از شاخص های ترکیبی وابستگی حالت و اثرات دلسرد کننده هستند که با تفاضل گیری بین حالت های مدل محاسبه می شوند

$$ASD_{R_{t-1}=0} = \left[\frac{\sum_{i=1}^N R_{it} R_{it-1} Pr(R_{it} = 1, D_{it} = 1 | R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)}{\sum_{i=1}^N Pr(R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)} \right] - \left[\frac{\sum_{i=1}^N R_{it} (1 - R_{it-1}) Pr(R_{it} = 1, D_{it} = 1 | R_{it-1} = 0, D_{it-1} = 1)}{\sum_{i=1}^N Pr(R_{it-1} = 0, D_{it-1} = 1)} \right] \quad (12)$$

$$ASD_{D_{t-1}=0} = \left[\frac{\sum_{i=1}^N R_{it} R_{it-1} Pr(R_{it} = 1, D_{it} = 1 | R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)}{\sum_{i=1}^N Pr(R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)} \right] - \left[\frac{\sum_{i=1}^N R_{it} (1 - D_{it-1}) Pr(R_{it} = 1, D_{it} = 1 | D_{it-1} = 0)}{\sum_{i=1}^N Pr(D_{it-1} = 0)} \right] \quad (13)$$

$$ADE_{R_{t-1}=0} = \left[\frac{\sum_{i=1}^N (1 - D_{it}) R_{it-1} Pr(D_{it} = 0 | R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)}{\sum_{i=1}^N Pr(R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)} \right] - \left[\frac{\sum_{i=1}^N (1 - D_{it}) (1 - R_{it-1}) Pr(D_{it} = 0 | R_{it-1} = 0, D_{it-1} = 1)}{\sum_{i=1}^N Pr(R_{it-1} = 0, D_{it-1} = 1)} \right] \quad (14)$$

$$ADE_{D_{t-1}=0} = \left[\frac{\sum_{i=1}^N (1 - D_{it}) R_{it-1} Pr(D_{it} = 0 | R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)}{\sum_{i=1}^N Pr(R_{it-1} = 1, D_{it-1} = 1)} \right] - \left[\frac{\sum_{i=1}^N (1 - D_{it}) (1 - D_{it-1}) Pr(D_{it} = 0 | D_{it-1} = 0)}{\sum_{i=1}^N Pr(D_{it-1} = 0)} \right] \quad (15)$$

با مقایسه \overline{SD} و \overline{DE} با ASD-ADE، می توان شاخص هایی را در مورد اهمیت نسبی اثر وابستگی حالت و ناهمگونی مشاهده نشده و شده شرکت در توجیه پیوستگی کلی در احتمال محدود شدن اعتبار و خارج شدن از بازار اعتبار نشان داد. به طور ویژه اگر \overline{SD} (\overline{DE}) مشابه ASD-ADE باشد، تفاوت های بیشتر در شرکت های تجربه کننده محدودیت اعتبار برای دسترسی اعتبار به میزان زیاد اثر وابستگی حالت نسبت داد.

4- داده ها و متغیرها

3- ما داده ها را از پرسشنامه اعتماد شرکت های تولید کننده توسط ISAT (موسسه تحلیل و مطالعات اقتصادی) که اکنون بخشی از ISTAT است استخراج کردیم. این داده ها برای سازگاری با داده های آزاد شده با موسسات اروپایی توسط پرسش نامه اقلیمی کسب و کار بازمهندسی شده اند که متناسب با بخش های سنتی تخصصی سازی در ایتالیا است (مالگرینی و همکاران 2005). نمونه معرف بر اساس سطح جغرافیایی، فعالیت اقتصادی و تعداد کارکنان لایه بندی شد. نظر سنجی حدود 4000 شرکت تولیدی ایتالیایی را با حداقل 5 کارمند شامل می شود و از مارس 2008 تا مارس 2010 مصحبه شدند. داده ها در سطح شرکتی به صورت فصلی قابل دسترسی بودند. دسترسی به نظر سنجی یا پرسش نامه ها به طور فصلی بهتر قادر به بررسی

وابستگی در دسترسی اعتبار به جای پرسشنامه های ساختاری اعتبار می باشد و از این روی این می تواند بر ورودی و خروجی شرکت در یک مدت زمان طولانی اثر داشته باشد.

مجموعه داده ها، اطلاعاتی را در مورد ویژگی های شرکت های مختلف می دهد با این حال به دلیل حفظ محرمانگی، هیچ گونه شاخص های شناسایی شرکت در بانک های وام دهنده وجود نداشت به این ترتیب امکان تریب داده ها با سایر منابع برای دسترسی به اطلاعات ترازنامه وجود ندارد. به دلیل دسترسی به داده های مربوط به موقعیت شرکت، در سطح استانی، ما مجموعه داده های ISAE-ISATAT با داده های ماهانه در دوره های ورودی و خروجی توسط بانک ایتالیایی جمع اوری کردیم و داده های GDP واقعی منطقه ای توسط ISTAT منتشر نشده است.

به جز سال 2010 به دلیل داده های پرت و مشاهدات با مقادیر مفقود در متغیر های اختیار شده، 3893 شرکت بین 2008 و 2009 مشاهده شدند. برآورد مدل در بخش 2 بر اساس نمونه های از تغییرات می باشد. به این ترتیب مجموعه داده ها طوری شکل داده می شوند که واحد مشاهداتی یک شرکت مشاهده شده برای یک جفت محتمل از فصول متوالی است این پرسشنامه دارای یک بخش خاص در دسترسی شرکت به اعتبار با اطلاعات مربوط به تقاضای شرکت برای تصمیمات وام دهی اعتبار و بانک است به طوری که می توان بین عرضه و تقاضای اعتبار بانک تمایز قایل شد. ما تقاضای اعتبار را با متغیر شاخص اندازه گیری می کنیم که مقدار 1 را برای شرکت هایی فرض می کند که معمولاً درخواست اعتبار می کنند.

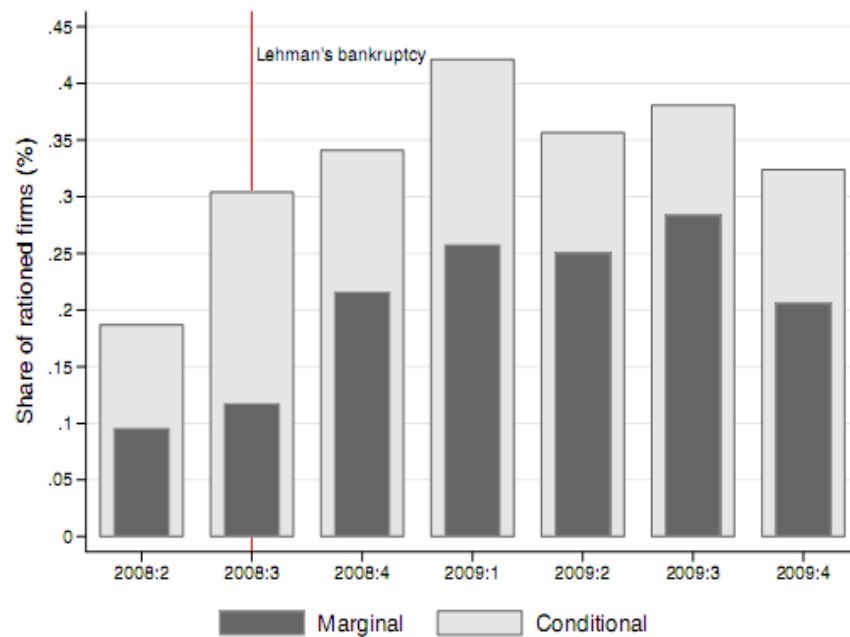
متقاضیان محدود شامل شرکت هایی هستند که در یک فصل معین درخواست وام کرده اند و با متغیر ساختگی برای محدودیت اعتبار شناسایی شده و معادل با یک برای شرکت هایی است که مقدار مطلوب اعتبار بانک را بدست نمی آورند. متغیر های ما بدون داشتند داده های سطح وام در خصوص تقاضای وام و محدودیت اعتبار اشاره ای با رابطه خاص شرکت- بانک ندارد.

جدول 1 خلاصه ای از ترکیب نمونه را با حالت شرکت در t و $t-1$ برای نمونه کاملی از تغییرات نشان می دهد. فرکانس حاشیه ای متقاضیان محدود شده در زمان t در نمونه ما 20.1 درصد است در حالی که فرکانس اعتبار در T مشروط بر محدودیت اعتبار گذشته با تجربه برابر با 34.6 درصد است. این بدین معنی است که 80 درصد متقاضیان محدود شده در فصل T مربوط به مجموعه ای از شرکت هایی بودند که در فصل قبل هم محدودیت

دسترسی به اعتبار داشتند. فرکانس شرطی متقاضیان محدود بیش از فرکانس حاشیه است اگرچه دو فرکانس از یک الگو تبعیت می کنند و یک افزایش ناگهانی بعد از فروپاشی لهمان وجود دارد (شکل 1).
 جدول 1: ترکیب نمونه بر اساس تغییرات حالت. ما از داده های نظر سنجی انجام شده با IASE استفاده می کنیم که بخشی از ISTAT است. حدود 4000 شرکت تولیدی با حداقل 5 کارمند، از مارس 2008 تا فوریه 2010 مصاحبه شدند.

	Quarter t-1	Quarter t			Obs.
		No demand	Not rationed	Rationed	
No demand	78.92%	17.13%	3.94%	16,861	
Not rationed	53.99%	41.13%	4.87%	5910	
Rationed	46.68%	18.79%	34.53%	1309	
Obs.	17,109	5566	1405	24,080	

مجموعه رگرسورها شامل متغیرهای اعتبار در سطح بازار اعتبار و شرکت است. تعاریف و میانگین نمونه هم متغیرها در جدول 1 نشان داده شده است. متغیرهای اصلی اختیار شده مسووم به اندازه شرکت، که با لگاریتم تعداد کارکنان اندازه گیری می شود. بر اساس استدلال های استاندارد در منابع بانگ داری، می توان فرض کرد که شرکت های کوچک بهتر از شرکت های بزرگ تر می توانند از فناوری های رتبه بندی اعتبار اطلاعاتی استفاده کنند (برگر و اندل 1998، دیگریس و همکاران 2009). وثیقه از اهمیت زیادی برای دسترس شرکت ها برای اعتبار برخوردار است (دکریس و وان دریسل 2000 ف استیول و وودراکسزر 2009). این موجب می شود تا شرکت های کوچک اعتبار محدودی در هر دوره داشته باشند و یا در یک حالت محدودیت اعتبار گرفتار شوند و این به دلیل کاهش ارزش خالص تولید شده توسط اثر منفی است.



شکل 1: متقاضیان محدود: فرکانس های حاشیه ای و شرطی

از این روی شرکت های کوچک معمولاً از یک حالت وضعیت محدود رنج می برند. ارزیابی های مثبت و منفی در شرکت های کوچک توسط وام دهنده ها برای استفاده از اطلاعات نرم صورت می گیرد و نتایج مربوطه را می توان در پیوست 2 مشاهده کرد. در عین حال، فراریت اطلاعات شرکت های کوچک موجب افزایش اثرات دلسرد کنندگی ناشی از مشکلات تجربه شده در اعتبار دسترسی می شود. به علاوه، برای شرکت های کوچک، درخواست وام و هزینه های سویچینگ بالاتر است در نتیجه، شرکت های کوچک تر تمایل دارند تا از درخواست وام دلسرد شوند. مجموعه ای از متغیر های سطح شرکت شامل یک متغیر ساختکی برای شرکت های صادر کننده EXPORT است که به صورت شرکت هایی تعریف می شوند که برخی از محصولات خود را به خارج از کشور می فروشند. این متغیر که به صورت شاخص تولید استفاده می شود اثر مثبتی بر روی تقاضا برای تولید دارد. متغیر مقوله ای LIQUIDTY، سلامت مالی شرکت را بر اساس سوالات مربوط به سطح نقدینگی با توجه به نیاز های عملیاتی تعیین می کند که در آن پاسخگویان می توانند خوب باشند، نه خوب باشند نه بد و یا بد باشند.

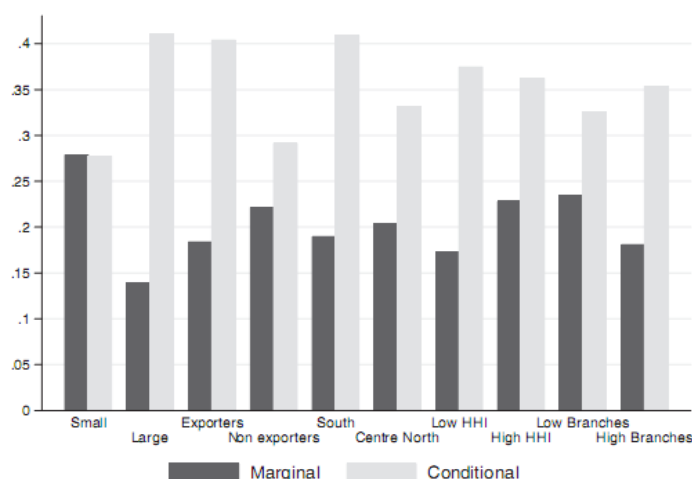
جدول 2: متغیر: تعاریف و توصیف ها. این جدول توصیف و میانگین نمونه را بر اساس تغییرات متغیر های مورد استفاده در برآورد مدل نشان می دهد هم متغیر ها در هر دو سطح شرکت و اعتبار بازاری در نظر گرفته می

شوند. آماره ها بر اساس 24080 مشاهده هستند.

Variable	Description	Mean
D	Dummy equal to one for firms which report direct contacts with one or more banks in the previous quarter in order to seek credit (i.e., we exclude firms stating that they just went to the bank to ask for information).	28.9
R	Dummy equal to one for firms which stated that they did not obtain the desired amount of bank credit provided they contacted one or more banks.	20.1
SIZE	The logarithm of the firm's number of employees.	3.13
EXPORT	Dummy equal to one if the firm is an exporter, and zero otherwise.	0.471
SOUTH	Dummy equal to one if the firm is located in the southern regions of Italy, and zero otherwise.	0.176
HHI	Herfindahl-Hirschman index calculated on bank branches in the province where the firm is located.	1.061
BRANCHES	Number of branches for 10,000 inhabitants by province.	6.273
GDP GROWTH	Regional real GDP growth rate (ISTAT), expanded using quarterly national data on GDP and expenditure components by Chow and Lin (1971)'s interpolation.	0.089
TIME	Quarter dummies from 2008:q2 to 2009:q4.	
LIQUIDITY	Level of liquidity:	
GOOD=1		0.241
NEITHER GOOD OR BAD=2		0.559
BAD=3		0.200
INDUSTRY	2 digit 2002 ATECO classification:	
1: extractive		0.020
2: food		0.094
3: textile		0.214
4: wood and other		0.114
5: paper plants and paper processing		0.055
6: fuel, chemistry and plastic		0.160
7: steel		0.145
8: mechanics		0.092
9: electrics and electronics		0.072
10: transportation machinery		0.034
ORDER	Level of orders and demand:	
HIGH=1		0.059
NORMAL=2		0.470
LOW=3		0.471
LABOR COST	Percentage change in labor cost per employee in the past 12 months.	1.285

در نهایت، متغیر اندازه گیری سطح سفارش به صورت یک محدود کننده در شرایط اولیه استفاده می شود. از این روی پرسش نامه این سوال را می پرسد که سطح سفارش و تقاضا در فصل جاری چیست و با چه ترتیبی بیان می شود. از آن جا که ما مدل دو دوره ای را برای هر متغیر در نظر می گیریم می توان فرض کرد که این اطلاعات تنها بر تصمیم اولیه درخواست وام و پاسخ اولیه بانک اثر دارد و این ممکن است شامل اطلاعات در فصل بعدی نباشد. به علاوه، روند تغییرات موجود در هزینه های کار در طی 12 ماه قبل LABOR COST به عنوان یک محدود کننده برای معادلات تقاضای اعتبار در 4 و 6 استفاده می شوند. به عنوان شاخصی از ساختار بازار اعتباری محلی در سطح استانی، ما از هزار شعبه به ازای 10000 و شاخص هیرسمن-هرنفین تمرکز بازاری بر اساس سهام شعبه های بانک ها استفاده می کنیم. تا حدی که قدرت بازاری بانک ها و استاندارد های

اعتباری با افزایش تمرکز بازاری اعتباری افزایش می یابد، احتمال محدودیت اعتبار و HH1 همبستگی مثبتی دارد. ما تغییرات منطقه ای را در سیکل کسب و کار که بر تقاضا و عرضه اعتبار با افزودن نرخ رشد منطقه ای داده های سالانه کنترل می کنیم که توسط ISTAT در مولفه های داده های ناخالص داخلی و هزینه ها منتشر شده است. شکل 2 فرکانس های حاشیه ای مشروط بر حالت محدودیت T-1 را برای متقاضیان در نظر گرفته ایم. چندک ها معمولاً به دو مقدار برای متغیرهای دو دویی تقسیم می شوند. و از این روی برای اولین وسومین چندک می توان توزیعات اندازه SIZE, HH1, BRANCHES را در نظر گرفت. لازم به ذکر است که الگوهای فرکانس های شرطی و حاشیه ای معکوس هستند. و لذا به طور متوسط شرکت های غیر صادر کننده و کوچک دارای درخواست اعتبار کم تری می باشند که توسط بانک ها دریافت می شود با این حال شرکت های صادر کننده درجه بالاتری را از وابستگی در رد اعتبار دریافت می کنند.



شکل 2: متقاضیان در شرایط محدود: فرکانس های حاشیه ای و شرطی بر اساس ویژگی های بازارهای

اعتباری و شرکتی

نتایج برآورد ها و بحث

1-1-4 شناسایی وابستگی حالت

جدول 3 نتایج اصلی را نشان داده و برآورد های حاصل از مدل درجه اول مارکوف را با مقدار بدست آمده از فنون برآورد جایگزین برای وابستگی حالت در دسترس به اعتبار مقایسه می کند و ناهمگونی مشاهده نشده و انتخاب نمونه را نادیده می گیرد. چهار ستون اول، پارامترهای برآورد شده معادلات 3 تا 6 را گزارش می کنند و

ضرایب همبستگی مدل پیشنهادی مارکوف در بخش 2 نشان داده شده است. ستون 5 و 6 نتایج برآورد مدل پروبیت را با انتخاب نمونه نشان می دهد که در آن احتمال محدود شدن یک شرکت به طور مشترک با معادله تقاضا برآورد می شود با این حال شرایط اولیه محدودیت اعتبار به صورت برون زا در نظر گرفته شده و اثرات ناهمگونی مشاهده نشده در T-1 نادیده گرفته می شود. آخرین ستون نتایج یک برآورد مدل پروبیت ساده را در معادله تقاضا نشان می دهد که در آن هر دو انتخاب نمونه و شرایط اولیه رسیدگی نمی شوند.

در مدل 1، پارامترهای کلیدی γ_1 مرتبط با R_{t-1}^* در معادله محدودیت اعتباری است و از نظر آماری مثبت و معنی دار است (4) و نشان می دهد که وقتی شرکت دسترسی محدودی به اعتبار در T-1 داشته باشد احتمال تجربه یک محدودیت جدید در T به طور متوسط بیش از شرکت هایی است که فاقد اعتبار محدودیت است و یا این که درخواست وام در t-1 نمی کنند. در عین حال، نتایج نشان داده شده است که ϕ در (4) منفی و معنی دار است. با برابر در نظر گرفت همه شرایط، شرکت های تجربه کننده یک وام t-1 بعید است که درخواست وام در زمان t کند. به طور کلی، این نتایج نشان دهنده وابستگی قوی در دسترسی به اعتبار می شود که بر حسب تمایل بانک ها برای حفظ ارزیابی منفی قابلیت شرکت از یک دوره به دوره دیگر بیان می شود.

	Eq. (6)	Eq. (5)	Eq. (4)	Eq. (3)	Dt	Rt	Rt
Dt-1							
Rt-1							
R*							
t-1	-0.273 (.153)*	0.927 (.137)***	0.605 (.037)***	0.236 (.072)***		1.163	
SIZE	0.045 (.008)***	-0.093 (.017)***	0.047 (.008)***	-0.083 (.014)***		0.050	
EXPORT	0.156 (.020)***	-0.067 (.041)*	0.147 (.020)***	-0.126 (.028)***			
HHI	0.004 (.017)	0.020 (.034)	-0.004 (.017)	0.022 (.021)		-0.005 (.018)	0.025
			0.035				(.039)

BRANCHES	0.012 (.005)**	-0.038 (.009)***	0.011 (.005)**	-0.020 (.007)***
	0.013(.005)***	-0.024 (.006)***	-0.032 (.010)***	
SOUTH	-0.029 (.023)	0.020 (.044)	-0.027 (.023)	-0.005 (.030)
	0.010 (.030)		-0.057 (.052)	
GDP GR	-0.025 (.008)***	-0.007 (.015)	-0.012 (.008)	0.005 (.010)
	(.008)	0.003 (.010)	-0.010 (.017)	
TIME				
2008:q2	-0.157 (.032)***		0.007 (.074)	
2008:q3	-0.120 (.033)***	-0.006 (.071)	0.066 (.032)**	-0.019 (.049)
	(.032)**	-0.026 (.044)	0.108 (.078)*	
2008:q4	-0.306 (.044)***	0.278 (.086)***	-0.064 (.034)*	0.239 (.095)**
	(.034)	0.252 (.055)***	0.475 (.079)***	-0.054
2009:q1	-0.389 (.061)***	0.312 (.116)***	-0.123 (.043)***	0.263 (.091)***
	0.123 (.044)***	0.277 (.062)***	0.418 (.098)***	-
2009:q2	-0.407 (.069)***	0.273 (.128)**	-0.129 (.061)**	0.232 (.092)**
	(.061)**	0.242 (.079)***	0.316 (.133)***	-0.126
2009:q3	-0.464 (.053)***	0.470 (.100)***	-0.278 (.069)***	0.395 (.110)***
	0.277 (.068)***	0.412 (.089)***	0.459 (.149)***	-
2009:q4	-0.257 (.053)***	0.288 (.071)***	-0.263 (.053)***	0.301 (.069)***
	0.223 (.119)**			
LIQUIDITY				
NEITHER	0.211 (.022)***	0.224 (.023)***	-0.070 (.106)	0.201 (.022)***
	0.023 (.048)		0.395 (.060)***	-
BAD	0.493 (.028)***	0.520 (.035)***	-0.120 (.212)	0.389 (.028)***
	(.083)	0.868 (.065)***	0.057	
LABOR COST	0.016 (.003)***	0.010 (.004)**	0.009(.002)***	
ORDER				
NORMAL	-0.202 (.035)***		0.204 (.079)***	
LOW	-0.227 (.036)***		0.306 (.078)***	

Correlation					Coeff.
21		-0.627			(.156)***
31	0.429			(.018)***	0
41	-0.424			(.030)***	0
32	-0.000			(.128)	0
42	0.042			(.117)	0
43	-0.967	(.106)***		-0.954	(.026)***
Pooled	transitions	24,080		24,080	6971
Censored	obs.			17,090	17,090
Log-likelihood		-33,582.03		-16,931.12	-2878.50
SDR					
t-1=0		0.252			(.060)***
SDD					
t-1=0		0.264			(.065)***
DER					
t-1=0		-0.100			(.058)**
DED					
t-1=0		-0.333			(.055)***
State	dependence	(2 2)	W	=	53.962
Initial	conditions	(2 4)	LR	=	1173.746
Joint	exogeneity	(2 6)	LR	=	1201.773
* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p					

به طور کلی، وابستگی حالت در معادله تقاضا و رتبه بندی اماره تست والد برای فرض صفر ϕ و γ برابر با صفر در نظر گرفته شد. مقدار اماره 53.96 با χ^2 مقایسه می شود که نشان می دهد که فرض صفر نبود وابستگی حالت را می توان رد کرد. با بررسی نتایج مدل پروبیت با انتخاب نمونه نشان می دهد که یک مدل ترکیبی، ناهمگونی شرکت ثابت زمانی را بر اساس همبستگی با متغیرهای وابسته تاخیری نشان می دهد که منجر به نتایج آریبی می شود. به طور ویژه پارامترهای وابستگی حالت زمانی به طور معنی داری تغییر می

کنند که شرایط اولیه پوشش داده نشود. اولاً، شرکت های با اعتبار محدود مجدداً ممکن است در دوره دیگر محدودیت پیدا کنند با این حال مقدار پارامتر γ کم تر از مقدار برآورد شده با مدل مارکوف مرتبه اول است که اثرات انتخاب نمونه را در $t-1$ نشان می دهد. دوم، با چشم پوشی از شرایط اولیه، ضریب R_{t-1}^* در معادله تقاضا به طور معنی داری مثبت است و این نشان می دهد که تجربه محدودیت اعتباری در $t-1$ منجر به تحریک شرکت ها به درخواست اعتبار در زمان t می کند. برون زایی شرایط اولیه با تست LR فرض صفر $\rho_{31} = \rho_{41} = \rho_{32} = \rho_{42} = 0$ بررسی می شود. مقدار تست 1173.75 می باشد به طوری که فرضیه صفر رد می شود.

ضرایب همبستگی برآورد شده مدل 1 نشان می دهد که آریبی انتخاب در مدل سازی احتمال رتبه بندی بایستی توجیه شود. برآورد های ρ_{43} همبستگی بین تقاضا و رتبه بندی T-1 است و از این روی مقدار مطلق و معنی داری نشان داده می شود. مقادیر منفی ضرایب همبستگی بین تقاضای اعتبار و معادلات عرضه نشان می دهد که شرکت ها تقاضای وام نمی کنند زیرا انتظار نمی رود که احتمال بالایی از محدود شدن وجود داشته باشد. نتایج نشان داده است که همبستگی بین جملات خطا در معادلات محدودیت اعتباری P31 مثبت و معنی دار است و این نشان می دهد که ویژگی های مشاهده ناپذیر ثابت زمانی وجود دارد که بر احتمال محدود شدن اعتبار اثر دارد. بر اساس برآورد های مدل مارکوف درجه اول، وابستگی حالت در محدودیت اعتبار در اثرات مختلف در بخش 2-3 نشان داده شده است. به طور متوسط، شرکت های تجربه کننده محدودیت وام در T-1 به صورت 25.2 درصد احتمال درخواست وام را دارند که $(\overline{SD}_{R_{t-1}=0})^{t-1}$ بوده و احتمال عدم درخواست برابر با 26.4 درصد است. این تفاوت معنی دار بوده و از نظر اقتصادی اهمیت دارد با توجه به این که فرکانس نمونه شرکت ها 20 درصد است. به این ترتیب اثر دلسرد کنندگی از نظر آماری معنی دار و مهم است زیرا احتمال درخواست معمولاً بر اساس محدودیت اعتبار $(\overline{DE}_{R_1=0})$ 10% بیش از وام دهنده های غیر محدود بوده و 33.3 درصد بیش از متقاضیان جدید است. چندک های \overline{SD} و \overline{DE} با مقایسه \overline{SD} و \overline{DE} با ASD-ADE می توان شاخص هایی را در مورد اهمیت نسبی اثر وابستگی حالت و ناهمگونی مشاهده نشده و شده شرکت در توجیه پیوستگی کلی در احتمال محدود شدن اعتبار و خارج شدن از بازار اعتبار نشان داد. به

طور ویژه اگر $\overline{SD} (\overline{DE})$ مشابه ASD-ADE باشد، تفاوت های بیشتر در شرکت های تجربه کننده محدودیت اعتبار برای دسترسی اعتبار به میزان زیاد اثر وابستگی حالت نسبت داد.

مقایسه مدل های مختلف: خوبی برازش

به عنوان اولین شاخص کمبود برازش مدل 1، ما اقدام به مقایسه نرخ های پیش بینی شده در جدول 4 با فرکانس های شرطی نمونه در جدول 1 می کنیم و سپس یک تناقض بین دو مجموعه از احتمالات تعیین می شوند. برای رازیابی صحت مدل های مختلف ما به بررسی منحنی های ویژگی های عملیاتی و سطح زیر منحنی می پردازیم. مورد دوم شاخصی از قدرت پیش بینی مدل است که مستقل از احتمال شاعد برای طبقه بندی پیش بینی های مدل است. AUROC یک تست ساده را در برابر مقدار 0.5 نشان می دهد. شکل 3 ROC را برای احتمالات محدود کنندگی در T را بر اساس اعتبار محدود شده فصل قبل نشان می دهد. برای مدل مارکوف مرتبه اول، احتمالات بر طبق حالت T-1 تعیین می شوند. در پانل الف، احتمال محدودیت اعتباری برای مدل مارکوف درجه اول و برای مدل پروبیت با انتخاب نمونه مشروط بر تقاضای اعتبار برای T است و ب احتمال محدودیت اعتبار را نشان می دهد که به صورت احتمال حاشیه ای درخواست $Pr(D_t = 1, R_t = 1)$ نشان می دهد. مدل پروبیت از این دومین تحلیل در این مدل نشان می دهد که تقاضای اعتبار مستقل از هم می باشند.

شکل 3 بیان می دارد که مدل مارکوف مرتبه اول توصیف کننده دسترسی به اعتبار به طور صحیح تری از مدل پروبیت با انتخاب مدل است. شکل منحنی های ROC و مقادیر AUROC در هر دو پانل نشان می دهد که کنترل کننده شرایط اولیه بوده و این به طور معنی داری موجب بهبود قدرت پیش بینی مدل مارکوف مرتبه اول می شود. حداقل برای طیف وسیعی از احتمالات شاهد، منحنی ROC نشان دهنده مقادیر مثبت است. به طور ویژه، در پانل الف، تفاوت در ARUOC با استفاده از مدل مارکوف مرتبه اول و پروبیت تعیین می شود. این نشان می دهد که افزایش در صحت مربوط به ظرفیت حاصل از ناهمگنی بیش از انتخاب نمونه مدل است.

جدول 4: ماتریس گذار احتمالات تخمین شده برای مدل 1: وابستگی حالت ترکیبی در دسترسی به اعتبار.

این جدول گزارش را در پانل فوقانی را برای نمونه گذارها با استفاده از فصول 2008 و 2009 نشان می

دهد. پانل پایینی شاخص های ترکیبی را برای وابستگی حالت نشان می دهد و اثرات دلسرد کنندگی با تفاضل گیری بین نرخ گذار محاسبه می شود

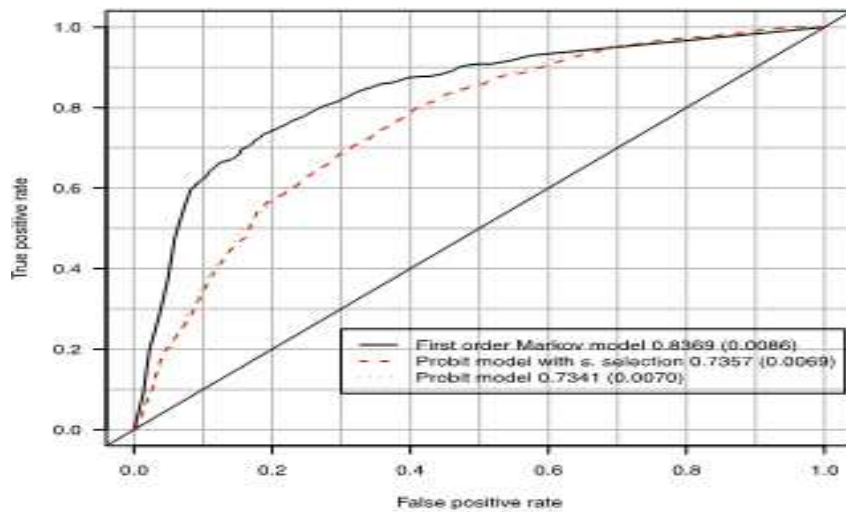
Quarter $t-1$	Quarter t		
	No demand	Not rationed	Rationed
No demand	78.98%	17.25%	3.92%
Not rationed	54.24%	40.84%	5.02%
Rationed	46.54%	19.03%	33.97%

Aggregate state dependence and discouragement effect	
$ASD_{R_{t-1}}$	$0.340 - 0.052 = 0.289$
$ASD_{D_{t-1}}$	$0.340 - 0.039 = 0.300$
$ADE_{R_{t-1}}$	$0.465 - 0.542 = -0.077$
$ADE_{D_{t-1}}$	$0.465 - 0.790 = -0.334$

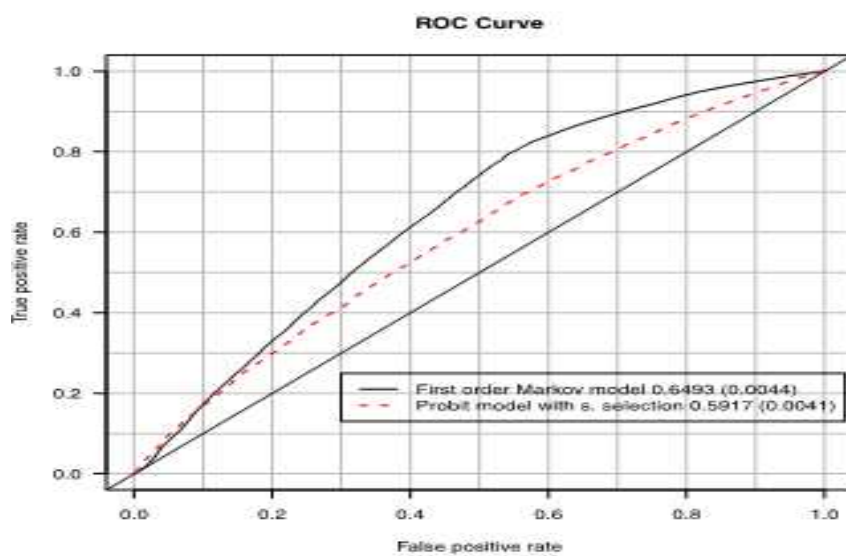
3-1-4 عوامل تعیین کننده دسترسی اعتبار

در این بخش، ما به بررسی اثر متغیر های دیگر بر روی احتمال تقاضای وام و محدودیت اعتبار با اشاره به برآورد های مدل می پردازیم.

نتایج نشان داده است که شرکت های کوچک و صادر کننده از این روی شرکت های کوچک معمولاً از یک حالت و وضعیت محدود رنج می برند. ارزیابی های مثبت و منفی در شرکت های کوچک توسط وام دهنده ها برای استفاده از اطلاعات نرم صورت می گیرد و نتایج مربوطه را می توان در پیوست 2 مشاهده کرد. در عین حال، فراریت اطلاعات شرکت های کوچک موجب افزایش اثرات دلسرد کنندگی ناشی از مشکلات تجربه شده در اعتبار دسترسی می شود. به علاوه، برای شرکت های کوچک، درخواست وام و هزینه های سوییچینگ بالاتر است در نتیجه، شرکت های کوچک تر تمایل دارند تا از درخواست وام دلسرد شوند. مجموعه ای از متغیر های سطح شرکت شامل یک متغیر ساختگی برای شرکت های صادر کننده است که به صورت شرکت هایی تعریف می شوند که برخی از محصولات خود را به خارج از کشور می فروشند. این متغیر که به صورت شاخص تولید استفاده می شود اثر مثبتی بر روی تقاضا برای تولید دارد. متغیر مقوله ای، سلامت مالی شرکت را بر اساس سوالات مربوط به سطح نقدینگی با توجه به نیاز های عملیاتی تعیین می کند که در آن پاسخگویان می توانند خوب باشند، نه خوب باشند نه بد و یا بد باشند.



(a) Probability of credit restriction at time t



(b) Probability of being out of the credit market at time t

شکل 3: خوبی برازش

جدول 5: شاخص های ترانزنامه: تعاریف و ویژگی های توصیفی. این جدول توصیف و میانگین را بر اساس

تغییرات شاخص های ترانزنامه در برآورد مدل ارایه کرده است.

Variable	Description	Mean
<i>INTERBANK</i>	Interbank borrowing divided by total assets	9.995%
<i>SECURITIZE</i>	Volume of securitized loans divided by total assets	1.005%
<i>CHARGEOFF</i>	Loan loss provisions and charge-offs divided by total assets	1.674%
<i>LIQUID ASSETS</i>	Liquid assets (cash and sovereign bonds) divided by total assets	0.807%
<i>CAPITAL</i>	Tier 1 capital divided by risk-weighted assets	11.605%

جدول 6: نتایج برآیند. مدل مارکوف مرتبه اول، مدل 2. این جدول نتایج برآورد مدل مارکوف مرتبه اول را برای مشخصات با در نظر گرفتن مشخصات و شاخص های طرف عرضه اعتبارنشان می دهد. نسبت قرض بین بانکی بر دارایی ها (بین بانکی)، نسبت وام به اوراق بهادار بیش از کل دارایی (SECURITIZE)، نسبت زیان وام و اتهام آف بیش از کل دارایی (CHARGE OFF)، نسبت دارایی های نقدی بیش از کل دارایی (دارایی های نقدی) . نتایج برآورد معادلات شرایط اولیه گزارش نشده است. ضرایب برآورد شده ثابت ، متغیر های LIQUIDITY و متغیر های INDUSTRY برای اختصار گزارش نشده اند. انحراف معیار در پرانتز نشان داده شده است.

Model				(2)
Dt				Rt
				R*
t-1	-0.267	(.156)*	0.926	(.141)***
SIZE	0.047	(.008)***	-0.085	(.015)***
EXPORT	0.144	(.020)***	-0.124	(.028)***
SOUTH	-0.068	(.032)**	0.008	(.045)
HHI	0.019	(.021)	0.009	(.028)
BRANCHES	0.005	(.006)	-0.013	(.008)
INTERBANK	-0.002	(.004)	0.001	(.005)
SECURITIZE	0.007	(.016)	0.011	(.023)
CHARGE OFF	-0.042	(.022)*	0.032	(.026)
LIQUID ASSETS	-0.060	(.047)	0.058	(.058)
CAPITAL	-0.001	(.007)	0.014	(.010)
GDP GR	-0.015	(.009)*	0.006	(.011)
TIME		(ref:		2008:q2)
2008:q3	0.067	(.032)**	-0.017	(.049)
2008:q4	-0.067	(.034)**	0.246	(.097)**
2009:q1	-0.121	(.049)**	0.236	(.088)***
2009:q2	-0.136	(.068)**	0.205	(.093)**
2009:q3	-0.290	(.076)***	0.371	(.111)***
2009:q4	-0.261	(.059)***	0.260	(.074)***
Correlation				coeff.
21		-0.613		(.164)***
31		0.429		(.019)***
41		-0.425		(.033)***
32		0.008		(.132)
42		0.038		(.125)
43		-0.964		(.112)***
Log-likelihood				-33,567.51
				SDR
t-1=0		0.249		(.062)***

t-1=0			0.260		SDD (.067)***
t-1=0			-0.100		DER (.060)**
t-1=0			-0.333		DED (.058)***
2	2)	W	=	50.737	State dependence (
2	4)	LR	=	1171.673	Initial conditions (
				2 6)	LR = 1197.952
					Joint exogeneity (

جدول 7: نتایج برآورد: مدل مارکوف مرتبه اول، مدل 3. این جدول نتایج برآورد را برای مدل مرتبه اول مارکوف برای یک مشخصه‌ها جمله اثر متقابل R_{t-1}^* و size را در نظر گرفته است. برآورد نتایج اولیه و شرایط قابل دسرس است. نتایج برآورد معادلات شرایط اولیه گزارش نشده است. ضرایب برآورد شده ثابت، متغیرهای LIQUIDITY و متغیرهای INDUSTRY برای اختصار گزارش نشده اند. انحراف معیار در پرانتز نشان داده شده است.

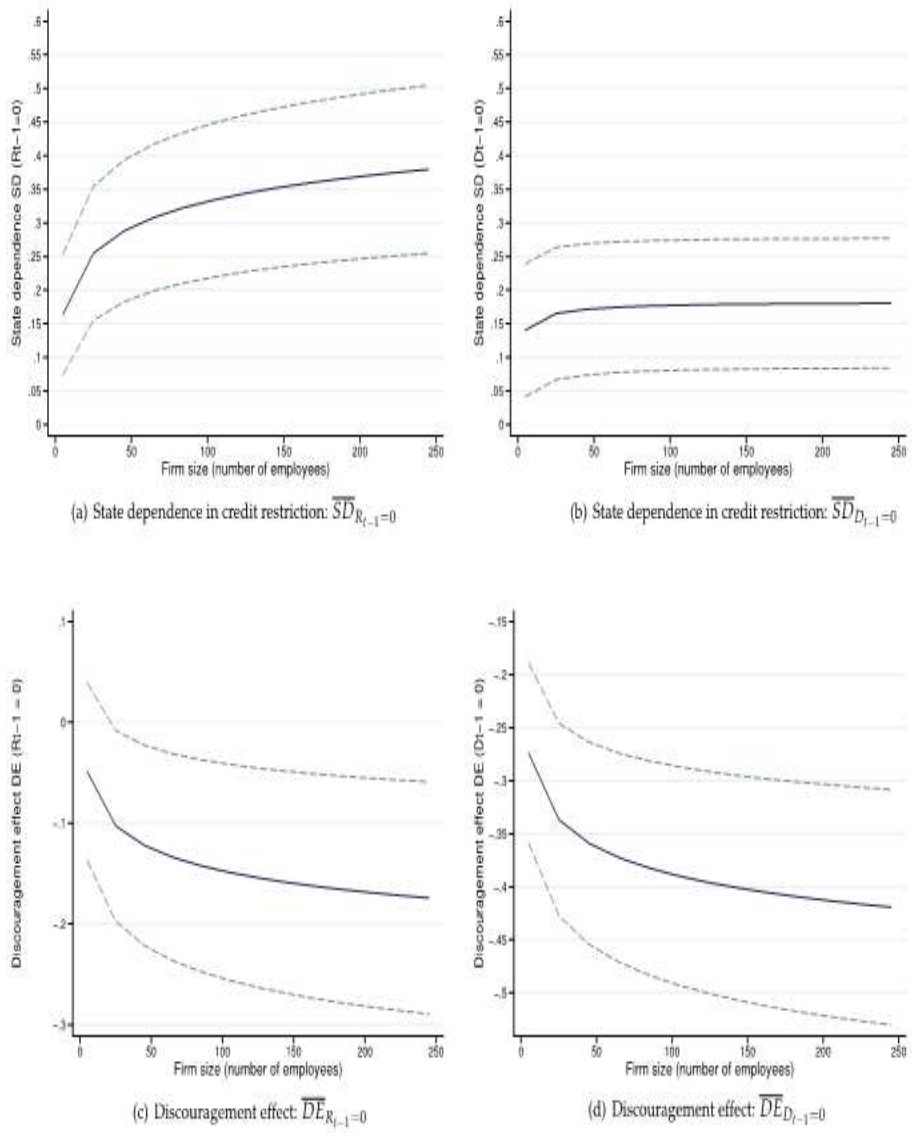
Model (3)		
	D_t	R_t
R_{t-1}^*	-0.433 (.152)***	0.680 (.175)***
SIZE	0.044 (.008)***	-0.094 (.019)***
EXPORT	0.146 (.020)***	-0.120 (.030)***
SOUTH	-0.028 (.023)	-0.012 (.033)
HHI	-0.004 (.017)	0.025 (.023)
BRANCHES	0.012 (.005)**	-0.022 (.007)***
GDPGR	-0.011 (.008)	0.004 (.011)
TIME (ref: 2008:q2)		
2008:q3	0.068 (.032)**	-0.006 (.051)
2008:q4	-0.062 (.034)*	0.277 (.087)***
2009:q1	-0.122 (.043)***	0.296 (.085)***
2009:q2	-0.128 (.061)***	0.256 (.091)***
2009:q3	-0.275 (.068)***	0.426 (.107)***
2009:q4	-0.254 (.053)***	0.301 (.073)***
SIZE \times R_{t-1}^*	0.074 (.032)**	0.088 (.039)**
Correlation coeff.		
ρ_{21}		-0.627 (.175)***
ρ_{31}		0.424 (.018)***
ρ_{41}		-0.417 (.035)***
ρ_{32}		-0.028 (.133)
ρ_{42}		0.056 (.125)
ρ_{43}		-0.941 (.122)***
Log-likelihood		-33,571.98
$\overline{SD}_{R_{t-1}=0}$		0.248 (.060)***
$\overline{SD}_{D_{t-1}=0}$		0.261 (.065)***
$\overline{DE}_{R_{t-1}=0}$		-0.099 (.056)**
$\overline{DE}_{D_{t-1}=0}$		-0.332 (.054)***
State dependence (χ_4^2)		W = 61.350
Initial conditions (χ_4^2)		LR = 1170.852
Joint exogeneity (χ_6^2)		LR = 1195.518

4-1-4 کنترل تغییرات در عرضه اعتبار

در طی 2007-2008، (بحران مالی دنیا) ناپایداری بازار بین بانکی موجب کاهش وام بانکی برای بانک های وابسته به وام و سرمایه گذاری عمده شد (اینواشین و شارکمفیتسن 2010، پوری و همکاران 2011، سانتوس 2011، کاپان و مینوس 2015). در ایتالیا، بانا سکور سی 2016 گزارش کرده اند که شرکت های وام گیرنده از بانک ها با سهم بالای وام ها، یک عرضه محدود را تجربه می کند. پیوستگی اعتبار و اثرات دلسردگندگی منعکس کننده شرایط عرضه ناشی از محدودیت های نقدینگی است. مجموعه داده ها، اطلاعاتی را در مورد ویژگی های شرکت های مختلف می دهد با این حال به دلیل حفظ محرمانگی، هیچ گونه شاخص های شناسایی شرکت در بانک های وام دهنده وجود نداشته به این ترتیب امکان تریب داده ها با سایر منابع برای دسترسی به اطلاعات ترازنامه وجود ندارد. به دلیل دسترسی به داده های مربوط به موقعیت شرکت، در سطح استانی، ما مجموعه داده های ISAE-ISATAT با داده های ماهانه در دوره های ورودی و خروجی توسط بانک ایتالیایی جمع آوری کردیم و داده های GDP واقعی منطقه ای توسط ISTAT منتشر نشده است.

به جز سال 2010 به دلیل داده های پرت و مشاهدات با مقادیر مفقود در متغیر های اختیار شده، 3893 شرکت بین 2008 و 2009 مشاهده شدند. برآورد مدل در بخش 2 بر اساس نمونه های از تغییرات می باشد. به این ترتیب مجموعه داده ها طوری شکل داده می شوند که واحد مشاهداتی یک شرکت مشاهده شده برای یک جفت محتمل از فصول متوالی است این پرسشنامه دارای یک بخش خاص در دسترسی شرکت به اعتبار با اطلاعات مربوط به تقاضای شرکت برای تصمیمات وام دهی اعتبار و بانک است به طوری که می توان بین عرضه و تقاضای اعتبار بانک تمایز قایل شد. ما تقاضای اعتبار را با متغیر شاخص اندازه گیری می کنیم که مقدار 1 را برای شرکت هایی فرض می کند که معمولاً درخواست اعتبار می کنند. متقاضیان محدود شامل شرکت هایی هستند که در یک فصل معین درخواست وام کرده اند و با متغیر ساختگی برای محدودیت اعتبار شناسایی شده و معادل با یک برای شرکت هایی است که مقدار مطلوب اعتبار بانک را بدست نمی آورند. متغیر های ما بدون داشتن داده های سطح وام در خصوص تقاضای وام و محدودیت اعتبار اشاره ای با رابطه خاص شرکت-بانک ندارد. جدول 4 خلاصه ای از ترکیب نمونه را با حالت شرکت در t و $t-1$ برای نمونه کاملی از تغییرات نشان می دهد. فرکانس حاشیه ای متقاضیان محدود شده در زمان t در نمونه ما 20.1 درصد است در

حالی که فرکانس اعتبار در T مشروط بر محدودیت اعتبار گذشته با تجربه برابر با 34.6 درصد است. این بدین معنی است که 80 درصد متقاضیان محدود شده در فصل T مربوط به مجموعه ای از شرکت هایی بودند که در فصل قبل هم محدودیت دسترسی به اعتبار داشتند. فرکانس شرطی متقاضیان محدود بیش از فرکانس حاشیه است اگرچه دو فرکانس از یک الگو تبعیت می کنند و یک افزایش ناگهانی بعد از فروپاشی همان وجود دارد (شکل 4).



شکل 4: وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار و اندازه شرکت.

استفاده از این متغیرهای شاهد که از نظر آماری معنی دار است اثری بر روی ضرایب برآورد شده مرتبط با اعتبار در دوره قبلی R_{t-1}^* و نیز اثرات متغیرهای توضیحی ندارد. تغییرات در وابستگی حالت و اثرات دلسرد کنندگی ناشی از اندازه شرکت از نظر اقتصادی و آماری معنی دار است. برای شرکت های با 5 کارمند، به دلیل

محدودیت در دوره t-1 این مقدار 26.8 درصد و برای شرکت های با 25 کارمند برابر با 38 درصد است. تغییرات در اثر دلسرد کنندگی ناشی از اندازه شرکت زیاد است. اثر دلسرد کنندگی افزایش می یابد با این حال در مقدار مطلق، از 5- درصد برای یک شرکت با 5 کارمند -10 و -17 درصد برای یک شرکت به ترتیب 25 و 200 شرکت در شکل 4 نشان داده شده است. علاوه بر نويز بالای فناوری فیلترینگ، وابستگی حالت قوی تر برای sme منعکس کننده این است که این شرکت ها از بانک های مخلی و اندازه کوچک وام می گیرند. در توجیه اصطکاک فیلتری، وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار، یکی از ویژگی های بازار اعتبار در دوره های آرامش است. به علاوه، شرکت های کوچک معمولاً از حالت محدودیت اعتباری اجتناب می کنند. این منعکس کننده افزایش اختلال و کاهش چسبندگی تست های فیلتر برای شرکت های کوچک است که موجب می شود تا تمایل بانک ها برای بازنگری نتایج ارزیابی های قبلی افزایش یابد. در وام دهی کسب کار های کوچک، اطلاعات سخت نادرتر بوده و اطمینان پذیری کم تری دارند و بانک ها از اطلاعات نرم و فناوری های وام استفاده می کنند محرک های اطلاعاتی نرم دارای سیگنال هایی در خصوص سنجش ارزش اعتبار دهی می باشند. نتایج ما به صورت زیر خلاصه سازی میشود. اولاً شواهد نشان می دهد که وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار یک پدیده معنی دار در بازار اعتبار ایتالیا است. دوم، مطابق با تفسیر مبتنی بر اطلاعات وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار، نتایج نشان داد که شرکت های کوچک از حالت محدودیت اعتبار جدا می شود. نتایج نشان داد که ورشکستگی برادران لهمان در سپتامبر 2008 منجر به اختلال در عرضه اعتباری نشد (پوری و همکاران 2011، جیمنز و همکاران 2012، پاپوف واندل 2012). با این حال، نتایج نشان می دهد که وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار محدود به زمان بحران نیست با این حال شرکت ها میتوانند در حالت محدودیت اعتبار در دوره های آرامش قرار گیرند. به طور کلی داده های ما امکان تمایز منفی را بین تئوری های مختلف وابستگی حالت در دسترسی شرکت به اعتبار نمی دهد و از این روی این نتایج برای آرایه شواهدی در خصوص توجیه فیلترینگ ورشکستگی آرایه می کند.

جدول 9: تغییرات در وابستگی حالت. مدل 4 و 5. این جدول اثرات بر روی شاخص های وابستگی حالت های

تغییر کسسته در اندازه شرکت از 10 تا 100 نشان می دهد. مقادیر بر اساس معادله 19 محاسبه شده و در

چندک های ccb نشان داده شده است. چندک ها با استفاده از برآورد های پارامتر CCE و LARGE تبیین می شوند.

	تغییر در وابستگی حالت	s.e.	c.i.95%
<i>Model (4) CCB</i>			
$\Delta^{0.25} \overline{SD}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	0.134***	0.041	(0.054; 0.214)
$\Delta^{0.50} \overline{SD}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	0.131***	0.032	(0.068; 0.194)
$\Delta^{0.75} \overline{SD}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	0.124***	0.037	(0.051; 0.197)
$\Delta^{0.25} \overline{SD}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	0.126***	0.041	(0.046; 0.206)
$\Delta^{0.50} \overline{SD}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	0.122***	0.032	(0.059; 0.185)
$\Delta^{0.75} \overline{SD}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	0.115***	0.037	(0.042; 0.188)
$\Delta^{0.25} \overline{DE}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.099***	0.038	(-0.173; -0.025)
$\Delta^{0.50} \overline{DE}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.080***	0.031	(-0.141; -0.019)
$\Delta^{0.75} \overline{DE}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.053*	0.037	(-0.126; 0.020)
$\Delta^{0.25} \overline{DE}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.112***	0.037	(-0.185; -0.039)
$\Delta^{0.50} \overline{DE}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.092***	0.031	(-0.153; -0.031)
$\Delta^{0.75} \overline{DE}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.064**	0.036	(-0.135; 0.007)
<i>Model (5) LARGE</i>			
$\Delta^{0.25} \overline{SD}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	0.145***	0.041	(0.065; 0.225)
$\Delta^{0.50} \overline{SD}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	0.137***	0.032	(0.074; 0.200)
$\Delta^{0.75} \overline{SD}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	0.119***	0.041	(0.039; 0.199)
$\Delta^{0.25} \overline{SD}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	0.136***	0.041	(0.056; 0.216)
$\Delta^{0.50} \overline{SD}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	0.128***	0.031	(0.067; 0.189)
$\Delta^{0.75} \overline{SD}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	0.111***	0.040	(0.033; 0.189)
$\Delta^{0.25} \overline{DE}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.028	0.041	(-0.108; 0.052)
$\Delta^{0.50} \overline{DE}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.074***	0.031	(-0.135; -0.013)
$\Delta^{0.75} \overline{DE}_{R_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.107***	0.035	(-0.176; -0.038)
$\Delta^{0.25} \overline{DE}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.039	0.041	(-0.119; 0.041)
$\Delta^{0.50} \overline{DE}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.087***	0.031	(-0.148; -0.026)
$\Delta^{0.75} \overline{DE}_{D_{t-1}=0} / \Delta x$	-0.121***	0.035	(-0.190; -0.052)

وابستگی حالت در زمان های بحران و آرامش

در طی دوره نمونه، اقتصاد ایتالیایی به دت با بحران مالی جهانی ناشی از ورشکستگی برادران لهمان آسیب دید. برای کنترل حضور ناهمگنی مشاهده نشده، ما از رویکرد اثرات تصادفی با پارامتری سازی کامل ساختار واریانس استفاده می کنیم. سپس، بر اساس مطالعه هاگمن 1981، همبستگی بین اثرات مشاهده نشده و حالت اولیه محدودیت با تعیین دو معادله برای عرضه و تقاضای وام به عنوان شرایط اولیه کنترل شد. در نهایت، برای رد فرض برون زایی مشاهده پذیرها و برطرف کردن نگرانی برای اثرات بازخورد محدودیت بر روی ویژگی های شرکت ما از رویکرد کاپلاری و جنیکتز 2004 استفاده کرده و مدل دوره ای را در مجموعه داده های تغییرات بررسی می کنیم و واحد مشاهده معمولا برای یک جفت دوره متوالی در نظر گرفته می شود. ما مدل

خود را برای یک سری از شرکت های ایتالیایی به کار برده ایم. این نظر سنجی اطلاعات دقیقی را در مورد تقاضای وام شرکت و دسترس سی به اعتبار در اختیار می گذارد. به علاوه، هویت شرکت های نظر سنجی شده مطلوب است. از این روی اطلاعات از منابع داده ها و ترازنامه های شرکت ارایه می شود. از این روی، شواهدی را در مورد واقعی یا کاذب بودن وابستگی به حالت ارایه می کند و لذا تمایز بین دلایل مربوط به وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار سخت است. در این رابطه، برخی علایم غیر مستقیم را می توان با بررسی نوع شرکت هایی که از وابستگی حالت در دسترس سی به اعتبار رنج می برند و درجه وابستگی حالت در دوره های ارامش و بحران مشاهده کرد.

در توجیه ارزش خالص، وابستگی حالت در دسترس سی به اعتبار با یک شوکی ایجاد می شود که موجب کاهش ارزش دارایی شرکت شده و شرکت را در یک دام اعتباری بلند مدت قرار می دهد. تا حدی که این شوک ها در یک بحران قرار می گیرد، وابستگی حالت در دسترس سی به اعتبار بایستی یگ پدیده غالب تر باشد. به علاوه، در صورتی که اصطکاکات مالی برای همه وام گیرنده ها قابل توجه باشد، این شرکت ها معمولاً در یک حالت محدودیت اعتبار به دلیل کاهش ارزش ثروت قابل وثیقه ای قرار می گیرند (گرتلر و چلیشیت 1994). نتایج در جدول 10 این فرض را رد می کند که وابستگی حالت در دسترس سی به اعتبار، به صورت یک واقعه زمانی در زمان های بحران است. ضرایب R_{t-1}^* موید حضور وابستگی حضور در دسترس سی به اعتبار در دوره های ارامش است و این بر اساس اثر متقابلی است که نشان می دهد اثر دلسرد کنندگی در طی بحران کاهش می یابد که این به دلیل اهمیت اساسی دسترس سی به این دوره است.

به منظور داشتن یک تصویر شفاف از تغییرات وابستگی حالت در دسترس سی شرکت به اعتبار در طی دوره نمونه، ما مقادیر SD و DE را بر اساس هر فصل محاسبه کرده و معنی داری تست می شود. شکل 5 نشان می دهد که وابستگی حالت در محدودیت اعتبار در سرتا سر نمونه وجود دارد دامنه های اطمینان در شکل 5 نشان می دهد که تغییرات در وابستگی حالت و دلسرد کنندگی ناشی از تغییرات فصلی می باشد که به طور کلی ممکن است از نظر آماری معنی دار نباشد. ما مشاهده می کنیم که وابستگی به محدودیت اعتبار 9.7 درصد بالاتر از دوره قبل از لهمان است در حالی که اثر دلسرد کنندگی تا تقریباً 12.5 درصد بعد از فروپاشی لهمان (جدول 11) کاهش یافت.

جدول 10: نتایج برآورد. مدل مارکوف مرتبه اول. مدل 6. این جدول نتایج برآوردی را از مدل مارکوف مرتبه اول برای مخصات مربوط به اثر متقابل بین R_{t-1}^* و متغیرهای ساختگی فصلی گرفته شده است. نتایج برآورد معادلات شرایط اولیه گزارش نشده است با این حال نتایج برای اصطلاحات ثابت LIQUIDITY و INDUSTRY به صورت خلاصه نشان داده شده است. خطاهای استاندارد در پرنتر نشان داده شده است. متغیرهای جدول مقادیر مربوط به وابستگی حالت را با اثر دلسرد کنندگی و اماره های آزمون برای نبود وابستگی حالت، برون زایی شرایط اولیه و برون زایی مشارکتی نشان می دهند.

Model (6)		
	D_t	R_t
R_{t-1}^*	-0.739 (.190)***	1.010 (.188)***
SIZE	0.046 (.008)***	-0.079 (.024)***
EXPORT	0.149 (.020)***	-0.130 (.032)***
HHI	-0.004 (.017)	0.020 (.022)
BRANCHES	0.011 (.005)**	-0.019 (.009)**
SOUTH	-0.027 (.023)	-0.001 (.033)
GDPGR.	-0.012 (.008)	0.006 (.009)
TIME (ref: 2008:q2)		
2008 : q3	0.054 (.032)*	-0.022 (.055)
2008 : q4	-0.078 (.034)**	0.222 (.154)
2009 : q1	-0.156 (.044)***	0.262 (.136)*
2009 : q2	-0.153 (.062)**	0.233 (.129)*
2009 : q3	-0.295 (.070)***	0.373 (.146)**
2009 : q4	-0.264 (.054)***	0.273 (.074)***
2008 : q3 $\times R_{t-1}^*$	0.220 (.149)	-0.037 (.185)
2008 : q4 $\times R_{t-1}^*$	0.307 (.140)**	-0.113 (.241)
2009 : q1 $\times R_{t-1}^*$	0.584 (.127)***	-0.163 (.219)
2009 : q2 $\times R_{t-1}^*$	0.425 (.124)***	-0.188 (.185)
2009 : q3 $\times R_{t-1}^*$	0.395 (.128)***	0.065 (.194)
2009 : q4 $\times R_{t-1}^*$	0.297 (.132)**	0.095 (.172)
Correlation coeff.		
ρ_{21}		-0.638 (.151)***
ρ_{31}		0.439 (.018)***
ρ_{41}		-0.428 (.038)***
ρ_{32}		0.041 (.127)
ρ_{42}		0.023 (.131)
ρ_{43}		-0.980 (.155)***
Log-likelihood	-33,565.57	
$\overline{SD}_{R_{t-1}=0}$	0.564 (.349)**	
$\overline{SD}_{D_{t-1}=0}$	0.574 (.355)**	
$\overline{DE}_{R_{t-1}=0}$	-0.557 (.031)***	
$\overline{DE}_{D_{t-1}=0}$	-0.780 (.042)***	
State dependence (χ^2_{14})	W=86.465	
Exogeneity of initial conditions (χ^2_4)	LR=1206.585	
Joint exogeneity (χ^2_6)	LR=1178.311	

نتیجه گیری

بحران مالی فعلی نشان داده است که اصطکاک های مالی یک عامل تعیین کننده کلیدی در ایجاد رکود است. در نتیجه، مطالعات اخیر بر اساس تئوری تعادل عمومی به بررسی اثر واقعی اصطکاک های مالی با استناد به مقالات بانک و کارتلر 1989 و کیوتاک و مور 1997 می پردازد. با توجه به اصول اساسی این مدل های

ماکرو، شواهد تجربی محدود در خصوص حضور واقعی پایداری در اصطکاک های مالی در سطح شرکت شکفت انگیز است. این مقاله سعی در پر کردن شکاف وابستگی حالت در دسترسی به شرکت در نمونه ای از شرکت های تولیدی ایتالیایی داشت.

برای حل این مسائل، ما یک مدل مرتبه اول مارکوف را برای وابستگی حالت در دسترسی به اعتبار با ارببی انتخاب و ناهمگنی مشاهده نشده ارائه می کنیم. در هر دوره t یک شرکت می تواند: 1- درخواست وام کرده و مقدار درخواستی را دریافت کند، 2- درخواست وام کرده و مقدار درخواستی را دریافت نکند و یا این که آن را با شرایط سخت دریافت کند، 2- درخواست وام نکند. به دلیل محدودیت های داده ها برخی اختیاط ها را باید انجام داد. و نتایج ما نشان می دهد که دسترسی شرکت به اعتبار با وابستگی دولت به محدودیت اعتبار و اثرات دلسرد کنندگی مشخص می شود. وقتی که اعتبار محدود شد، شرکت های دارای محدودیت اطلاعات (کوچک) و یا شرکت هایی که قبلا وام دریافت نکرده اند نسبت به شرکت های بزرگ درخواست وام نمی کنند. یعنی اثر دلسرد کنندگی قوی تر است. با این حال آن ها تا حدودی تحت تاثیر وابستگی حالت قرار دارند. در نهایت، استناد ما این است که وابستگی حالت اگرچه با شوک نقدینگی بالا افزایش می یابد و این یکی از ویژگی های انحصاری دوره های بحران نیست.

این مقاله، از سری مقالات ترجمه شده رایگان سایت ترجمه فا میباشد که با فرمت PDF در اختیار شما عزیزان قرار گرفته است. در صورت تمایل میتوانید با کلیک بر روی دکمه های زیر از سایر مقالات نیز استفاده نمایید:

لیست مقالات ترجمه شده ✓

لیست مقالات ترجمه شده رایگان ✓

لیست جدیدترین مقالات انگلیسی ISI ✓

سایت ترجمه فا ؛ مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده از نشریات معتبر خارجی