주거래은행의 재무건전성과 기업의 내재자본비용* : 코스닥 기업을 중심으로

The Financial Distress of Banks and the Borrower's Cost of Equity Capital
: Evidence from Firms Listed on KOSDAQ

김용미(Yong - Mi Kim)** · 이상혁(Sang - Hyuk Lee)***

〈요약〉

[연구목적] 본 연구는 기업의 주거래은행 재무상태가 해당 기업의 내재자본비용에 어떠한 영향을 주는지 실증분석한다.

[연구방법] 2015년부터 2020년까지의 표본기간 동안, 코스닥시장에 상장된 기업들을 대상으로 회귀분석을 수행하였다. 종속변수로는 기업가치평가모형을 통하여 측정한 기업의 내재자본비용을 사용하였고, 관심변수인 은행의 재무건전성은 무수익여신으로 측정하였다.

[연구결과] 주거래은행의 무수익여신으로 측정한 부실채권비율이 증가할수록, 즉, 재무상태가 악화될수록 대출기업의 내재자본비용이 증가하는 것으로 나타났다. 추가분석 결과, 은행의 재무상태와 대출기업의 내재자본비용 간 유의한 양(+)의 관련성은 정보 비대칭이 높은 표본 기업들에서 명확하게 나타났다. 본 연구의 결과는 주거래은행의 재무상태와 기업의 자본비용 간에 유의한 경제적 관련성이 있음을 나타낸다.

[정책적 시사점] 본 연구의 분석결과는 주거래은행의 재무건전성이 하락할 경우, 대출기업의 투자자들은 이를 투자 결정에 있어 위험 요소로 인식한다는 근거를 제공한다. 은행의 부실채권 비율이 개별기업의 외부자금 조달에도 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 본 연구의 결과는 은행 재무건전성이 자금 조달에 미치는 효과에 관한 논의를 제시한다는 점에 있어 정책 당국에 시사점을 제공한다.

한글검색어 : 주거래은행, 고정이하여신비율, 은행 재무건전성, 내재자본비용, 정보비대칭

• 접수일자 : 2022.12.6. • 최종수정일자 : 2023.1.19. • 게재확정일자 : 2023.1.25.

* 본 연구는 한성대학교 학술연구비 지원과제임.

** 고려대학교 강사 (제1저자)

*** 한성대학교 사회과학부 조교수 (교신저자)

I. 서 론

본 연구는 관계금융¹⁾을 통하여 대출기업과 긴밀한 관계를 형성하고 있는 은행의 재무상태와 대출기업의 자기자본비용 간 관계를 실증분석한다. 주거래은행과 대출기업 간 밀접한 상호관계는 기업의 정보 비대칭을 감소시키고(Ahn and Choi, 2009), 대출기업의 안정적인 자금 조달을 용이하게 한다. 은행은 대출기업의 재무상태를 모니터링하면서 기업의 경영에도 참여한다. Ahn and Choi(2009)는 은행의 모니터링이 증가할수록 대출기업의 이익조정이 감소하므로 은행은 대출기업에 대한 지배구조의 역할을 담당하고 있다고 주장하였다. 은행은 모니터링의 역할 뿐 아니라 기업의 경영에도 관여한다. Anderson et al.(2003)은 일본 기업을 대상으로, 원금과 이자 상환을 하지 못할 경우, 최고 경영자의 교체 가능성이 증가한다는 근거를 바탕으로 채권자로서의 은행이 기업 운영에 미치는 영향에 관한 논의를 제시한다.

미국의 세계 대공황과 우리나라의 IMF 외환위기를 통하여 알 수 있듯이, 은행의 재무상태는 은행과 더불어 대출기업에 중대한 영향을 미치게 된다. 대공황이나 외환위기와 같은 시기에 주거래은행의 재무건전성이 악화된다면, 은행의 대출 여력이 감소하므로 기업의 자금 조달에도 부정적인 영향을 주게 된다. 선행연구에서도 은행의 재무상태가 대출기업에게 영향을 미친다는 결과를 보고하고 있다(이은서, 2012). 은행의 재무상태가 대출기업에 미치는 영향에 관한 대표적인 국내 연구들을 살펴보면, 이은서(2012)는 주거래은행의 무수익여신이 증가할수록 대출기업의 대리인비용이 증가한다는 분석결과를 제시하고 있다. 구재운과 맹경희(2012)는 은행의 재무상태와 고객 기업의 투자 간에 유의한 음(-)의 관련성이 있다는 결과를 보고하였다. 안성윤(2012)은 주거래은행의 재무건전성이 차입기업의 재무적 안전성과 관련이 있다는 분석결과를 제시하였다.

본 연구는 주거래은행의 재무상태가 대출기업에 미치는 영향에 관한 선행연구들을 바탕으로, 자본시장 투자자들의 투자결정에 타인자본을 제공하는 주거래은행의 재무상태가 영향을 미치는지 분석한다. 구체적으로, 주거래은행의 무수익여신이 증가함에 따라 대출기업의 대리인비용이 증가한다는 이은서(2012)의 연구결과를 바탕으로, 은행의 재무상태를 나타내는 부실채권비율에 따라 대출기업의 내재자본비용이 달라지는지 분석하였다. 즉, 본 연구에서는 주거래은행의 무수익여신과 대출기업의 내재자본비용 간 관련성을 통하여 주거래은행의 대출기업에 관한 영향에 관한 근거를 투자자들의 관점에서 제시하고자 하였다.

1) 관계금융(relationship banking)은 은행과 기업 간에 형성된 긴밀한 관계를 통하여 향유하는 상호편익을 나타낸다(박주철, 2011).

은행의 모니터링 효과와 자본시장의 관련성에 관하여 Almazan and Suarez(2003)은 은행의 모니터링을 향상시키는 자금조달 선택이 일어날 경우, 긍정적인 시장 반응이 나타난다는 근거를 제시하고 있다. 투자자들은 은행이 제공하는 모니터링 효과에 관하여 긍정적인 시각을 견지하고 있으므로, 은행 재무건전성의 악화로 인하여 효과적인 모니터링이 이루어지지 않는다면 이는 투자자들의 의사결정에 위협 요소로 작용하게 될 것이다.

은행의 재무건전성에 관한 대표적인 지표인 부실채권비율²⁾은 은행이 제공하는 여신에 정상적인 원리금 상황이 불가능한 금전적인 채권을 의미한다. 구체적으로, 금융기관의 여신은 그 건전성에 따라 정상, 요주의, 고정, 회수의문, 추정손실의 5단계로 분류한다. 부실채권비율을 나타내는 고정이하여신은 이 5단계 분류 중 총여신에 대하여 고정, 회수의문, 추정손실을 포함하는 여신비율을 의미한다. 무수익여신이 증가할수록 여신에 대한 관리비용 증가와 은행의 자산 건전성이 하락하므로 은행의 재무상태를 악화시키게 된다.³⁾

기업의 위험 수준에 관한 요구수익률을 나타내는 내재자본비용은 미래 이익에 대한 예측치를 이용하여 측정하는 사전적인 자기자본비용을 의미하므로, 투자자들이 인식하는 위험의 정도에 영향을 받게 된다. 만약, 타인자본을 제공하는 주거래은행의 재무상태가 해당 대출기업의 위험에 대한 인식에 영향을 준다면 주거래은행의 재무건전성 정도에 따라서 내재자본비용이 영향을 받게 될 것이다. 무수익여신비율의 증가는 주거래은행의 수익성을 저하시키고 재무건전성을 악화시키는 요인이다. 투자자들이 무수익여신비율의 증가에 관하여 대출기업에 대한 위험 요소 증가로 인식한다면, 이에 따라 대출기업의 내재자본비용이 증가할 것으로 예측하였다.

다음으로, 은행의 부실채권비율과 대출기업의 내재자본비용 간의 관련성이 재무분석가들의 활동으로 측정된 대출기업의 정보 비대칭 정도에 따라 달라지는지 살펴보았다. 선행연구에 따르면 재무분석가들의 활동이 기업들에 대한 모니터링의 효과를 가지고 있으므로 기업과 투자자들 간에 존재하는 정보 비대칭 현상을 완화하는 역할을 한다. 따라서 재무분석가의 수가 증가할수록, 그리고 재무분석가 예측치들의 예측오차가 감소할수록 투자자들의 대출기업에 관한 정보위험이 감소하므로 내재자본비용이 하락할 것으로 예상하였다. 위의 논의를 바탕으로, 주거래은행의 재무건전성과 대출기업의 내재자본비용 간 관계는 기업과 투자자 간 정보 비대칭 정도에 따라 달라질 것으로 예측하였다.

2) 금융감독원 보도자료 “21년말 국내은행의 부실채권 현황”에 의함(2022. 3. 23). 금융감독원에서는 매년 분기별로 국내은행의 부실채권에 관한 현황을 발표하고 있다.

3) 정현용(2006)은 은행산업의 수익성은 고정이하 여신비율인 무수익여신에 의해 큰 영향을 받는다는 결과를 보고하였다.

유가증권시장과 코스닥시장에 속한 기업들은 시장 환경과 기업 특성에 있어 여러 차이점이 있으므로 투자자들 역시 시장 차이에 따라 위험을 차별적으로 인식할 수 있다. 또한, 코스닥시장에 속해 있는 기업들의 경우, 자금 조달이 상대적으로 용이한 대기업 위주로 구성되어 있는 유가증권시장과는 구별되는 특성을 지니고 있다. 즉, 코스닥시장은 유가증권시장에 비해 진입장벽이 비교적 낮고, 코스닥시장에 속한 기업들은 재무적인 특성과 기업지배구조 측면에서도 유가증권시장에 속해 있는 기업들과 상이하다(박승일 외, 2020). 따라서 본 연구에서는 은행에 대한 의존도가 상대적으로 높게 나타나는 코스닥 기업들을 분석대상으로 선정하였다.

2015년부터 2020년까지 코스닥시장에 상장된 기업을 표본으로 활용하여 분석한 결과, 주거래은행의 고정이하여신비율로 측정된 재무건전성이 악화될 경우, 대출기업의 내재자본비용은 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 주거래은행의 무수익여신과 대출기업의 내재자본비용의 양(+)의 관련성은 정보 비대칭이 높은 기업들의 경우에 보다 유의한 결과를 나타냈다. 추가분석으로, 은행의 무수익여신과 대출기업의 내재자본비용 간 관련성이 대출기업의 재무건전성에 따라 달라지는지 분석하였다. 추가분석 결과, 부채비율이 높은 표본에서 무수익여신과 내재자본비용 간 유의한 양(+)의 관련성이 나타났다. 즉, 대출기업의 부채비율이 상대적으로 높을수록, 투자자들의 위험 인식이 증가한다는 결과로 해석할 수 있다.

본 연구는 주거래은행의 재무상태를 나타내는 부실채권비율과 대출기업의 자기자본비용 간 관계를 살펴봄으로써 주거래은행이 대출기업에 미치는 영향에 관한 기존의 논의를 확장한다. 즉, 주거래은행의 재무건전성 정도가 자본시장 투자자들의 대출기업에 관한 위험 인식에 유의한 영향이 있다는 근거를 제시한다. 우리나라의 경우 은행 중심의 금융 제도가 비교적 발달했음에도 불구하고, 주식시장에 관한 연구에 비하여 은행과 기업 간 관계에 대하여 다루고 있는 실증분석이 다소 미흡한 편이다(안성윤, 2012). 주거래은행의 무수익여신의 증가가 내재자본비용의 증가로 이어진다면, 장기적으로는 대출기업의 기업가치 하락으로 이어질 수 있다. 따라서, 은행의 재무상태 또한 투자자들의 위험 인식을 통한 투자 결정에 영향을 줄 수 있다는 근거를 제시한다는 점에 그 의미가 있을 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구 검토와 연구가설을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 연구가설 검증을 위한 모형과 표본을 설명한다. 제Ⅳ장에서 실증분석 결과를 제시하고, 마지막으로 제Ⅴ장에서 본 연구의 결론 및 정책적 시사점을 서술한다.

II. 선행연구와 가설

은행의 재무건전성은 은행과 밀접한 관련을 맺고 있는 대출기업에 많은 영향을 주고 있다 (이은서, 2012). Kang and Stulz(2000)은 기업 활동에 있어 은행의 역할이 크게 작용하는 일본 기업들을 대상으로 은행 의존도가 높은 경우 주식시장의 침체 시에 더 많은 영향을 받는다는 근거를 제시하였다. Hoshi et al.(1990, 1991)은 은행과 밀접한 관계인 기업들의 경우 재무적 곤경으로부터 오는 어려움을 보다 잘 극복하고, 기업의 투자 활동도 더 활발하게 일어난다고 주장하였다.

은행은 정보 비대칭이 존재하는 금융시장에서 우량한 대출기업을 선별하고 기업 경영에 있어 도덕적 해이를 방지하기 위하여 효과적인 모니터링을 제공한다. 은행과 대출기업 간 긴밀한 상호 관계는 대출기업의 기업지배구조 개선으로 이어진다(Dass and Massa, 2011). Almazan and Suarez(2003)은 차입을 통한 자금조달이 은행의 모니터링 제공 효과로 인하여 주식시장에 긍정적인 신호로 작용한다는 이론적인 근거를 제시한다.

은행의 재무상태는 대출기업에 대한 모니터링을 포함하는 여러 기능을 수행하는 데에 영향을 준다(Ahn and Choi, 2009 ; 안성윤, 2012). 은행이 대출기업에 미치는 영향에 관한 선행연구에서는 주거래은행의 재무건전성이 은행 자신뿐 아니라 대출기업의 의사결정 등에 유의한 영향을 미치고 있다는 근거를 제시하고 있다. 특히, 은행과 대출기업 간 긴밀한 관계는 은행의 재무건전성이 떨어질수록 고객 기업에게 비용 측면으로 작용할 수 있다. 대표적으로, Bae et al.(2002)는 IMF 구제금융을 받았던 시기, 은행 산업에 부정적으로 작용한 외생적인 환경의 변화는 은행뿐 아니라 고객 기업의 가치하락으로 이어졌다는 연구결과를 보고하였다. Fukuda et al.(2009)는 일본 기업을 대상으로 은행의 재무적 곤경이 고객 기업의 파산 가능성에 영향을 준다는 분석결과를 제시하였다.

국내연구로, 이은서(2012)는 주거래은행의 당기순이익, 무수익여신, 업무용 고정자산을 관심변수로 사용하여 주거래은행의 무수익여신과 대출기업의 대리인비용 간 유의한 양(+)의 관계를, 주거래은행의 업무용 고정자산과 대출기업의 대리인비용 간에 유의한 음(-)의 관련성이 있음을 보고하였다. 이는 주거래은행의 재무건전성이 악화될수록 대출기업의 대리인비용을 증가시키고, 재무건전성이 양호할수록 대출기업의 대리인비용을 감소시킨다는 연구결과로, 주거래은행의 재무상태가 대출기업에 영향을 미친다는 실증적인 근거를 제시한다. 안성윤(2012)는 주거래은행과 대출기업의 장기적인 유대관계로 인하여 주거래은행의 재무건전성이 대출기업의 재무안전성과 통계적으로 유의한 관련성이 있다는 연구결과를 제시하였다. 구재운과 맹경희(2012)는 주거래은행의 재무상태 악화는 대출기업의 투자 감소로가

지 이어진다는 분석결과를 보고하였다. 또한, 은행 재무상태는 규모가 상대적으로 작은 기업이나 회사채 등급이 낮은 기업과 같이 금융시장에서 제약이 비교적 큰 기업들에서 더 많은 영향을 준다. 선행연구에서는 주거래은행의 재무건전성이 높을수록 채권 재조정이나 긴급 자금 동원 등의 방법으로 대출기업의 재무적인 어려움을 감소시키는 위험분담 역할을 담당하고 있음을 제시한다. 최근 국내 사례에서도, 코로나 팬데믹 상황 등으로 대내외 경제의 불확실성이 클 경우, 은행은 만기연장 및 상환유예 등의 지원을 통하여 대출기업의 재무적인 곤경을 완화시키는 역할을 맡고 있다.⁴⁾

은행이 보유하고 있는 자산의 건전성은 다음과 같이 ‘정상, 요주의, 고정, 회수의문, 추정손실’의 5단계로 분류할 수 있다(이은서, 2012). ‘요주의’는 여신에 있어 주의를 요하는 거래처로부터의 채권을 의미하고, ‘고정’이란 금융거래의 내용과 신용상태, 경영내용 등이 불량하여 회수나 관리방법이 필요한 거래처에 대한 회수 예상가액 여신을 뜻한다. 고정으로 분류된 거래처로부터의 총여신 중 발생이 예상되는 손실액을 확정할 수 없는 여신은 ‘회수의문’이고, 회수불능이 확실하여 손실처리를 하는 여신은 ‘추정손실’이다. 부실채권비율이 이 5단계 중, 총 여신에 대하여 ‘고정’과 ‘회수의문’, ‘추정손실’의 합으로 정의한다. 부실채권의 증가는 해당 채권에 관한 관리비용의 증가와 자산 건전성의 저하로 이어지며, 더 나아가 은행의 경쟁력과 안전성을 감소시키게 된다(이은서, 2012). 이은서(2012)는 무수익여신의 증가는 재무건전성 악화로 이어지고, 이에 따라 모니터링의 효과가 떨어지게 되면서 임원의 초도보수로 측정한 대출기업의 대리인비용이 증가한다고 주장하였다. 본 연구에서는 주거래은행의 재무건전성이 악화할수록 대출기업의 대리인비용이 증가하므로, 투자자들의 위험 인식이 높아질 것으로 예상하였다.

기업의 자기자본비용은 회계품질 또는 정보위험 등에 따른 정보 비대칭과 대리인비용의 증가에 영향을 받는다. 선행연구에 따르면 대리인비용의 증가는 정보비대칭을 심화시키고 이에 따른 위험 증가는 자기자본비용의 상승으로 이어진다(e.g. Francis et al., 2008 ; Lambert et al., 2012). 위의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설 1을 설정하였다.

가설 1 : 주거래은행의 부실채권비율이 증가할수록 대출기업의 내재자본비용이 증가할 것이다.

기술한 바와 같이, 내재자본비용은 개별기업의 정보 비대칭 정도에 따라 영향을 받는다. 따라서 주거래은행의 재무건전성과 대출기업의 내재자본비용 간 관계는 재무분석가들의 활동으로 측정한 대출기업의 정보 비대칭 정도에 따라 다르게 나타날 것으로 예측하였다. 재

4) 금융감독원 보도자료 “21년말 국내은행의 부실채권 현황”에 의함(2022. 3. 23).

무분석가들의 영향에 관한 선행연구에 따르면, 재무분석가 예측치의 분산이 크거나 재무분석가가 추종하는 숫자가 적을수록 정보 비대칭 현상이 심화되고 내재자본의 위험프리미엄이 높게 추정된다(Botosan, 1997 ; 조중석과 조문희, 2007 ; 황이석 외, 2008).

조중석과 조문희(2007)은 주식수익률의 변동성과 재무분석가의 예측 오차를 이용하여 정보 비대칭 정도를 측정하였고, 황이석 외(2008)에서는 재무분석가의 예측 오차와 재무분석가의 수를 정보 비대칭의 대용치로 사용하였다. 선행연구에서는 재무분석가를 활용한 정보 비대칭 현상이 심화될수록 내재자본비용이 상승한다는 결과를 보고한 바 있다. 조문기와 최동춘(2013)에서는 재무분석가의 수가 많은 기업일수록 자본비용이 하락한다는 연구결과를 보고하였다.

기업과 투자자들 간 정보 비대칭 현상은 자본시장에서 자원의 배분이 효율적으로 이루어지는 것을 방해하는 원인이 된다. 재무분석가의 활동은 기업에 대한 모니터링 효과를 가지고 있으므로, 재무분석가의 수가 증가할수록, 재무분석가 예측치의 예측 오차가 작을수록 정보 비대칭 현상이 완화된다. 따라서 주거래은행의 부실채권비율과 대출기업의 내재자본비용 간 관련성은 해당 대출기업에 대한 정보 비대칭 현상이 심화될수록 보다 명확히 나타날 것으로 예측하였다. 즉, 재무분석가 예측치의 분산이 클수록, 재무분석가의 숫자가 적은 기업의 경우 주거래은행의 재무건전성과 대출기업의 내재자본 간 관련성이 분명하게 나타날 것으로 예측하였다. 상기의 논의를 바탕으로 다음과 같이 가설 2를 설정하였다.

가설 2 : 주거래은행의 부실채권비율과 대출기업의 내재자본비용 간 양(+)의 관계는 대출기업의 정보 비대칭이 클수록 명확하게 나타날 것이다.

Ⅲ. 표본의 선정과 연구모형

3.1 표본의 선정

본 연구에서 사용한 표본은 주거래은행 특성을 구분하기 위하여 하나은행과 외환은행이 합병되어 하나의 관측치로 측정 가능한 2015년부터 2020년까지를 대상으로 다음의 조건을 충족하는 기업-연도 관측치로 구성하였다.

- (1) 코스닥시장에 상장된 기업
- (2) 금융업에 포함되지 않은 기업

(3) 12월 결산기업

(4) Dataguide에서 재무분석가 이익예측치 및 재무정보 추출이 가능한 기업

본 연구의 표본은 코스닥시장에 상장된 기업들로 구성되어 있다. 분석대상을 코스닥 상장 기업으로 하는 이유는, 유가증권시장에 비하여 주거래은행에 대한 의존도가 높기 때문이다. 즉, 주거래은행의 대출기업에 대한 영향은 대출기업이 주거래은행에 대한 차입의존도가 높을 때에 보다 명확히 나타나기 때문이다(구재운과 맹경희, 2012).

표본 간 재무정보 비교의 용이성과 동질성을 고려하기 위하여 금융업에 포함된 기업과 12월 결산이 아닌 기업들을 표본에서 제외하였다. 또한, 본 연구의 종속변수인 자기자본비용을 산출하기 위해 Dataguide에서 재무분석가 이익예측치를 조회할 수 있는 기업 및 통제변수인 재량적 발생액을 산출하기 위해 산업-연도별 표본이 10개 미만인 경우 표본에서 제외하였다. 최종적으로 본 연구의 대상이 되는 표본은 546개 기업-연도이며, 구체적인 표본의 선정 과정은 <표 1>에서 제시하였다.

〈표 1〉 표본 선정 과정

내용	표본 수
2015년부터 2020년까지 한국거래소 코스닥시장에 상장된 기업	8,762
금융업에 속하는 기업	(216)
결산월이 12월이 아닌 기업	(169)
재무분석가 예측치를 조회할 수 없는 기업	(7,120)
산업-연도별 표본이 10개 미만인 기업	(108)
그 외 통제변수를 산출할 수 없는 기업	(603)
최종 표본	546

3.2 변수의 측정

본 연구에서 사용된 종속변수를 측정하기 위하여, 우선 Dataguide에서 조회할 수 있는 재무분석가 이익예측치를 이용하였다. 재무분석가의 이익예측치를 측정 대상 기업의 미래에 발생할 것으로 예상되는 이익에 대한 대응치로 설정하고, Claus and Thomas(2001), Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004)에서 제시한 기업가치평가모형을 통해 자기자본비용을 측정하였다. 구체적으로, 선행연구에서 제시하고 있는 기업가치평가모형을 통하여

추정한 주가와 실제 주가의 차이를 최소화하는 할인율을 계산한 후 측정상의 오류를 최소화하기 위하여 각각의 기업가치평가모형으로 측정한 자기자본비용의 산술평균을 개별기업의 사전적인 자기자본비용(COE)으로 설정하였다. 한편, 기업가치평가모형을 통해 추정한 주가와 비교되는 실제 주가는 차기 회계연도의 3월 말 주가를 사용하고, Dataguide에서 제공하는 재무분석가 이익예측치는 최대 2년 후까지로 한정된다. 만약, 기업가치평가모형에서 3년 이후 기간의 이익예측치가 필요한 경우 조회 가능한 1년 후 및 2년 후의 이익예측치를 활용하여 이익예측치 증가율을 계산한 다음, 이익예측치 증가율을 2년 후의 이익예측치에 곱하여 3년 후의 이익예측치를 계산하고, 그 이후의 기간은 동일한 방식으로 측정하였다. 또한, 미래 배당성향은 당기 배당성향과 같다고 가정하여 당기 배당성향을 동일하게 사용하며, 자기자본비용은 0%에서 100% 이내의 범위로 측정하였다.

먼저, Claus and Thomas(2001)에서는 잔여이익할인모형을 통해 기업가치를 측정하는 모형을 제시하였다. 구체적으로, 재무분석가 이익예측치를 이용하여 자기자본비용 측정 시점을 기준으로 향후 5년 동안의 잔여이익을 예측하고, 5년 이후의 잔여이익은 무위험이자율에서 3%를 차감한 비율로 성장한다고 가정하여 자기자본비용을 측정하였다. Claus and Thomas(2001)의 방법에 따른 자기자본비용은 아래 식 (1)에서 r_e 를 역산하여 산출하며, 본 연구에서는 CT로 표시한다.

$$\begin{aligned}
 P_t = & B_t + \frac{EPS_{t+1} - r_e * B_t}{(1 + r_e)} + \frac{EPS_{t+2} - r_e * B_{t+1}}{(1 + r_e)^2} + \frac{EPS_{t+3} - r_e * B_{t+2}}{(1 + r_e)^3} \\
 & + \frac{EPS_{t+4} - r_e * B_{t+3}}{(1 + r_e)^4} + \frac{(EPS_{t+5} - r_e * B_{t+4})(1 + g_p)}{(r_e - g_p)(1 + r_e)^5}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

- P : 기업의 주가 ;
- B : 주당장부가액 ;
- EPS : 재무분석가의 주당순이익 예측치 ;
- r_e : 자기자본비용 ;
- g_p : 장기성장률(=3년 국고채 이자율-직전 10년간 근원인플레이션을 평균).

다음으로, Ohlson and Juettner(2005)는 잔여이익을 활용하되 잔여이익의 성장률을 이용하여 기업가치를 평가하는 잔여이익성장모형을 제시하였다. 구체적으로, 재무분석가 이익예측치를 사용하여 잔여이익을 측정하고, 해당 잔여이익의 성장률과 장기성장률을 이용하여 기업가치를 측정한다. Ohlson and Juettner(2005)의 모형을 통해 추정한 자기자본비용은 식 (2)에서 r_e 를 역산하여 산출하며, 본 연구에서는 OJ로 표시한다.

$$P_t = \frac{EPS_{t+1}}{r_e} + \frac{(EPS_{t+2} - EPS_{t+1} - r_e(EPS_{t+1} - DPS_{t+1}))}{r_e(r_e - g_p)} \quad (2)$$

DPS : 재무분석가의 주당배당액 예측치 ;

그 외 변수의 정의는 식 (1)과 동일함.

마지막으로, Easton(2004) 또한 잔여이익의 성장률을 이용하여 기업가치를 측정하는 방법을 제시하였으며, 상기의 Ohlson and Juettner(2005)의 모형인 식 (2)에서 재무분석가의 주당배당액 예측치와 장기성장률을 영(0)으로 가정한 잔여이익성장모형을 제시하였다. Easton(2004)의 모형을 통해 추정된 자기자본비용은 식 (3)에서 r_e 를 역산하여 산출하며, 본 연구에서는 PEG로 표시한다.

$$P_t = \frac{EPS_{t+1}}{r_e} + \frac{(EPS_{t+2} - EPS_{t+1} - r_e * EPS_{t+1})}{r_e^2} \quad (3)$$

변수의 정의는 식 (1)과 동일함.

3.3 연구모형

본 연구의 첫 번째 가설인 주거래은행의 무수익여신과 기업의 자기자본비용 간 관련성을 분석하기 위한 연구모형은 아래의 식 (4)와 같다.

$$\begin{aligned} COE_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 BDT_{i,t} + \beta_2 ALLOW_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 BTM_{i,t} + \beta_6 BETA_{i,t} \\ & + \beta_7 VOL_{i,t} + \beta_8 RET_{i,t} + \beta_9 MDA_{i,t} + \beta_{10} FOLLOW_{i,t} + \beta_{11} EXPSD_{i,t} \\ & + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

COE : Claus and Thomas(2001), Ohlson and Juettner(2005) 및 Easton(2004)의 모형을 이용하여 측정된 자기자본비용의 평균값 ;

BDT : 주거래은행의 고정이하여신비율 ;

$ALLOW$: 주거래은행의 고정이하여신 대비 대손충당금 적립비율 ;

$SIZE$: 총자산의 자연로그 값 ;

LEV : 부채비율 ;

BTM : 장부-시장비율 ;

$BETA$: 시장베타 ;

VOL : 개별기업 주식의 1년간 주가변동성 ;

RET : 개별기업 주식의 1년간 보유수익률 ;

MDA : Dechow et al.(1995)의 모형을 이용하여 측정된 재량적 발생액 ;

$FOLLOW$: 재무분석가 추종 수 ;

<i>EXPSD</i>	: 재무분석가 이익예측치 표준편차 ;
<i>IND</i>	: 산업 더미변수 ;
<i>YEAR</i>	: 연도 더미변수 ;
ε	: 잔차항.

종속변수인 자기자본비용은 앞선 절에서 서술한 바와 같이 Claus and Thomas(2001), Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004)의 3가지 모형으로 측정된 자기자본비용의 산술평균으로 설정(COE)한다. 본 연구의 관심변수인 주거래은행의 고정이하여신비용(BDT)은 금융감독원의 금융통계시스템에서 조회 가능한 통계 중 국내은행의 주요경영지표 중 하나인 여신건전성을 조회하여 측정하였다. 주요 통제변수인 대손충당금 적립비율 중 고정이하여신 대비 대손충당금 적립비율(ALLOW) 역시 금융감독원 금융통계시스템에서 조회하여 측정하였다.

그 외 통제변수는 선행연구에서 자기자본비용에 영향을 줄 수 있는 요인으로 구성하였다(Fama and French, 1992 ; Gebhardt et al., 2001 ; Francis et al., 2004). 먼저, 기업의 개별적인 특성을 통제하기 위해 기업의 규모(SIZE), 기업의 재무건전성(LEV), 기업의 성장성(BTM)을 통제하고, 기업의 재무보고품질은 Dechow et al.(1995)의 수정-존스 모형을 통해 추정된 재량적 발생액(MDA)으로 통제한다. 시장의 특성을 통제하기 위해 시장수익률과 개별기업의 추가수익률을 회귀분석하여 추정한 시장베타(BETA)를 통제하였고, 개별기업의 고유 위험을 통제하기 위해 개별기업 주식의 일별수익률 표준편차(VOL), 개별기업 주식의 보유수익률(RET)을 통제하였다. 또한 재무분석가 추종 수(FOLLOW) 및 재무분석가의 이익예측치 표준편차(EXPSD)를 통제하였다. 마지막으로, 산업별, 연도별 영향을 통제하기 위하여, 표준산업분류 중분류를 이용하여 더미변수로 설정한 산업 더미변수(IND)와 연도 더미변수(YEAR)를 통제하였다. 변수값의 극단치가 본 연구의 분석결과에 줄 수 있는 영향을 완화하기 위하여 모든 연속변수는 1% 미만인 경우 1% 수준으로 및 99% 초과인 경우 99% 수준으로 조정하였다(winsorization).

한편, 본 연구의 두 번째 가설인 정보 비대칭 정도에 따라 주거래은행의 부실채권비율과 기업의 자기자본비용 간 관련성이 달라지는지 분석하기 위해 상기의 식 (4)를 활용하였다. 구체적으로, 선행연구에서 제시한 정보 비대칭의 대용치인 재무분석가 추종 수와 재무분석가 이익예측치의 표준편차를 활용하여 정보 비대칭의 정도를 측정하였다(Admati and Pfleiderer, 1988 ; Krishnaswami and Subramaniam, 1999). 즉, 재무분석가 추종 수 중위수를 기준으로 중위수 미만인 경우 1의 값을 가지는 더미변수(LOWFO)와 재무분석가 이익예측치 표준편차 중위수를 기준으로 중위수 이상인 경우 1의 값을 가지는 더미변수(HISD)를 이용하여 표본을 구분한 후 분석을 수행하였다.

IV. 실증분석

4.1 기술통계량

<표 2> Panel A는 주요변수에 대한 기술통계량을 제시한다. 자기자본비용의 산술평균(COE)은 약 14%로 나타나고 있으며, Claus and Thomas(2001), Ohlson and Juettner(2005) 및 Easton(2004)의 모형을 통해 측정된 자기자본비용 모두 평균적으로 약 14%로 유사하게 나타난다. 표본 전체를 기준으로 주거래은행의 고정이하여신비율의 평균은 약 1.06%, 고정이하여신 대비 대손충당금 적립비율의 평균은 약 114%이다. <표 2> Panel B는 주거래은행의 연도별 고정이하여신비율을 보여준다. 평균적으로는 2015년 이후 2020년까지 고정이하여신비율이 1.63%에서 0.69%로 낮아지는 추세가 나타난다. 또한 고정이하여신비율을 주거래은행별로 비교해 봤을 때 변동하는 행태가 동일하지 않기 때문에, 주거래은행의 재무건전성과 기업의 내재자본비용 간 관련성을 분석해 보는 것이 의미가 있다고 판단된다.

<표 2> 기술통계량

Panel A : 주요변수의 기술통계량						
변수명	표본 수	평균	중위수	표준편차	Q1	Q3
COE	546	0.142	0.128	0.066	0.094	0.170
CT	546	0.140	0.122	0.082	0.085	0.166
OJ	546	0.148	0.134	0.064	0.102	0.176
PEG	546	0.141	0.126	0.061	0.097	0.167
BDT	546	1.062	0.830	0.901	0.480	1.320
ALLOW	546	114.127	100.730	34.842	89.050	129.830
SIZE	546	26.404	26.391	0.792	25.872	26.889
LEV	546	0.372	0.352	0.183	0.219	0.510
BTM	546	0.578	0.486	0.421	0.300	0.720
BETA	546	0.882	0.871	0.376	0.628	1.126
VOL	546	0.446	0.431	0.132	0.346	0.524
RET	546	1.264	1.083	0.618	0.847	1.522
MDA	546	0.001	-0.001	0.086	-0.053	0.047
FOLLOW	546	4.233	3.000	3.322	2.000	5.000
EXPSD	546	0.137	0.096	0.144	0.059	0.160

1) 변수의 정의

- COE* : Claus and Thomas(2001), Ohlson and Juettner(2005) 및 Easton(2004)의 모형을 이용하여 측정된 자기자본비용의 평균값 ;
- CT* : Claus and Thomas(2001)의 모형을 이용하여 측정된 자기자본비용 ;
- OJ* : Ohlson and Juettner(2005)의 모형을 이용하여 측정된 자기자본비용 ;
- PEG* : Easton(2004)의 모형을 이용하여 측정된 자기자본비용 ;
- BDT* : 주거래은행의 고정이하여신비율 ;
- ALLOW* : 주거래은행의 고정이하여신 대비 대손충당금 적립비율 ;
- SIZE* : 총자산의 자연로그 값 ;
- LEV* : 부채비율 ;
- BTM* : 장부-시장비율 ;
- BETA* : 시장베타 ;
- VOL* : 개별기업 주식의 1년간 주가변동성 ;
- RET* : 개별기업 주식의 1년간 보유수익률 ;
- MDA* : Dechow et al.(1995)의 모형을 이용하여 측정된 재량적 발생액 ;
- FOLLOW* : 재무분석가 추종 수 ;
- EXPSD* : 재무분석가 이익예측치 표준편차.

Panel B : 주거래은행의 연도별 고정이하여신비율

은행명	2015	2016	2017	2018	2019	2020
BNK경남은행	1.41	0.90	0.89	1.11	0.96	0.74
BNK부산은행	1.16	0.90	1.53	1.43	0.87	0.67
DGB대구은행	1.23	1.19	0.82	0.90	0.73	0.49
IBK기업은행	1.31	1.36	1.36	1.32	1.28	1.08
KB국민은행	1.1	0.74	0.58	0.48	0.37	0.28
KDB산업은행	5.68	3.56	3.49	4.23	2.71	2.48
NH농협은행	2.27	1.36	1.03	0.89	0.58	0.42
SC제일은행	1.07	0.78	0.60	0.46	0.42	0.31
SH수협은행	1.76	1.22	0.90	0.56	0.46	0.44
광주은행	0.88	0.66	0.60	0.63	0.49	0.43
신한은행	0.80	0.65	0.55	0.45	0.45	0.36
우리은행	1.47	0.98	0.83	0.51	0.40	0.32
전북은행	1.43	1.32	0.87	0.71	0.64	0.62
제주은행	0.87	1.24	1.09	0.49	0.54	0.60
하나은행	1.21	0.84	0.73	0.52	0.39	0.34
한국수출입은행	3.24	4.53	3.64	1.50	1.79	1.53
한국씨티은행	0.75	0.60	0.57	0.70	0.74	0.58

1) 본 연구에 포함된 주거래은행의 고정이하여신비율 평균은 약 1.28%이며, 고정이하여신 대비 대손충당금 적립비율 평균은 약 122%이다.

4.2 변수의 상관관계

<표 3>은 본 연구에서 사용된 주요 변수들 간 상관관계를 분석한 결과이다. 대각선을 기준으로 우측 상단의 값은 스피어만(Spearman) 상관관계계수이며, 좌측 하단의 값은 피어슨(Pearson) 상관관계계수이다. 두 가지 상관관계 분석결과, 자기자본비용의 산술평균과 Claus and Thomas(2001), Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004) 3가지 모형으로 측정한 자기자본비용 간 유의한 양(+)의 관계가 나타나고 있어, 자기자본비용의 측정이 적절한 것으로 판단된다. 한편, 피어슨 상관관계계수를 기준으로 주거래은행의 고정이하여신비율은 자기자본비용의 산술평균 및 각각의 자기자본비용과 모두 유의한 양(+)의 관계를 제시하고 있어, 본 연구의 첫 번째 가설을 지지하는 결과를 제시한다. 그러나 스피어만 상관관계계수는 유의하지 않은 양(+)의 관계인 점과 더불어 통제변수들 또한 자기자본비용과 유의한 관계를 보여주고 있어, 다음 절에서 자기자본비용에 영향을 줄 수 있는 요인을 통제된 후 회귀 분석을 수행함으로써 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간 관련성을 분석하고자 한다.

4.3 주요분석 결과

<표 4>는 본 연구의 첫 번째 가설에 대한 실증분석 결과를 제시한다. 분석결과, 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간에 유의한 양(+)의 관계를 발견하였다. 이러한 결과는 본 연구의 첫 번째 가설을 지지하는 결과이며, 부실채권비율인 고정이하여신비율이 높아질수록 대출기업의 대리인비용이 증가함에 따라 자기자본비용이 높아진다고 해석할 수 있다. 통제변수의 경우 선행연구와 유사하게 기업의 규모는 자기자본비용과 유의한 음(-), 부채비율 및 장부-시장비율은 자기자본비용과 유의한 양(+)의 관계를 나타냈다. 한편, 분산팽창요인(VIF)를 확인한 결과 최대 3.23, 평균 2.31로써 해당 결과가 주요 변수 간 다중공선성에 의해 영향을 받은 것이 아닌 것으로 판단된다. <표 4>의 (2)-(4)열까지는 각각 종속변수를 자기자본비용의 산술평균이 아닌 Claus and Thomas(2001), Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004)의 모형을 통해 측정한 CT, OJ, PEG로 설정하여 분석한 결과를 제시한다. 분석결과, 앞선 분석결과와 동일하게 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간 유의한 양(+)의 관계를 보여주어, 앞선 분석결과가 자기자본비용 측정방법에 따라 변동되지 않으며, 앞선 분석결과에 대한 강건성을 부여한다.

〈표 3〉 상관관계 분석

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. COE	0.985*	0.994*	0.986*	0.986*	0.013	-0.029	-0.062	0.270*	0.400*	0.065	0.053	-0.071	-0.004	-0.242*	0.053
2. CT	0.979*	0.968*	0.951*	0.951*	0.020	-0.021	-0.028	0.259*	0.446*	0.062	0.042	-0.077	-0.010	-0.236*	0.059
3. OJ	0.991*	0.959*	0.981*	0.981*	0.000	-0.028	-0.073	0.267*	0.388*	0.056	0.041	-0.074	-0.006	-0.244*	0.037
4. PEG	0.987*	0.955*	0.981*	0.981*	0.013	-0.043	-0.089*	0.281*	0.346*	0.078	0.075	-0.068	0.009	-0.236*	0.056
5. BDT	0.128*	0.134*	0.122*	0.140*	0.140*	-0.406*	-0.065	0.062	0.009	-0.030	-0.057	-0.022	0.059	-0.031	-0.037
6. ALLOW	-0.080	-0.077	-0.081	-0.083	-0.262*	0.036	-0.091*	0.011	0.011	0.091*	0.312*	0.082	-0.052	0.023	0.043
7. SIZE	-0.093*	-0.066	-0.097*	-0.117*	-0.037	0.025	0.258*	0.312*	0.312*	-0.148*	-0.154*	-0.095*	-0.137*	0.281*	0.260*
8. LEV	0.275*	0.258*	0.273*	0.284*	0.151*	-0.075	0.275*	0.011	0.011	0.020	0.057	0.046	-0.111*	-0.076	0.111*
9. BTM	0.342*	0.350*	0.337*	0.306*	0.031	0.001	0.282*	-0.018	0.011	-0.145*	-0.269*	-0.370*	-0.129*	-0.198*	0.089*
10. BETA	0.043	0.026	0.037	0.052	0.020	0.089*	-0.138*	0.008	-0.180*	0.008	0.580*	0.119*	0.077	-0.072	0.011
11. VOL	0.024	0.012	0.008	0.050	0.008	0.280*	-0.158*	0.042	-0.256*	0.567*	0.332*	0.332*	0.052	-0.052	0.071
12. RET	-0.103*	-0.109*	-0.109*	-0.096*	0.079	0.035	-0.098*	0.063	-0.327*	0.142*	0.428*	0.428*	0.084	0.006	-0.096*
13. MDA	0.040	0.039	0.031	0.055	0.033	-0.051	-0.108*	-0.099*	-0.089*	0.089*	0.067	0.135*	0.067	-0.047	-0.062
14. FOLLOW	-0.241*	-0.224*	-0.247*	-0.237*	-0.046	0.016	0.362*	-0.100*	-0.140*	-0.086*	-0.060	-0.004	-0.044	-0.044	0.113*
15. EXPSD	0.090*	0.126*	0.052	0.076	-0.022	0.028	0.123*	0.054	0.099*	0.038	0.112*	0.017	-0.033	-0.024	-0.024

1) 변수 정의를 <표 2>를 참조.

2) *은 0.05 수준에서 유의함.

〈표 4〉 주거래은행의 무수익여신과 자기자본비용의 관련성

변수명	(1) DV=COE	(2) DV=CT	(3) DV=OJ	(4) DV=PEG
<i>Intercept</i>	0.757*** (6.59)	0.820*** (5.64)	0.738*** (6.67)	0.756*** (7.20)
<i>BDT</i>	0.009** (2.07)	0.012** (2.16)	0.008** (2.01)	0.008** (2.21)
<i>ALLOW</i>	-0.000 (-0.26)	-0.000 (-0.29)	-0.000 (-0.34)	-0.000 (-0.17)
<i>SIZE</i>	-0.028*** (-6.39)	-0.031*** (-5.62)	-0.027*** (-6.35)	-0.028*** (-7.03)
<i>LEV</i>	0.117*** (5.94)	0.129*** (5.19)	0.113*** (5.60)	0.118*** (6.44)
<i>BTM</i>	0.063*** (4.88)	0.079*** (5.32)	0.060*** (4.53)	0.055*** (4.32)
<i>BETA</i>	-0.002 (-0.23)	-0.005 (-0.42)	-0.000 (-0.04)	-0.005 (-0.58)
<i>VOL</i>	0.049 (1.50)	0.057 (1.35)	0.035 (1.10)	0.061** (2.03)
<i>RET</i>	-0.008* (-1.90)	-0.010* (-1.72)	-0.007* (-1.89)	-0.008** (-2.24)
<i>MDA</i>	0.037 (1.22)	0.048 (1.26)	0.030 (0.97)	0.044 (1.59)
<i>FOLLOW</i>	0.000 (0.20)	0.000 (0.30)	-0.000 (-0.14)	0.000 (0.36)
<i>EXPSD</i>	0.034 (1.27)	0.065* (1.69)	0.014 (0.62)	0.022 (1.00)
<i>IND</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
<i>YEAR</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
No of obs.	546	546	546	546
Adj. R-sq.	0.462	0.431	0.452	0.442
F-value	11.39***	10.18***	10.99***	10.60***

1) 변수 정의는 <표 2>를 참조.

2) ***, **, *은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 유의함.

3) 괄호 안의 값은 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, firm-level에서 clustering함.

<표 5>에서는 본 연구의 두 번째 가설에 대한 실증분석 결과를 제시한다.

<표 5> 정보비대칭 정도에 따른 주거래은행의 무수익여신과 자기자본비용의 관련성

변수명	DV=COE			
	(1) LOWFO=1	(2) LOWFO=0	(3) HISD=1	(4) HISD=0
<i>Intercept</i>	0.942*** (4.36)	0.714*** (5.07)	0.989*** (5.31)	0.442*** (3.30)
<i>BDT</i>	0.014* (1.85)	0.005 (1.09)	0.016*** (2.73)	0.005 (0.86)
<i>ALLOW</i>	-0.000 (-0.17)	0.000 (0.07)	0.000 (1.33)	-0.000 (-1.00)
<i>SIZE</i>	-0.035*** (-4.19)	-0.026*** (-4.73)	-0.038*** (-5.35)	-0.015*** (-2.78)
<i>LEV</i>	0.149*** (4.32)	0.100*** (4.62)	0.120*** (4.18)	0.099*** (4.86)
<i>BTM</i>	0.064*** (4.04)	0.064*** (4.13)	0.067*** (3.25)	0.055*** (5.63)
<i>BETA</i>	-0.019 (-1.07)	0.004 (0.41)	-0.005 (-0.42)	0.004 (0.33)
<i>VOL</i>	0.093 (1.63)	0.031 (0.79)	0.040 (0.80)	0.037 (0.83)
<i>RET</i>	-0.017* (-1.80)	-0.005 (-1.18)	-0.011 (-1.64)	-0.001 (-0.12)
<i>MDA</i>	0.075 (1.25)	0.020 (0.58)	0.019 (0.40)	0.023 (0.65)
<i>FOLLOW</i>	-0.010 (-0.94)	0.001 (0.55)	0.001 (1.13)	-0.000 (-0.33)
<i>EXPSD</i>	0.033 (0.71)	0.027 (0.88)	0.032 (0.99)	-0.191 (-1.65)
<i>IND</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
<i>YEAR</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
No of obs.	198	348	273	273
Adj. R-sq.	0.427	0.427	0.439	0.473
F-value	4.49***	7.47***	6.19***	6.81***

1) 변수의 정의

LOWFO : 재무분석가 추종 수가 중위수 미만인 경우 1의 값을 가지는 더미변수 ;
HISD : 재무분석가 이익예측치 표준편차가 중위수 이상인 경우 1의 값을 가지는 더미변수.
 그 외 변수 정의는 <표 2>를 참조.

2) ***, **, *은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 유의함.

3) 괄호 안의 값은 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, firm-level에서 clustering함.

(1)열과 (2)열은 재무분석가 추종 수 중위수를 기준으로 표본을 나누어 분석한 결과를 나타내며, (3)열과 (4)열은 재무분석가 이익예측치 표준편차 중위수를 기준으로 표본을 나누어 분석한 결과를 제시한다. 분석결과, (1)열에서 제시하는 바와 같이, 재무분석가 추종 수가 중위수 미만인 표본과 (3)열에 나타난 것처럼, 재무분석가 이익예측치 표준편차가 중위수 이상인 표본에서 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 이러한 결과는 두 번째 가설을 지지하는 결과이며, 정보비대칭 정도가 상대적으로 높은 표본에서 주거래은행의 재무건전성이 악화될수록 대출기업의 자기자본비용 상승이 보다 명확하게 나타남을 알 수 있다.⁵⁾

상기의 분석결과를 종합하면, 주거래은행의 재무적 성과와 안정성을 나타내는 고정이하여신비율, 즉, 부실채권비율이 은행 스스로뿐 아니라 대출기업의 위험을 증가시키는 요소가 된다는 실증결과를 제시한다. 이는, 자본시장 내 투자자들은 투자 결정에 있어 투자 대상 기업에게 타인자본을 제공하는 은행의 재무상태를 고려한다는 근거를 제공한다. 또한, 주거래은행의 재무상태 위험 정도는 재무분석가의 활동으로 나타나는 대출기업의 정보 비대칭 정도에 따라 상이하게 나타났다. 구체적으로, 재무분석가의 추종 수가 적거나 이익예측치의 표준편차가 클수록, 즉, 대출기업의 정보 비대칭이 심할수록 고정이하여신과 내재자본비용 간 양(+)의 관계가 보다 명확하게 나타나는 결과를 제시한다.

4.4 추가분석 결과

구재운과 맹경희(2012)는 은행의 재무상태의 영향은 규모가 금융시장에서 제약이 비교적 큰 기업들에게 더 크게 나타난다는 결과를 제시하였다. 이러한 논의를 바탕으로 한 추가분석으로, <표 6>은 개별기업의 재무건전성 정도에 따라 앞선 결과인 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간 양(+)의 관련성이 달라지는지 분석한 결과를 제시한다.

개별기업의 재무건전성 정도는 부채비율이 중위수 이상인 경우 1의 값을 가지는 더미변수(*HILEV*)를 활용하였으며, (1)열과 (2)열은 해당 더미변수를 활용하여 표본을 구분한 후 분석을 수행할 결과이다. 분석결과, 부채비율이 높은 표본에서 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간 양(+)의 관련성이 나타난다. 이는, 부채비율이 상대적으로 높은 기업의 경우 투자자들이 주거래은행의 재무상태에 관한 위험을 더욱 더 반영하고 있다는 것으로 해석할 수 있다.

5) 첫 번째 가설 및 두 번째 가설에 대한 분석에서, 일반적으로 은행의 수익성 또는 재무건전성을 나타내는 주요 지표 중 하나인 BIS(국제결제은행, Bank for International Settlement)가 정한 은행의 위험자산 대비 자기자본비율을 통제변수로 추가하여 분석을 수행한 결과도 유사하게 나타난다.

〈표 6〉 개별기업의 재무건전성 정도에 따른 주거래은행의 무수익여신과 자기자본비용의 관련성

변수명	DV=COE	
	(1) HILEV=1	(2) HILEV=0
<i>Intercept</i>	0.910*** (6.01)	0.802*** (5.33)
<i>BDT</i>	0.012** (2.13)	-0.002 (-0.33)
<i>ALLOW</i>	-0.000 (-1.16)	0.000 (0.40)
<i>SIZE</i>	-0.033*** (-5.83)	-0.028*** (-4.78)
<i>LEV</i>	0.149*** (4.47)	0.055 (1.13)
<i>BTM</i>	0.073*** (5.28)	0.054*** (3.33)
<i>BETA</i>	-0.011 (-0.75)	0.009 (0.82)
<i>VOL</i>	0.047 (0.89)	0.028 (0.74)
<i>RET</i>	-0.012* (-1.93)	-0.001 (-0.27)
<i>MDA</i>	0.102** (2.45)	-0.017 (-0.45)
<i>FOLLOW</i>	-0.001 (-0.46)	0.001 (1.15)
<i>EXPSD</i>	0.004 (0.11)	0.046 (1.10)
<i>IND</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
<i>YEAR</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
No of obs.	273	273
Adj. R ² -sq.	0.527	0.368
F-value	8.39***	5.27***

1) 변수의 정의

HILEV : 부채비율이 중위수 이상인 경우 1의 값을 가지는 더미변수.

그 외 변수 정의는 <표 2>를 참조.

2) ***, **, *은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 유의함.

3) 괄호 안의 값은 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, firm-level에서 clustering함.

한편, 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간 양(+)의 관련성을 제시한 본 연구의 결과는 사전에 기업이 주거래은행을 선택함으로써 발생하는 내생성으로 인해 나타난 것이라는 우려가 존재할 수 있다. 따라서 연도별로 주거래은행별 고정이하여신비율을 4분위로 나누고, 가장 높은 분위에 속하는 주거래은행을 지정한 기업과 그 외의 기업을 1대 1로 매칭하는 성향점수매칭을 통해 표본을 재설정하고 분석을 재수행하여 내생성으로 인해 결과가 나타날 수 있는 개연성을 완화하고자 한다. 구체적으로, 연도별로 고정이하여신비율이 가장 높은 주거래은행을 지정한 기업과 그 외의 기업을 대상으로 t-검정을 통해 유의한 차이가 나타나는 변수를 파악하고, 해당 변수를 이용하여 성향점수를 산출한 후, 고정이하여신비율이 가장 높은 주거래은행을 지정한 기업과 가장 유사한 성향점수를 보유한 기업을 1대 1로 매칭하여 표본을 재설정한다.⁶⁾ 이후 성향점수매칭을 통해 재구성된 표본을 활용하여 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간 관련성을 분석한다.

<표 7>에서는 이와 같이 성향점수매칭을 수행한 표본을 활용하여 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간 관련성을 분석한 결과를 제시한다. 분석결과, 앞선 결과와 유사하게 주거래은행의 고정이하여신비율과 자기자본비용 간에 유의한 양(+)의 관련성이 나타난다. 이러한 결과는 본 연구의 결과가 내생성으로 인해 나타났을 가능성을 완화하며, 본 연구의 결과에 대해 강건성을 부여한다.

<표 7> 성향점수매칭 이후 주거래은행의 무수익여신과 자기자본비용의 관련성

변수명	DV=COE
<i>Intercept</i>	1.001*** (3.90)
<i>BDT</i>	0.019*** (3.07)
<i>ALLOW</i>	-0.000 (-0.52)
<i>SIZE</i>	-0.037*** (-3.84)
<i>LEV</i>	0.171*** (3.79)

6) 성향점수매칭에 활용된 변수는 *SIZE*, *LEV*, *RET*이며, 연도별로 고정이하여신비율이 가장 높은 분위에 속하는 주거래은행을 지정한 표본 수는 70개이다. 성향점수매칭 이후 표본 간 *SIZE*, *LEV*, *RET*의 차이는 유의하지 않게 나타나며, 성향점수매칭에 따라 재설정된 표본 수는 140개이다.

〈표 7〉 성향점수매칭 이후 주거래은행의 무수익여신과 자기자본비용의 관련성 (계속)

변수명	DV=COE
<i>BTM</i>	0.083 ^{***} (2.73)
<i>BETA</i>	0.000 (0.01)
<i>VOL</i>	0.014 (0.19)
<i>RET</i>	-0.008 (-0.85)
<i>MDA</i>	0.014 (0.17)
<i>FOLLOW</i>	0.000 (0.05)
<i>EXPSD</i>	0.022 (0.51)
<i>IND</i>	Included
<i>YEAR</i>	Included
No of obs.	140
Adj. R-sq.	0.423
F-value	3.62 ^{***}

- 1) 변수 정의는 <표 2>를 참조.
- 2) ***, **, *은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 유의함.
- 3) 괄호 안의 값은 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, firm-level에서 clustering함.

V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 주거래은행의 고정이하여신비율로 측정한 은행의 재무건전성과 대출기업의 내재자본비용 간 관계를 분석하였다. 선행연구에서는 주거래은행의 재무상태가 기업의 활동과 자금조달에 중대한 영향을 주고 있음을 시사하고 있다. 우리나라의 경우 은행은 대출기업과 긴밀한 관계를 형성하고 있다. 주거래은행의 재무건전성 악화는 대출기업의 자금조달이 원활히 이루어지는 것을 저해하는 요소일 뿐 아니라, 대출기업의 대리인비용을 증가시킨다(이은서, 2012).

본 연구에서는 주거래은행이 대출기업에 미치는 영향에 관하여 다루고 있는 기존 선행연구를 확장하여, 대출기업의 투자자들이 투자 결정에 있어 주거래은행의 재무건전성 정도를 고려하는지 실증적으로 분석하였다. 만약, 은행의 재무건전성 정도가 투자 결정에 영향을 주는 요소라면, 주거래은행의 부실채권비율은 해당 대출기업의 위험 요소로 작용하게 되어 자기자본비용이 증가할 것이라고 예측하였다.

위의 가설을 검증하기 위하여, 2015년부터 2020년까지 코스닥 상장기업 중 비금융기업을 대상으로 주거래은행의 고정이하여신과 대출기업의 내재자본비용 간 관계를 살펴보았다. 실증분석 결과, 고정이하여신비율이 증가할수록, 즉, 은행의 부실채권비율이 증가할수록 대출기업의 자기자본비용이 상승하는 것으로 나타났다. 또한 부실채권비율과 자기자본비용의 유의한 양(+)의 관련성은 대출기업의 재무분석가의 활동으로 측정된 정보 비대칭 정도가 높을수록, 대출기업의 부채비율이 높을수록 유의하게 나타났다. 이는 주거래은행의 재무상태에 따라 대출기업에 대한 위험의 인식 정도가 달라진다는 점을 시사한다.

본 연구는 주거래은행의 재무상태가 대출기업의 활동에 영향을 준다는 선행연구를 확장한다. 선행연구결과와 본 연구의 분석결과에 의하면, 주거래은행의 재무건전성은 대출기업의 직접적인 활동뿐만 아니라, 대출기업에 대한 투자자들의 의사결정에 있어서도 위험 인식을 증가시키는 요소로 작용한다는 것을 확인하였다. 우리나라의 경우 은행과 고객 기업 간 유대관계 중요성이 상당히 높음에도 불구하고, 주거래은행이 대출기업에 미치는 영향에 관한 실증적인 연구가 다소 미흡한 편이다. 은행은 기업의 자금조달에 중요한 역할을 담당하고 있으며, 정책 당국에서도 은행의 부실채권 현황 파악과 대내외적인 불확실성 속에서 은행의 재무건전성의 영향에 대하여 주의를 기울이고 있다. 본 연구는, 은행의 재무건전성이 단순히 은행 자신의 수익성과 경영 성과, 대출 여력뿐만 아니라 은행에 대한 의존도가 높은 기업들에게 자금조달에 있어서도 악영향을 미칠 수 있다는 근거를 제시한다. 다만, 본 연구에서 제시한 결과는 본 연구의 연구모형에서 고려하지 못한 생략변수에 의해 나타날 개연성이 여전히 존재하기 때문에 본 연구의 결과의 해석에 주의할 필요가 있으며, 또한 은행의 재무성과를 측정하는 많은 지표들이 활용되고 있기 때문에, 이후 연구에서는 은행의 다양한 경영지표를 이용한 검증이 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

〈국내문헌〉

- 구재운, 맹경희(2012), “주거래은행의 재무상태가 기업투자에 미치는 효과”, **산업경제연구**, 25(3), 2,147-2,168.
- 박승일, 최철환, 최용호(2020), “외국인투자자 및 은행 채권자가 부채의 대리인 문제에 미치는 영향 : KOSPI 상장기업과 KOSDAQ 상장기업 비교연구”, **대한경영학회지**, 33(7), 1,167-1,192.
- 박주철(2011), “지방은행과 시중은행의 경영성과 차이”, **세무회계연구**, 28, 1-17.
<https://doi.org/10.35349/tar.2011..28.001>
- 안성윤(2012), “주거래은행과 기업의 안전성과의 관계”, **글로벌경영학회지**, 9(4), 323-343.
<https://doi.org/10.17092/jibr.2012.9.4.323>
- 이은서(2012), “주거래은행의 무수익여신 및 업무용 고정자산과 대출기업의 대리인비용”, **재무와 회계정보저널**, 12(3), 1-21.
- 정현용(2006), “국내 은행산업 수익성의 결정요인”, **경영교육논총**, 281-299.
- 조문기, 최동춘(2013), “재무분석가의 활동이 이익의 질과 자본비용에 미치는 영향”, **글로벌경영학회지**, 10(1), 137-157. <https://doi.org/10.17092/jibr.2013.10.1.137>
- 조중석, 조문희(2007), “정보비대칭이 자기자본비용에 미치는 영향”, **회계와정책연구**, 12(2), 269-288.
- 황이석, 이우중, 임승연(2008), “국내주식시장에서의 자기자본비용 추정에 관한 연구”, **회계학연구**, 33(1), 97-125.

〈외국문헌〉

- Admati, A. R., and P. Pfleiderer(1988), “A theory of intraday patterns : Volume and price variability”, *The Review of Financial Studies*, 1, 3-40.
<https://doi.org/10.1093/rfs/1.1.3>
- Ahn, S., and W. Choi(2009), “The role of bank monitoring in corporate governance : Evidence from borrowers’ earnings management behavior”, *Journal of Banking & Finance*, 33, 425-434. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.08.013>
- Almazan, A. and J. Suarez(2003), “Managerial compensation and the market reaction to bank loans”, *The Review of Financial Studies*, 16(1), 237-261.
- Anderson, O., T. Campbell, N. Jayaraman, and G. Mandelker(2003), “Bank monitoring, firm performance, and top management turnover in Japan”, *Corporate Governance*

- and Finance Advances in Financial Economics*, 8, 1–27.
- Bae, K-H, J-K. Kang, and C-W. Lim(2002), “The value of durable bank relationships : evidence from Korean banking shocks”, *Journal of Financial Economics*, 64(2), 181–214. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00075-2](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00075-2)
- Botosan, C(1997), “Disclosure level and the cost of equity capital”, *The Accounting Review*, 72, 323–350.
- Claus, J., and J. Thomas(2001), “Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts’ earnings forecasts for domestic and international stock markets”, *The Journal of Finance*, 56(5), 1629–1666. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00384>
- Dass, N., and M. Massa(2011), “The impact of a strong bank–firm relationship on the borrowing firm”, *The Review of Financial Studies*, 24(4), 1204–1260. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp074>
- Dechow, P. M., R. Sloan, and A. Sweeney(1995), “Detecting earnings management”, *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.
- Easton, P. D(2004), “PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital”, *The Accounting Review*, 79(1), 73–95. <https://doi.org/10.2308/accr.2004.79.1.73>
- Fama, E. F., and K. R. French(1992), “The cross–section of expected stock returns”, *The Journal of Finance*, 47(2), 427–465. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Shipper(2004), “Cost of equity and earnings attributes”, *The Accounting Review*, 79(4), 967–1010. <https://doi.org/10.2308/accr.2004.79.4.967>
- Francis, J., D. Nanda, and P. Olsson(2008), “Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital”, *Journal of Accounting Research*, 46(1), 53–99. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2008.00267.x>
- Fukuda, S-i, M. Kasuya, and K. Akashi(2009), “Impaired bank health and default risk”, *Pacific–Basin Finance Journal*, 17(2), 145–162. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2008.06.002>
- Gebhardt, W. R., C. M. C. Lee, and B. Swaminathan(2001), “Toward an implied cost of capital”, *Journal of Accounting Research*, 39(1), 135–176. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.00007>
- Hoshi, T, A. Kashyap, and D. Scharfstein(1990), “The role of banks in reducing the costs

- of financial distress in Japan”, *Journal of Financial Economics* 27(1), 67–88.
- Hoshi, T, A. Kashyap, and D. Scharfstein(1991), “Corporate structure, liquidity and investment : evidence from Japanese industrial groups”, *Quarterly Journal of Economics* 106(1), 33–60.
- Kang, J–K, and R. M. Stulz(2000), “Do banking shocks affect borrowing firm performance? An analysis of the Japanese experience”, *Journal of Business*, 73(1), 1–24.
- Krishnaswami, S., and V. Subramaniam(1999), “Information asymmetry, valuation, and the corporate spin–off decision”, *Journal of Financial Economics*, 53(1), 73–112.
[https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00017-3](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00017-3)
- Lambert, R. A., C. Leuz, and R. E. Verrecchia(2012), “Information asymmetry, information precision, and the cost of capital”, *Review of Finance*, 16(1), 1–29.
<https://doi.org/10.1093/rof/rfr014>
- Ohlson, J. A., and B. E. Juettner–Nauroth(2005), “Expected EPS and EPS growth as determinants of value”, *Review of Accounting Studies*, 10(2–3), 349–365.
<https://doi.org/10.1007/s11142-005-1535-3>

“본 논문은 학회윤리규정을 준수하였으며 논문에 대한 판권을 학회에 위임합니다.”

<Abstract>

The Financial Distress of Banks and the Borrower's Cost of Equity Capital*

: Evidence from Firms Listed on KOSDAQ

Yong - Mi Kim** · Sang - Hyuk Lee***

[Purpose] Previous studies have suggested the monitoring role of commercial banks. We examine whether the financial performance of banks affects the borrowing firm's cost of equity capital.

[Methodology] Using a sample of firms listed on KOSDAQ over the 2015 – 2020 period, we show that the financial performance of banks represented by non-performing loans influences the borrower's cost of equity capital. The financial performance of banks is measured as the ratio of substandard and below loans.

[Findings] The results of this study suggest that the financial distress of banks increases a borrowing firm's cost of equity capital. In addition, the positive relation between the financial distress of banks and the borrower's cost of equity capital is significant for firms with high information asymmetry and firms with high debt ratios.

[Policy Implications] Our findings have implications for the impact of banks on the borrowing firm's agency cost. Investors consider the financial distress of banks in their decision-making. The degree of information asymmetry affects the results.

<p>Key words : main banks, financial distress of banks, substandard and below loans, cost of equity capital, information asymmetry</p>
--

* This research is financially supported by Hansung University.

** Lecturer, Korea University Business School (First author)

*** Assistant Professor, School of Social Science, Hansung University (Corresponding author)