

企業－銀行間関係の動的安定性について ハザード関数推計からの含意*

宮川大介（日本政策投資銀行設備投資研究所）

* 本論分の作成に当たり、以下の方々から有益なコメントを頂いた。残された誤りについては、全て筆者に属する。Hugo Hopenhayn (UCLA)、Andy Atkeson (UCLA)、Lee Ohanian (UCLA)、Daniel Akerberg (Michigan)、Isabelle Perrigne (Penn State)、Christian Hellwig (UCLA)、Pierre-Olivier Weill (UCLA)、Pierre-Yves Yanni (UCLA)、Shogo Hamasaki (UCLA)、花崎正晴 (DBJ)、中村純一 (DBJ)、小田圭一郎 (DBJ)、Pramuan Bunkanwanicha (ESCP-Europe)、浅子和美 (一橋大学)、山崎福寿 (上智大学)、小川英治 (一橋大学)、福田慎一 (東京大学)、石原秀彦 (専修大学)、滝澤美帆 (東洋大学)、播磨谷浩三 (立命館大学)、清水克俊 (名古屋大学) 及び UCLA Monetary Economics Proseminar、同 Industrial Organization Proseminar、DBJ 応用経済学ワークショップ、統計研究会金融班月例会、同谷川ワークショップ、日本金融学会 2009 年秋季大会 (香川大学)、上智大学経済学ワークショップ、RIETI (経済産業研究所) 金融・産業ネットワーク研究会、日本大学経済学セミナー、日本経済学会 2010 年春季大会 (千葉大学) の参加者各位。尚、当論文は、学術目的で執筆されたものであり、日本政策投資銀行としての見解を代表するものではない。

How Does the Loan Relation Depend on its Duration?

Evidence from Firm and Bank Level Data
Economics Today, Vol.31, No.3, September, 2010

Daisuke MIYAKAWA
Research Institute of Capital Formation
Development Bank of Japan

要 旨

当論文は、日本の上場企業と銀行との間における長期ローン取引関係の安定性を、実証的に分析したものであり、日本の銀行ローン市場に関するユニークなデータセットにサバイバル分析の手法を適用することで、取引関係の蓄積を通じて、関係のハザード（翌一期間に関係が解消する確率）が如何なる動態的特徴を示すかを検討している。具体的には、各種の手法に基づく推計から、①当該ハザードが取引関係の長さに対して逆 U 字型を示すこと、また、②当該ハザードが、個々の企業、銀行、企業－銀行マッチの特性、マクロ変数、制度要因（直接金融市場の発展度合い等）といった変数へ、システムティックに依存することを確認している。特に前者は、一定の取引期間を経た後に、企業－銀行間の取引関係が安定化し始めることを示唆しており、既存の理論研究で議論されている「関係特殊資産」の存在を間接的に支持するものと考えられる。

キーワード：リレーションシップ・レンディング、安定性、サバイバル分析

JEL classification : G21;G32;C41

目 次

1. はじめに.....	1
2. 関連する先行研究.....	4
3. サバイバル分析とノンパラメトリック推計.....	7
3.1 ローン取引関係の安定性について.....	7
3.2 サバイバル分析の構造.....	7
3.2.1 モデル.....	7
3.2.2 技術的な論点.....	9
3.3 データ.....	11
3.4 要約統計量.....	13
3.5 ノンパラメトリック推計の方法と推計結果.....	15
4. 説明変数の選択.....	18
4.1 予備的分析.....	18
4.1.1 企業のサイズ.....	18
4.1.2 企業のリスク.....	18
4.1.3 企業の収益性.....	19
4.1.4 要約.....	19
5. セミパラメトリック及びパラメトリック推計.....	20
5.1 セミパラメトリック推計.....	20
5.2 パラメトリック推計.....	22
5.2.1 ベースラインモデルの推計結果.....	22
5.2.2 Left-Censoring に関する推計結果の頑健性.....	24
5.2.3 取引関係の「スイッチ」.....	24
5.2.4 取引関係の履歴.....	25
6. ディスカッション.....	28
6.1 既存文献との比較.....	28
6.2 技術的な論点.....	29
7. 結語.....	30
参考文献.....	31
(参考) 本論文における主たる推計結果の要約.....	34

1. はじめに

国及び時点の如何を問わず、銀行融資は、企業金融における最も重要な長期負債供給源の一つとして機能してきた (Freixas and Rochet (2008))¹。一つの典型的な事例として、1980年代の日本において、上場企業の長期負債に占める銀行からの長期借入金シェアが、90%を超える高い水準であった点を挙げる事が出来る (図-1 参照)²。

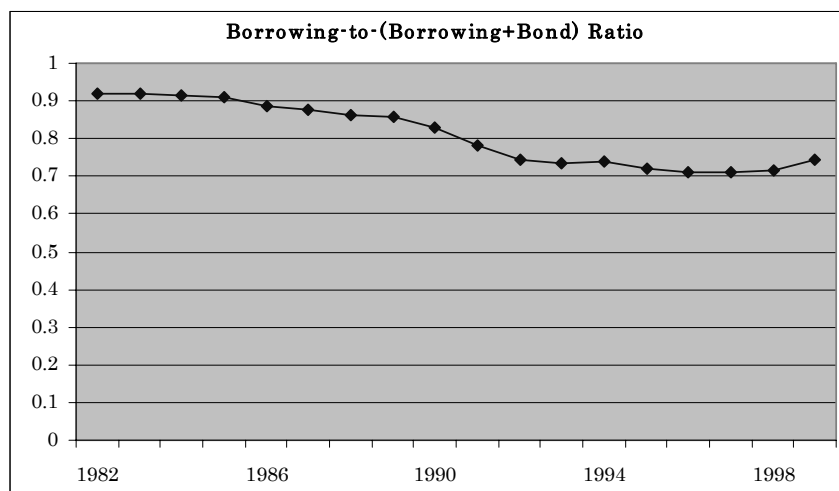


図-1：長期負債に占める長期銀行借入のシェア

こうした銀行融資の高いプレゼンスは、自然な流れとして、企業と銀行との間における取引関係の決定要因に関する、多くの理論的及び実証的研究へと繋がったが、次章でサーベイする通り、それらの多くは、両者の関係を「企業の取引銀行数」という比較的狭い観点から特徴付けることで、暗黙のうちに各取引関係が同質であるとの仮定を置く傾向にあった。勿論、日本及びドイツ等の銀行市場に関する研究においては、借入関係に加えて何らかの資本関係や系列関係が存在する場合に対応する、所謂「メインバンク関係」を対象としたものも多数見られるが、そこでは、メインバンク関係の存在を所与のものとして、そうした関係の存在が、企業の資金調達制約³、企業の収益性、成長性等をどの程度改善するかという点に着目したものが多く、現実に観察されるような、「複数の銀行との取引を有しつつ、特定の銀行から繰り返し借入を行い、場合によっては取引関係を解消・スイッチする」といった、銀行取引の動的な特徴を、明示的に取り扱った実証研究の蓄積は相対的に少ない⁴。

こうした認識から、当論文では、日本の上場企業と金融機関との動的な取引関係について、関係の安定性とその決定要因に重点を置きつつ分析する。特に、「取引関係の蓄積によって関係の安定化が見られるのか否か」という点を、中心的な分析対象と設定している。この意味で、当

¹ 長期負債は、金融機関からの借入金のうち当初の借入期間が1年を越えるものと発行時点の満期が1年を超える社債との合計として定義される。

² この比率は1980-90年代を通して低下したが、2000年時点において、依然として70%を超える水準となっている。尚、この数値は、新興市場を除く日本の上場企業のうち1982-99において常時存在した企業群から算出されている。

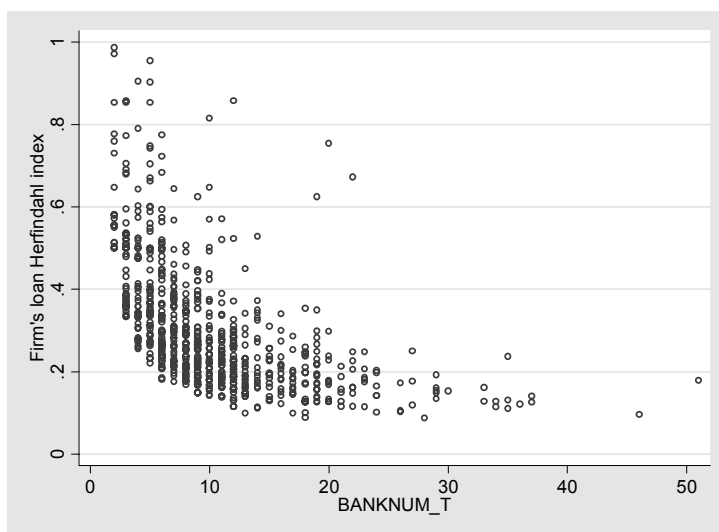
³ 具体的には、調達枠が拡大するか、貸付金利が低下するか、若しくは担保条件が緩和されるか等が、主たる研究課題となって来た。

⁴ Horiuchi et al. (1988)を初めとする、「情報の非対称性の問題を解決する」という観点からメインバンクの役割を分析した一連の理論的・実証的研究に加えて、メインバンク関係の生成に関しては、福田・計(1994)といった理論的研究の蓄積も見られる。詳細については、福田(2003)における優れたサーベイ及び次章での議論を参照されたい。

論文は、銀行と企業との関係に関する既存研究を、動的な分析という側面から補完することを意図している。

我々の理解では、ローン関係の安定性は、各企業及び銀行の特性に加えて、取引関係を非代替的なものとする何らかの関係特殊資産に影響される。Freixas and Rochet (2008)で包括的にサーベイされているように、取引を通じて企業－銀行のペアが何らかの無形資産を蓄積するメカニズムについては、多くの理論モデルを通じた理解が進んでいる⁵。尚、社債投資家と発行体企業との間において、こうした取引関係の蓄積が発生することは、相対的に稀であると考えられるため、「関係特殊資産」を銀行融資の特徴と見做すことも可能であろう⁶。

理論モデルから得られるこうした実証的含意を検証するために、当論文ではサバイバル分析の手法を用いる。既存研究には、静態的なメインバンク関係の存在が企業の資金調達制約をどの程度改善するかについて実証的に検討することで、関係特殊資産の存在を議論する試みが見られるが、当論文では、長期に亘る取引関係が関係解消の確率（ハザード：翌期中における関係の解消確率）を低下させるか否かという点を実証的に検討することで、関係特殊資産の存在を議論する。勿論、当該資産の価値は、企業、銀行の特性に加えて、ペアに特有の要素やマクロ・制度変数（例：ビジネスサイクル、直接金融市場の発展度合い）にも影響を受けると想像されるため、そうした変数をコントロールした上で、取引関係の長さが、関係のハザードを低下させるか否かについて検討する必要がある。後述するとおり、当論文で得られた結果は、長期に及ぶ取引関係が、関係の安定性を高める効果を示唆するものであり、関係特殊資産の存在を支持するものと解釈される⁷。



図－２：1999年の上場企業における銀行借入の非対称性

上記の問題意識をより明確にする趣旨から、以下では、次章以降の分析で用いるデータにおけ

⁵ 実証研究側からも、例えば、Lummer and McConnel (1989)は、借り手から貸し手への情報の漸進的な移転が行われていることを確認している。

⁶ 資本市場において、こうした関係特殊資産が全く存在していないということを主張する意図は無い。例えば、Yasuda (2005)は、事業債の起債業務において、取引関係を有する銀行系列の証券会社が、引受業務を担当することが多いという点を実証的に確認している。我々の認識は、関係特殊資産の重要性が、資本市場において「相対的に弱い」であろうというものである。

⁷ 同様の問題意識は、後述する Ongena and Smith (2001)でも見られる。

る幾つの特徴をスケッチする。まず、図－2は、企業が長期借入を行っている銀行数（横軸）と、ハーシュマン・ハーフィンダール指数で測った借入関係の集中度（縦軸）をプロットしたものであるが⁸、各銀行数に対して、集中度に大きなばらつきが存在することを確認出来る。言い換えれば、対照的なローンシェア構造を有している企業が存在する一方で⁹、相当数の企業が極めて非対称なローンシェア構造を示していることが分かる。

こうした一時点におけるローン関係の静態的なスナップショットに加えて、動態的な視点から取引関係の特徴付けるため、表－1は、データから推計された、ローンシェアに関するマルコフ推移行列を示している。ここで、当該行列上の相対的に大きな対角成分は、ローンシェア構造が何らかの安定性を有していることを示唆している¹⁰。

	SHARE=0	(0, 0.01]	(0.01, 0.05]	(0.05, 0.1]	(0.1, 0.2]	(0.2, 0.3]	(0.3, 0.4]	(0.4, 0.5]	(0.5, 1.0)	SHARE=1	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
SHARE=0	1	0%	14%	32%	18%	17%	8%	4%	3%	3%	2%
(0, 0.01]	2	20%	70%	8%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
(0.01, 0.05]	3	8%	9%	74%	7%	1%	0%	0%	0%	0%	0%
(0.05, 0.1]	4	5%	0%	14%	68%	10%	1%	0%	0%	0%	0%
(0.1, 0.2]	5	5%	0%	2%	12%	72%	7%	1%	0%	0%	0%
(0.2, 0.3]	6	5%	0%	1%	2%	17%	65%	9%	1%	1%	0%
(0.3, 0.4]	7	5%	0%	0%	1%	4%	17%	59%	10%	3%	0%
(0.4, 0.5]	8	6%	0%	0%	0%	2%	6%	17%	55%	13%	1%
(0.5, 1.0)	9	6%	0%	0%	0%	2%	4%	10%	69%	5%	0%
SHARE=1	10	19%	0%	0%	1%	1%	1%	2%	1%	7%	68%

表－1：Implied Markov Transition Matrix

こうした特徴（非対称な取引関係の安定性）は、既に幾つかの先行研究において明らかにされて来たところであるが（Tachibanaki and Taki (1991)）¹¹、それらの決定要因に関する実証的分析は、極めて限られている。当論文の目的は、サバイバル分析のフレームワークを用いることで、この点について可能な限り明示的に分析を行うことにある。すなわち、（1）どういった特徴を持つ企業及び銀行が、安定した取引関係を構築する傾向にあるのか、また、（2）その安定性に関して、取引期間の伸長による何らかの限界的な効果が存在するか否かが、議論の中心的な対象となる。

当論文の構成は以下の通りである。第2章では、関連する主たる文献をサーベイする。続いて、第3章では、分析の第一ステップとして、ハザード関数のノンパラメトリック推計を行う。第4章では、取引期間へ純粋に依存する部分からなる、「ベースラインハザード関数」を推計する際にコントロールすべき変数について議論する。これらの説明変数を勘案した上で、第5章では、セミパラメトリック推計によって、ベースラインハザード関数形状の分析と各説明変数の効果を検証し、その結果を踏まえて、ベースラインハザード関数の形状を特定化したパラメトリック推計を行う。第6章では、我々の実証結果と既存研究との比較を行うと共に、幾つかの技術的な問題について議論する。最後に、第7章では、当論文の総括を行うと共に、将来の研究課題についてまとめる。

⁸ ハーシュマン・ハーフィンダール指数は、各企業に長期貸出を行っている銀行の貸出シェアの二乗和として計算されている。データの時点は1999年であり、新興市場を除く非金融事業会社全社から計算されている。

⁹ 散布図の下限を示す包絡線に近いサンプルがこれに該当する。

¹⁰ この点については、借入金満期の heterogeneity 等を考慮に入れた上で、慎重に解釈する必要があるものの、概して、ローンシェア構造が大きく変化する（例：借入金の減少（予定通りの返済若しくは繰上げ返済）に際して高シェア銀行をスイッチする等）様な事態が、そう頻繁には発生しないということが確認できる。

¹¹ この他、Horiuchi (1994)では、様々な記述統計量を用いて、銀行取引関係が persistent かつ安定的であることを説明している。

2. 関連する先行研究

Ogawa et al. (2007)において詳細にサーベイされている通り、企業の銀行取引関係に関する既存の理論的研究は、取引銀行の最適な「数」へ注目する傾向にあった。彼らの整理によれば、取引銀行数の決定要因として理論的に検討されてきたものには、(i)銀行との取引コスト(Bris and Welch (2005)、Diamond (1984)、Bolton and Scharfstein (1996))、(ii)銀行間の競争度合い(Broecker (1990))、(iii)銀行によるホールドアップ問題の度合い(Sharpe (1990)、Rajan (1992))、(iv)マクロ経済ショック(Detrangiache et al. (2000))、(v)ソフトバジェット制約問題の程度(Bris and Welch (2005)、Bolton and Scharfstein (1996))、(vi)企業の属する業種 (Von Rheinbaben and Ruckes (1998))等が存在する。

こうした理論的研究を受けて、企業の銀行取引関係に関する既存の実証研究においても、取引銀行数の決定要因に注目したものが多く見られる。例えば、上記のOgawa et al. (2007)は、企業の規模、返済能力、手元流動性、代替的な資金調達チャネルの存在等が、どの様に取引銀行数へ影響するかを、実証的に検討している。この他、多くの実証研究において、企業の収益性と取引銀行数との間の負の相関が主張されているが (Degryse and Ongena (2001)、Harhoff and Korting (1998)、Foglia et al. (1998)、Gordon and Schmid (2000)、Machauer and Weber (1999))、これに反する結果を提示している研究も存在しており (Weinstein and Yafeh (1998))、実証的事実としての見解が統一されている訳では必ずしも無い。また、企業のリスクを代表する指標としての金利と取引銀行数との間の負の相関について検証した研究も多く見られる (Peterson and Rajan (1994)、Degryse and Van Cayseele (2000)、Angelini et al. (1998)、Machauer and Weber (1999))。

複数の非対称な銀行ローン取引関係について、その静態的な特徴を分析した研究としては、米国の小規模企業が、各行の融資シェアについて非常に非対称な取引関係を有していることを示した Peterson and Rajan (1994)や、中規模のドイツ企業について、密接な関係を有している金融機関のローンシェアが44%に上ることを示した Elsas (2005)などがある¹²。特に、Elsas (2005)は、ドイツにおける総合金融機関の *hausbank* 関係について、その決定要因を検討しており、興味深い。当論文の目的は、こうした静態的な特徴付けを、ユニークなデータセットを用いることで、動態的な議論へと拡張することにある。

当論文における実証分析の基礎となる、動態的な銀行取引関係の理論的分析としては、Sharpe (1990)、Rajan (1992)等から始まる、古典的なスイッチングコストモデルを銀行理論に応用した文献が挙げられる。彼らは、長期に亘るローン取引関係の蓄積¹³を通じて、銀行による企業への金融サービス提供がより効率的になるという認識を共有している¹⁴。

この点をサバイバル分析の枠組みで再解釈すると、「取引関係のハザードが関係の長さに対して負の依存関係を有している」という実証的含意が得られるが、こうした実証的含意の構築には十分な注意を要する。実際、Rajan (1992)等のモデルは、取引関係の「解消」や「スイッチ」という側面を明示的に取り込んでおらず、銀行取引の動態的な側面を直接的に分析したものではな

¹² こうした金融機関は、ドイツにおいては「*hausbanks*」、日本においては「メインバンク」と呼ばれる。

¹³ 取引期間は、サバイバル分析の用語では「スぺル」と呼ばれる。既存文献に従う形で、我々はこの呼称を以下で用いる。

¹⁴ これが、Rajan (1992)におけるローン価格の時間を通じた変動が、スイッチングコストモデル (例: Klemperer (1987a, b)) と同じような特徴 (最初は低く、後に高く) を有する理由である。

い。効率的な金融サービスの提供によって増加した経済的余剰を分け合うことで、取引関係が一層安定したものになるという上記のストーリーは、直感的でこそあるものの、そうしたプロセスの中で、銀行側が独占的な地位を濫用するという状況を想定することも、また可能である。こうした状況下、銀行から、将来のある時点で「ホールドアップ」されてしまうことを予想した企業が、予め関係を解消するという可能性も有り得るだろう。我々の知る限り、企業が動的にどのような取引関係の選択を行うかという点について、理論的な結果は必ずしも明らかにされていない。

理論面におけるこうした未整理の現況に対して、限定された数ではあるものの、既存の実証研究は比較的一貫した、しかし議論の余地が大きい結果を提示している。第一に、モチベーション及び分析手法の観点から、当論文に最も近い Ongena and Smith (2001) では、1979 年から 1995 年までのノルウェーの銀行ローン市場に関するパネルデータに、サバイバル分析の手法を用いることで、取引関係の長さとの関係を検証している¹⁵。彼らの結論の特徴は、上記の「素朴な」実証的含意とは逆に、「取引関係のハザードが関係の長さとの正の相関を有している」という点にある。更に、企業特性がハザードへ与える影響として、規模が小さく、レバレッジが高く、成長性の高い企業といった、相対的に強い情報の非対称性問題に直面しており、長期の取引関係がより効率的な金融サービスの提供を可能とするならば、その恩恵をより強く受けると想像される類の企業が、逆に、より短い取引期間を示す傾向にあることを示している。彼らは、これら二つの結果（取引期間がハザードへ与える正の影響と企業特性の影響）について、企業が、既存取引銀行との関係に「囚われて」しまい、結果として独占取引に伴うレントを徴収されることを危惧する結果、可能な限り早期に取引関係を終結させようとするものと解釈している。当論文では、彼らの結果を、日本の銀行ローン市場に関するデータセットを用いることで再検討したい。また、我々のデータセットに含まれているユニークな情報を用いることで、Ongena and Smith (2001) が分析に用いた企業及び銀行の特性に加えて、マクロ変数（金融市場の状況を示す代理変数を含む）等の様々な影響をコントロールしつつ、ローン取引関係がハザードに与える影響をより厳密に分析することも狙いとしている。尚、以下で詳述するとおり、Ongena and Smith (2001) が、基本的に、取引関係が解消される直前のタイミングにおけるデータを説明変数として用いているのに対して、我々のデータは、取引関係が成立している全期間に亘って「時間を通じて変化する」説明変数を用いている¹⁶。パネルデータの構造を有するこうしたデータセットを用いることで、実証的により厳密な分析が可能になると考えられる。

第二に、当論文と密接に関係するもう一つの研究として、1980 年から 1996 年におけるポルトガルの銀行市場データにサバイバル分析を用いた、Farinha and Santos (2002) が挙げられる。彼らの主たる関心は、単独の銀行取引関係から複数の銀行取引関係への移行がどのように発生するかであり、単独の銀行取引関係を有する期間が長期化するに伴って、複数の銀行取引関係へ移行する確率が高まることを示している。Ongena and Smith (2001) と同様に、彼らも、こうした結果が、企業による単独取引銀行からのホールドアップを回避しようとする企業の行動を表すものであると解釈している。

最後に、上記の二論文とは異なる含意を有する研究として、関係特殊資産の存在を支持する Yasuda (2005、2007) が挙げられる。これらの研究では、銀行取引を有する日本企業が、当該銀

¹⁵ 彼らは、ノルウェーの銀行と上場企業とのマッチングデータを用いている。当該データにおいて、観察されるマッチの数は 100 から 150 程度である。この低い水準は、彼らのデータが、各企業の完全な銀行取引関係リストに基づいておらず、最大で上位 4 行までの企業の主観的な定義による「主要銀行リスト」に基づいていることによる。

¹⁶ 正確には、後述する censoring 問題の存在から、取引期間の一部についてデータを得られないサンプルも存在する。

行と同系列に属する証券会社を起債時の引受証券会社として選択する傾向にあること、また、起債時の手数料設定に何らかのディスカウントが発生することを、多項ロジットモデルの推計を通して実証している。こうした結果は、理論的な既存研究から得られる「素朴な」関係特殊資産に関する推測を裏付けるものであり、当論文の基本的な結論もこれと概ね整合的なものとなっている。

3. サバイバル分析とノンパラメトリック推計

3.1 ローン取引関係の安定性について

イントロダクションにおいて、我々は、企業—銀行間関係の安定性を、ローンシェアの各区分を一つの「状態」として推計したマルコフ推移行列を用いて検討した。こうしたカジュアルな分析から、ローンシェアに代表される銀行のポジションに、何らかの persistency が存在しているとの推測も成り立つが、そもそも当初の借入期間が一年超である長期借入金のローンシェアに安定性が存在すること自体、特段驚くべき結果ではないほか、取引関係が動的に如何なる特徴を示すかという点について、こうした分析では、明示的に検討する事が出来ないという問題点も認められる。更に、我々のデータは、「長期借入金残高の有無」に基づいて、取引関係の有無を定義しているため、対角成分に比較的大きな数字が観察されたとしても、借入金の満期が一年よりも大きいという特性を機械的に反映しているに過ぎないという批判も可能であろう。尚、ローン取引関係の persistency をより明示的に分析するための代替的な分析手法としては、ダイナミックパネル推計も考えられるが、ここでも、「長期借入金の特性」による問題点は解消出来ない。

当論文では、こうした技術的な問題を踏まえて、企業と銀行との間のローン取引関係の長さが、当該取引関係の限界的な安定性に対する如何なる動態的影響を有するかを明示的に検討する趣旨から、サバイバル分析の手法を用いる。我々の推測する通り、長期に亘るローン取引関係を通じて、企業と銀行が何らかの関係特殊資産を蓄積しているのであれば、取引関係のハザード（翌期に取引関係が解消する確率）は、関係の長さに対して負の依存関係を示すことになる。本章以降の目的は、我々のデータが、この様な特性を示すか否かについて、実証的に検証することにある。既述の通り、企業と銀行との間の関係が、取引期間を通じた取引コストの低減やサービスの質向上等の形で、より価値有るものへと発展していくという発想は、多くの理論的な既存研究において見られているものである (Freixas and Rochet (2008))。我々は、これらに即して、関係の長さや安定性との間の正の相関を予測する¹⁷。

尚、関係特殊資産に関する議論は、雇用、企業取引関係、種々の金融取引等、様々な文脈にも当て嵌まる可能性がある。当論文では、こうした「無形資産」が、特に銀行ローン取引の文脈においてどの程度重要であるかを検討する。金融機関が業績不振となった場合に、当該金融機関と密接な取引関係を有していた企業に対して、政府が何らかの救済措置を施すケースが観察されるが、上記の議論は、こうした政府の介入を是認すべきか否かという論点からも興味深いものである。こうした議論を通じて、我々は、銀行の倒産と取引企業の生存や成長という問題についてのより深い理解を得ることが出来ると考える。

3.2 サバイバル分析の構造

3.2.1 モデル

この節では、サバイバル分析の基本的な構造について要約する¹⁸。まず、スペル T は、ある確率事象が発生するまでに経過した時間の長さとして定義される。我々のケースにおける確率事象

¹⁷ 既存研究の中には、こうした関係を実証しようと試みているものもある (例: James (1987)、Peterson and Rajan (1994)、Berger and Udell (1995, 2006))。そうした文献の大半は、個々の企業の資金調達制約をリレーションシップに基づく融資を行っていると思われる金融機関の存在に回帰するという手法を用いている。当論文で用いるサバイバル分析は、この問題を異なる角度から再検討しようとするものである。

¹⁸ より詳細な解説については、例えば、Kiefer (1988)を参照のこと。

とは、企業と銀行との間のローン取引関係が解消することである¹⁹。スペルの分布は、 t 時点においてその確率事象が発生していない確率を示す生存確率関数 $S(t)$ によって要約される。

$$S(t) \equiv \Pr(T \geq t) \quad \dots \quad (1)$$

生存確率関数は、更に、以下のハザード関数を定義する為に用いられる。当該関数は、ある確率事象が現時点 t まで発生していないという条件の下で、次の瞬間に発生する確率を示したものである。

$$\left\{ \begin{array}{l} \lambda(t) \equiv \lim_{\tau \rightarrow 0} \left(\frac{\Pr(t + \tau > T \geq t | T \geq t)}{\tau} \right) = - \left(\frac{d \ln S(t)}{dt} \right) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad \dots \quad (2) \\ \text{where} \\ f(t): \text{スペルの密度関数} \end{array} \right.$$

サバイバル分析の目的は、適当な説明変数の影響をコントロールした上で、ハザード関数及び生存確率関数を推計することにある²⁰。仮に、 $x(t)$ と $\theta \equiv \{\alpha, \beta\}$ が、各々 t 時点における説明変数と時間に関して不変なモデルのパラメータであるとすれば、生存確率関数は、一般的に以下の構造を有することとなる。

$$S(t, x(t); \theta) \equiv \Pr(T \geq t, x(t); \theta) \quad \dots \quad (3)$$

ハザード関数の推計に当たって、最も広く用いられている比例ハザードモデルでは、ハザード関数 $\lambda(t, x(t); \theta)$ が、(i) デュレーション (スペルの長さ) のみに依存するベースラインハザード関数 $\lambda_0(t; \alpha)$ と (ii) コントロール変数の効果を全て吸収する部分 $\phi(x(t); \beta)$ との積によって表現されると仮定される。当論文では、この比例ハザードモデルを用いることとする。

$$\lambda(t, x(t); \theta) \equiv \lim_{\tau \rightarrow 0} \left(\frac{\Pr(t + \tau > T \geq t | T \geq t, x(t); \theta)}{\tau} \right) = \lambda_0(t; \alpha) \phi(x(t); \beta) \quad \dots \quad (4)$$

仮に、以下で議論する censoring の問題が無く、 $\lambda_0(t; \alpha)$ 及び $\phi(x(t); \beta)$ の形状に関して、何らかの合理的な特定化が出来るのであれば、データ $\{t_i, x(t_i)\}_{i=1}^n$ と以下の尤度関数を用いることで、最尤法を用いて、パラメータ $\theta = \{\alpha, \beta\}$ を推計することが可能となる²¹。

¹⁹ どういった状態を「解消」と定義するかについては後述する。

²⁰ 定義より、ハザード関数と生存確率関数とは同じ情報量を有している。

²¹ t_i 及び $x(t_i)$ は、 i 番目のスペルの長さとそのスペルに対する time-varying な説明変数の t_i 時点の水準を指す。

$$\left\{ \begin{array}{l} \theta = \arg \max(\ln L(\theta)) \quad \dots \quad (5) \\ \text{where} \\ L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(t_i, x(t_i), \theta) \\ f(t_i, x(t_i), \theta) = \lambda(t_i, x(t_i), \theta) S(t_i, x(t_i), \theta) \\ S(t_i, x(t_i), \theta) = \exp\left\{-\int_0^{t_i} \lambda(s, x(s), \theta) ds\right\} = \exp\left\{-\int_0^{t_i} \lambda_0(s; \alpha) \phi(x(s); \beta) ds\right\} \end{array} \right.$$

具体的には、ベースラインハザード関数と $\phi(x(t); \beta)$ に関して特定化を行うことで、上記の尤度関数を簡単な形で記述することが可能となる。

3.2.2 技術的な論点

実際の推計に入る前に、幾つかの技術的な論点について議論を行う。

(A) Censoring の問題とその対処

サバイバル分析のデータを取り扱う際に、最も注意を要するのが censoring の問題である。図-3は、censoring の四つのタイプについて図示したものであり、実線がスペルの観察された部分に対応し、破線がスペルの観察されない部分に対応している。例えば、我々は、observation-2の始点を観察することは出来るものの、その終点については、サンプル期間の終点においてそのスペルが生存していたということ以外の情報を有していない。仮に、全てのスペルが observation-1 のような censoring 無しのサンプルであれば、上記の尤度関数を基にパラメータを最尤法で推計することが出来るが、殆どの場合において censoring が存在するため、何らかの調整を施すことが必要となる。

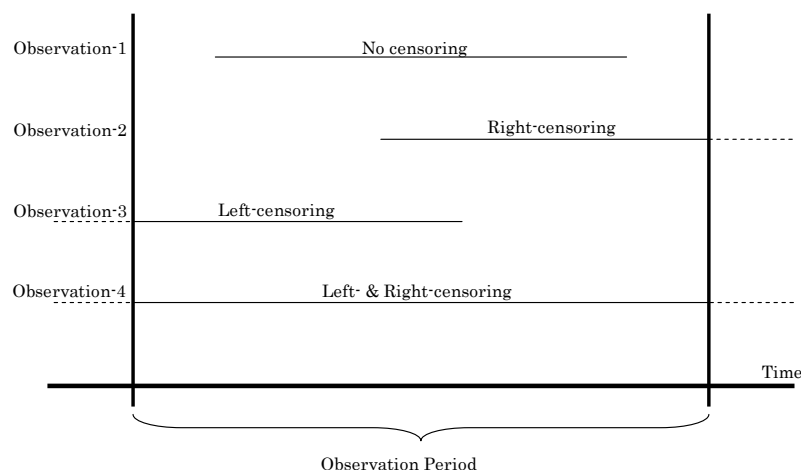


図-3 : Censoring の4タイプ

第一に、右からの censoring に対する調整については、確立された手法が存在する (Kiefer (1988))。基本的なアイデアは、右から censor されているサンプルを、「その時点において生存していたサンプル」として、Tobit タイプの調整を尤度関数に施すというものである。我々は、以下の分析において、右からの censoring に対して、この調整方法を用いる ((6)式を参照)²²。尚、後ほど具体的に見る通り、我々の考慮すべき censoring 問題が、右からのものだけであれば、生存確率関数に関するノンパラメトリック推計に関しても、容易に行い得る事が知られている (Kaplan and Meier (1958))。

$$\left\{ \begin{array}{l} L^R = \prod_{i=1}^n \{f(t_i, x(t_i), \theta)\}^{d_i^R} \{S(t_i, x(t_i), \theta)\}^{1-d_i^R} \dots \quad (6) \\ \text{where} \\ d_i^R = 1 \quad \text{if } i \text{ 番目のサンプルが右から censor されていない場合} \\ d_i^R = 0 \quad \text{if } i \text{ 番目のサンプルが右から censor されている場合} \end{array} \right.$$

第二に、左からの censoring 問題であるが、これについては、確立された調整手法が存在しない。既存研究で頻繁に用いられている一つの対処方法は、左から censor されているデータを全て分析対象から除いてしまうというものである。Heckman and Singer (1984)が示したとおり、この方法は、一定の仮定の下で、inefficient だが consistent な推計値を与えることが知られている。当論文と非常に近い問題意識を有する Ongena and Smith (2001)は、左からの censoring に対して、サンプル期間の開始時点を変化させた場合の結果を、変化させない場合の結果と比較することで、結果に関する頑健性の確認を行っており、censoring に対する調整を施さない場合、推計値結果にバイアスが生じている可能性がある一方で、各変数に関する係数の符号が頑健であることを議論している²³。別の対処法としては、Amemiya (1999)で提唱されている、「スペルの発生確率を一定と仮定した上で尤度関数を再構築する」という手法が存在する。我々は、前二者の方法に基づく推計結果を用いて、結果の頑健性を確認する。

(B) スペルの特定

Ongena and Smith (2001)では、取引関係が成立している期間を計測するために、各企業が各取引銀行を自社の「Primary bank」として届け出ている期間の長さを用いている²⁴。以下で解説する我々のデータセットにおいても、こうした「取引関係の始点と終点の特定」が一つの技術的課題となる。

我々のデータの制約上、企業と銀行との間の関係を「長期借入金残高の有無」に基づいて定義

²² Ongena and Smith (2001)においても、右から censor されたデータに関しては、この手法が用いられている。

²³ 左から censor されているサンプルは、傾向として長いスペルを有している事が多く(両側から censor されているものもある)、これらと左から censor されていないサンプルとが同じ性質を有していないのであれば、censor されているサンプルを除くことで推計値にバイアスが生じるのは、直感的にも明らかである。

²⁴ 彼らのデータセットがカバーしているノルウェーでは、上場企業は最大四行までの取引銀行を、自社の「Primary bank」として Oslo Stock Exchange へ届け出ることが義務付けられている。

する必要があるが、その取り扱いには十分な注意が必要である。例えば、特定の年において、ある企業がある銀行について長期借入金残高を有していなかったとしても、それが必ずしも関係の断絶を意味する訳ではない²⁵。この点を踏まえて、我々は、ある企業のある銀行からの長期借入金残高が「3年間連続してゼロ」の場合に、関係が断絶したと見做すこととする。より具体的には、 $t+1$ 期中に長期借入金の残高がゼロとなり、以降 $t+3$ 期までの3年間に亘って新規の長期借入が行われなかった場合に、当該企業－銀行間の関係が、 t 期に解消したと看做す。これは、それ程の長期に亘るローン提供の断絶が確認されたのであれば、取引関係自体も断絶したと考えるのが尤もらしいだろうという理解に基づくものである²⁶。尚、推計結果の頑健性を確認する趣旨から、取引関係の解消を認識するために要する年数の長さについて、1年と5年の基準も採用している²⁷。

(C) ローン満期の Heterogeneity

我々のデータセットは、ある銀行からある企業への長期ローン残高総額を含んでいるが、個々のローン契約に関する詳細な情報（例：残高、満期、契約利率）は含んでいない。我々の「取引関係の長さ」が、上記の定義から、各ローンの満期構成に影響される可能性があるため、本来的には、各社毎のローン満期の heterogeneity をコントロールすることが望ましい。間接的ではあるものの、考えられる対処法としては、(i)各企業の各既存銀行に関する「短期借入金/長期借入金」比率、若しくは、(ii)各企業の「短期借入金合計/長期借入金合計」を説明変数に加えるといった方法が考えられる。前者は、各企業の各既存銀行からの平均的な満期構成の違いをコントロールする目的から、より望ましいものの、各企業が各金融機関から借り入れている短期借入金データが限られているため²⁸、当論文においては、代替的な方法として(ii)を用いる。

3.3 データ

当論文で実施するサバイバル分析には、日本企業の長期銀行ローン市場に関する企業－銀行レベルのデータが必要である²⁹。我々が用いた第一のデータソースは、「日本政策投資銀行財務データバンク」である。このデータベースには、1982年から1999年までの各年度末における、上場企業各社に対する各取引先銀行からの長期借入金残高に加えて、各上場企業の財務情報（損益、財務、資本構成等）が格納されている。次に、第二のデータソースとして、全国銀行協会等から提供を受けた各金融機関の財務諸表を用いる³⁰。この資料は、各銀行の財務情報を格納している。先行文献に従い、我々は、ユーティリティ、不動産、建設、小売・卸売業をデータベースから除外した。これら二つのデータベースを結合することで、我々は、1982年から1999年までの完備パネルデータを構築した（企業数：1,097社、銀行数：143社）³¹。我々の知る限り、こうした形で統合されたデータを用いた、企業－銀行間取引関係の既存研究は存在しない。図－4は、デ

²⁵ 例えば、単にその年の長期資金需要（例：設備投資機会）が無かったというだけのこともかもしれない。

²⁶ 厳密に言えば、この「3年ルール」を適用した場合、各スペルの始点を確認するために、それ以前の3年間において長期借入金ゼロである必要があるが、我々は、サンプル期間において始まったスペルは、それ以前の3年間において長期借入金の残高がゼロではない場合でも、新しいスペルと認識することとした。

²⁷ 推計結果に大きな違いが認められなかったため省略している。

²⁸ 我々のデータセット上、短期借入金のデータは、1998年と1999年しか存在しない。上場企業の有価証券報告書では、より長い期間に亘って、短期借入金明細が公表されているが、後述する「日本政策投資銀行財務データバンク」においては、電子的に記録されていないため、当論文では当該データを用いることが出来なかった。

²⁹ 当論文を通じて、長期借入金は「借入時点の返済最終期限が1年を上回るもの」という標準的な定義に基づくものを指す。

³⁰ 全銀協及び地銀協では、各金融機関の有価証券報告書コピーを有償で提供している。

³¹ 完備パネルデータを構築した理由は、上場市場に関する参入・退出の影響を除外するためである。

ータの構造を図示したものである。

我々のデータセットは、各社及び各行の財務情報に加えて、各行から各社に対する長期借入金残高を含んでいるという点でユニークである。Ongena and Smith (2001)も、同様の構造を有するパネルデータを用いているが、その取引関係データは最大で4取引銀行の名前及び銀行の限定的な財務情報(サイズ)を含んでいるに過ぎない。我々は、長期借入金の取引構造に関するより豊富な情報と銀行の財務情報を用いることで、既存文献に比して、企業の借入構造に関するより正確な議論を行うことが出来ると考えている。

For t = 1982, ..., 1999

All the Japanese Listed Firms

Characteristics Vector for Firm		All the Japanese Listed Firms						
		y_{1t}	y_{2t}	...	y_{jt}	...	$y_{(j-1)t}$	y_{jt}
Characteristics Vector for Bank	(At t)	Firm-1	Firm-2	...	Firm-j	...	Firm-(j-1)	Firm-j
	Bank-1	$L_{11t}=100$	0	...	0	...	0	30
	Bank-2	0	0	...	5	...	100	20
	⋮	⋮	⋮	...	⋮	...	⋮	⋮
	Bank-i	50	0	⋮	$L_{jt}=5$	⋮	0	0
	⋮	⋮	⋮	...	⋮	...	⋮	⋮
	Bank-(j-1)	70	40	...	20	...	0	0
	Bank-j	0	30	...	0	...	100	10

All the Japanese Banks

図-4：データの構造

我々のデータセットに関して、幾つかの留意点を列記する。第一に、企業と銀行との関係を描くという趣旨からは、短期借入金残高の有無に基づいた取引期間の特定の方が望ましいと考えられる。既に述べたとおり、特定の時点において長期借入金残高が存在していたとしても、それが必ずしも現在進行中の活発な取引関係の存在を示すものであるとは言えず、単に過去の取引履歴を示しているに過ぎない可能性もある。この点について、定義上、融資時点から1年以内に最終期限を迎える短期借入金を用いることが出来れば、問題を軽減することが出来るが、現在のデータセットは、1998年と1999年の二年に関して短期借入金残高データを有するに止まっており、当論文では、長期借入金残高のみに基づいた分析を行っている³²。我々は、一般的に、長期借入金の提供及び残高の保有が、企業と銀行との間の緊密な取引関係を示すものであるとの理解から、当論文での分析には一定の妥当性が有ると考えている。

第二に、我々は、データの制約から、企業と銀行との間に通常存在すると考えられる、その他の取引関係を分析に取り込んでいない(例：決済業務、社債引受、クレジットライン供与、コンサルティング、債務保証、手形割引等)。しかし、ローン提供が企業-銀行間関係において最も重要な業務であることを踏まえると、我々のアプローチは一定程度の妥当性を有するものと考えられる。

上記のデータ及び定義を用いて、我々は、各上場企業と各金融機関との個々の「マッチ」に関

³² 日本政策投資銀行設備投資研究所において現在整備が進められているデータセットにおいては、この短期借入金明細データが追加される予定となっている。

する取引期間データを構築した³³。既に言及した通り、個々のスペルは、長期借入金の残高がゼロである期間が3年間続いた場合に、「終点に達した」と判定される。左側から censor されたデータは、一義的には分析対象へ取り込み、別途既述の方法で頑健性の確認を行うこととし、右側から censor されたデータに対しては、Kiefer (1988) 等で提唱されている Tobit タイプの調整を施した³⁴。

図-5は、データの構造とサンプル数を要約したものである。以下の分析では、頑健性の確認を行う場合以外は、全てのサンプルを用いている。

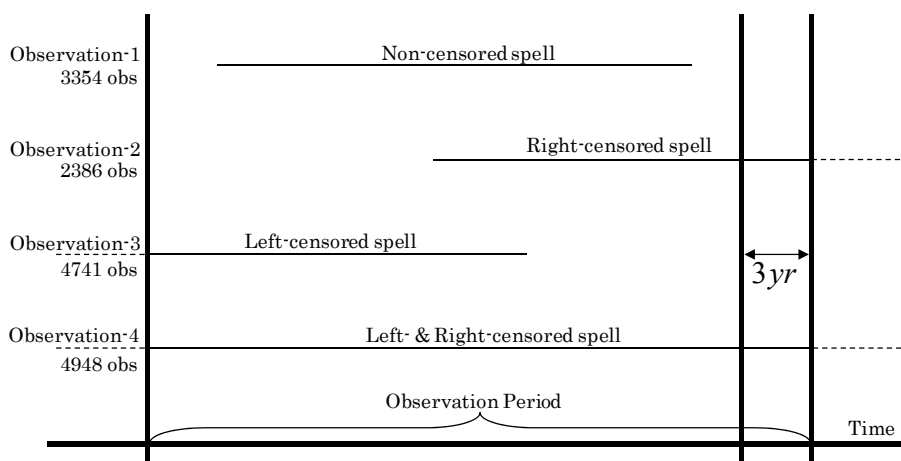


図-5：データの構造とサンプル数

3.4 要約統計量

表-2は、1999年時点の我々のデータを要約したものである。最初のグループに含まれている変数 (LN_FSIZE、FROA、FLR、FLEV、FSTLT、FBTD、FFASSETRATIO、BANKNUM) と二番目のグループに含まれている変数 (LN_BSIZE、BROA、BCTA、BTETA) は、各企業及び金融機関毎に定義されている。LN_FSIZE は、企業サイズの代理変数としての総資産額の対数値を示している。各企業の収益性は、EBITDA (Earning Before Interest Payment, Tax payment, Depreciation, and Amotization) を総資産で除した FROA で計測され、流動性は、流動性資産と流動性負債の比率である FLR で計測される。FLEV、FSTLT、FBTD 及び FFASSETRATIO は、各々、企業のレバレッジ (総負債÷総資産)、負債満期構成 (流動負債÷固定負債)、銀行依存度 (銀行借入金残高÷総負債)、資産満期構成 (固定資産÷総資産) の代理変数として用いられる³⁵。最後に、BANKNUM は、企業が借り入れている銀行数を示す。

³³ 以下では、一社の企業と一行の金融機関とのペアを「マッチ」と呼称する。

³⁴ 繰り返しになるが、サンプル期間において、新たに始まったスペルは、全て「新規スペル」として取り扱った。

³⁵ FSTLT は、企業の流動負債と固定負債の比率であり、銀行借入金に加えて、社債等の負債全てを含めて計算している。

Variables	Def	obs	Mean	Median	Std.	Min	Max	
LN_FSIZE	企業総資産の対数値	1097	17.98	17.81	1.51	14.16	23.37	
FROA	企業EBITDA÷総資産		4.3%	4.0%	4.3%	-17.9%	47.1%	
FLR	企業流動資産÷流動負債		1.27	1.15	0.75	0.10	13.10	
FLEV	企業総負債÷総資産		0.68	0.69	0.20	0.12	3.23	
FSTLT	企業流動負債÷固定負債		4.34	2.15	9.20	0.06	178.46	
FBTD	企業銀行借入(長期短期)÷総負債		0.45	0.44	0.21	0.01	0.95	
FFASSETRATIO	企業固定資産÷総資産		0.50	0.49	0.19	0.09	0.97	
BANKNUM	取引銀行数		11.08	9.00	8.28	1.00	72.00	
LN_BSIZE	銀行証券貸付残高の対数値		143	14.55	14.42	1.23	12.10	18.02
BROA	銀行経常収益÷総資産			3.3%	3.0%	1.0%	2.4%	7.2%
BCTA	銀行現預金÷総資産	0.05		0.04	0.03	0.01	0.24	
BTETA	銀行資本の部÷総資産	0.04		0.04	0.01	0.04	0.05	
LOANAMOUNT	マッチの貸付残高	7672	2,717	624	10,157	1	323,790	
LOANSHARE	マッチの貸付シェア		14.30%	8.49%	17.09%	0.00%	100.00%	
RGDPGROWTH	実質GDP伸び率							
MKTBONDMKTLOAN	法人季報社債残高÷銀行残高							

Note:As of 1999

表－２：要約統計量

銀行に関する変数についても、基本的には同様の考え方で定義されている。LN_BSIZE が、金融機関の総資産額ではなく、証券貸付残高を基に計算されていることに注意されたい。尚、金融機関に関しては、流動性を現預金÷総資産比率である BCTA で計測しているほか、BTETA は金融機関の財務安定性を代理させる趣旨から、資本÷総資産比率として計算されている。

三番目のグループに含まれる (LOANAMOUNT、LOANSHARE) は、個々のマッチに対して定義されている。尚、当該企業に対する各金融機関の貸出額と貸出シェアとを示す LOANAMOUNT と LOANSHARE に関する統計量は、企業の総長期借入金残高に占めるシェアとその実額について、その両者がゼロよりも大きいという条件の下で計算されている³⁶。

最後のグループに含まれる RGDPGROWTH は実質 GDP 成長率であり、経済環境の代理変数として用いられている。一方、MKTBONDMKTLOAN は各年度末の社債残高（法人季報ベース）と銀行ローン残高の比率であり、直接金融市場の発達度合いを代理している。

³⁶ 言い換えると、これらの統計量は「条件付平均」である。

3.5 ノンパラメトリック推計の方法と推計結果

この節において、我々は、ノンパラメトリック推計の結果を報告する。この手法の利点は、ハザード関数について、特定の仮定を置く必要が無いという点にある。

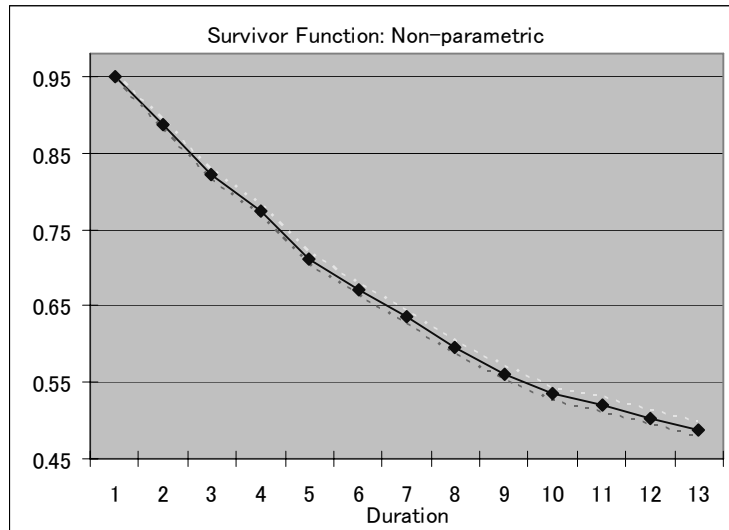


図-6：生存確率関数のノンパラメトリック推計結果

第一に、以下で定義する Kaplan-Meier の生存確率関数に関する推計結果を示す。図-6は、このノンパラメトリックに推計された生存確率関数を、破線で示された 95%の信頼区間と共に表示したものである。推計の方法は、長さの異なるスペル毎に、各期末に生存しているサンプル数を各期首に生存していたサンプル数で割り、それらを推計対象となる長さのスペルまで下から掛け合わせるといものである。この計算によって、長さの異なるスペル毎に計算された条件付生存確率から、対象とするスペルに対応する生存確率を推計することが出来る。

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{S}(t) = \prod_{j=0}^t \left(\frac{n_j - d_j}{n_j} \right) \dots (7) \\ \text{where} \\ n_j : j \text{ 期の期首において終了も censor もされていないスペルの数} \\ d_j : j \text{ 期中に終了したスペルの数} \end{array} \right.$$

こうして得られた生存確率関数へ、ハザード関数の定義から求められる下記の関係式を用いることで、図-7に示されているハザード関数が得られる（多項式近似による関数の近似値も示している）。

$$\hat{\lambda}(t) = -\left\{ \ln \hat{S}(t) - \ln \hat{S}(t-1) \right\}$$

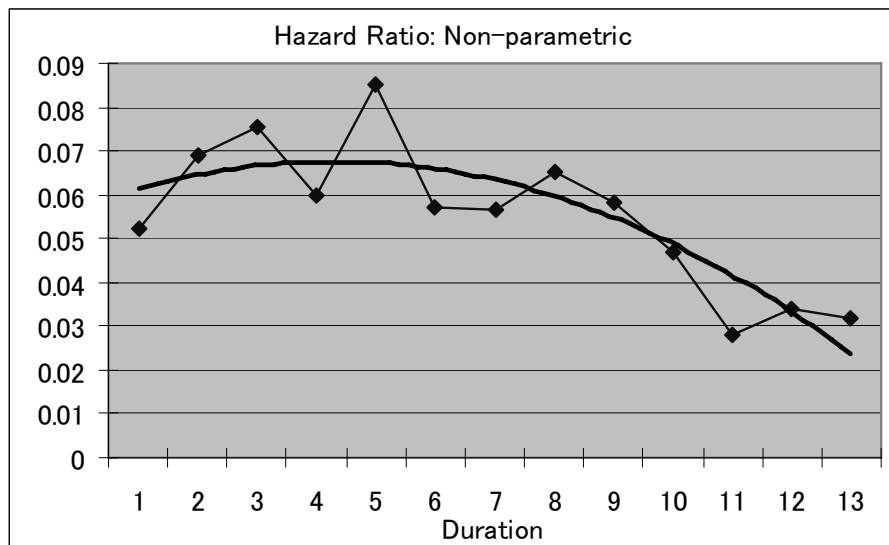


図-7：ハザード関数のノンパラメトリック推計結果 (Kaplan-Meier)

代替的な手法として、以下で定義される Nelson-Aalen の累積ハザード関数に関する推計値を用いた上で、Gaussian kernel を特定の bandwidth と共に用いることで、ハザード関数を近似することが出来る。図-8は、こうした手法により推計されたハザード関数を Gaussian kernel で近似したものを示している。

$$\hat{H} = \sum_{j|t_j \leq t} \left(\frac{d_j}{n_j} \right) \dots \quad (8)$$

ノンパラメトリック推計の結果のうち、取引期間が比較的長いゾーンで見られる右下がりの部分は、取引期間の長さに対してハザードが負の相関を有していることを意味している。これに対して、取引期間が比較的短いゾーンについては、取引期間の長さに対してハザードが正の相関を有している事が確認されるが、これはサンプルの特性を示しているものと考えることが出来る。上記の通り、全てのスペルは、長期借入金の残高に基づいて定義されているため、例えば、最初の数年については約定通りに長期借入金の返済が進み、その後、設備投資機会の欠如等により、単に長期借入金の借入が発生しなかったという可能性も想定される。こうした状況については、関係の解消というよりは、投資機会の欠如に伴う必然的な資金調達の見送りと解釈すべきであろう³⁷。我々が重要と考える点は、こうした長期借入金の特性にも関わらず、5年を超えるゾーンについては、ハザードの低下が確認されるということにある。

³⁷ 既に議論したとおり、長期借入金に比べて相対的に投資機会の欠如等の影響を受けにくいと考えられる短期借入金の残高情報を用いることが出来れば、我々の主張をより高い信頼度で検証することが出来ると考えられる。

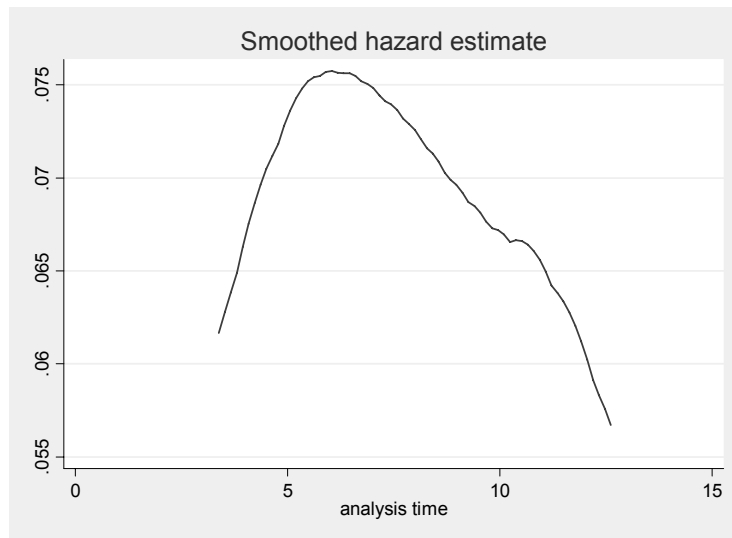


図- 8 : ハザード関数のノンパラメトリック推計結果 (Nelson-Aalen)

以上の分析で得られた、ハザード関数の形状に関する含意を踏まえて、次節以降ではセミパラメトリック及びパラメトリック推計を行うこととしたい。

4. 説明変数の選択

前章で示したノンパラメトリック推計は、ハザードと相関している可能性のある説明変数の影響を、適切にコントロールしていないという問題がある。次章以降で、この点に対応した手法であるセミパラメトリック及びパラメトリック推計を行うために、本章では、銀行ローン取引関係に対して影響を与えると考えられる変数の検討を行う。

4.1 予備的分析

我々は、銀行ローン取引関係の潜在的な決定要因を推測するために、企業の「取引銀行数」の決定要因を分析した既存文献の結果が有用であると考え。例えば、企業の特徴を示すある変数が上昇するに従って、取引銀行数が増加するという実証結果が認められたとしよう。この結果から、我々は、当該変数の上昇により、企業が各銀行と取引関係を維持する必要性が高まり、各関係の安定性が上昇すると推測出来るかもしれない。

以下では、企業の特徴を示す代表的な三つの変数（サイズ、リスク、収益性）について、取引銀行数と取引期間に与える影響を、既存文献の分析内容を通じて整理する。

4.1.1 企業のサイズ

多くの既存研究において、より大きな企業ほど、多数の銀行と取引を行う傾向にあることが示されている。こうした現象が生じる背景としては、一銀行との取引に要する固定の取引費用を節約する趣旨から、規模の小さい企業が、限られた数の銀行取引に留まるといった状況が想定される（Diamond (1984)）。同様の主張は、銀行がスクリーニング及びモニタリングに関する何らかの固定費用を要する場合にも成立する。この場合、銀行側の動機として、例えば、当該固定費用をカバーするように一社から十分なレントを徴収する必要があるため、結果として、固定取引費用が増加するに連れて、一社当たりの取引銀行数が減少することが考えられる。また、他の可能性として、銀行によるスクリーニング及びモニタリングの実施に際して、銀行と企業の地理的な距離が重要となるようなケースも考えられる。この場合、多くの支店を有するような大企業は、各支店に近接して立地する銀行（例：地銀）と取引を行う必要が生じるかもしれない（Hauswald and Marquez (2005)）。この他、各企業に対する各金融機関の貸出に上限が存在する場合も、多額の借入需要を有する大企業において、取引銀行数が増加する傾向があると推測される。

これらを踏まえて、我々は、より大きな企業ほど、多数の銀行と取引関係を維持する必要性が高まり、結果として、各銀行取引関係のハザードが低下し、取引期間が長期化すると予想する。

4.1.2 企業のリスク

第二に、企業のリスクである。Bolton and Scharfstein (1996)に代表される、既存の理論的研究において慎重にモデル化されている通り、銀行はリスクの高い企業に対するローンシェアを一定の低水準に留めようとする可能性がある。これは、銀行が、そうした企業との関係に lock-in されてしまうことを恐れるためである³⁸。このような、企業のリスクと最大貸手のローンシェアとの間の負の相関をもたらす別の要因として、古典的なペーパーで議論されているような「個々

³⁸ 彼らのモデルは、そうした分散されたローンシェア構造が、如何にして企業の「戦略的デフォルト行動」を防ぎ得るかを示している。

の銀行の最適ポートフォリオ選択」の影響という見方も出来る (Pyle (1971)、Hart and Jaffee (1974))。彼らのモデルでは、個々の銀行は、標準的な最適ポートフォリオ選択問題を解くと仮定されている。各企業からの返済の間に何らかの相関がある限り、銀行は、借り手ごとのローン額について適切な金額を選択することで、リスクを分散しようとする。こうした推測に関する実証的な先行研究としては、Peterson and Rajan (1994)、Degryse and Van Cayseele (2000)、Angelini et al. (1998)、Machauer and Weber (1999)が挙げられる。これらの先行研究は、リスクの上昇に伴って、関係の安定性が低下するという実証的含意を与えるものである。

一方で、企業のリスクが外部からは十分に評価できない場合には、銀行によるソフトな情報生産の余地が高まり、結果として、関係の安定化が見られる可能性もある。Ongena and Smith (2001)は、この仮説を検証している。

以上の議論を踏まえるに、企業側のリスクの高まりによって、各銀行取引関係のハザードが上昇するか低下するかについては、上記の何れの影響が大きいかに依存することとなる。次章以降の分析では、この点自体が我々の関心となる。

4.1.3 企業の収益性

最後に、我々は、企業の収益性と最大貸手のローンシェアとの相関を検討する。多くの既存研究 (Gordon and Schmid (2000)、Foglia et al. (1998)、Harhoff and Korting (1998)、Machauer and Weber (1999)、Degryse and Ongena (2001)、Farinha and Santos (2002))において、より高い収益性を有する企業がより少ない数の銀行から資金調達を行っているという傾向が整理されている。言い換えれば、収益性が高い企業は、複数の銀行取引を保有するインセンティブが低いと言える。

これらの結果を踏まえて、我々は、より収益性の高い企業ほど、多数の銀行と取引関係を維持する必要性が低く、結果として、各銀行取引関係のハザードが上昇すると予想する。

4.1.4 要約

当節では、企業側の特徴が銀行取引関係のハザードへ如何なる影響を与えるかについて、企業の「銀行取引数」に関する先行研究を基に議論を行った。

我々の推測は、規模が小さく、収益性が高い企業は、より高いハザードを示し、リスクの高低がハザードへ与える影響は、先験的には明らかではないというものである。次章では、これらの変数を含む複数の説明変数を用いて、比例ハザードモデルのセミパラメトリック及びパラメトリック推計を行うこととしたい。

5. セミパラメトリック及びパラメトリック推計

前章までに得られた結果を基に、我々は比例ハザードモデルの推計を再度試みる。第一段階として用いるのは、Coxのセミパラメトリック推計手法である。このモデルは、ハザード関数の形状に関して、明示的な仮定を置く必要が無いため、パラメトリック推計に至る中間段階として有用である。我々は、第一段階での推計結果を用いて描画されたハザード関数の形状を参考にして、第二段階のパラメトリック推計に必要となる、ベースラインハザード関数の形状を推測する³⁹。

5.1 セミパラメトリック推計

前章の結果に対して、ノンパラメトリック推計の結果として得られた、逆U字型のハザード関数が、企業及び銀行の特性を反映しているかもしれないという指摘が有り得るだろう。例えば、収益性の低い企業は市場で資金調達を行うことが難しく、結果として銀行からの借入へ相対的に長期間に亘って依存する必要があるかも知れない。ノンパラメトリック推計は、取引期間以外の変数がハザードに与えるこうした影響と、純粋な「取引期間の効果」とを区別することが出来ない。こうした観点から、コントロール変数の影響を明示的に取り扱うことの出来るCoxの比例尤度モデル(Cox(1972))は、有用である。更にこのモデルは、ベースラインハザード関数の形状に関して仮定を置く必要がないため、パラメトリック推計に向けた中間段階としての役割も期待できる。

以下のセミパラメトリック及びパラメトリック推計において、我々は、時間を通じて変換する説明変数を用いる。前章で定義した通り、ある企業と銀行間に長期借入金の残高がt+1期中にゼロとなった場合、当該マッチはt期において解消したとされる。以下の分析は、関係が始まって以降、t期までの説明変数の変動を勘案したものとなっている。

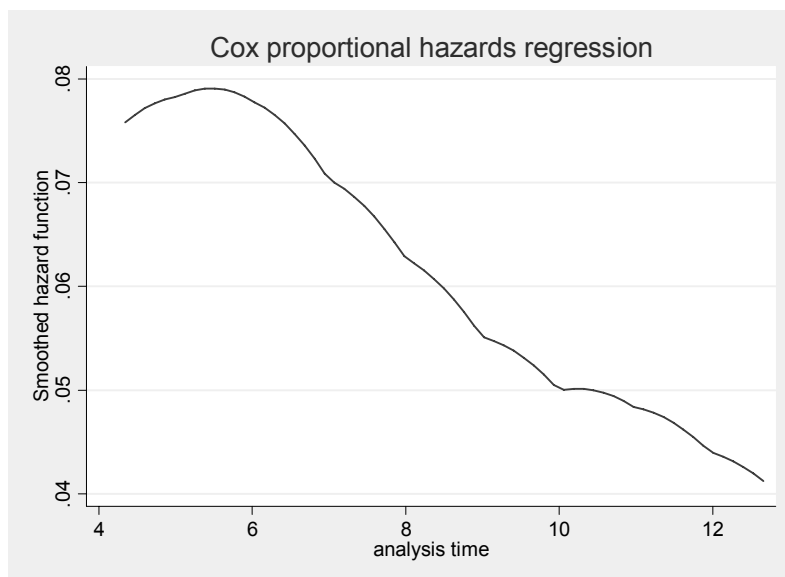


図-9：ベースラインハザードのセミパラメトリック推計結果

³⁹ 末尾に当論文における推計結果の要約表を付している。

図－9と表－3は、推計されたベースラインハザード関数 $\lambda_0(t; \alpha)$ と各説明変数の係数についての推計値を示している。第一に、図－9から、比較的短い取引期間ゾーンにおけるハザードの上昇と比較的長い取引期間ゾーンにおけるハザードの低下が確認される。基本的な含意は、ノンパラメトリック推計の結果と同様である。第二に、推計された係数（表－3）から、流動性、レバレッジが高く、負債の満期構成が相対的に長期で、銀行依存度が高く、資産に占める固定資産の割合が高い企業は、相対的に長い取引関係を有する傾向にあることが確認される⁴⁰。更に、規模が大きく、収益性が高く、現預金保有率が低い銀行も、相対的に長い取引関係を有する傾向があることが確認される。一方で、前章の議論から予想されていた、企業のサイズ及び収益性は有意な結果をもたらさなかった。

	Haz. Ratio	Cox Std.	Duration
LN_FSIZ	0.9823	0.0109	0
FROA	0.7676	0.1864	0
FLR	0.9063	0.0292 ***	+++
FLEV	0.2107	0.0274 ***	+++
FSTLT	1.0047	0.0006 ***	---
FBTD	0.4121	0.0334 ***	+++
FFASSETRATIO	0.3636	0.0302 ***	+++
BANKNUM	1.0013	0.0015	0
LN_BSIZE	0.7660	0.0103 ***	+++
BROA	0.0000	0.0000 ***	+++
BCTA	2.3839	0.6223 ***	---
BTETA	0.1856	0.4363	-
#obs	123376		
#subjects	14752		
#failures	7381		
Time at risk	123376		
Wald chi2	1869.00		
Prob > chi2	0		

Note: ***:1%, **:5%, *:10%

表－3：セミパラメトリック推計結果⁴¹

当論文に関連する重要な先行研究である Farinha and Santos (2002)では、ポルトガルにおける企業レベルの長期パネルデータを用いて、単一の銀行取引関係のみ有する企業が、如何なる環境下で複数の銀行取引関係へスイッチするかという問題を検討している。彼らの得た結論は、単一の銀行取引関係の期間が長期化する程、複数の取引関係へスイッチする確率が高まるというものであり、既存の単一取引銀行からの独占的取引関係に基づくレント搾取を恐れた企業が、複数銀行との取引へスイッチすることで、そうした事態を未然に防ぐという形で解釈されている。

こうした、「企業のホールドアップ懸念から生じる取引関係の解消」という仮説を直接的にテストする為に、我々は、各企業の取引銀行数 **BANKNUM** を比例ハザードモデルの説明変数に含めている。Farinha and Santos (2002)で検討されたような要因が実証的にも重要であるならば、取引銀行数が、ハザードに対してネガティブな影響を有し、相対的に取引関係が長期化すると

⁴⁰ 表中の「Duration」は各説明変数の上昇に伴い、取引期間を長期化させるか（+）、短期化させるか（-）を示しており、記号の数が多順に、1%、5%、10%の有意水準に対応している。

⁴¹ 係数が1より大きい（小さい）場合、当該説明変数の値が上昇するに伴い、ハザードが上昇（低下）し、取引関係が短期化（長期化）することとなる。

うものであるが、企業の銀行取引数の影響は認められなかった⁴²。この点については、次節における、ベースラインハザード関数の形状を特定化したパラメトリック推計結果を用いて再論する。

5.2 パラメトリック推計

5.2.1 ベースラインモデルの推計結果

前節におけるセミパラメトリック推計の結果から、スペルの分布に関する根拠のある推測が可能となる。比例ハザードモデルを用いた文献では、ベースラインハザード関数が単調増加か単調減少かを識別することの出来る Weibull 分布を機械的に仮定しているケースが多いが、前節までの結果を踏まえるに、当該分布を単純に仮定することは適切ではない。同様の理由で、ベースラインハザード関数が取引期間に依存しないケースに対応する、Exponential 分布も適切な仮定とは言えない⁴³。ここで、一つの可能性は、(i)単調減少のベースラインハザード関数と(ii)逆 U 字型のベースラインハザード関数とを識別できる Log-logistic 分布である⁴⁴。表-4の第一列は、当該分布を仮定した場合の推計結果を表示している。第一に、推計された γ は 1 より小さく、ベースラインハザード関数が取引期間上で逆 U 字型となっていることを示している。この点は、上述したノンパラメトリック及びセミパラメトリック推計の結果とも整合的である⁴⁵。

	Log-logistic			Log-logistic with Left-Censor Care(1)			Log-logistic with Left-Censor Care(2)		
	Coef.	Std.	Duration	Coef.	Std.	Duration	Coef.	Std.	Duration
LN_FSIZE	0.0449	0.0075 ***	+++	0.0374	0.0080 ***	+++	0.0279	0.0066 ***	+++
FROA	-0.6424	0.2861 **	--	-0.4878	0.2590 *	-	-2.0524	0.2532 ***	---
FLR	-0.0368	0.0268	0	-0.0696	0.0307 **	--	-0.0089	0.0230	0
FLEV	0.8024	0.0973 ***	+++	0.6519	0.1033 ***	+++	0.1511	0.0868 *	+
FSTLT	-0.0172	0.0019 ***	---	-0.0210	0.0026 ***	---	-0.0059	0.0012 ***	---
FBDT	0.5558	0.0541 ***	+++	0.5779	0.0587 ***	+++	0.5387	0.0504 ***	+++
FFASSETRATIO	0.5969	0.0634 ***	+++	0.4841	0.0708 ***	+++	0.3870	0.0581 ***	+++
BANKNUM	-0.0044	0.0010 ***	---	-0.0033	0.0010 ***	---	-0.0016	0.0010	0
LN_BSIZE	0.1986	0.0108 ***	+++	0.2196	0.0124 ***	+++	0.0397	0.0105 ***	+++
BROA	67.4141	3.7019 ***	+++	72.0364	4.3173 ***	+++	6.8925	3.1316 **	++
BCTA	-0.8579	0.1946 ***	---	-0.9697	0.2134 ***	---	0.5164	0.1900 ***	+++
BTETA	-2.7896	1.6549 *	-	-2.0072	1.8739	0	0.5272	1.5668	0
RGDPGROWTH	-0.0989	0.0039 ***	---	-0.1087	0.0040 ***	---	-0.0709	0.0054 ***	---
MKTBONDMKTLOAN	6.7369	0.3822 ***	+++	4.1620	0.4597 ***	+++	6.4081	0.3753 ***	+++
cons	-2.9971	0.2143 ***	---	-2.5092	0.2366 ***	---	-0.2805	0.2001	0
/ln_gam	-0.7261	0.0184 ***		-0.7094	0.0225 ***		-0.9276	0.0173 ***	
gamma	0.4838	0.0089 ***		0.4920	0.0111 ***		0.3955	0.0068 ***	
#obs	123376			113959			50155		
#subjects	14752			14109			9819		
#failures	7381			6739			6510		
Time at risk	123376			113959			50155		
Wald chi2	4399.82			3269.22			1737.76		
Prob > chi2	0			0			0		

Note: ***:1%, **:5%, *:10%

表-4：パラメトリック推計結果

第二に、推計された各係数の符号は、セミパラメトリック推計の結果と概ね整合的であり、我々

⁴² ここでは、取引銀行数がより多い方が、取引銀行からホールドアップされる可能性が連続的に減少するという仮説を採用している。別の方法として、取引銀行数が、単一か複数化に応じたダミー変数を導入するという推計戦略もあり得るだろう。

⁴³ これは、Weibull 分布の特殊形でもある。

⁴⁴ 詳細については、例えば、Cleves et al. (2004) pp. 240~を参照のこと。

⁴⁵ 前節までのハザードを被説明変数とするモデルとは異なり、ここでは、関係の解消までの時間を被説明変数とする Accelerated failure-time formulation が用いられているため、係数が正(負)の場合、当該説明変数の値が上昇すると共に、ハザードが低下(上昇)し、取引期間が長期化(短期化)することとなる。Duration 列の内容を参照せよ。

のスペルの分布に関する仮定が、合理的であることが示唆されている。第三に、前節の結果とは異なる点として、(i)企業サイズが上昇するにつれてハザードが低下し、取引期間が長期化すること、(ii)企業の収益性が高くなるにつれてハザードが上昇し、取引期間が短期化すること、(iii)各企業の銀行取引数が増加するにつれてハザードが上昇し、取引期間が短期化することが確認されている。前二者については、前章で議論した仮説と整合的なものであるが、最後の点については、Farinha and Santos (2002)で議論されている「複数銀行取引を通じた、ホールドアップ可能性の低減」という文脈とは対立する結果と言える。企業サイズをコントロールしても尚、少数の銀行取引の方が、多数の銀行取引に比して安定的であるという結果は、Relationship-Lending のポジティブな側面を強調する議論であり、Ongena and Smith (2001)で主張されているような、ホールドアップ問題への懸念に対して議論の材料を与えるものである。

前節のセミパラメトリック推計結果は、前章で我々が得た推測結果を支持するものであったが、景気変動などのマクロ変数及び金融市場の環境変化といった制度要因をコントロールしていないという点が不十分であった。特に、日本の金融市場が1980年代から2000年代にかけて経験した、大きな景気変動と直接金融市場の発展といった環境変化については、企業－銀行間関係に対して何らかの影響を与えたと想像するほうが自然である。かかる観点から、我々は、実体経済の変動を代理する変数として「実質GDP成長率」(RGDPGROWTH)、直接金融市場の発展度合いを代理する変数として「社債発行残高/銀行ローン残高」(MKTBONDMKTLOAN)を説明変数に加えた上で、推計を行った。

	社債/長借	実質GDP成長率
1982	0.1165	3.1
1983	0.1255	3.5
1984	0.1337	4.8
1985	0.1711	6.3
1986	0.1830	1.9
1987	0.1712	6.1
1988	0.1928	6.4
1989	0.2090	4.6
1990	0.2025	6.2
1991	0.2099	2.3
1992	0.1877	0.7
1993	0.1982	-0.5
1994	0.1802	1.5
1995	0.1749	2.3
1996	0.1808	2.9
1997	0.1750	0.0
1998	0.1707	-1.5
1999	0.1926	0.7

表－5：マクロ及び制度変数の時系列推移

推計結果から、第一に、好況期においてハザードが上昇し、取引関係が短期化することが観察される。これは、企業にとって他の資金調達チャネルの利用可能性が高まることや、銀行間の競争が激しくなることを反映していると考えられる。第二に、社債市場の相対的なプレゼンスが上昇するにつれてハザードの低下が観察される。この点に関しては、銀行間の競争が激しくなったことが何らかの影響を及ぼしたと言う想定も可能と考えられるが、企業金融における銀行借入のプレゼンスが低下するに従って、ハザードが低下するという結果は、直感に反する面もある。例えば、1980年代には、国内社債市場が成長を遂げ、上記の社債残高÷銀行ローン残高比率の上昇が観察されたが(表－5参照)、推計結果によれば、こうした期間において、ハザードの低下

が見られたということになる。しかし、Ogawa et al. (2007)において議論されている通り、80年代後半は、上場企業の銀行取引数が減少した時期に当たっており、こうしたハザードの変動と整合的な形で理解することが難しい面もある。この点に関しては、社債市場の発展状況を示すより適切な代理変数の選択を進める必要があり、将来的な課題としたい⁴⁶。

我々が重要と考える点は、これらの説明変数をコントロールした上でも、ベースラインハザード関数が、逆U字型を示すという点である。この結果は、一定程度の取引期間を経た後に、企業－銀行間関係が安定化することを示唆しており、理論的な文献で議論されている、「関係特殊資産」の蓄積を間接的に支持しているとも考えられる。

5.2.2 Left-Censoring に関する推計結果の頑健性

以上の分析は、左から censor されているサンプルを全て用いて推計を行って来た。しかし、サバイバル分析に典型的な問題である left-censoring の問題を調整しなければ、推計値にバイアスが生じる可能性がある点は既に触れた通りである (Heckman and Singer (1984))。当節では、先行研究で用いられている手法に則って頑健性のチェックを行うこととする。

第一に、表－4の第二列 (Left-Censor Care(1)) では、サンプルの開始時点 を 1982 年から 1984 年へ変更した上で再度推計を試みている。注目すべきは、各説明変数のサイズ及び符号条件に大きな変化が生じていないという点である。

第二に、表－4の第三列 (Left-Censor Care(2)) では、図－5における observation-4 を完全に取り除いて推計を行っている。これは、サンプル期間に亘って継続した、最も安定的な銀行取引関係をサンプルから除外する事で、相対的に重要度の低い銀行群との取引に関する動的な特徴を抽出することを意図している。特徴的な結果としては、FROA のハザード低下効果がより顕著になり、銀行のサイズ及び収益性のハザード低下効果が弱まっている点が挙げられる。これらは、短期的な視点に基づいた取引動機からの関係構築が行われるであろうサブ銀行取引の特性と整合的な結果と解釈できる。一方で、注目すべきは、多くの説明変数に関して、そのサイズ及び符号条件に大きな変化が生じていないことである。特に、推計された γ が示すとおり、ベースラインハザード関数の形状は、引き続き逆U字型を示している点は、関係特殊資産の存在に関する我々の主張の頑健性を裏付けるものであると考えられる。

5.2.3 取引関係の「スイッチ」

既に述べたとおり、当論文における分析では、取引関係の解消を定義する為に、長期借入金の残高がゼロという基準を用いている。より正確には、単なる長期資金需要の減少と取引関係の解消とを識別するために、残高ゼロの状態が連続して数年間継続しているという基準を用いているが、取引関係の解消というイベントを実態に即して正確に把握出来ているか否かには、依然として疑問も残る。

そこで、本節では、「t 期から t+1 期にかけて長期借入金の残高がゼロとなり、かつ t+1 期以

⁴⁶ 表－6における「社債/長借」指標から、1980年代後半に社債市場が拡大したというエピソードが確認出来るものの、当該期間における主たる起債内容は、電力会社等の超優良企業による普通社債と一般事業会社による転換社債が中心であり、当論文が念頭に置いている一般事業会社が、長期銀行借入と代替的な形で普通社債を利用し始めたのは、1990年代後半という指摘もある。この意味で、表－6の指標のみを以て、直接金融市場の発展という制度的変化を把握する事には限界が有るものと考えられる。一案としては、非電力企業による普通社債の発行額累計を長期借入金残高で除した指標も考えられる。

降、新規の長期借入が3年間実行されない」という従来の基準に加えて、「t-1期からt期にかけて取引金融機関数が増加している場合」(Switch (1))及び「銀行借入金残高が増加している場合」(Switch (2))を「取引関係のスイッチ」に対応するイベントとして設定した⁴⁷。かかる定義を用いることで、長期借入金の約定弁済に伴う受動的な関係の解消と、他行との関係強化を伴う能動的な関係のスイッチとを識別することが可能となる。

推計結果(表-6)によれば、逆U字型のベースラインハザード関数を支持する点が、前節迄の結果と整合的ではあるものの、複数の説明変数について安定した結果は得られていない。特にLN_FSIZE、FLR、BANKNUM、MKTBONDMKTLOANの各係数が、上記の2モデル間及び表-4のベースケースとの間で相違する点が認められる。具体的には、Switch (2)基準を採用した場合の各説明変数の影響が、前節迄の推計結果と略整合的である一方、Switch (1)基準では、複数の係数の符号が逆転することが分かる。取引関係のスイッチが、これまで対象としてきた取引関係の解消に比して、発生頻度の低いイベントであることから来る推計精度の低下に加えて、スイッチの定義に関する工夫の余地が有るものと考えられるが、こうした分析は、受動的な解消と能動的なスイッチという本質的には異なる現象を区分する点で、興味深い論点を含んでおり、今後の分析課題と認識している。

	Log-logistic with Switch(1)			Log-logistic with Switch(2)		
	Coef.	Std.	Duration	Coef.	Std.	Duration
LN_FSIZE	-0.1684	0.0211 ***	---	0.0459	0.0118 ***	+++
FROA	0.7349	0.4190	0	0.4784	0.3254	0
FLR	0.1548	0.0468 **	++	-0.0001	0.0300	0
FLEV	0.5041	0.1929 *	+	-0.0459	0.1304	0
FSTLT	-0.0042	0.0023 ***	---	-0.0169	0.0020 ***	---
FBTD	-0.0746	0.1120	0	0.5725	0.0802 ***	+++
FFASSETRATIO	0.9790	0.1296 ***	+++	0.5089	0.0819 ***	+++
BANKNUM	0.0230	0.0027 ***	+++	-0.0060	0.0014 ***	---
LN_BSIZE	0.2910	0.0249 ***	+++	0.2270	0.0186 ***	+++
BROA	118.7225	8.9839 ***	+++	84.9661	6.8137 ***	+++
BCTA	-0.7830	0.3189	0	-0.3964	0.2454	0
BTETA	-6.3797	3.0372	0	-2.1289	2.4184	0
RGDPGROWTH	-0.1137	0.0077 ***	---	-0.1122	0.0054 ***	---
MKTBONDMKTLOAN	-4.5676	1.4544 ***	---	2.3329	0.9953 ***	+++
cons	2.4815	0.4246 ***	+++	-1.4711	0.3285 ***	+++
/ln_gam	-0.2459	0.0937 ***		-0.4287	0.0598 ***	
gamma	0.7820	0.0427		0.6514	0.0259	
#obs	130841			129146		
#subjects	14944			14943		
#failures	1267			2925		
Time at risk	130841			129146		
Wald chi2	408.93			1333.62		
Prob > chi2	0			0		

Note: ***:1%, **:5%, *:10%

表-6 : スイッチが生じている場合

5.2.4 取引関係の履歴

最後に、関係解消に至る数期における取引関係の履歴が、関係のハザードへ如何なる影響を有するかを分析する為に、t期からt+1期に亘って関係が解消した場合における、(1)t-2期からt-1期、(2)t-3期からt-2期、(3)t-4期からt-3期、(4)t-5期からt-4期の間でのローンシェアの変動を各々説明変数に加えたモデルを推計した。更に、(5)それらのラグ付きシェア変動全

⁴⁷ 既に述べたとおり、各期tに対応する説明変数はt-1期のものを用いている。この意味で、上記のスイッチ基準は、説明変数の一部(BANKNUM)に関する、以降の変動を反映したものである。

項目を含んだモデルを推計している（表－7及び－8）。

第一に、(1)及び(2)のケースにおいて、前節までの主たる推計結果と同様の符号条件が得られた一方、(3)～(5)のケースでは、企業側の特性がハザードに与える影響（例：LN_FSIZE、FLEV、FFASSETRATIO）が低下していることが分かる。

第二に、シェアの変化がハザードへ与える影響についてであるが、t-2期からt-1期にかけてローンシェアが上昇した場合は、関係が長期化するという結果が得られた一方、t-3期からt-2期にかけてのローンシェア上昇は、ハザードへ有意な結果をもたらしていない。これらから、説明変数の効果が時間を通じて減衰するという、前節と同様の解釈も想定されるが、t-4期からt-3期にかけてのローンシェアの上昇が、関係を長期化させる効果を有する一方で、t-5期からt-4期にかけてのローンシェア上昇は関係の安定性に対して有意な影響を有しない等、必ずしも一貫したパターンが得られていない。この点は、モデル(5)の推計結果も同様である。

ローンシェアに代表されるような、マッチ固有の特性について、その取引期間を通じた変動がハザードへ如何なる影響を及ぼすかは、Ongena and Smith (2001)においても重要な論点として問題提起がなされているなど、興味深い論点を含んでおり、今後の分析課題と認識している。

	(1)Log-logistic with DiffShare_LAG_21			(2)Log-logistic with DiffShare_LAG_32			(3)Log-logistic with DiffShare_LAG_43		
	Coef.	Std.	Duration	Coef.	Std.	Duration	Coef.	Std.	Duration
LN_FSIZE	0.0396	0.0085 ***	+++	0.0317	0.0104 ***	+++	0.0062	0.0139	0
FROA	-0.3306	0.2350	0	-0.4794	0.3599	0	-1.3658	0.8047 *	—
FLR	-0.0563	0.0328 *	—	-0.1018	0.0439 **	—	-0.1396	0.0619 **	—
FLEV	0.7270	0.1087 ***	+++	0.7865	0.1402 ***	+++	1.0834	0.2040 ***	+++
FSTLT	-0.0245	0.0030 ***	---	-0.0312	0.0043 ***	---	-0.0432	0.0066 ***	---
FBTD	0.6756	0.0626 ***	+++	0.7287	0.0799 ***	+++	0.7086	0.1119 ***	+++
FFASSETRATIO	0.4137	0.0755 ***	+++	0.3968	0.0972 ***	+++	0.5201	0.1357 ***	+++
BANKNUM	-0.0034	0.0011 ***	---	-0.0049	0.0013 ***	---	-0.0042	0.0017 ***	---
LN_BSIZE	0.2250	0.0129 ***	+++	0.2569	0.0173 ***	+++	0.3524	0.0296 ***	+++
BROA	74.3789	4.5598 ***	+++	77.2428	5.9314 ***	+++	109.1335	9.4446 ***	+++
BCTA	-0.9903	0.2251 ***	---	-1.1472	0.2751 ***	---	-1.8868	0.3830 ***	---
BTETA	-2.9184	2.0166	0	0.4374	2.5886	0	-3.6307	3.6328	0
DIFFSHARE t-2 to t-1	0.5933	0.1956 ***	+++	0.2436	0.2096	0	1.2168	0.3956 ***	+++
DIFFSHARE t-3 to t-1									
DIFFSHARE t-4 to t-3									
DIFFSHARE t-5 to t-4									
RGDPGROWTH	-0.1100	0.0041 ***	---	-0.1247	0.0050 ***	---	-0.1278	0.0071 ***	---
MKTBONDMKTLOAN	4.1538	0.4757 ***	+++	1.5199	0.6575 **	++	-2.0939	1.2104 *	—
cons	-2.7002	0.2472 ***	---	-2.4571	0.3289 ***	---	-2.8263	0.5470 ***	---
/ln_gam	-0.7337	0.0230 ***		-0.6464	0.0306 ***		-0.5235	0.0409 ***	
gamma	0.4801	0.0111		0.5239	0.0160		0.5925	0.0243 ***	
#obs		100848			86798			76426	
#subjects		12757			11262			10368	
#failures		5937			4729			4066	
Time at risk		100848			86798			76426	
Wald chi2		3143.72			1963.28			919.40	
Prob > chi2		0			0			0	

Note: ***:1%, **:5%, *:10%

表－7：取引履歴の影響（1）～（3）

	(4)Log-logistic with DiffShare_LAG_54			(5)Log-logistic with DiffShare_LAG_54321		
	Coef.	Std.	Duration	Coef.	Std.	Duration
LN_FSIZE	0.0194	0.0195	0	0.0228	0.0210	0
FROA	-2.8765	0.7904 ***	---	-2.9693	0.8332 ***	---
FLR	-0.3143	0.0866 ***	---	-0.3668	0.0895 ***	---
FLEV	0.3815	0.2658	0	0.4771	0.2904 *	+
FSTLT	-0.0541	0.0092 ***	---	-0.0639	0.0109 ***	---
FBTD	0.9462	0.1639 ***	+++	1.0459	0.1762 ***	+++
FFASSETRATIO	0.4237	0.1868 **	++	0.3048	0.1977	0
BANKNUM	-0.0090	0.0024 ***	---	-0.0092	0.0026 ***	---
LN_BSIZE	0.5138	0.0562 ***	+++	0.5206	0.0613 ***	+++
BROA	141.0208	15.4376 ***	+++	143.8815	16.9914 ***	+++
BCTA	-2.9853	0.5862 ***	---	-2.8714	0.6196 ***	---
BTETA	3.0693	5.2145	0	3.2477	5.5485	0
DIFFSHARE t-2 to t-1				1.388586	0.5909 **	++
DIFFSHARE t-3 to t-1				0.8164	0.5106	0
DIFFSHARE t-4 to t-3				2.2396	0.6557 ***	+++
DIFFSHARE t-5 to t-4	-0.5110	0.4484	0	-0.2695	0.4655	0
RGDPGROWTH	-0.1458	0.0107 ***	---	-0.1556	0.0121 ***	---
MKTBONDMKTLOAN	-0.7761	1.5653	0	-1.2509	1.7198	0
_cons	-4.9075	0.9990 ***	---	-4.9583	1.0765 ***	---
/ln_gam	-0.3667	0.0532 ***		-0.3551	0.0578 ***	
gamma	0.6930	0.0368 ***		0.7011	0.0405 ***	
#obs		67008			62079	
#subjects		9184			8714	
#failures		3130			2834	
Time at risk		67008			62079	
Wald chi2		331.27			285.92	
Prob > chi2		0			0	

Note: ***:1%, **:5%, *:10%

表-8 : 取引履歴の影響 (4) ~ (5)

6. ディスカッション

6.1 既存文献との比較

当論文と非常に近い問題意識を有する数少ない先行研究である Ongena and Smith (2001) では、当論文とは異なり、「取引期間を通じたハザードの上昇」が強調されている。彼らの推測は、情報の非対称性に係る問題がより強い企業（例：規模の小さい企業）が、既存取引銀行との関係に「ロック・イン」される事でレントを搾取される事態を危惧して、取引関係を早めに終了させようとするものである。我々の推計においても、企業サイズが小さくなるにつれて、ハザードが上昇するという結果が得られているが、取引期間の効果については、むしろ「取引期間を通じたハザードの低下」を強調してきた。以下では、この差異について、検討を行う⁴⁸。

Paper	BMPRS	SCS	BDSS	GUY	S	HM	FS	DMM	HPW	OS	KOS	UUV	Miyakawa
Country	U.S.	U.S.	U.S.	U.S.	IT	IT	PT	BE	UK	NO	NO	Japan	Japan
Sample Yr	1993	1993	86-01	90-06	89-95	2001	80-96	97-03	1996	79-95	79-00	2002	82-99
# of Obs	1,131	935	401,699	<12,287	50,000	3,494	1,471	600,000	120	383	598	1,863	3,923
Model	IV	Logit	Logit	Logit	Probit	OLS	TVD	Logit	Logit	D	TVD	IV	TVD
Dependent	Length	Drop	Chose	New	Drop	Length	Hazard	Drop	Drop	Hazard	Hazard	Length	Hazard
Relation	Duration	0		(---)			(---)			--- /Hump	---		Hump
	Number			0				---		---	-		---
Firm	Size	+	0	+++	+++	---	0	---	0	+++	+++	+++	+++
	Cash Flow Liquidity					+++	++					+++	0
	Profitability			+++	+++		0	+++	0	--	0	+++	--
	Leverage	0			-	---	0	+++	++	---		---	+++
Bank	Size	---	0	---			0	+++		++		0	+++
	Profitability		---		+++	0	0	---					+++
	Liquidity						0	+++					---
	Risk				---			---		0			+

Source: Degryse et al. (2009)

Note: "Miyakawa" corresponds to the result on the left column of Table-4

表－9：先行研究との比較

第一に、我々の強調するハザードの低下は、比較的長い取引期間ゾーンにおいて観察されるものである点に注意されたい。実際、Ongena and Smith (2001)においても、スペルの分布について log-logistic distribution を仮定したパラメトリック推計を通じて、同様の逆U字型が得られている。この意味で、我々の結果は先行研究と必ずしも不整合なものではない。我々の推測は、(i)企業と銀行が関係特殊資産を蓄積するまでには一定の時間がかかり、かつ(ii)取引関係が銀

⁴⁸ 表－9は、先行する実証研究において得られた取引関係と各説明変数との関係を、我々の結論と比較したものである。スペースの関係上、各説明変数が取引関係へ与える影響とその有意基準のみを示している。

行ローン残高の有無に紐付けて定義されているならば、借入金の返済に伴って短い取引期間ゾーンにおいてハザードが上昇することもあり得る、というものである。尚、こうした推測をより正確に検証するためには、例えば、短期借入金データを用いた比例ハザードモデルの推計等が有効であると考えられる。

第二に、我々の推計では、レバレッジの係数が、彼らの結果と異なっている点にも注意が必要である。我々は、レバレッジの上昇がハザードの低下をもたらし、取引関係の長期化に繋がるという点を実証したが、これは、Relationship-Lending を支持する立場から理論的な推測として提示されている「借入依存度が高く、その意味で、企業リスクの外部からの評価が相対的に困難な場合に、銀行によるソフトな情報生産の余地が高まり、結果として、関係の安定化が見られる可能性がある」という主張と整合的なものである。一方で、Ongena and Smith (2001)では、レバレッジの上昇が、ハザードの上昇をもたらし、取引期間の短期化に繋がることの推計結果が得られており、上記の Relationship-Lending の便益を、ホールドアップ問題のコストが上回っていると結論付けている。表-9において要約した先行研究では、サンプルに応じて区々な結果が得られており、我々の結果は、こうした議論に対して追加的な実証結果を提示するものである。

6.2 技術的な論点

特に重要な二つの技術的論点である、ローン満期の heterogeneity と左側からの censoring 問題について、以下で追加的に議論する。第一の問題については、既に、短期借入金データを用いるという方法で、根本的な解決が可能であることを議論した。第二の問題についても、例えば、Amemiya (1999)が提案している修正された尤度関数を用いることで、対応が可能である。基本的なアイデアは、(i)左側から censor されているサンプルとそうでないサンプルとを分けた上で、如何に示す取引関係への参入率を示す関数を用いて censor されているサンプルに対応する尤度関数を計算し、(ii)各々のグループが得られた確率を用いて、それらの尤度関数をウェイト付けることで、尤度関数全体を定義するというものである。

$$e(-t | x, \theta) = \lim_{\tau \rightarrow 0} \left(\frac{\Pr(\text{In the spell at } -t \mid \text{Not in the spell at } -t - \tau, x, \theta)}{\tau} \right) \dots \quad (9)$$

しかしながら、Amemiya (1999)や D'Addio and Rosholm (2002)が詳述している通り、この手法を用いるために、我々は、 $e(t | x, \theta)$ の形状を知っている必要がある。仮に、我々が、 $e(t | x, \theta) = e(x, \theta)$ といった簡単な関数形(定常な参入率)を仮定した場合、尤度関数が極めて単純な形状を取ることがよく知られている。この手法と、右から censor されているサンプルに対する Tobit タイプの調整を組み合わせることで、censoring 問題を一応解決することは出来るが、定常な参入率の仮定がどの程度妥当かを検討することが必要となる。特に、定常性の仮定についてのテストを行う必要がある。こうした、censoring 問題に対する厳密な対処については、将来の課題としたい。

7. 結語

当論文は、企業の銀行ローン構造の決定要因を分析したものであり、特に、既存研究で広く議論されている取引銀行数に注目した静態的な分析を補完する趣旨から、取引関係の動態的な特徴を検討している。具体的には、サバイバル分析を、日本の銀行ローン市場に関するユニークなデータセットに適用することで、企業と銀行間のローン取引関係の安定性を検討した。

得られた実証結果は、相対的に長期の取引期間ゾーンにおいて、関係特殊資産の蓄積を示唆する右下がりのハザード関数が得られる事を示している。比例ハザードモデルのセミパラメトリック及びパラメトリック推計を通じて、我々はまた、規模が大きく、収益性が低く、レバレッジが高く、負債及び資産の満期構成が相対的に長期であり、銀行依存度が高く、取引銀行数が少ない企業は、ローン取引関係を相対的に長期化する傾向にあること、一方で、規模が大きく、収益性が高く、手元流動性が低い銀行もまた、相対的に長期の取引関係を有することが確認された。この他、好況期には取引期間が短期化し、直接金融市場の発達に伴い、既存の銀行取引関係が安定化することも実証的に示された。

最後に、幾つかの将来的な研究課題を列記して、当論文を締め括ることとしたい。第一に、本文中でも繰り返し述べた通り、サバイバル分析の手法を、長期借入金データだけではなく、短期借入金データへ適用することが考えられる。既に議論したとおり、満期の heterogeneity という長期借入金特有の問題点により、我々の推計結果は潜在的なバイアスを含んでいる。継続的な取引がもたらす価値についてより正確な含意を抽出する趣旨から、こうした追加的な分析が有益であると考えられる。第二に、既に言及した幾つかの技術的課題へ適切に対応することが必要である。例えば、左側から censor されたデータについて、Amemiya (1999)の手法等を用いて、調整を施す必要がある。第三に、企業と銀行との間における他の取引に基づいた関係について、当論文と同様の手法で検証することが考えられる。例えば、Yasuda (2005、2007)は、銀行取引と当該銀行の関連証券会社による事業債の引受業務との間に補完関係が存在することを実証的に検証しており、当論文が主張する関係特殊資産の存在と同様の含意を得ている。取引関係を定義する業務の幅をこうした方向へ拡張することで、継続的な関係に関する、より正確な評価が行い得るものと考えられる。第四に、関係特殊資産の価値をより直接的に議論するためには、第五章の最後で行った、取引関係の解消とスイッチの比較や、過去の取引履歴の変動がハザードに与える影響の分析などが重要と考えられる。また、当論文で用いて来た取引量のデータのみならず、金利等の取引価格データの取引期間を通じた変動を分析に取り込むことで、取引関係の実体的な特性を把握することが可能になると考えられる。尚、こうした動態的な取引関係のメカニズム分析に当たっては、当論文で行ったような誘導系の実証分析だけではなく、何らかの構造モデルを前提とした構造推定を行うことも一案と考えられる。実際、ハザードの取引期間を通じた低下だけでは、関係特殊資産の存在を完全に保証することは出来ない。この点に関しては、Miyakawa (2009)でモデル化された、企業と銀行との関係に関するダイナミックなモデルに上記の金利情報等を組み込むことが、一つの有力な方向性と考えられる⁴⁹。

⁴⁹ Miyakawa (2009)では、情報の非対称性を明示的に取り扱わずに、継続的なローン取引が、如何にして履行されるプロジェクトの質を高めるかを、Hauswald and Marquez (2005)で議論されている「プロジェクトスクリーニング技術の向上」といった発想に基づいて、モデル化している。

<参考文献>

- 福田慎一 (2003), 「日本の長期金融」 有斐閣
- 福田慎一・計聡 (1994), 「日本企業の資金調達の動学的分析—エージェンシー・コスト・アプローチ」『経済研究』 vol.45-4, pp.312-321
- Amemiya, T. (1999), "A Note on Left Censoring," in Hsiao, C., M. H. Pesaran, K. Lahiri, and L. F. Lee eds., *Analysis of Panels and Limited Dependent Variable Models*, Cambridge University Press.
- Angelini, P., R. Di Salvo, and G. Ferri (1998), "Availability and Cost of Credit for Small Businesses: Customer Relationships and Credit Cooperatives," *Journal of Banking and Finance* 22, pp. 925-954.
- Berger A. N. and G. F. Udell (1995), "Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance," *Journal of Business* 68, pp. 351-382.
- Berger A. N. and G. F. Udell (2006), "A More Complete Conceptual Framework for SME Finance," *Journal of Banking and Finance* 30, pp. 2945-2966.
- Bolton, P. and D. S. Scharfstein (1996), "Optimal Debt Structure and the Number of Creditors," *Journal of Political Economy* 104, pp. 2193-2212.
- Bris, A. and I. Welch (2005), "The Optimal Concentration of Creditors," *Journal of Finance* 60, pp. 2193-2212.
- Broecker, T. (1990), "Credit-Worthiness Tests and Interbank Competition," *Econometrica* 58, pp. 429-458.
- Cleves, M. A., W. W. Gould, and R. G. Gutierrez (2004) *An Introduction to Survival Analysis Using STATA*. STATA Press, Texas.
- Cox, D. (1972), "Regression Models and Life Tables," *Journal of the Royal Statistical Society* 24, pp. 187-201.
- D'Addio, A. C. and M. Rosholm (2002), "Left-Censored in Duration Data: Theory and Applications," Working Paper 2002-5, University of Aarhus.
- Diamond, D. W. (1984), "Financial Intermediation and Delegated Monitoring," *Review of Economic Studies* 51, pp. 393-414.
- Degryse, H., K. Moshe, and S. Ongena (2009), *Microeconometrics of Banking*. Oxford University Press, New York.
- Degryse, H. and P. Van Cayseele (2000), "Relationship Lending within a Bank-Based System: Evidence from European Small Business Data," *Journal of Financial Intermediation* 9, pp. 90-109.
- Degryse, H. and S. Ongena (2001), "Bank Relationships and Firm Profitability," *Financial Management* 30, pp. 9-34.
- Detragiache, E., P. Garella, and L. Guiso (2000), "Multiple versus Single banking Relationships: Theory and Evidence," *Journal of Finance* 55, pp. 1133-1161.
- Elsas, R. (2005), "Empirical Determinants of Relationship Lending," *Journal of Financial Intermediation* 14, pp. 32-57.
- Farinha, L. A. and J. A. C. Santos (2002), "Switching from Single to Multiple Bank Lending Relationships: Determinants and Implications," *Journal of Financial Intermediation* 11, pp. 124-151.

- Foglia, A., S. Laviola, and P. M. Reedtz (1998), "Multiple Banking Relationships and the Fragility of Corporate Borrowers," *Journal of Banking and Finance* 22, pp. 1441-1456.
- Freixas, X. and J. C. Rochet (2008), *Microeconomics of Banking*. 2nd ed, MIT Press, Cambridge.
- Gordon, G. and F. A. Schmid (2000), "Universal banking and the performance of German firms," *Journal of Financial Economics* 58, pp. 29-80.
- Harhoff, D. and T. Korting (1998), "How Many Creditors Does it Take to Tang?" Wissenschaftszentrum Berlin, mimeo.
- Hart, O. and D. Jaffee (1974), "On the Application of Portfolio Theory of Depository Financial Intermediaries," *Review of Economic Studies* 41, pp. 129-147.
- Hauswald, R. and R. Marquez (2005), "Competition and Strategic Information Acquisition in Credit Markets," *Review of Financial Studies* 19, pp. 967-1000.
- Heckman, J. J. and B. Singer (1984), "Econometric Duration Analysis," *Journal of Econometrics* 24, pp. 63-132.
- Horiuchi, A. (1994), "The Effect of Firm Status on Banking relationships and Loan Syndication," In Aoki, M. and H. Patrick eds, *The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies*. Oxford University Press, Oxford, pp. 258-294.
- Horiuchi, A., F. Paker, and S. Fukuda (1998), "What Role has the 'Main Bank' played in Japan?" *Journal of Japanese and International Economics* 2, pp.159-180.
- James, C. (1987), "Some Evidence on the Uniqueness of Bank Loans," *Journal of Financial Economics* 19, pp. 217-235.
- Kaplan, E. L. and P. Meier (1958), "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations," *Journal of the American Statistical Association* 53, pp. 457-481.
- Kiefer, N. M. (1988), "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature* 26, pp. 646-679.
- Klemperer, P. (1987a), "The Competitiveness of Markets with Consumer Switching Costs," *Rand Journal of Economics* 18, pp. 123-137.
- Klemperer, P. (1987b), "Markets with Consumer Switching Costs," *Quarterly Journal of Economics* 102, pp. 375-394.
- Lummer, S. and J. McConnell (1989), "Further Evidence on the Bank Lending Process and the Reaction of the Capital Market to Bank Loan Agreement," *Journal of Financial Economics* 25, pp. 99-122.
- Machauer, A. and M. Weber (1999), "Number of Bank Relationships: An Indicator of Competition, Borrower Quality, or just Size," University of Mannheim, mimeo.
- Miyakawa, D. (2009), "A Dynamic Equilibrium Model for Relationship-Lending," *DBJ Discussion Paper Series*, No.0804, Development Bank of Japan.
- Ogawa, K., E. Sterken, and I. Tokutsu (2007), "Why Do Japanese Firms Prefer Multiple Bank Relationship? Some Evidence from Firm-Level Data," *Economic Systems* 31, pp. 49-70.
- Ongena, S. and D. C. Smith (2001), "The Duration of Bank Relationships," *Journal of Financial Economics* 61, pp. 449-475.

Peterson, M. A. and R. G. Rajan (1994), "The Benefits of Firm-Creditor Relationships: Evidence from Small Business Data," *Journal of Finance* 49, pp. 3-37.

Pyle, D. (1971), "On the Theory of Financial Intermediation," *Journal of Finance* 26, pp. 737-747.

Rajan, R. G. (1992), "Insiders and Outsiders: the Choice Between Informed and Arm's-length Debt," *Journal of Finance* 47, pp. 1367-1400.

Sharpe, S. A. (1990), "Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships," *Journal of Finance* 45, pp. 1069-1087.

Tachibanaki, T. and A. Taki (1991), "Shareholding and Lending Activity of Financial Institutions in Japan," *BOJ Monetary and Economic Studies* 9, pp. 23-60.

Von Rheinbaben, J. and M. Ruckes (1998), "The Firm's Optimal Number of Bank Relationships and the Extent of Information Disclosure, mimeo, University of Mannheim.

Weinstein, D. E. and Y. Yafeh (1998), "On the Cost of a Bank Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan," *Journal of Finance* 53, pp. 635-672.

Yasuda, A. (2005), "Do Bank Relationships Affect the Firm's Underwriter Choice in the Corporate-Bond Underwriting Market?" *Journal of Finance* 60, pp. 1259-1292.

Yasuda, A. (2007), "Bank relationships and underwriter competition: Evidence from Japan" *Journal of Finance* 86, pp. 369-404.

(参考) 本論文における主たる推計結果の要約

	Model Table/Paper	Expected	Semi	Parametric Table1-5		Semi OS (2001)	Parametric
			Table-4	Basecase	Left-censor (1)		
Relation	Duration		Hump	Hump	Hump		---/Hump
	Number		0	---	0	0/---	---/---
Firm	Size (Total Assets)	+	0	+++	+++	+++	+++
	Profitability (ROA)	-	0	---	-	0/---	---/---
	Liquidity (Liquidity Ratio)	-	+++	0	---	0	---
	Leverage (Total Liabilities/Total Assets)	+/-	+++	+++	+++	---	---
	Liability Maturity (Fixed/Current Liabilities)	+	+++	+++	+++	---	---
	Bank Dependence (Total Bank Loan / Total Liabilities)	+	+++	+++	+++	---	---
	Asset Maturity (Fixed Assets/Total Assets)	+	+++	+++	+++	---	---
Bank	Size (Total Loan Assets)	+	+++	+++	+++	+++	++
	Profitability (Operational Profit/Total Assets)	+	+++	+++	++	++	
	Liquidity (Cash/Total Assets)	+/-	---	---	---	+++	
	Stability (Net Worth/Total Assets)	+	0	-	0	0	0

Note: All the covariates are taken from two year prior to the year during which the loan outstandings hit zero.