

개별기업의 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향: 한국기업을 중심으로

차승민(제1저자)
고려대학교 경영대학 박사과정
(chagoon@korea.ac.kr)
정재호(공동저자)
고려대학교 경영대학 조교수
(jhochung@korea.ac.kr)
유용근(교신저자)
고려대학교 경영대학 부교수
(yooyk@korea.ac.kr)

본 연구는 한국 기업을 대상으로 개별기업의 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 사전적으로 볼 때 기업들은 보다 다양한 국가로 영업활동을 확장함으로써 개별 국가로부터의 현금흐름 변동성을 상호 상쇄시킴으로써 기업 전체 현금흐름의 변동성을 줄이거나, 다양한 국가에 대한 투자를 통해 비체계적 위험을 효과적으로 분산시킴으로써 자기자본비용을 줄일 수 있을 것이다. 하지만 다양한 국가에서 영업활동을 수행함으로써 해당 국가의 환율변동 또는 정치적 불안정성에 따른 위험을 추가적으로 부담하거나 해외지사의 경영자들을 관리하는데 있어 보다 높은 대리인비용을 부담하는 경우 해당 기업의 자기자본비용은 상승할 수도 있다. 한국의 유가증권 또는 코스닥 시장에 상장된 기업 중 2000년부터 2005년까지의 755개 기업/연도 표본을 이용하여 실증분석을 수행한 결과, 해외매출비중 및 해외자산비중으로 측정된 개별기업의 국제다각화 수준이 높아질수록 기업가치모형으로부터 산출한 사전적 의미에서의 자기자본비용이 유의하게 증가하는 것으로 관찰되었다. 즉 한국 기업의 경우 다양한 국가로 다각화를 추진할수록 기업 전체의 위험이 증가함으로써 자기자본비용이 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 실증 결과는 최근 들어 활발하게 이루어지고 있는 한국 기업의 국제다각화 전략이 해당 기업에 미치는 영향을 이해하는 데에 추가적인 공헌점을 가질 수 있을 것이다.

주제어: 국제다각화, 자기자본비용

1. 서론

본 연구는 한국기업을 중심으로 개별기업의 국제다각화가 해당 기업의 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 분석하였다. 국제다각화란 개별기업이 자신이 속한 국가와 다른 지리적 장소나 시장으로 사업활동을 확장하는 전략이라고 정의할 수 있다. 최근 들어 교통과 통신의 발달로 세계경제가 급속도로 통합되어 가고 있는 가운데 미래의 성장동력을 자국

이외의 신규시장에서 모색하려는 기업이 증가함에 따라 개별기업의 국제다각화 수준도 급격히 높아지고 있다. 특히 한국 기업들의 경우 전통적으로 수출에 대한 의존도가 높아왔지만 기존의 선진국뿐 아니라 중국 등 개발도상국들의 경제 역시 급속히 성장함에 따라 기존의 국제다각화 전략을 이들 국가에 대해서도 보다 활발히 전개하고 있다. 이에 따라 기존의 대기업뿐만 아니라 중소기업들까지도 보다 적극적으로 해외시장으로의 진출을 시도하고 있으며 그 결과 이들의 해외수출 규모도 급속도로 성장하여

왔다.¹⁾

이와 같이 국제다각화 전략이 광범위하게 추진됨에 따라 개별기업의 국제다각화가 해당 기업에 미치는 영향에 대하여 다각도의 연구가 진행되어 왔다. 특히 국제회계 및 국제재무분야의 기존 연구들은 개별기업의 국제다각화가 해당 기업의 가치에 어떠한 영향을 미치는지에 대하여 많은 연구를 수행하여 왔다. 예를 들어 Errunza and Senbet(1981, 1984) 등은 국제적으로 다각화된 기업의 경우 국가간 상품, 요소 및 자본시장의 불완전성으로부터 독점적 지위를 획득하여 추가적인 독점적 이익을 얻음으로써 시장가치를 증대시킬 수 있다고 주장하였다. 반면, Myerson(1982) 및 Harris, Kriebel, and Raviv(1982) 등은 국제적으로 다각화된 기업의 경우 본사와 해외지사간의 정보비대칭 등에 기인한 추가적인 모니터링 비용 등으로 인하여 오히려 시장가치가 감소한다고 보고하였다.

이와 같이 개별기업의 국제다각화가 해당 기업의 가치에 미치는 영향에 대하여 서로 상반된 주장이 있음에 따라, 이를 해소하기 위한 방법의 일환으로 국제다각화가 기업가치를 결정하는 주요 요소 중 하나인 자기자본비용에 미치는 영향만을 분리해서 살펴보는 연구들이 진행되었다. 우선, Lessard(1974), Hughes, Logue, and Sweeney(1975), Agmon and Lessard(1977), Shaked(1986) 및 Goldberg and Heflin(1995) 등은 국제적으로 다각화된 기업의 경우 다수의 국가에 분산된 자산으로부터 개별적으로 발생하는 이익들이 서로의 변동성을 상쇄시킴으로써 기업 전체 이익의 변동성을 감소시켜 궁극적으로는 자기자본비용을 낮추는 효과를 가져온다

고 주장하였다. 이에 반해 Bartov, Bodnar, and Kaul(1996), Reeb, Kwok, and Baek(1998) 및 He and Ng(1998) 등은 국제적으로 다각화된 기업들의 경우 변동환율체제하에서 환율의 변동에 따른 추가적인 위험을 부담하고 해당 기업이 진출한 국가들의 정치적 위험에 추가적으로 노출되는 한편, 원격지인 해외 지사들을 관리하는 데에 있어 추가적인 대리인비용 등을 부담함으로써 결국 보다 높은 자기자본비용을 부담하게 된다고 보고하였다. 결론적으로 주로 미국 기업을 대상으로 한 선행연구들은 개별기업의 국제다각화가 해당기업의 자기자본비용에 미치는 영향에 대하여 서로 상반된 실증결과를 보고하고 있다.

한편, 한국기업을 대상으로 한 기존의 연구들은 주로 국제다각화가 해당기업의 수익성에 미치는 영향을 분석하는데 국한되어 있으며, 이들 역시 미국 기업을 대상으로 한 연구들과 같이 국제다각화가 해당 기업에 긍정적 또는 부정적 영향을 미치는지 여부에 대하여 일관된 결론을 도출하지 못하고 있다. 나아가 한국 기업들의 국제다각화 목적 및 대상국자들이 미국 등 선진국 기업들과 다를 수 있기 때문에 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향에 대한 미국의 연구결과를 그대로 한국 기업에 적용시킬 수 없다는 점을 감안할 때 한국 기업만을 대상으로 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있을 것이다.

이에 따라 동 논문은 한국 기업들을 대상으로 해외매출비중 및 해외자산비중으로 측정된 국제다각화 정도가 기업가치모형으로부터 도출한 사전적 의미의 내재적 자기자본비용에 어떠한 영향을 미치는지 분

1) 본 연구의 표본 시작연도인 2000년도의 우리나라 총 수출액은 \$172,268(백만 달러)이었으며 2005년에는 \$284,419(백만 달러)로 꾸준히 증가하였다. 최근에는 우리나라 총 수출액이 더 빠른 속도로 증가하여 2008년에는 \$422,007(백만 달러)를 기록하였다(통계청).

석하였다. 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향에 대하여 분석한 기존 선행연구(e.g., Reeb, Kwok, and Baek 1998)들은 주로 베타 또는 주가 변동률 등 사후적으로 관찰된 주가의 흐름을 이용하여 객관적으로 관찰되지 못하는 자기자본비용을 측정하고 있으나, 최근 회계학계의 연구들은(e.g., Gebhardt, Lee, and Swaminathan 2001; Ahn, Cha, Ko, and Yoo 2008) 재무분석가의 이익예측치를 기업가치모형에 대입하여 산출된 기업가치 예측치가 주식시장에서의 기업가치와 일치하도록 하는 할인율이 자기자본비용의 측정치로서 보다 우월한 성과를 가지고 있다고 보고하였다. 따라서, 동 논문에서는 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향에 대한 기존 선행연구들의 상반된 실증결과가 자기자본비용 추정치에 내재된 측정오류로부터 기인할 가능성이 있는 만큼, 측정오류를 줄인 사전적 의미의 내재적 자기자본비용 추정치를 실증분석에 이용함으로써 선행연구들의 문제점을 경감시키고자 하였다.

한국의 유가증권 또는 코스닥 시장에 상장된 기업 중 2000년부터 2005년까지 총 260개 개별기업으로부터 산출된 총 755개 기업/연도 표본을 이용하여 실증분석을 수행한 결과, 개별기업의 해외매출비중 또는 해외자산비중이 늘어날수록 자기자본비용이 유의하게 증가하는 것으로 관찰되었다. 즉, 한국 기업의 경우 국제적으로 보다 다각화해 나갈수록 전체 기업 이익의 변동성을 축소하여 기업의 위험성을 낮추는 효과 보다는 광범위한 국가에서 활동함으로써 부담하는 추가적인 환 위험, 정치적 위험 또는 대리인비용의 증가로 인해 기업의 위험성이 커지는 효과가 보다 더 큼에 따라 주식 투자자들이 국제다각화 기업에 대하여 보다 높은 위험프리미엄을 요구하고 있는 것으로 판단된다.

본 연구의 공헌점으로는 우선 사후적으로 관찰되

는 베타나 주가 변동률 등을 자기자본비용의 추정치로 사용한 기존의 선행연구와는 달리 보다 신뢰성이 있는 것으로 알려진 사전적 의미의 내재적 자기자본비용 추정치를 실증분석에 최초로 이용함으로써 상호 모순된 결론을 내리고 있는 선행연구에 대하여 하나의 추가적인 실증결과를 제시하였다. 이와 아울러 한국 기업들을 대상으로 한 선행연구들이 국제다각화가 해당 기업에 미치는 영향에 대하여 긍정적 또는 부정적인 실증결과를 보고하고 있는 만큼, 한국 기업의 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향을 최초로 분석한 동 논문은 한국 기업의 국제다각화가 해당 기업에 미치는 영향에 대한 이해를 보다 증진시킬 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 선행연구를 살펴본 후 연구가설을 제시하고, 제3장에서는 구체적인 실증연구 방법론을 설명하였으며, 제4장에서는 실증결과를, 마지막으로 제5장에서는 동 연구의 결론 및 한계점을 기술하였다.

II. 선행연구 및 가설설정

국내외 국제회계 및 국제재무분야에서의 선행연구들은 개별기업의 국제다각화가 해당 기업의 기업가치에 미치는 영향에 대하여 많은 관심을 가져왔다. Errunza and Senbet(1981)는 해외매출비중으로 측정한 개별기업의 국제다각화 수준이 해당 기업의 자산 재생산 비용을 초과하는 시장가치로 측정한 기업가치와 정(+)의 상관관계를 가지고 있다고 보고하였다. 그들은 국제다각화 전략을 추진하는 기업들이 국가간 상품, 요소 그리고 자본시장의 불완전성으로부터 독점적 이윤을 얻을 수 있기 때문에 시장

가치가 증가한다고 주장하였다. 동 연구결과를 보완하고 확장시킨 Errunza and Senbet(1984)은 해외매출비중과 더불어 해외 자회사의 수 및 지리적 분산 정도 등을 고려하여 보다 정교하게 국제다각화 수준을 측정하였으며, 연구 결과 국제적으로 다각화한 기업들의 자산 재생산 비용을 초과하는 시장가치는 증가하지만 해당 기업 주식의 초과수익률에는 영향을 미치지 못한다고 보고하였다. 그들은 그 원인으로 기업들의 자산 재생산 비용을 초과하는 시장가치와 해당 기업의 주식초과수익률 간에 불일치성이 존재한다고 주장하고, 국제다각화가 해당 기업에 미치는 영향을 제대로 파악하기 위해서는 해당 기업의 위험성에 미치는 영향을 살펴보아야 한다고 제안하였다. 하지만 이러한 연구들과는 상반되게 Myerson(1982) 및 Harris, Kriebel, and Raviv(1982) 등은 국제다각화 수준이 높아질수록 본사와 해외지사 간의 정보비대칭성 때문에 전체 기업의 의사결정에 보다 많은 비용이 소요되고 그 결과 해당 기업의 가치는 오히려 감소한다고 주장하였다. Bodnar, Tang, and Weintrop(1998) 역시 국제적으로 다각화된 기업들은 해외 지사의 관리자가 내린 의사결정 내용을 모니터링 하기 위한 추가비용을 부담하기 때문에 해당 기업의 가치는 감소한다고 주장하였다. 결론적으로 개별기업의 국제다각화가 해당 기업의 가치에 미치는 영향에 대하여 상반된 실증결과들이 보고됨에 따라, 이를 해소하기 위한 방안의 일환으로 국제다각화가 기업가치를 결정하는 요소 중 하나인 부채비용 또는 자기자본비용에 미치는 영향만을 분리하여 분석하는 연구들이 수행되었다.

우선 개별기업의 국제다각화가 부채비용에 미치는 영향을 분석한 선행연구를 살펴보면, Robbins and Stobaugh(1973)는 국제적으로 다각화한 기업은 완전히 통합되지 않고 분리된 국제 자본시장에서 국

가간 이자율 차이 등을 이용하여 보다 낮은 비용으로 부채를 조달할 수 있다고 주장하였다. Shapiro(1978) 역시 기업들이 국제적으로 다각화할수록 파산위험을 감소시킴으로써 부채비용을 낮출 수 있다고 주장하였다. 개별기업의 국제다각화가 해당 기업의 부채비용에 미치는 영향을 직접적으로 실증 분석한 Reeb, Mansi, and Alee(2001)는 해외매출비율, 해외자산비율 그리고 진출한 국가의 수 등으로 측정한 국제다각화 수준이 재정증권과의 이자율 차이 및 기업의 신용등급으로 측정한 부채비용과 부(-)의 상관관계를 가지고 있다고 보고하였다. 그러나 이러한 연구결과와는 반대로 국제다각화가 부채비용을 증가시킨다는 연구결과도 보고되었다. Burgman(1996)은 국제적으로 다각화된 기업들은 그렇지 않은 기업들에 비해 진출한 국가들의 정치적 위험 및 환율변동 위험 등에 추가로 노출되기 때문에 해당 기업의 재무상태가 악화될 가능성이 높아짐으로써 종국적으로는 부채비용의 상승을 초래할 것이라고 주장하였다. Lee and Kwok(1988)은 다양한 국가에서 영업활동을 수행하는 기업들은 순수 국내 기업들에 비하여 해외 지사에 소재한 경영자들을 효율적으로 관리하기 어렵기 때문에 현재가치가 정(+)인 투자안에 대하여 투자를 하지 않는 등의 대리인비용이 발생하고 그 결과 채권자의 부가주주의 부로 이관될 가능성이 증가하여 종국적으로는 부채비용이 증가한다고 주장하였다.

이와 같이 개별기업의 국제다각화가 부채비용에 미치는 영향에 대하여 상반된 실증결과들이 혼재되어 있는 것처럼 국제다각화가 해당 기업의 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 분석한 선행연구들도 일관된 가설 및 실증결과들을 제시하지 못하고 있다. 먼저 국제다각화의 긍정적인 역할을 보고한 선행연구로서 Hughes, Logue, and Sweeney

(1975)는 국제적으로 다각화된 기업일수록 베타 및 평균 주식수익률 등으로 측정된 체계적 위험과 비체계적 위험 모두를 낮출 수 있다고 보고하였다. 이들은 국제다각화 기업들의 경우 다양한 국가에 분산되어 있는 자산으로부터의 개별 수익이 기업전체 이익의 변동성을 축소시킴으로써 결국 자기자본비용을 감소시킬 수 있다고 주장하였다. Lessard(1974)와 Shaked(1986) 또한 국제적으로 다각화된 기업들은 다양한 국가에 대한 투자를 통해 위험을 보다 효과적으로 분산시킴으로써 베타 또는 주식수익률 변동성 등으로 측정된 이들 기업의 자기자본비용이 감소한다는 것을 보고하였다. 한편, Agmon and Lessard(1977)와 Goldberg and Heflin(1995) 역시 국제다각화 수준과 미국 주식시장 지수를 이용하여 계산한 기업의 체계적 위험 사이에는 부(-)의 상관관계가 있음을 보고하였다. 이에 반해 국제다각화의 부정적인 측면을 강조한 선행연구도 다수 있는데 우선 일본 기업들을 대상으로 한 연구에서 He and Ng(1998)은 국제적으로 다각화된 기업들은 변동환율체제하에서 환율의 변동에 따른 위험을 추가적으로 부담하게 된다고 주장하였다. Bartov, Bodnar, and Kaul(1996) 역시 환율의 변동성이 증가할 때 주식수익률의 변동성이 증가하게 되고 결과적으로 국제다각화 전략을 취하는 기업들의 자기자본비용이 내수 중심의 기업들보다 높다는 결과를 보고하였다. 한편 Reeb, Kwok, and Baek(1998)은 국제적으로 다각화된 기업일수록 사업 수행 국가들로부터의 추가적인 정치적 위험에 노출됨으로써 미국의 순수 국내 기업들에 비해 베타로 측정된 체계적 위험이 상대적으로 더 높다고 보고하였다. 결론적으로 국제다각화가 부채비용 및 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 분석한 선행연구들은 서로 상반된 실증결과를 보고하여 왔다.

한국 기업을 대상으로 국제다각화가 해당 기업에 미치는 영향에 대해 분석한 국내의 선행연구를 살펴보면 대부분 국제다각화 전략이 해당 기업의 성과에 미치는 효과에 관한 분석에 국한되어 있으며 일관된 실증결과도 도출하지 못하고 있다. 정인식(2003)은 한국 수출기업을 중심으로 국제다각화가 기업의 성과에 미치는 영향을 분석하였는데 국제적으로 다각화할수록 시장점유율, 시장개척, 그리고 제품매출의 세 측면으로 측정된 기업의 성과에 정(+)의 영향을 미친다고 보고하였다. 하지만, 김석수와 반혜정(2006)은 한국 기업들의 국제다각화 수준이 매출수익률로 측정된 기업의 성과와는 통계적으로 유의한 상관관계를 가지지 않는다고 보고하였다. 나아가 이장호(2003)는 한국 기업들의 경우 국제다각화 수준이 높을수록 토빈의 q 로 측정된 기업가치에 부(-)의 영향이 있다고 보고하고 이는 외국시장에 진출하는 한국의 기업들이 이른바 추가적인 '외국비용'을 부담하기 때문이라고 주장하였다. 결론적으로 개별기업의 국제다각화가 해당 기업의 가치, 수익성 또는 자본비용에 미치는 영향을 분석한 국내외 선행연구들을 종합해 보면 국제다각화가 해당 기업에 긍정적 또는 부정적 효과를 가지고 있다는 실증결과가 서로 대립되어 있는 상황이다. 나아가 한국 기업의 국제다각화 전략이 자기자본비용에 어떠한 영향을 미치는지 분석한 연구는 전무한 상태이다. 따라서 한국 기업들을 대상으로 국제다각화가 기업가치를 결정하는 주요 요소인 자기자본비용에 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 것은 최근 들어 보다 활발히 진행되고 있는 한국에서의 국제다각화가 해당 기업에 어떠한 영향을 미치는지 이해하는데 있어 추가적인 공헌점을 가진다고 판단된다.

전술한 바와 같이 개별기업의 국제다각화가 자기자본비용에 반영되는 기업의 위험성을 감소시키거나

증대시킬 가능성이 동시에 상존하고, 이를 통해 자기자본비용에 미칠 수 있는 긍정적 효과와 부정적 효과의 상대적인 크기 역시 사전적으로는 예측할 수 없기 때문에 개별기업의 국제다각화가 해당 기업의 자기자본비용에 미치는 평균적인 효과에 대하여 분석하고자 하는 동 연구의 기본가설은 다음과 같이 귀무가설의 형태로 설정하였다.

H₀: 개별기업의 국제다각화 수준은 해당 기업의 자기자본비용과 유의한 상관관계가 없다.

III. 연구방법론

3.1 자기자본비용의 측정

개별기업의 기업가치평가에 있어 할인율로 사용되는 자기자본비용은 객관적인 수치로 관찰되지 않기 때문에 지난 수십년 동안 회계 및 재무분야에서는 보다 신뢰성 있는 자기자본비용의 추정치를 도출하는 방법을 지속적으로 연구하여 왔다. 기존에는 주식시장에서 손쉽게 관찰되는 주식수익률을 활용해서 계산한 베타나 주가 변동률 등을 이용한 사후적 의미에서의 자기자본비용 추정치를 실증분석에 널리 이용하여 왔다. 하지만 Fama and French(1997)나 Elton(1999) 등은 이러한 사후적 의미에서의 자기자본비용 추정치에 상당한 측정오차가 내재될 수밖에 없음에 따라 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치를 산출하는 대안이 절대적으로 필요하다고 역설하였다.

이러한 요구에 대하여 회계학계에서는 최근 들어 재무분석가의 이익예측치를 투자자의 이익기대치로

간주하고 이를 기업가치모형에 대입한 후, 이로부터 산출되는 주가 예측치와 실제로 주식시장에서 관찰되는 주가가 상호 일치하도록 하는 할인율을 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치로 사용하는 방법을 널리 사용하기 시작하였다. Gebhardt, Lee, and Swaminathan(2001) 등은 이러한 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치가 주식수익률 등을 기반으로 측정되는 사후적 의미에서의 자기자본비용 추정치에 비하여 자기자본비용의 대응치로서 보다 신뢰성이 있으며, 미래의 투자안 평가 등에 있어 이러한 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치를 사용해야 한다고 주장하였다. 한국 기업들을 대상으로 한 Ahn, Cha, Ko, and Yoo(2008)의 연구도 사후적인 주식수익률 보다는 회계이익에 근거한 기업가치모형으로부터 도출된 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치가 보다 더 높은 신뢰성을 가지고 있다고 보고하고, 한국 기업을 대상으로 자기자본비용에 영향을 미치는 요소들에 대하여 연구할 때 이러한 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치를 사용해야 한다고 지적하였다. 이에 따라 본 연구에서는 기존 선행연구에서 주로 사용되는 다음의 네가지 유형의 기업가치모형을 이용하여 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치를 각각 도출하고, 각 추정치에 내재된 측정오류를 최소화하기 위하여 이들의 산술평균을 개별기업의 자기자본비용 대응치로서 사용하였다.

우선 Ohlson(1995)이 제시한 잔여이익할인모형에 기반한 첫번째 기업가치모형에서는 향후 3년간의 잔여이익 예측치를 재무분석가의 이익예측치를 이용하여 계산하되, 3년후부터의 잔여이익 예측치는 3년째 잔여이익 예측치가 영속적으로 유지된다고 가정하였다(e.g., Gebhardt, Lee, and Swaminathan 2001). 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$P_t = bw_t + \sum_{s=1}^3 \left[\frac{E_t(eps_{t+s} - r_t \times bw_{t+s-1})}{(1+r_t)^s} \right] + \sum_{s=1}^3 \left[\frac{E_t(eps_{t+s} - r_t \times bw_{t+s-1})}{(1+r_t)^s} \right] \quad (1)$$

식(1)에서 r_t 는 t기간 동안의 자기자본비용, P_t 는 t시점의 주당 주식가격, bw_t 는 t시점의 주당 자기자본의 장부가치이며, eps_t 는 t기간의 주당순이익 예측치이다.

역시 Ohlson(1995)이 제시한 잔여이익할인모형에 기반한 두번째 기업가치모형에서는 첫번째 모형에서처럼 향후 3년간의 잔여이익 예측치는 재무분석가의 이익예측치를 이용하여 계산하되, 4년후부터 12년후까지는 해당 기업의 자기자본이익률이 산업평균 자기자본이익률²⁾로 선형적으로 수렴한다는 가정을 이용하여 해당 연도의 잔여이익 예측치를 산출하는 한편, 그 이후의 잔여이익은 12년후의 잔여이익 예측치가 영속적으로 지속된다는 가정을 이용하였다(e.g., Lee, Myers, and Swaminathan 1999; Gebhardt, Lee, and Swaminathan 2001; Liu, Nissim, and Thomas 2002). 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

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

식(2)에서 ROE_t 는 t기간의 자기자본이익률이며 여타 변수의 정의는 식(1)과 동일하다.

상기 두 모형에서 자기자본비용 추정치는 기업가치모형에서 산출된 주가 예측치와 실제로 주식시장에서 관찰되는 주가의 차이를 최소화하는 할인율을 0%에서 100% 범위 내에서 찾아냄으로써 산출하였다.

한편, 본 연구에서 사용한 세번째 기업가치모형은 Ohlson and Juettner-Nauroth(2005)가 제시한 초과이익성장모형에 기반하고 있는데, 동 모형은 상기한 잔여이익할인모형과 달리 주식가치를 자기자본의 장부가치를 고려하지 않고 미래의 이익예측치만을 이용하여 산출하였다. 본 연구에서는 동 모형을 실증적으로 적용한 Gode and Mohanram(2003)을 따라 2년후까지의 초과이익성장액은 재무분석가의 이익예측치를 이용하여 계산하되, 3년후부터의 초과이익성장액은 자기자본비용으로 할인된 초과이익성장액의 영구 증가율이 $\gamma-1$ 과 같다고 가정함으로써 산출하였다. $\gamma-1$ 은 Gode and Mohanram(2003)의 가정을 따라 무위험이자율에서 근원인플레이션율³⁾을 차감함으로써 계산하였다. 이를 식으로 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)에서 dps_t 는 t기간 동안의 주당 배당액이고 $\gamma-1$ 은 무위험이자율에서 근원인플레이션율을 차감

2) 산업평균 자기자본이익률은 한국표준산업분류표의 대분류상 같은 산업군에 속한 기업들의 지난 5년간 자기자본이익률을 이동 평균하여 계산하였으며 선행연구를 따라 양(+의 값을 가지는 자기자본이익률만을 이용하여 계산하였다.

3) 한국은행에서 산출한 과거 10년간의 이동평균 근원인플레이션율을 사용하였다.

한 값이며, 여타 변수의 정의는 식(1)과 동일하다.

마지막으로 본 연구에서 사용한 기업가치모형은 식(3)의 특수한 형태로 식(3)에 $\gamma=1$ 그리고 $dps_{t+1}=0$ 이라는 가정을 대입함으로써 산출되었다(Easton 2004). 이러한 가정은 3년후부터는 초과이익성장액이 일정하게 지속되고 배당액이 없다는 가정을 의미한다. 동 모형의 구체적인 식은 다음과 같다.

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

식(4)에서 모든 변수의 정의는 식(1)과 동일하다.

식(3) 및 식(4)에서 자기자본비용 추정치는 자기자본비용을 미지수로 하고 해당 등식을 풀어냄으로써 산출된다. 한편 상기한 모든 기업가치모형에 대하여 미래 배당액 예측액은 해당 기업의 최근 배당액을 해당 기간의 순이익으로 나눈 배당성향을 해당 미래 연도의 이익 예측치에 곱함으로써 산출하였다.⁴⁾

3.2 국제다각화 수준의 측정

본 연구의 관심변수인 개별기업의 국제다각화 수준을 신뢰성 있게 측정하기 위해서는 해당 기업에 있어서의 국내부문대비 해외부문의 상대적 크기와 전략적 중요도를 정확하게 반영하는 측정치를 사용할 필요가 있을 것이다(Geringer, Tallman, and Olsen 2000). 만일 개별기업이 해외부문에서 보다 많은 사업활동을 한다면 국내부문으로부터 창출되는 매출액에 비해 해외부문으로부터 창출되는 매출액의 비중이 클 것이다. 나아가, 해외부문에 보다 큰 전략

적 가중치를 부여하고 있는 기업이라면 국내부문에 비하여 해외부문에 보다 많은 자산을 투자하고 있을 것이다. 이에 따라 본 연구에서는 선행연구를 따라 국내매출대비 해외매출비중(FORSALES: e.g., Grant 1987; Reeb, Mansi, and Alee 2001)과 국내자산대비 해외자산비중(FORASSET: e.g., Gomes and Ramaswamy 1999; Reeb, Mansi, and Alee 2001)의 두가지 측정치를 개별기업의 국제다각화 수준을 추정하는 변수로 실증분석에 사용하였다.

3.3 실증분석모형

개별기업의 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구에서는 자기자본비용 추정치(COE)를 종속변수로 하고 해당 기업의 해외매출비중(FORSALES) 또는 해외자산비중(FORASSET)으로 측정된 국제다각화 수준을 독립변수로 한 회귀분석을 실시하였다. 동 회귀분석에 있어 본 연구에서는 선행연구에 의해 자기자본비용에 영향을 미친다고 널리 알려진 위험대용치 들을 통제변수로 사용하였는데 이들 통제변수들은 구체적으로 다음과 같다. 우선, 자본자산가격결정모형에 따라 체계적 위험을 측정하는 기업의 베타(BETA: Fama and French 1993; Gordon and Gordon 1997)와 베타에 의해 측정되지 않는 여타 위험을 측정하는 비체계적 위험(IDRISK: Malkiel and Xu 1997)을 통제하였으며 이들 통제변수 들은 자기자본비용과 정(+의 상관관계를 가질 것으로 예측하였다. 아울러 Fama and French(1993) 등이

4) 선행연구를 따라 순손실을 기록한 기업/연도의 경우 가장 최근의 배당액을 재무분석가의 1년 또는 2년후 이익예측치로 나눈 값을 배당성향으로 대체하여 계산하였고, 재무분석가의 해당 이익예측치가 음(-)의 값을 가질 경우 미래 배당액은 0이라고 가정하였다. 아울러 배당성향은 최대 50%라고 가정하였다.

BETA로 측정되는 체계적 위험이 측정하지 못하는 다른 유형의 위험을 내포하고 있다고 보고한 기업규모(SIZE)와 장부가치대비 시장가치비율(B/M)을 통제하였다. 기업 유동성 상태 및 공시정보의 양에 따른 위험상태를 측정하는 SIZE(Amihud and Mendelson 1986; Botosan and Plumlee 2005)는 자기자본비용과 부(-)의 상관관계를 가질 것으로 예측되는 반면, B/M은 자기자본비용과 정(+)의 상관관계를 가질 것으로 기대된다. 이와 함께 Modigliani and Miller(1958)에 의해 자기자본비용과 정(+)의 상관관계를 가질 것이라고 알려진 부채비율(D/M)⁵⁾을 통제하였으며, 기본적인 영업활동의 변동성에 따른 위험을 측정하여 자기자본비용과 정(+)의 상관관계를 가질 것으로 예측되는 영업이익의 변동성(OIVOL: Barth, Elliott, and Finn 1999; Gode and Mohanram 2003)을 통제하였다. 나아가 기업을 둘러싼 정보환경의 불확실성을 반영하는 정보위험을 측정하는 재무분석가 이익예측치의 분산정도(EPSPDISP: Botosan and Plumlee 2005) 및 성장전략의 수행에 따른 위험성을 측정하는 미래이익의 성장성(GROWTH: Gebhardt, Lee, and Swaminathan 2001)을 통제하였고 이들 변수는 자기자본비용과 정(+)의 상관관계를 가질 것으로 예측하였다. 마지막으로 Gebhardt, Lee, and Swaminathan(2001) 등이 지적한 자기자본비용의 산업별 분포를 통제하기 위하여 각 산업별 더미변수를 추가적인 통제변수로 포함시켰다.⁶⁾ 이러한 통제변수를 포함한 본 연구의 가설을 검증하기 위한 회귀모형은 다음과 같다.

$$COE = \beta_0 + \beta_1 FORSALES + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln B/M + \beta_5 \ln D/M + \beta_6 IDRISK + \beta_7 OIVOL + \beta_8 EPSPDISP + \beta_9 GROWTH + Industry Dummies + \varepsilon \quad (5)$$

$$COE = \beta_0 + \beta_1 FORASSET + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln B/M + \beta_5 \ln D/M + \beta_6 IDRISK + \beta_7 OIVOL + \beta_8 EPSPDISP + \beta_9 GROWTH + Industry Dummies + \varepsilon \quad (6)$$

COE: 식(1)~식(4)의 기업가치모형으로부터 도출한 자기자본비용 추정치의 산술평균치
 FORSALES: 해외매출액을 기업의 총매출액으로 나눈 값
 FORASSET: 해외자산액을 기업의 총자산액으로 나눈 값
 BETA: 개별기업의 과거 60개월간의(최소 30개월) 월별 주식수익률을 해당 시장수익률에 회귀분석하여 도출한 베타
 lnSIZE: 시가총액의 자연대수값
 lnB/M: 장부가치대비 시장가치비율의 자연대수값
 lnD/M: 부채의 장부가액 대비 시가총액의 자연대수값
 IDRISK: 베타를 추정하기 위한 회귀식 잔차의 분산
 OIVOL: 적어도 지난 2년 동안 재무자료가 있는 기업을 대상으로 개별기업의 과거 5년간 영업이익의 표준편차를 평균자산으로 나눈 값
 EPSPDISP: 개별 재무분석가의 1년 후 이익예측치의 표준편차를 해당 재무분석가들의 이익예측치 평균으로 나눈 값
 GROWTH: 재무분석가의 3년 후 이익예측치에서 재무분석가의 2년 후 이익예측치를 차감하고 이를 재무분석가의 2년후 이익예측치로 나눈 값
 Industry Dummies: 한국표준산업 대분류 기준에 의해 분류된 산업별 더미변수

5) 변수분포의 편향성을 제거하기 위하여 기업규모(SIZE), 장부가치대비 시장가치비율(B/M), 그리고 부채비율(D/M)은 해당 변수의 자연대수값(lnSIZE, lnB/M, lnD/M)을 회귀변수로 각각 사용하였다.
 6) 본 연구의 실증분석은 연도별 회귀분석에 바탕을 둔 Fama-MacBeth(Fama and MacBeth 1973) 접근법을 준용하고 있기 때문에 무위협이자율 등 자기자본비용에 미치는 연도별 더미변수를 별도로 통제할 필요가 없다.

3.4 연구자료

본 연구에서의 실증분석을 위하여 필요한 재무분석가의 이익예측치와 주가자료는 Fn-Guide로부터 수집하고 그 외의 재무제표 자료들은 KisValue Library로부터 수집하였다. 나아가, 한국의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업 중 다음 요건들을 만족하는 기업들을 실증분석을 위한 최종 표본으로 선정하였다.

- (1) Fn-Guide에서 재무분석가의 이익예측치와 주가자료를 구할 수 있는 기업
- (2) (주)한국신용평가정보의 KisValue Library에서 재무제표 자료를 구할 수 있는 기업
- (3) 기업의 재무제표 정보 중 해외매출액과 해외자산액을 구할 수 있는 기업
- (4) 위험 대응치 등 회귀분석에 사용될 모든 변수들을 구할 수 있는 기업
- (5) 회계연도가 12월말로 종료되는 회사
- (6) 금융업종에 속하지 않는 회사
- (7) 장부가치가 음이 아닌 기업
- (8) 재무분석가 이익예측치 자료가 음이 아닌 기업

조건(5)는 보다 합리적인 횡단면분석을 위해서 적용되었으며, 각종 재무제표 정보의 의무공시시한이 3월말이라는 점을 감안하여 재무분석가 이익예측치 및 주가자료는 매년 4월말을 기준으로 추출하였다. 조건(6)은 금융업에 속하는 기업들의 계정과목의 성격이 일반기업과 상이하기 때문에 도입되었으며, 조건(7)은 자본잠식이 된 기업의 경우 재무분석가 이익예측치에 편의가 발생할 가능성이 있기 때문에 적용되었다. 조건(8)은 초과이익성장모형을 이용할 때 합리적인 단기이익 성장률의 산출을 위한 전제조건이다(Gode and Mohanram 2003). 마지막으로,

극단치의 영향을 제거하기 위하여 모든 회귀변수들은 해당 변수 분포의 1% 및 99% 수준에서 조정되었다. 상기한 조건을 만족시키는 2000년부터 2005년까지 총 260개 개별기업으로부터 산출된 총 755개 기업/연도의 표본이 본 연구의 실증분석에 사용되었다.

IV. 실증결과

4.1 기술통계량과 일변량 상관관계 분석

먼저 본 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수에 대한 기술통계량은 <표 1>에 나타나 있다.

먼저, 식(1)~식(4)를 이용하여 추정한 개별 자기자본비용 추정치($COE_{(1)} \sim COE_{(4)}$)의 평균(표준편차)은 11.3%(3.6%)에서 16.9%(8.1%)의 분포를 보이고 있으며, 한국기업을 대상으로 한 Ahn, Cha, Ko, and Yoo(2008)의 연구에서 지적인 바와 같이 초과이익성장모형에 기반한 식(3) 및 식(4)를 이용하여 도출한 자기자본비용 추정치가 상대적으로 보다 높은 표준편차를 가지고 있는 것으로 나타났다. 그리고 본 연구의 종속변수로 사용된 이들 4가지 개별 자기자본비용 추정치의 산술평균(COE)은 14.9%이며, 표준편차는 5.4%로 나타났다. 다음으로 본 연구의 주요 관심변수로서 개별기업의 국제다각화 정도를 측정하는 해외매출비중($FORSALES$)의 평균과 표준편차는 각각 43.6%, 30.6%로 나타났으며, 0.1%부터 100%까지 다양한 분포를 보이고 있다. 이와 아울러 국제다각화 정도의 또 다른 측정치인 해외자산비중($FORASSET$)은 평균이 7%, 표준편차는 8.4%로, 해외매출비중과 유사하게 분

〈표 1〉 주요 변수의 기술통계량

〈표 1〉은 실증분석에 사용된 주요변수의 평균, 표준편차 등 기술통계량을 보고하고 있다.

변수명	평균	표준편차	1%	5%	10%	25%	중간값	75%	90%	95%	99%	표본수
<i>COE</i>	0.149	0.054	0.048	0.072	0.089	0.113	0.142	0.178	0.220	0.254	0.330	755
<i>COE₍₁₎</i>	0.158	0.067	0.041	0.073	0.085	0.112	0.147	0.193	0.244	0.288	0.418	755
<i>COE₍₂₎</i>	0.113	0.036	0.048	0.063	0.074	0.088	0.108	0.133	0.161	0.180	0.236	755
<i>COE₍₃₎</i>	0.169	0.081	0.009	0.017	0.055	0.126	0.165	0.212	0.274	0.318	0.400	755
<i>COE₍₄₎</i>	0.155	0.077	0.005	0.018	0.051	0.112	0.149	0.197	0.255	0.298	0.376	755
<i>FORSALES</i>	0.436	0.306	0.001	0.013	0.036	0.157	0.413	0.711	0.870	0.952	1.000	755
<i>FORASSET</i>	0.070	0.084	0.000	0.001	0.004	0.014	0.040	0.094	0.185	0.251	0.422	755
<i>BETA</i>	1.041	0.383	0.175	0.448	0.574	0.780	1.022	1.269	1.575	1.713	2.141	755
<i>SIZE</i>	1,147	2,764	22	36	50	91	228	801	2,506	5,530	18,224	755
<i>B/M</i>	1.532	1.463	0.161	0.282	0.385	0.597	1.054	1.939	3.178	4.290	8.675	755
<i>D/M</i>	1.983	3.076	0.032	0.112	0.169	0.371	0.848	2.233	4.932	7.829	19.430	755
<i>IDRISK</i>	0.029	0.024	0.006	0.008	0.011	0.015	0.022	0.034	0.055	0.070	0.177	755
<i>OIVOL</i>	0.040	0.033	0.006	0.009	0.012	0.019	0.031	0.050	0.079	0.101	0.192	755
<i>EPSDISP</i>	0.236	0.271	0.015	0.046	0.061	0.094	0.152	0.252	0.470	0.740	1.758	755
<i>GROWTH</i>	0.151	0.242	-0.470	-0.185	-0.093	0.035	0.121	0.240	0.404	0.566	1.195	755

(주) *COE*: 본문의 식(1)~식(4)의 기업가치모형으로부터 도출한 개별 자기자본비용 추정치의 산술평균치, *COE₍₁₎*~*COE₍₄₎*: 각각 식(1)~식(4)의 기업가치모형으로부터 도출한 개별 자기자본비용 추정치, *FORSALES*: 해외매출액을 기업의 총매출액으로 나눈 비율, *FORASSET*: 해외자산액을 기업의 총자산액으로 나눈 비율, *BETA*: 개별기업의 과거 60개월간의 (최소 30개월) 월별 주식수익률을 해당 시장수익률에 회귀분석하여 도출한 베타, *SIZE*: 기업 순자산의 시장가치 (단위: 십억원), *B/M*: 기업의 순자산 장부가치를 시장가치로 나눈 값, *D/M*: 부채의 장부가액을 기업 순자산의 시장가치로 나눈 값, *IDRISK*: 베타를 추정하기 위한 회귀식 잔차의 분산, *OIVOL*: 적어도 지난 2년 동안 재무자료가 있는 기업을 대상으로 개별기업의 과거 5년간 영업이익의 표준편차를 평균자산으로 나눈 값, *EPSDISP*: 개별 재무분석가의 1년 후 이익예측치의 표준편차를 해당 재무분석가들의 이익예측치 평균으로 나눈 값, *GROWTH*: 재무분석가의 3년 후 이익예측치에서 재무분석가의 2년 후 이익예측치를 차감하고 이를 재무분석가의 2년후 이익예측치로 나눈 값

포가 고르게 퍼져 있음을 알 수 있다.

아울러 기타 통제변수의 분포를 살펴보면, 연구표본에 포함된 기업/연도의 베타(*BETA*)는 평균이 1.041로 보고되었다. 또한 기업규모(*SIZE*)는 평균이 1조 1천 4백억원, 장부가치대비 시장가치비율(*B/M*)은 평균이 1.532, 그리고 부채비율(*D/M*)은 평균이 1.983으로 나타났으며, 선행연구를 따라서 이들 세가지 변수들의 자연대수값을 회귀분석에 이용하였다. 한편, 개별기업의 비체계적 위험(*IDRISK*)과 영업이익의 변동성(*OIVOL*) 및 재무분석가 이익예측치의 분산정도(*EPSDISP*)의 평균은 각각 0.029, 0.040 및 0.236이었고, 미래이익의 성장성(*GROWTH*)은 평균 15.1%인 것으로 나타났다. 결론적으로 이들 변수들의 분포는 한국 기업들을 대상으로 동 연구와 유사한 변수를 사용한 기존 연구(e.g., Ahn, Cha, Ko, and Yoo 2008)와 비슷한 것으로 보고되었다.

〈표 2〉는 본 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수들의 피어슨 상관계수를 보고하고 있다.

우선 자기자본비용(*COE*)과 본 연구의 관심변수인 해외매출비중(*FORSALES*) 및 해외자산비중(*FORASSET*)은 각각 0.046 및 0.014의 정(+)의 상관계수 값을 나타내고 있으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 한편 자기자본비용(*COE*)은 장부가치대비 시장가치 비율(*lnB/M*), 부채비율(*lnD/M*), 재무분석가 이익예측치의 분산정도(*EPSDISP*) 및 미래이익의 성장성(*GROWTH*)과 사전에 예측한대로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계를 가지고 있고, 기업규모(*lnSIZE*)와는 예측과 동일하게 통계적으로 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 하지만 예측과 달리 자기자본비용(*COE*)은 베타(*BETA*) 및 비체계적 위험(*IDRISK*)과는 통계적으로 유의한 상관관계를 가지

고 있지 않았으며, 영업이익의 변동성(*OIVOL*)과는 예측과 반대로 통계적으로 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

이와 아울러 본 연구의 관심변수인 국제다각화 수준을 측정하는 해외매출비중(*FORSALES*) 및 해외자산비중(*FORASSET*)은 위험 대응치 중에서 베타(*BETA*), 영업이익의 변동성(*OIVOL*), 그리고 재무분석가 이익예측치의 분산정도(*EPSDISP*)와 일관성 있게 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 보고되었다. 즉, 단일변량 상관관계를 분석한 결과, 개별기업의 국제다각화 수준이 커질수록 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치에는 어떠한 영향이 있을지 확실치 않으나 최소한 베타로 측정되는 체계적 위험이 크고 영업이익의 변동성이 높으며 해당 기업의 미래이익을 예측하는 것이 쉽지 않을 것이라고 말할 수 있을 것이다.

하지만 자기자본비용(*COE*)이 여러 위험 대응치와 유의한 상관관계를 가지는 동시에 관심변수인 국제다각화 정도를 측정하는 해외매출비중(*FORSALES*) 및 해외자산비중(*FORASSET*) 역시 이들 위험 대응치와 유의한 상관관계를 가짐에 따라 일변량 상관계수 분석 결과로 최종 결론을 내릴 수는 없을 것이며, 보다 정확한 실증결과의 도출을 위해서는 자기자본비용에 영향을 미치는 위험 대응치 들을 통제한 후 자기자본비용과 국제다각화 수준 간의 상관관계를 살펴볼 필요가 있을 것이다. 따라서 다음 절에서는 자기자본비용(*COE*)을 설명하기 위하여 국제다각화 수준을 측정하는 해외매출비중(*FORSALES*) 또는 해외자산비중(*FORASSET*)과 더불어 여타 위험 대응치 들을 동시에 회귀변수로 사용한 다중회귀분석의 결과를 보고하였다.

〈표 2〉 주요 변수의 피어슨 상관계수

〈표 2〉는 실증분석에 사용된 주요변수의 피어슨 상관계수를 보고하고 있다.

변수명	COE	FORSALES	FORASSET	BETA	lnSIZE	lnB/M	lnD/M	IDRISK	OIVOL	EPSDISP
FORSALES	0.046 (0.204)									
FORASSET	0.014 (0.697)	0.522 (0.000)								
BETA	-0.015 (0.682)	0.152 (0.000)	0.125 (0.001)							
lnSIZE	-0.333 (0.000)	0.091 (0.012)	-0.084 (0.021)	0.089 (0.015)						
lnB/M	0.457 (0.000)	-0.038 (0.302)	-0.182 (0.000)	-0.225 (0.000)	-0.360 (0.000)					
lnD/M	0.520 (0.000)	-0.003 (0.939)	-0.160 (0.000)	-0.066 (0.070)	-0.129 (0.000)	0.729 (0.000)				
IDRISK	0.005 (0.881)	-0.062 (0.089)	0.024 (0.505)	0.331 (0.000)	-0.210 (0.000)	-0.135 (0.000)	-0.080 (0.027)			
OIVOL	-0.082 (0.024)	0.065 (0.077)	0.228 (0.000)	0.237 (0.000)	0.007 (0.849)	-0.388 (0.000)	-0.377 (0.000)	0.257 (0.000)		
EPSDISP	0.262 (0.000)	0.113 (0.002)	0.066 (0.071)	0.139 (0.000)	-0.127 (0.000)	0.268 (0.000)	0.358 (0.000)	0.136 (0.000)	-0.068 (0.060)	
GROWTH	0.183 (0.000)	-0.034 (0.355)	0.023 (0.536)	0.086 (0.018)	-0.017 (0.632)	-0.036 (0.328)	0.039 (0.287)	0.046 (0.204)	-0.044 (0.226)	0.212 (0.000)
표본수	755	755	755	755	755	755	755	755	755	755

(주) lnSIZE, lnB/M, lnD/M은 SIZE, B/M, D/M의 자연대수값이며, 여타 변수는 〈표1〉을 참조한다. 괄호는 양측검정의 p-value를 의미한다.

〈표 3〉 국제다각화 수준과 자기자본비용의 관련성에 관한 다중회귀분석

〈표 3〉은 (모형1)과 (모형2)를 이용하여 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향을 살펴보기 위한 다중회귀분석 결과를 보고하고 있다. 동 분석에서는 연도별 회귀분석에 기반한 Fama-MacBeth(Fama and MacBeth 1973) 접근법을 사용하여 회귀분석을 실시하였다. 〈표 3〉에 보고된 회귀계수는 연도별 회귀분석으로부터 도출된 연도별 회귀계수의 평균값이며, 해당 회귀계수의 통계적 유의성을 표시하는 t값은 Kemsley and Nissim(2002)의 방법을 준용하여 이들 연도별 회귀계수의 1차 자기상관성을 조정하여 계산한 t값이다. 수정된 R²은 각 연도별 회귀분석에서 산출된 수정된 R²들의 평균값이다.

$$(모형1) COE = \beta_0 + \beta_1 FORSALES + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln B/M + \beta_5 \ln D/M + \beta_6 IDRISK$$

$$+ \beta_7 OIVOL + \beta_8 EPSDISP + \beta_9 GROWTH + Industry Dummies + \epsilon$$

$$(모형2) COE = \beta_0 + \beta_1 FORASSET + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln B/M + \beta_5 \ln D/M + \beta_6 IDRISK$$

$$+ \beta_7 OIVOL + \beta_8 EPSDISP + \beta_9 GROWTH + Industry Dummies + \epsilon$$

변수명	(모형 1)		(모형 2)	
	회귀계수	수정된 t값	회귀계수	수정된 t값
INTERCEPT	0.275***	3.20	0.265***	3.06
FORSALES	0.016***	2.71		
FORASSET			0.048***	2.70
BETA	0.009	0.59	0.010	0.83
lnSIZE	-0.008***	-2.74	-0.007**	-2.56
lnB/M	0.003	0.76	0.005	0.92
lnD/M	0.020***	7.64	0.020***	7.41
IDRISK	-0.096	-1.51	-0.093	-1.41
OIVOL	0.178***	5.17	0.140***	4.68
EPSDISP	-0.002	-0.41	-0.002	-0.25
GROWTH	0.029**	2.20	0.029**	2.38
Industry Dummies	포함		포함	
수정된 R ²	0.408		0.405	
표본수	755		755	

(주1) 변수설명은 〈표 1〉 및 〈표 2〉를 참조한다.

(주2) ***, **, *는 양측검정으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

4.2 다중회귀분석 결과

〈표 3〉은 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향을 살펴보기 위한 다중회귀분석 결과를 보고하고 있다. 본 연구에서는 실증분석에 사용된 패널자료

의 특성으로부터 발생할 수 있는 잔차항 간의 유의한 상관관계에 의하여 통계적 유의성을 표시하는 t값이 과대평가될 가능성을 해소하기 위하여 연도별 회귀분석에 기반한 Fama-MacBeth(Fama and MacBeth 1973) 접근법을 사용하여 회귀분석을 실

시하였다.

〈표 3〉의 첫번째 열에 보고된 모형(1)에서는 전술한 4가지 기업가치모형으로부터 산출한 자기자본비용 추정치의 평균을 종속변수(COE)로 하고 개별기업의 위험 대응치를 통제한 후 해외매출비중(FORSALES)을 국제다각화 정도의 측정치로 이용하여 다중회귀분석을 실시하였다. 회귀분석 결과를 보면, 해외매출비중(FORSALES)의 회귀계수와 통계적 유의성은 각각 0.016과 2.71(수정된 t 값⁷⁾)로 1% 수준에서 자기자본비용과 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.⁸⁾ 즉, 개별기업의 총매출액 중에서 해외매출액 비중이 클수록 기업의 자기자본비용은 증가하는 것으로 결론지을 수 있다.

〈표 3〉의 두번째 열에 보고된 모형(2)에서는 모형(1)에서의 해외매출비중(FORSALES) 대신 해외자산비중(FORASSET)을 국제다각화의 수준의 측정치로 이용하여 다중회귀분석을 실시하였다. 그 결과 해외자산비중(FORASSET)의 회귀계수와 통계적 유의성은 각각 0.048과 2.70(수정된 t 값)으로 역시 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 모형(1)의 결과와 일관성 있는 결과가 도출되었다.

한편, 자기자본비용(COE)과 여타 통제변수들 사이의 상관관계를 보면, 사전에 예측된 대로 자기자

본비용(COE)은 기업규모($\ln SIZE$)와는 5% 수준에서 통계적으로 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 한편, 부채비율($\ln D/M$), 영업이익 변동성(OIVOL) 및 성장성(GROWTH)과는 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 그러나 사전 예측과 달리 베타(BETA), 장부가치대비 시장 가치비율($\ln B/M$), 비체계적 위험(IDRISK) 및 재무분석가 이익예측치의 분산정도(EPSPDISP)와는 5% 수준에서 통계적으로 유의한 상관관계를 나타내지 못하였다. 하지만, 수정된 R^2 로 측정되는 실증모형의 설명력이 40%에 달하는 등 기존 연구(e.g., Ahn, Cha, Ko, and Yoo 2008)의 결론대로 동 실증모형은 한국 기업의 자기자본비용의 분포를 설명하는 데에 충분한 적합성을 가진 모형으로 판단된다.

이상에 보고된 일관된 실증결과로 판단할 때 한국 기업들의 국제다각화 수준이 높을수록 해당기업의 자기자본비용은 증가한다고 결론지을 수 있을 것이다. 즉, 한국 기업의 경우 보다 다양한 국가에서 영업활동을 활발히 수행해 나갈수록 전체 기업 이익의 변동성을 축소하여 기업의 위험성을 낮추는 효과 보다는 추가적으로 부담하게 되는 환 위험, 정치적 위험 또는 대리인비용 등으로 인해 기업의 위험성이 커지는 효과가 보다 더 큼에 따라 중구적으로는 해당기업의 자기자본비용이 상승하는 것으로 판단된다.

7) 본 연구의 회귀분석 결과에 보고된 회귀계수는 연도별 회귀분석으로부터 도출된 연도별 회귀계수의 평균값이며, 해당 회귀계수의 통계적 유의성을 표시하는 t 값은 Kemsley and Nissim(2002)의 방법을 준용하여 이들 연도별 회귀계수의 1차 자기상관성을 조정하여 계산한 t 값이다. 한편 수정된 R^2 도 각 연도별 회귀분석에서 산출된 수정된 R^2 들의 평균값이다.

8) 본 연구의 결과가 자기자본비용 추정치의 산출 시 특정 기업가치모형에서 발생하는 측정오류에 의하여 도출되었을 가능성을 배제하기 위하여 4가지 기업가치모형으로부터 산출된 4개의 자기자본비용 추정치중에서 2개 또는 3개만을 추출하여 이들의 산술평균을 자기자본비용 추정치로 간주하여 추가적인 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 해외매출비중 및 해외자산비중의 두가지 독립변수에 대하여 가능한 20가지 모든 조합에 대하여 정(+)의 회귀계수가 도출되었으며, 해외매출비중을 독립변수로 한 경우에는 10개의 조합중 9개의 경우에서, 그리고 해외자산비중을 독립변수로 한 경우에는 10개의 조합중 7개의 경우에서 수정된 t 값이 통계적으로 유의하였다. 아울러 본문의 식(1)~식(4)를 이용하여 산출한 각각의 개별 자기자본비용 추정치를 사용하여 회귀분석을 실시하더라도 해외매출비중 또는 해외자산비중을 독립변수로 사용한 모든 경우에 대하여 정(+)의 회귀계수 값이 보고되었으며, 총 8개의 경우중 4개의 경우에서 수정된 t 값이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 결론적으로 본 연구의 실증결과는 특정 기업가치모형으로부터 산출된 자기자본비용 추정치에 내재된 측정오류에 의하여 도출되지는 않았다고 판단된다.

V. 결론 및 한계점

본 연구는 한국의 유가증권 또는 코스닥 시장에 상장된 기업 중 2000년부터 2005년까지의 755개 관측치를 이용하여 개별기업의 국제다각화 수준이 자기자본비용에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 실증분석 결과, 개별기업의 국제다각화 수준이 높아질수록 자기자본비용은 유의하게 증가하는 것으로 관찰되었다. 즉 한국 기업의 경우 보다 다양한 국가로 다각화를 추진할수록 기업 전체의 위험이 증가함으로써 그 결과 주식시장에서 투자자들이 보다 높은 위험프리미엄을 요구하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 한국 기업들의 경우 국제다각화 전략을 추진할 경우 수익성이나 성장성에 미치는 긍정적인 영향만을 고려할 것이 아니라 자기자본비용에 미치는 부정적인 영향도 함께 고려해야 함을 시사한다. 본 연구는 미국 기업을 대상으로 하는 기존 선행연구들이 일관된 실증결과를 보여주지 못하고 있는 상황에서 보다 신뢰성 있는 자기자본비용 추정치를 이용하여 한국 기업의 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향을 최초로 실증 분석한 논문으로, 많은 한국 기업들이 국제다각화를 적극적으로 추진하고 있거나 계획하고 있는 현재의 상황에서 국제다각화가 한국의 기업들에게 미치는 영향에 대한 이해를 보다 증진시키는 데에 공헌할 수 있을 것으로 기대된다.

그러나 이러한 공헌점에도 불구하고 본 연구의 실증분석은 다음과 같은 잠재적인 한계점을 내포하고 있다. 우선 본 연구에서 사전적 의미에서의 자기자본비용을 도출하기 위하여 재무분석가의 이익예측치를 주식시장에서의 이익기대치 대용치로 이용할 수밖에 없음에 따라 재무분석가가 이익예측치를 공시하는 규모가 큰 기업으로 표본이 한정되어 있다. 이

에 따라 본 연구의 결론이 중소기업의 기업들에게도 일괄적으로 적용될 수 있을지 확실치 않다. 둘째, 개별기업들의 국제다각화 수준을 해외매출비중 및 해외자산비중으로 일률적으로 측정함에 따라 개별기업 간에 차이가 있을 수 있는 국제다각화 전략의 개별적인 특징이 자기자본비용에 어떠한 차별적인 영향을 미칠 수 있을지 보다 구체적인 실증분석을 수행할 수 없었다. 이러한 부분은 국제회계기준이 시행되어 해외자회사 등을 포함한 보다 자세한 정보가 공시되는 연결재무제표의 정보를 활용할 수 있는 2011년 이후의 재무제표를 이용한 후속연구에서 다룰 수 있을 것으로 보인다. 그러나 이러한 잠재적인 한계점에도 불구하고 한국의 기업들이 지속적으로 국제다각화 전략을 추진하고 있는 만큼, 동 연구의 실증결과는 국제다각화 전략의 효과를 이해하는데 있어 충분한 공헌점을 가지고 있을 것이다.

참고문헌

- 김석수 · 반혜정 (2006), "국제다각화 전략이 기업성장에 미치는 영향," **무역학회지**, 31(1), 95-109.
- 이장호 (2003), "국제다각화, 제품다각화 및 조직적 학습이 기업의 가치에 미치는 영향," **경영학연구**, 32(5), 1291-1315.
- 정인식 (2003), "국제다각화가 기업성장에 미치는 영향에 대한 연구: 수출업체를 중심으로," **무역학회지**, 28(1), 139-155.
- Agmon, T. and D. Lessard (1977), "Investor Recognition of Corporate International Diversification," *Journal of Finance*, 32(September), 1049-1055.
- Ahn, S., S. Cha, Y. Ko, and Y. Yoo (2008), "Im-

- plied Cost of Equity Capital in Earnings-Based Valuation Model: Evidence from Korea," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 37(4), 599-626.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1986), "Asset Pricing and the Bid Ask Spread," *Journal of Financial Economics*, 17, 223-249.
- Barth, M., J. Elliott, and M. Finn (1999), "Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earnings," *Journal of Accounting Research*, 37, 387-413.
- Bartov, E., G. Bodnar, and A. Kaul (1996), "Exchange Rate Variability and the Riskiness of U.S. Multinational Firms: Evidence from the Breakdown of Bretton Woods," *Journal of Financial Economics*, 42, 105-132.
- Bodnar, G., C. Tang, and J. Weintrop (1998), "Both Sides of Corporate Diversification: The Value Impacts of Global and Industrial Diversification," Working paper, University of Pennsylvania.
- Botosan, C. and M. Plumlee (2005), "Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium," *The Accounting Review*, 80(1), 21-53.
- Burgman, T. (1996), "An Empirical Examination of Multinational Capital Structure," *Journal of International Business Studies*, 27, 553-70.
- Easton, P. (2004), "PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital," *The Accounting Review*, 79, 73-95.
- Elton, E. (1999), "Expected Return, Realized Return, and Asset Pricing Tests," *Journal of Finance*, 54, 1199-1220.
- Errunza V. and L. Senbet (1981), "The Effects of International Operations on Market Value of the Firm: Theory and Evidence," *Journal of Finance*, 36, 401-417.
- Errunza V. and L. Senbet (1984), "International Corporate Diversification, Market Valuation, and Size-Adjusted Evidence," *Journal of Finance*, 34, 727-745.
- Fama, E. and K. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. and K. French (1997), "Industry Costs of Equity," *Journal of Financial Economics*, 43, 153-193.
- Fama, E. and J. MacBeth (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Test," *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Gebhardt, W., C. Lee, and B. Swaminathan (2001), "Toward an Implied Cost of Capital," *Journal of Accounting Research*, 39, 135-176.
- Geringer, M., S. Tallman, and M. Olsen (2000), "Product and International Diversification among Japanese Multinational Firms," *Strategic Management Journal*, 21(1), 51-80.
- Gode, D. and P. Mohanram (2003), "Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson-Juettner Model," *Review of Accounting Studies*, 8, 399-431.
- Goldberg, S. and F. Heflin (1995), "The Association between the Level of International Diversification and Risk," *Journal of International Financial Management and Accounting*, 6 (spring), 1-25.
- Gomes, K. and K. Ramaswamy (1999), "An Empirical Examination of the Form of the Relationship between Multinationality and Performance," *Journal of International Business Studies*, 30, 173-188.
- Gordon, R. and M. Gordon (1997), "The Finite

- Horizon Expected Return Model," *Financial Analysts Journal*, 53, 52-61.
- Grant, M. (1987), "Multinationality and Performance among British Manufacturing Companies," *Journal of International Business Studies*, 18, 79-89.
- Harris, M., C. Kriebel, and A. Raviv (1982), "Asymmetric Information, Incentives and Intrafirm Resource Allocation," *Management Science*, 28, 604-620.
- He, J. and L. Ng (1998), "The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations," *Journal of Finance*, 53, 733-753.
- Hughes, L., D. Logue, and R. Sweeney (1975), "Corporate International Diversification and Market Assigned Measures of Risk and Diversification," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10, 627-637.
- Kemsley, D. and D. Nissim (2002), "Valuation of Debt Tax Shield," *Journal of Finance*, 57 (5), 2045-2073.
- Lee, K. and C. Kwok (1988), "Multinational Corporations vs. Domestic Corporations: International Environmental Factors and Determinants of Capital Structure," *Journal of International Business Studies*, 19, 195-257.
- Lee, C., J. Myers, and B. Swaminathan (1999), "What is the Intrinsic Value of the Dow?" *Journal of Finance*, 54, 1693-1741.
- Lessard, D. (1974), "World, National, and Industry Factors in Equity Returns," *Journal of Finance*, 24, 379-391.
- 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.
- Myerson, B. (1982), "Optimal Coordination Mechanisms in Generalized Principal-Agent Problems," *Journal of Mathematical Economics*, 10, 67-81.
- Ohlson, J. (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11(Spring), 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.
- Reeb, D., C. Kwok, and Y. Baek (1998), "Systematic Risk in the Multinational Corporation," *Journal of International Business Studies*, 29, 263-279.
- Reeb, D., S. Mansi, and J. Alee (2001), "Firm Internationalization and Cost of Debt Financing: Evidence from Non-provisional Publicly Traded Debt," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(3), 395-414.
- Robbins, S. and R. Stobaugh (1973), *Money in the Multinational Enterprise: A Study in Financial Policy*, New York, NY, Basic Books.
- Shaked, I. (1986), "Are Multinational Corporations Safer?" *Journal of International Business Studies*, 16, 83-106.
- Shapiro, A. (1978), "Financial Structure and the Cost of Capital in the Multinational Corporation," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, 211-266.

Corporate International Diversification and Cost of Equity Capital: Korean Evidence

Seung Min Cha* · Jaiho Chung** · Yong Keun Yoo***

Abstract

This paper examines the potential effect of corporate international diversification on cost of equity capital for Korean firms. Corporate international diversification is defined as a firm's strategy by which a firm conducts its businesses in multiple countries at the same time. In an ex-ante sense, more internationally diversified firms may decrease their cost of equity capital through reduced volatility of future cash flows and/or reducing more effectively unsystematic risks by investing into various countries. However, it is also possible that cost of equity capital of more internationally diversified firms may increase since they will be exposed to greater foreign exchange translation risks or political risks of other countries and/or since they may have higher agency costs for their controls of managers located out of their home country of domicile. By using 755 Korean firm/year observations between 2000 and 2005, we find that the level of corporate international diversification, which is measured by the relative ratio of overseas sales (or assets) to total sales (or assets), is positively associated with ex-ante cost of equity capital, which is proxied for by implied cost of equity capital derived from equity valuation model, even after well-known risk proxies are controlled for. Thus, we conclude that more internationally diversified Korean firms increase their cost of equity capital. This is the first study to examine the effect of corporate international diversification on cost of equity capital for Korean firms. We believe that our empirical evidence may shed some lights on our understanding of the potential effect of corporate international diversification on various aspects of firms.

Key words: International diversification, Cost of equity capital

* Doctoral Student, Korea University Business School, Seoul, Korea

** Assistant Professor, Korea University Business School, Seoul, Korea

*** Associate Professor, Korea University Business School, Seoul, Korea