
관계금융이 중소기업의 수출에 미치는 영향에 관한 연구

임정대

전남대학교 경영학과 BK21 FOUR 연구교수

Relationship Banking and Exports: Evidence from SMEs in the Korean Stock Markets

Jeong-Dae Yim^a

^aBK21 FOUR, College of Business Administration, Chonnam National University, South Korea

Received 15 July 2020, Revised 10 October 2020, Accepted 29 October 2020

Abstract

This study explores the role of relationship banking for the exports of SMEs (small and medium sized enterprises) in Korea. Using a sample of SMEs listed on the Korean stock markets between 2004 and 2018, I find that relationship banking has a positive impact on exporting behaviors of SMEs. This result indicates that relationship banking is suitable for SMEs to raise their funds in the export decision-making since the incentive for banks to obtain soft information enhances SMEs' access to external finance. In particular, through further analysis considering financial constraints, I find that the positive impact of relationship banking on exports is amplified for financially constrained SMEs. In addition, the positive impact on exports is also amplified for export starters. Finally, relationship banking provides benefits for SMEs' export decision-making regardless of the financial crisis. To sum up, relationship banking may be useful means of financing for Korean SMEs whose creditworthiness cannot be assessed only by hard information. As the role of finance in international trade has recently been highlighted, this study provides insightful evidence that relationship banking may enhance exports of SMEs as a source of trade finance.

Keywords: Exports, Financial Constraints, Relationship Banking, Small and Medium Sized Enterprises.

JEL Classifications: F14, G21.

^a First Author, E-mail: jdyim@chonnam.ac.kr

I am thankful to anonymous referees for their useful comments.

© 2020 The Korea Trade Research Institute. All rights reserved.

I. 서론

수출은 한국의 경제 성장을 견인하고 있다. 다수의 무역 정책 입안자 및 관련 연구자는 기업이 국경을 넘는 확장을 장려하기 위한 정책을 수립하고자 부단히 노력해왔으며, 이러한 노력의 일환으로 한국은 2018년에 6천억 달러의 수출 규모를 달성하여 세계에서 여섯 번째로 큰 수출국이 되었다. 그러나 2019년 통계청에서 발표된 '2019년 기업특성별 무역 통계'에 따르면, 한국의 전체 수출 기업 중 약 1~2%에 불과한 대기업이 총 수출 규모의 67%를 차지하는 것으로 확인되어, 세계 최고 수준의 수출국의 위상을 달성하였음에도 대기업과 중소기업의 수출 규모 간의 격차는 점차 커지고 있다. 따라서 수출을 확대하려는 관련 전문가들의 노력도 중요하겠으나, 대기업과 중소기업 간 수출에서의 이러한 양극화를 줄이기 위해 중소기업이 처한 상황에 맞는 무역 정책을 수립해야 할 것으로 사료된다.

본 연구는 중소기업의 수출 확대를 위해, 중소기업이 자금을 원활하게 조달할 수 있는 방안이 무엇인지에 주목한다. 본 연구가 자금조달을 고려하는 이유는 글로벌 금융위기 이후 수출을 제고하는 데 있어 금융의 역할이 부각되고 있기 때문이다. 원활한 자금조달은 기업의 수출 의사결정과 연관될 가능성이 크다. 예컨대, 적합한 해외 시장을 선택하기 위한 정보를 수집하는 데에, 마케팅 채널을 구축하는 데에, 그리고 국내와 다른 규제 환경에 적응하는 데에 높은 수준의 비용이 필요하다. 따라서 재무적 제약(financial constraints)으로 인해 필요한 자금을 원활하게 조달하지 못하여 해외 시장에 진입하기 위한 비용을 적시에 충당하지 못할 경우, 기업은 수출 의사결정을 포기해야 할 상황에 놓일 수도 있다. 기존문헌들도 자금조달 능력(capacity)이 뛰어나 동 비용을 충분히 감당할 수 있는 기업만이 수출에 참여할 수 있음과 동시에, 재무적 제약에 직면한 기업들이 수출 의사결정에 제한을 받고 있음을 보여 줌으로써, 수출에서 금융 요인의 중요성을 강조하고 있다(Choi Hye-Lin, 2017; Greenaway, Guariglia, and Kneller, 2007; Manova, 2013).

마찰이 없는(frictionless) 자본시장에서 외부로부터의 자금조달은 내부 자금조달의 완벽한 대체물일지라도, 잠재적 자금 공급자와 기업 사이의 정보 비대칭으로 대표되는 자본시장의 불완전성으로 인해, 기업은 많은 비용을 들여 외부로부터 자금을 조달한다(Myers and Majluf, 1984). 기업이 양(+의) 순 현재가치를 갖는 프로젝트에 투자할 기회를 갖더라도 자금 공급자가 기업의 품질(quality)에 관한 정보에 충분히 접근할 수 없다면, 동 자금 공급자는 자금을 제공하지 않으려는 의사결정을 내릴 수 있으며, 결과적으로 기업은 재무적 제약에 직면할 수 있다. 특히, 대기업에 비해 중소기업은 이러한 정보 비대칭에 대해 더욱 민감하다. 중소기업은 신용평가기관, 금융 언론사 등의 관심 및 감시를 덜 받으며, 자본시장 내에서 중소기업에 관한 공적 정보(public information) 또한 대기업 보다 적기 때문에(Petersen and Rajan, 1994), 잠재적 자금 공급자로부터 보다 높은 비용을 들여 자금을 조달하거나 또는 자금을 공급받지 못할 수도 있다.

이처럼, 중소기업이 재무적으로 제약에 직면할 가능성이 높다는 측면에서, 본 연구는 관계금융(relationship banking)이 중소기업의 수출에 어떠한 영향을 미치는지를 탐색한다.¹⁾ 재무제표, 신용등급, 또는 신용 이력(history)과 같이 경성 정보(hard information)를 바탕으로 계약이 이루어지는 거래금융(transaction banking)과 달리, 관계금융은 기업과의 상호작용을 통해 구축된 연성 정보(soft information)를 바탕으로 기업에게 자금을 공여할지 여부를 결정하기 때문에(Elyasiani and Goldberg, 2004), 정보가 불투명한(opaque) 중소기업의 신용도에 관한 정보를 수집하는 데에 적합하다. 따라서 중소기업은 경성 정보에 기초한 신용 평가에서 탈락되더라도 관계금융을 통해 신용을 공여 받을 가능성이 높다(Behr, Norden, and Noth, 2013).

1) 해외 문헌은 관계금융을 지칭하는 용어로서 relationship banking과 함께 relationship lending을 사용하기도 한다. 그러나 본 연구는 은행과의 차입 관계에 초점을 두기 때문에 relationship banking이라는 용어를 사용한다.

한편, 기업이 관계금융을 통해 외부 자금을 수월하게 조달할 수 있다는 주장과 동시에, 관계금융 하에서 은행이 기업에게 사후적으로 높은 대출 금리를 부과할 유인을 갖는 정보 독점 (information monopoly)이 발생할 수 있다는 주장도 상존하고 있다. 특히, 한국 상장기업이 관계금융으로부터 편익을 얻고 있다는 증거가 제시되고 있음에도 (Kim Moon-Kyum, Lee Kyoo-Ok and Kim Soon-Chul, 2011), 관계금융 하에서 기업이 낮은 수준의 자금 가용성 또는 높은 차입 금리를 갖는 등 관계금융으로부터 비용 또한 감당하고 있는 것으로 확인된다 (Kim Seok-Chin and Kim Ji-Young, 2007; Lee Sang-Wook, 2012). 이와 더불어, 2014년 '관계형 금융 세부실행방안'이 시중 은행에 적용되었다. 따라서 관계금융의 상반된 효과를 실증적으로 확인하는 것은 관계금융이 한국 중소기업에 대한 무역 금융(trade finance)으로서 역할을 담당할 수 있는지를 확인함과 동시에 동 관계금융의 실효성을 판단할 수 있다는 측면에서의 의미가 클 것으로 보인다.

수출 여부 또는 수출 규모가 기업의 재무적 제약에 민감한 것으로 확인되는 바(Bellone, Musso, Nesta, and Schiavo, 2010; Choi Hye-Lin, 2017; Greenaway et al., 2007), 재무적 제약은 관계금융과 수출 사이의 이론적 관계를 형성하는 메커니즘일 것으로 기대된다. 구체적으로, 관계금융이 한국 중소기업의 재무적 제약을 완화하는 역할을 수행하고 있다면, 관계금융은 중소기업의 수출에 긍정적 영향을 미칠 것이다. 즉, 관계금융을 통해 기업의 신용도와 관련된 정보를 취득하려는 유인이 해외 시장으로의 진입 비용을 적시에 충당할 수 있는 능력을 제고함으로써 한국에서 다수의 기업이 수출 기업으로 거듭날 수 있도록 도움을 줄 것으로 기대한다. 반면, 관계금융 하에서 연성 정보 취득 유인이 정보 독점으로 이어짐에 따라 은행이 한국 중소기업에게 높은 차입 금리를 요구하고 있다면 기업이 자금을 조달하기 더욱 어려워져, 관계금융은 중소기업 수출에 긍정적 영향을 주지 못할 것으로 예상된다. 본 연구는 2004년부터 2018년까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥에 상장된 중소기업에

대상으로 관계금융이 수출에 미칠 수 있는 이러한 상반된 영향력을 검증한다.

본 연구는 일련의 분석을 통해 관계금융이 한국의 중소기업의 수출 의사결정에 편익을 제공한다는 증거들을 발견한다. 먼저, 중소기업이 주거래 은행으로부터 더 많은 금액을 차입할수록, 그리고 소수의 은행으로부터 집중적으로 차입할수록 동 기업이 수출에 참여할 확률 또는 매출액 대비 수출이 차지하는 비중은 커진다. 이는 관계금융을 통해 축적된 연성 정보가 중소기업의 자금조달 가능성을 높이기 때문에 동 기업의 수출 의사결정에 긍정적 영향을 미치는 것으로 해석된다. 이러한 관계를 구체적으로 확인하고자 본 연구는 재무적 제약을 고려한 추가 분석을 수행하며, 재무적으로 제약에 놓인 중소기업에서 관계금융과 수출 사이의 긍정적 관계가 더욱 증폭됨을 발견한다. 즉, 관계금융이 재무적 제약에 직면한 중소기업의 자금의 원천으로서 적합함을 뜻한다. 나아가, 본 연구는 수출을 시작하는 기업(이하 export starter)에 대해 관계금융이 수출에 미치는 긍정적 영향이 더욱 커짐을 확인한다. 이는 관계금융이 초기 수출 의사결정 과정에서 발생하는 높은 진입 비용을 충당하는 데에 적절한 자금조달 방안임을 암시한다. 끝으로, 금융위기 기간에서도 관계금융의 긍정적 영향이 관찰되는데, 이러한 결과는 유동성 충격(liquidity shocks)으로 대출 시장에서의 신용 경색이 발생하여도 관계금융이 여전히 중소기업의 수출에 필요한 자금을 공여할 수 있다는 증거로 볼 수 있다.

제 I 절 서론에 이어, 본 연구의 나머지는 다음과 같이 구성된다. 본 연구는 제 II 절에서 관련문헌들을 소개한 뒤 가설을 설정한다. 그리고 제 III 절에서 자료의 입수 과정과 변수의 측정 방법을 설명한 뒤 기초통계량을 제시한다. 본 연구는 제 IV 절에서 관계금융과 중소기업의 수출 사이의 관계를 추정된 결과들을 제시한다. 끝으로, 제 V 절에서 본 연구를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

II. 이론적 배경

1. 재무적 제약과 수출 간 관계

본 연구는 다음 두 가지 측면에서 기존연구와 관련된다. 먼저, 본 연구는 금융 부문과 국제 무역 부문 사이의 관계를 탐색한 기존문헌과 관련이 있다. 국제 무역에 관한 대표적 고전 모형으로서, 헤셔-오린(Heckscher-Ohlin) 모형은 노동력, 토지, 그리고 물리적 자본이 경제에 기여하는 바의 차이에서 비롯되는 비교우위로서, 그리고 리카디안(Ricardian) 모형은 국가 간 기술적 차이에서 비롯되는 비교우위로서 국제 무역의 흐름을 설명한다. 이 두 모형이 외부로부터 자금을 조달할 수 있는 가능성과 무관하게 어떠한 산업도 해외로 진출할 수 있음을 가정한다는 점에서, 국제 무역의 흐름을 설명하는 데 있어 자금조달과 같은 금융 요인이 직접적으로 고려되지 않는다고 볼 수 있다. 그러나 비교적 잘 발달된(well-developed) 금융 부문을 보유한 국가가 그렇지 않은 국가보다 외부 금융에 크게 의존하는 산업 분야에서 비교우위를 갖고 있음을 증명한 Kletzer and Bardhan (1987) 이후부터 다수의 문헌이 국제 무역에 대한 금융의 역할을 탐색해왔다.

적합한 해외 시장을 선택하는 데 사용될 정보를 수집하고, 마케팅 채널을 구축하는 등 기업이 자신의 매출을 해외로 확장하기 위한 의사결정을 수립하는 과정에서 높은 수준의 진입 비용을 감당한다. 상당한 수준의 이러한 비용은 이익 잉여금 또는 영업을 통해 창출되는 내부 현금흐름만으로 충분히 조달하기 힘들기 때문에, 기업이 외부 자금의 원천에 접근할 수 있는지의 여부가 동 기업의 수출 가능성과 직결될 것이다(Greenaway et al., 2007). 더불어, 외부 자금을 위한 기업의 접근 가능성은 저축자 또는 투자자에서 기업 부문으로 자금이 적시에 흘러갈 수 있는 금융 시스템, 그리고 자금 공급자가 기업을 평가하는 데 필요한 정보가 충분한지에 따라 달라진다.²⁾ 이러한 맥락에서,

본 연구는 수출에 대한 외부 자금조달의 역할을 다룬 기존문헌을 금융 시스템과 같은 자금 공급자 측면을 다룬 연구와 기업이 직면한 재무적 제약과 같은 자금 수요자 측면을 다룬 연구로 구분한다.

자금 공급자 측면에서, 기존문헌은 금융 시스템이 잘 갖추어진 나라가 제조업 부문에서의 높은 수출 점유율과 높은 무역 수지를 갖는 등(Beck, 2002), 수출에 적극적으로 참여하고 있음을 보여줌으로써 국제 무역에서의 금융의 중요성을 부각시키고 있다. 이 금융 시스템은 은행 또는 여타 금융기관으로부터의 간접금융 측면과 주식이나 채권 발행과 같은 직접금융 측면으로 구분될 수 있다. 그러나 이 중 간접금융이 상대적으로 더 주목받은 것으로 확인된다. 이는 거래를 실행하는(execute) 데에 있어 국제 거래가 국내 거래보다 긴 시간을 필요로 하며 국제 거래 과정에서 나타나는 위험이 더 높다는 특징에서 비롯된다. 수출에 참여하는 기업은 이러한 긴 시간을, 또는 채무 불이행 위험을 보증하기 위해 대체로 은행을 신용장(letter of credit)의 주요 공급처로 사용한다(Amiti and Weinstein, 2011).³⁾ 따라서 은행이 신용을 공급하는 데에 제약이 따를 경우 동 은행이 대출을 축소하기 때문에, 신용 제약(credit constraints)은 무역 금융의 감소로 이어질 가능성이 높다. 이러한 측면에서, 신용 제약은 글로벌 금융위기 이후 세계적으로 발생한 수출 붕괴의 원인으로 지목된다(Ahn, Amiti, and

이도록 유도하기 때문에, 금융의 역할을 탐색하는 것은 수출에서의 이력효과(hysteresis)를 설명하려는 무역 문헌들의 노력의 산물인 것으로 보인다(Dixit, 1989). 이력효과는 어떤 투자 프로젝트 과정에서 평균 비용이 수익을 초과할 때 이 투자 프로젝트를 취소해야 함에도 동 프로젝트를 지속하려는 현상으로 정의된다(Christophe, 1997). 국제 무역의 관점에서 이력효과는 수출의 시작 시점 또는 해외에서의 판매 과정 동안 발생하는 비용이 수출 과정에서의 수익을 초과함에도 경제 주체가 이러한 수출을 계속 유지하려는 것으로 정의될 수 있다.

3) 물론, Manova(2013)과 같이 직접금융의 측면에서 금융의 중요성을 제시하는 연구도 존재한다. 동 연구는 금융 충격으로 인해 은행이 유동성을 충분히 공급하지 못할 때, 주식과 같은 직접금융이 국제 무역을 위한 자금조달의 원천으로 사용될 수 있음을 보여주고 있다.

2) 자금을 원활하게 조달할 수 있는 외부 환경 또는 기업의 능력이 수출에 필요한 진입 비용을 감당할 수

Weinstein, 2011; Amiti and Weinstein, 2011; Chor and Manova, 2012; Manova, 2013). 예컨대, Ahn et al. (2011)은 금융 요인이 금융 요인을 고려하지 않은 모형에서의 예측보다 더 큰 수출의 감소를 가져왔을 가능성을 제시하고 있다. 더불어, Amiti and Weinstein (2011)은 금융위기와 같은 금융 충격에서 은행의 재무적 건전성이 수출의 결정요인이 됨을 언급하고 있다.

외부 자금의 수요자 측면인 기업의 측면에서, 기존문헌은 기업이 충분한 유동성을 보유해야만 해외로 진출할 수 있음을 언급한다. 즉, 동 연구 흐름상에 있는 기존문헌에 따르면, 무역 활동은 재무적 제약에 취약하며(Bernanke and Gertler, 1990; Clementi and Hopenhay, 2006), 기업이 재무적으로 제약에 직면하여 자금을 적시에 조달하지 못할 때 유동성 부족으로 인해 해외 시장에 진입하는 데 필요한 상당한 규모의 고정 비용을 지불할 수 없음을 보여준다. 예컨대, Bellone et al. (2010)은 외부 자금에 대한 접근성이 제고될 때 수출을 시작할 확률이 커진다는 것을 보여줌으로써 재무적 제약이 수출 참여의 장벽으로 작용한다는 점을 주장하고 있다. 더불어, Minetti and Zhu (2011)은 신용 할당된(credit rationed) 기업이 그렇지 않은 기업보다 수출 가능성이 약 39% 더 낮음을 실증하면서, 재무적 제약이 수출을 방해하는 요인임을 다시금 확인시켜주고 있다. 마찬가지로, Chaney (2016) 또한 자본시장 내에 재무적으로 제약에 직면한 기업의 비중이 작아질수록 수출에 긍정적 영향을 미친다는 점을 증명함으로써 재무적 제약이 기업의 수출 행동에 있어 중요한 결정요인임을 피력하고 있다.

2. 관계금융의 효과에 관한 연구

둘째, 본 연구는 관계금융의 경제적 효과를 제시한 연구와도 연관된다. 기업과 자금 공급자 사이의 정보 비대칭은 양(+의 순 현재가치를 가질 것으로 예상하는 프로젝트를 지속하기 위해 필요한 외부 자금조달을 어렵게 만든다(Myers and Majluf, 1984). 이러한 정보 비대칭은 은행으로의 상환 가능성을 낮출 여지가 높

은 투자 프로젝트에 개입하도록 경영자를 유도함으로써 사후적으로 도덕적 해이를 유발한다(De la Fuente and Marin, 1996). 관계금융의 편익을 제시한 연구는 은행이 여타 자본시장 참가자들보다 기업에 대한 정보를 취득하려는 유인이 클 뿐만 아니라(Boot, 2000), 은행과 기업과의 복수의 상호작용을 통해 공적 정보가 갖는 수준을 넘어서는 정보를 수집할 수 있기 때문에 기업에게 외부 자금의 이용 가능성을 높일 수 있음을 피력한다(Boot and Thakor, 1994; Dewally and Shao, 2014; Diamond, 1984; Hoshi, Kashyap, and Scharfstein, 1991; Ongena and Smith, 2001). 이와 더불어, 자원을 가용할 수 있는 능력 및 담보물을 제공할 수 있는 능력이 신용에 접근할 수 있는 가능성에 중요하지만 잠재적 자금 수요자에 대한 연성 정보 또한 중요한데(Berg and Schrader, 2012), 거래를 통한 금융은 경성 정보, 담보, 또는 약정에 기초하여 이루어지지만 관계금융은 경성 정보뿐만 아니라 시간에 걸쳐 생성되는 연성 정보에 기초하기 때문에(Behr et al., 2013), 기업이 신용을 공여 받을 가능성을 높일 수 있다. 가령, Diamond (1984)는 다수와의 거래 관계를 맺는 것이 은행들 사이의 무임승차 문제로 이어져 은행의 정보 생산 능력이 감소할 것임을 우려하고 있다. Petersen and Rajan (1994)은 잠재적인 공적 투자자와 기업 사이의 정보 비대칭의 정도가 높을 때 은행과 같은 금융 중개업자와 긴밀한 관계를 형성함으로써 자본비용을 낮출 수 있음을 보여주고 있다. 한국에서도, Kim Moon-Kyum, Lee Kyoo-Ok and Kim Soon-Choul (2011)은 중소기업이 초기에 자금 가용성을 확보하고자 은행과 긴밀한 관계를 형성함을 보고하고 있다.

반면, 소수의 은행과 밀접한 관계를 유지하는 것이 정보 비대칭을 줄여 재무적 유연성을 제공한다는 긍정적 측면이 존재함에도, 다수의 기업들은 다수의 은행과 관계를 형성한다. 관계금융의 단점을 주장하는 연구들은 긴밀한 관계를 형성한 은행이 기업에 대한 정보를 독점함으로써 나타나는 홀드업 문제를 주요 근거로 삼는다. 예컨대, Sharpe (1990)은 기업이 은행과 긴밀한 관계를 형성함으로써 생산되는 전용

정보(proprietary information)가 사후적으로 높은 대출 금리를 부과할 유인을 은행에게 주는 정보 독점을 제공하고 있음을 증명하고 있다. Weinstein and Yafeh (1998)는 주거래 은행과 밀접한 관계를 형성한 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 낮은 성과를 보임을 보고하면서, 관계금융 하에서 기업의 부(wealth)가 주거래 은행에 의해 도용되고 있음을 피력하고 있다. 한국에서 Kim Seok-Chin and Kim Ji-Young (2007)은 주거래 은행으로부터 많은 양의 금액을 차입한 기업들이 자금 가용성이 낮고 차입 금리가 높음을 보여주고 있으며, Lee Sang-Wook (2012) 또한 은행의 정보 독점이 기업성과를 낮추는 요인인 것으로 보고 있다.

3. 기존문헌과의 차이점

본 연구는 중소기업을 대상으로 수출에 대한 관계금융의 역할을 최초로 실증한 연구이다. 더불어, 본 연구의 분석 과정 및 결과는 다음과 같은 점에서 관련연구에 기여할 것이다. 먼저, 본 연구는 국제 무역에서 원활한 자금조달의 중요성을 강조한 Bellone et al. (2010), Choi Hye-Lin (2017), Greenaway et al. (2007) 등을 지지하는 연구로 이해할 수 있다. 그러나 동 연구들이 재무적 제약과 수출 사이의 관련성을 살펴보고 있는데 반해, 본 연구는 관계금융과 수출 사이의 관련성을 분석한다는 점에서 동 연구들과 차별된다. 더불어, 국제 무역에서 기업의 이질성을 다루는 문헌과 연관이 있다. 예를 들어, Chaney (2016)은 금융 중개업자(financial intermediary)에 접근할 수 있는 능력이 수출에 참여하는 기업과 그렇지 않은 기업 사이에서 나타나는 이질성을 설명하는 중요한 요인으로 보고 있다. 본 연구는 관계금융이 중소기업으로 하여금 은행 차입에 접근할 가능성을 제고할 수 있다는 증거를 제시한다는 측면에서 동 연구를 지지하는 연구로 이해될 수 있다. 종합하면, 본 연구에서 제시된 결과들은 국제 무역에서 금융의 역할이 부각되고 있는 현재 관계금융이 무역 금융의 원천으로서 중소기업의 수출을 활성화할 수 있는 방안이 될 수 있음을 보여주는 것이다.

4. 가설

상기 관련문헌을 정리하면, 수출과 기업의 재무적 제약, 그리고 관계금융 사이에 관련성이 있음을 확인할 수 있다. 먼저, 기업의 수출 행동은 동 기업의 자금조달 가능성에 크게 영향을 받는다(Choi Hye-Lin, 2017; Greenaway et al., 2007; Manova, 2013). 즉, 기업이 수출 과정에 필요한 비용을 적시에 조달할 수 있는 기업이 수출에 참여할 확률이 큰 반면, 재무적 제약에 직면하여 이러한 비용을 충당할 수 없는 경우 자신의 매출을 해외로 확장하는 데에 어려움을 겪는다. 더불어, 관계금융은 기업에 대한 은행의 정보 취득 유인을 통해 동 기업의 자금조달 가능성에 영향을 미친다. 이에 재무적 제약은 관계금융과 수출 간 이론적 관계를 형성하는 메커니즘일 것으로 기대된다.

한편, 관계금융이 기업의 자금조달 가능성에 미치는 상반된 효과가 존재한다. 첫째, 관계금융이 기업과의 상호작용을 통해 생성된 연성 정보가 동 기업에게 외부 자금의 접근 가능성을 높일 수 있다는 주장이다(Boot and Thakor, 1994; Diamond, 1984; Hoshi et al., 1991; Ongena and Smith, 2001). 즉, 관계금융을 통해 기업에 관한 연성 정보가 생성되기 때문에(Behr et al., 2013), 관계금융 하에 있는 기업의 신용 공여 가능성이 높아진다. 이러한 주장에 따라 만일 관계금융이 한국 중소기업의 재무적 제약을 완화한다면, 기업은 은행과의 밀접한 관계를 형성함에 따라 동 은행으로부터 수출에 필요한 자금을 적시에 그리고 원활하게 조달할 수 있기 때문에 적극적으로 수출에 참여할 수 있을 것이다. 이러한 경우 기업이 은행과 긴밀하게 관계를 형성하는 것이 동 기업의 수출에 긍정적 영향을 미친다는 결과가 도출될 것이다.

[가설 1] 은행과 긴밀한 관계를 형성하는 것은 기업의 수출에 부정적 영향을 미친다.

반면, 관계금융이 정보 독점에 따른 홀드업

Table 1. Yearly Distributions of Sample Firms

Year	Exporting Firms	Non-exporting Firms	Sample Firms	The Proportions of Exporting Firms
2004	673	141	814	82.68%
2005	703	142	845	83.20%
2006	706	180	886	79.68%
2007	744	195	939	79.26%
2008	745	195	940	79.26%
2009	728	235	963	75.60%
2010	716	227	943	75.93%
2011	516	276	792	65.15%
2012	436	270	706	61.76%
2013	401	276	677	59.23%
2014	402	293	695	57.84%
2015	430	371	801	53.68%
2016	426	403	829	51.39%
2017	439	451	890	49.33%
2018	396	493	889	44.54%
Total	8,461	4,058	12,609	

문제를 발생시켜 사후적으로 기업의 자금 가용성을 낮춘다는 주장도 제기된다(Sharpe, 1990; Weinstein and Yafeh, 1998). 즉, 은행과 긴밀한 관계를 맺고 있는 기업이 동 은행으로부터의 홀드업 문제에 직면한다면, 이 기업은 자금을 가용할 수 있는 능력이 떨어지고 높은 수준의 차입 금리를 감당할 것이다(Kim Seok-Chin and Kim Ji-Young, 2007). 이러한 주장 하에서, 한국에서의 관계금융이 은행의 정보 독점으로 인해 한국 중소기업의 높은 차입 금리로 이어질 경우, 동 중소기업은 수출에 필요한 자금을 적시에 조달하는 데에서 어려움을 겪을 것이다. 이 때, 한국의 중소기업이 은행과 긴밀한 관계를 형성하는 것이 수출에 부정적 영향을 미친다는 결과가 도출될 것이다.

[가설 2] 은행과 긴밀한 관계를 형성하는 것은 기업의 수출에 부정적 영향을 미친다.

Ⅲ. 자료, 변수 및 기초통계량

1. 자료

본 연구의 표본은 2004년부터 2018년까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥에 상장된, 제조업을 영위하는 중소기업으로 구성된 표본 기업을 선정하는 기준은 다음과 같다. 먼저, 본 연구는 한국상장회사협의회(TS-2000)에 제시된 기준을 중소기업의 기준으로 사용한다.⁴⁾ 기업 간의 결산월의 차이가 본 연구의 결과에 영향을 끼칠 가능성을 제거하기 위해 12월 결산 기업으로 표본을 한정한다. 또한, 생존 편의(survivorship bias)를 제거하고자 동 표본 기간 내 상장되어있던 모든 중소기업을 포함한다. 더불어, 금융업을 영위하는 중소

4) TS-2000은 2004년부터 해당 기업의 규모를 대기업, 중견기업, 그리고 중소기업과 같은 세 가지 범주로 구분하여 제시하고 있다. 본 연구에서의 중소기업은 TS-2000 상 중소기업으로 분류된 기업으로 정의된다.

기업은 본 연구에서 고려되지 않는데, 이는 금융업과 제조업 간 자본구조, 영업의 방법 등의 차이가 크기 때문이다. 기업별 수출에 관한 자료는 기업별 손익계산서 및 TS-2000에 기재된 수출 금액으로부터, 관계금융을 가능하기 위한 은행별 차입금 자료는 금융감독원의 전자공시 시스템에 등록된 감사보고서 상 은행별 차입 금액으로부터 각각 수집된다. 여타 변수들을 측정하는 데 필요한 주가 및 재무 자료는 사업 보고서와 TS-2000으로부터 입수된다. 이러한 과정을 거쳐 최종적으로 12,609개의 표본 기업을 구성한다.

표본 기업의 연도별 분포는 <Table 1>에 제시된다. 동 연도별 분포를 구체적으로 확인하고자 당해 수출에 참여하고 있는 표본 기업(수출 기업, Exporting Firms)과 수출에 참여하지 않은 표본 기업(비수출 기업, Non-exporting Firms)으로 구분하여 제시한다. 수출 기업의 수는 8,461개이며 전체 표본 중 67.8%를 차지하는 것으로 확인된다. 특히, 표본 기간 내 2008년까지 수출 기업의 수가 지속적으로 증가하나 2009년부터 감소하기 시작한 것으로 확인된다. 이와 더불어, 전체 표본 기업 중 수출 기업이 차지하는 비중(The Proportions of Exporting Firms)은 표본 기간 동안 지속적으로 감소해 온 것으로 관찰된다. 이는 2008년의 금융위기가 한국 중소기업의 수출에 영향을 끼쳤던 것으로 해석된다. 따라서 본 연구는 실증분석 과정에서 금융위기 기간을 고려한 하위표본 분석을 추가로 수행한다.

2. 변수

1) 수출

본 연구의 종속변수는 기업의 수출이며, 수출에 관한 문헌에 따라(예, Yim Jeong-Dae, 2019), 수출을 수출 참여와 수출 규모로 구분하여 분석한다. 구체적으로, 수출 참여(Export Participation)는 기업이 당해에 수출하였는지 여부로 측정되며, 손익계산서 및 TS-2000 상 당해에 수출 금액이 있는 경우 1의 값을, 그렇지 않은 0의 값을 갖는 더미변수로 측정된다. 수출

규모(Export Volume)는 당해 수출한 금액이 어느 정도인지를 포착하는 변수이며, 당해의 수출 금액을 총 매출액으로 나눈 값으로 계산된다.

2) 관계금융

관계금융은 은행과 기업과의 관계 형성의 정도와 관련되기 때문에, 관계금융을 대리할 수 있는 변수는 기업과 은행의 관계가 어느 정도 인가를 포착해야 한다(Ongena and Smith, 2001). 따라서 본 연구는 기존문헌에 따라 다음 두 가지 변수를 도입한다. 첫 번째 대용변수는 주거래 은행으로부터의 차입 비율이다. 본 연구에서 주거래 은행은 해당 연도에 기업이 가장 많은 금액을 차입한 은행으로 정의되며, 주거래 은행 차입 비율(Main Bank Shares)은 동 주거래 은행으로부터 차입한 금액을 기업의 총 은행 차입 금액으로 나누어 계산된다(Kim Seok-Chin and Kim Ji-Young, 2007). 두 번째는 차입 집중 정도(Concentration)이며, 은행별 각 차입금 비중에 대한 허핀달 지수($= \sum(\text{각 은행별 차입금 비중})^2$)로 산출된다(Kim Moon-Kyum, Lee Kyoo-Ok and Kim Soon-Chul, 2011). 동 차입 집중 정도의 값은 0과 1 사이에 있으며, 표본 기업이 하나의 은행으로부터 차입할 때 동 변수의 값은 1이 된다. 또한, 표본 기업이 점차 많은 은행으로부터 차입할 때 동 변수의 값은 점차 0에 가까워진다. 즉, 주거래 은행으로부터 차입한 금액이 커질수록 표본 기업이 주거래 은행과 밀접한 관계를 형성하고 있음을, 그리고 차입 집중 정도가 커질수록 표본 기업이 소수의 은행으로부터 집중적으로 차입하고 있음을 각각 뜻하게 된다.

3) 통제변수

본 연구는 기업의 수출 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 탐색한 기존문헌을 참고하여(Bellone et al., 2010; Bernard and Jensen, 2004; Minetti and Zhu, 2011), 기업규모, 기업연령, 자본 집약도, 노동 생산성, 그리고 현금흐름을 통제하며, 관계금융과 수출 간 관계를 보다 명확하게 추정하고자 지분 발행과

Table 2. Summary Statistics

	Mean	Std. Dev.	Min	Median	Max
Export Participation	0.678	0.405	0.000	1.000	1.000
Export Volume	0.275	0.443	0.000	0.306	2.431
Main Bank Shares	0.495	0.223	0.113	0.189	1.000
Concentration	0.640	0.275	0.015	0.477	1.000
Firm Size	17.763	0.789	15.786	17.880	19.482
Firm Age	3.045	0.466	0.693	2.890	4.077
Capital Intensity	12.345	0.934	10.155	12.292	14.820
Labor Productivity	12.708	0.778	10.771	12.689	14.551
Cash Flow	0.055	0.143	-0.354	0.048	0.379
SEO	0.011	0.135	0.000	0.003	0.965
Non-bank Debt	0.005	0.168	0.000	0.002	0.459

비은행 부채 발행과 같이 은행 차입 외 외부 자금조달이 수출에 미치는 영향을 추가로 통제한다.

먼저, 기업규모(Firm Size)는 자산총계의 자연로그로, 기업연령(Firm Age)은 회계연도에서 설립연도를 차감한 뒤 1을 더한 값의 자연로그로 각각 측정된다. 더불어, 자본 집약도(Capital Intensity)는 고정자산을 평균 종업원 수로 나눈 값에 자연로그를, 그리고 노동 생산성(Labor Productivity)은 총 매출액을 평균 종업원 수로 나눈 값에 자연로그를 각각 취하여 측정된다.⁵⁾ 규모가 상대적으로 큰 기업, 더욱 오래된 기업, 자본 집약적 기업, 그리고 생산성이 뛰어난 기업이 수출에 참여할 가능성이 높은 것으로 알려져 있기 때문에(Bernard and Jensen, 2004), 동 네 변수 모두 양(+)의 추정계수를 가질 것으로 예상된다. 현금흐름(Cash Flow)은 기업의 신용 위험과 재무적 건전성의 정도가 수출에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위한 변수로(Greenaway et al., 2007), 영업활동에 의한 현금흐름을 자산총계로 나누어 계산된다. 은행

외의 자금조달이 수출에 미치는 영향을 통제하기 위한 변수 중, 지분 발행은 당해 기업이 발행한 신주의 총 금액을 자산총계로 나눈 값으로(SEO), 비은행 부채 발행(Non-bank Debt)은 전년도 대비 당기 비은행 부채의 변화로 각각 측정된다. 재무적 건전성이 뛰어난 기업이 수출에 필요한 자금을 내부적으로 조달하기 용이하며(Bellone et al., 2010), 더불어 지분이나 부채의 원천에 쉽게 접근하는 기업이 수출에서의 진입 비용을 적시에 충당할 수 있기 때문에(Greenaway et al., 2007), 동 세 변수 또한 기업의 수출에 모두 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

3. 기초통계량

〈Table 2〉는 변수들의 기초통계량을 표로 나타낸 것이다. 본 연구는 이상치(outlier)가 실증분석결과에 미칠 영향을 고려하기 위해 통제변수의 각 분포 상으로 상·하위 1%에 속한 값을 윈저라이즈(winsorize)한다. 먼저, 수출 참여(Export Participation)의 표본 평균은 0.678이다. 이는 표본 기업 중 수출에 참여하고 있는 기업이 전체 표본 기업 중 약 67.8%임을 뜻한다. 수출 규모(Export Volume)의 표본 평균은 0.275로 관찰된다. 이는 수출에 참여하고 있는

5) Minetti and Zhu(2011)은 총 부가가치를 종업원 수로 나눈 1인당 부가가치를 노동생산성으로 정의하고 있다. 그러나 본 연구가 이러한 1인당 부가가치를 고려할 수 없었던 이유는 2011년 한국에서 부가가치 금액을 자율적으로 공시하게끔 회계 기준이 바뀐에 따라, 2011년을 전·후로 부가가치 금액에서 시계열적 단절이 발생하였기 때문이다.

Table 3. The Matrix of Pearson Correlation Coefficients

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) Export Participation	1										
(2) Export Volume	0.53 ^{***}	1									
(3) Main Bank Shares	0.17 ^{***}	0.10 ^{***}	1								
(4) Concentration	0.13 ^{***}	0.10 ^{***}	0.63 ^{***}	1							
(5) Firm Size	0.08 ^{***}	0.08 ^{***}	0.03 [*]	0.02 [*]	1						
(6) Firm Age	0.07 ^{***}	0.07 ^{***}	0.03 [*]	0.04 ^{**}	0.23 ^{***}	1					
(7) Capital Intensity	0.04 ^{**}	0.03 [*]	0.05 [*]	0.06 ^{**}	0.11 ^{***}	0.09 ^{***}	1				
(8) Labor Productivity	0.17 ^{***}	0.14 ^{***}	-0.01 ^{***}	-0.00	0.04 [*]	0.03 [*]	0.01	1			
(9) Cash Flow	0.20 ^{***}	0.21 ^{***}	0.02 [*]	0.02 [*]	0.08 ^{***}	0.07 ^{***}	-0.02 [*]	0.12 ^{***}	1		
(10) SEO	0.01	0.01	0.04 ^{**}	0.04 ^{**}	0.08 ^{***}	0.07 ^{***}	0.01	0.00	0.12 ^{***}	1	
(11) Non-bank Debt	0.01	0.01	0.15 ^{***}	0.17 ^{***}	0.10 ^{***}	0.10 ^{***}	0.21 ^{**}	0.01	0.16 ^{***}	0.05 ^{**}	1

Note: ^{*} $p < 0.1$, ^{**} $p < 0.05$, ^{***} $p < 0.01$.

표본 기업이 평균적으로 총 매출 중에서 해외 시장에서 달성한 매출이 약 27.5%에 달하고 있음을 의미한다. 관계금융의 두 대응변수 중 주거래 은행 차입 비율(Main Bank Shares)의 표본 평균은 0.495인 것으로 확인된다. 즉, 표본 기업은 총 은행 차입 중에서 49.5% 정도를 주거래 은행으로부터 차입하고 있다. 더불어, 차입 집중 정도(Concentration)의 표본 평균은 0.640이다. 대체로 1에 가까운 값을 보이는 것으로 볼 때, 표본 기업은 다수의 은행으로부터 차입하기보다 소수의 은행으로부터 집중적으로 차입하는 경향이 있는 것으로 관찰된다.

통제변수 중, 기업규모(Firm Size)와 기업연령(Firm Age)의 표본 평균은 각각 17.763과 3.045로 확인된다. 또한, 자본 집약도(Capital Intensity)의 표본 평균은 12.691로, 노동 생산성(Labor Productivity)의 표본 평균은 13.027로 각각 관찰된다.⁶⁾ 또한, 현금흐름(Cash Flow)의 표본 평균은 0.055로 확인된다. 은행 외의 외부 자금조달이 수출에 미치는 영향을 통제하기 위한 지분 발행(SEO) 및 비은행 부채 발행(Non-bank Debt)의 표본 평균은 각각 0.011과 0.005이며, 표본 기업은 평균적으로 총 자산 대비 약 1.1%에 달하는 금액만큼을 지분으로 발행하거나 약 0.5% 정도로 은행 차입이 아닌 방법으로 부채를 발행하고 있다.

〈Table 3〉은 변수들 간의 상관관계를 피어슨(Pearson) 상관계수로 표현한 것이다. 먼저, 수출 참여(Export Participation) 및 수출 규모(Export Volume)는 관계금융의 두 대응변수인 주거래 은행 차입 비율(Main Bank Shares) 및 차입 집중 정도(Concentration)와 각각 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계에 있다. 이러한 결과는 주거래 은행으로부터 많은 양을 차입할수록, 그리고 소수의 은행으로부터 집중적으로 차입할수록 표본 기업이 수출에 더 활발히 참여하거나 더 많은 수준의 해외 매출을 달성한다는 의미를 갖는다. 그러나 이는 여타 기

업 특성 변수들이 갖는 효과를 고려하지 않은 결과이므로, 이러한 효과를 고려한 분석 결과는 제IV절에 제시된다. 관계금융의 두 대응변수 간 상관계수는 0.630으로 다소 높은 것으로 확인되어, 동 두 대응변수를 각각 다른 모형으로 고려한다.

기업규모(Firm Size), 기업연령(Firm Age), 자본 집약도(Capital Intensity), 노동 생산성(Labor Productivity), 그리고 현금흐름(Cash Flow)은 기존문헌이 제시한 결과와 동일하게 수출 참여 및 수출 규모와 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계에 있는 것으로 확인된다. 반면, 지분 발행(SEO) 및 비은행 부채 발행(Non-bank Debt)과 수출 참여 및 수출 규모와의 상관계수는 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이와 더불어, 통제변수 간 통계적으로 유의하거나 유의하지 않은 상관계수가 혼재되어 있으나 동 상관계수의 절댓값이 0.5를 초과하지 않는 것으로 나타나며, 본 표에 제시하지 않았으나 VIF(variance inflation factor)를 산출해본 결과 다중 공선성의 여부의 기준으로 널리 사용되는 10을 초과하지 않은 것으로 확인된다. 따라서 다중 공선성이 본 연구의 결과에 영향을 끼칠 가능성은 없을 것으로 예상한다.

IV. 실증분석결과

1. 회귀분석

본 연구는 한국의 중소기업에 대해 관계금융이 수출에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (1)과 식 (2)을 추정한다. 먼저, 식 (1)은 관계금융의 두 대응변수인 주거래 은행 차입 비율(Main Bank Shares) 및 차입 집중 정도(Concentration)가 수출 참여(Export Participation)에 미치는 영향을 추정하기 위한 모형이다. 식 (1)에서 종속변수인 수출 참여가 0과 1로 구성된 더미변수이므로, 본 연구는 식 (1)을 프로비트(probit) 모형으로 추정한다.⁷⁾ 식 (2)은 관계금융의 두

6) 자연로그를 취하기 전을 기준으로, 기업규모의 표본 평균은 약 697억 1천6백만 원, 기업연령의 표본 평균은 약 21년, 그리고 자본 집약도 및 노동 생산성의 표본 평균은 각각 4억2천3백만 원과 4억4천6백만 원이다.

7) 프로비트 모형 외에 로짓(logit) 모형을 추정하여도 동

Table 4. Relationship Banking and Exports

	Probit		OLS	
	Export Participation ₊₁		Export Volume ₊₁	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Main Bank Shares	0.144 *** (4.75)		0.075 *** (3.10)	
Concentration		0.109 *** (3.15)		0.060 *** (2.68)
Firm Size	0.445 *** (4.81)	0.456 *** (4.90)	0.033 *** (5.55)	0.035 *** (5.66)
Firm Age	0.200 ** (2.35)	0.197 ** (2.30)	0.025 *** (2.70)	0.021 *** (2.62)
Capital Intensity	0.025 * (1.90)	0.026 * (1.93)	0.033 ** (2.45)	0.033 ** (2.41)
Labor Productivity	0.083 *** (3.75)	0.080 *** (3.63)	0.273 *** (5.98)	0.279 *** (6.05)
Cash Flow	0.095 *** (6.83)	0.098 *** (6.88)	0.295 *** (4.49)	0.298 *** (4.55)
SEO	0.059 (1.15)	0.052 (1.03)	0.015 (0.90)	0.016 (0.90)
Non-bank Debt	0.040 (0.79)	0.038 (0.74)	0.005 (0.09)	0.006 (0.15)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	11,795	11,795	7,878	7,878
Pseudo R ² or Adjusted R ²	0.2769	0.2715	0.2449	0.2453

Notes: 1. For probit model and OLS specifications, the *z* and *t* statistics that are calculated as clustered standard errors at firm level are provided in parentheses, respectively.

2. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

대용변수가 수출 규모(Export Volume)에 미치는 영향을 추정하기 위한 모형이며, 수출 규모가 연속 변수로 측정되기 때문에 동 식을 OLS(ordinary least squares)로 추정한다.

$$\begin{aligned} \text{Export Participation}_{+1} &= a + b \text{ Main Bank Shares} \\ &\quad (\text{or Concentration}) \\ &+ c \mathbf{X} + \mathbf{Industry} + \mathbf{Year} \\ &+ e_{+1}, \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} \text{Export Volume}_{+1} &= a + b \text{ Main Bank Shares} \\ &\quad (\text{or Concentration}) \\ &+ c \mathbf{X} + \mathbf{Industry} + \mathbf{Year} \\ &+ e_{+1}. \end{aligned} \tag{2}$$

본 연구는 관계금융과 수출 사이의 잠재적 역 인과관계로 나타날 수 있는 내생성 문제를 통제하고자 동 변수 사이에 1년의 시차를 부여한다. 제Ⅲ절 제2항에서 정의되었던 통제변수들(X)과 더불어, 한국표준산업분류 상 중분류(두 자리 코드)를 기준으로 생성한 산업더미변수(Industry)를 추가함으로써 관찰할 수 없는

산업 특성을, 연도더미변수(Year)를 추가함으로써 관계금융과 수출 간 관계에서 나타날 수 있는 시간 간 변동성을 통제한다. 또한 모든 프로빗 모형 및 OLS 추정에서 기업 수준에서 클러스터 된(clustered) 표준오차를 추정함으로써 수출에서의 연도 간 자기상관성이 존재할 가능성을 고려한다.⁸⁾

(Table 4)는 식 (1)과 식 (2)을 추정한 결과를 도표화 한 것이다.⁹⁾ 먼저, 열 (1)은 주거래 은행 차입 비율(Main Bank Shares)이 1년 뒤의 수출 참여(Export Participation+1)에 미치는 영향을 추정한 것인데, 동 주거래 은행 차입 비율의 추정계수는 1% 수준에서 유의한 양(+의 값을 갖는 것으로 관찰된다. 열 (2)은 차입 집중 정도(Concentration)가 수출 참여에 미치는 영향을 추정한 것이며, 마찬가지로 차입 집중 정도는 1% 수준에서 유의한 양(+의 영향을 미친다. 열(1)과 열 (2)에 제시된 한계 효과들은 다음과 같은 의미를 갖는다. 열 (1)에서의 한계 효과인 0.144는 표본 기업이 주거래 은행 차입 비율을 표본 평균에서 1 표준편차(0.223)만큼 증가시킬 때 동 기업이 차기에 수출에 참여할 확률이 3.21%(= 0.144 × 0.223)만큼 증가함을 뜻한다. 더불어, 열 (2)에서의 한계 효과인 0.109는 표본 기업의 은행 차입 집중도가 표본 평균에서 1 표준편차(0.275)만큼 증가할 때 차기 수출 참여 확률이 3.00%(= 0.109 × 0.275)만큼 증가함을 의미한다.

열 (3)과 열 (4)은 주거래 은행 차입 비율 및 차입 집중 정도가 1년 뒤의 수출 비중(Export Volume+1)에 미치는 영향을 각각 보여주며, 앞선 수출 참여에 대한 결과와 유사하게 동 변수들의 추정계수 모두 1% 수준에서 유의한 양(+의 값을 갖는 것으로 나타난다. 또한, 각 열에서 제시된 추정계수로부터, 주거래 은행 차입 비율 및 차입 집중도가 각각 1 표준편차만큼

증가할 때, 표본 기업은 차기에 수출 규모를 표본 평균 수준에서 각각 1.67%(= 0.75 × 0.223), 1.65%(= 0.060 × 0.275)만큼 더 확대시킨다는 점을 확인할 수 있다.

통제변수들의 추정계수는 본 연구가 예상한 바와 동일한 부호를 갖는 것으로 관찰된다. 예컨대, 기업규모(Firm Size)가 클수록, 기업연령이 많을수록(Firm Age), 자본 집약도(Capital Intensity) 및 노동 생산성(Labor Productivity)이 높을수록 표본 기업이 차기에 수출할 확률이 높아지거나 당기보다 더 큰 수준의 금액을 해외 매출로 달성할 수 있는 것으로 확인된다(Bellone et al., 2010; Bernard and Jensen, 2004; Minetti and Zhu, 2011). 또한, 현금흐름을 충분히 보유함에 따라 신용 위험이 낮거나 재무적으로 건전한 표본 기업이 수출 기업으로 거듭날 가능성이 높은 것으로 관찰된다. 한편, 표본 기업이 지분을 발행하거나(SEO) 은행 외에 다른 방법으로 부채를 발행하는 것은 수출 참여 및 수출 규모에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 이는 직접금융이 표본 기업의 수출에 필요한 자금을 조달하는 방법으로 적합하지 않음을 뜻한다. 또한, 이러한 결과는 한국의 중소기업의 지분 발행 또는 회사채 발행 실적이 낮은 데에서 비롯된 것으로 사료된다.

(Table 4)의 결과를 종합하면, 여타 기업 특성들을 통제한 상황에서, 표본 기업이 주거래 은행으로부터 많은 양의 금액을 차입할수록, 또는 소수의 은행으로부터 더욱 집중적으로 차입할수록 1년 뒤에 수출 참여 확률이 높아지거나 1년 뒤에 수출 규모가 더욱 확대된다는 것으로 해석될 수 있다. 이처럼, 관계금융이 중소기업의 수출에 긍정적 영향을 미치는 것은 한국의 상장 중소기업에 대해 [가설 1]이 더 부합하기 때문인 것으로 해석된다. 즉, 관계금융이 한국의 중소기업의 대출 의사결정에 편익을 제공함을 보여주고 있는 Kim Moon-Kyum, Lee Kyoo-Ok and Kim Soon-Chul (2011)과 유사한 것으로, 관계금융이 중소기업이 수출 의사결정을 내리는 데에도 편익을 제공하고 있음을 뜻한다.

관계금융이 대기업의 수출에 미치는 영향을

8) 강건성 검정 차원에서, 본 연구는 두 식을 각각 패널(panel) 토빗 모형과 고정효과(fixed-effect) 모형으로 추정하였고, 동일한 결과가 도출되었음을 확인하였다(두 모형을 추정한 상세한 결과가 필요할 경우 저자에게 문의바랍니다.)

9) 계수 해석의 편의를 위해, 본 연구는 프로빗 모형을 추정한 결과로 각 변수들의 한계 효과(marginal effect)를 제시한다.

비교하면 중소기업의 수출에 대한 관계금융의 영향력이 보다 명확해질 것이다. 이에 본 연구의 표본 선정 기준에 맞는 대기업 표본을 구성하여 식 (1)과 식 (2)을 재차 추정하며, <Table A>에 동 결과를 제시한다. 중소기업을 대상으로 한 추정 결과와 달리, 대기업 표본에 대해 관계금융이 수출에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 확인된다. 특히, 중소기업의 지분 발행 및 비은행 부채 발행이 수출에 아무런 영향을 미치지 못하고 있는 반면, 대기업의 은행 외의 외부 자금조달은 수출 참여 확률 및 수출 규모에 모두 긍정적 영향을 미친다. 따라서 <Table 4>와 <Table A>의 결과는 관계금융이 중소기업에게 보다 적합함을 가리킨다.

이러한 결과는 중소기업의 수출 의사결정 과정에서 학술적으로나 실무적으로 의미하는 바가 클 것이다. 관계금융과 수출 사이의 긍정적 관계가 도출된 것은 관계금융 하에서 은행이 복수의 시간에 걸쳐 기업과의 복수의 상호작용을 통해 축적된 연성 정보가 중소기업의 수출 의사결정에 필요한 외부 자금을 적시에 조달하는 데에 도움을 줄 수 있음을 의미한다. 즉, 연성 정보가 경성 정보의 단점을 보완하기 때문에, 관계금융이 경성 정보만으로 신용도를 판단하기 어려운 중소기업의 무역 금융 원천으로서 적합할 수 있다. 이를 달리 해석하면, 경성 정보를 바탕으로 한 표준화된 심사 기준을 중소기업에게 적용하는 것이 동 중소기업의 수출을 확대하는 방안으로 적합하지 않음을 암시한다.

2. 추가적 가설 검증

본 연구는 프로빗 모형 및 OLS 추정을 통해 관계금융이 중소기업의 수출 의사결정에 편익을 제공할 수 있는 것으로 해석 가능한 결과를 도출하였다. 나아가, 본 연구는 재무적 제약을 고려한 분석 및 수출 시작 기업을 대상으로 한 추가 분석을 통해 한국 중소기업에 대해 관계금융과 수출 사이의 이론적 관계를 형성하는 메커니즘이 무엇인지를 구체적으로 살펴본다.

1) 재무적 제약의 영향

먼저, 본 연구는 재무적 제약을 고려한 추가 분석을 실시한다. 재무적 제약을 고려하려는 직관은 다음과 같다. 관계금융은 재무적 제약에 미치는 영향력을 통하여 중소기업의 수출 의사결정과 연결될 수 있었다. 이에 현재 중소기업이 재무적으로 제약에 직면함으로써 외부로부터 자금을 차입하는 데에 한계가 있음을 가정할 때, 관계금융이 동 중소기업의 재무적 제약의 정도를 완화한다면, 관계금융이 중소기업의 수출에 미치는 긍정적 영향은 재무적으로 제약에 직면한 중소기업에서 더 크게 나타날 것으로 기대할 수 있다. 따라서 이러한 결과를 확인할 수 있다면, 이는 본 연구의 [가설 1]을 지지하는 것으로 이해할 수 있다.

본 연구는 Shin Min-Shik and Kim Soo-Eun (2010)의 방법에 따라 신용평점과 자본시장 접근 정도로 중소기업이 직면한 재무적 제약의 정도를 가늠한다.¹⁰⁾ 먼저, 본 연구는 KIS-Value에서 제공하는 기업별 신용평점 자료를 사용한다. 동 신용평점은 채무 상환 능력이 최상인 기업에게 1등급을 부여한 것으로 시작하여 채무 상환 능력이 상실되어 원리금 회수가 거의 불가능한 기업에게 10등급을 순차적으로 부여한 자료이다. 채무 상환 능력이 상대적으로 낮은 기업이 외부로부터 자금을 조달하지 못하여 재무적 제약에 직면할 가능성이 높을 것이다. 따라서 본 연구는 6등급 이상(6등급에서 10등급)의 평점을 보유한 기업을 저-신용 기업으로, 5등급 이하(1등급에서 5등급)의 평점을 보유한 기업을 고-신용 기업으로 각각 정의한 뒤, 저-신용 기업인 경우 1의 값을 갖는 더미변수(Low Credit Scores)를 구성한다. 그리고 관계금융의 두 대용변수와 동 더미변수와와 상호작용 항(Main Bank Shares \times Low Credit Scores, Concentration \times Low Credit Scores)을 구성한

10) 해외 문헌은 대체로 채권 등급으로 기업이 직면한 재무적 제약의 정도를 확인하고 있다. 그러나 본 연구가 신용평점을 사용하는 이유는 한국의 자본시장 환경 하에서 중소기업이 채권을 발행하는 경우가 많지 않아 채권 등급을 재무적 제약의 정도를 대용하는 변수로 사용할 경우 자료의 탈락이 크게 나타났기 때문이다.

Table 5. Relationship Banking and Exports: An Investigation of Financial Constraints

	Probit		OLS	
	Export Participation _{it}		Export Volume _{it}	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: Credit Scores				
Main Bank Shares	0.122 *** (3.78)		0.065 *** (2.83)	
Main Bank Shares × Low Credit Scores	0.098 *** (2.75)		0.059 *** (2.60)	
Concentration		0.103 *** (3.00)		0.050 *** (2.63)
Concentration × Low Credit Scores		0.085 *** (2.69)		0.058 *** (2.59)
Low Credit Scores	-0.255 *** (-3.68)	-0.250 *** (-3.45)	-0.205 *** (-2.66)	-0.210 *** (-2.73)
Constant and Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry and Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	11,795	11,795	7,878	7,878
Pseudo R ² or Adjusted R ²	0.2773	0.2725	0.2460	0.2466
Panel B: Stock Market Accessibility				
Main Bank Shares	0.135 *** (4.50)		0.066 *** (2.90)	
Main Bank Shares × Low Access	0.088 ** (2.51)		0.045 ** (1.99)	
Concentration		0.098 *** (3.03)		0.049 *** (2.60)
Concentration × Low Access		0.046 ** (2.48)		0.033 ** (1.98)
Low Access	-0.220 *** (-3.33)	-0.207 *** (-3.10)	-0.165 ** (-2.35)	-0.170 ** (-2.44)
Constant and Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry and Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	11,795	11,795	7,878	7,878
Pseudo R ² or Adjusted R ²	0.2778	0.2720	0.2455	0.2467

Notes: 1. For probit model and OLS specifications, the z and t statistics that are calculated as clustered standard errors at firm level are provided in parentheses, respectively.

2. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

뒤 이를 본 연구의 실증모형에 추가한다.

신용평점과 더불어, 본 연구는 자본시장 접근 정도를 계산함으로써 중소기업이 직면한 재무적 제약의 정도를 확인한다. 자본시장 접근 정도는 신용발행금액, 자본감소액, 새로운 부채 발행금액, 그리고 부채상환액의 합을 자산총계

로 나눈 값으로 산출된다. 그리고 동 변수의 값이 5%를 초과할 경우 자본시장 접근 기업으로, 그렇지 않으면 자본시장 비접근 기업으로 표본 기업을 각각 구분한다(Shin Min-Shik and Kim Soo-Eun, 2010). 여기서 자본시장에 접근하기 어려운 표본 기업이 재무적으로 제약에 직면하

고 있을 여지가 높다는 점을 반영하고자, 본 연구는 표본 기업이 자본시장 비접근 기업일 경우 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수(Low Access)를 구성한다. 마찬가지로, 관계금융의 두 대용변수와의 상호작용 항(Main Bank Shares \times Low Access, Concentration \times Low Access)을 추가하여 동 상호작용 항의 부호를 확인한다.

(Table 5)의 Panel A는 신용평점이, Panel B는 자본시장 접근 정도가 관계금융과 중소기업의 수출 사이의 관계에 미치는 영향을 각각 추정한 것이다. 먼저, Panel A와 Panel B에서 저-신용 기업임을 가리키는 더미변수(Low Credit Scores) 및 자본시장 비접근 기업임을 가리키는 더미변수(Low Access)의 추정계수들이 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 관찰된다. 이는 신용평점이 낮은 표본 기업 또는 자본시장에 접근하기 어려운 기업이 차기에 수출 참여 확률이 낮거나 수출 규모가 줄어든다는 것을 의미하며, 외부로부터 자금을 원활하게 조달할 수 있는 기업이 수출에 적극적으로 참여할 수 있음을 제시한 기존문헌과 일치하는 결과이다(Bellone et al., 2010; Greenaway et al., 2007).

Panel A의 열 (1)에서 주거래 은행 차입 비율과 저-신용 기업임을 가리키는 더미변수와의 상호작용 항(Main Bank Shares \times Low Credit Scores)은 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 추정계수를 갖는 것으로 관찰된다. 추정된 계수로부터, 주거래 은행 차입 비율이 표본 기업의 차기 수출 확률에 미치는 긍정적 영향은 저-신용 기업에서 0.098만큼 더 높게 나타난다. 열 (2)에서 차입 집중 정도와 저-신용 기업 더미변수와의 상호작용 항(Concentration \times Low Credit Scores) 또한 1% 수준에서 유의한 양(+)의 추정계수를 가지며, 마찬가지로 저-신용 기업에서 차입 집중 정도가 수출 참여 확률에 미치는 긍정적 영향이 0.083만큼 더 높은 것으로 확인된다. Panel A의 열 (3)과 열 (4)의 결과도 열 (1)과 열 (2)과 동일한 부호를 갖는다. 즉, 주거래 은행 차입 비율 및 차입 집중 정도와 저-신용 기업임을 가리키는 더미변수와의 상호작용 항 모두 차기 수출 규모에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로

관찰되며, 관계금융의 두 대용변수가 수출 규모에 미치는 긍정적 영향이 저-신용 기업에서 0.059, 0.058만큼 더 크게 나타난다.

자본시장 접근 정도로 재무적 제약의 정도를 가늠한 결과도 Panel A와 유사한 것으로 확인된다. 예컨대, Panel B에서 관계금융의 두 대용변수와 자본시장 비접근 기업임을 가리키는 더미변수 사이의 상호작용 항(Main Bank Shares \times Low Access, Concentration \times Low Access) 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)의 추정계수를 갖는 것으로 관찰된다. 즉, 자본시장에 접근하기 어려운 표본 기업에서 관계금융이 수출에 미치는 긍정적 영향이 증폭된다.

(Table 5)의 결과를 종합하면, 재무적 제약에 직면한 중소기업에 대해 관계금융이 수출에 미치는 긍정적 영향이 더욱 커짐을 확인한다. 이 결과는 본 연구가 기대한 바와 같다. 즉, 재무적으로 제약에 직면한 중소기업이 관계금융을 통해 수출 의사결정을 내리는 데에 필요한 비용을 충당하고 있음을 의미하며, 관계금융 하에서 중소기업에 관한 연성 정보를 축적하려는 은행의 유인이 동 기업의 신용 공여 가능성을 증가시켜 수출에 긍정적 영향을 미칠 것이라는 [가설 1]을 지지하는 결과이다. 이러한 결과는 재무적 제약의 완화가 수출에 긍정적 영향을 미친다는 측면에서 자금조달이 수출에 중요한 요인임을 피력하고 있는 Choi Hye-Lin (2013), Greenaway et al. (2007)을 지지하는 것으로도 볼 수 있다.

2) Export Starter

또한, 본 연구는 관계금융이 초기의 수출의 사결정에 어떠한 영향을 미치는가를 확인한다. 예를 들어, Bellone et al. (2010)과 Greenaway et al. (2007)은 수출에 처음 참여한 기업이 진입 비용을 더 크게 감당하기 때문에 자금조달과 수출 간 관계를 분석할 시 매출을 해외에서 지속적으로 판매한 기업과 Export Starter를 서로 구분하는 것이 중요함을 언급하고 있다. 따라서 본 연구가 Export Starter를 구분하여 살펴보는 것은 관계금융이 한국 중소기업의 수출에 필요한 진입 비용을 충당하는 데 도움이 되는

Table 6. Relationship Banking and Exports: Evidence from Export Starters

	Starter (1)	Continuous Exporter (2)	Starter (3)	Continuous Exporter (4)
Panel A: Probit Regressions				
Main Bank Shares	0.195 *** (6.29)	0.127 ** (2.48)		
Concentration			0.147 *** (5.69)	0.076 ** (2.30)
Firm Size	0.430 *** (4.25)	0.449 *** (4.90)	0.447 *** (4.26)	0.463 *** (4.95)
Firm Age	0.203 ** (2.34)	0.199 ** (2.30)	0.203 ** (2.31)	0.189 ** (2.05)
Capital Intensity	0.026 * (1.88)	0.025 * (1.90)	0.028 * (1.92)	0.026 * (1.90)
Labor Productivity	0.075 *** (3.13)	0.088 *** (3.23)	0.075 *** (3.11)	0.089 *** (3.35)
Cash Flow	0.097 *** (6.97)	0.095 *** (6.31)	0.093 *** (6.90)	0.090 *** (6.16)
SEO	0.050 (0.93)	0.066 (1.35)	0.051 (0.92)	0.068 (1.40)
Non-bank Debt	0.040 (0.78)	0.041 (0.88)	0.032 (0.63)	0.041 (0.75)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1,468	6,320	1,468	6,320
Pseudo R ²	0.1985	0.2087	0.1926	0.2093
Panel B: Statistical Differences between Estimated Coefficients				
Main Bank Shares	b (Starter) – b (Continuous Exporter) =		0.068 (2.49)**	
Concentration	b (Starter) – b (Continuous Exporter) =		0.071 (2.54)**	

Notes: 1. The z statistics that are calculated as clustered standard errors at firm level are provided in parentheses.

2. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

지에 관한 증거를 제시할 수 있을 것이다. 본 연구는 당기에 수출에 참여하지 않은 표본 기업이 차기에 수출에 참여할 확률, 그리고 당기에 수출에 참여한 표본 기업이 차기에도 수출에 참여할 확률을 구분하여 추정한다(Bellone et al., 2010; Greenaway et al., 2007). 즉, 전자를 추정할 경우 표본 기업이 Export Starter가 될 확률, 그리고 후자를 추정할 경우 표본 기업이 연속 수출 기업(Continuous Exporter)이 될 확률을 각각 보여주게 된다.

〈Table 6〉의 Panel A는 상기 내용을 프로빗 모형으로 추정한 결과를, Panel B는 추정된 계수들이 통계적으로 차이가 있는지를 검정한 결과를 각각 보여준다. 먼저, Panel A의 열 (1)과 열 (2)에서 주거래 은행 차입 비율(Main Bank Shares)의 추정계수는 각각 1%, 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 관찰된다. 그러나 Panel B에서, 동 추정된 계수들의 차이를 검정한 결과 Starter에서의 추정계수가 Continuous Exporter에서의 추정계수보다 5% 수준에서 더

Table 7. Relationship Banking and Exports: Subsample Tests

	Probit		OLS	
	Export Participation _{t+1}		Export Volume _{t+1}	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: Before the Crisis (2004 ~ 2007)				
Main Bank Shares	0.135 *** (3.75)		0.069 *** (2.76)	
Concentration		0.100 *** (2.99)		0.060 ** (2.50)
Constant and Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry and Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2,670	2,670	2,153	2,153
Pseudo R ² or Adjusted R ²	0.1616	0.1608	0.1475	0.1463
Panel B: During the Crisis (2008 ~ 2011)				
Main Bank Shares	0.120 ** (2.48)		0.055 ** (2.35)	
Concentration		0.083 ** (2.56)		0.043 ** (2.03)
Constant and Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry and Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2,698	2,698	1,960	1,960
Pseudo R ² or Adjusted R ²	0.1635	0.1643	0.1489	0.1500
Panel C: After the Crisis (2012 ~ 2018)				
Main Bank Shares	0.148 *** (5.05)		0.092 *** (3.90)	
Concentration		0.120 *** (3.79)		0.068 *** (2.92)
Constant and Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry and Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	4,781	4,781	2,494	2,494
Pseudo R ² or Adjusted R ²	0.2458	0.2475	0.2150	0.2158

Notes: 1. For probit model and OLS specifications, the z and t statistics that are calculated as clustered standard errors at firm level are provided in parentheses, respectively.

2. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

큰 것으로 확인된다. 열 (3)과 열 (4)은 차입 집중 정도(Concentration)가 수출 참여 확률에 미치는 영향을 각각 보여준다. 동 변수 모두 차기 수출 참여 확률을 유의하게 높이는 것으로 확인되며, 마찬가지로 Starter에서의 추정계수가 Continuous Exporter보다 5% 수준에서 더 크다.

〈Table 6〉의 결과를 종합하면 다음과 같다. 관계금융은 현재의 수출 참여 여부와 무관하게 차기 수출 참여 확률을 높인다. 이는 〈Table 4〉 및 〈Table 5〉에 제시된 결과와 같이 관계금융이 수출 의사결정에 필요한 자금을 조달하는데 도움이 된다는 결과와 동일한 것이며, 본 연구의 가설 1을 지지하는 결과이다. 그런데, 수출 참여 확률에 미치는 영향의 차이가 통계

적으로 유의하다. 즉, 관계금융은 현재 수출에 참여하지 않은 표본 기업이 차기에 수출에 참여할 확률에 더 큰 영향을 미친다. 이는 관계금융이 기업의 매출을 해외로 판매하기 위해 적합한 해외 시장을 선택하기 위한 정보를 수집하거나, 서로 다른 규제 환경에 적응하는 등 기업의 초기 수출 의사결정 과정에서 필요한 진입 비용을 적시에 충당할 수 있는 자금의 원천으로 더욱 적합할 수 있다는 증거이다.

3. 하위표본 분석: 금융위기 기간

끝으로, 본 연구는 금융위기 기간을 고려한 하위표본 분석을 수행한다. 본 연구의 〈Table

1)에서 제시된 바, 금융위기로부터 영향을 받은 기간으로 예상되는 2011년을 전·후로 수출 기업의 수 및 수출 기업의 비중이 크게 감소한다는 것을 확인할 수 있다. 이와 같이 금융위기 기간에 따른 수출 참여 및 수출 규모의 시계열적 변화를 고려하고자 본 연구는 표본 기간을 크게 금융위기 전(2004년 ~ 2007년), 금융위기 기간(2008년 ~ 2011년), 그리고 금융위기 후(2012년 ~ 2018년)로 구분하여 본 연구의 실증 모형을 재차 추정하며, 각 기간에 대해 추정한 결과는 <Table 7>의 Panel A, Panel B, 그리고 Panel C에 각각 제시한다.

<Table 7>의 열 (1)과 열 (2)은 주거래 은행 차입 비율(Main Bank Shares) 및 차입 집중 정도(Concentration)가 1년 뒤의 수출 참여(Export Participation+1)에 미치는 영향을 추정한 것이며, Panel A에서 Panel C는 표본 기간을 금융위기 전, 금융위기 기간, 그리고 금융위기 후로 구분하여 분석한 결과를 각각 보여준다. Panel A에서 금융위기 전 주거래 은행 차입 비율 및 차입 집중 정도는 1년 뒤의 수출 참여에 1% 수준에서 유의한 양(+의) 영향을, Panel B에서 금융위기 기간에 동 두 변수는 모두 5% 수준에서 유의한 양(+의) 영향을, 그리고 Panel C에서 금융위기 후 동 두 변수는 모두 1% 수준에서 유의한 양(+의) 영향을 미치는 것으로 각각 확인된다. 수출 규모(Export Volume+1)를 종속변수로 둔 열 (3)과 열 (4)의 결과도 크게 다르지 않다. 예컨대, 관계금융의 두 대응변수의 추정계수는 금융위기 전에 1% 수준에서 유의한 양(+의) 값을, 금융위기 기간에 5% 수준에서 유의한 양(+의) 값을, 그리고 금융위기 후에 1% 수준에서 유의한 양(+의) 값을 각각 갖는 것으로 관찰된다.

<Table 7>의 결과로부터, 금융위기 기간 동안 관계금융이 수출에 미치는 긍정적 영향이 다소 줄어든다는 점을 확인할 수 있다. 그럼에도 금융위기 기간 동안 관계금융과 수출 사이의 긍정적 관계가 여전히 관찰된다. 이는 글로벌 금융위기 기간에 발생한 유동성 충격(liquidity shocks)이 대출 시장에 중대한 영향을 끼쳤음에도 관계금융이 여전히 기업의 자금 조달 의사결정에 편익을 제공할 수 있음을 보

여준 Dewally and Shao (2014)의 결과를 지지하는 것이다. 즉, 금융위기 동안 자금 공급에서의 신용 제약이 크게 존재하고 있었음에도 관계금융이 여전히 중소기업의 수출 의사결정에 필요한 자금의 원천으로 작용하였음을 뜻한다. 따라서 <Table 7>에 제시된 결과는 금융위기와 같은 대출 시장에서의 유동성 충격이 향후 발생할 시에 관계금융이 동 유동성 충격에 따르는 신용 공여의 감소를 어느 정도 완화할 수 있는 장치로서 작용할 수 있다는 증거로 볼 수 있을 것이다.

V. 결론

최근 한국이 세계 6위의 수출국의 위상에 다다랐음에도, 수출에서의 중소기업과 대기업 간 양극화는 더욱 심해지고 있다. 본 연구는 관계금융이 수출에 미치는 영향을 분석하여 관계금융이 중소기업 수출 활성화를 위한 자금조달 방안으로 적합한지를 확인하였다. 2004년부터 2018년까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥에 상장된 중소기업을 대상으로, 본 연구는 관계금융이 중소기업의 수출에 긍정적 영향을 미치고 있음을 발견하였다. 이러한 결과는 관계금융 하에서 기업에 관한 연성 정보를 취득하려는 은행의 유인이 중소기업의 자금조달 가능성을 높이기 때문에 동 관계금융이 중소기업의 수출 의사결정에서 필요한 자금을 조달하는 데 적합함을 의미한다. 특히, 재무적 제약을 고려한 추가 분석을 통해 재무적 제약에 직면하고 있는 중소기업에 대해 관계금융이 수출에 미치는 긍정적 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 더불어, 관계금융이 수출 참여 확률에 미치는 긍정적 영향은 수출 시작 기업에서 더 컸다. 끝으로, 관계금융은 금융위기 기간과 관계없이 중소기업의 수출에 긍정적 영향을 미쳤다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫째, 은행의 규모, 은행의 자본 보유, 세부적 심사 기준 등과 같은 상세한 자료를 확보하지 못한 까닭으로 은행의 특성에 따른 관계금융의 효과에 차이가 나타날 수 있는지를 충분히 고려하지 못하였다. 둘째, 대출 계약에 나

타날 수 있는 정보에 접근할 수 없어서, 기업과 은행의 관계에서 생성되는 연성 정보의 영향력을 명확하게 검증하지 못하였다. 셋째, 자료의 부족으로 인해 기업의 무역 활동에 지대한 영향을 끼칠 것으로 기대되는 한국수출입은행과의 관계금융을 구분하여 분석할 수 없었다. 향후 충분한 자료가 구축됨으로써 한국 기업의 무역활동에서 한국수출입은행과의 관계금융이 갖는 효과를 검증하는 것은 본 연구의 실증분석결과를 더욱 명확하게 보여줄 것이다.

그럼에도, 한국 중소기업을 대상으로 관계금융이 수출에 미치는 영향을 처음으로 분석한 본 연구는 학술적으로나 실무적으로 의미가 크다. 자금을 원활하게 조달할 수 있는 능력은 기업의 수출에 중요한 영향을 미친다. 이러한 측

면에서, 관계금융 하에서 생성되는 연성 정보가 경성 정보의 단점을 보완할 수 있기 때문에 관계금융은 경성 정보만으로 신용도를 판단하기 어려운 중소기업에게 적합하다. 특히, 관계금융은 재무적으로 제약에 직면하여 외부로부터 자금을 조달하기 힘든 중소기업에게 신용을 공여하고 있으며, 더불어 대출 시장에서 나타날 수 있는 유동성 제약 또는 신용 경색으로 인해 중소기업이 은행으로부터 차입하기 힘든 상황에서 관계금융이 동 중소기업에게 여전히 자금조달의 원천으로서의 역할을 담당한다. 최근 국제 무역에서 금융의 역할이 부각되고 있는 바, 관계금융은 무역 금융의 원천으로서 중소기업의 수출을 활성화하는 데 기여할 것으로 사료된다.

References

- Ahn, J. B., M. Amiti, and D. E. Weinstein (2011), "Trade Finance and the Great Trade Collapse", *The American Economic Review*, 101(3), 298-302.
- Amiti, M. and D. E. Weinstein (2011), "Exports and Financial Shocks", *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 1841-1877.
- Beck, T. (2002), "Financial Development and International Trade: Is There a Link?", *Journal of International Economics*, 57(1), 107-131.
- Behr, P., L. Norden, and F. Noth (2013), "Financial Constraints of Private Firms and Bank Lending Behavior", *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3472-3485.
- Bellone, F., P. Musso, L. Nesta, and S. Schiavo (2010), "Financial Constraints and Firm Export Behavior", *The World Economy*, 33(3), 347-373.
- Bernard, A. B. and J. B. Jensen (2004), "Why Some Firms Export", *The Review of Economics and Statistics*, 86(2), 561-569.
- Berg, G. and J. Schrader (2012), "Access to Credit, Natural Disasters, and Relationship Lending", *Journal of Financial Intermediation*, 21(4), 549-568.
- Bernanke, B. and M. Gertler (1990), "Financial Fragility and Economic Performance", *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 87-114.
- Boot, A. W. A. (2000), "Relationship Banking: What Do We Know?", *Journal of Financial Intermediation*, 9(1), 7-25.
- Boot, A. W. A. and A. V. Thakor (1994), "Moral Hazard and Secured Lending in an Infinitely Repeated Credit Market Game", *International Economic Review*, 35(4), 899-920.

- Chaney, T. (2016), "Liquidity Constrained Exporters", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 72, 141-154.
- Choi, Hye-Lin (2017), "A Study on the Relationship between Financial Constraints and Exports", *Review of International Money and Finance*, 7(2), 63-82.
- Chor, D. and K. Manova (2012), "Off the Cliff and Back? Credit Conditions and International Trade during the Global Financial Crisis", *Journal of International Economics*, 87(1), 117-133.
- Christophe, S. E. (1997), "Hysteresis and the Value of the U.S. Multinational Corporation", *The Journal of Business*, 70(3), 453-462.
- Clementi, G. L. and H. A. Hopenhayn (2006), "A Theory of Financing Constraints and Firm Dynamics", *The Quarterly Journal of Economics*, 121(1), 229-265.
- De la Fuente, A. and J. M. Marin (1996), "Innovation, Bank Monitoring, and Endogenous Financial Development", *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 269-301.
- Dewally, M. and Y. Shao (2014), "Liquidity Crisis, Relationship Lending and Corporate Finance", *Journal of Banking & Finance*, 39, 223-239.
- Diamond, D. W. (1984), "Financial Intermediation and Delegated Monitoring", *The Review of Economic Studies*, 51(3), 393-414.
- Dixit, A. (1989), "Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through", *The Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 205-228.
- Elyasiani, E. and L. G. Goldberg (2004), "Relationship Lending: A Survey of the Literature", *Journal of Economics and Business*, 56(4), 315-330.
- Greenway, D., A. Guariglia, and R. Kneller (2007), "Financial Factors and Exporting Decisions", *Journal of International Economics*, 73(2), 377-395.
- Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein (1991), "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups", *The Quarterly Journal of Economics*, 106(1), 33-60.
- Kim, Moon-Kyum, Lee, Kyoo-Ok, and Kim, Soon-Chul (2011), "Effect of Relationship Banking on Financing Cost and Performance of SMEs: Evidence from Panel Data of Korean Small Firms", *Asia Pacific Journal of Small Business*, 33(2), 173-194.
- Kim, Seok-Chin and Kim, Ji-Young (2007), "Lines of Credit, Borrowing Costs, and Relationship Banking: Evidence from Korean Main Credit Banks", *Korean Journal of Financial Studies*, 36(1), 1-32.
- Kletzer, K. and P. Bardhan (1987), "Credit Markets and Patterns of International Trade", *Journal of Development Economics*, 27(1), 57-70.
- Lee, Sang-Wook (2012), "The Impacts of Single Bank Relationship on Firm Performance", *Economic Analysis*, 18(3), 95-119.
- Manova, K. (2013), "Credit Constraints, Heterogenous Firms, and International Trade", *The Review of Economic Studies*, 80(2), 711-744.
- Minetti, R. and S. C. Zhu (2011), "Credit Constraints and Firm Export: Microeconomic Evidence from Italy", *Journal of International Economics*, 83(2), 109-125.
- Myers, S. C. and N. S. Majluf (1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have", *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221.
- Ongena, S. and D. C. Smith (2001), "The Duration of Bank Relationships", *Journal of Financial Economics*, 61(3), 449-475.
- Petersen, M. A. and R. G. Rajan (1994), "The Benefits of Lending Relationship: Evidence from Small

- Business Data”, *The Journal of Finance*, 49(1), 3-37.
- Sharpe, S. A. (1990), “Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships”, *The Journal of Finance*, 45(4), 1069-1087.
- Shin, Min-Shik and Kim, Soo-Eun (2010), “Financial Constraints and Cash Holding Adjustment Speed”, *Journal of Business Research*, 25(4), 243-270.
- Weinstein, D. E. and Y. Yafeh (1998), “On the Costs of a Bank-Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan”, *The Journal of Finance*, 53(2), 635-672.
- Yim, Jeong-Dae (2019), “Exports and Firm Innovation”, *Korea Trade Review*, 44(3), 227-252.

Appendix

Table A. Relationship Banking and Exports: Evidence from Large Firms

	Probit		OLS	
	Export Participation _{t+1} (1)	(2)	Export Volume _{t+1} (3)	(4)
Main Bank Shares	0.035 (1.00)		0.011 (0.29)	
Concentration		0.023 (0.45)		0.005 (0.18)
Firm Size	0.505*** (5.68)	0.499** (5.61)	0.038*** (5.31)	0.040** (5.44)
Firm Age	0.270** (2.99)	0.270** (2.98)	0.021* (2.33)	0.023 (2.33)
Capital Intensity	0.035 (2.03)	0.036 (2.03)	0.040 (3.40)	0.038 (3.23)
Labor Productivity	0.088 (3.89)	0.090 (3.92)	0.244 (4.05)	0.244 (4.09)
Cash Flow	0.090 (6.35)	0.095 (6.38)	0.300 (5.37)	0.299 (5.30)
SEO	0.078 (2.59)	0.080 (2.64)	0.023 (2.44)	0.021 (2.29)
Non-bank Debt	0.080 (3.92)	0.080 (3.90)	0.030 (2.18)	0.030 (2.19)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	9,459	9,459	6,975	6,975
Pseudo R ² or Adjusted R ²	0.2622	0.2639	0.2578	0.2573

Notes: 1. For probit model and OLS specifications, the z and t statistics that are calculated as clustered standard errors at firm level are provided in parentheses, respectively.

2. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.