

世界金融危機時における輸出急減と金融ショックの関係

——『企業活動基本調査』を用いた実証分析——

内 野 泰 助¹⁾

世界金融危機時に日本は輸出の急減を経験したが、その原因の一つとして、金融危機に伴う貿易信用の収縮(クレジット・クランチ)が指摘されている。この仮説に基づき、本稿は経済産業省『企業活動基本調査』の個票データに、企業の取引金融機関に関する情報を統合した企業——銀行マッチデータを作成し、日本が経験した輸出急減が取引金融機関へのショックと関連しているかを検証する。本稿の分析の結果は、次の通りである。第一に、世界金融危機時の日本の輸出急減は、すでに輸出をしている企業、とりわけ上場企業の輸出額の変化(インテンシブ・マージン)によって大部分が説明されることが分かった。第二に、取引金融機関の経営健全性が相対的に低い企業において、輸出の伸び率が有意に低く、その程度は世界金融危機時において強まっていたことが明らかになった。しかし、取引金融機関の要因が日本全体の輸出額に与えた定量的効果を求めると、それは大きなインパクトを持たないことが明らかとなった。これらの結果は、貿易信用の収縮が日本全体の輸出急減に与えた影響は限定的であったことを示唆している。

JEL Classification Codes: E32, E44, F40, G21

1. はじめに

2008年のリーマン・ブラザーズ破たんから始まる世界金融危機においては、世界各国において、貿易の急激な縮小が観察された。Baldwin (2009)は、同時期における世界貿易の縮小は、1929年の世界大恐慌の際よりも急速であり、その程度がいかに深刻であったかを論じている。また、同時期の世界における輸出額の減少率は、GDPの減少率よりもはるかに大きかったため、輸出急減のメカニズム解明を目指して数多くの実証研究が蓄積され、後述するように、いくつかの有力な仮説が提示されている。塩路・内野(2011)において述べられているように、日本は、世界金融危機の発端ではないにも関わらず、主要先進国の中で同時期に最も大きなGDPと輸出の減少率を経験した。しかし、その原因については未だコンセンサスが得られているとはいえない。本稿は、企業レベルの輸出データを利用して、日本が経験した輸出急減が生じた背景を明らかにすることを目的としている。

輸出急減のメカニズムについては、大きく分

けて二つの考え方が存在する。輸出される財と国内で需要される財・サービスとの間の構成や特性の違いによって説明されるという考え方と、輸出企業への貿易信用供与の収縮によって説明されるという考え方である(Bricogne *et al.*, 2012)。前者は、輸出される財の大部分が資本財や耐久消費財など、需要ショックを受けやすい財の比重が高いことに注目している(Eaton *et al.*, 2011; Levchenko *et al.*, 2010)。更に、中間財貿易による国際的なサプライチェーンが構築されている場合、最終製品を多く輸入する国における需要の減少が、最終製品を組み立てる国における中間財の輸入需要をも減少させるので、世界における輸出が、最終製品を多く輸入する国における景気動向に強く影響される可能性がある(Tanaka, 2009; Yi, 2009)。世界金融危機は、アメリカがショックの発端となったのであるが、例えば、アメリカ向けの最終製品が中国において組み立てられ、日本から中国へ生産に用いられる中間財が輸出されていた場合、日本から中国への輸出は、中国における国内景気の落ち込み以上に減少することもありうる。こ

の場合、日本の輸出は対米輸出依存度から推測される以上に、アメリカの景気動向に左右されることになるのである。

一方で、後者の考え方は、より直接的に金融危機と輸出の減少とを関連付けている。Chor and Manova(2012)や Amiti and Weinstein(2011)が主張するように、企業が輸出をする際には、生産から販売までの時間差が生じるため、国内販売と比べると、運転資金がより必要になると考えられる。また、輸出企業が海外における取引相手を審査したり監視したりする能力には限りがあるため、取引相手のデフォルトに直面するリスクもより高いと考えられる。そのため、輸出企業は、取引相手のデフォルトに対するヘッジと運転資金の借り入れを目的として信用状取引に代表される貿易信用を活用する。

信用状取引は、輸出業者と輸入業者が信用状による決済を条件とする商品の売買契約を締結することから始まる。契約後、輸入業者は直ちに輸入地の金融機関に信用状の発行を依頼する。この依頼が認められる場合、金融機関は輸出業者に対して輸入代金を支払うことを保証し、輸出地に所在する輸出業者の取引金融機関に信用状を送付する。輸出業者は、信用状が取引金融機関に届いた旨の連絡を受けると、船会社に対して貨物の船積み・運送依頼を行い、引き換えに船積みが行われたことを証明する船荷証券を受け取る。輸出業者は、この船荷証券と信用状を取引金融機関に呈示し、信用状の買取や割引を受けることで運転資金を調達する。船荷証券は輸出地の金融機関から輸入地の金融機関に送付され、輸入地の金融機関は、引き換えに輸入代金を輸出地の金融機関に対して立て替える。輸入地の金融機関は輸入業者から代金の支払いと引き換えに、船荷証券を輸入業者に引き渡す。輸入業者は船会社に船荷証券を呈示し、貨物を受け取ることで売買が終了する。

このように、信用状取引を用いると、代金の支払いが輸入地の金融機関によって保証されるので、輸出業者は輸入業者のデフォルト・リスクを回避できる。更に、その保証によって、信用状の買取・割引が(一定の信用力を有する)金

融機関に対する与信となるため、輸出地の金融機関も輸出業者からの運転資金融資の依頼に応じやすくなる。しかしながら、金融機関が負のショックを受け、その貸出余力が低下した場合、海外金融機関への与信行為に対して慎重になる可能性がある。輸出企業が取引金融機関から信用状の買取・割引を拒否される場合は、輸出企業は資金制約に直面し、輸出行動を縮小せざるを得なくなる可能性がある(貿易信用のチャンネル)。実際、Amiti and Weinstein(2011)は、日本の上場企業に関する企業——銀行マッチデータを利用した実証分析により、取引金融機関の健全性悪化が、企業レベルの輸出額を減少させることを明らかにしている。更に、彼らは日本の1990年代における輸出減少の3分の1が取引金融機関の健全性悪化により説明可能であることを示し、世界金融危機時の輸出急減においても金融機関への負のショックが重要な役割を果たした可能性を指摘している。

しかしながら、世界金融危機時の企業行動に関するミクロデータが利用可能になるに従い、貿易信用のチャンネルが輸出急減の主たる要因であるという考え方については、疑問が付されるようになってきている。まず、Bricogne *et al.*(2012)は、フランスの企業輸出に関する大規模パネルデータを活用し、輸出仕向地と財の種類に関する詳細な固定効果を制御したパネル推定を行い、企業サイドの資金制約がフランス全体の輸出減少に与えた影響は軽微であることを示している²⁾。また、Paravisini *et al.*(2015)は、ペルーの企業——銀行マッチデータを用いて、Bricogne *et al.*(2012)と同様に仕向地・財に関する固定効果を制御したパネル推定を行い、輸出企業の取引金融機関へのショックがペルー全体の輸出減少に与えた影響は軽微であったことを示している。それによって、貿易信用のチャンネルが輸出急減の主たる要因であるという仮説に異を唱えている。

貿易信用の収縮など、輸出企業サイドの資金制約の悪化が日本の輸出急減に与えた影響については、特に疑問視されているといってい(塩路・内野, 2011)。世界金融危機の日本の金

融システムへの波及は比較的軽微であったにも関わらず、輸出の減少幅が他の先進諸国よりも大きなものであったからである³⁾。そういった議論がある一方で、Amiti and Weinstein (2011)は、世界金融危機時に大きな損失を出した日本の金融機関があることから、日本の貿易急減においても貿易信用のチャンネルが一定の説明力を持つ可能性がある」と論じている。加えてSommer(2009)は、日本の金融システムが1990年代後半の金融危機時と同程度まで悪化していたと主張している。そのため、日本の輸出急減において、金融機関へのショックが企業の輸出行動に及ぼした影響は実証的に検証すべきものといえよう。

本稿は、Bricogne *et al.*(2012)およびParavisini *et al.*(2015)の分析方法のうち、輸出仕向地や財に関する固定効果をコントロールする点を倣い、そのうえで、取引金融機関へのショックが、企業レベルの輸出行動に与えた影響を検証する。日本企業の輸出行動に関する研究であるAmiti and Weinstein(2011)は、企業レベルの輸出額を被説明変数とした分析を行うに留まっており、輸出仕向地の異質性は考慮していない。輸出仕向地構成と取引金融機関属性の間に相関があれば、特定の仕向地における需要の減退に起因する輸出減少を、取引金融機関の要因によるものと見誤る可能性がある。本稿においては、輸出仕向地の情報を活用した分析を行うため、上記のような推定上の問題を克服できる。

分析においては、経済産業省が実施している『企業活動基本調査』の個票データを利用する。同調査においては、アジア、中東、欧州、北米、中南米、アフリカ、そしてオセアニアの7つの地域に対する企業レベルの仕向地別輸出額の情報が得られる。更に、『企業活動基本調査』に帝国データバンク社の企業情報を統合することで、輸出企業それぞれについて取引金融機関を特定し、企業——銀行マッチデータを作成する。このデータセットを使い、輸出仕向地や産業に特有なショックを取り除いたうえで、取引金融機関への負のショックが顧客企業の輸出行動に果たして影響を及ぼしていたのかどうかを検証

する。また、個票データの利点を活用し、日本における輸出の急減が、どのような企業のどのような意思決定によって生じたかを明らかにする。例えば、輸出の急減が企業の輸出市場からの参入・撤退(エクステンシブ・マージン)によって説明されるのか、あるいは既存の輸出企業による輸出額の調整(インテンシブ・マージン)によって説明されるのかを検証することができる。加えて、輸出の減少がどういった属性をもつ企業において顕著であったかについても明らかにすることができる。こうした情報は、集計された貿易統計からは入手が困難であるため、本稿の分析は、日本の輸出急減に関する重要なファクトを提供することができる。

本稿の分析の結果を先に述べると、次の通りである。第一に、世界金融危機時の日本の輸出急減は、すでに輸出をしている企業、とりわけ上場企業の輸出額の変化(インテンシブ・マージン)によって大部分が説明されことが分かった。第二に、取引金融機関(メインバンク)の健全性が相対的に低い企業ほど、輸出の伸び率が有意に低く、また、その程度は世界金融危機時に強まっていたことが明らかになった。しかし、取引金融機関の要因が日本全体の輸出額に与えた定量的効果を求めると、それは大きなインパクトを持たないことが分かった。これらの結果は、貿易信用のチャンネルが日本の輸出急減に与えた影響が限定的であったことを示唆している。

本稿の構成は次の通りである。まず、第2節において、検証する仮説とデータセットの作成方法を解説する。そのうえで、日本全体の輸出額の変化を記述統計の面から検討する。第3節において、パネルデータ分析の方法を説明し、推定結果を報告する。最後に第4節において、結論を導く。

2. 検証する仮説とデータ

本稿は、貿易信用のチャンネルが日本の輸出急減を説明するうえで重要な役割を果たしたのかを検証する。それに先立ち、企業レベル輸出データを集計し、日本が経験した輸出急減が、

エクステンシブ・マージンによって説明されるのか、あるいはインテンシブ・マージンによって説明されるのかを検証する。その結果に従い、輸出するかどうかの選択、あるいは輸出量の選択において、取引金融機関へのショックが果たした影響をパネルデータ分析によって明らかにする。

実証分析を行うにあたっては、企業にとっての貿易信用の供給者をどう特定するか、という点が重要となる。本稿では、それが各企業のメインバンクであると仮定して、分析を進めて行くこととする。日本のメインバンク制に関する事実整理において、メインバンクは、企業に対して多額の融資を長期継続的に行うと同時に、当座預金取引や外国為替取引においても、企業にとって主たる取引先であると指摘されている(Aoki, Patrick, and Sheard, 1994; 岡部, 2009)。そのため、メインバンクが貿易信用の供給者であると想定することは、一定の根拠を持つものといえる。加えて、企業——銀行マッチデータを用いて、取引金融機関の属性が日本企業の輸出行動に与える影響を検証した実証研究においても、メインバンクの属性に注目するものが多い(Miyakawa *et al.*, 2014; Inui *et al.*, 2015 など)。そのため、上記の仮定は、先行研究との整合性も取れている⁴⁾。

パネルデータ分析を行う際には、各年における企業の輸出仕向地(アジア、中東、欧州、北米、中南米、アフリカ、オセアニア)別輸出データを作成する。このパネルデータを用いて、輸出行動に取引金融機関の経営健全性(自己資本比率、不良債権比率など)が及ぼした影響を検証する。分析においては、企業固定効果に加え、産業・輸出仕向地・年に関する固定効果も制御し、産業および輸出仕向地特有な共通ショックを取り除いたうえで分析をする。貿易信用のチャンネルが仮に重要な役割を果たしたのであれば、取引金融機関の貸出余力が低下した企業において、共通ショックで説明される以上に輸出行動が変化したことになり、かつ、それらの企業の輸出行動の変化が日本の輸出額全体に与えた影響が大きかった、ということになる。

以下では、推定に用いるデータの作成方法と、記述統計の結果を順に説明していく。

2.1 データの作成方法

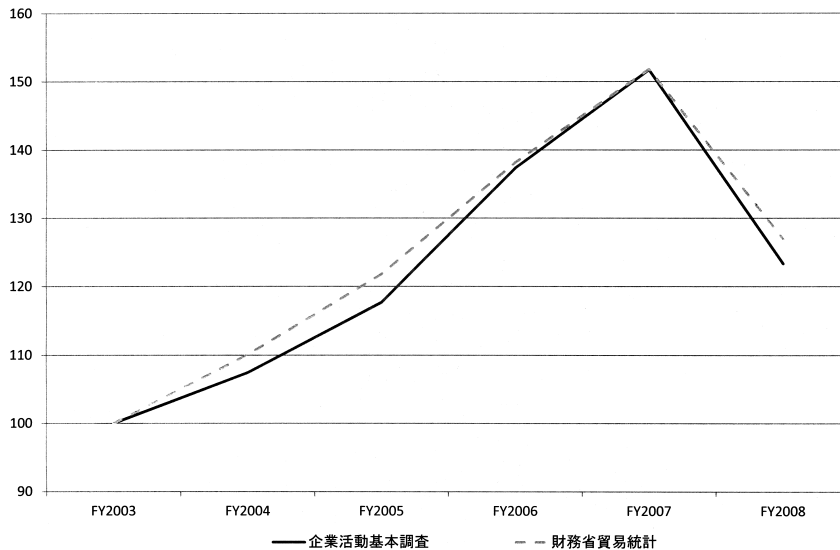
本稿では、経済産業省が実施している『企業活動基本調査』の個票データを利用する。同調査は、従業員 50 人以上かつ資本金 3000 万円以上の企業を対象とした標本調査である。調査対象となる業種は、経済産業省が所管するものに限定されるのだが、第二次産業については全ての業種が調査対象となっており、さらに非上場企業を含む多くの企業が継続的に調査されている。従って、日本企業全体の輸出行動を分析する上で、我々が知る限り最も理想的なデータといえる。同調査においては、企業の基本的な財務情報に加え、輸出仕向地ごとの輸出額の情報が継続的に調査項目に含まれており、これらを用いて輸出行動に企業属性が与えた影響を分析することができる。しかしながら、取引金融機関などの企業情報については調査がなされておらず、企業——銀行マッチデータを作成することは難しい。

この点を克服するため、本稿は経済産業研究所が開発した『企業活動基本調査』と帝国データバンク企業情報とを接続するコンコーダンスを利用し、取引金融機関などの企業情報を『企業活動基本調査』のデータに接合する。それによって、企業に貿易信用を供与していると考えられる金融機関(メインバンク)を特定する。具体的に、帝国データバンク社データに記載されている 10 位までの取引金融機関のリストの中で、筆頭に挙げられている金融機関をメインバンクと考えることとした。帝国データバンクは日本に所在する企業を網羅的に調査しているため、大半の『企業活動基本調査』の回答企業に対して企業情報を補完することができる⁵⁾。更に、日経 NEEDS-Financial Quest から得た金融機関の財務情報のデータを補完し、企業——銀行マッチデータを作成した。

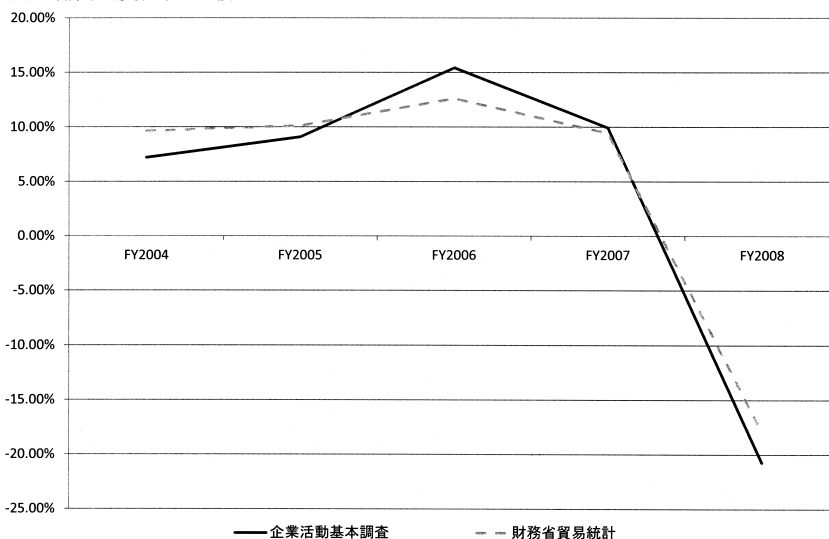
次に、輸出急減を分析する上で、エクステンシブ・マージンとインテンシブ・マージンがそれぞれ果たした役割を検証するために、2003

図 1. サンプル企業の合計輸出額と日本全体の輸出額の推移

(a) 水準の比較



(b) 対前年度変化率の比較



年度から 2008 年度にかけて継続的に『企業活動基本調査』の調査対象となり、かつ帝国データバンク企業情報とのマッチが成功した企業に限定したバランスド・パネルデータセットを作成する。その際に分析対象となる企業が限定され、サンプルに偏りが生じる恐れがある。このため、サンプル企業の輸出額の平均値が財務省貿易統計から得た日本の輸出額と同様の動きを示すかどうかを調べ、本稿で用いるサンプルの代表性を確認することにした。

2.2 サンプル企業の輸出行動に関する記述統計

パネルデータ分析に先立ち、ここでは 2.1 節で説明したデータの記述統計を求め、それらを詳細に検討する。まず、分析に用いるサンプル企業の輸出行動が日本全体の輸出額を代表するかを検証するために、サンプル企業が報告した輸出額の合計と財務省貿易統計から得られる日本の年度別輸出総額とを比較した。その結果、サンプル企業の輸出額合計は、日本全体の輸出額の約 60% をカバーしており、それはサンプル期間中安定していることが分かった。更に、2003 年度の輸出額を 100 と基準化してサンプル期間中の推移を比較したところ、両者はレベルにおいても、変化

率においてもほぼ同様の動きを示すことが分かった(図 1(a) (b))。

上記の傾向は、仕向地別に集計した場合も同様であるが、貿易統計に対するカバー率に関しては、仕向地別に差があることが分かった。例えば、オセアニアや北米、欧州向け輸出については、サンプル企業によるカバー率が 70%～90% 程度に達する一方、アジア向け輸出と中南米向け輸出については、30%～40% 程度に留まっている⁶⁾。この点については、3.2 節に

表 1. 一企業当たり平均輸出額の推移

年度	全サンプル		上場企業		非上場企業	
	平均輸出額	輸出企業数	平均輸出額	輸出企業数	平均輸出額	輸出企業数
FY2003	17.16	1965	45.59	713	0.97	1252
FY2004	17.93	2021	48.43	722	0.98	1299
FY2005	19.36	2050	53.40	715	1.13	1335
FY2006	22.32	2075	61.96	721	1.22	1354
FY2007	24.75	2067	69.43	709	1.42	1358
FY2008	19.89	2090	54.57	729	1.32	1361

注) 平均輸出額の単位は 10 億円である。

表 2. サンプルに含まれる上場企業の輸出が全体の輸出額および輸出変化額に占める割合

年度	対サンプル企業輸出合計額		対貿易統計	
	合計に占める割合	変化額への寄与率	合計に占める割合	変化額への寄与率
FY2003	96.41%		57.98%	
FY2004	96.49%	97.56%	56.66%	43.53%
FY2005	96.19%	93.03%	55.91%	48.86%
FY2006	96.44%	97.97%	57.67%	70.79%
FY2007	96.23%	94.20%	57.84%	59.56%
FY2008	95.68%	98.63%	55.91%	67.64%

表 3. 世界への輸出額におけるエクステンシブ・マージンとインテンシブ・マージンの貢献度

年度	エクステンシブ・マージン		インテンシブ・マージン		全変化
	変化額	寄与率	変化額	寄与率	変化額
FY2004	-201.01	-7.96%	2726.37	107.96%	2525.37
FY2005	-274.87	-7.96%	3725.84	107.96%	3450.97
FY2006	302.88	4.57%	6323.03	95.43%	6625.92
FY2007	-255.38	-5.28%	5094.15	105.28%	4838.76
FY2008	-295.86	3.09%	-9283.07	96.91%	-9578.92

注) 変化額の単位は 10 億円である。

において振り返ることとする。

次に、一企業当たりの平均輸出額と輸出企業数のサンプル期間中の推移を、全サンプル、上場企業、および非上場企業について求めたものが、表 1 である。ここで平均輸出額は、各輸出企業の世界に対する輸出額の平均値であり、輸出企業数は世界に対する輸出額がゼロでない企業の数を表している。これを見ると、まず輸出企業数の過半は、非上場企業であることが分かる。しかし、その一企業あたり輸出額は 10～20 億円程度であり、460 億円から 700 億円に達する上場企業と比べると非常に小さいことが分かる。次に表 2 を見ると、サンプルに含まれる上場企業の輸出合計額は、サンプル全体の輸出額の約 96% を占めており、またサンプル全体の輸出額の変化に対する上場企業サンプルの寄与率を求めると、どの年度においても 90% 以

上に達することが分かる。更に、財務省貿易統計から求められる各年度の合計輸出額の変化に対して同様の計算をしたところ、本稿で用いる上場企業サンプルの寄与率は 2008 年度において約 68% となることも分かった。これらの結果は、上場企業による輸出が、日本の輸出額の大部分を説明し、世界金融危機時の輸出急減も、主に上場企業の輸出行動の変化によって説明可能であることを示唆している。

続いて、産業別・仕向地別に 2007 年度の合計輸出額と、2007 年度から 2008 年度にかけての輸出額の変化についても計算を行った。2007 年度の輸出額におけるシェアが大きいものを挙げる

と、北米向け輸送用機器(18.61%)、アジア向け電気電子機器(12.91%)、欧州向け輸送用機器(8.42%)、北米向け電気電子機器(7.59%)、欧州向け電気電子機器(6.84%)となっている。次に、2008 年度の輸出減少への寄与率が高かったものを挙げると、北米向け輸送用機器(寄与率 32.94%)、アジア向け電気電子機器(同 13.04%)、欧州向け輸送用機器(同 12.52%)、北米向け電気電子機器(同 7.69%)、欧州向け電気電子機器(同 7.48%)となっており、2007 年度のシェアが大きい産業・仕向地と 2008 年度の輸出減少に対する寄与率が高い産業・仕向地とは完全に一致することが分かった。

最後に、エクステンシブ・マージンとインテンシブ・マージンのサンプル全体の輸出額に対する寄与率を求めたものが表 3 である。エクステンシブ・マージンは次のように求めた。まず、

$t-1$ 年度にゼロであった世界への輸出額が t 年度に正になった企業と、 $t-1$ 年度に世界への輸出額が正であった企業で t 年度にそれがゼロになった企業とを特定した。その上で、両者の $t-1$ 年度から t 年度にかけての輸出変化額を合計した。インテンシブ・マージンについては、 $t-1$ 年度と t 年度の両方において輸出をした企業を特定し、その輸出変化額を合計した。これらからサンプル期間中の輸出額の変化は、ほぼインテンシブ・マージンによって説明されることが分かる。特に 2008 年度の輸出急減において、インテンシブ・マージンの寄与率は約 97% に達している⁷⁾⁸⁾。

以上の結果から、日本の企業輸出の特徴として、次のことが明らかになった。まず、日本全体の輸出額の大部分は上場企業によって占められることが分かった。次に、2008 年度の輸出急減は、危機前において輸出全体に占めるシェアの大きかった輸送用機器や電気電子機器の北米、欧州、アジア向け輸出が軒並み大幅に減少したことによって、説明されることが分かった。そして、2004 年度から 2008 年度にかけての輸出額の変化は、どの年度においてもインテンシブ・マージンによってほぼ説明できることも分かった⁹⁾。これらの結果に基づき、次節では企業輸出のインテンシブ・マージンの決定要因を検証していく。

3. パネルデータ分析

3.1 推定モデル

前節までの分析により、世界金融危機時の輸出急減は、インテンシブ・マージンによって大部分が説明可能であることが明らかになった。そのため、本稿では、パネルデータ分析により、既に輸出をしている企業の輸出額の変化に対して、取引金融機関要因が与えた影響を検証する。特に、日本全体の輸出を説明する上では、上場企業の輸出行動を解明することが重要である。よって分析においては上場企業と非上場企業についてサブサンプル推定も行う。推定モデルは次の通りである。

$$g_{f,c,k,t} = \alpha + X_{f,t-1}^F \beta_1 + X_{f,t-1}^B \beta_2 + (X_{f,t-1}^F - \bar{X}_{f,t-1}^F) * CRISIS_t \delta_1 + (X_{f,t-1}^B - \bar{X}_{f,t-1}^B) * CRISIS_t \delta_2 \quad (1) \\ + u_f + u_t + u_b + u_c + u_{c,t} + u_{k,t} + u_{c,k,t} + \varepsilon$$

ここで、 f は企業、 c は仕向地、 k は産業、 t は年度、 g は輸出額の対前年度変化率(対数差分)、 α は定数項、 X^F は企業属性、 X^B は取引金融機関の属性、 $CRISIS$ は 2008 年度に 1 を取るダミー変数、 u_f は企業固定効果(企業ダミー)、 u_t は時間効果(イヤー・ダミー)、 u_b は金融機関状態ダミー(都市銀行、旧長期信用銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行)、 u_c は仕向地ダミー、 $u_{c,t}$ は仕向地ダミーとイヤー・ダミーの交差項、 $u_{k,t}$ は産業ダミーとイヤー・ダミーの交差項、 $u_{c,k,t}$ は仕向地ダミーと産業ダミーとイヤー・ダミーの交差項、そして ε は誤差項を表している。各種固定効果を含めることによって、時間を通じて変わらない企業特有な要因、為替レートの変化や日本および仕向地におけるマクロ経済要因、仕向地における産業別の輸入財需要の変化や産業特有な需要・供給要因をコントロールすることができる。

企業固定効果 u_f を推定式に含めることによって、観察できない企業属性と取引金融機関属性の間の相関——つまり、企業と取引金融機関のマッチングの内生性——から生じる推定上の問題を緩和できると考えられる。例えば、平均的な生産性の伸び率が低い企業ほど、経営健全性が相対的に低い金融機関と取引を行う可能性があるとする。こうした企業は、輸出に要する変動費用の低下が他の企業と比べ小さいため、輸出の伸び率も相対的に小さくなると考えられる¹⁰⁾。従って、平均的な生産性の上昇率が観察できない状態で、通常の回帰分析を行えば、取引金融機関属性と輸出変化率(g)の間に、見せかけの相関が生じてしまう。しかし、(平均的な生産性上昇率を含む)観察できない企業属性が、サンプル期間を通じて不変である場合、企業固定効果を含めることによって、上記のようなバイアスは排除できる。

企業属性と取引金融機関の属性については、

内生性の問題を緩和するために、1期のラグをとっている。また、*CRISIS*と X^F および X^B の交差項については、平均的な効果を各種の時変固定効果に帰着させるため、 X^F と X^B をサンプル平均値からの乖離として表すこととした。上場企業と非上場企業に分けてサブサンプル推定を行う場合には、それぞれサブサンプルの平均値からの乖離を求めている。 X^F をコントロールすることにより、(企業固定効果で取り除くことができない)時間を通じて変化する企業属性が、取引金融機関属性を介して輸出変化率(g)と相関する可能性を緩和できる。

分析に用いる企業属性変数は、キャッシュフロー・総資産比率(F_CF)、流動資産・総資産比率(F_LIQ)、総資産対数値(F_AST)、労働生産性(F_LP)、帝国データバンク信用評点(F_SCORE)、売上成長率(F_SG)である¹¹⁾。これらの変数の選択は、Bricogne *et al.*(2012)に倣っている。次に、取引金融機関に関する属性として、不良債権・貸出比率(B_NPL)、コア自己資本・総資産比率(B_CCR)、非金利収入比率(B_NON)、預金・負債比率(B_DEP)、総資産対数値(B_AST)を用いている¹²⁾。 F_SG の計算をするために、推定期間から遡って過去2年分の売上額が必要であることから、2005年度から2008年度までの4年度分の輸出変化率(g)を被説明変数として利用する。また、輸出変化率の外れ値によって推定結果が左右されることを防ぐため、99.5(0.5)パーセンタイル点以上(以下)の値を取るサンプルは推定の際に除外することとした。

金融機関変数に関して、 B_NPL が高い金融機関は、資本の調達コストが高くなるため、そうでない金融機関よりも貸出余力が小さく、企業に対して貿易信用を提供することが難しくなると想定できる。更に、Uchino(2013)が指摘しているように、世界金融危機時には、日本においても社債発行市場など資本市場の機能不全が生じ、リスクが高い主体による市場性の資金調達が困難となっていた。不良債権比率が高い金融機関は、同時期に金融市場からの資本調達が一層困難になっていたと想定できる。そのため、

B_NPL が高い金融機関と取引がある企業においては、輸出の減少率が大きく、その程度は世界金融危機時に強まっていたと予想される¹³⁾。加えて、Gambacorta and Marques-Ibanez(2011)は、欧州に関する実証分析において、世界金融危機時に、金融市場からの負債調達に依存している金融機関や非金利収入に依存している金融機関、そしてコア資本比率の低い金融機関ほどショックを受けたと論じている。本稿においても、それらに相当する変数を作成し、金融機関の健全性指標として利用している。推定に用いる変数の詳細な定義は、表4にまとめられている。

3.2 パネルデータ分析に用いる変数の記述統計

ここでは、パネルデータ分析に用いる変数の記述統計を確認する。まず、表5(a)では、輸出企業の各仕向地への輸出額に関する記述統計を報告している。これを見ると、サンプルに含まれる輸出企業数は、2004年度から2008年度まで、2000社前後で安定的に推移しており、そのうちアジアに対し輸出をしている輸出企業数が特に多いことが分かる(1800社～1900社程度)。更に、アジア向けの一社当たり平均輸出額は、2007年度において約87億円となっており、欧州(約108億円)や北米(約150億円)と比べて小さいことが分かる。この結果は、非上場企業など比較的規模の小さな企業も幅広くアジアへの輸出を行っているものと解釈できる。2.2節において、サンプルから計算したアジア向け輸出の合計額が、貿易統計における輸出額と比べて少ないことを指摘したが、上記の傾向は、『企業活動基本調査』のサンプルに含まれない非上場企業もアジアへの輸出を積極的に行っていることを示唆している。一方、欧州や北米に対して輸出をしている企業数は、それぞれ1000社程度と、アジアほどは多くないことが分かる。これは、当該仕向地に対する輸出額の大部分が、上場企業の輸出によって説明できることと整合的といえる(内野, 2014)。更に、中東、中南米、アフリカ、オセアニアなど日本

表 4. パネルデータ分析に用いる変数の定義

変数名	定義
$EXPORT(t)$	世界向け輸出額(単位: 10 億円)
$EXPORT_ASIA(t)$	アジア向け輸出額(単位: 10 億円)
$EXPORT_ME(t)$	中東向け輸出額(単位: 10 億円)
$EXPORT_EU(t)$	欧州向け輸出額(単位: 10 億円)
$EXPORT_NA(t)$	北米向け輸出額(単位: 10 億円)
$EXPORT_LA(t)$	中南米向け輸出額(単位: 10 億円)
$EXPORT_AF(t)$	アフリカ向け輸出額(単位: 10 億円)
$EXPORT_OC(t)$	オセアニア向け輸出額(単位: 10 億円)
$B_NPL(t-1)$	不良債権比率: 取引金融機関の貸出金総額に対するリスク管理債権(破綻先債権, 延滞債権, 3 カ月以上延滞債権, 貸出条件緩和債権)の比率
$B_CCR(t-1)$	コア自己資本比率: 取引金融機関のコア資本(資本金, 資本剰余金, 利益剰余金の合計)の総資産に対する比率
$B_NON(t-1)$	非金利収入比率: 取引金融機関の収入のうち貸出金利息以外が占める割合
$B_DEP(t-1)$	預金・負債比率: 取引金融機関の負債のうち預金占める割合
$B_AST(t-1)$	金融機関規模: 取引金融機関の総資産額(単位: 10 億円)の自然対数値
$F_AST(t-1)$	企業規模: 企業の総資産額(単位: 100 万円)の自然対数値
$F_CF(t-1)$	内部資金: 企業のキャッシュフロー(税引き前当期利益+減価償却費)の総資産に対する比率
$F_LP(t-1)$	労働生産性: 売上総利益(単位 100 万円)の従業員数に対する比率
$F_LIQ(t-1)$	流動資産比率: 流動資産の総資産に対する比率
$F_SCORE(t-1)$	企業スコア: 帝国データバンクによる信用評点(0~100 点)
$F_SG(t-1)$	売上成長率: 対前年度売上変化率(対数差分)

からの輸出額が少ない仕向地に対して輸出をしている企業数は、やはり限られていることも分かる。

次に、表 5(b)における金融機関変数の記述統計に注目すると、不良債権・貸出比率(B_NPL)は、2004 年度以降平均的に低下していることが分かる。これは、同時期に日本の銀行部門が不良債権問題を克服しつつあったことと整合的といえる。一方、コア自己資本・総資産比率(B_CCR)、非金利収入比率(B_NON)、預金依存度(B_DEP)については、サンプル期間中に大きな変化は見られないことが分かった。

最後に、企業変数に関する結果を見ていく(表 5(c))。まずほとんどの変数について、サンプル期間中の平均値が大きくは変化していないことが分かる。しかし、キャッシュフローの総資産に対する比率を見てみると、2006 年度に 3.6% だったものが、2007 年度には 6% まで上昇している。これは同時期の輸出が堅調に伸びており、輸出企業の平均的な利潤が伸びていたものと解釈ができる。また労働生産性(従業員一人当たり売上総利益)については、2005 年度に 891 万円であったものが 2007 年度には 934 万円まで増加しており、輸出企業の平均的

な労働生産性が伸びていたことを示唆している。

3.3 推定結果

前節で説明したモデルを推定した結果が表 6 である¹⁴⁾。全サンプルを用いた推定結果と、上場の有無でサンプル分割した場合(サブサンプル)の推定結果を報告している。全サンプルを使った推定においては、 B_NPL の係数が負で 10% 水準において有意、 B_CCR の係数が正で 1% において有意となっている。係数のインパクトを解釈すると、次のようになる。まず、 B_NPL が 0.01 ポイント上昇すると、仕向地に関わらず企業の輸出変化率が 1.03 パーセントポイント低下する。同様に B_CCR が 0.01 ポイント低下した場合には、輸出変化率が 1.52 パーセントポイント低下することが分かる。上場企業についても同様の結果が得られており、 B_NPL (B_CCR)が 0.01 ポイント上昇(低下)すると、企業の輸出変化率は 1.69(1.24)パーセントポイント低下する。有意性については、 B_NPL の係数が 5% 水準で有意、 B_CCR の係数が 10% 水準で有意となっている。非上場企業についても、 B_NPL 、 B_CCR とも係数の符号は全サンプルおよび上場企業のケースと同様

表 5(a). パネルデータ分析に用いる変数の記述統計(輸出変数)

	年度	企業数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
輸出変数						
<i>EXPORT(t)</i>	FY2004	2019	17.950	151.174	0.001	4746.370
	FY2005	2050	19.362	172.049	0.001	5604.420
	FY2006	2072	22.321	206.470	0.001	7063.345
	FY2007	2065	24.766	227.042	0.001	7848.785
	FY2008	2089	19.856	169.938	0.001	5412.154
<i>EXPORT_ASIA(t)</i>	FY2004	1864	5.951	32.250	0.001	607.373
	FY2005	1892	6.675	38.209	0.001	778.058
	FY2006	1919	7.766	47.577	0.001	1017.913
	FY2007	1923	8.667	51.106	0.001	1037.920
	FY2008	1955	7.358	42.567	0.001	901.604
<i>EXPORT_ME(t)</i>	FY2004	324	3.863	25.905	0.001	409.300
	FY2005	315	4.348	32.829	0.001	533.614
	FY2006	331	4.606	34.536	0.001	576.971
	FY2007	346	6.152	48.024	0.001	817.334
	FY2008	343	6.255	50.374	0.001	864.298
<i>EXPORT_EU(t)</i>	FY2004	985	8.365	50.360	0.001	929.114
	FY2005	984	8.432	52.554	0.001	902.047
	FY2006	1015	9.633	62.721	0.001	1209.845
	FY2007	1026	10.842	70.861	0.001	1393.992
	FY2008	1030	8.439	55.233	0.001	976.093
<i>EXPORT_NA(t)</i>	FY2004	1099	11.666	100.543	0.001	2538.697
	FY2005	1096	12.822	117.092	0.001	3124.661
	FY2006	1117	14.675	139.783	0.001	3882.249
	FY2007	1126	15.003	141.950	0.001	3881.002
	FY2008	1117	11.066	93.223	0.001	2220.509
<i>EXPORT_LA(t)</i>	FY2004	373	2.095	7.810	0.001	65.421
	FY2005	398	2.768	14.028	0.001	204.357
	FY2006	408	2.726	11.975	0.001	126.817
	FY2007	421	3.424	14.979	0.001	155.697
	FY2008	426	2.973	12.239	0.001	125.321
<i>EXPORT_AF(t)</i>	FY2004	265	1.885	12.446	0.001	184.817
	FY2005	275	2.108	14.121	0.001	213.848
	FY2006	285	2.565	17.497	0.001	269.863
	FY2007	288	2.932	17.830	0.001	265.158
	FY2008	290	2.683	16.689	0.001	255.988
<i>EXPORT_OC(t)</i>	FY2004	466	3.334	24.160	0.001	359.288
	FY2005	466	3.566	26.488	0.001	421.361
	FY2006	468	3.864	28.496	0.001	441.970
	FY2007	471	4.341	32.116	0.001	489.796
	FY2008	473	3.914	30.888	0.001	551.640

注) 輸出額の単位は、10 億円である。

であるが、有意性については B_CCR の係数が 10% 水準で有意であることに留まっている。これらの結果は、取引金融機関の健全性悪化が

企業の輸出を低下させるとする Amiti and Weinstein(2011) の実証結果と整合的である。

次に、 $CRISIS$ とのクロスタームに注目すると、全サンプルおよび非上場企業のサブサンプルを用いた分析において、 $CRISIS*B_CCR$ の係数が正で 10% 水準において有意になっていることが分かる。この結果は、コア自己資本の少ない金融機関と取引のある企業において、世界金融危機時の輸出変化率がより低くなっていたことを表している¹⁵⁾。一方、上場企業のサブサンプルを用いた結果からは、 $CRISIS*B_NPL$ の係数が -8.28 で 5% 水準において有意となっていることが分かる。例えば、 B_NPL が平均よりも 0.01 ポイント高いと、輸出変化率は仕向地に関わらず、8.28 パーセントポイントも低下することを示唆している。これは、企業レベルの輸出を考える上では、無視できない効果といえよう。推定結果を総合的に解釈すると、取引金融機関の健全性が相対的に低い企業の輸出は、共通要因(産業・仕向地に特有な需要・供給効果)に

よって説明される以上に落ち込んでおり、その程度は世界金融危機時に強まっていたと要約できる。

表 5(b). パネルデータ分析に用いる変数の記述統計(金融機関変数)

	年度	企業数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
金融機関変数						
$B_NPL(t-1)$	FY2004	2005	0.0541	0.0259	0.0104	0.1193
	FY2005	2033	0.0377	0.0153	0.0145	0.1175
	FY2006	2057	0.0260	0.0129	0.0070	0.0966
	FY2007	2050	0.0229	0.0122	0.0054	0.1276
	FY2008	2073	0.0217	0.0122	0.0095	0.1562
$B_CCR(t-1)$	FY2004	2005	0.0383	0.0256	0.0164	0.1811
	FY2005	2033	0.0352	0.0104	0.0225	0.1270
	FY2006	2056	0.0355	0.0095	0.0235	0.1202
	FY2007	2049	0.0384	0.0099	0.0236	0.1216
	FY2008	2072	0.0375	0.0105	0.0259	0.1175
$B_NON(t-1)$	FY2004	2005	0.0394	0.0183	0.0017	0.0950
	FY2005	2033	0.0352	0.0104	0.0225	0.1270
	FY2006	2027	0.0435	0.0151	0.0079	0.0916
	FY2007	2037	0.0453	0.0160	0.0077	0.0907
	FY2008	2073	0.0333	0.0128	0.0051	0.0908
$B_DEP(t-1)$	FY2004	2005	0.7333	0.1637	0.2867	0.9895
	FY2005	2033	0.7448	0.1506	0.3264	0.9893
	FY2006	2057	0.7460	0.1477	0.3186	0.9920
	FY2007	2050	0.7753	0.1519	0.3076	0.9877
	FY2008	2073	0.7654	0.1612	0.2839	0.9908
$B_AST(t-1)$	FY2004	2005	10.3422	1.3451	5.9422	11.4522
	FY2005	2033	10.3245	1.3390	5.9602	11.4200
	FY2006	2057	10.5372	1.4764	5.9596	11.8988
	FY2007	2050	10.5066	1.4552	5.9289	11.8538
	FY2008	2073	10.5162	1.4658	5.9317	11.8470

上記の推定結果から、取引金融機関の要因が企業レベルの輸出に与える影響を、有意性に基づいて判断すると、非上場企業よりも上場企業に対してより強いインパクトを持っていた、ということになる。この結果は直観に反するため、議論が必要であろう。冒頭で見たように、信用状の買取・割引などの貿易信用は、輸出業者の取引金融機関にとって、輸出企業に対するというよりも輸入地の金融機関に対する与信行為となる。上場企業の一社当たり輸出額は非上場企業よりも大きいという事実を所与とすると、世界金融危機時に経営健全性が相対的に低かった金融機関が、特定の海外金融機関に対する大規模な与信を避けた結果と考えることもできる。その場合、非上場企業よりも上場企業に対して、信用状の買取・割引を拒否する傾向があったとも考えられる。更に、非上場企業の場合、系列

企業の工場向け中間財輸出が多い可能性も考えられる。そういった場合には、(長期的取引関係が構築されているため)貿易信用を活用する必要性が乏しく、従って取引金融機関の要因が波及する程度が小さかった、と解釈することもできる。

ここまでの結果は、貿易信用のチャンネルが、企業レベルの輸出行動を説明する上で重要であることを示している。次の段階として、貿易信用のチャンネルが、日本の貿易急減を説明する上で定量的に重要な役割を果たしたのかを検証する必要がある。2.2節でみたように、日本の世界金融危機時の輸出急減においては、輸送用機器や電気電子機器を製造する企業に

よる寄与が大きかった。そうした日本全体の輸出額に占めるウェイトが高い企業が、経営健全性が相対的に低い金融機関と取引があり、特に貿易信用収縮の影響を受けたとすれば、日本の輸出急減を説明する上で、貿易信用が重要であったと論じることができる。

定量的なインパクトを求める際には、上場企業のサブサンプルから得た結果を用いることとする。日本全体の輸出を考える場合には、上場企業のウェイトが非常に高く、よってそれらの輸出行動に注目することが重要と考えるためである。より詳しく述べると、全サンプルを用いた推定では、企業レベルの仕向地別輸出変化率が被説明変数であり、個々の企業が日本全体の輸出に占めるウェイトまでは加味されていない点が問題である。全サンプルを使った推定においては、非上場企業のサンプルが約半数を占め

表 5(c). パネルデータ分析に用いる変数の記述統計(企業変数)

	年度	企業数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
企業変数						
$F_AST(t-1)$	FY2004	2019	9.246	1.642	6.293	15.992
	FY2005	2050	9.253	1.620	6.091	16.021
	FY2006	2072	9.292	1.640	6.078	16.109
	FY2007	2065	9.330	1.650	6.131	16.182
	FY2008	2089	9.345	1.637	5.886	16.161
$F_CF(t-1)$	FY2004	2019	0.052	0.050	-0.492	0.393
	FY2005	2050	0.059	0.049	-0.440	0.438
	FY2006	2072	0.036	0.051	-0.635	0.637
	FY2007	2065	0.061	0.064	-0.661	1.069
	FY2008	2089	0.062	0.054	-0.248	0.629
$F_LP(t-1)$	FY2004	2019	8.364	7.749	-52.043	89.532
	FY2005	2050	8.919	8.572	-26.710	104.463
	FY2006	2072	9.165	8.798	-11.943	128.949
	FY2007	2065	9.354	8.792	-2.268	170.600
	FY2008	2089	9.368	9.709	-1.208	258.209
$F_LIQ(t-1)$	FY2004	2019	0.555	0.150	0.108	0.974
	FY2005	2050	0.560	0.150	0.142	0.976
	FY2006	2072	0.561	0.150	0.141	0.991
	FY2007	2065	0.565	0.150	0.087	0.993
	FY2008	2089	0.567	0.148	0.148	0.988
$F_SCORE(t-1)$	FY2004	2019	61.591	8.578	38.000	96.000
	FY2005	2050	61.960	8.346	38.000	97.000
	FY2006	2072	62.375	8.195	40.000	95.000
	FY2007	2065	62.526	8.213	34.000	95.000
	FY2008	2089	62.769	8.297	38.000	95.000
$F_SG(t-1)$	FY2004	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.
	FY2005	2050	0.071	0.167	-2.125	1.741
	FY2006	2072	0.047	0.149	-1.678	2.314
	FY2007	2065	0.060	0.133	-1.422	1.090
	FY2008	2089	0.036	0.134	-0.866	1.550

るため、得られた結果をもとに定量的評価をすると、取引金融機関への負のショックが日本全体の輸出に与えた影響を過小に評価してしまう恐れがある。この点を回避するため、今後は、上場企業による分析結果をもとに議論を行うこととする。

3.4 取引金融機関の要因が果たした影響の定量的評価

前節でみたように、上場企業に関しては、 $B_NPL*CRISIS$ の係数が負で有意であり、 B_NPL が平均よりも高い企業ほど世界金融危機時に輸出が落ち込んでいたことが明らかになっ

た。これは、同時期に貿易信用のチャンネルが働いていたことを支持する実証結果といえる。しかし、前節の最後に述べたように、貿易信用のチャンネルが日本全体の輸出急減を説明したかについては追加的な検証を要する。具体的に、日本全体の輸出急減を説明するためには、 B_NPL が平均よりも高い企業の輸出額がサンプル全体の合計輸出額と比較して十分大きいということが必要になる。この点を明らかにするため、本節では二つの追加的分析を行う。

一つ目の分析では、まず3.2節で推定した上場企業に関する推定結果をもとに、取引金融機関の健全性の水準に応じて、世界金融危機時の輸出減少率がどのように変化するかを、代表的な産業・仕向地について計算し、その定量的効果を確認す

る。その上で、産業ごとに危機前の B_NPL の分布を確認する。仮に、危機前の輸出シェアが大きかった輸送用機器や電気電子機器を製造する企業において、 B_NPL の水準が相対的に高ければ、貿易信用のチャンネルが日本全体の輸出急減を説明する可能性がある。

二つ目の分析では、 B_NPL が平均以上の企業が全体の輸出減少に与えた寄与度を直接的に求める。計算においては、2007年度における合計輸出額に対する各サンプルの輸出シェアと、上場企業のサブサンプル推定で得られた係数推定値を使って分析をする。他の条件を一定として、 B_NPL が平均よりも高い企業の輸出の落

表 6. 推定結果

被説明変数: $g(f, k, c, t)$ 説明変数	全サンプル		上場企業		非上場企業	
	係数推定値	標準誤差	係数推定値	標準誤差	係数推定値	標準誤差
B_NPL	-1.0319	[0.6019]*	-1.6914	[0.7927]**	-0.4643	[0.9541]
B_CCR	1.5241	[0.5860]***	1.2382	[0.7351]*	1.5540	[0.9380]*
B_NON	-0.4837	[1.2208]	-0.9911	[1.5805]	-0.2157	[2.1776]
B_DEP	0.1675	[0.2295]	0.0438	[0.2725]	0.2333	[0.3948]
B_AST	0.0224	[0.0392]	0.0367	[0.0569]	0.0129	[0.0579]
$CRISIS*B_NPL$	-1.0542	[1.9525]	-8.2847	[3.3695]**	2.3041	[2.5617]
$CRISIS*B_CCR$	3.2454	[1.8406]*	1.3789	[2.2089]	4.8036	[2.9199]*
$CRISIS*B_NON$	-0.9416	[1.1988]	-0.9412	[1.6387]	-0.4157	[1.8402]
$CRISIS*B_DEP$	-0.1404	[0.1472]	-0.1761	[0.1803]	0.2386	[0.3057]
$CRISIS*B_AST$	-0.0057	[0.0207]	-0.0923	[0.0326]***	0.0583	[0.0303]*
F_LIQ	0.3797	[0.1954]*	0.1959	[0.2728]	0.5263	[0.2896]*
F_CF	-0.1037	[0.1926]	-0.1332	[0.2641]	-0.0259	[0.2890]
F_LP	-0.0046	[0.0042]	-0.0021	[0.0043]	-0.0142	[0.0063]**
F_SCORE	-0.0027	[0.0022]	-0.0015	[0.0027]	-0.0043	[0.0042]
F_SG	-0.1087	[0.0773]	-0.1763	[0.1253]	-0.0575	[0.0982]
F_AST	0.0413	[0.0783]	-0.0835	[0.1064]	0.1630	[0.1208]
$CRISIS*F_LIQ$	-0.0139	[0.1186]	0.0839	[0.1788]	-0.0264	[0.1635]
$CRISIS*F_CF$	0.5574	[0.3206]*	0.4165	[0.4300]	0.9762	[0.4765]**
$CRISIS*F_LP$	0.0020	[0.0014]	0.0019	[0.0016]	-0.0047	[0.0044]
$CRISIS*F_SCORE$	-0.0021	[0.0023]	-0.0026	[0.0031]	0.0006	[0.0044]
$CRISIS*F_SG$	-0.0408	[0.1847]	-0.1035	[0.2844]	0.0897	[0.2419]
$CRISIS*F_AST$	-0.0212	[0.0123]*	-0.0145	[0.0152]	-0.0167	[0.0285]
企業固定効果	含む		含む		含む	
年固定効果	含む		含む		含む	
銀行業態固定効果	含む		含む		含む	
仕向地固定効果	含む		含む		含む	
産業固定効果	含む		含む		含む	
仕向地×年固定効果	含む		含む		含む	
産業×仕向地固定効果	含む		含む		含む	
仕向地×産業×年固定効果	含む		含む		含む	
サンプルサイズ	19242		9897		9345	
企業数	2147		737		1410	
推定期間	FY2004-FY2008		FY2004-FY2008		FY2004-FY2008	
自由度調整済み決定係数	0.0260		0.0393		0.0133	

注) *, **, *** はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1% を表している。標準誤差の計算に当たっては、企業レベルでクラスターリングを行っている。

ち込みが、2008 年度において全体の輸出変化率に与えた寄与度 ($CONT$) は次のように計算できる。

$$CONT_t = \frac{\sum_{f \in \{B_NPL \leq B_NPL\}} \sum_c \lambda_{c,t-1} \mu_{f,c,t-1} \delta^{B_NPL}}{(B_NPL_{f,t-1} - \overline{B_NPL}_{t-1})} \quad (2)$$

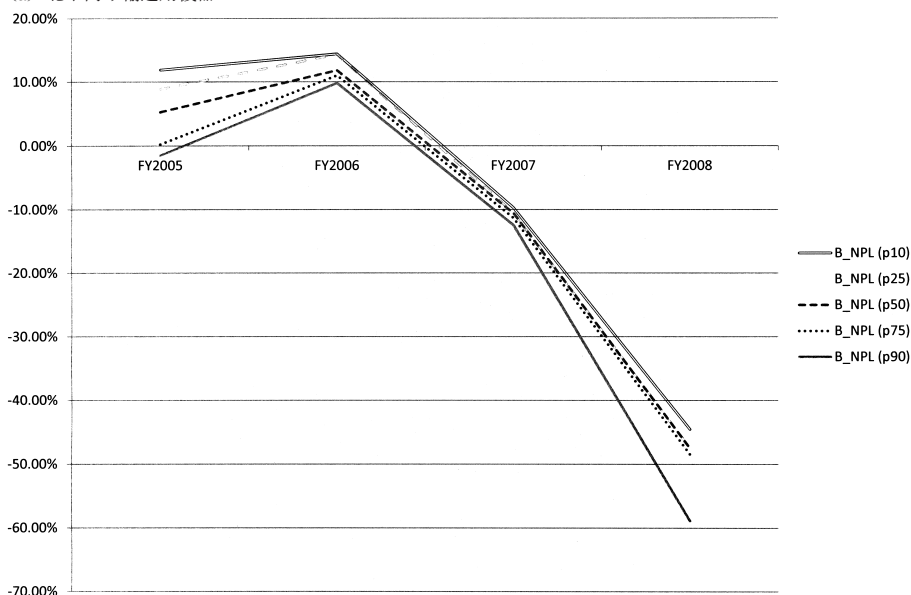
ここで、 $\lambda_{c,t-1}$ は 2007 年度の合計輸出額に占める仕向地 c への輸出総額の割合、 $\mu_{f,c,t-1}$ は 2007 年度における企業 f の仕向地 c への輸出

額が同仕向地への輸出総額に占める割合、 δ^{B_NPL} は $B_NPL * CRISIS$ の係数である。合計輸出額と仕向地別輸出総額は、いずれもサンプル企業から計算されている。 B_NPL の値が平均以上の企業が全体の輸出額に対して大きなシェアを持つ場合、それらの輸出減少が日本全体の輸出額の減少を説明すると考えられる。

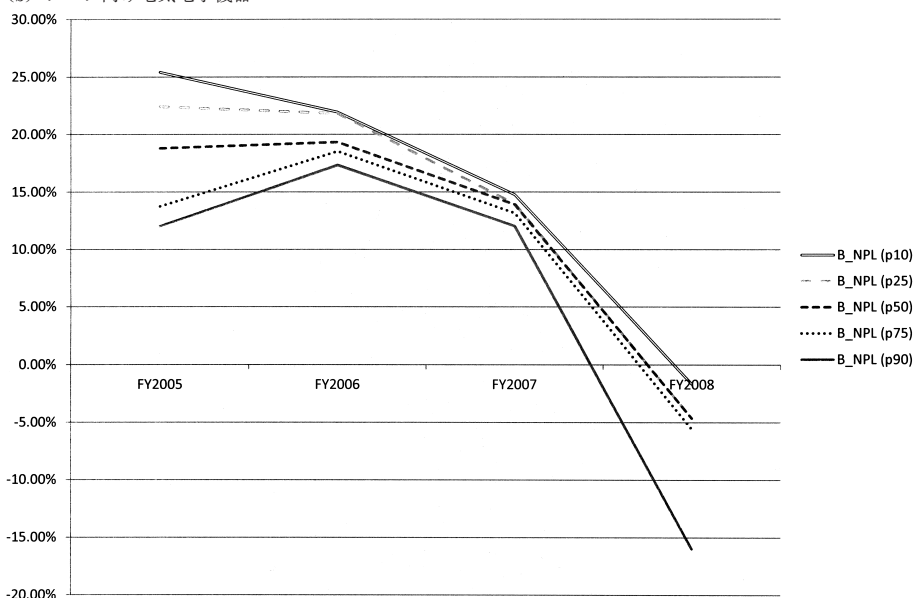
第一の分析について、北米向け輸送用機器、欧州向け輸送用機器、アジア向け電気電子機器

図 2. 取引金融機関の健全性の差に起因する輸出変化率の違い(2005 年度～2008 年度)

(a) 北米向け輸送用機器



(b) アジア向け電気電子機器



の輸出変化率を B_NPL の値に応じて予測したものが、図 2 (a) (b) (c) である。ここでは、3.2 節で報告した上場企業に関する推定結果をもとに、 B_NPL 以外の変数は全て各年における産業平均で評価し、 B_NPL のみ各年の 10 パーセンタイル点 (p 10)、25 パーセンタイル点 (p 25)、メディアン (p 50)、75 パーセンタイル点 (p 75)、そして 90 パーセンタイル点 (p 90) の

値を当てはめることで、5 通りの輸出変化率の予測値を計算している。図が示す通り、 B_NPL が高い企業 (B_NPL が全サンプルの 90 パーセンタイル点に位置する企業) と B_NPL が低い企業 (B_NPL が全サンプルの 10 パーセンタイル点に位置する企業) の差は、確かに世界金融危機時において拡大していることが分かる。しかし、 B_NPL の値が 10 パーセンタイ

(c) 欧州向け輸送用機器

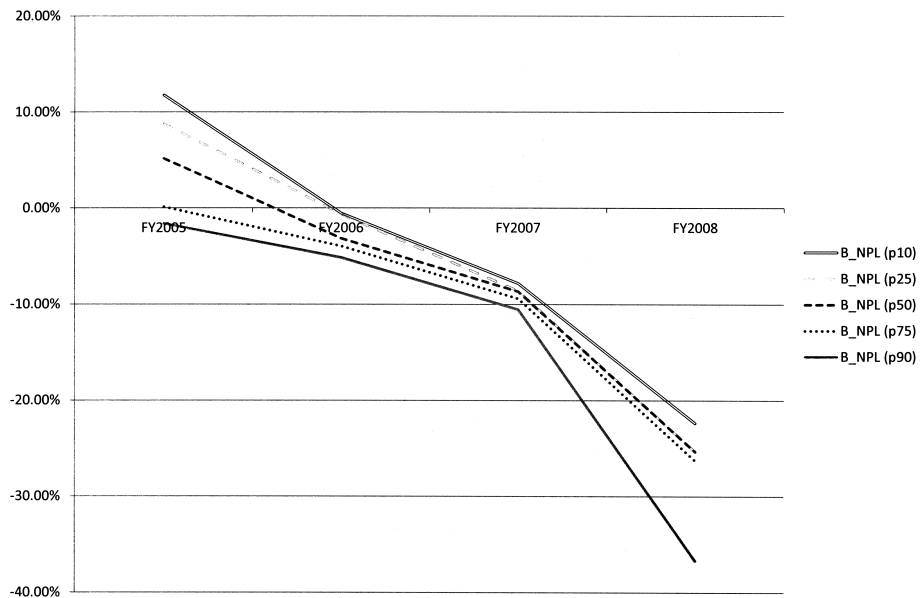


表 7. 取引金融機関の不良債権比率が平均以下である企業のサンプル全体の輸出変化率に対する貢献

	サンプルサイズ	ウェイトの合計	δ^*B_NPL	CONT	(下限, 上限)	変化率
B_NPL が平均以下である上場企業	433	4.66%	-13.39%	-0.52%	(-0.10%, -0.94%)	-1.14%
全上場企業サンプル	2512	100%	N.A.	N.A.	N.A.	-24.39%

注) ウェイトの合計は, B_NPL の値が上場企業の平均値よりも大きいサンプルについて, (2)式で示した $\lambda_{c,t-1}$ と $\mu_{f,c,t-1}$ の積を合計して求めている。CONT は, B_NPL の値が上場企業の平均値よりも大きいサンプルが, 全体の輸出成長率を何%ポイント押し下げたのかを表している。 δ^*B_NPL は, $B_NPL * CRISIS$ の推定係数値に B_NPL の上場企業サンプル平均値からの乖離を掛けあわせた変数のサブサンプル平均値を求めている。これは, B_NPL が企業レベルの輸出変化率を押し下げる効果の単純平均を表している。下限および上限は, それぞれ $B_NPL * CRISIS$ の推定係数値の 95% 信頼区間下限と上限の値に基づいて計算した寄与度を表している。最後に, 変化率は, $\lambda_{c,t-1}$ と $\mu_{f,c,t-1}$ を使って, 企業・仕向地レベルの輸出変化率 ($g_{f,c,t}$) を集計した結果を表している。

ル点から 75 パーセンタイル点までの間で大きく変化していないため, 90 パーセンタイル点で評価したケース除くと予測値に大きなばらつきは見られない。つまり, 一部の経営健全性が低い金融機関と取引のある企業を除けば, 輸出減少の大部分は, 各種固定効果によって捕捉される共通要因によって説明できる。更に, 産業ごとに B_NPL の分布を求めたところ, 輸送用機器や電気電子機器を製造する企業において, B_NPL の水準は, 平均値で見た場合も, 分布の形状で見た場合も, それ以外の産業に属する企業と比べて高いという傾向は確認できなかった¹⁶⁾。

次に, 第二の分析から得られた結果を確認する。表 7 は, サンプル企業から求めた合計輸出額の増加率と, B_NPL が平均より高い企業に

ついて, B_NPL の要因による引き下げ効果の寄与度を比較したものである。この結果から分かるとおり, B_NPL が平均よりも高い企業の輸出減少が, サンプル全体の輸出額の変化率に寄与した部分は -0.52% ポイント分に留まり, 全体(-24.39%)のごく一部しか説明できないことが分かる。更に, δ^{B_NPL} の 95% 信頼区間の上限値をもとに計算をした場合も, -0.94% ポイント分の引き下げしか認められない。これらの結果は, B_NPL が平均より高い企業の観察数が限られている上に, それらの企業の輸出額が全体に占めるウェイトが非常に小さいことに起因している。

上記の追加的なファインディングスを加味して本稿の実証結果を総合的に解釈すると, 貿易信用のチャンネルは企業レベルの輸出減少を説

明する上では重要であったが、日本全体の輸出の減少を説明するほどの定量的なインパクトはなかった、ということになる。

4. 結論

本稿は、『企業活動基本調査』の個票データを用いて、金融機関への負のショックが世界金融危機時における企業の輸出行動に与えた影響を分析した。それによって、世界金融危機時に日本が経験した輸出急減が貿易信用のチャンネルによって説明できるかを実証的に検討した。計量経済分析に先立って、個々の企業の輸出行動と日本全体の輸出額の変化がどのように関連しているかを確認すべく、2003年度から2008年度までの日本全体の輸出額の変化が、エクステンシブ・マージンとインテンシブ・マージンのどちらによってより説明できるかを検証した。その結果、同時期の輸出額の変化の大部分が、上場企業のインテンシブ・マージンによって説明できることが分かり、その傾向は2008年度の世界金融危機時においても同様であることが明らかになった。更に、2008年度の輸出急減に寄与度が大きかった産業は、危機前の主力輸出産業であった輸送用機器製造業や電気電子機器製造業であることも分かった。

上記の結果に基づいて、企業レベルの輸出品選択(インテンシブ・マージン)を被説明変数としたパネルデータ分析を行ったところ、取引金融機関の健全性が相対的に低い企業において、輸出の伸び率が低く、その程度は世界金融危機時に強まっていたことが明らかになった。よって、企業レベルの輸出決定を考える上では、貿易信用のチャンネルが重要であることが実証されたといえる。しかし、取引金融機関の要因が日本全体の輸出額の変化に与えた影響を求めたところ、経営健全性が低い金融機関と取引のある企業の輸出が日本全体の輸出額に対して僅かなウェイトしか占めていないため、定量的効果は限定的である、ということが分かった。

上記のパネルデータ分析の結果は、仕向地別・産業別の詳細な時変固定効果を制御した上での結果であり、従って為替レートの変化や仕

向地別・産業別の需要要因や供給要因が考慮されている。推定結果に基づいて、仕向地・産業別に輸出変化率の予測値を求めた結果、世界金融危機時の輸出急減は、取引金融機関の要因よりも仕向地や産業に特有な共通効果によって説明できる部分が大きいことも分かった。以上を総合すると、日本における輸出急減は、輸出産業の構造が輸送用機器や電気電子機器など耐久財製造業に偏っており、かつ、世界金融危機時にそれらに対する海外での需要が大きく減少したことに起因すると結論付けられる。

(大東文化大学経済学部)

注

1) 一橋大学経済研究所定例研究会では宮川大介先生から数多くの貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。本稿執筆の過程で、伊藤隆敏先生、祝迫得夫先生、塩路悦朗先生、平田英明先生、藤田昌久先生、森川正之先生から貴重なコメントを頂いたので、記して感謝申し上げたい。また一橋大学経済研究所定例研究会、経済産業研究所研究会、法政大学比較経済研究所セミナーの参加者から有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げる。本研究はJSPS科研費15K17096の助成を受けている。本稿に残されたすべての誤りは、筆者に帰するものである。

2) 彼らの実証分析は、企業レベルの輸出を、輸出財別・仕向地別・観察時点別に分類した高次元パネルデータを用いている。そのため、各種固定効果を含めることで、為替レートの変化や輸出国および仕向地におけるマクロ経済要因、仕向地における産業別の輸入財需要の変化や産業特有な需要・供給要因を制御した上で、企業サイドの資金制約が輸出急減に与えた影響を定量的に検証することが可能となっている。

3) 塩路・内野(2011)は、日本の輸出急減において自動車輸出の減少の寄与度が大きいことを指摘し、大手自動車メーカーの企業規模が大きいことを考えると、資金制約が日本の輸出急減に果たした影響は限定的であると論じている。

4) Inui *et al.* (2014) など、最近の研究においては、全取引金融機関の平均的な属性を計算し、分析に用いているものもある。そのため、本稿においても、融資比率などを比重として、全取引金融機関の属性を加重平均した変数を利用することも検討すべきかもしれない。しかし、本稿が用いるデータにおいては、金融機関別の借入明細を得ることができないため、メインバンクの属性のみを利用することとした。

5) 『企業活動基本調査』に含まれる全産業のサンプルのうち、帝国データバンクとのマッチが可能な企業の割合は、2004年調査から2009年調査までで平均79%となっている。

6) 書面の都合から、本結果についての報告は割愛

する。内野(2014)において、計算結果が確認できるので、関心のある向きは参照されたい。

7) 同様の計算を2008年度に関して輸出仕向地ごとに行ったところ、中東向け輸出を除いて、ほぼ同様の結果が得られることが分かった。

8) 『企業活動基本調査』は、全数調査ではないため、この結果から示唆されるエクステンシブ・マージンの寄与率は、日本全体の輸出に対する貢献分を表すものではない。しかし、『企業活動基本調査』のサンプル企業による輸出が、日本全体の輸出額の約60%に達しているため、日本全体の輸出額の変化に対する、インテンシブ・マージンの寄与率は最低でも過半に達しているといえる。

9) 本稿が計算したエクステンシブ・マージンとインテンシブ・マージンは、2003年度から2008年度までの『企業活動基本調査』に継続して回答している企業を対象にしている。そのため、倒産や廃業によって、事業活動から退出した企業の輸出減少分を無視している。仮に、退出企業による輸出が重要であれば、サンプル企業の輸出が貿易統計に占める割合(カバー率)は、徐々に上昇することが予想される。しかし、実際のカバー率は、サンプル期間中、安定して6割前後であることが分かった。そのため、企業の事業からの退出行動については、分析の射程の外に置くこととした。

10) Chaney(2008)は、輸出量に応じて増大する変動費用と輸出量に依存しない固定費用が存在する場合における企業の輸出行動を理論的に分析している。それにより、企業の労働生産性を反映する変動費用が、輸出をするかどうかの決定(エクステンシブ・マージン)と輸出量の決定(インテンシブ・マージン)の両方に影響を及ぼす一方、固定費用はエクステンシブ・マージンにのみ影響を及ぼすことを示している。

11) 帝国データバンク信用評点は、主に「業歴」、「資本構成」、「規模」、「損益」、「資金現況」、「経営者」、「企業活力」の項目から企業の経営活動を100点満点で評価している(値が大きくなるほど、経営活動が健全と評価される)。

12) 金融機関データの接合において、筆頭金融機関が信用金庫や信用組合など貿易信用の提供を行っていないと考えられるものである場合、2位以降で最も順位の高い民間銀行(都市銀行、旧長期信用銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行)をメインバンクとみなした。

13) Khwaja and Mian(2008)やAlbertazzi and Marchetti(2010)は、負のショックを受けた金融機関が、リスクの高い主体への融資を引き上げる行動(Flight-to-Quality)を取ることを指摘している。先にも述べたように、日本の金融機関にとって、貿易信用の供与は、海外の金融機関への与信行動を意味する。日本銀行(2009)は、世界金融危機の際に、欧米金融機関のクレジット・デフォルト・スワップ・プレミアムが相対的に上昇していたことを指摘している。これらの背景から、日本の金融機関の中でも、金融危機時に経営健全性が相対的に悪化していたものは、リスクが高いと考えられる貿易信用の供与をまず減少させた可能性がある。この場合、推定によって得られる B_NPL の係数は、金融危機時により大きくなっていたと推測できる。

14) 被説明変数の外れ値を除去せずに推定した場合も同様の結果が得られた。

15) 書面の都合から結果を報告できないが、上場企業・非上場企業とも、企業属性変数を含まないケースについても推定を試みた。その結果、非上場企業に関して、 B_CCR の係数および $B_CCR*CRISIS$ の係数が有意となるのは、本稿で報告するケースのみであり、頑健な結果とはならなかった。一方、上場企業に関しては、両方のケースで B_NPL の係数および $B_NPL*CRISIS$ の係数が有意となったため、頑健な実証結果といえる。

16) 本稿では、更に、取引金融機関属性と仕向地ダミーを交差させた分析も行った。上場企業に関する結果のみ報告すると、アジア向け輸出に対して、 B_NPL および $B_NPL*CRISIS$ の係数が負で有意であり、また他の仕向地ダミーとの交差項と比べて、有意性が強いことも分かった。2.2節でみたように、世界金融危機時における日本の輸出急減が、主として北米および欧州向け輸出の急減によって説明されることを念頭に置くと、この結果も、貿易信用のチャンネルが定量的には重要でないことを示唆する傍証といえる。アジア向け輸出に対して、 B_NPL が強く有意となる理由としては、カントリー・リスクの存在が考えられる。一般に、先進国と比べ(アジア諸国のような)新興国においては、危機への耐性が相対的に低く、世界金融危機のような大規模金融危機に直面すると、資本取引規制の導入等により、外国為替取引が滞る可能性がある。 B_NPL が高く、従って経営健全性が低い金融機関ほど、このようなリスクをより回避しようとして、特にアジア向け輸出に対する貿易信用供与を拒絶する傾向があったと解釈できる。アフリカ向けや中東向け輸出に対しても、同様の結果が期待されるが、サンプル・サイズが小さいこともあり、整合的な結果を得るには至らなかった。

参考文献

- 日本銀行金融機構局(2009)『金融システムレポート 2009年3月』日本銀行。
- 岡部光明(2009)「日本におけるコーポレート・ガバナンス：その特徴、変遷、今後の課題」『明治学院大学国際学研究』第34巻, pp. 21-58。
- 塩路悦朗・内野泰助(2011)「外的ショックと日本の景気変動：自動車産業における“Great Trade Collapse”の実証分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.11-J-1。
- 内野泰助(2014)「世界金融危機時における輸出急減と金融ショックの関係：「企業活動基本調査」を用いた実証分析」RIETI ディスカッションペーパーシリーズ, No.14-J-053。
- Albertazzi, Ugo, and Domenico J. Marchetti (2010) “Credit Supply, Flight to Quality and Evergreening: an Analysis of Bank-firm Relationships After Lehman.” Working Paper No. 756, Bank of Italy.
- Amiti, Mary, and David E. Weinstein (2011) “Exports and Financial Shocks,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126, No. 4, pp. 1841-1877.
- Aoki Masahiko, Hugh Patrick and Paul Sheard (1994)

- "The Japanese Main Bank System: An Introductory Overview," in Aoki, M. and H. Patrick eds., *The Japanese Main Bank System; Its Relevance for Developing and Transforming Economies*, Oxford: Oxford University Press.
- Baldwin, Richard (2009) "The Great Trade Collapse: What Caused it and What Does it Mean?" in Baldwin, R. eds., *The Great Trade Collapse: Causes, Consequences and Prospects*, London: CEPR and VoxEu.org, pp. 1-14.
- Bricongne, Jean-Charles, Lionel Fontagne, Guillaume Gaulier, Daria Taglioni and Vincent Vicard (2012) "Firms and the Global Crisis: French Exports in the Turmoil," *Journal of International Economics*, Vol. 87, No. 1, pp. 134-146.
- Chaney, Thomas (2008) "Distorted Gravity: The intensive and Extensive Margins of International Trade," *American Economic Review*, Vol. 98, No. 4, pp. 1707-1721.
- Chor, David and Kalina Manova (2012) "On the Cliff and Back? Credit Conditions and International Trade during the Global Financial Crisis," *Journal of International Economics*, Vol. 87, No. 1, pp. 117-133.
- Eaton, Jonathan, Samuel Kortum, Brent Neiman and John Romalis (2011) "Trade and the Global Recession," NBER Working Paper, No. 16666.
- Gambacorta, Leonardo and David Marques-Ibanez (2011) "The Bank Lending Channel: Lessons from the Crisis," *Economic Policy* Vol. 26, No. 66, pp. 135-182.
- Inui Tomohiko Ito Keiko and Miyakawa Daisuke (2014) "Lender Banks' Provision of Overseas Market Information: Evidence from Japanese Small and Medium-sized Enterprises' Export Dynamics," RIETI Discussion Paper Series, No. 14-E-064.
- Inui Tomohiko Ito Keiko and Miyakawa Daisuke (2015) "Information and Export Decisions: Bank's Role as a Conduit of Information," forthcoming in *Economic Inquiry*.
- Khwaja, Asim, and Atif Mian (2008) "Tracing the Impact of Bank Liquidity Shocks: Evidence from an Emerging Market," *American Economic Review*, Vol. 98, No. 4, pp. 1413-1442.
- Levchenko, Andrei, Logan T. Lewis and Linda L. Tesar (2010) "The Collapse of International Trade during the 2009-2009 Crisis: In Search of the Smoking Gun," NBER Working Paper, No. 16006.
- Miyakawa Daisuke, Hosono Kaoru, Uchino Taisuke, Ono Arito, Uchida Hirofumi and Uesugi Ichiro (2014) "Financial Shocks and Firm Exports: A Natural Experiment Approach with a Massive Earthquake," RIETI Discussion Paper Series, No. 14-E-010.
- Paravisini, Daniel, Veronica Rappoport, Daniel Wolfenzon and Philipp Schnabl (2015) "Dissecting the Effect of Credit Supply on Trade: Evidence from Matched Credit-Export Data," forthcoming in *Review of Economic Studies*.
- Sommer, Martin (2009) "Why Has Japan Been Hit So Hard by the Global Recession?" IMF staff position note, March.
- Tanaka Kiyoyasu (2009) "Trade Collapse and International Supply Chains," in Baldwin, R. eds., *The Great Trade Collapse: Causes, Consequences and Prospects*, London: CEPR and VoxEu.org, pp. 199-206.
- Uchino Taisuke (2013) "Bank Dependence and Financial Constraints on Investment: Evidence from the Corporate Bond Market Paralysis in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 29, pp. 74-97.
- Yi, Kei-Mu (2009) "The Collapse of Global Trade: the Role of Vertical Specialization," in Baldwin, R. and S. Evenett eds., *The Collapse of Global Trade, Murky Protectionism, and the Crisis: Recommendations for the G20*, London: CEPR and VoxEu.org, pp. 45-48.