

재벌 주 고객 여부가 자기자본비용에 미치는 영향*

신상이** · 전홍민***

<요 약>

본 연구는 재벌 주 고객 여부가 자기자본비용에 미치는 영향을 분석하였다. 보다 구체적으로 납품업체가 주로 재벌기업의 경우 공급업체의 영업위험이 증가하는 지에 대해서 본 연구는 실증분석을 실시하고자 한다.

한국의 경우 재벌기업은 산업 전반에 걸쳐 막대한 영향력을 행사하고 있으며, 재벌기업의 전횡은 사회적인 문제로 언급되고 있는 실정이다. Dhaliwal et al.(2016)과 Albuquerque et al.(2014)은 고객집중도는 기업의 특수한 위험에 해당하며 고객집중도가 높은 기업은 자기자본비용 및 미래주가 수익률의 변동성을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 분석을 위하여, 본 연구는 금융감독원 전자공시시스템에서 기업의 주요고객에 대한 자료를 직접 수집하였으며, 선행연구에 따라 네 가지 자기자본비용을 사용하여 실증분석을 실시하였다. 본 연구는 2009년부터 2015년까지 상장기업 중 금융업을 제외하고 12월 결산법인을 대상으로 1,651개 기업/연도 관측치를 이용하였다. 본 연구의 실증분석 결과를 요약하면, 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 정(+)의 관계로 나타났으며, 특히 공급업체가 비재벌기업인 경우 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 정(+)의 관계를 보였다. 이러한 연구결과는 네 가지 자기자본비용에 대해 각각 분석하거나 추가적인 통제변수를 고려하여 분석하였어도 일관된 실증 결과를 보여주었다. 결과를 종합하면 재벌 주 고객 여부가 투자자의 입장에서 기업의 영업환경과 관련한 위험으로 판단되어 투자자는 해당기업에 대해서 영업위험을 증가시키는 위험프리미엄을 적용하는 것으로 볼 수 있다.

이러한 본 연구의 결과는 재벌 주 고객 여부가 해당기업의 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향력에 대하여 실증분석한 국내 최초의 연구로써 기업의 이익조정, 공시품질 등 정보위험의 측면이 자기자본비용의 결정요인이라는 선행연구를 확장하여 재벌 주 고객 여부가 기업의 영업환경과 관련한 위험이라는 측면에서 자기자본비용의 한 결정요인임을 실증적으로 분석하였다는 점에서 선행연구에 추가적인 공헌점이 있을 것으로 판단된다.

<주제어> 고객집중도, 재벌 주 고객, 재벌, 자기자본비용

* 이 논문은 2016년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임
(NRF-2016S1A5A8017251)

** 충북대학교 경영대학 경영학부 박사과정, ssyend@naver.com, 주저자

*** 충북대학교 경영대학 경영학부 부교수, hmchun@cbnu.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2018년 2월 7일 1차수정일 2018년 3월 27일 게재확정일 2018년 5월 9일

I. 서 론

본 연구는 한국기업을 대상으로 주 고객이 재벌기업인지 여부가 기업의 자기자본비용에 미치는 영향에 대해 실증분석을 수행하였다. 보다 구체적으로 기업의 매출처에 대한 주요고객이 재벌기업에 집중된 경우 이를 재벌 주 고객으로 판단하여 재벌 주 고객 여부가 자본시장의 투자자에게 어떠한 영향을 미치는지를 자기자본비용의 측면에서 실증분석을 실시하였다.

기존의 선행연구들은 주로 정보위험의 측면에서 공시품질(Botosan and Plumlee 2002 ; Francis et al. 2005), 이익투명성(Barth et al. 2013), 경영자지분율(Huang et al. 2009 ; 전홍민, 2014) 등이 자기자본비용에 미치는 요인임을 보고하였다. 한편, Modigliani and Miller(1958)에서는 기업의 영업환경 등에 따른 기업위험은 자기자본비용의 중요한 결정요인인 것으로 인식되고 있다. 이러한 선행연구를 기반으로 하여 Dhaliwal et al.(2016)은 보다 집중된 고객 기반이 공급업체의 영업위험을 유의하게 증가시켜 결론적으로 해당 기업의 자기자본비용을 상승시켰음을 보여주고 있다. 이러한 관계는 주요 고객을 잃을 가능성이 높은 기업 또는 그러한 고객을 잃는 경우 더 큰 손실을 발생시킬 가능성이 있는 기업의 경우 더욱 유의하게 관찰되고 있다. 또한 Dhaliwal et al.(2016)은 주요 고객이 내부적으로 제품을 개발하기로 한다거나 계약해지 및 파산 등의 사유로 예상현금흐름의 손실을 가지게 된다면 공급업체가 재정적으로 큰 어려움에 처할 수 있기 때문에 고객집중도가 기업의 위험일 수 있음을 언급하였다. Albuquerque et al.(2014)은 높은 고객집중도는 기업의 특수한 위험에 해당하며 고객집중도가 높은 기업은 미래주가수익률의 변동성을 증가시키는 것으로 보고하였다. 한편 재벌기업과의 거래와 관련한 선행연구는 없지만 대부분의 연구는 구매력이 높은 기업과 거래하는 경우에 영업의 측면에서 비용 절감의 효과와 자산의 효율성을 증진시킬 수 있다는 긍정적인 견해(Kalwani and Narayandas 1995 ; Patatoukas 2012 ; 김영산 1999)와 매출 의존도가 증가할수록 교섭력이 약화될 수 있어, 가격할인에 따른 매출총이익률이 감소하고 기업의 성과에 부(-)의 영향을 미칠 수 있다는 부정적인 견해가 더불어 존재하고 있다(심상규 2011 ; 김소연과 신현한 2015).

한국의 경우 재벌기업은 산업전반에 걸쳐 높은 영향력을 행사하고 있기 때문에 기업의 주요 고객이 재벌에 해당하는지의 여부는 기업의 영업환경에 많은 영향을 미칠 것이며, 자본시장의 투자자에게도 해당기업의 투자판단에 미치는 영향이 클 것으로 판단된다. 보다 구체적으로 기업의 주요고객이 재벌인 경우 영업의 측면에서 광고비 절감, 생산재고 관리와 운전 자본 관리 등의 비용 절감 효율을 얻을 수 있거나 재벌기업의 기술지원이나 긍정적인 동반자의 관계에서 발전할 가능성이 있는 등 기업에 긍정적인 영향을 미친다면 자본시장의 투자자가 판단하는 기업위험이 감소하여 자기자본비용을 감소시킬 것이다. 반면에 재벌기업은 막대한 영향력을 가지고 있기 때문에 재벌기업에 대한 의존도가 증가할수록 공급업체의 교섭력은 약화될 수 있다. 또한 무리한 가격할인 등이 이루어지는 경우 공급업체의 수익률에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 특히

최근 들어 사회적으로 재벌기업의 가격할인 요구, 일방적 계약취소 등이 큰 문제가 되고 있는 실정이다¹⁾. 이렇게 재벌 주 고객 여부가 공급기업에 부정적인 영향을 미친다면 투자자가 해당 기업에 대해서 인식하는 기업위험이 상승할 것이며, 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 정(+)의 관계를 가지게 될 것이다. 반면 재벌 주 고객여부는 공급업체의 입장에서는 안정적인 매출처로 인식될 수도 있고, 재벌기업이 재정적으로 어려운 상황에 처하거나, 심지어 파산할 확률이 매우 낮기 때문에, 재벌 주 고객여부는 공급업체의 위험을 낮출 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 한국기업을 대상으로 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용에 대한 연구는 사전적으로 정(+) 혹은 부(-)의 방향성을 예측할 수 없는 실증적 연구과제이다. 특히 미국의 선행연구에서도 정부 주 고객은 자기자본비용을 감소시키는 것으로 나타났고, 이는 정부가 공급업체 입장에서는 안정적인 매출처이자 장기적인 계약을 가능하게 하기 때문에 영업위험을 감소시키는 것으로 보았지만, 재벌 주 고객에 대해서는 연구가 이루어지지 못하였다. 본 연구에서는 해당기업의 주요고객이 대규모기업집단에 해당하는 기업이면 재벌 주 고객으로 측정하였고 재무분석가의 이익예측치를 기본으로 한 사전적 의미의 네 가지 내재자기자본비용의 산술평균을 본 연구의 종속변수인 자기자본비용으로 추정하였다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 2009년부터 2015년까지 한국의 상장기업을 대상으로 실증분석을 수행한 결과 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 정(+)의 상관관계로 나타났다. 또한 이러한 관계는 공급업체가 비재벌기업일 때 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 정(+)의 상관관계를 보인 반면에, 공급업체가 재벌기업인 경우에는 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 유의한 결과를 보고하지 않았다. 재벌 주 고객 여부가 투자자의 입장에서 기업의 영업환경과 관련한 위험으로 판단되고 특히, 공급업체가 비재벌기업인 경우 주 고객이 재벌기업일 때 투자자들은 해당기업에 위험프리미엄을 요구하는 것으로 나타났다.

본 연구는 재벌 주 고객 여부가 해당기업의 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향력에 대하여 실증분석한 최초의 연구로써 관련 선행연구에 추가해 공헌점이 있을 것으로 판단된다. Dhaliwal et al.(2016)은 미국기업을 대상으로 고객집중도가 해당 기업의 자기자본비용을 증가시킬 수 있음을 실증하였지만, 재벌기업에 대해서는 실증분석을 실시하지 못하였다. 또한 국내 연구로는 중소기업의 대기업 매출의존도와 기업성과와의 관계를 분석한 연구는 있었지만, 이는 사업보고서에 공시된 자료를 바탕으로 분석하지 않았으며 자기자본비용에 대한 연구는 아니었다.²⁾

1) “SK C&C는 각 하청업체에 한 건당 300만~1500만원씩 감액할 것을 요구했다. 위탁조건이나 물량에 전혀 변동이 없었지만 SK C&C가 불황 등을 이유로 이른바 ‘단가 후려치기’를 한 것이다. 일부 하청업체에는 계약을 일방적으로 취소했다. 하청업체 4곳은 SK C&C와 계약이 이뤄지자 인력까지 충원한 상태였다. 이들 업체는 단가 후려치기 외에도 구두로만 작업 지시를 하고 서면 계약서를 써주지 않거나, 대금 지급을 지연하면서 이자를 지급하지 않았다.” (경향신문, 재벌 계열사 7곳, 하청업체 단가후려치기, 2014.02.11.)

2) 국내 선행연구에서는 공시된 정보가 아닌 (주)한국기업데이터에서 제공하는 자료를 사용하여 주로 중소기업

본 연구는 Dhaliwal et al.(2016)의 자료수집 방법과 유사하게 2009년부터 적용된 주요매출처에 대한 사업보고서에 공시된 정보를 바탕으로 데이터를 직접 수집하여 채벌 주 고객 여부와 내재된 자기자본비용과의 관계를 분석하였다는 점에서 국내 선행연구와 차별점이 있다. 또한 본 연구는 자기자본비용에 미치는 영향을 살펴보는 데 있어, Dhaliwal et al.(2016)과 달리 해당기업의 주요 고객이 채벌기업에 해당하는 경우 투자자의 반응을 자기자본비용으로 살펴보고 있다는 점에서 차별점이 있다. 국내 많은 선행연구(박순홍과 연강흠 2009 ; 오현탁 2011 ; 이문영 2015 ; 박종일 2017 등)에서 채벌기업집단은 비채벌기업집단과 비교하여 다른 특성을 보여주고 있어, 기업의 주요고객이 채벌기업에 해당하는 경우 이러한 공시된 정보는 투자자가 해당기업을 판단함에 있어 큰 영향을 미칠 것으로 예상된다. 이러한 본 연구의 실증결과는 채벌 주 고객 여부가 투자자의 입장에서 해당기업의 영업과 관련한 위험 측면인 자기자본비용에 미치는 직접적인 영향에 대해 살펴본 선행연구가 거의 미비하였다는 점에서 관련 분야에 추가적인 의의가 있을 것으로 판단된다. 더불어 선행연구를 기반으로, 기업의 이익조정, 공시품질 등 정보위험의 측면이 자기자본비용의 결정요인이라는 연구를 확장하여 본 연구는 채벌 주 고객 여부가 기업의 영업환경과 관련한 위험의 한 측면에서 자기자본비용의 결정요인임을 실증적으로 보여주었다는 점에서 관련연구에 새로운 증거를 제공할 것으로 기대된다.

본 연구는 총 5장으로 구성되어 있다. 먼저 제Ⅱ장에서는 본 연구와 관련된 선행연구들을 정리하고 연구가설을 설정하였으며, 제Ⅲ장에서는 연구방법 및 연구자료에 대해서 기술하였다. 제Ⅳ장에서는 실증결과를 보고하였으며, 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 본 연구의 공헌 및 한계점을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설설정

1. 선행연구

자기자본비용과 관련한 여러 선행연구들은 주로 정보위험의 측면에서 공시품질(Botosan and Plumlee 2002 ; Francis et al. 2005), 이익투명성(Barth et al. 2013), 경영자지분율(Huang et al. 2009 ; 전홍민 2014) 등이 자기자본비용에 미치는 요인임을 보고하였다. 본 연구는 선행연구를 확장하여 영업환경과 관련하여 기업의 주요 고객이 채벌인 경우 주식시장의 투자자가 해당 기업에 대해 위험요소로 인지하여 자기자본비용에 적절하게 반응하는지를 연구한다. 채벌 주 고객 여부는 해당기업의 주요 매출이 채벌기업에게 집중되어 있는 경우를 의미한다. 채벌 주 고객 여

업을 대상으로 분석에 이용하였으며, 매출액의존도가 기업성과에 미치는 영향만을 살펴보고 있었다(심상규 2011 ; 김소연과 신현한 2015).

부와 관련하여 직접적으로 다루어진 선행연구가 없는 실정이지만 본 연구의 주제와 관련 있는 선행연구를 중심으로 살펴보고자 한다.

먼저 기업의 주 고객과 관련한 선행연구를 살펴본다면, Dhaliwal et al.(2016)은 고객집중과 공급업체의 자기자본비용 간의 관계를 조사하였다. 보다 집중된 고객 기반이 공급업체의 위험을 증가시켜 보다 높은 자기자본비용을 초래할 것이라고 보고 실증분석을 수행한 결과, 고객집중과 공급업체의 자기자본비용 간에 긍정적인 연관성을 보여주면서 이러한 관계는 주요 고객을 잃을 가능성이 높은 공급업체 또는 그러한 고객을 잃는 경우 더 큰 손실을 발생시킬 가능성이 있는 공급업체에게 더 분명하게 나타났다. 그러나 이러한 결과는 정부고객이 주요고객인 경우 자기자본비용을 감소시켰는데, 정부고객은 장기계약으로 이루어질 가능성이 크고 보다 안전하기 때문인 것으로 해석하였다. 특히 Dhaliwal et al.(2016)은 주요 고객이 내부적으로 제품을 개발하기로 한다거나 계약해지 및 파산 등의 사유로 예상현금흐름의 손실을 가지게 된다면 공급업체가 재정적으로 큰 어려움에 처할 수 있기 때문에 고객집중도가 기업의 위험일 수 있음을 언급하였다. 보다 집중된 고객 기반이 기업의 위험을 증가시켜 보다 높은 자기자본비용을 초래함을 증명하면서 주요 고객이 내부적으로 제품을 개발하기로 한다거나 계약해지 및 파산 등의 사유로 예상 현금흐름의 손실을 가지게 된다면 공급업체가 재정적으로 큰 어려움에 처할 수 있기 때문에 고객집중도가 기업의 한 위험일 수 있음을 언급하였다. Albuquerque et al.(2014)은 높은 고객집중도는 기업의 특수한 위험에 해당하며 고객집중도가 높은 기업은 미래주가수익률의 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다.

한편 공급자와 구매자와의 관계에 있어서 재벌기업은 구매력을 내세워 불리한 계약을 공급업자에게 요구할 수 있다. 재벌기업과의 거래와 관련한 선행연구는 없지만 대부분의 연구는 구매력이 있는 기업과 거래를 하는 경우 영업의 측면에서 비용 절감의 효과와 자산의 효율성을 높일 수 있다는 긍정적인 견해(Kalwani and Narayandas 1995 ; Patatoukas 2012 ; 김영산 1999)와 매출 의존도가 증가할수록 교섭력이 약화될 수 있어, 가격할인에 따른 매출총이익률이 감소한다는 부정적인 견해가 있다(심상규 2011). 구체적으로 Kalwani and Narayandas(1995)는 특정 고객과 장기적인 관계에 있는 기업은 고객 서비스에 트랜잭션 방식을 사용하는 회사와 동일한 수준의 성장을 달성 할 수 있으며, 재고 사용률을 향상시켜 시간이 지남에 따라 비용을 절감 할 수 있어 판매, 일반 및 관리 간접비와 같은 임의의 비용을 차별적으로 줄임으로써 보다 높은 수익성을 달성할 수 있음을 제시하였다. Patatoukas(2012)는 기업의 매출액 집중도가 매출총이익률에 음(-)의 영향을 미치지만, 매출액순이익률, 영업이익률, 총자산이익률, 자기자본이익률에는 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 연구는 매출액 집중도가 높은 공급기업이 높은 자산회전율로 자기자본이익률을 높이는 것이라고 하였다. 또한, 김영산(1999)은 기업의 주요 매출처에 대한 의존도가 높을수록 기업의 매출총이익률은 감소하지만, 매출액순이익률에는 유의하게 영향을 주지 않고 매출처와 장기거래를 하는 경우에는 매출액순이익률에 유의하게 양(+) 영향을 미친다고 하였다.

의 영향을 주는 것으로 나타났다. 심상규(2011)은 2007년부터 2009년까지 기업은행과 네트워크 론 업무협약을 맺은 중소기업을 대상으로 대기업 협력업체의 매출총이익률과 영업이익률을 분석한 결과, 대기업에 대한 매출 의존도는 매출총이익률 및 영업이익률과 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 연구개발 지원 또는 판매망 확보에 따른 판매비 절감액이 반영되어 다른 판매처에 비해 가격을 인하하여 판매하기 때문이라고 하였다. 김소연과 신현한(2015)는 대기업에 납품하는 협력업체 성과와 대기업에 대한 매출의존도 간의 관계에 대해 분석하였다. 분석결과, 대기업 매출액 집중도가 낮을수록 협력업체와의 성과는 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 협력업체가 대기업과의 거래에서 매출의 비중을 줄이고 거래처를 다변화하여 교섭력을 유지하는 것이 기업의 성과를 높이는 전략일 수 있음을 보여주었다.

다음으로 재벌과 관련한 선행연구를 살펴보면, 박순홍과 연강흠(2009)는 대리인 비용이 발생할 가능성이 높은 재벌기업의 경우 비재벌기업보다 지배구조가 좋을수록 보유현금비율이 더 낮아졌으며, 특히 재벌기업의 경우 그룹 내 내부자본시장의 영향으로 인해 계열사들이 비재벌기업에 비해 보유현금을 높게 유지하려는 유인이 낮은 것으로 나타나 재벌기업의 경우 계열사간의 긍정적인 내부자본시장의 역할이 있음을 시사했다. 오현탁(2011)은 신용등급변경 전후의 누적 초과수익률(CAR)은 신용등급이 하향변경일 경우 재벌그룹에 속한 기업군이 상대적으로 평균적 초과수익률의 하락 정도가 낮은 것으로 나타나, 재벌기업집단의 경우 집단 전체이익을 위해 재벌기업내의 자원을 공유하며 상호지원과 위험을 공유한다는 Proping효과가 있음을 주장하였다. 이문영(2015)은 재벌과 같이 소유지배권리도가 높은 기업은 대리인 문제를 야기할 수 있고 자본시장에서 부정적인 평가를 초래할 수 있기 때문에 재벌기업일수록 Big 4 감사인을 선임하고 감사보수가 증가하는 것으로 나타나 재벌기업의 경우 재무보고의 신뢰도를 높여 대리인 비용을 완화시키고자 하는 유인이 있음을 보였다. 한편 박종일(2017)은 재벌기업의 경우 조직의 복잡성이 높기 때문에 비재벌기업의 경우 보다 세무보고에 공격적인 성향이 유의하게 더 높은 것으로 보고하였으며, Shin and Chun(2017)은 재벌기업 집단에 속한 기업의 기업지배구조는 자기자본 비용과 유의한 관계로 나타나지 않은 반면에 비재벌기업 집단에 속한 기업의 기업지배구조, 특히 주주보호권리는 자기자본비용에 부(-)의 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

2. 가설설정

기업의 정보위험의 측면에서 이익조정, 공시품질 등이 자기자본비용에 미치는 영향에 관한 연구는 그동안 많이 진행되어 왔으나 기업의 영업환경과 관련하여 주요고객 특성이 자기자본비용에 미치는 영향에 관한 연구는 최근 들어 국내외적으로 연구가 진행되고 있지만, 미미한 실정이다. 본 연구에서는 기업의 주요 고객이 재벌기업에 집중된 경우 자기자본비용에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 본 연구의 관심변수인 재벌 주 고객 여부와 직접적으로 관련된

선행연구는 없지만 대부분의 연구에서는 구매력이 있는 기업과 거래하는 경우에 영업의 측면에서 비용 절감의 효과와 자산의 효율성을 높일 수 있다는 긍정적인 견해(Kalwani and Narayands 1995 ; Patatoukas 2012 ; 김영산 1999)와 매출 의존도가 증가할수록 교섭력이 약화될 수 있어, 가격할인에 따른 매출총이익률이 감소하는 등의 부정적인 견해가 상존하고 있다(심상규 2011).

기업의 주요고객이 재벌인 경우 영업의 측면에서 광고비 절감, 생산재고 관리와 운전 자본 관리 등의 비용 절감 효용을 얻을 수 있거나 재벌기업의 기술지원이나 긍정적인 동반자의 관계에서 발전할 가능성이 있는 등 기업에 긍정적인 영향을 미친다면 자본시장의 투자자가 판단하는 기업위험이 감소하여 자기자본비용을 감소시킬 것이다. 반면에 재벌기업은 막대한 영향력을 가지고 있기 때문에 재벌기업에 대한 의존도가 증가할수록 공급업체의 교섭력은 약화될 수 있다. 특히 무리한 가격할인 등이 이루어지는 경우 공급업체의 수익률에 악영향을 줄 수 있다. 더불어 재벌기업은 매입처를 재벌그룹 내 회사로 변경할 가능성도 크고, 사내생산으로 대체할 가능성도 높기 때문에, 공급업체의 주요 고객이 재벌기업인 부분이 오히려 회사의 영업위험을 증가시킬 가능성이 크다. 이렇게 재벌 주 고객이 공급기업에 부정적인 영향을 미친다면 투자자가 판단하는 기업위험이 상승할 것이며, 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 정(+)의 관계를 가지게 될 것이다. 따라서 사전적으로 재벌 주 고객여부와 자기자본비용과의 관계에 있어서, 정(+) 혹은 부(-)의 효과가 같이 혼재되어 있어, 어떠한 결과를 나타낼 지는 실증적인 연구과제라고 판단된다.

이와 같이 기업의 재벌 주 고객 여부에 대한 선행연구가 거의 없고, 재벌 주 고객 여부가 자기자본비용에 긍정적인 또는 부정적인 영향을 미치는지 사전적으로 예측할 수 없기 때문에 본 연구의 가설을 다음과 같이 설정하였다.

연구가설 1. 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 관계가 있을 것이다.

한편 선행연구에서는 재벌기업과 비재벌기업간의 차별적인 특성이 있음을 증명해 왔다(박순홍과 연강흠 2009 ; 오현탁 2011 ; 이문영 2015 ; 박종일 2017 ; Shin and Chun 2017). 재벌기업의 경우 계열사 간의 긍정적인 내부자본시장의 역할(박순홍과 연강흠 2009)이 있고 Proping 효과(오현탁 2011)가 있으며, 재벌기업의 경우 대리인 비용을 완화시키고자 하는 유인이 있음을 보였다(이문영 2015). 반면 재벌기업의 경우 비재벌기업보다 세무보고에 공격적인 성향이 더 높았으며(박종일 2017), 비재벌기업 집단에서 기업지배구조와 내재자기자본비용과의 음의 관계를 보였다(Shin and Chun 2017). 이와 같이 재벌기업과 비재벌기업 간의 특성이 다르기 때문에 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용과의 관계는 두 집단 간에 차별적인 반응이 있을 것으로 기대된다. 또한 재벌 주 고객 여부가 시장의 투자자에게 미치는 반응을 예상해 볼 때, 공급업체가 재벌기업인 경우보다 공급업체가 비재벌기업인 경우 주요고객이 재벌에 해당될 때 공급업체의 교섭력이 상대적으로 약해질 수 있으므로, 재벌 주 고객이 자기자본비용에 미치는 영향은 공급업체

가 재벌기업의 경우보다 비재벌기업에 해당될 때 상대적으로 더 클 것으로 판단된다. 따라서 두 번째 연구가설을 아래와 같이 설정하였다.

연구가설 2. 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용간의 관련성은 공급업체가 재벌소속여부인지에 따라 차이가 있을 것이다.

III. 연구 방법론

1. 자기자본비용의 추정

본 연구에서는 대부분의 선행연구에서 사용되고 있는 네 가지 방법의 기업가치평가 모형을 이용하여 사전적 의미에서의 각각의 자기자본비용을 추정하였고, 각 추정치에 내재된 측정상의 오류를 최소화하기 위하여 네 가지 추정치의 산술평균을 개별기업의 자기자본비용에 대한 대용치로 사용하였다.

자기자본비용을 추정하기 위한 첫 번째 기업가치 평가모형은 Ohlson(1995)의 잔여이익할인모형을 기반으로 하여, 자기자본비용의 측정시점부터 3년까지는 재무분석가 이익예측치를 이용하여 미래 잔여이익을 예측하고, 3년도 이후부터는 3년 후의 잔여이익 예측치가 일정하게 영속적으로 유지된다고 가정하였다(Gebhardt et al. 2001). 따라서 첫 번째 식은 다음과 같다.

$$P_t = bv_t + \sum_{s=1}^3 \left(\frac{E_t(eps_{t+s} - r_t \times bv_{t+s-1})}{(1+r_t)^s} \right) + \frac{E_t(eps_{t+3} - r_t \times bv_{t+2})}{r_t \times (1+r_t)^3} \quad (1)$$

식(1)의 r_t 는 t 기간의 자기자본비용, P_t 는 t 기 주당 주식가격, bv_t 는 t 기의 주당 자기자본 장부가치이며, eps_t 는 t 기의 주당 순이익 예측치이다.

두 번째 기업가치모형은 Ohlson(1995)의 잔여이익할인모형을 기반으로 하여, 자기자본비용의 측정시점부터 3년까지는 재무분석가 이익예측치를 이용해서 미래 잔여이익을 예측하고, 4년도에서부터 12년도에 이르기까지는 해당기업의 자기자본수익률(ROE)을 산업평균 자기자본수익률로 그 이후 잔여이익은 12년도 잔여이익 예측치가 영구적으로 지속된다고 가정한다(Lee et al. 1999 ; Gebhardt et al. 2001 ; Liu et al. 2002). 산업의 평균 자기자본수익률은 동종 산업 군에 속해있는 기업들의 과거 5년간의 자기자본수익률에 대해 이동평균하여 계산하였으며, Gebhardt et al.(2001)의 방법으로 양(+)의 값의 자기자본수익률만을 이용하여 산업의 평균 자기자본수익률을 계산하였다. 이에 대해 두 번째 식은 다음과 같다.

$$P_t = bv_t + \sum_{s=1}^3 \left(\frac{E_t(eps_{t+s} - r_t \times bv_{t+s-1})}{(1+r_t)^s} \right) + \sum_{s=4}^{11} \frac{[E_t(ROE_{t+s} - r_t)] \times bv_{t+s-1}}{(1+r_t)^s} + \frac{[E_t(ROE_{t+12} - r_t)] \times bv_{t+11}}{r_t \times (1+r_t)^{11}} \quad (2)$$

식 (2)의 ROE_t 는 t 기간 자기자본수익률이며 기타 변수의 정의는 식 (1)과 같다.

위에 제시된 두 모형에서 자기자본비용의 추정치는 기업가치 평가모형에서 산출된 추가 예측치와 주식시장에서 관찰되는 실제 추가간의 차이를 최소화하는 할인율로 0%에서 100%의 범위 내에서 산출하였다.

한편, 세 번째 기업가치모형은 Ohlson and Juettner - Nauroth(2005)의 초과이익성장모형을 기반으로 하였다. 이 모형은 잔여이익할인모형과 다르게 주식가치로 자기자본의 장부가치를 고려하지 않고, 미래 이익예측치만을 이용하여 추정한다. 본 연구에서는 이 모형을 실증적으로 적용한 Gode and Mohanram(2003)에 따라 2년까지의 초과이익성장액은 재무분석가 이익예측치를 이용하여 계산하고, 3년 이후부터의 초과이익성장액은 자기자본비용으로 할인된 초과이익성장액의 영구 증가율이 $(\gamma-1)$ 과 같다고 가정하여 산출하였다. $(\gamma-1)$ 은 Gode and Mohanram(2003)가정을 준용하여 무위험이자율에서 근원인플레이션율³⁾을 차감하여 계산하였다. 이에 대해 네 번째 식을 나타내면 다음과 같다.

$$P_t = \frac{eps_{t+1}}{r_t} + \frac{E_t[eps_{t+2} + r_t dps_{t+1} - (1+r_t)eps_{t+1}]}{r_t \times (r_t - \gamma + 1)} \quad (3)$$

식(3)의 dps_t 는 t 기간의 주당 배당액이고 $(\gamma-1)$ 은 무위험이자율에서 근원인플레이션율을 차감하여 구한 값이며, 기타 변수의 정의는 식(1)과 같다.

마지막으로 자기자본비용을 추정하기 위해 본 연구에서 사용한 네 번째 기업가치모형은 식(3)의 특수한 형태로 식(3)에 $\gamma=1$ 그리고 $dps_{t+1}=0$ 이라는 가정을 대입하여 추정하였다(e.g., Easton 2004). 이러한 가정은 3년 이후부터는 초과이익성장액이 지속적으로 일정하고 무배당으로 가정된 것임을 의미한다. 이에 대한 네 번째 모형의 식은 다음과 같다.

$$P_t = \frac{eps_{t+2} - eps_{t+1}}{r_t^2} \quad (4)$$

식(4)의 모든 변수의 정의는 식(1)과 같다.

본 연구는 자기자본비용을 추정하는데 있어 자기자본비용을 미지수로 두고 해당 등식을 풀어냄으로써 자기자본비용을 산출하였다. 한편 상기의 네 가지 기업가치모형에 대해 미래의 배당액

3) 한국은행에서 산출한 과거 10년간의 이동평균 근원인플레이션율 사용하였다.

예측액은 해당기업의 배당성향과 미래연도 이익 예측치를 곱하여 산출하였다.⁴⁾ 또한 본 연구는 네 가지 기업가치모형으로부터 추정된 자기자본비용의 산술평균한 값을 이용하여 자기자본비용의 측정오차를 최소화하기 위해서 노력하였다.

2. 연구모형

개별기업의 재별 주 고객 여부가 자기자본비용에 미치는 영향을 실증분석하기 위하여 본 연구에서는 자기자본비용을 종속변수로, 재별 주 고객 여부를 독립변수로 설정하여 분석을 실시하였다. 본 연구의 가설을 검증하기 위한 구체적인 회귀모형⁵⁾은 다음과 같다.

$$COE = \beta_0 + \beta_1 CHAESALES + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 BM + \beta_5 DM + \beta_6 EDISP + \beta_7 IDRISK + \beta_8 OIVOL + year\ Dummies + \varepsilon \quad (5)$$

<i>COE</i>	: 식 (1), (2), (3) 및 (4)의 기업가치 평가모형으로부터 도출된 자기자본비용 측정치의 산술평균
<i>CHAESALES</i>	: 주 고객이 재별이면 1, 아니면 0인 더미변수 ⁶⁾
<i>BETA</i>	: 과거 60개월간(최소 30개월)의 각 기업 월별 주식수익률을 해당 시장수익률로 회귀 분석하여 도출한 베타
<i>lnSIZE</i>	: 기업의 총자산의 자연로그 값
<i>BM</i>	: 기업의 순자산의 장부가치를 시장가치로 나눈 값,
<i>DM</i>	: 부채의 장부가액에 대해 기업의 순자산 시장가치로 나눈 값
<i>EDISP</i>	: 1년 후 개별 재무분석가 이익예측치의 표준편차에 대해 재무분석가 이익예측치 평균으로 나눈 값
<i>IDRISK</i>	: 베타(체계적 위험)를 추정하는 회귀식의 잔차 분산
<i>OIVOL</i>	: 적어도 과거 2년 동안 재무자료가 존재하는 기업을 대상으로 개별기업의 과거 5년간의 영업이익 표준편차를 평균자산으로 나눈 값.
<i>Year Dummies</i>	: 연도별 더미변수
ε	: 잔차항

4) 선행연구에 따라서 순손실을 기록한 경우 가장 최근의 배당액에 대해 재무분석가의 1년 또는 2년후 이익예측치로 나눈 값을 배당성향으로 대체하여 계산하였으며, 재무분석가 이익예측치가 부(-)의 값을 가질 경우에는 미래 배당액은 0으로 가정하였다. 한편 배당성향은 최대 50%로 가정하였다.

5) 본 연구의 회귀분석은 이분산성(heteroskedasticity)오류를 배제하기 위해 Cluster Standard error에 대해 다중회귀분석을 실시하고 있어 산업별 더미변수를 통제할 필요가 없다(Petersen 2009).

6) 금융감독원전자공시 시스템의 사업보고서에 공시된 자료를 바탕으로 주요 매출처에 해당하는 기업이 대규모기업집단 소속기업이면 주 고객이 재별인 것으로 측정하였다.

본 연구의 경우 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용 간의 관계에 대해 사전적으로 정(+) 혹은 부(-)의 방향으로 상관관계를 예측하지 않았다. 또한 본 연구의 회귀모형(식(5))에는 자기자본비용에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수들을 통제변수로 포함하였으며, 관련 통제변수는 *BETA*(체계적 위험), *lnSIZE*(기업규모), *BM*(장부가치 대비 시장가치), *DM*(부채비율), *EDISP*(재무분석가 이익예측 분산), *IDRISK*(비체계적 위험), *OIVOL*(영업이익 변동성)이다. 구체적으로, *BETA*(체계적 위험)는 과거 60개월간(최소 30개월) 개별 기업의 월별 주식수익률에 대해 시장수익률로 회귀분석하여 산출한 예측치이다. 자본자산 가격결정모형(CAPM Model)에 따르면 체계적 위험을 나타내는 기업의 베타와 자기자본비용은 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다(Gordon and Gordon 1997 ; Fama and French 1997). 따라서 본 연구에서는 체계적 위험을 나타내는 베타(*BETA*)는 자기자본비용과 정(+)의 관계를 예상한다. *lnSIZE* (기업규모)에 대해서는 기업의 규모가 클수록 해당 기업의 유동성이 풍부하고 공시된 정보가 많기 때문에 정보 비대칭 관점에서 비대칭 위험이 낮은 것으로 알려져 왔다(Gode and Mohanram 2003 ; Botosan and Plumlee 2005). 이에 따라 본 연구에서는 기업규모가 자기자본비용과 부(-)의 관계를 가질 것으로 예측한다. *BM*(장부가치 대비 시장가치 비율)과 관련하여 Fama and French(1992)는 장부가치 대비 시장가치비율은 체계적 위험이 측정하지 못하는 다른 위험을 가지고 있다고 하였다. 이에 따라 본 연구에서는 *BM*(장부가치대비 시장가치 비율)을 통제변수에 포함시켰으며 자기자본비용과는 정(+)의 관계를 예측하였다. Modigliani and Miller(1958)는 자기자본비용이 부채비율과 정(+)의 관계임을 증명하였다. 따라서 본 연구에서는 *DM*(부채비율)을 통제변수로 포함시켰으며, 자기자본비용과는 정(+)의 관계를 가질 것으로 예상한다. *EDISP*(재무분석가 이익예측 분산)에 대한 선행연구는 재무분석가가 예측한 이익예측치의 표준편차가 높을수록 해당 기업의 불확실성이 높다고 판단하였다. 따라서 *EDISP*(재무분석가 이익예측 분산)는 자기자본비용과는 정(+)의 상관관계를 가질 것으로 예측하였다. *IDRISK*(비체계적 위험)에 대해서는 Malkiel and Xu(1997)은 베타(*BETA*)가 기업의 체계적인 위험을 나타내는 반면에, 비체계적 위험(*IDRISK*)은 기업의 비체계적인 위험을 나타내므로 자기자본비용과 유의한 상관관계를 가진다고 하였다. 본 연구에서도 *IDRISK*(비체계적 위험)를 통제변수에 포함시켰으며, 자기자본비용과는 정(+)의 상관관계를 가질 것으로 예상한다. 선행연구에서는 기업은 영업활동의 변동성이 클 경우 보다 높은 위험이 있음을 보고하였다(Barth et al. 1999 ; Gode and Mohanram 2003). 따라서 본 연구에서는 *OIVOL*(영업이익 변동성)과 자기자본비용 간에 정(+)의 관계가 있을 것으로 예측한다. 마지막으로 연도별 특성을 고려하기 위하여 연도별 더미변수를 통제변수로 포함하였다.

3. 연구자료

본 연구에서의 실증분석을 위하여 필요한 재벌 주 고객 여부는 금융감독원 전자공시시스템에

서 직접 수집하였다.⁷⁾ 나아가 한국의 유가증권 및 코스닥 시장에 상장되어 있는 기업들 중에서 아래의 요건들을 만족시키는 기업으로 최종 표본을 정하였다.

- (1) Fn-Guide의 추가자료 및 재무분석가 이익예측치 자료가 있는 기업
- (2) ㈜한국신용평가정보 Kis-Value에 관련 회계자료가 있는 기업
- (3) 회귀분석에 사용될 변수와 관련한 정보가 모두 있는 기업⁸⁾
- (4) 결산월이 12월에 해당하는 기업
- (5) 금융업종이 아닌 기업
- (6) 음의 장부가치가 아닌 기업

상기의 조건(4)는 합리적인 횡단면분석을 위해 적용되었으며, 대부분 회계자료의 의무공시 시한이 3월말이라는 점에서 추가자료 및 재무분석가 이익예측치는 매년 4월말을 기준으로 Fn-Guide에서 추출하였다. 조건(5)에 대해서는 금융업인 기업들은 계정과목의 성격 등이 다른 업종의 기업과 다르기 때문에 고려하였으며, 조건(6)은 자본잠식기업의 경우 재무분석가 이익예측치 편이가 발생할 가능성이 있어 고려하였다. 모든 조건을 만족하는 2009년부터 2015년까지의 총 1,651기업/연도의 표본이 본 연구의 실증분석에 사용되었다.

IV. 실증 결과

1. 기술통계량과 일변량 상관관계 분석

본 연구에서 활용되고 있는 변수에 대한 기술통계량은 <표 1>에 보고하였다.

먼저, 본문의 식(1)~식(4)의 기업가치 모형으로부터 도출된 자기자본비용의 산술평균은 12.2%이며 표준편차는 4.3%인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 무험이자율을 고려할 경우 약 8% 정도의 위험프리미엄이 한국기업에 존재한다는 것을 의미하며⁹⁾, 한국기업을 대상으로 자기자본비용에 대해서 추정치를 연구한 Ahn et al.(2008)의 결과와 유사하다. 본 연구의 관심변수인 재벌

7) 한국채택국제회계기준(K-IFRS) 제 1108호 문단 34의 규정으로 기업은 주요고객에 대한 정보를 공시하도록 되어 있다. 이 규정은 2009년 6월에 발표된 ‘한국채택국제회계기준 연차개선’에 따라 개정되었으며, 2010년 1월 1일 이후에 개시하는 회계연도부터 적용하되 조기적용을 허용(K-IFRS 제 1108호 문단 35A)하고 있어 주요고객에 대한 공시정보는 2009년부터 제공하고 있다.

8) 본 연구는 극단치(Outlier)가 실증결과에 미치는 영향을 제거하기 위해서 동 변수에 활용되고 있는 회귀변수 들은 1% 및 99% 수준에서 일괄적으로 조정되었다.

9) 미국기업의 경우에는 약 3% 또는 그 이하이며, 다른 선진 5개국의 평균은 약 5% 인 것으로 나타났다 (Claus and Thomas 2001).

주 고객 여부(*CHSALE*)의 평균(표준편차)은 각각 0.182(0.386)인 것으로 나타나, 기업의 주요 고객이 재벌기업인 경우가 전체 표본의 18.2%에 해당된다.

〈표 1〉 주요 변수의 기술통계량

Variable	N. of Obs.	Mean	Std.	Min	25%	Median	75%	Max
<i>COE</i>	1,651	0.122	0.043	0.038	0.090	0.117	0.148	0.259
<i>COE_{RVC}</i>	1,651	0.103	0.045	0.023	0.070	0.097	0.130	0.248
<i>COE_{RVI}</i>	1,651	0.108	0.034	0.036	0.083	0.107	0.133	0.194
<i>COE_{OJ}</i>	1,651	0.142	0.061	0.017	0.101	0.134	0.178	0.337
<i>COE_{PEG}</i>	1,651	0.135	0.060	0.017	0.095	0.127	0.170	0.329
<i>CHSALE</i>	1,651	0.182	0.386	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>BETA</i>	1,651	1.005	0.491	0.000	0.652	0.991	1.336	2.294
<i>lnSIZE</i>	1,651	27.574	1.835	23.650	26.121	27.283	28.872	33.120
<i>BM</i>	1,651	0.799	0.604	0.013	0.392	0.663	1.050	8.914
<i>DM</i>	1,651	1.149	2.910	0.004	0.203	0.505	1.231	50.543
<i>EDISP</i>	1,651	0.126	0.173	0.000	0.016	0.079	0.157	1.117
<i>IDRISK</i>	1,651	0.016	0.011	0.003	0.008	0.012	0.019	0.063
<i>OIVOL</i>	1,651	0.035	0.028	0.004	0.015	0.028	0.047	0.148

주) 본 연구는 2009년부터 2015년까지의 기간을 대상으로 실증분석을 실시하였다. 모든 재무변수는 1%, 99% 수준에서 윈저라이징을 실시하였다. *COE* : 본문의 식(1)~식(4)의 기업가치모형으로부터 도출한 개별 자기자본비용 추정치의 산술평균치, *CHSALE* : 주 고객이 재벌이면 1, 아니면 0인 더미변수, *BETA* : 기업의 과거 60개월간(최소 30개월) 각 기업의 월별 주식수익률을 해당 시장수익률에 대해 회귀분석하여 추정된 베타, *lnSIZE* : 기업의 총자산의 자연로그한 값, *BM* : 기업의 순자산 장부가치를 시장가치로 나눈 값, *DM* : 부채 장부가액을 자산의 시장가치로 나눈 값, *EDISP* : 개별 재무분석가의 1년 후 이익예측치 표준편차를 해당 재무분석가들의 이익예측치 평균으로 나눈 값, *IDRISK* : 베타를 추정하기 위한 회귀식 잔차의 분산, *OIVOL* : 적어도 과거 2년 동안 재무자료가 있는 기업을 대상으로 하여 개별기업의 과거 5년간 영업이익의 표준편차를 평균자산으로 나눈 값.

자기자본비용에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 살펴보면 체계적 위험(*BETA*)은 평균이 1.005인 것으로 보고되어, 적절하게 추정된 것으로 판단된다. 그리고 기업규모(*lnSIZE*)는 평균(중위수)이 27.574(27.283), 장부가치 대비 시장가치 비율(*BM*)은 평균(중위수)이 0.799(0.663), 그리고 부채비율(*DM*)은 평균(중위수)이 0.799 (0.663)로 나타났다. 마지막으로 개별기업의 재무분석가 이익예측치의 분산성(*OIVOL*), 비체계적 위험(*IDRISK*)과 영업이익 변동성(*OIVOL*)의 평균은 각각 0.126, 0.016, 0.035로 나타났다.

<표 2>에서는 본 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수들의 피어슨 상관계수를 보고하고 있다. 먼저 자기자본비용(COE)과 본 연구의 관심변수인 재벌 주 고객 여부(CHAESALE)는 5% 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 자기자본비용(COE)은 본 연구에서 예측한 바와 동일하게 체계적 위험(BETA), 장부가치대비 시장가치 비율(BM), 부채비율(DM), 재무분석가 이익예측치의 분산성(EDISP), 개별기업의 비체계 위험(IDRISK), 영업이익 변동성(OIVOL)과 유의한 정(+)의 상관관계, 그리고 기업규모(lnSIZE)와는 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이와 아울러 본 연구의 관심변수인 재벌 주 고객 여부(CHAESALE)는 위험 대응치 중에서 체계적 위험(BETA), 장부가치대비 시장가치 비율(BM), 부채비율(DM), 영업이익 변동성(OIVOL)과는 유의한 정(+)의 상관관계를 가지는 반면, 기업규모(lnSIZE), 재무분석가 이익예측치의 분산성(EDISP)과는 부(-)의 상관관계를 가지지만 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 상관계수 분석결과에 따르면 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용을 증가시키는 것으로 볼 수 있으나, 자기자본비용(COE)이 다른 변수와 유의한 상관관계를 가지는 동시에 재벌 주 고객 여부 또한 이들 변수와 유의한 상관관계를 가지기 때문에 단변량 상관계수 분석의 결과로만 해석해서는 안되며, 자기자본비용에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들을 통제한 후 자기자본비용과 재벌 주 고객 여부 간의 관계를 살펴보아야 할 것이다. 이에 따라 다음에서는 자기자본비용(COE)을 설명하는데 있어 영향을 줄 수 있는 위험 대응치들을 통제한 후, 각각의 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용 간의 관련성을 분석하는 다중회귀분석의 결과를 보고하기로 한다.

〈표 2〉 주요 변수의 피어슨 상관계수

	COE	CHAE SALE	BETA	lnSIZE	BM	DM	EDISP	IDR ISK
CHAESALE1	0.140	1.000						
BETA	0.253	0.066						
lnSIZE	-0.123	-0.025	0.012					
BM	0.360	0.053	0.097	0.329				
DM	0.193	0.084	0.145	0.336	0.465			
EDISP	0.062	-0.037	0.144	0.274	0.091	0.166		
IDRISK	0.172	0.009	0.189	-0.470	-0.259	-0.111	-0.063	
OIVOL	0.145	0.083	0.127	-0.329	-0.251	-0.162	-0.021	0.375

(주1) 변수는 <표 1>을 참조한다. 진한부분은 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

2. 다중회귀분석 결과

<표 3>은 전체 표본에서 주요고객이 재벌기업인 집단과 그렇지 않은 집단으로 분류하여 자기자본비용에 대한 차이분석을 수행한 결과이다. 재벌 주 고객인 기업 집단의 자기자본비용의 평균값(중앙값)은 0.135(0.130)로 다른 집단보다 더 높게 나타났으면 집단 간 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 단변량 분석

	Chaebol Major Customer			
	Yes (N=351)	No (N=1,350)		
	t-test			
COE	(1) Mean	(2) Mean	Difference (1)-(2)	P-Value
	0.135	0.119	0.016	<0.01
	Wilcoxon-test			
COE	(1) Median	(2) Median	Difference (1)-(2)	P-Value
	0.130	0.113	0.017	<0.01

(주1) t-test는 평균차이검증, Wilcoxon-test는 중간 값 차이검증을 각각 나타낸다.

<표 4>는 재벌 주 고객 여부와 해당기업의 자기자본비용에 대한 다중회귀분석결과를 보고하고 있다. 본 연구는 가설을 검증함에 있어 패널 자료가 지니는 특성으로 인해 발생할 수 있는 회귀분석 결과의 왜곡된 현상을 통제하기 위하여 Peterson(2009)을 따라 Cluster Standard Errors 회귀분석을 하였다.

실증분석결과 재벌 주 고객 여부(CHAESALE)는 자기자본비용(COE)과 Pooled OLS 분석과 기업별 클러스터링 회귀분석에서 모두 1% 수준에서 유의한 정(+)의 회귀계수를 보고하고 있다. 즉 재벌기업은 막대한 영향력을 가지고 있기 때문에 재벌기업에 대한 의존도가 증가할수록 공급업체의 교섭력은 약화될 수 있어 무리한 가격할인 등이 이루어지는 경우 공급업체의 수익률에 악영향을 줄 수 있는 등의 영업위험이 있다. 특히 한국의 경우 재벌기업은 사내생산으로 대체한다던지, 영업처를 갑작스럽게 변경하는 경우도 많기 때문에, 주요 고객이 재벌기업에 집중화 되어 있는 경우, 투자자들은 해당 기업을 부정적으로 인식하는 것으로 나타났다. 이는 해당기업의 영업위험을 평가함에 있어서 매출처의 다변화가 중요하다고 판단되고, 특히 매출처가 재벌기업에 집중화 되어 있는 경우 이를 부정적으로 인식하는 것으로 해석가능하다. 미국의 선행연구에서는 정부 주 고객이 오히려 자기자본비용을 감소시켰지만, 한국에서는 재벌 주 고객이 무리한 가격할인 등 공급업체에게 부정적인 영향을 미칠 확률이 높다고 판단하여 투자자들이 이를 자기자본비용의 상승으로 반영하고 있는 것으로 판단된다.

〈표 4〉 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용의 관련성

VARIABLES	(1) COE	(2) COE
	Full	Full
<i>CHAESALE</i>	0.010*** [4.169]	0.010*** [3.250]
<i>BETA</i>	0.013*** [6.894]	0.010*** [4.146]
<i>LNSIZE</i>	-0.005*** [-7.498]	-0.005*** [-6.548]
<i>BM</i>	0.032*** [17.879]	0.029*** [10.351]
<i>DM</i>	0.001** [1.992]	0.001* [1.774]
<i>EDISP</i>	0.014*** [2.641]	0.021*** [2.704]
<i>IDSRISK</i>	0.488*** [5.045]	0.348*** [2.877]
<i>OIVOL</i>	0.198*** [5.421]	0.159*** [3.381]
Constant	0.191*** [10.957]	0.235*** [10.320]
Year Dummy		Yes
Cluster by Firm		Yes
Observations	1,651	1,651
R - squared	0.286	0.376

(주1) 변수는 <표 1>을 참조한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

한편 자기자본비용과 통제변수들 간의 관계는 본 연구에서 예측한 바와 같이 자기자본비용(COE)은 기업규모(*lnSIZE*)와 유의적인 부(-)의 관계를 가지는 한편, 체계적 위험(*BETA*), 장부가치대비 시장가치 비율(*BM*), 부채비율(*DM*), 재무분석가 이익예측치의 분산성(*EDISP*), 개별기업의 비체계 위험(*IDRISK*) 및 영업이익 변동성(*OIVOL*)과는 유의적으로 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 나아가 실증모형의 설명력이 약 37.6%에 달하는 것으로 나타나 본 연구의 실증모형은 충분히 적합한 것으로 판단된다.¹⁰⁾

10) 이익성장성(*GROWTH*)과 재무분석가 수(*NUMEST*)를 추가로 통제변수에 포함하여 분석하여도 그 결과

<표 5>는 공급업체를 재벌기업과 비재벌기업으로 표본을 나누어 각 집단내에서 재벌 주 고객 여부가 해당기업의 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향에 대한 다중회귀분석결과를 보고하고 있다.

<표 5> 재벌 vs 비재벌 공급업체의 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용의 관련성

VARIABLES	(1) COE	(2) COE	(3) COE	(4) COE
	비재벌	비재벌	재벌	재벌
<i>CHSALE</i>	0.012*** [4.111]	0.012*** [4.019]	-0.002 [-0.559]	-0.004 [-0.784]
<i>BETA</i>	0.007*** [2.754]	0.004 [1.515]	0.014*** [4.953]	0.012*** [3.143]
<i>LNSIZE</i>	-0.014*** [-11.019]	-0.012*** [-8.515]	0.001 [0.985]	0.000 [0.141]
<i>BM</i>	0.029*** [10.980]	0.023*** [7.002]	0.022*** [9.388]	0.023*** [6.292]
<i>DM</i>	0.017*** [9.180]	0.017*** [5.699]	0.001 [1.479]	0.001** [2.353]
<i>EDISP</i>	0.017* [1.860]	0.020* [2.032]	0.014** [2.251]	0.021** [2.217]
<i>IDSIRK</i>	0.285** [2.562]	0.173 [1.223]	0.688*** [3.658]	0.456* [1.970]
<i>OIVOL</i>	0.229*** [5.316]	0.178*** [3.245]	0.143** [2.216]	0.137* [1.915]
Constant	0.335*** [13.296]	0.333*** [11.739]	0.044* [1.903]	0.066** [2.186]
Year Dummy		Yes		Yes
Cluster by Firm		Yes		Yes
Observations	1,009	1,009	642	642
R-squared	0.378	0.460	0.278	0.399

(주1) 변수는 <표 1>을 참조한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

는 일치하였다.

한국의 경우 재벌그룹 내에 소속된 회사의 경우, 같은 그룹내에 납품을 하는 경우가 많고, 재벌기업과 비재벌기업간의 특성에 분명한 차이가 존재한다. 따라서 전체 표본을 재벌소속기업과 비재벌소속기업으로 나누어 각각의 집단에서 재벌 주 고객 여부가 자기자본비용에 미치는 영향을 분리하여 분석을 수행하였다.

실증분석결과 <표 5>의 모형 (1)과 (2)에서 공급업체가 비재벌기업 표본인 경우 비재벌기업의 재벌 주 고객 여부(*CHAESALE*)와 자기자본비용(*COE*)과는 Pooled OLS 분석과 기업별 클러스터링 회귀분석에서 모두 1% 수준에서 유의한 정(+)의 회귀계수를 보고하고 있다. 반면에 <표 5>의 모형 (3)과 (4)에서 재벌기업 표본인 경우 재벌기업의 재벌 주 고객 여부(*CHAESALE*)와 자기자본비용(*COE*)과는 Pooled OLS 분석과 기업별 클러스터링 회귀분석에서 모두 유의하지 않은 결과를 보고하고 있다. 즉 공급업체가 비재벌기업에 해당되면서 주요 고객이 재벌기업인 경우에 투자자가 해당 기업에 대해 위험프리미엄을 추가로 요구하는 것으로 나타났다. 재벌기업의 경우 그룹 내 내부자본시장의 긍정적인 영향(박순홍과 연강흠 2009)을 받을 수도 있고 재벌기업은 재무보고의 신뢰도를 높여 대리인 비용을 완화시키기 위해 노력(이문영 2015)하는 등 긍정적인 특성이 있기 때문에 재벌기업의 주요 매출처가 재벌에 해당해도 시장에서 위험으로 인식하지 않는 것으로 나타난 반면에, 공급업체가 비재벌에 해당하는 경우 주요 매출처가 재벌기업이면 공급업체의 협상력이 낮아지는 등 부정적인 영향으로 인해 시장에서 위험프리미엄을 부과하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

더불어 통제변수들의 유의성을 살펴보면, <표 4>의 결과와 비슷하게 나타났으며, 실증모형의 설명력이 27.8%~46%에 달하는 것으로 나타나 본 연구의 실증모형은 자기자본비용을 설명하는 데에 있어 충분한 적합성을 가지고 있는 것으로 판단된다.

<표 6>은 강건성 분석의 결과를 보여주고 있다. 표의 (1)에서 (4)는 네 가지 자기자본비용 각각의 추정치와 재벌 주 고객 여부와와의 관련성에 대하여 실증분석을 실시한 결과를 보여주고 있으며, Panel A는 전체표본을 대상으로, Panel B는 비재벌기업을 대상으로 그리고 Panel C는 재벌기업을 대상으로 분석하였다. 본 연구는 네 가지 자기자본비용 추정치를 사용하였으며, 측정 오류를 최소화하기 위해 선행연구와 같은 방법으로 자기자본비용 개별 추정치와 산술평균값을 자기자본비용의 대용치로 사용하였다(Hail and Leuz 2006 ; Dhaliwal et al. 2016 ; 차승민 외 2010). 그러나 네 가지 자기자본비용 추정치는 각각 측정방법에 차이가 있기 때문에 재벌 주 고객과 개별 자기자본비용 추정치간의 관계가 어떠한지를 <표 6>에서 추가적으로 살펴본 것이다.

실증분석한 결과를 살펴보면, 전체표본을 대상으로 한 Panel A에서는 재벌 주 고객 여부(*CHAESALE*)와 자기자본비용(*COE*)의 네 가지 개별 추정치는 유의한 정(+)의 관계를 보여, <표 6>의 Panel A의 실증분석 결과는 본 연구의 가설1을 증명하고 있는 <표 4>의 결과와 일치하고 있음을 나타냄으로써 본 연구의 실증결과는 강건함을 보여준다. 또한 이러한 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용의 관계는 공급업체가 재벌기업인 Panel C에서는 유의한 결과를 보이지 않은 반면에, 공급업체가 비재벌기업인 Panel B에서 유의한 양(+)의 결과를 보이고 있다. 이러한 결

과는 본 연구의 가설2를 증명하고 있는 <표 5>의 결과와 일치하고 있음을 나타낸다.

<표 6> 강건성 분석

Panel A : 전체 표본				
VARIABLES	(1) COE_{OI}	(2) COE_{PEG}	(3) COE_{RIVC}	(4) COE_{RIVI}
<i>CHSALE</i>	0.010** [2.491]	0.008** [2.211]	0.012*** [3.201]	0.009*** [3.773]
Control variables	Yes2	Yes	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster by Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1,651	1,651	1,651	1,651
R – squared	0.257	0.264	0.406	0.569
Panel B : 공급업체가 비재벌 표본				
VARIABLES	(1) COE_{OI}	(2) COE_{PEG}	(3) COE_{RIVC}	(4) COE_{RIVI}
<i>CHSALE</i>	0.012*** [2.880]	0.011*** [2.682]	0.016*** [4.381]	0.009*** [3.926]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster by Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1,651	1,651	1,651	1,651
R – squared	0.257	0.264	0.406	0.569
Panel C : 공급업체가 재벌 표본				
VARIABLES	(1) COE_{OI}	(2) COE_{PEG}	(3) COE_{RIVC}	(4) COE_{RIVI}
<i>CHSALE</i>	-0.004 [-0.585]	-0.005 [-0.838]	-0.008 [-1.410]	0.001 [0.202]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Cluster by Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1,651	1,651	1,651	1,651
R – squared	0.257	0.264	0.406	0.569

(주1) 변수는 <표 1>을 참조한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

본 연구의 실증결과를 요약해 보면, 재벌 주 고객 여부가 자기자본비용에 미치는 영향을 분석하기 위해 기업의 주요고객이 재벌기업인 경우 자기자본비용과의 상관관계를 분석한 결과 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 또한 앞서 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용과의 관계는 공급업체가 비재벌기업집단에서 유의한 결과로 나타났다. 추가적으로 네 가지 개별 자기자본비용 추정치에 대해 각각 분석하여도 일관된 실증 결과를 보여주었다. 따라서 한국기업을 대상으로 한 실증분석 결과, 재벌기업이 주요 고객인 경우 해당 기업의 영업위험이 오히려 증가하여 자기자본비용이 높게 나타나며, 특히 공급업체가 비재벌기업에 해당하면서 주요 고객이 재벌기업인 경우 시장에서는 부정적인 반응을 보이는 것으로 나타났다.

V. 결론 및 한계점

본 연구는 금융감독원 전자공시시스템에서 기업의 주요고객에 대한 자료를 직접 수집하였으며, 선행연구에 따라 네 가지 자기자본비용을 사용하여 실증분석 하였다. 2009년부터 2015년까지 상장기업 중 금융업을 제외한 결산월이 12월인 법인을 대상으로 1,651개 기업/연도 관측치를 이용하였다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 본 연구의 첫 번째 가설인 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 상관관계를 가지는 것으로 증명되었다. 또한 이러한 관계는 공급업체가 비재벌기업인 표본에서 비재벌기업의 재벌 주 고객 여부는 자기자본비용과 유의한 정(+)의 관계를 보임으로써 두 번째 가설인 재벌 주 고객 여부와 자기자본비용간의 관련성은 공급업체가 재벌소속여부인지에 따라 차이가 있음을 증명하였다. 본 연구의 실증결과는 네 가지 자기자본비용에 대해 각각 분석을 수행하여도 네 가지 자기자본비용 모두 유의한 정(+)의 결과로 나타나 자기자본비용의 측정방법에 민감하지 않은 결과를 보였다. 이상의 결과를 종합하면 재벌 주 고객 여부는 투자자의 입장에서 기업의 영업환경과 관련한 위험으로 판단되어 투자자는 해당기업에 위험프리미엄을 적용하는 것으로 볼 수 있으며, 이러한 관계는 투자자가 공급업체가 재벌기업인 경우와 달리 공급업체가 비재벌기업인 경우 주요 고객이 재벌이면 해당기업에 대한 위험으로 판단하는 것으로 나타났다.

이러한 본 연구의 결과는 재벌 주 고객 여부가 해당기업의 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향력에 대하여 실증분석을 수행한 국내 최초의 연구로써 관련한 선행연구에 더해 추가적인 공헌점이 있을 것으로 판단된다. 재벌 주 고객 여부가 해당기업의 위험의 측면으로 자기자본비용에 직접적인 영향을 미치는 것에 대해서 살펴본 선행연구가 제한적이기에 본 연구는 영업위험에

대한 연구를 확장시키는 데에 의의가 있을 것이다. 기업의 이익조정, 공시품질 등 정보위험의 측면이 자기자본비용의 결정요인이라는 선행연구를 확장하여 본 연구는 재벌 주 고객 여부가 기업의 영업환경과 관련한 위험이라는 측면에서 자기자본비용의 또 다른 결정요인임을 경험적으로 증명하였다는 점에서 본 연구는 의의가 있을 것이다.

또한 본 연구는 다음과 같이 한계점도 있다. 기업가치평가모형을 이용하여 사전적인 의미의 자기자본비용을 도출하여 분석에 이용하였기에 자기자본비용 추정치에 대해 측정오차가 존재할 가능성이 있다. 또한 본 연구에서 사전적으로 내재된 자기자본비용을 추정하기 위해서 재무분석가 이익예측치를 주식시장의 기대치로 이용하였다는 점에서 재무분석가 이익예측치는 대부분 규모가 큰 기업을 대상으로 공시되기 때문에, 본 연구의 표본이 대체로 규모가 큰 기업을 대상으로 구성되어 있다. 이에 본 연구결과가 한국의 모든 기업에 해당되는 일반성이 있을지 확신할 수 없다. 하지만 이러한 분석상의 한계는 실증적 분석을 다룬 연구들에서도 공통된 한계점일 것이다. 마지막으로, 주요 고객에 대한 보다 자세한 정보가 공시되어 있다면, 보다 다양한 연구가 가능할 것으로 보이는데, 이는 향후 보다 정교한 공시가 나타나면 보완될 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김소연 · 신현한. 2015. “대기업 매출비중이 협력업체 성과에 미치는 영향”. 전략경영연구 제18권 제2호 : 27-43.
- 김영산. 1999. “기업간의 수직적 관계가 판매기업의 수익성에 미치는 영향”. 산업조직연구 제7권 제1호 : 147-169.
- 박순홍 · 연강흠. 2009. “기업지배구조가 보유현금수준에 미치는 영향”. 재무연구 제22권 제2호 : 1-36.
- 박종일. 2017. “기업의 세무보고 공격성의 결정요인에 관한 실증적 연구 : 채벌 여부 및 시장유형을 중심으로”. 세무와 회계연구 제12권 제2호 : 209-266.
- 심상규. 2011. “중소기업의 대기업 매출비율과 수익성 간의 관계”. 중소기업연구 제33권 제4호 : 159-175.
- 오현탁. 2011. “채벌기업집단의 propping 효과-기업 신용평가등급 변경”. 한국산학기술학회 논문지 제12권 제5호 : 2108-2114.
- 이문영. 2015. “대리인문제를 둘러싼 채벌기업과 외부감사인”. 글로벌경영학회 제12권 제3호 : 113-137.
- 전홍민. 2014. “경영자 지분율이 자기자본비용에 미치는 영향 - 한국기업을 중심으로 -”. 세무와 회계저널 제15권 제1호 : 9-29.
- 차승민 · 정재호 · 유용근. 2010. “개별기업의 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향 ; 한국기업을 중심으로”. 경영학연구 제39권 제1호 : 157-175.
- Shin. S. and Chun. H. 2017. Corporate Governance, Chaebol Affiliated and Implied Cost of Equity Capital : Evidence from Korea. 글로벌경영학회지 제14권 제5호 : 1-24.
- Ahn. S., S. Cha. Y. Ko. and K. Yoo. 2008. Implied Cost of Equity Capital in Earnings-Based Valuation Model : Evidence from Korea. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 37 : 599-626.
- Albuquerque. A., Papadakis. G., Wysocki. P. 2014. The impact of risk on CEO equity incentives : Evidence from customer concentration.” *Working Paper*. University of Miami.
- Barth. M., J. Elliott. and M. Finn. 1999. Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earnings. *Journal of Accounting Research* 37 : 387-413.
- Barth. M.E., Konchitchki. Y., Landsman. W.R. 2013. Cost of capital and earnings transparency. *Journal of Accounting and Economics* 55 : 206-224.
- Botosan. C., and M. Plumlee. 2002. A Re-examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital. *Journal of Accounting Research* 40(1) : 21-40.
- Botosan. C. and M. Plumlee. 2005. Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk

- Premium. *The Accounting Review* 80 : 21–53.
- Claus. J. and J. Thomas. 2001. Equity Premia as Low as Three Percent? : Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets. *Journal of Finance* 56 : 1629–1666.
- Dhaliwal. D., Judd. J. S., Serfling. M., Shaikh. S. 2016. Customer concentration risk and the cost of equity capital. *Journal of Accounting & Economics* 61(1).
- Easton. P. 2004. PE ratios, PEG ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *The Accounting Review* 79 : 73–95.
- Fama. E. and K. French. 1992. The Cross Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance* 47 : 427–465.
- Fama. E. and K. French. 1997. Industry Costs of Equity. *Journal of Financial Economics* 43 : 153–193.
- Francis. J., R. Lafond. P. Olsson. and K. Schipper. 2005. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 295–327.
- Gebhardt. W., C. Lee. and B. Swaminathan. 2001. Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 39 : 135–176.
- Gode. D. and P. Mohanram. 2003. Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson – Juettner model. *Review of Accounting Studies* 8 : 399–431.
- Gordon. J. and M. Gordon. 1997. The Finite Horizon Expected Return Model. *Financial Analysts Journal* : 52–61.
- Hail. L., and C. Leuz. 2006. International Differences in the Cost of Equity Capital : Do Legal Institutions and Securities Regulation Matter?. *Journal of Accounting Research* 44(3) : 485–531.
- Huang. H., Q. Wang. and X. Zhang. 2009. The Effect of CEO Ownership and Shareholder Rights on Cost of Equity Capital. *Corporate Governance* 9 : 255–270.
- Kalwani. M.U. and N. Narayandas. 1995. Long term manufacturer – supplier relationships : do they pay off for supplier firms?. *Journal of Marketing* 59(1) : 1–16.
- Lee. C., J. Myers. and B. Swaminathan. 1999. What is the Intrinsic Value of the Dow?. *Journal of Finance* 54 : 1693–1741.
- Liu. J., D. Nissim. and J. Thomas. 2002. Equity Valuation using Multiples. *Journal of Accounting Research* 40 : 135–172.
- Malkiel. B. and Y. Xu. 1997. Risk and Return Revisited. *Journal of Portfolio Management* 23 : 9–14.
- Modigliani. F. and M. Miller. 1958. The Cost of Capital. Corporation Finance and the Theory

- of Investment. *American Economic Review* 48 : 261–297.
- Ohlson. J. 1995. Earnings, Book Value, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 : 661–687.
- Ohlson. J. and B. Juettner – Nauroth. 2005. Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. *Review of Accounting Studies* 10 : 349–365.
- Patatoukas. P. 2012. Customer – base Concentration : Implications for Firm Performance and Capital Markets. *The Accounting Review* 87(2) : 363–392.
- Peterson. M., 2009. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets : Comparing Approaches. *Review of Financial Studies* : 435–480.

Chaebol Major Customers and Cost of Equity Capital

Shin, Sang-yi* · Chun, Hong-min**

〈Abstract〉

This paper examines whether chaebol major customers affects on implied cost of equity capital focusing on Korean stock market. In Korea, chaebol is the business conglomerate which might be great influence on Korean economy. Prior papers suggest that customer concentration risk is the fundamental risk which affect on cost of equity capital or future stock price volatility. So Dhaliwal et al.(2016) shows that customer concentration risk might higher implied cost of equity capital. However there is no research have been done regarding whether chaebol major customer increase or decrease firm' cost of equity capital. So this paper needs to examine whether chaebol major customer which affect on cost of equity capital.

Using 2009 to 2015. 1,651 firm-year observations, chaebol major customer is positively associated with cost of equity capital. This result suggest that chaebol major customer might be the possible risk factor for the firm which is closely related to firm risk.

Accounting literature tries to find the determinants of the cost of equity capital which is important indicator for the firm' internal rate of return. So accounting transparency, disclosure quality might affect on implied cost of equity capital and chaebol major customer might be the one determinant of the firm' cost of equity capital. So this paper may shed some light with this rising accounting issue.

〈Key words〉 customer concentration, chaebol major customer, chaebol, cost of equity capital

* Ph.D. Student, School of Business, Chungbuk National University, ssyend@naver.com, First Author

** Associate Professor, School of Business, Chungbuk National University, hmchun@cbnu.ac.kr,
Corresponding Author