

기술혁신활동이 부도위험에 미치는 영향 : 수익성 매개효과를 중심으로

Technology Innovation Activity and Default Risk of Firms : Focusing on a Mediation Effect of Profitability

김진수[†] 경북대학교 경영학부 BK21 계약교수 (jskim71@knu.ac.kr)
이현철 Essex Business School 박사과정 (hcllee@essex.ac.uk)

ABSTRACT

This study explores the effects of technology innovation activity on a profitability and the default risk of firms. Sample for this study consists of manufacturing firms listed on the Korea Stock Exchange from 1st January 2000 to 31st December 2007. We use of R&D ratio as a proxy of technology innovation activity. The default probability proxied for the default risk of firms is measured by the Merton's (1974) model where accounts for a market value of firms and a volatility of it. This study provides evidence that technology innovation activity has a positive effect on a profitability, but a negative effect on the default risk of firms. Our study also finds the significant mediation effect of profitability that the enhancement in profitability resulting from technology innovation activity lowers the default risk of firms.

Keywords : Technology Innovation Activity, Default Risk, Profitability, Mediation Effect

1. 서론

기술혁신활동(technology innovation activity)은 신생기업에게 성공적인 틈새시장의 진입을 가능하게 하며, 기존 기업에게 새로이 출현한 기술에 대한 대응력과 흡수력을 증대시킴으로써 지속적인 이익의 창출을 가능하게 한다. 또한 기술혁신활동은 공정개선을 통한 단위당 생산원가의 절감을 가져오며, 신제품 개발을 가능하게 함으로써 신규 이익원의 발굴 및 고수익 실현의 기회를 부여한다. 따라서 기술혁신활동은 기업의 수익성을 개선시킴으로

써 타인자본에 따른 이자와 원금의 약정된 금액을 약정일에 지불하지 못할 가능성인 부도위험(default risk)을 줄일 수 있다. 그러나 기술혁신활동은 많은 자원의 투자를 필요로 하며 그 결과를 확신할 수 없기 때문에, 오히려 기업의 수익성을 저해함으로써 부도위험을 증가시킬 수 있다(김진수, 2008). 이에 본 연구는 기술혁신활동이 기업의 수익성 개선을 통해 부도위험을 낮추는 매개효과(mediation effect)가 있는지를 실증적으로 확인하고자 한다.

기술혁신활동과 부도위험에 관한 유사한 실증연구로 Hall(1987)은 미국의 기업을 대상으로 연구개발비비율로 측정된 기술적 역량과 생존확률 간의 관계를 분석하였다. 분석 결과 기술적 역량과 생존

[†] 교신저자

논문접수일 : 2009년 6월 21일; 게재확정일 : 2010년 1월 29일

확률 간에 유의한 양(+)의 관계가 존재함을 확인하였다. Banbury and Mitchell(1995)은 의약품의 제조업체를 대상으로 점진적 제품 혁신(incremental product innovation)과 생존확률 간의 관계를 살펴보았다. 분석 결과 점진적 제품 혁신은 기업의 시장점유율과 생존확률을 동시에 증가시킴을 확인하였다. 스페인 기업을 대상으로 Perez et al.(2004)은 연구개발활동의 수행 여부와 퇴출위험 간의 관계를 살펴보았다. 분석 결과 연구개발활동 수행 기업의 퇴출위험이 이의 비 수행 기업에 비해 57% 낮다는 사실을 확인하였다. Czarnitzki and Kraft(2004)는 혁신활동(innovative activity)과 신용등급 간에 양(+)의 관계가 존재함을 확인하였다. 신용등급이 회사채 발행 기업의 원금 및 이자의 지급능력을 나타낸다는 점에서 이는 부도위험과 유사한 변수라 하겠다(김진수, 2008). 그러나 연구개발비율과 신용등급 간에 음(-)의 유의한 결과를 제시하는 연구가 있기도 하다(Molina, 2005). 김석진, 김진수(2009)는 한국의 기업을 대상으로 혁신투입지표인 연구개발비율과 혁신산출지표인 혁신성도가 부도위험에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석 결과 그들은 연구개발비율이 증가함에 따라 초기에는 부도위험이 낮아지다가 일정수준을 지나면 부도위험이 증가하는 U자형 관계를 확인하였다. 또한 혁신성도가 높을수록 모노토닉하게 부도위험이 낮아짐을 확인하였다. 이 연구는 기존 연구들과 달리 혁신을 위한 투입활동에 있어 최적점이 존재함을 보여준다.

기술혁신활동과 수익성 간의 관계는 크게 세 가지 측면에서 살펴볼 수 있다. 첫째, 기술혁신활동을 통해 기업은 제품의 성능을 개선함과 동시에, 이 제품의 가격을 올릴 수 있다. 이러한 불완전 경쟁 이익은 매출액 또는 자산에 대한 수익성을 개선시키는 효과를 가져 온다(Leiponen, 2000). 따라서 기술혁신활동과 수익성 간에 유의한 양(+)의 관계가 존재한다. 둘째, 기업은 기술혁신활동을 통해 제품의 가격을 낮출 수 있다. 기술혁신활동은 제품의 가격 대비 품질 측면의 개선을 유발함으로써 매출액과

시장점유율을 증가시킬 수 있다. 이 경우 수익성은 개선되지 않지만, 기술혁신활동은 기업의 성장을 가져오게 된다. 따라서 기술혁신활동과 수익성 간에 유의한 관계가 존재하지 않는다(Venkatraman and Prescott, 1990; Coombs and Bierly, 2006). 마지막으로, 기술혁신활동은 생산비용의 많은 증대를 동반하는 유·무형자산의 창출을 요구하기 때문에 효율적이지 못한 기술혁신활동의 경우 기업의 수익성을 저해할 수 있다(장성근 외, 2009). 기술혁신활동과 수익성 간의 관계에 대한 실증분석 결과는 대부분 유의한 양(+)의 관계를 제시한다(Leiponen, 2000; Eberhart et al., 2004; 김선구, 연릉모, 2007; Love et al., 2009). 반면 한국의 기업들을 대상으로 한 장성근 외(2009)의 연구는 기술혁신활동과 수익성 간에 음(-)의 관계가 존재함을 제시한다. 그러나 이 연구는 수익성의 변수로 총자산순이익률을 사용하고 있어 기업의 영업활동과 관계없는 손익 부분을 통제하지 못하고 있다는 한계점을 보여준다.

수익성이 높은 기업은 내부의 현금흐름이 안정되어 있고, 투자수익률이 높으며, 주식가치 등이 높아 기업환경변화에 대해서도 안정적인 현금흐름을 유지할 수 있어 경제침체기나 외부 경제여건의 악화에도 수익성이 낮은 기업에 비해 부도위험이 낮다(남주하, 홍재범, 1999; Molina, 2005). 이러한 이유 등으로 수익성은 부도위험의 결정요인으로써 많은 연구자들에 의하여 중요한 변수로 사용되어 왔으며, 이들의 연구는 수익성이 부도위험 및 이와 유사한 부도확률, 파산확률 및 도산위험과 음(-)의 관계를 가지는 유의한 변수임을 실증하였다(Altman, 1968; Ohlson, 1980; 남주하, 홍재범, 1999; 송동섭, 1999; 남재우 외, 2000; Molina, 2005).

기업의 기술혁신활동, 수익성 및 부도위험 간의 매개효과 검정을 위해 본 연구는 기술혁신활동의 대용변수(proxy variables)로써 기술혁신을 위해 투입된 연구개발비를 매출액으로 나눈 연구개발비율을 사용한다. 기술혁신활동의 대용변수로서 공정개선 건수 및 신제품 개발 건수 등을 사용할 수 있

다. 그러나 공정개선 건수 및 신제품개발 건수의 경우 외부로부터 기술도입에 의한 결과일수도 있기 때문에 이들 모두를 단순히 기술혁신활동에 의한 결과로 보기에 다소 무리가 있다. 또한 신제품의 경우 과연 얼마만큼 새로운 특성을 가지고 있어야 신제품으로 인정할 수 있는가의 문제를 가지며, 이들 자료를 다수의 기업으로부터 정량화하여 확보하기가 용이하지 못하다(김진수, 2008). 이러한 이유 등으로 인해 많은 연구들이 기술혁신활동의 대용변수로서 연구개발비비율 또는 연구개발비를 사용한다(Palillo and Brown, 1978; Abbey and Dickson, 1983; Robinson, 1990; Capon et al., 1992; Kelm et al., 1995; 2006; 송준협, 안홍복, 2007; 김진수, 2008; 김석진, 김진수, 2009).

수익성의 대용변수는 총자산영업이익률을 사용하며, 이는 영업이익을 총자산으로 나누어 측정한다(장영광, 2009). 총자산영업이익률은 수익성을 나타내는 대표적인 재무비율로서 부도위험 및 이와 유사한 부도확률, 파산확률 및 도산위험과 관계된 많은 연구에서 중요한 변수로 사용되어 왔다(Altman, 1968; Ohlson, 1980; 남주하, 홍재범, 1999; 송동섭, 1999; 남재우 외, 2000; Molina, 2005). 총자산영업이익률은 영업활동과 관계없는 손익 부분을 배제할 수 있기 때문에, 이는 기술혁신활동과 수익성 간의 관계 분석 시 총자산순이익률 및 매출액순이익률 등에 비해 보다 적합한 변수라 하겠다.

부도위험의 대용변수는 Merton(1974)의 타인자본 가격결정모형을 이용하여 만기 시 기업가치가 순수 할인채의 액면가보다 적을 가능성인 부도확률(default probability)로 측정한다(김진수, 2008). 부도위험의 대용변수로 Altman(1968)의 Z점수(Z-score)를 고려할 수 있다. 그러나 Altman의 Z점수는 실제적인 부도위험을 찾기 위해 신용등급과 만기에 따른 채권 부도율을 이용하지만, 부도에 대한 과거 자료의 부족으로 안정적인 부도위험을 만들지 못한다(원재환, 최재곤, 2006). 이에 반해 Merton의 모형은 부도확률을 측정 시 기업의 시장가치를 이용하며, Black and

Scholes(1973)의 옵션가격결정모형에 기초하고 있어 최근 들어 기업의 부도위험 측정에 많이 사용되고 있다(원재환, 최재곤, 2006; 김진수, 2008). Altman의 Z점수와 같이 회계변수를 이용한 부도위험 측정모형은 재무비율이 유사한 기업에 대해 거의 동일한 부도위험을 제시하나, Merton의 모형은 기업의 재무비율이 동일하더라도 기업가치의 변동성이 상이할 경우 서로 다른 부도위험을 제시한다(Vassalou and Xing, 2004; 김진수, 2008).

본 연구의 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 전체표본의 경우 기술혁신활동의 대용변수인 연구개발비비율이 높을수록 부도위험이 낮아졌다. 그리고 5% 수준에서 기술혁신활동이 기업의 수익성 개선을 통해 부도위험을 낮추는 유의한 매개효과가 존재함을 확인하였다. 둘째, 기술수준별로 기업을 분류하여 분석한 결과 첨단 및 고기술업종의 경우 5% 수준에서 유의한 수익성 매개효과가 존재함을 확인하였다. 그러나 중 및 저기술업종의 경우 10% 수준에서 유의한 수익성 매개효과를 확인할 수 없었다. 셋째, 추가적으로 기술혁신활동, 수익성 및 부도위험의 대용변수로서 특허출원수, 매출액영업이익률과 KIS 신용평점을 각각 대체하여 분석한 강건성 검정 결과 기술혁신활동이 부도위험을 감소시키는 유의한 직접효과와 더불어 1%, 5% 및 5% 수준에서 각각 유의한 수익성 매개효과를 확인하였다.

기술혁신활동이 부도위험에 미치는 영향에 대한 수익성 매개효과를 살펴보기 위해 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 I 장의 서론에 이어, 제 II 장은 수익성 매개효과 검정을 위한 분석모형을 설정한다. 그리고 제 III 장은 이를 실증적으로 분석하고 그 결과를 해석하며, 마지막으로 제 IV 장은 연구결과를 요약 제시한다.

II. 분석모형

기술혁신활동이 기업의 수익성 개선을 통해 부도위험을 낮추는 매개효과를 분석하기 위해, 본 연

구는 아래와 같이 식 (1)과 식 (2)의 연립방정식 회귀모형을 설정한다.

$$Profit_t = \alpha + \beta_1 Tech_{t-1} + \beta_2 Adver_{t-1} + \beta_3 Profit_{t-1} + \beta I_d + \beta Y_d + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서, $Profit$: 총자산영업이익률
 $Tech$: 기술혁신활동
 $Adver$: 광고선전비비율
 I_d : 산업더미 열벡터
 Y_d : 연도더미 열벡터

$$DR_t = \alpha + \beta_1 Tech_{t-1} + \beta_2 Profit_t + \beta_3 STD(Pro)_{t-1} + \beta_4 Act_{t-1} + \beta_5 Size_{t-1} + \beta_6 Lev_{t-1} + \beta I_d + \beta Y_d + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서, DR : 부도위험
 $STD(Pro)$: 매출액영업이익률 변동성
 Act : 총자산회전율
 $Size$: 기업규모
 Lev : 타인자본비율

식 (1)의 모형 1은 기술혁신활동이 수익성에 미치는 영향을 분석하기 위한 것으로, 기본적으로 이는 주태순 외(2007)의 연구모형을 확장한 것으로 볼 수 있겠다. 수익성의 대용변수인 $Profit$ 은 영업이익을 총자산으로, 설명변수인 기술혁신활동의 대용변수인 연구개발비비율 $Tech$ 는 사업보고서 상의 연구개발비(자산처리연구개발비와 비용처리연구개발비의 합)를 매출액으로 각각 나누어 측정한다. 기술혁신활동은 신제품 개발 및 공정개선을 가능하게 함으로써 기업의 수익성을 개선한다. 김선구, 연릉모(2007)는 수익성과 연구개발비 간에 유의한 양(+)의 관계가 존재함을 확인하였다.

통제변수인 광고선전비비율은 광고선전비를 매출액으로 나누어 계산한다. 광고선전비는 매출을 증대시키는 효과를 가지며, 매출의 증가는 생산품의 단위당 고정비를 감소시킴으로써 기업의 수익성

을 개선시키는 효과를 가진다(백원선 외, 2004). 수익성의 1차 자기회귀 특성을 통제하기 위해 수익성의 1시차 과거 값인 $Profit_{t-1}$ 을 모형 1에 투입한다. 수익성의 예측과 관련된 실증연구 결과들은 전기(t-1)의 수익성이 당기(t)의 수익성을 예측함에 있어 유용한 변수임을 보여준다(Soliman, 2004; 백원선 외, 2004; 주태순 외, 2007). 마지막으로 모형 1에 산업 및 연도별 특성을 통제하기 위하여 산업더미 변수의 열벡터 I_d 와 연도더미변수의 열벡터 Y_d 를 추가한다.

식 (2)의 모형 2는 수익성과 기술혁신활동이 부도위험에 미치는 영향을 분석하기 위한 것으로, 부도위험의 대용변수인 부도확률(default probability)은 Merton(1974)의 타인자본가격결정모형을 이용하여 만기 시 기업가치가 순수할인체의 액면가보다 적을 가능성으로 측정한다(김진수, 2008; 김석진, 김진수, 2009).²⁾ 이는 주식시장의 정보를 이용함으로써 다수 시장참여자의 평균적 기대를 반영할 수 있으며, 자본시장의 정보를 이용하는 방법 가운데 현실적으로 가장 활용 가능성이 높다고 할 수 있다(국찬표, 정완호, 2002). 또한 이는 과거 또는 현재의 기업별 재무상태가 아닌 기업의 미래 현금흐름에 근거한 예측기법이라는 장점을 가진다(국찬표, 정완호, 2002).

설명변수인 수익성은 모형 1과 동일하게 영업이익을 총자산으로 나누어 측정한다. 수익성의 악화는 기업의 손실 발생을 유발하고, 이의 누적은 자본잠식을 초래하게 된다(송동섭, 1999). 또한 이는 경영활동에 필요한 시설자금 및 운영자금의 부족을 초래함과 더불어 타인자본 의존도를 심화함으로써

2) 본 연구는 김진수(2008) 및 김석진, 김진수(2009)와 동일하게 부도확률을 측정하였으며, 부도확률의 측정방법은 부록을 참조하기 바란다. 부도확률의 도출 시 무위험이자율은 12월말 국고채 1년 물 금리를, 자기자본의 현재가치는 12월말 보통주의 시가총액을, 자기자본가치의 변동성은 일별수익률의 표준편차에 영업일수 제곱근의 곱을, 만기는 1년을 각각 사용하였다. 무위험이자율은 2000년도 0.067을, 2001년도 0.053을, 2002년도 0.050을, 2003년도 0.047을, 2004년도 0.033을, 2005년도 0.047을, 2006년도 0.049를, 2007년도 0.056을 각각 사용하였다.

금융비용의 증가를 불러온다. 계속해서 수익성이 개선되지 않으면 기업은 자본조달에 한계를 느끼고 급기야는 사채 등 암금융 거래가 발생하며 중요자산을 매각하게 된다. 최종적으로 자금부족을 견디다 못해 기업은 부도에 이르게 되거나 회사정리절차를 신청함으로써 도산하게 된다. 따라서 수익성은 기업의 부도위험과 음(-)의 관계를 가진다.

모형 2의 설명변수인 기술혁신활동은 모형 1과 동일하게 측정한다. 기술혁신활동은 수익성 증가의 효과와 더불어 기업에게 진입장벽의 구축, 대체가능성의 감소 및 교섭력의 증대를 통해 수익성의 안정화를 가져올 수 있다(장영광, 2009). 또한 기술혁신활동은 매출액 증대를 통해 수익성의 변화를 초래하지 않으면서 이익을 향상시키거나 시장점유율의 증대를 가능하게 한다. 이외에도 기술혁신활동은 기업에게 성장기회(growth opportunity)를 부여함으로써 미래에 발생할 이익의 크기를 증가시킬 수 있으며, 새로운 사업의 모색을 가능하게 한다. 당기의 수익성과 관계없는 기술혁신활동의 이러한 효과는 기업의 부도위험을 낮출 것으로 기대된다.

통제변수인 매출액영업이익률 변동성 $STD(Pro)$ 는 3년 간 매출액영업이익률의 표준편차로 측정하며, 이는 수익성의 안정성을 통제하기 위하여 사용한다. 수익성의 변동성이 클수록 기업은 채무상환시 이자와 원금의 지급에 있어 이의 변동성이 작은 기업보다 더욱 곤란에 처하게 된다. Molina(2005)의 경우 과거 3년 동안의 평균영업이익으로 표준화한 영업이익의 변동성과 부도확률의 대응변수인 신용등급 및 회사채 수익률 스프레드 간에 각각 유의한 음(-)과 양(+)의 관계가 존재함을 실증하였다. 따라서 매출액영업이익률 변동성은 부도위험을 증가시킬 것으로 생각된다. 활동성의 대응변수인 총자산회전율 Act 는 매출액을 총자산으로 나누어 측정하며, 이는 기업의 활동성을 통제하기 위하여 사용한다. 활동성이 높은 기업일수록 자산의 유지를 위해 지출되는 상각비, 보험료 및 수선비 등의 각종 비용이 제품 단위당 체감적으로 배분되기 때문에 총

자산 회전율이 낮은 기업에 비해 더 많은 원가절감의 효익을 누린다(남주하, 홍재범, 1999). 이러한 원가절감의 효익은 기업의 부도위험을 낮출 것으로 기대된다. 통제변수인 기업규모 $Size$ 는 자산총계에 자연로그를 취해 계산한다. 기업규모가 클수록 경영자의 의사결정은 보수화되며, 가급적 위험한 투자안을 회피하려는 경향을 보인다(김석진, 김진수, 2009). 또한 기업은 규모가 클수록 다각화되어 있으며, 자본조달에 있어 유연성이 높다(Audretsch, 1995; Molina, 2005). 더욱이 대규모 기업은 소규모 기업에 비해 상대적으로 성숙한 상태이며 위험이 낮고 또한 은행과 장기간 거래관계를 형성하고 있는 경우가 많아 이들의 차입금리가 상대적으로 낮다(김석진, 김지영, 2007; 김석진, 김진수, 2009). 따라서 기업규모 $Size$ 는 음(-)의 계수값을 가진다(Evans, 1987; Cefis and Marsili, 2005). 통제변수인 타인자본비율 Lev 는 기업의 채무상환능력을 통제하기 위한 것으로 타인자본을 총자산으로 나누어 측정한다. 타인자본비율 Lev 가 높은 기업들은 금융비용 부담이 증가하여 경기변동이나 외부로부터 발생하는 경제적 충격에 따른 위험에 많이 노출되며 적자를 흡수할 수 있는 자원의 여유가 부족하고 신용경색 시 차환이 곤란하게 된다. 따라서 타인자본비율 Lev 는

〈표 1〉 독립변수의 측정방법 및 예상부호

| 독립변수 | 측정방법 | 각 모형별 독립변수의 예상부호 | |
|-----------------|---------------------|------------------|------|
| | | 모형 1 | 모형 2 |
| <i>Tech</i> | 연구개발비/매출액 | + | - |
| <i>Adver</i> | 광고선전비/매출액 | + | |
| <i>Profit</i> | 영업이익/총자산 | + | - |
| <i>STD(Pro)</i> | 3년 간 매출액영업이익률의 표준편차 | | + |
| <i>Act</i> | 매출액/총자산 | | - |
| <i>Size</i> | 총자산의 자연로그 값 | | - |
| <i>Lev</i> | 부채총계/총자산 | | + |

양(+)¹의 계수값을 가진다(남주하, 홍재범, 1999; 김석진, 김진수, 2009). 끝으로 산업 및 연도별 특성을 통제하기 위하여 모형 2 역시 모형 1과 동일하게 산업더미변수의 열벡터 I_d 와 연도더미변수의 열벡터 Y_d 를 추가한다. <표 1>은 본 연구에서 사용한 각 독립변수의 측정방법 및 예상부호를 요약한 것이다.

III. 실증분석

1. 자료와 기초 통계량

본 연구의 표본은 2000년부터 2007년까지 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로, 산업분류 상 제조업을 영위하는 우선주 미발행 기업을 대상으로 한다. 상장기업을 연구대상으로 선정한 것은 부도위험의 계산에 사용되는 자기자본의 시장가치와 이의 변동성

에 대한 자료를 확보하기 위해서이다. 또한 Merton (1974)의 타인자본가격결정모형을 이용한 부도위험의 도출 시 기업은 우선주를 발행하지 않는 것으로 가정하기 때문에 표본의 선택 시 우선주 발행 기업을 제외하였으며, 종속변수와 독립변수의 값을 확인할 수 없는 관측치는 삭제한다. 마지막으로 타인자본비율이 1이상인 극단적 관측치(outliers)는 연구결과를 왜곡시킬 우려가 있어 표본기업에서 제외한다(윤봉한, 2005; 김석진, 김진수, 2009). 상기의 과정을 통해 최종적으로 380개 기업, 2,276개의 관측수를 확보하였다. 각 연도에 따른 기술수준별 표본기업은 <표 2>와 같으며, 기술수준별 분류는 한국은행에서 제시된 기업경영분석의 기준을 따랐다.

<표 3>은 전체표본을 대상으로 기업의 특성변수에 대한 평균, 표준편차, 중앙값, 최소값 및 최대값에 대한 각각의 기초 통계량이다. 수익성의 대응변수 총자산영업이익률은 평균 0.050, 표준편차 0.064,

<표 2> 표본기업의 연도 및 기술수준별 현황

| 업종 | 2000~2007년 | 2000년 | 2001년 | 2002년 | 2003년 | 2004년 | 2005년 | 2006년 | 2007년 |
|------------|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 전체 | 2,276 | 260 | 268 | 283 | 304 | 290 | 298 | 302 | 271 |
| 첨단 및 고기술업종 | 1,251 | 146 | 152 | 155 | 163 | 155 | 167 | 161 | 152 |
| 중 및 저기술업종 | 1,025 | 114 | 116 | 128 | 141 | 135 | 131 | 141 | 119 |

<표 3> 변수의 기초 통계량

| 변수 | 평균 | 표준편차 | 중앙값 | 최소값 | 최대값 |
|------------------|--------|-------|--------|--------|--------|
| $Profit_t$ | 0.050 | 0.064 | 0.048 | -0.421 | 0.458 |
| $Tech_{t-1}$ | 0.010 | 0.015 | 0.004 | 0.000 | 0.152 |
| $Adver_{t-1}$ | 0.008 | 0.018 | 0.001 | 0.000 | 0.130 |
| DR_t | 0.035 | 0.067 | 0.004 | 0.000 | 0.568 |
| $STD(Pro)_{t-1}$ | 0.039 | 0.051 | 0.025 | 0.001 | 0.754 |
| Act_{t-1} | 0.968 | 0.426 | 0.900 | 0.068 | 4.721 |
| $Size_{t-1}$ | 25.772 | 1.142 | 25.608 | 22.591 | 30.693 |
| Lev_{t-1} | 0.447 | 0.186 | 0.447 | 0.026 | 0.993 |

<표 4> 변수 간의 상관관계

| 변 수 | $Profit_t$ | $Tech_{t-1}$ | $Adver_{t-1}$ | DR_t | $STD(Pro)_{t-1}$ | Act_{t-1} | $Size_{t-1}$ | Lev_{t-1} |
|------------------|------------|--------------|---------------|-----------|------------------|-------------|--------------|-------------|
| $Profit_t$ | 1 | | | | | | | |
| $Tech_{t-1}$ | 0.044** | 1 | | | | | | |
| $Adver_{t-1}$ | 0.199*** | 0.212*** | 1 | | | | | |
| DR_t | -0.142*** | -0.098*** | -0.074*** | 1 | | | | |
| $STD(Pro)_{t-1}$ | -0.130*** | 0.160*** | -0.005 | 0.202*** | 1 | | | |
| Act_{t-1} | 0.197*** | -0.084*** | -0.065*** | -0.064*** | -0.199*** | 1 | | |
| $Size_{t-1}$ | 0.155*** | 0.046** | 0.059*** | -0.159*** | -0.124*** | -0.107*** | 1 | |
| Lev_{t-1} | -0.109*** | -0.017 | -0.044** | 0.425*** | 0.191*** | 0.139*** | 0.057*** | 1 |

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

중앙값 0.048, 최소값 -0.421 및 최대값 0.458이었다. 기술혁신활동의 대응변수인 연구개발비비율은 평균은 0.010으로 약 1% 수준이었다. 이는 독일 제조업 기업을 대상으로 한 Czarnitzki and Kraft(2004)의 연구에서 제시된 연구개발비비율 0.018보다 낮은 수준이었다. 광고선전비비율의 평균은 약 1% 수준이었으며, 매출액에서 광고선전비가 차지하는 비율이 약 13%인 기업도 있었다. 이론 상 부도위험의 대응변수인 부도확률은 0과 1사이의 값을 가진다. 기초 통계량 분석 결과 부도위험은 최소값 0.000 및 최대값 0.568로 상기의 조건을 만족하고 있다. 3년 간 매출액영업이익률 변동성은 평균 0.039, 중앙값 0.025, 최소값 0.001 및 최대값 0.754이었다. 총자산 회전율은 평균 약 97%로 100% 수준에 미치지 못했다. 총자산의 자연로그 값으로 계산한 기업규모는 평균 25.772이었으며, 최소 22.591에서 최대 30.693사이에 존재하였다. 마지막으로 타인자본비율은 평균 약 45%, 최소 약 3% 및 최대 약 99% 수준이었다.

기술혁신활동이 기업의 수익성 개선을 통해 부도위험을 낮추는 매개효과에 대한 분석에 앞서, 변수 간의 상관관계를 살펴보았으며 <표 4>와 같다. 모형 1의 종속변수인 수익성의 대응변수 총자산영업이익률과 독립변수 간의 피어슨(Pearson) 상관계수는 연

구개발비비율 0.044 및 광고선전비비율 0.199이었다. 기술혁신활동과 수익성 간에 양(+)의 상관관계가 존재하였다. 다음으로 모형 2의 종속변수인 부도위험의 대응변수 부도확률과 설명변수 간의 피어슨 상관계수는 총자산영업이익률 -0.142 및 연구개발비비율 -0.098이었다. 수익성 및 기술혁신활동이 부도위험과 음(-)의 상관관계가 있음을 알 수 있었다. 부도위험과 통제변수 간의 피어슨 상관계수는 타인자본비율 0.425로 가장 높았으며, 다음으로 매출액영업이익률 변동성 0.202, 총자산회전율 -0.064 및 기업규모 -0.159 순이었다.

2. 분석결과

<표 5>는 기술혁신활동이 부도위험에 미치는 영향에 대한 수익성 매개효과에 추정 결과이다.³⁾ 전체표본을 대상으로 한 모형 1의 추정 결과 연구개발비비율의 계수는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값

3) 연구모형은 선결변수로 구성된 모형 1과 선결변수 및 모형 1의 종속변수인 수익성을 포함하는 모형 2로 이루어진 측차방정식의 형태로 띄고 있다. 이러한 측차방정식의 경우 각 회귀모형 추정시 식의 순서에 따라 최소자승법(ordinary least squares method)을 적용해도 추정량에 있어 편의성과 비일관성의 문제가 발생하지 않는다(이종원, 2007). 이러한 이유로 본 연구는 모형 1과 모형 2의 추정시 최소자승법을 사용하였다.

〈표 5〉 기술혁신활동이 부도위험에 미치는 영향의 수익성 매개효과 추정 결과

| 변수 | 전체 | | 첨단 및 고기술업종 | | 중 및 저기술업종 | |
|-------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 모형 1 | 모형 2 | 모형 1 | 모형 2 | 모형 1 | 모형 2 |
| <i>Constant</i> | 0.024*** (7.224) | 0.308*** (12.116) | 0.022*** (4.876) | 0.263*** (9.099) | 0.023*** (5.381) | 0.351*** (7.440) |
| <i>Profit_t</i> | | -0.100*** (-5.636) | | -0.113*** (-5.661) | | -0.089*** (-2.721) |
| <i>Tech_{t-1}</i> | 0.162** (2.261) | -0.227*** (-3.004) | 0.218*** (2.596) | -0.171** (-2.315) | -0.202 (-1.209) | -0.472** (-2.143) |
| <i>Adver_{t-1}</i> | 0.321*** (5.561) | | 0.329*** (4.634) | | 0.289*** (2.657) | |
| <i>Profit_{t-1}</i> | 0.591*** (39.801) | | 0.563*** (28.065) | | 0.628*** (28.321) | |
| <i>STD(Pro)_{t-1}</i> | | 0.109*** (4.924) | | 0.086*** (3.745) | | 0.206*** (4.067) |
| <i>Act_{t-1}</i> | | -0.008*** (-2.822) | | -0.005*** (-1.464) | | -0.012** (-2.341) |
| <i>Size_{t-1}</i> | | -0.009*** (-9.389) | | -0.007*** (-6.511) | | -0.011*** (-6.346) |
| <i>Lev_{t-1}</i> | | 0.129*** (21.053) | | 0.113*** (15.678) | | 0.149*** (14.208) |
| <i>I_d</i> | 포함 | 포함 | 미포함 | 미포함 | 미포함 | 미포함 |
| <i>Y_d</i> | 포함 | 포함 | 포함 | 포함 | 포함 | 포함 |
| <i>Adjusted-R²</i> | 0.440 | 0.445 | 0.421 | 0.489 | 0.473 | 0.412 |
| <i>F-value</i> | 163.564*** | 131.059*** | 91.930*** | 93.088*** | 92.989*** | 56.180*** |
| <i>mediation effect</i> | -0.016** (-2.098)a | | -0.025** (-2.360)a | | 0.020 (1.182)a | |
| <i>observations(N)</i> | 2,276 | | 1,251 | | 1,025 | |

- 주) 1. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.
 2. () 및 () 안은 각각 *t*값과 Sobel test 통계량 값임.
 3. 전체 표본을 대상으로 한 모형 1의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF(variance inflation factor)값은 *Tech* 1.205, *Adver* 1.077 및 *Profit* 1.035이었다.
 4. 전체 표본을 대상으로 한 모형 2의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.211, *Profit* 1.149, *STD(Pro)* 1.166, *Act* 1.221, *Size* 1.106 및 *Lev* 1.177이었다.
 5. 첨단 및 고기술업종 표본을 대상으로 한 모형 1의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.081, *Adver* 1.103 및 *Profit* 1.037이었다.
 6. 첨단 및 고기술업종 표본을 대상으로 한 모형 2의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.092, *Profit* 1.132, *STD(Pro)* 1.201, *Act* 1.190, *Size* 1.083 및 *Lev* 1.231이었다.
 7. 중 및 저기술업종 표본을 대상으로 한 모형 1의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.006, *Adver* 1.017 및 *Profit* 1.050이었다.
 8. 중 및 저기술업종 표본을 대상으로 한 모형 2의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.033, *Profit* 1.227, *STD(Pro)* 1.143, *Act* 1.420, *Size* 1.239 및 *Lev* 1.122이었다.

을 보였으며, 예상부호와 일치하였다.⁴⁾ 기술혁신활동이 활발할수록 기업의 수익성이 증가함을 알 수 있었다. 통제변수인 광고선전비비율과 전기의 수익성은 각각 1% 수준에서 양(+)으로 유의하였으며, 이 역시 예상부호와 일치하였다. 기업의 광고선전비 지출이 증가할수록 수익성이 향상됨을 알 수 있었다. 조정된 (adjusted) R^2 값은 0.440이었으며, F 값은 163.564로 1% 수준에서 유의하였다. 모형 2의 설명변수인 연구개발비 비율은 -0.227로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보였다. 기술혁신활동이 부도위험을 낮추는 중요한 변수임을 알 수 있었다. 설명변수인 수익성 역시 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보였으며, 예상부호와 일치하였다. 수익성이 증가할수록 기업의 부도위험이 낮아짐을 알 수 있었다. 통제변수인 매출액영업이익률 변동성과 타인자본 비율은 1% 수준에서 예상부호와 일치된 양(+)의 계수값을 보였다. 매출액영업이익률 변동성과 타인자본비율이 증가할수록 기업의 부도위험이 증가함을 알 수 있었다. 통제변수인 총자산회전율과 기업규모는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보였으며, 예상부호와 일치하였다. 총자산회전율과 기업규모가 증가할수록 부도위험이 낮아짐을 알 수 있었다. 조정된 R^2 값은 0.445이었으며, F 값은 131.509로 1% 수준에서 유의하였다. 기술혁신활동이 수익성의 증가를 통해 부도위험을 감소시키는 매개효과는 -0.016으로 5% 수준에서 유의하였다.⁵⁾

기술수준별로 수익성 매개효과에 있어 차이가 존재하는가의 여부를 살펴보기 위해 전체표본을 첨단 및 고기술업종과 중 및 저기술업종 표본으로 분류하여 각각 분석하여 보았다.⁶⁾ 첨단 및 고기술업종을 대상으로 한 모형 1의 추정 결과 연구개발비비율의 계수는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였다. 통제변수인 광고선전비비율과 전기의 수익성은 전체표본과 동일하게 각각 1% 수준에서 양(+)으로 유의하였다. 조정된 R^2 값은 0.421이었으며, F 값은 91.930으로 1% 수준에서 유의하였다. 모형 2의 설명변수인 연구개발비 비율은 -0.171로 5% 수준에서, 수익성은 -0.113으로 1% 수준에서 각각 유의한 음(-)의 계수값을 보였다. 모든 통제변수는 1% 수준에서 유의하였으며, 예상부호와 일치하였다. 조정된 R^2 값은 0.489이었으며, F 값은 93.088로 1% 수준에서 유의하였다. 기술혁신활동이 수익성의 증가를 통해 부도위험을 감소시키는 매개효과는 -0.025로 전체표본과 동일하게 5% 수준에서 유의하였다.

중 및 저기술업종을 대상으로 한 모형 1의 추정 결과 연구개발비비율의 계수는 10% 수준에서 비유의한 음(-)의 값을 보였다. 첨단 및 고기술업종 기업과 달리 중 및 저기술업종 기업의 경우 기술혁신활동이 수익성을 증가시키는 유의한 효과가 있음을 확인할 수 없었다. 통제변수인 광고선전비비율과 전기의 수익성은 각각 1% 수준에서 양(+)으로 유의하였다. 조정된 R^2 값은 0.473이었으며, F 값은 92.989

4) 최소자승법의 사용에 앞서 본 연구는 더미변수를 제외한 모형 1과 모형 2에 대해 기업특성효과 존재여부를 확인하기 위해 Breusch-Pagan 검정을 실시하여보았다. 분석결과 모형 1과 모형 2의 χ^2 값은 2.51 및 2.62로 10% 수준에서 유의하지 않았다. 결과적으로 기업특성효과가 없다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이러한 이유로 본 연구는 표본자료의 분석 시 기업특성효과를 고려한 분석방법(확률효과모형 및 고정효과모형 등)을 사용하지 않았다.

5) 기술혁신활동이 장기에 걸쳐 기업의 수익성 및 부도위험에 미치는 영향을 살펴보기 위해, 추가적으로 $t-1$ 시점의 연구개발비비율의 값을 $t-2$ 및 $t-3$ 시점의 값으로 대체하여 모형 1과 모형 2를 추정하여 보았다. 우선 $t-2$ 시점의 연구개발비비율을 활용하여 추정한 결과 모형 1과 모형 2의 연구개발비 비율은 각각 5%와 1% 수준에서 유의한 양(+)과 음(-)의 계수값을 보였다. 기술혁신활동이 부도위험에 미

치는 영향에 대한 수익성 매개효과는 -0.012로 5% 수준에서 유의하였다. 반면 $t-2$ 시점의 연구개발비비율을 활용하여 추정한 결과 모형 1과 모형 2의 연구개발비비율은 각각 10%와 1% 수준에서 유의하지 않은 양(+)과 유의한 음(-)의 계수값을 보였다. 기술혁신활동이 부도위험에 미치는 영향에 대한 수익성 매개효과는 -0.007로 유의하지 않았다. 연구개발비비율의 회귀계수가 과거 시차 쪽으로 갈수록 그 유의성이 떨어지는 것은 아마도 기술수명주기, 대체기술의 등장, 기술진보화 등과 같은 특성에 기인한 것으로 생각된다. 향후 이에 대해선 보다 심도 깊은 연구가 진행될 수 있어야 하겠다.

6) 각 업종별 표본의 연구개발비비율은 첨단 및 고기술업종의 경우 약 0.015, 중 및 저기술업종의 경우 약 0.004이었다. 첨단 및 고기술업종이 중 및 저기술업종 표본에 비해 상대적으로 연구개발비비율이 높았다.

로 1% 수준에서 유의하였다. 모형 2의 설명변수인 연구개발비비율은 -0.472로 5% 수준에서, 수익성은 -0.089로 1% 수준에서 각각 유의하였다. 활동성의 대용변수인 총자산회전율을 제외한 모든 통제변수가 1% 수준에서 유의하였으며, 예상부호와 일치하였다. 총자산회전율은 5% 수준에서 예상부호와 동일한 음(-)의 유의한 계수값을 보였다. 조정된 R^2 값은 0.412이었으며, F 값은 56.180으로 1% 수준에서 유의하였다. 기술혁신활동이 수익성의 증가를 통해 부도위험을 감소시키는 매개효과는 0.020으로 10% 수준에서 유의하지 않았다.

3. 강건성 검정 결과

<표 6>은 기술혁신활동이 부도위험에 미치는 영향에 대한 수익성 매개효과의 강건성 검정 결과이다. 표의 둘째 및 셋째 열은 기술혁신활동의 대용변수인 연구개발비비율을 특허청의 2006년 한국의 특허동향을 통해 획득한 기업별 특허출원수로 대체하여 추정한 결과이다.⁷⁾ 특허출원수는 연구개발비와 더불어 기술혁신활동의 대표적인 대용변수라고 할 수 있다. 하지만 이는 다음의 문제점을 가지고 있다. 우선 기업에 따라 새로이 발견된 기술을 특허로 출원하기보다 노하우(Know-How)의 형태로 유지하거나, 과거 몇 년간에 걸쳐 발견된 기술을 특정 해한건의 특허로 출원하기도 한다. 또한 하나의 특허라도 발견된 기술의 수를 가늠하게 하는 청구항수에 있어 차이를 보이며, 산업에 따라 기업별 평균 특허출원(등록)수에 있어 상당한 차이가 있다. 이러한 이유 등으로 기업의 기술혁신활동을 특허출원수

7) 특허청에서 제공하고 있는 한국의 특허동향은 매년 발간되고 있으나, 기업별 특허출원 수는 2006년 호를 마지막으로 더 이상 제공되지 않고 있다. 또한 2006년 한국의 특허동향은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 특정 기업들에 대해 1990년부터 2005년 까지 연도별 특허출원수를 제공하고 있다. 이러한 이유로 특허출원수를 이용한 모형 1과 모형 2의 분석 시 본 연구는 2000년부터 2005년 까지 관측치 1,703개 중 2006년 한국의 특허동향에서 확인 가능한 기업의 특허출원수 자료 1,215개를 사용하였다.

로 측정함은 연구결과의 편의(bias)를 발생시킬 수 있다. 그러나 이러한 특성에도 불구하고 특허출원(등록)수는 기술혁신활동의 최종 결과물이라 할 수 있는 신제품 및 신공정 이전 단계의 산출 결과라는 점에서, 많은 연구들이 기술혁신활동(또는 기술혁신)의 대용변수로서 이를 사용하고 있다(Yang and Chen, 2003; Czarnitzki and Kraft, 2004; 이종화, 2004). 모형 1과 모형 2의 추정 결과 연구개발비비율의 계수는 1% 수준에서 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 값을 보였으며, 예상부호와 일치하였다. 조정된 R^2 값은 0.435 및 0.437이었으며, F 값은 104.975 및 79.463으로 각각 1% 수준에서 유의하였다. 수익성의 매개효과는 -0.000으로 1% 수준에서 유의하였다.⁸⁾

표의 넷째 및 다섯째 열은 수익성의 대용변수인 총자산영업이익률을 매출액영업이익률로 대체하여 분석한 결과이다. 매출액영업이익률은 매출액 대비 영업활동의 효율성을 나타내는 비율로써 총자산의 이익창출능력을 나타내는 총자산영업이익률과 더불어 수익성을 보여주는 대표적인 비율이라 할 수 있다(장영광, 2009). 모형 1과 모형 2의 연구개발비 비율의 계수는 이전과 동일하게 1% 수준에서 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 값을 보였으며, 예상부호와 일치하였다. 그리고 모형 2의 매출액영업이익률은 1% 수준에서 음(-)의 유의한 값을 보였다. 조정된 R^2 값은 0.453 및 0.443이었으며, F 값은 172.178 및 130.186으로 각각 1% 수준에서 유의하였다. 수익성의 매개효과는 -0.017로 5% 수준에서 유의하였다.

끝으로 표의 마지막 두 열은 부도위험의 대용변수로서 KIS Value에서 2003년도부터 제공되는 KIS 신용평점을 사용하여 추정한 결과이다.⁹⁾ KIS 신용평점은 해당 기업의 자산규모와 재무제표 연속보유기간에 따라 모형을 세분화하고 통계적 유의성을 기반으로

8) 수익성의 매개효과는 1% 수준에서 유의하였으나, 그 값이 -0.0004로 전체표본을 대상으로 한 분석한 <표 5>의 -0.016보다 0에 가까웠다.

9) KIS 신용평점을 이용한 모형 1과 모형 2의 분석 시 본 연구는 2003년부터 2007년까지 관측치 1,465개 중 KIS Value에서 확보 가능한 기업의 신용평점 자료 1,448개를 사용하였다.

〈표 6〉 기술혁신활동이 부도위험에 미치는 영향의 수익성 매개효과 강건성 검정 결과

| 변 수 | 기술혁신활동 (특허출원수) | | 수익성 (매출액영업이익률) | | 부도위험 (KIS 신용평점) | |
|-------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|
| | 모형 1 | 모형 2 | 모형 1 | 모형 2 | 모형 1 | 모형 2 |
| <i>Constant</i> | 0.018 ^{***} (4.396) | 0.191 ^{***} (4.298) | 0.027 ^{***} (6.650) | 0.310 ^{***} (12.160) | 0.004 (1.413) | 1.903 ^{***} (15.251) |
| <i>Profit_t</i> | | -0.109 ^{***} (-4.402) | | -0.071 ^{***} (-4.992) | | -2.121 ^{***} (-22.643) |
| <i>Tech_{t-1}</i> | 0.004 ^{***} (4.070) | -0.004 ^{***} (-2.707) | 0.242 ^{***} (2.761) | -0.235 ^{***} (-3.100) | 0.174 ^{**} (2.093) | -0.844 ^{**} (-2.274) |
| <i>Adver_{t-1}</i> | 0.354 ^{***} (5.057) | | 0.344 ^{***} (4.856) | | 0.244 ^{***} (3.673) | |
| <i>Profit_{t-1}</i> | 0.570 ^{***} (27.307) | | 0.619 ^{***} (40.625) | | 0.648 ^{***} (34.797) | |
| <i>STD(Pro)_{t-1}</i> | | 0.140 ^{**} (4.724) | | 0.104 ^{**} (4.681) | | 0.436 ^{**} (3.953) |
| <i>Act_{t-1}</i> | | -0.003 (-0.761) | | -0.011 ^{***} (-4.192) | | -0.001 (-0.060) |
| <i>Size_{t-1}</i> | | -0.006 ^{***} (-3.324) | | -0.009 ^{***} (-9.340) | | -0.022 ^{***} (-4.688) |
| <i>Lev_{t-1}</i> | | 0.157 ^{***} (17.262) | | 0.130 ^{***} (21.186) | | 1.157 ^{***} (39.722) |
| <i>I_d</i> | 포함 | 포함 | 포함 | 포함 | 포함 | 포함 |
| <i>Y_d</i> | 포함 | 포함 | 포함 | 포함 | 포함 | 포함 |
| <i>Adjusted-R²</i> | 0.435 | 0.437 | 0.453 | 0.443 | 0.482 | 0.668 |
| <i>F-value</i> | 104.975 ^{***} | 79.463 ^{***} | 172.178 ^{***} | 130.186 ^{***} | 169.212 ^{***} | 266.190 ^{***} |
| <i>mediation effect</i> | | -0.000 ^{***} (-2.988)a | | -0.017 ^{**} (-2.416)a | | -0.369 ^{**} (-2.084)a |
| <i>observations(N)</i> | 1,215 | | 2,276 | | 1,448 | |

- 주) 1. ^{***}, ^{**}, ^{*}는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.
 2. () 및 ()a안은 각각 *t*값과 Sobel test 통계량 값임.
 3. 전체 표본을 대상으로 한 모형 1의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF(variance inflation factor)값은 *Tech* 1.065, *Adver* 1.043 및 *Profit* 1.064이었다.
 4. 전체 표본을 대상으로 한 모형 2의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.767, *Profit* 1.132, *STD(Pro)* 1.178, *Act* 1.193, *Size* 1.758 및 *Lev* 1.217이었다.
 5. 전체 표본을 대상으로 한 모형 1의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.205, *Adver* 1.079 및 *Profit* 1.044 이었다.
 6. 전체 표본을 대상으로 한 모형 2의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.209, *Profit* 1.125, *STD(Pro)* 1.175, *Act* 1.143, *Size* 1.116 및 *Lev* 1.174이었다.
 7. 첨단 및 고기술업종 표본을 대상으로 한 모형 1의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.253, *Adver* 1.102 및 *Profit* 1.045이었다.
 8. 첨단 및 고기술업종 표본을 대상으로 한 모형 2의 다중공선성 검정 결과 더미변수를 제외한 각 변수의 VIF 값은 *Tech* 1.228, *Profit* 1.201, *STD(Pro)* 1.145, *Act* 1.242, *Size* 1.127 및 *Lev* 1.166이었다.

로 산업을 구분하여 기업의 재무적 신용도를 구간 값(1~10)으로 제시한 것으로, 이 값이 클수록 차입금 상환 능력인 신용도가 떨어진다(한국신용평가정보, 2008). 기술혁신활동의 대용변수인 연구개발비비율은 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)과 음(-)의 계수값을 보였다. 그리고 모형 1과 모형 2의 총자산영업이익률은 1% 수준에서 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 값을 보였으며, 예상부호와 일치하였다. 조정된 R^2 값은 0.482 및 0.668 이었으며, F 값은 169.212 및 266.190으로 각각 1% 수준에서 유의하였다. 기술혁신활동과 부도위험 간의 관계에 대한 수익성 매개효과는 -0.369로 5% 수준에서 유의하였다.

IV. 결 론

기술혁신활동은 기업에게 새로이 출현한 기술에 대한 대응력과 흡수력을 증대시킴으로써 지속적인 이익의 창출을 가능하게 한다. 또한 기술혁신활동은 공정개선을 통한 단위당 생산원가의 절감을 가져오며, 신제품 개발을 통한 신규 이익원의 발굴 및 고수익 실현의 원천을 제공한다. 따라서 기술혁신활동은 기업의 수익성을 개선시킴으로써 타인자본에 따른 이자와 원금의 약정된 금액을 약정일에 지불하지 못할 가능성인 부도위험을 낮춘다. 그러나 기술혁신활동은 많은 자원의 투자를 필요로 하며 그 결과를 확신할 수 없기 때문에, 오히려 기업의 수익성을 저해함으로써 부도위험을 증가시킬 수 있다. 이에 본 연구는 기술혁신활동이 기업의 수익성 개선을 통해 부도위험을 낮추는 매개효과가 있는지를 실증적으로 확인하였다.

본 연구의 표본은 2000년부터 2007년 까지 한국 거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로, 산업분류상 제조업을 영위하는 우선주 미발행 기업이다. 기술혁신활동과 수익성의 대용변수로서 기존 연구에서 많이 이용되고 있는 연구개발비비율과 총자산영업이익률을 각각 사용하였다. 그리고 부도위험의 대용변수로 Merton(1974)의 타인자본가격결정모형을 이용

하여 측정된 부도확률을 사용하였다. 추가적으로 기술혁신활동, 수익성 및 부도위험의 대용변수로서 특허출원 수, 매출액영업이익률과 KIS 신용평점을 각각 대체하여 강건성 검정을 실시하였다. 주요 실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 전체표본을 대상으로 한 모형 1의 추정 결과 연구개발비비율의 계수는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였다. 기술혁신활동이 활발할수록 기업의 수익성이 증가함을 알 수 있었다. 모형 2의 설명변수인 연구개발비비율은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보였다. 기술혁신활동이 부도위험을 낮추는 중요한 변수임을 알 수 있었다. 수익성의 대용변수인 총자산영업이익률 역시 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보였다. 수익성이 증가할수록 기업의 부도위험이 감소하였다. 기술혁신활동이 수익성의 증가를 통해 부도위험을 감소시키는 매개효과는 -0.016으로 5% 수준에서 유의하였다.

둘째, 첨단 및 고기술업종 표본을 대상으로 한 모형 1의 추정 결과 연구개발비비율의 계수는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였다. 모형 2의 설명변수인 연구개발비비율은 5% 수준에서, 수익성은 1% 수준에서 각각 유의한 음(-)의 계수값을 보였다. 기술혁신활동이 수익성의 증가를 통해 부도위험을 감소시키는 매개효과는 -0.025로 전체표본과 동일하게 5% 수준에서 유의하였다. 그러나 중 및 저기술업종 표본을 대상으로 한 모형 1의 추정 결과 연구개발비비율의 계수는 10% 수준에서 비유의한 양(+)의 값을 보였다. 중 및 저기술업종 기업의 기술혁신활동이 수익성을 개선하는 유의한 효과를 확인할 수 없었다. 모형 2의 설명변수인 연구개발비비율은 5% 수준에서, 수익성은 1% 수준에서 각각 유의하였다. 기술혁신활동이 수익성의 증가를 통해 부도위험을 감소시키는 매개효과는 0.020으로 10% 수준에서 유의하지 않았다. 중 및 저기술업종의 경우 기술혁신활동이 부도위험을 낮추는 직접 효과의 존재는 확인할 수 있었으나, 기술혁신활동이 수익성 개선을 통해 부도위험을 감소시키는 매

개효과의 존재는 확인할 수 없었다.

셋째, 기술혁신활동의 대용변수로써 특허출원수를 이용한 모형 1과 모형 2의 강건성 검정 결과 연구개발비비율의 계수는 1% 수준에서 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 값을 보였다. 수익성의 매개효과는 -0.000으로 이 역시 1% 수준에서 유의하였다. 수익성의 대용변수로써 매출액영업이익률을 이용한 강건성 검정 결과 연구개발비비율의 계수는 이전과 동일하게 1% 수준에서 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 값을 보였다. 그리고 모형 2의 매출액영업이익률은 1% 수준에서 음(-)의 유의한 계수값을 보였다. 수익성의 매개효과는 -0.017로 5% 수준에서 유의하였다. 부도위험의 대용변수로써 KIS 신용평점을 이용한 강건성 검정 결과 기술혁신활동의 대용변수인 연구개발비비율은 모형 1과 모형 2 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)과 음(-)의 계수값을 보였다. 그리고 모형 2의 총자산영업이익률은 1% 수준에서 음(-)의 유의한 계수값을 보였다. 기술혁신활동과 부도위험 간의 관계에 대한 수익성 매개효과는 -0.369로 5% 수준에서 유의하였다.

실증분석 결과 기술혁신활동이 부도위험을 감소시키는 중요한 변수임을 알 수 있었다. 또한 첨단 및 고기술업종 기업에 있어 기술혁신활동이 수익성 개선을 통해 부도위험을 낮추는 매개효과가 존재함을 확인하였다. 그러나 중 및 저기술업종 기업의 경우 이러한 매개효과의 존재를 확인할 수 없었다. 수익성 매개효과에 있어 이러한 상이한 차이는 기술수준별로 기술혁신활동의 중요성에 있어 차이가 있음을 보여주는 결과라 하겠다. 그러나 본 연구는 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 우선주 미발행의 제조업 영위 기업만을 대상으로 분석하였다. 이러한 이유로 본 연구의 결과를 일반화하여 해석하기에는 실로 많은 무리가 있다. 특히 과도한 연구개발비의 투자는 오히려 기업의 수익성을 저해함으로써 부도위험을 높일 수 있다. 향후 보다 엄격한 기술혁신활동과 부도위험의 관계에 대한 수익성 매개효과 검증을 위해 유가증권시장

상장 기업에 비해 기업연령이 낮고 첨단 및 고기술업종의 비중이 높은 코스닥시장 상장 기업을 포함하여 연구가 진행될 수 있어야 하겠다.

참 고 문 헌

[국내 문헌]

- [1] 국찬표, 정완호 (2002), 기업 도산 예측에 관한 연구 : 추가정보를 이용하여, 재무연구, 제15권, 217-249.
- [2] 김석진, 김지영 (2007), 관계금융이 자금가용성과 차입금리에 미치는 영향, 증권학회지, 제36권, 1-32.
- [3] 김석진, 김진수 (2009), 혁신이 부도위험에 미치는 영향, 경영학연구, 제38권, 773-797.
- [4] 김선구, 연통모 (2007), 연구개발비 투자가 기업성과에 미친 대기간 효과 분석, 회계연구, 제12권, 1-31.
- [5] 김진수 (2008), 혁신이 부도위험, 투자 및 기업가치에 미치는 영향, 경북대학교 경영학 박사학위논문.
- [6] 남재우, 이회경, 김동석 (2000), 기업 도산 예측을 위한 생존분석기법의 응용, 금융학회지, 제5권, 29-61.
- [7] 남주하, 홍재범 (1999), 기업집단의 내부시장과 부도위험과의 관계분석, 증권학회지, 제25집, 1-30.
- [8] 백원선, 조현우, 호용익 (2004), 자기자본이익률 구성요소와 미래수익성 및 가치관련성, 경영학연구, 제33권, 1329-1354.
- [9] 송동섭 (1999), 기업부실 예측정보에 관한 실증적 연구, 세무회계연구, 제6호, 391-416.
- [10] 송준협, 안홍복 (2007), 기업소유지배구조와 R&D 혁신활동의 관련성 분석, 산업경제연구, 제20권, 1187-1206.
- [11] 원재환, 최재곤 (2006), 기업의 부채구조를 고려한 옵션형 기업부도예측모형과 신용리스크, 재

- 무관리연구, 제23권, 209-237.
- [12] 윤봉한 (2005), 한국 상장기업의 자본구조 결정 요인에 대한 장기분석 : 정태적 절충모델과 자본 조달순위모델 간의 비교, *경영학연구*, 제34권, 973-1000.
- [13] 이종원 (2007), 계량경제학, 박영사.
- [14] 이종화 (2004), Human capital and productivity for Korea's sustained economic growth, *금융경제연구*, 제196권, 1-47.
- [15] 장성근, 신영수, 정해혁 (2009), R&D 투자, 기술 경영능력, 기업성과간의 관계, *경영학연구*, 제38권, 105-132.
- [16] 장영광 (2009), 증권투자론, 신영사.
- [17] 주태순, 지성권, 오상희 (2007), 원가행태를 이용한 이익예측모형의 타당성 분석, *관리회계연구*, 제7권, 19-44.
- [18] 한국신용평가정보 (2008), KISVALUE Reference guide, 1-62.
- [19] M. Hulbert (1992), Profiles of product innovators among large U.S. manufacturers, *Management Science*, 38, 157-169.
- [7] Cefis, E. and O. Marsili (2005), A matter of life and death: innovation and firm survival, *Industrial and Corporate Change*, 14, 1167-1192.
- [8] Coombs, J. E. and P. E. Bierly (2006), Measuring technology capability and performance, *R&D Management*, 36. 421-438.
- [9] Czarnitzki, D. and K. Kraft (2004), Innovation indicators and corporate credit ratings : evidence from German firms, *Economics Letters*, 82, 377-384.
- [10] Eberhart, A. C., W. F. Maxwell, and A. R. Siddique (2004), An examination of long-term abnormal stock returns and operating performance following R&D increases, *Journal of Finance*, 59, 623-649.
- [11] Evans, D. S. (1987), The relationship between firm growth, size, and age : estimates for 100 manufacturing industries, *Journal of Industrial Economics*, 35, 567-581.
- [12] Hall, B. H. (1987), The relationship between firm size and firm growth in the US manufacturing sector, *Journal of Industrial Economics*, 35, 583-606.
- [13] Kelm, K. M., V. K. Narayanan, and G. E. Pinches (1995), Shareholder value creation during R&D innovation and commercialization stages, *Academy of Management Journal*, 38, 770-786.
- [14] Leiponen, A. (2000), Competencies, innovation and profitability of firm, *Economics of Innovation and New Technology*, 9, 1-24.
- [15] Love, J. H., S. Roper, and J. Du (2009), Innovation, ownership and profitability, *International Journal of Industrial Organization*, 27, 424-434.
- [16] Merton, R. C. (1974), On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates, *Journal*

[국외 문헌]

- [1] Abbey, A. and J. W. Dickson (1983), R&D work climate and innovation in semiconductors, *Academy of Management Journal*, 26, 362-368.
- [2] Altman, E. I. (1968), Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy, *Journal of Finance*, 23, 589-609.
- [3] Audretsch, D. B. (1995), Innovation, growth and survival, *International Journal of Industrial Organization*, 13, 441-457.
- [4] Banbury, C. M. and W. Mitchell (1995), The effect of introducing important incremental innovations on market share and business survival, *Strategic Management Journal*, 16, 161-182.
- [5] Black, F. and M. Scholes (1973), The pricing of options and corporate liabilities, *Journal of Political Economy*, 81, 637-659.
- [6] Capon, N., J. U. Farley, D. R. Lehman, and J.

- of Finance*, 29, 449-470.
- [17] Molina, C. A. (2005), Are firms underleveraged? an examination of the effect of leverage on default probabilities, *Journal of Finance*, 60, 1427-1459.
- [18] Ohlson, J. A. (1980), Financial ratios and probabilistic prediction of bankruptcy, *Journal of Accounting Research*, 18, 109-131.
- [19] Palillo, J. G. and W. B. Brown (1978), How organizational factors affect R&D innovation, *Research Management*, 2, 12-15.
- [20] Perez, S. E., A. S. Llopis, and J. A. S. Llopis (2004), The determinants of survival of Spanish manufacturing firms, *Review of Industrial Organization*, 25, 251-273.
- [21] Robinson, W. T. (1990), Product innovation and start-up business market share performance, *Management Science*, 36, 1279-1289.
- [22] Soliman, M. T. (2004), Using industry-adjusted dupont analysis to predict future profitability, Working paper.
- [23] Vassalou, M. and Y. Xing (2004), Default risk in equity returns, *Journal of Finance*, 59, 831-868.
- [24] Venkatraman, N. and J. E. Prescott (1990), The market share-profitability relationship : testing temporal stability across business cycle, *Journal of Management*, 16, 784-805.
- [25] Yang, C. H. and J. R. Chen (2003), Innovation and market value in newly-industrialized countries : the case of Taiwanese electronics firms, *Asian Economic Journal*, 17, 205-220.

〈부 록〉

다음은 본 연구에서 부도위험의 대응변수로 사용한 부도확률의 측정방법으로, 이는 김진수(2008) 및 김석진, 김진수(2009)의 연구를 요약·정리한 것이다.

$$N\left(-\frac{\ln(V_0/D_T) + (r_f - \sigma_v^2/2)T}{\sigma_v\sqrt{T}}\right) \quad (1)$$

여기서, $N(\cdot)$: 정규분포의 누적확률분포함수

V_0 : 0시점(현재)의 기업가치

D_T : 순수할인채의 액면가

T : 만기

r_f : 무위험이자율

σ_v : 기업가치의 변동성

식 (1) 부도확률의 계산은 r_f , D_T , T , V_0 , σ_v 의 값을 필요로 하나, V_0 와 σ_v 는 현재시점에서 관측되지 않는다. 이를 위해 이토정리(Ito's Lemma)로부터 다음의 식 (2)를 얻는다.

$$\sigma_E E_0 = N(d_1)\sigma_v V_0 \quad (2)$$

여기서, $d_1 = [\ln(V_0/D_T) + (r_f + \sigma_v^2/2)T] / \sigma_v\sqrt{T}$

기업의 추가자료를 활용하여 σ_E 와 E_0 의 추정이 가능하며, 추정된 $\hat{\sigma}_E$ 와 \hat{E}_0 를 이용하여 식 (2)와 식 (3)의 연립방정식 해를 구함으로써 기업가치 V_0 와 기업가치의 변동성 σ_v 에 대한 해를 얻을 수 있다.

$$E_0 = V_0 N(d_1) - D_T e^{-r_f T} N(d_2) \quad (3)$$

여기서, $d_2 = d_1 - \sigma_v\sqrt{T}$

● 저 자 소 개 ●



김진수 (Jinsu Kim)

경북대학교에서 경영학 박사학위를 취득하고(2008), 현재 경북대학교 경영학부 BK21 계약교수로 재직 중이다. 연구의 주 관심분야는 기술금융이다.



이현철 (HyunChul Lee)

경북대학교 일반대학원 경영학과에서 경영학석사(금융전공) 취득하고(2003) 동대학원에서 박사과정을 수료하였다. 이 후 영국 에섹스대학교(The University of Essex) Essex Business School에서 금융학(Finance)전공 박사과정을 수료하고(2009) 학위논문 심사를 앞두고 있다. 주요 관심 분야는 (유럽) 금융시장 통합을 위한 통화단일화의(e.g. EMU) 영향분석, 환율모델링, 및 Empirical Asset Pricing과 같은 (국제)투자론 분야이다. 기술혁신이 기업가치, 자본구조 및 경제성장에 미치는 영향의 고찰도 본인의 주요 연구관심사 중의 하나이다.