■論　　文

仕入債務と企業価値：金融危機時の実証分析

南　ホチョル
（北星学園大学）
内田　交謹
（九州大学）

要　旨

本稿では，1990 年代初頭～ 2000 年代後半の日本における金融危機の時期において，仕入債務が企業価値に正の影響を与えたことを明らかにした。本稿は，日本企業を対象に企業間信用が借り手企業の企業価値に与える影響を検証した最初の研究である。

キーワード：企業間信用，仕入債務，企業価値，金融危機

1　はじめに

本稿は日本の金融危機時において，企業間信用が借り手企業の企業価値に与える影響を分析する。Hill et al.（2012）は，アメリカ企業について[1)]，総資産の 18％を占める企業間信用（売上債権）が，株主の富に正の影響を与えることを明らかにした。一方，筆者が知る限り，借り手サイドの企業間信用（仕入債務）が企業価値に与える影響を分析した研究はほとんどない。先行研究は，借り手にとって企業間信用が単なる支払い延期手段にとどまらず，企業の資金調達手段になることを指摘している（Biais and Gollier, 1997; Burkart and Ellingsen, 2004; Petersen and Rajan, 1997）[2)]。企業間信用の機能の一つは，貸し手（サプライヤー）が営業関係にある借り手（顧客）をモニタリングできることから，情報の非対称性の緩和が可能になることである。さらに，サプライヤーにとって顧客企業との長期取引関係が価値を有している場合，サプライヤーは，財務制約のある顧客企業の離脱（倒産）を防ぐために，顧客企業を救済するインセンティブを持つ（Cuñat, 2007）。

これらの先行研究に基づけば，仕入債務は，流動性供給手段として使用されるとともに，財務制約のある企業の情報生産機能と財務的保険機能を持つことになる。したがって，特に金融制約に直面する企業にとって，仕入債務が銀行借入の代替的・補完的資金調達手段になると予想できる（内田，2013）[3)]。とりわけ，その代替性において Atanasova（2007）は，信用度が低い企業が金融機関からの借入れが困難な場合に，企業間信用に依存することを示している。さらに，先行研究は，市場に流動性ショックがあった際に，企業間信用が増加することを明らかにした（Garcia-Appendini and Montoriol-Garriga, 2013; Love et al., 2007）。Biais and Gollier（1997）[4)], Burkart and Ellingsen（2004），

Petersen and Rajan（1997）が仕入債務が情報生産機能を持ち，企業投資に正の影響を与えることを理論的に示していることを考慮すれば，流動性ショック時の仕入債務の増加により，借り手企業は流動性不足問題を解決でき，持続的に正の NPV プロジェクトに投資できることが期待される。実際，Carbó-Valverde et al.（2016）は金融危機時に，企業の仕入債務の水準が設備投資（Capital expenditures）に正の影響を与えることを明らかにした。

以上の先行研究をまとめると，仕入債務は，企業の情報の非対称性を緩和するとともに，サプライヤーによる流動性供与手段となることで，借り手企業の投資を後押しし，価値創造に寄与すると予想できる。しかし，筆者が知る限り，ほとんどの先行研究は，企業間信用の利用水準の決定要因を分析しており（内田，2011）[5]，企業間信用が借り手の企業価値に与える影響に関する研究は十分に行われていない。このテーマに関する研究が十分に行われていない理由の一つとして，財務制約のある企業が仕入債務に依存する可能性があることや増産予測などの観察不能な変数が企業間信用と借り手企業の企業価値の両方に影響を与える可能性があることから，内生性あるいは逆の因果による問題が深刻になっている可能性がある。さらに，先行研究によれば，仕入債務が一般的な資金調達手段と比べコストが高いため，企業価値に与える正の効果が相殺される可能性がある（Ng et al., 1999）。

本稿では，これらの問題を軽減するため，1990 年代初期から 2000 年代後半にわたり，日本経済が経験した金融危機時において，企業間信用が借り手企業の企業価値にどのような影響を与えたかを検証する。バブル崩壊や銀行危機，リーマンショック以降の世界金融危機時には流動性不足などの影響で企業価値が大きく低下したと考えられるが，これらの危機は企業にとっては予測不可能な外生ショックであり，事前に仕入債務の利用水準を調整しておくことはできないと考えられる。よって金融危機時の企業価値と事前の仕入れ債務の関係を分析することで，内生性や逆の因果による問題を一定程度減少させた上で，借り手にとっての企業間信用の企業価値創造効果を分析することが可能になる。1990 年代以降の日本は複数の大きな金融危機を経験しており，法制度や企業の行動様式の変動が少ない一国内のデータで金融危機を利用した研究を行う上でアドバンテージがある[6]。

実証分析の結果，日本企業において，1990 年代から 2000 年代後半まで発生した金融危機の期間に，企業の仕入債務が企業価値に正の影響をもたらしたことを明らかにした。さらに，この仕入債務が持つ企業価値創造効果のメカニズムについて分析した結果，金融危機時に仕入債務を利用している企業はより多くの設備投資を行っていることが確認できた。

本研究は，過去 30 年の間に複数の金融危機を経験した日本の特徴をいかすことで，先行研究に対して重要な貢献を果たしている。先に述べたように，先行研究は企業間信用が財務制約のある借り手企業において重要な資金調達手段になることを指摘しているものの，その価値効果を直接検証した研究はほとんど存在しない。本稿では，仕入債務が企業価値に正の影響を与えることを実証した最初の研究であり，特に，企業間信用が，借り手企業に流動性供給機能を果たしているという先行研究を支持している。一国における複数の危機，また国外発の危機における分析を提示することで，より頑健な形で実証結果を提示することに成功している。

本稿の構成は，次のとおりである。2 節においては，検証方法・用いたデータについて説明する。3 節では，実証結果を示し，解釈を述べる。4 節では結論を提示する。

2　検証方法及び使用データ

金融危機時に，財務制約のある企業は外部資金調達が困難になり，流動性不足に伴う投資の縮小や

財務危機に陥る結果，企業価値の低下に直面する可能性がある。一方，借り手（顧客）と長期取引関係を維持している貸し手（サプライヤー）は，情報の非対称性の問題が深刻でないことから，金融危機時にも貸出が可能であると予想される。さらに，貸し手が借り手との間の長期取引関係を価値あるものと認識していれば，関係の消滅を防ぐために，流動性を供給するインセンティブを持つであろう。第 1 節でも述べたように先行研究は，企業が仕入債務を用いることで，情報の非対称性を緩和することができ，サプライヤーは企業間信用を増加させることで顧客に流動性を供与すると指摘している（例えば，Biais and Gollier, 1997; Burkart and Ellingsen, 2004; Cuñat, 2007; Petersen and Rajan, 1997）。金融危機時に情報生産および財務的保険機能が働くことにより，企業間信用の借り手企業は正の NPV プロジェクトに持続的な投資を行い，企業価値の低下を軽減することが可能となるだろう。これらの考え方に基づき，本稿では次の仮説について実証分析を行う。

仮説：日本企業において，金融危機時に，仕入債務は企業価値に正の効果をもたらす。

本稿では，1990 年代初期から 2000 年代後半にわたって日本企業が経験してきた 2 つの金融危機を，外生的ショックとして分析に利用する（**表 1** 参照）。具体的には，1992 年～ 2002 年をバブル崩壊及び銀行危機（*Domestic Banking Crisis*），2008 年～ 2009 年を世界金融危機（*Global Financial Crisis*）と定義する。

これらの外生ショックの下で，サプライヤーは企業間信用を通じた長期ビジネス関係を基にして，借り手（顧客）に流動性供給や財務的保険機能を提供し，企業価値に正の効果を与えることが予想される。本研究では，表 1 が示している当該金融危機の期間にそれぞれ 1 となるダミー変数を作成し，

表 1　1990年代から2000年代の日本における金融危機

1. バブル崩壊及び銀行危機（Domestic Banking Crisis, 1992 – 2002）

1990 年代初期のバブル崩壊から日本経済の景気後退が始まり，日本企業のビジネス・資金調達環境が大幅に悪化し，銀行が貸し渋りを行ったことから，多くの企業が流動性不足に陥った（Fujii and Kawai, 2010; Hoshi and Kashyap, 2004）。土地価格の下落が 1992 年に始まり，2002 年が不良債権のピークになっていたことから，バブル崩壊及び銀行危機を 1992 年から 2002 年とする。

1997 年に入り，日本経済が後退し続ける一方，同年 11 月の北海道拓殖銀行の経営破綻に象徴されるように，日本の銀行危機が本格的に広がった（Miyajima and Yafeh, 2003）。Woo（2003）は，1997 年度を，（1）金融システム混迷の深刻化，（2）金融業に対する政府規制の強化，そして，（3）市場の金融機関への監視の本格化となったことを指摘し，日本のファイナンス・システムにおいて，大きな変化をもたらした転換期であったと主張する。

銀行危機に伴う市場の流動性不足や企業投資の縮小が続き，2002 年には日本企業における不良債権額がピークとなった。

2. 世界金融危機（Global Financial Crisis, 2008 – 2009）

2008 年 9 月のリーマンショックに端を発する世界金融危機は，日本の金融機関の流動性供給にも波及した。この国外発の流動性ショックは，2008 年から 2009 年にわたり，日本企業の投資計画に大きな打撃を与え，投資減少による，企業業績の低迷が顕著なものとなった。日本政府が緊急保証制度を実施したことからも，当時の日本企業における資金調達難の深刻さがうかがえる（Tsuruta, 2015）。

企業価値の代理変数である Tobin's Q を従属変数とする下のモデル（1）を用いて分析する。また，*Domestic Banking Crisis* については 11 年と長期に渡っており，特に 1997 年の北海道拓殖銀行破綻以降，銀行危機がより深刻になったと考えられることから[7]，*Domestic Banking Crisis* 第 1 期（1992-1996）と *Domestic Banking Crisis* 第 2 期（1997-2002）に 2 分割し，それぞれの時期のダミー変数を使用した分析も行う。

$$Tobin's\ Q_{i,t} = \alpha + \beta_1 ACCPAY_{i,t-1} + \sum_{n=1}^{3} \beta_{n+1} ACCPAY_{i,t-1} \times Crisis_n + \varphi \boldsymbol{X}_{i,t-1} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

従属変数である *Tobin's Q* は，株式時価総額と負債簿価総額の合計を総資産の簿価で割ることで計算する。説明変数である *ACCPAY* は，仕入債務（買掛金・支払手形）を総資産で割ったものである[8]。変数の定義は**表 2** に示されている。

先にも述べたように，本稿では，逆の因果や内生性の問題を軽減するため，金融危機時における企業間信用と借り手企業の企業価値の関係を分析する。このため，仕入債務と各金融危機のダミー変数の交差項をモデル（1）に加え，その係数を見ることで，仮説を検証する。仕入債務と各金融危機のダミー変数の交差項は，分析期間によってモデル（1）に最大 3 つを含む（例えば，分析期間が全サンプル期間の場合（1986 年～ 2014 年），*Domestic Banking Crisis*（I），*Domestic Banking Crisis*（II），そして *Global Financial Crisis* とそれらの交差項が独立変数として採用される）。

なお，本稿の全サンプル期間は 1986 年から 2014 年であるが，国内の銀行危機（*Domestic Banking Crisis*）と世界金融危機（*Global Financial Crisis*）を分けて分析するため，サンプル期間を日本政府が不良債権問題の終息を宣言した 2005 年を基準に 2 分割し（1986 年から 2004 年及び 2005 年から 2014 年），それぞれの分析期間に発生した Crisis ダミーを用いた分析も行う。$\boldsymbol{X}$ で示されるコントロール変数として以下のものを使用する[9]。まず，企業価値に影響を与える企業特性として，*ROA*（営業利益／総

表 2　変数の定義

変数名	定義
Tobin's Q	（株式時価総額＋負債簿価総額）／総資産（簿価）
ACCPAY	仕入債務／総資産
ROA	営業利益／総資産
SGR	（当期売上高－前期売上高）／前期売上高
SIZE	総資産の自然対数
LEVERAGE	総負債／総資産
INTANGIBLES	無形資産／総資産
ACCREC	売上債権／総資産
CASH	現金及び現金同等物／総資産
BANKLOAN	銀行借入金（短期＋長期）／総負債
AV（ACCPAY）	仕入債務／総資産の産業・年度別の平均（当該企業を除く）
SD（ASTURN）	売上高／総資産の産業・年度別の標準偏差
CAPEX	（当期有形固定資産－前期有形固定資産＋減価償却）／前期総資産
Domestic Banking Crisis	バブル崩壊及び銀行危機ダミー。1992 年度～ 2002 年度について 1，それ以外を 0 とする。
Domestic Banking Crisis（I）	Domestic Banking Crisis 第 1 期ダミー。1992 年度～ 1996 年度について 1，それ以外を 0 とする。
Domestic Banking Crisis（II）	Domestic Banking Crisis 第 2 期ダミー。1997 年度～ 2002 年度について 1，それ以外を 0 とする。
Global Financial Crisis	世界金融危機ダミー。2008 年度～ 2009 年度について 1，それ以外を 0 とする。

資産）と *SGR*（（当期売上高－前期売上高）／前期売上高）を用いる。これらの企業の収益性を表す変数は，企業価値と正の関係であることが予想される。また，企業規模が企業価値に与える影響をコントロールするため，総資産の自然対数を *SIZE* としてモデルに含める。情報の非対称性の存在は企業価値にネガティブな影響を及ぼす可能性があるため，その代理変数として *INTANGIBLES*（無形資産／総資産）を説明変数に加える。仕入債務と売上債権の効果を区別するため，売上債権を総資産で除したものを *ACCREC* として用いる。なお *LEVERAGE*（総負債／総資産），*CASH*（現金及び現金同等物／総資産）をモデルに加え，Free cash flow 問題が企業価値を毀損する可能性をコントロールする。流動性供給機関としての銀行との取引関係を代理する変数として，*BANKLOAN*（銀行借入金（短期＋長期）／総負債）を用いる[10]。

ACCPAY をはじめ，独立変数は，1 期ラグを用いて分析を行う。従属変数をはじめ，すべての変数は，2005 年前後の期間別に，上下 1％を基準に Winsorize を行っている。また，Time-invariant な企業特性による内生性の問題を軽減するため，Firm fixed effects model を適用し（μ_i）[11]，さらに，年度ダミー変数を含めている（δ_t）。

分析に使用した企業の財務データは日経 NEEDS Financial QUEST から取得し，1986 年度から 2014 年度までにおける 29 年間の日本の上場企業 69,519 件（firm-years）のデータをサンプル[12]として用いている。**表 3** が示すように，日本企業の仕入債務と売上債権はそれぞれ総資産の約 15.4％，約 22.2％を占めている。これは，Hill et al.（2012）が報告しているアメリカ企業の売上債権の 18％より高い水準であり，同時に，Atanasova（2007）が示すイギリス企業の仕入債務と売上債権，それぞれ 12.6％と 16.9％より高い水準である。Relationship-based の資金調達手段である企業間信用の水準が高いのは，企業間の長期ビジネス関係を重視する日本企業の特徴と整合的な結果であると言える。

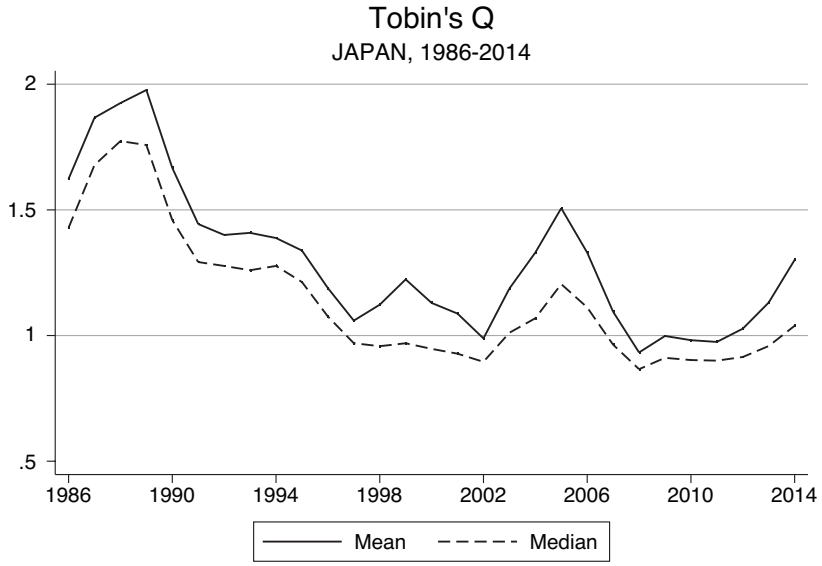
本稿では，市場に流動性不足をもたらした外生的ショックとして，国内の銀行危機（*Domestic Banking Crisis*: 1992 ～ 2002）および世界金融危機（*Global Financial Crisis*: 2008 ～ 2009）を採用し，これらを金融危機と総称する。企業は流動性不足に直面すると投資を縮小せざるをえず，企業価値が減少すると予想できる。実際，**図 1** に示されているように，本稿で定義している金融危機の期間にサンプル企業の *Tobin's Q* が減少している[13]。これに対して，企業間信用が持つ流動性供給機能は，金融危機時に借り手企業の企業価値の低下を緩和することが期待できる。

表 3　記述統計量

	N	Mean	S.D.	Min.	25%	Median	75%	Max.
Tobin's Q	69,519	1.227	0.668	0.444	0.861	1.041	1.353	4.925
ACCPAY	69,519	0.154	0.120	0.001	0.063	0.129	0.212	0.599
ROA	69,519	0.050	0.055	−0.206	0.022	0.044	0.074	0.261
SGR	69,519	0.052	0.198	−0.433	−0.035	0.029	0.102	1.190
SIZE	69,519	10.470	1.554	6.914	9.399	10.308	11.372	14.912
LEVERAGE	69,519	0.552	0.211	0.089	0.397	0.564	0.715	0.973
INTANGIBLES	69,519	0.016	0.033	0.000	0.001	0.004	0.014	0.268
ACCREC	69,519	0.222	0.142	0.001	0.119	0.211	0.303	0.652
CASH	69,519	0.158	0.120	0.011	0.074	0.127	0.207	0.670
BANKLOAN	69,519	0.316	0.235	0.000	0.104	0.303	0.496	0.847
AV（ACCPAY）	69,519	0.160	0.072	0.034	0.111	0.148	0.184	0.412
SD（ASTURN）	69,490	0.548	0.281	0.133	0.334	0.434	0.749	1.378
CAPEX	69,519	0.037	0.050	0.000	0.004	0.020	0.048	0.305

（注）変数の定義については，表 2 を参照のこと。*Tobin's Q* をはじめ，すべての変数は，2005 年前後の期間別に，上下 1％で Winsorize を行っている。

図１　企業価値（*Tobin's Q*）の時系列推移



（注）*Tobin's Q* の定義については，表２を参照のこと。図１は *Tobin's Q* の年度別平均と中央値を時系列にしている。

一方で，仕入債務については，比較的高い水準の金利が課されることが報告されている（Ng et al., 1999）。また，パフォーマンスが悪い企業や財務的制約に直面している企業が代替的な資金調達手段として仕入債務に依存する傾向，すなわち逆の因果や内生性の問題が生じている可能性もある。全サンプル期間において，サンプル企業の *Tobin's Q* と *ACCPAY* が負の相関（相関係数は -0.069，1％水準で有意）を有していることが確認できる。このため本論文では，金利コストや逆の因果性・内生性の影響を軽減するために，モデル（1）を用いて，外生的ショックである金融危機時に仕入債務が企業価値に与える影響について検証を行う。

３　実証結果

3.1　日本企業における金融危機と仕入債務

本節では，表１に示した金融危機時に，仕入債務が企業価値に正の影響を与えたという仮説を検証する。

表４の推定式（1）～（3）では，バブル崩壊及び銀行危機と世界金融危機を分けて分析しており，それぞれ分析期間を 1986 年～ 2004 年，2005 年～ 2014 年としている。これらの推定結果では，金融危機ダミーと仕入債務の交差項の係数がすべて統計的に有意に正となっており，日本企業が経験した 1990 年代初期から 2000 年代後半までの金融危機の期間に，企業間信用が借り手企業の企業価値に正の影響を与えていることを確認できる。特に，*ACCPAY* の係数が有意に正でないことから，仕入債務が，特に金融危機の間に企業価値に正の影響を与えていることが分かる。

推定式（4），（5）は，全期間（1986 年～ 2014 年）を分析対象とし，*Domestic Banking Crisis*（ⅠとⅡ），*Global Financial Crisis* の両ダミーを推定式に加えている。分析の結果，1990 年代の危機については，

表４　仕入債務が企業価値に与える影響（分析期間別・全期間）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
分析期間	1986 – 2004	1986 – 2004	2005 – 2014	1986 – 2014	1986 – 2014
ACCPAY	−0.189	−0.183	−0.282*	−0.089	−0.089
	(−1.47)	(−1.43)	(−1.83)	(−0.96)	(−0.95)
ACCPAY × Domestic Banking Crisis	0.284***			0.048	
	(5.29)			(1.11)	
ACCPAY × Domestic Banking Crisis（I）		0.242***			0.043
		(4.41)			(0.85)
ACCPAY × Domestic Banking Crisis（II）		0.313***			0.051
		(4.95)			(0.99)
ACCPAY × Global Financial Crisis			0.317***	0.483***	0.483***
			(8.10)	(10.73)	(10.71)
ROA	3.009***	3.013***	1.047***	2.279***	2.279***
	(16.26)	(16.28)	(8.35)	(20.22)	(20.21)
SGR	−0.011	−0.011	0.110***	0.091***	0.091***
	(−0.58)	(−0.59)	(4.70)	(5.37)	(5.37)
SIZE	−0.248***	−0.248***	−0.412***	−0.272***	−0.272***
	(−11.15)	(−11.16)	(−17.17)	(−20.52)	(−20.52)
LEVERAGE	0.667***	0.665***	0.881***	0.667***	0.667***
	(9.94)	(9.93)	(11.88)	(14.77)	(14.77)
INTANGIBLES	−0.377	−0.371	0.059	−0.335	−0.335
	(−0.70)	(−0.69)	(0.25)	(−1.55)	(−1.55)
ACCREC	0.169	0.165	0.331***	0.261***	0.261***
	(1.45)	(1.42)	(2.69)	(3.19)	(3.19)
CASH	0.169**	0.166**	0.541***	0.255***	0.255***
	(2.03)	(2.00)	(6.19)	(4.28)	(4.27)
BANKLOAN	0.016	0.017	−0.197***	−0.037	−0.037
	(0.34)	(0.35)	(−3.85)	(−1.14)	(−1.14)
Constant	3.553***	3.552***	5.136***	3.754***	3.754***
	(15.27)	(15.27)	(20.72)	(26.85)	(26.85)
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
N	38,040	38,040	31,479	69,519	69,519
R^2	0.395	0.395	0.283	0.369	0.369

（注）従属変数は *Tobin's Q* である。変数の定義については，表２を参照のこと。推定は Year dummy を加えた Firm fixed effects model を用いている。括弧内の数値は Heteroskedasticity-robust standard error（不均一分散に頑健な標準誤差）を使用して計算された t 値を示す。*** は 1%水準で，** は 5%水準で，* は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

仕入債務との交差項の係数が有意にならなかったが，世界金融危機ダミーと仕入債務の交差項が 1%水準で有意に正となっている。これは，2000 年代後半の世界金融危機時に企業間信用が借り手企業の価値に正の影響を与えていたことを示唆している[14)]。

3.2　仕入債務の企業価値創造効果のメカニズム

仕入債務が企業価値に正の影響を与えることについて，先行研究では，サプライヤー・顧客関係においては情報の非対称性が緩和されることから，借り手企業が仕入債務を資金調達手段として利用することで正の NPV プロジェクトに投資できることを報告している。特に, Carbó-Valverde et al.（2016）は市場に流動性ショックがあった時，仕入債務と投資（Capital expenditures）の間に正の関係があるこ

とを実証している。ここでは，仕入債務の企業価値創造効果のメカニズムを明らかにするために，金融危機時における企業の設備投資と仕入債務の関係を分析する。

表５は，設備投資水準（*CAPEX*=（当期有形固定資産－前期有形固定資産＋減価償却）／前期総資産）を従属変数とする Firm fixed effects model を用いた回帰分析の結果を示している。推定式（1）から（5）の分析結果から，市場に流動性ショックがあった時，仕入債務が企業の投資に有意な正の影響を与えていることが分かる。仕入債務が持つ企業価値創造効果のメカニズムについて，仕入債務が情報の非対称性を緩和し，代替的な流動性供給手段として機能することで，企業の設備投資を後押しするという仮説が支持される。

表５　仕入債務の企業価値創造効果のメカニズム

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
従属変数	*CAPEX*	*CAPEX*	*CAPEX*	*CAPEX*	*CAPEX*
分析期間	1986 – 2004	1986 – 2004	2005 – 2014	1986 – 2014	1986 – 2014
ACCPAY	0.018**	0.018*	0.015	0.012*	0.012*
	(1.98)	(1.89)	(1.13)	(1.81)	(1.72)
ACCPAY × Domestic Banking Crisis	0.015***			0.016***	
	(3.89)			(4.88)	
ACCPAY × Domestic Banking Crisis（I）		0.020***			0.023***
		(4.17)			(4.94)
ACCPAY × Domestic Banking Crisis（II）		0.011***			0.012***
		(2.62)			(3.21)
ACCPAY × Global Financial Crisis			0.017***	0.014***	0.014***
			(3.56)	(3.03)	(3.00)
ROA	0.121***	0.120***	0.091***	0.119***	0.118***
	(11.28)	(11.22)	(9.11)	(16.61)	(16.57)
SGR	0.005***	0.005***	0.005**	0.008***	0.008***
	(3.33)	(3.34)	(2.27)	(6.07)	(6.08)
SIZE	−0.022***	−0.022***	−0.028***	−0.013***	−0.013***
	(−12.96)	(−12.96)	(−13.08)	(−13.26)	(−13.25)
LEVERAGE	−0.018***	−0.018***	−0.024***	−0.018***	−0.018***
	(−3.73)	(−3.69)	(−3.45)	(−5.08)	(−5.04)
INTANGIBLES	0.234***	0.233***	0.129***	0.134***	0.134***
	(5.83)	(5.82)	(6.55)	(9.32)	(9.31)
ACCREC	0.025***	0.025***	0.020*	0.006	0.007
	(3.24)	(3.30)	(1.89)	(1.23)	(1.28)
CASH	0.061***	0.061***	0.035***	0.033***	0.033***
	(10.61)	(10.67)	(5.07)	(8.15)	(8.18)
BANKLOAN	−0.018***	−0.018***	−0.019***	−0.006**	−0.006**
	(−5.11)	(−5.12)	(−3.85)	(−2.46)	(−2.47)
Constant	0.232***	0.233***	0.328***	0.147***	0.147***
	(13.31)	(13.31)	(14.99)	(14.52)	(14.52)
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
N	38,040	38,040	31,479	69,519	69,519
R^2	0.095	0.095	0.073	0.075	0.075

（注）従属変数は*CAPEX* である。変数の定義については，表２を参照のこと。推定は Year dummy を加えた Firm fixed effects model を用いている。括弧内の数値は Heteroskedasticity-robust standard error（不均一分散に頑健な標準誤差）を使用して計算された t 値を示す。*** は1%水準で，** は5%水準で，* は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

3.3 頑健性のテスト

表4の分析の潜在的な問題点として，借り手サイドの企業間信用の使用の水準は，企業の財務構造によって異なる可能性があり，このことが本稿の推定結果にも影響を及ぼすと予想される。この内生性バイアスをコントロールするために，ここでは，仕入債務を一定以上使用している企業それぞれについて，企業特性が類似していながら実際の仕入債務の使用度が低い企業をマッチング企業として抽出する。これにより，仕入債務の使用水準にかかわる企業特性をコントロールすることができる。具

表6　仕入債務が企業価値に与える影響（マッチング・サンプル）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
分析期間	1986 – 2004	1986 – 2004	2005 – 2014	1986 – 2014	1986 – 2014
ACCPAY	−0.327	−0.322	−0.370	−0.076	−0.074
	(−1.49)	(−1.47)	(−1.32)	(−0.48)	(−0.46)
ACCPAY × *Domestic Banking Crisis*	0.590***			0.074	
	(4.05)			(0.63)	
ACCPAY × *Domestic Banking Crisis*（I）		0.450***			0.018
		(2.84)			(0.12)
ACCPAY × *Domestic Banking Crisis*（II）		0.691***			0.109
		(4.06)			(0.79)
ACCPAY × *Global Financial Crisis*			0.450***	0.886***	0.887***
			(3.83)	(6.76)	(6.76)
ROA	2.593***	2.601***	1.096***	2.191***	2.192***
	(11.16)	(11.18)	(6.07)	(14.60)	(14.59)
SGR	−0.055**	−0.054**	0.144***	0.100***	0.100***
	(−2.09)	(−2.08)	(4.28)	(4.34)	(4.35)
SIZE	−0.214***	−0.213***	−0.443***	−0.269***	−0.269***
	(−6.43)	(−6.42)	(−11.53)	(−14.51)	(−14.50)
LEVERAGE	0.766***	0.766***	0.884***	0.670***	0.670***
	(9.19)	(9.19)	(8.01)	(10.78)	(10.78)
INTANGIBLES	−0.134	−0.132	−0.163	−0.406	−0.406
	(−0.18)	(−0.17)	(−0.57)	(−1.47)	(−1.47)
ACCREC	0.102	0.097	0.389**	0.269**	0.268**
	(0.65)	(0.61)	(2.37)	(2.34)	(2.34)
CASH	0.107	0.103	0.578***	0.235***	0.234***
	(0.98)	(0.94)	(4.34)	(2.90)	(2.89)
BANKLOAN	0.003	0.003	−0.146**	−0.009	−0.009
	(0.04)	(0.04)	(−2.10)	(−0.19)	(−0.19)
Constant	3.191***	3.185***	5.466***	3.702***	3.702***
	(9.38)	(9.37)	(13.69)	(19.13)	(19.12)
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
N	19,052	19,052	15,758	34,810	34,810
R^2	0.390	0.390	0.291	0.370	0.370

（注）この表では，マッチング・サンプルを用いた回帰分析の結果を示している。マッチング企業は，まず全サンプルを対象に，仕入債務／総資産の回帰分析を行い，各企業について，仕入債務／総資産の期待値を計算する。次に，仕入債務／総資産の実際の値が，全サンプルにおける第60～85百分位数に属する企業をトリートメント企業として選定し，各トリートメント企業について，同じ会計年度で仕入債務／総資産の実際の値がメディアン以下となっている企業の中で，仕入債務／総資産の期待値が最も近い企業をマッチング企業として抽出する。従属変数は *Tobin's Q* である。変数の定義については，表2を参照のこと。推定はYear dummyを加えたFirm fixed effects modelを用いている。括弧内の数値はHeteroskedasticity-robust standard error（不均一分散に頑健な標準誤差）を使用して計算されたt値を示す。*** は1%水準で，** は5%水準で，* は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

体的には，まず全サンプルを対象に，仕入債務／総資産の回帰分析を行い，各企業について，仕入債務／総資産の期待値を計算する[15]。次に，仕入債務／総資産の実際の値が全サンプルにおける第60～85百分位数[16]に属する企業をトリートメント企業として選定し，各トリートメント企業について，同じ会計年度で仕入債務／総資産の実際の値がメディアン以下となっている企業の中で，仕入債務／総資産の期待値が最も近い企業をマッチング企業として抽出する。マッチングの結果，1986年度から2014年度まで，34,810（firm-years）のサンプルを構成し，表4と同様の分析を行う。

表6の（1）から（3）までの結果が示しているように，企業の財務特性及び企業固有の特性から生じうるバイアスをコントロールした後にも，金融危機の期間に，企業間信用が借り手企業の企業価値に正の影響を与えるという，本稿の仮説が支持されていることが分かる。

仕入債務の内生性による推定バイアスを緩和させる追加的方法として，本稿ではさらに，各サンプル期間について操作変数法での回帰分析を行う。借り手企業の企業間信用の水準決定に影響を与える一方，企業価値とは無関係と予想される操作変数を用いる必要があるが，先行研究は，産業によって企業間信用の利用水準が異なることを指摘している（Fisman and Love, 2003）。また，Atanasova（2007）は，企業間信用の水準は，借り手の立場から市場の不確実性が高くなるほど増加する傾向があると主張している。したがって，本稿では，第一段階の仕入債務を推定する分析において，まず，当該企業を除いた産業・年度別の*ACCPAY*の平均値（*AV*（*ACCPAY*）），売上高／総資産の産業・年度別の標準偏差（*SD*（*ASTURN*））を操作変数として採用する[17]。また，操作変数の不均一分散の問題を考慮するためにGeneralized Method of Moments with Instrumental Variables（以下，GMM IVと略す）を使用して分析を行う。各金融危機のダミーと*ACCPAY*の交差項が内生変数として推定されることを避けるため，GMM IVの分析期間は，各金融危機のダミーとして定義されている期間のみとし（表2参照），各金融危機のダミーと*ACCPAY*の交差項を分析モデルから外して推計を行う。この分析では，Firm fixed effects modelを用いず，東証業種コード（中分類）による業種ダミー変数と年度ダミー変数を分析に加えている。

表7は，GMM IV推定の結果である。表7の（1），（2），（4）において*ACCPAY*の係数が有意に正となっている。この結果は，仕入債務が内生的に決定されることを考慮した分析でも，金融危機時に企業間信用が借り手企業の企業価値に正の影響を与えるという本稿の仮説を支持している。なお，（1），（2），（4）の妥当性検証の結果を見ると，Pagan-Hall general testの結果が有意で，操作変数が不均一分散を有していることが分かる。つまり，通常の2SLSではなく，GMM IVが推定方法として適切であることが確認できる。また，F-test of excluded instrumentsがすべて有意であることから，操作変数が*ACCPAY*と有意な関係にあることが分かる。そして，Hansen J test of overidentificationが（2），（4）で棄却されないことから，これらのモデルについては操作変数の妥当性が支持できる。推定式（3）については，*ACCPAY*に有意な係数が得られていないが，Hansen J test of overidentificationが有意になっており，かつHausman endogeneity testが棄却されていないことから，これらの操作変数を用いた推定自体が適切でないといえる。以上より，操作変数を用いた分析においても，本稿の仮説が概ね支持される。

表7　仕入債務が企業価値に与える影響（GMM IV）

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Domestic Banking Crisis		*Domestic Banking Crisis* (I)		*Domestic Banking Crisis* (II)		*Global Financial Crisis*	
分析期間	1992 – 2002		1992 – 1996		1997 – 2002		2008 – 2009	
	1st	2nd	1st	2nd	1st	2nd	1st	2nd
ACCPAY		3.429***		1.184**		0.850		2.848**
		(2.84)		(2.19)		(0.81)		(2.24)
ROA	−0.160***	4.889***	−0.096***	4.237***	−0.190***	4.530***	−0.054***	1.203***
	(−7.40)	(13.88)	(−2.85)	(12.16)	(−8.22)	(11.51)	(−3.20)	(5.02)
SGR	0.012***	0.323***	0.011**	0.112**	0.015***	0.426***	0.009	0.060
	(3.44)	(6.67)	(2.02)	(2.35)	(3.42)	(7.07)	(1.49)	(1.12)
SIZE	−0.010***	0.028**	−0.013***	−0.026***	−0.008***	0.024**	0.001*	−0.001
	(−9.80)	(2.09)	(−10.10)	(−2.58)	(−8.08)	(2.14)	(1.72)	(−0.14)
LEVERAGE	0.269***	−0.553*	0.271***	−0.071	0.270***	0.207	0.258***	−0.125
	(30.21)	(−1.69)	(25.42)	(−0.45)	(28.34)	(0.71)	(26.56)	(−0.37)
INTANGIBLES	−0.215***	3.103***	−0.228**	1.613***	−0.225***	2.906***	−0.122***	1.842***
	(−3.72)	(5.38)	(−2.35)	(2.75)	(−3.76)	(4.65)	(−4.37)	(5.91)
ACCREC	0.436***	−1.723***	0.462***	−0.872***	0.415***	−0.545	0.412***	−1.529***
	(28.94)	(−3.18)	(25.66)	(−3.11)	(26.90)	(−1.20)	(29.10)	(−2.89)
CASH	0.008	0.266**	0.011	0.179	0.011	0.363***	0.004	0.598***
	(0.66)	(2.26)	(0.70)	(1.38)	(0.87)	(2.69)	(0.35)	(5.44)
BANKLOAN	−0.202***	0.679***	−0.185***	0.182*	−0.211***	0.184	−0.179***	0.374
	(−25.46)	(2.79)	(−19.83)	(1.66)	(−24.78)	(0.82)	(−22.33)	(1.61)
AV（ACCPAY）	−0.353***		−1.273***		−0.623***		−0.338***	
	(−4.59)		(−9.29)		(−6.42)		(−3.96)	
SD（ASTURN）	0.040***		0.045***		0.023***		−0.062***	
	(5.99)		(6.18)		(3.35)		(−3.53)	
Constant	0.125***	0.477***	0.283***	1.492***	0.169***	0.384**	0.068*	0.850***
	(4.45)	(2.76)	(8.17)	(9.81)	(5.77)	(2.10)	(1.87)	(7.63)
Partial R^2	0.002		0.013		0.004		0.002	
F-test of excluded instruments	19.46***		45.45***		20.76***		8.70***	
Hansen J test of overidentification		6.771***		2.30		35.55***		0.000
(p-value)		(0.01)		(0.13)		(0.00)		(0.99)
Pagan-Hall general test		2499.29***		748.25***		2156.37***		413.53***
Hausman endogeneity test		8.23***		7.79***		0.65		3.46*
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	24,468	24,468	9,348	9,348	15,120	15,120	6,541	6,541

（注）この表は，業種ダミー，Year dummy を加えた GMM IV の推定結果を示している。2nd stage の従属変数は *Tobin's Q* である。操作変数をはじめ，分析に使用されている変数の定義については，表 2 を参照のこと。括弧内の数値は，1st の場合，Heteroskedasticity-robust standard error（不均一分散に頑健な標準誤差）を用いた t 値を，2nd の場合，Heteroskedasticity-robust standard error（不均一分散に頑健な標準誤差）を用いた z 値を示す。表の下端には 操作変数 の妥当性に関する検定結果が示されている。*** は 1%水準で，** は 5%水準で，* は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

3.4　追加分析

Hill et al.（2012）は，売上債権が企業間信用を提供する貸し手（サプライヤー）の株主の富に正の影響を与えることを実証分析で明らかにしている[18]。彼らは売上債権の価値創造効果のメカニズムとして，取引費用の減少と顧客との情報の非対称性の緩和を挙げている。仕入債務は売上債権と正の相関関係を持つため，これまでの実証結果は売上債権の影響を反映しているのかもしれない。企業間信用が貸し手の企業価値に与える影響について日本企業を対象とした実証分析が十分に行われていないことから，ここでは，金融危機時における *ACCREC*（売上債権／総資産）と *Tobin's Q* の関係も考慮し

表８　売上債権と企業価値

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
従属変数	*Tobin's Q*	*Tobin's Q*	*Tobin's Q*	*Tobin's Q*	*Tobin's Q*
分析期間	1986 – 2004	1986 – 2004	2005 – 2014	1986 – 2014	1986 – 2014
ACCREC	0.095	0.096	0.328***	0.233***	0.234***
	(0.78)	(0.79)	(2.65)	(2.78)	(2.79)
ACCREC × Domestic Banking Crisis	0.153***			0.071*	
	(3.33)			(1.87)	
ACCREC × Domestic Banking Crisis (I)		0.177***			0.099**
		(3.87)			(2.27)
ACCREC × Domestic Banking Crisis (II)		0.139***			0.055
		(2.58)			(1.22)
ACCREC × Global Financial Crisis			0.019	0.044	0.044
			(0.59)	(1.20)	(1.19)
ROA	3.018***	3.016***	1.045***	2.285***	2.285***
	(16.33)	(16.33)	(8.33)	(20.26)	(20.26)
SGR	−0.011	−0.011	0.111***	0.093***	0.093***
	(−0.58)	(−0.57)	(4.71)	(5.45)	(5.45)
SIZE	−0.248***	−0.248***	−0.413***	−0.273***	−0.273***
	(−11.15)	(−11.17)	(−17.22)	(−20.64)	(−20.64)
LEVERAGE	0.668***	0.669***	0.885***	0.671***	0.671***
	(9.95)	(9.97)	(11.92)	(14.85)	(14.87)
INTANGIBLES	−0.351	−0.354	0.056	−0.352	−0.352
	(−0.66)	(−0.66)	(0.24)	(−1.63)	(−1.63)
ACCPAY	−0.057	−0.061	−0.219	−0.050	−0.052
	(−0.47)	(−0.50)	(−1.42)	(−0.56)	(−0.58)
CASH	0.169**	0.171**	0.544***	0.258***	0.259***
	(2.03)	(2.05)	(6.22)	(4.32)	(4.33)
BANKLOAN	0.014	0.014	−0.199***	−0.039	−0.040
	(0.30)	(0.30)	(−3.90)	(−1.21)	(−1.21)
Constant	3.542***	3.544***	5.131***	3.766***	3.766***
	(15.24)	(15.25)	(20.73)	(26.92)	(26.92)
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
N	38,040	38,040	31,479	69,519	69,519
R^2	0.394	0.394	0.282	0.368	0.368

（注）従属変数は *Tobin's Q* である。変数の定義については，表２を参照のこと。推定は Year dummy を加えた Firm fixed effects model を用いている。括弧内の数値は Heteroskedasticity-robust standard error（不均一分散に頑健な標準誤差）を使用して計算された t 値を示す。*** は１%水準で，** は５%水準で，* は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

ながら分析を行う。

表８の（1）と（2）はバブル崩壊及び銀行危機時に，売上債権が企業価値に正の影響を与えたことを示唆している。全サンプル期間を用いた分析（4）と（5）でも，バブル崩壊及び銀行危機時に売上債権と企業価値の間に正の関係が見られる。これらの結果は，Hill et al.（2012）のアメリカ企業を対象とした実証結果と整合的である。しかしながら，表８の推定に *ACCPAY* と金融危機ダミーの交差項を加えた分析を行ったところ，**表９**に示されているように *ACCREC* と世界金融危機ダミーの交差項が有意に負となった（*ACCPAY* と金融危機ダミーの交差項はこれまで通り有意に正である）。また表７では，GMM IV の 2nd stage の推定で *ACCREC* の係数が有意に負となっており，売上債権の価値効果について，本研究では一貫した結果が得られなかった。ただし，サプライヤーが金融危機時に顧客に流動性を供給する立場であることを考慮すると，本研究の分析手法は売上債権の価値効果を検証する

表９　仕入債務と売上債権の企業価値創造効果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
従属変数	*Tobin's Q*	*Tobin's Q*	*Tobin's Q*	*Tobin's Q*	*Tobin's Q*
分析期間	1986 – 2004	1986 – 2004	2005 – 2014	1986 – 2014	1986 – 2014
ACCPAY	−0.205	−0.198	−0.327**	−0.086	−0.084
	(−1.48)	(−1.43)	(−2.10)	(−0.89)	(−0.87)
ACCPAY × Domestic Banking Crisis	0.315***			−0.034	
	(3.62)			(−0.48)	
ACCPAY × Domestic Banking Crisis（I）		0.191**			−0.099
		(2.09)			(−1.20)
ACCPAY × Domestic Banking Crisis（II）		0.390***			0.000
		(3.88)			(0.00)
ACCPAY × Global Financial Crisis			0.543***	0.806***	0.807***
			(8.83)	(11.60)	(11.60)
ACCREC	0.190	0.185	0.387***	0.253***	0.250***
	(1.45)	(1.41)	(3.11)	(2.86)	(2.84)
ACCREC × Domestic Banking Crisis	−0.038			0.094	
	(−0.51)			(1.52)	
ACCREC × Domestic Banking Crisis（I）		0.058			0.165**
		(0.76)			(2.31)
ACCREC × Domestic Banking Crisis（II）		−0.092			0.058
		(−1.09)			(0.79)
ACCREC × Global Financial Crisis			−0.279***	−0.398***	−0.399***
			(−5.61)	(−7.17)	(−7.18)
ROA	3.009***	3.016***	1.057***	2.291***	2.292***
	(16.26)	(16.30)	(8.41)	(20.33)	(20.32)
SGR	−0.011	−0.011	0.107***	0.091***	0.091***
	(−0.59)	(−0.57)	(4.58)	(5.34)	(5.35)
SIZE	−0.248***	−0.248***	−0.412***	−0.273***	−0.273***
	(−11.15)	(−11.17)	(−17.19)	(−20.65)	(−20.66)
LEVERAGE	0.666***	0.665***	0.882***	0.666***	0.667***
	(9.93)	(9.93)	(11.90)	(14.76)	(14.77)
INTANGIBLES	−0.378	−0.372	0.066	−0.323	−0.323
	(−0.71)	(−0.69)	(0.28)	(−1.50)	(−1.50)
CASH	0.169**	0.170**	0.542***	0.259***	0.260***
	(2.04)	(2.04)	(6.20)	(4.35)	(4.36)
BANKLOAN	0.017	0.017	−0.198***	−0.039	−0.039
	(0.35)	(0.35)	(−3.88)	(−1.19)	(−1.19)
Constant	3.551***	3.555***	5.133***	3.767***	3.767***
	(15.25)	(15.27)	(20.71)	(26.98)	(26.99)
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
N	38,040	38,040	31,479	69,519	69,519
R^2	0.395	0.395	0.284	0.369	0.369

（注）従属変数は *Tobin's Q* である。変数の定義については，表２を参照のこと。推定は Year dummy を加えた Firm fixed effects model を用いている。括弧内の数値は Heteroskedasticity-robust standard error（不均一分散に頑健な標準誤差）を使用して計算された t 値を示す。*** は１%水準で，** は５%水準で，* は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味する

上では，必ずしも適切な方法とはいえないと考えられる。Hill et al.（2012）が示した売上債権の価値創造メカニズム（取引費用の削減，情報の非対称性の緩和）は，金融危機時であっても働く可能性があるが，サプライヤーは金融危機時には保険提供を行い，債権の回収リスクも高まるため，市場が売上債権のコストをネガティブに評価する可能性がある。したがって，表７や表９の推定結果は，売上

債権が持つ価値創造メカニズムのポジティブな効果が相殺されて生じたという解釈もできるだろう。

4　おわりに

本稿では，1990年代初期から2000年代後半において日本企業が経験した金融危機を用いて，企業間信用が借り手企業の企業価値に与える影響を検証した。一般に，借り手サイドの企業間信用と企業価値の関係についての分析は，逆の因果関係の問題や内生性の問題によるバイアスが生じる可能性が高いが，本稿では，金融危機という企業にとって予測不可能な外生的ショックを用いることで，これらの問題を軽減している。分析の結果，金融危機の期間において，仕入債務が企業価値に正の影響を与えていることを明らかにした。

本稿は，企業間信用が借り手企業の企業価値に正の影響を与えることを直接的に示した最初の研究である。先行研究では，仕入債務が財務制約のある企業にとって重要な資金調達手段になることを示しているが，そのことが借り手企業の価値向上をもたらしているかについては分析されておらず，その意味で本研究は先行研究にはない貢献を果たしている。特に，本稿の実証の結果は，企業間信用が借り手企業に流動性供給機能を果たしていることを指摘する先行研究を支持している。

残された課題として，仕入債務の通常の状況における価値創造効果の分析や，サプライヤー・カスタマーのペア・レベルの分析があげられる。これらは今後の研究課題としたい。

【注】

1）　企業間信用に関する論文では，企業間信用が頻繁に使用される企業を対象に研究が行われていることから，主に金融関連企業と公益企業を除いたサンプルを分析対象にしている。

2）　企業間信用に関する理論研究は，企業が企業間信用と銀行ローンを同時に使っていることに注目している。Burkart and Ellingsen（2004）は，銀行は企業間信用を使用している企業に貸出を行うことを指摘し，企業が企業間信用を使用することによって，資金流用を防ぎ，投資を後押しすると主張している。

3）　内田（2013）は，企業間信用の銀行借入との代替性・補完性を分析した既存研究に対し，代替性・補完性の程度がすべての企業において一律であると仮定している従来の分析手法を批判し，企業ごとに分析すべきことを主張した。

4）　理論的に，企業間信用を使うことによって企業の情報の非対称性が緩和され，企業は正のNPVプロジェクトを実施することを証明している。

5）　内田（2011）は，企業間信用の決定要因を分析した先行研究は多数存在するが，各論文から一般的な（共通の）決定要因を導くことが難しいことを指摘している。

6）　世界40か国の企業財務データを用いて仕入債務の企業価値創造効果を検証した研究として Nam and Uchida（2019）がある。

7）　先行研究では，同年11月の北海道拓殖銀行の経営破綻から日本の銀行危機が本格的になったと指摘されることが多い（Miyajima and Yafeh, 2003; Woo, 2003）。

8）　仕入債務が売上債権と高い相関（相関係数0.685）を示していることから，多重共線性を回避するため，2005年前後の期間それぞれについて，仕入債務を従属変数，売上債権を独立変数とする回帰分析を実施し，その残差である*Residual*（*ACCPAY*）を用いて追加分析を行った。その結果は本論文に掲載している主要結果と同様であった。なお，未調整の仕入債務の変数（仕入債務／総資産）*ACCPAY*を用いた分析は，多重共線性があると予想される*ACCREC*を含める場合と含めない場合の両方を実施したが，いずれも主要結果は同様であった。

9）　変数の詳細な定義については，表2に示されている。

10）　さらに，仕入債務が比較的短期であることを考慮し，短期銀行借入比率（短期銀行借入金／総負債）を使った追加分析も行ったが，推計結果に大きな違いはみられなかった。

11） 企業間信用の使用に影響を与える産業独特な影響をコントロールするために，Industry fixed effects modelを適用した分析も行ったが，主要結果は同様であった。

12） 同年4月から翌年3月までの決算日（単独決算基準）を持つ企業を同一の会計年度に含める。なお，金融関連企業はサンプルから除外した。

13） 具体的に，1986年～2007年のサンプル期間中，銀行危機（*Domestic Banking Crisis*: 1992～2002）の*Tobin's Q*は，それ以外の年（1986年～1991年と2003年～2007年）の*Tobin's Q*に対し平均検定やメディアン検定を実施した結果，有意に低い水準であることが確認できた。同様に，2003年～2014年のサンプル期間中，世界金融危機（*Global Financial Crisis*: 2008～2009）の*Tobin's Q*は，それ以外の期間（2003年～2007年と2010年～2014年）の*Tobin's Q*に比べて，平均検定やメディアン検定の結果から統計的に有意に低い水準であることが分かった。

14） 金融危機時においては，企業の手元流動性（現預金・流動資産に含まれる有価証券など）が高く評価される可能性がある。このことから，有価証券，現金及び現金同等物それぞれの金融危機との交差項を表4の分析に加えた追加推定を行った。その結果，*ACCPAY*と各金融危機の交差項については表4と同様の結果が得られた。その一方，有価証券，現金及び現金同等物については，交差項の係数が有意でないか，一部で有意な負の係数が得られた。したがって，金融危機時において，仕入債務が企業価値に与える正の効果が，他の手元流動性よりも顕著であるといえる。

15） 仕入債務／総資産（*ACCPAY*）を従属変数として，*ROA*，*SGR*，*SIZE*，*LEVERAGE*，*INTANGIBLES*，*ACCREC*，*CASH*，*BANKLOAN*を説明変数とする回帰分析を行った。

16） 仕入債務を多く使っているトリートメント企業それぞれに対してマッチング企業を選定する必要があるため，*ACCPAY*がメディアン以下の企業をすべてマッチング企業候補とし，トリートメント企業とする*ACCPAY*の範囲をマッチング企業のそれよりも小さくする必要がある。また，*ACCPAY*がメディアンをわずかに上回る企業は，マッチング企業との*ACCPAY*の差が非常に小さくなる可能性があるためトリートメント企業から外した。さらに，トリートメント企業とマッチング企業の特性（*ACCPAY*の期待値）の相違が大きくなりすぎないよう，*ACCPAY*が非常に大きな企業はトリートメント企業から外す必要がある。なお追加分析として，*ACCPAY*について第70～95百分位数を基準としトリートメント企業を分類した追加分析も行ったが，推計結果に大きな違いはみられなかった。

17） 産業分類の基準として，東証業種コードの中分類（33業種）を使用している。

18） Hill et al.（2012）は年間における売上債権の増加が当該年の株式超過リターンに正の影響を与えるかを検証している。この分析の前提は，売上債権の増大は投資家が事前に予測できないため，売上債権が増加した年に株式超過リターンが発生するというものである。これに対し本研究では，金融危機という投資家や企業にとって予測不可能な流動性危機があった際の企業価値が，仕入債務への依存度という投資家が事前に知りえる情報によって影響されるかを検証している。このため，企業価値の代表的な代理変数であり，レバレッジ効果の影響を受けない*Tobin's Q*を従属変数とし，仕入債務の1期ラグを主要な独立変数とするFirm fixed effects model推定が適していると判断した。

【引用文献】

Atanasova, C., 2007. Access to institutional finance and the use of trade credit. Financial Management 36, 49-67.

Biais, B., Gollier, C., 1997. Trade credit and credit rationing. Review of Financial Studies 10, 903-937.

Burkart, M., Ellingsen, T., 2004. In-kind finance: a theory of trade credit. American Economic Review 94, 569-590.

Carbó-Valverde, S., Rodríguez-Fernández, F., Udell, G., 2016. Trade credit, the financial crisis, and SME access to finance. Journal of Money, Credit and Banking 48, 113-143.

Cuñat, V., 2007. Trade credit: suppliers as debt collectors and insurance providers. Review of Financial Studies 20, 491-527.

Fisman, R., Love, I., 2003. Trade credit, financial intermediary development, and industry growth. Journal of Finance 58, 353-374.

Fujii, M., Kawai, M., 2010. Lessons from Japan's banking crisis, 1991–2005. ADBI Working Paper Series 222, 1-19.

Garcia-Appendini, E., Montoriol-Garriga, J., 2013. Firms as liquidity providers: evidence from the 2007–2008 financial crisis. Journal of Financial Economics 109, 272-291.

Hill, M., Kelly, W., Lockhart, B., 2012. Shareholder returns from supplying trade credit. Financial Management 41, 255-280.

Hoshi, T., Kashyap, A., 2004. Japan's financial crisis and economic stagnation. Journal of Economic Perspectives 18, 3-26.

Love, I., Preve, L., Sarria-Allende, V., 2007. Trade credit and bank credit: evidence from recent financial crises. Journal of Financial Economics 83, 453-469.

Miyajima, H., Yafeh, Y., 2003. Japan's banking crisis: who has the most to lose? RIETI Discussion Paper Series 03-E-010, 1-30.

Nam, H., Uchida, K., 2019. Accounts payable and firm value: international evidence. Journal of Banking & Finance 102, 116-137.

Ng, C., Smith, J., Smith, R., 1999. Evidence on the determinants of credit terms used in interfirm trade. Journal of Finance 54, 1109-1129.

Petersen, M., Rajan, R., 1997. Trade credit: theories and evidence. Review of Financial Studies 10, 661-691.

Tsuruta, D., 2015. Bank loan availability and trade credit for small businesses during the financial crisis. Quarterly Review of Economics and Finance 55, 40-52.

Woo, D., 2003. In search of “capital crunch”: supply factors behind the credit slowdown in Japan. Journal of Money, Credit and Banking 35, 1019-1038

内田浩史，2011，「企業間信用の機能」，『現代ファイナンス』29，3-48頁。

内田浩史，2013，「企業間信用と銀行借入の代替性・補完性」，『国民経済雑誌』208（5），19-32頁。