

기업다각화가 기업가치에 미치는 영향 : 외환위기 회복 이후기간 패널자료분석*

김병근

창원대학교 경영학과 조교수
(bgkim@changwon.ac.kr)

김동욱

부산발전연구원 연구원
(kdw@bdi.re.kr)

본 연구에서는 우리나라 외환위기 회복 이후기간인 1999년부터 2003년까지 5개년의 시계열을 갖는 390개 상장기업의 균형패널자료를 이용하여 기업다각화가 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다.

실증결과에 의하면 첫째, 다각화수준과 기업가치간에는 逆U字形 비선형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 기업다각화의 진전이 일정수준까지는 긍정적인 효과가 크게 나타나지만, 일정수준을 넘어서면 부정적인 효과가 커져서 기업가치의 감소를 가져오는 것으로 나타났다. 즉, 다각화수준이 일정수준 이하인 경우에는 다각화수준이 증가하면 기업가치가 증가하여 기업가치 증대가설인 운용효율가설, 내부자본시장의 효율성가설, 공동보험효과가설, 생산성효율가설 등에 의해 설명될 수 있고, 일정수준 이상인 경우에는 다각화수준이 증가하면 다각화에 따른 가치손실이 발생하여 정보비대칭비용가설, 상호지원효과가설, 과잉투자가설 등이 성립한다는 것을 알 수 있었다.

둘째, 분석자료가 가지고 있는 횡단면-시계열적 특성을 반영하지 않은 분석방법을 사용하는 경우에는 분석결과에 큰 차이를 가져올 수 있음을 알 수 있었다. 확률효과모형이나 OLS모형을 이용한 분석에서는 다각화와 기업가치간에 의미 있는 영향관계를 발견할 수 없었다. 그러나 고정효과모형을 이용한 분석에서는 다각화와 기업가치간에 逆U字形 비선형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 향후 연구에 있어서 횡단면-시계열자료를 이용하여 분석하는 경우 자료의 특성에 맞게 방법론을 신중히 선택할 필요가 있음을 알 수 있었다.

주제어: 기업다각화, 기업가치, 패널분석, 고정효과모형, 확률효과모형

1. 서론

우리나라 기업들은 1997년 외환위기를 겪으면서 기업의 투명성과 건전성을 확보하고 경쟁력을 강화하기 위해 많은 노력을 기울이고 있다. 우리나라 기업들은 다각화(diversification)에 의한 외형 확대와 무분별한 사업확장으로 인하여 외환위기 기간동안 수익성과 유동성이 악화되어 기업가치(corporate value)가 하락하는 등 많은 문제점을

노출시켰다. 차입경영을 통한 기업확장에 대해 많은 비판을 받으면서도 우리나라 기업들은 관련·비관련 다각화를 통해 기업규모의 확대에 치중해 온 것이 사실이다. 이러한 문제를 해결하기 위한 노력의 일환으로 최근 기업들은 강도 높은 기업구조조정(corporate restructuring)을 추진하고 있다.

정부는 기업경영에 있어 글로벌 스탠더드를 강조하고, 사업구조, 소유구조, 지배구조, 자본구조 등의 개선을 위해 1997년 4월 증권거래법 제200조 1항을 폐지하였고, 1998년에는 기업구조조정을 위

한 5+3원칙에 따라 상호채무보증 해소, 신규 채무보증 금지, 부채비율 200% 달성, 상호출자금지, 출자총액제한제도 폐지(2001년 부활), 사외이사제도 도입 등의 조치를 취하였다. 최근에는 경제력 집중을 완화하고 기업의 무분별한 사업확장을 억제하기 위하여 출자총액제한 기업집단제도, 상호출자제한 기업집단제도, 채무보증제한 기업집단제도를 통해 기업의 전문화와 사업집중화(business focusing)를 유도하는 정책을 추진하고 있다.

그런데 이러한 기업구조조정 정책의 추진이 기업가치에 미치는 영향에 대한 분석은 아직까지 충분하지 못한 상황이다. 특히 다각화가 기업가치에 미치는 영향에 대해서는 많은 연구가 이루어지고 있지만 학계에서조차 명확한 결론을 내리지 못하고 있다. 다각화가 기업가치에 긍정적인 영향을 미친다는 연구와 부정적인 영향을 미친다는 연구가 대립되고 있고, 또한 그 영향관계가 비선형관계로 다각화수준에 따라 기업가치에 미치는 영향이 다르다는 연구결과들도 제시되고 있다.

Lang · Stulz(1994), Berger · Ofek(1995), Comment · Jarrell(1995), Servaes(1996), Denis · Denis · Sarin(1997), Billet · Mauer(2000) 등 선진 자본시장을 대상으로 분석한 다수의 연구들은 대체적으로 기업의 사업다각화는 기업가치의 하락을 유발하여 사업집중기업에 비해 할인(discount)되어 거래된다고 하였다. 그러나 Vilalonga(2004)는 BITS자료를 이용하여 미국기업들을 재분석해본 결과 오히려 다각화 프리미엄이

존재한다는 주장을 제기하고 있다. Comment · Jarrell(1995), John · Ofek (1995), Bengtsson (2000), Gillan · Kensinger · Martin(2000) 등은 사업 재집중(refocusing)전략에 의해 기업가치의 증가를 가져올 수 있다고 주장하였다.

Lins · Servaes(1999)는 일본과 영국에서는 다각화에 의해 기업가치의 할인현상이 발생하였지만, 독일에서는 할인현상이 나타나지 않았다고 하였다. Fauver · Houston · Naranjo(1998)는 이머징마켓(emerging market)에서 다각화로 인한 할인현상을 발견할 수 없다고 하였지만, Lins · Servaes (1998)는 7개 이머징마켓에서 다각화에 의한 할인현상이 존재한다는 연구결과를 제시하였다. Khanna · Palepu(2000)는 인도의 기업집단을 분석한 결과 사업다각화의 진전이 일정수준까지는 부정적인 효과가 크게 나타나지만 일정수준을 넘어서면 긍정적인 효과가 커져 다각화와 기업집단의 가치간에는 비선형관계가 존재한다고 하였다.

국내기업들을 대상으로 분석한 연구에서는 윤영섭 · 김성표(1999), 구맹희 · 김병곤(1999)은 기업다각화는 대리인문제와 깊이 연관되며, 이는 대리인비용을 유발시켜 기업가치의 하락을 가져온다는 연구결과를 제시하였다. 그러나 전상경(2003)은 사업다각화는 기업가치에 직접적인 영향을 미치지 않는다고 하였다. 다만 기업규모를 통제하는 경우 다각화와 기업가치간에는 대체로 양(+)의 상관관계가 존재한다고 하였다. 구맹희 · 김병곤 · 박상현(2001)은 베리-허핀달지수¹⁾ 0~0.25구간

1) 다각화의 수준을 측정하는 방법으로는 영위사업 수(product-count), 허핀달지수(Herfindahl Index), 베리-허핀달지수(Berry-Herfindahl Index), 허쉬만지수(Hirschman Index), 엔트로피지수(Entropy Index) 등이 있다. 영위사업 수는 다각화 수준을 계산하기에는 간편하나 해당사업이 전체 매출에 기여하는 정도를 반영하지 못하는 한계가 있다. 허핀달지수는 기업내 모든 사업의 매출액비중을 자승하여 합계한 것이다. 베리-허핀달지수는 허핀달지수 값이 균등분포일수록 값이 작아진다는 점을 이용하여 허핀달지수 값이 커지면 지수값이 커지도록 1에서 허핀달지수를 차감(1-허핀달지수)한 것이다. 허쉬만지수는 허핀달지수에 제곱근을 취한 것으로 이는 본질적으로 허핀달지수와 동일하다. 엔트로피지수는 물리학에서 도입된 개념으로 불확실성과 불균형의 정도를 계측하는 지수($\sum S_i \ln(1/S_i)$)로, 모든 사업이 균등한 매출비중(S_i)을 갖고 있는 경우에는 $\ln(N)$ (영위사업수)이 되고, 단일사업을 영위하고 있는 경우에는 0이 된다.

에서는 다각화수준이 증가하면 기업가치가 증가하고, 0.25이상인 구간에서는 기업가치가 감소하는 비선형관계가 존재한다고 하였다.²⁾

이와 같이 상이한 연구결과들이 제시되고 있는 상황에서, 본 연구는 국내기업을 대상으로 기업다각화가 기업가치에 미치는 영향을 분석하는데, 특히 외환위기를 겪으면서 기업들이 강도 높게 행한 구조조정의 결과가 반영되는 1999년 이후기간을 대상으로 분석한다. 현재까지 국내의 기존 연구들은 외환위기 이전기간이나 외환위기 기간을 포함한 직후 기간까지를 분석대상으로 하고 있어, 외환위기 이후에 변화된 기업상황을 제대로 반영하지 못하는 한계를 가지고 있다. 따라서 외환위기 이후 기간을 대상으로 기업다각화와 기업가치간의 영향관계를 분석해봄으로써 외환위기를 겪으면서 변화된 기업환경이 기업다각화와 기업가치간의 영향관계에도 변화를 가져 왔는지를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 기업이나 정부의 정책결정에 시의성 있는 방향을 제시해 줄 수 있을 것으로 생각한다.

분석대상 수준은 개별 기업단위(firm level)이다. 국내의 많은 기업들이 복수의 사업을 영위하고 있는데, 만약 기업집단을 단위로 분석하게 되면 개별기업이 영위하고 있는 많은 사업들을 반영하지 못하는 연구상의 한계점이 발생할 수 있기 때문이다.

분석기간은 1999년부터 2003년까지의 5개년이다. 연구대상은 2003년 말 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 390개 비금융업종 기업이다. 본 연구에 사용되는 자료는 횡단면 자료(cross-section data)를 시간적으로 연결한 자료이기 때문에 횡단

면 자료에서 나타날 수 있는 이분산(heteroscedasticity)의 문제와 시계열 자료의 계열상관의 문제가 동시에 나타날 수 있다. 따라서 본 연구에서는 시계열·횡단면자료를 통합한 균형패널자료(balanced panel data)를 형성하여 분석하는 방법을 사용한다. 본 연구에서 사용하는 패널자료는 390개의 개별기업이 횡단면단위(cross section unit)를 구성하고, 각 기업이 5개년간의 시계열(time series)을 갖는 균형패널자료이다. 패널자료분석을 위한 통계패키지로는 STATA8.0을 이용한다.

II. 이론적 배경

기업의 다각화는 주주에게 이익과 비용을 유발시키는 양면적인 성격이 있다. 다각화가 기업가치에 미치는 영향에 대한 제 가설을 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 다각화가 기업가치의 증대를 가져온다는 가치증대가설로서, Berger·Ofek(1995)은 각 사업부문이 독립적으로 운영되는 경우보다는 하나의 기업내에서 여러 개의 사업부문으로 운영되는 경우에 운용의 효율성이 향상되고, 수익성이 높아진다는 운용효율가설을 제시하였다. Stulz(1990)는 다각화기업의 경우 외부자본시장보다 더 효율적으로 자원의 할당이 가능하고, 과소투자문제를 해결함으로써 개별사업기업에 비해 순현가가 0보다 큰 투자안에 더 많이 투자 할 수 있다는 내부자본시

2) 구멍희·김병곤·박상현(2001)의 연구는 1996년~1999년의 4개년 자료를 풀링(pooling)하여 전환회귀분석을 실시하였는데 비해, 본 연구는 외환위기 회복 이후 기간인 1999년~2003년을 분석대상으로 패널자료분석법을 이용하여 분석하였다.

장의 효율성가설을 제시하였다. Lewellen(1971)은 이익흐름(earning streams)이 다른 사업들을 결합함으로써 이익변동성이 축소되어 유사한 규모의 개별사업기업에 비해 다각화기업은 부채부담능력이 증가하고, 증가된 부채부담능력은 부채사용에 따른 세금절감효과(tax shield effect)를 발생시킨다는 공동보험효과(coinsurance effect)가설을 주장하였다. Schoar(2002)는 다각화기업이 비다각화기업보다 생산성이 높다는 생산성효율(productive efficiency)가설을 제시하였다.

다음으로 기업의 다각화가 기업가치의 감소를 가져온다는 가치감소가설로서, Berger · Ofek(1995)은 집중화된 기업보다 다각화된 기업에서 경영진과 사업부문 관리자간에 정보불균형 등 정보비대칭비용이 많이 발생하기 때문에 다각화기업의 가치가 더 낮게 된다는 정보비대칭비용가설을 제시하였다. 또한 사업성이 불량한 사업부문을 지원하기 위해 제한된 투자자원에도 불구하고 가치가 낮은 사업에 과도하게 투자(overinvestment)하거나, 성과가 양호한 사업부문이 성과가 좋지 않은 사업부문을 지원(cross-subsidization)함으로써 기업가치의 하락을 유발시킨다는 상호보조효과가설을 주장하였다. Jensen(1986)은 다각화기업은 기업가치를 저하시킬 수 있는 투자안을 수행하기 위해 임의적으로 자원을 할당함으로써 기업가치의 감소를 가져올 수 있다고 하였다. 즉 다각화된 기업일수록 증가된 차입능력과 잉여현금흐름으로 순현재가치가 부(-)인 투자안에 과잉투자할 가능성이 높아 기업가치가 하락할 수 있다는 과잉투자가설을 제시하였다.

III. 실증분석의 설계 및 분석대상변수의 측정

3.1 표본기업의 선정 및 분석기간

본 연구에서는 2003년 말 현재 한국증권거래소에 상장된 632개 기업 중에서 다음과 같은 기준에 의해 390개 기업을 선정하였다.

- ① 2003년 말 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 비금융업종 기업
- ② 1999년 이후 계속 결산자료를 공표하여 회계자료를 입수할 수 있는 12월 결산법인으로 표본기간동안 결산기를 변경하지 않은 기업

표본대상에서 은행·보험·증권업종의 금융기관을 제외시킨 것은 우리나라에 있어 은행·보험·증권산업은 규제산업으로 사업의사결정이나 자본구조, 경영형태 등에서 비금융업종의 기업과 매우 다르기 때문이다.

본 연구에서 분석대상 기간은 1999년에서 2003년까지의 5개년이고, 390개의 개별기업이 횡단면단위를 구성하고, 각 기업이 5개년간의 시계열을 갖는 균형패널자료를 사용하였다.

3.2 분석대상변수의 측정

3.2.1 기업가치의 측정

기업가치의 대응변수로는 시장가치 대 장부가치(market-to-book value: MB) 비율을 사용하였

다.³⁾ 이 MB비율은 기업의 시장가치(market value of firm)를 장부가치(book value of firm)로 나눈 비율로서, 기업의 시장가치는 자기자본의 시장가치와 부채의 장부가치의 합이며, 기업의 장부가치는 총자산의 장부가치로 계산한다. 식으로 표현하면 (1)식과 같다.

$$\frac{M}{B} = \frac{ME+D}{TA} \quad (1)$$

- 단, M : 기업의 시장가치
 B : 기업의 장부가치
 ME : 자기자본의 시장가치 (=발행주식수×주가)
 D : 부채의 장부가치
 TA : 총자산의 장부가치

MB비율이 1보다 큰 경우는 기업의 시장가치가 장부가치보다 높다는 것을 의미하고, 1보다 작은 경우에는 기업의 시장가치가 장부가치에 미달하여 기업가치가 낮음을 의미한다.

3.2.2 기업다각화수준의 측정

기업다각화수준을 파악하기 위해 베리-허핀달지수(BHI)를 대용치로 사용한다. 베리-허핀달지수(BHI)는 1에서 허핀달지수를 차감한 것으로, 허핀달지수(HI)는 기업 내 모든 사업의 매출액 비중을 자승하여 합계한 값이다.⁴⁾ 따라서 베리-허핀달지수는 (2)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$BHI = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^n S_i^2}{\left(\sum_{i=1}^n S_i\right)^2} \right] \quad (2)$$

- 단, S_i : i 사업부문의 매출액
 n : 영위사업수

(2)식에서 영위사업수는 기업이 영위하고 있는 사업부문을 표준산업분류표 세분류(SIC 4 digit) 기준에 따라 분류하였을 때 당해 기업이 영위하고 있는 사업의 수를 의미한다. 기업다각화가 많이 이루어진 기업은 베리-허핀달지수가 1에 근접하

- 3) 본 연구에서 사용된 MB비율의 계산방법은 Lindenberg·Ross(1981)가 제시한 Tobin's Q 계산방법과 유사하다. Chung·Pruitt(1994)는 MB비율이 Tobin's Q비율을 96.6%설명한다고 하였고, Servaes(1996)는 MB비율과 Q비율간의 상관계수가 0.97이라고 하였다. 김우택·장대홍·김경수·박상수(1996)는 국내상장기업의 MB비율과 Q비율간의 상관계수는 0.713이라고 하였다. 이러한 연구결과를 Tobin's Q비율을 대용한 기업가치 척도로 MB비율이 유용하게 활용될 수 있음을 보여주는 것이다.
- 4) 사업부문이란 기업의 하위단위인 보고실체(reporting entity)를 말하며, 다각화기업의 한 부문, 또는 사업부, 제품단위, 지역단위 등이 될 수 있다. 각 부문에서 얻어지는 수익이 전체 기업에서 중요한 부문을 차지하여야 하는데, 미국 회계기준에서는 기업전체 매출의 10% 이상을 창출하거나 전체 자산의 10% 이상을 사용할 때, 그리고 사업부문의 영업이익(영업손실)이 전체 영업이익 절대치의 10% 이상일 때 사업부문으로 간주하고 부문별보고서를 의무적으로 작성하도록 하고 있다.
- 우리나라에서는 1996년 8월 재정경제부가 발표한 「증권제도개선 및 기업경영 투명성 제고방안」에 따라 매출, 수익액이 전체의 10%이상인 사업부문에 대해 사업부문별 경영정보를 공시하도록 하고 있다. 그러나 우리나라 기업은 아직까지 영위사업수와 사업부문별 매출액, 자산 등에 관한 정보를 표준산업분류기준에 따라 공시하고 있지 않기 때문에, 본 연구에서는 각 기업이 공시하고 있는 사업구성과 매출액구성을 기준으로 하여 연구자가 표준산업분류표에 따라 사업부문을 분류하여 영위사업수를 계산하였다. 한편, 기업의 매출액중에서 기타로 처리되어 사업부문 매출액 계산에 해당되지 않는 부분이 있는 경우에는 총매출액에서 각 사업부문이 차지하는 비율만큼 할당하여 계산하였고, 매출액 비중이 전체 매출액에서 10% 미만인 경우에도 표준산업분류기준으로 다른 사업으로 판단되는 경우 모두 분류하여 영위사업수 계산에 포함시켰다. 개별 기업이 영위하고 있는 사업에 대한 자료는 사업보고서 상의 사업구성과 매출구성을 참조하였는데, 한국신용평가정보의 KIS-FAS 및 각 기업의 사업보고서를 이용하였다. 사업구성이나 매출구성 자료가 표준산업분류기준에 따라 구분되어 있지 않은 경우에는 표준산업분류표를 참조하여 재분류하여 계산하였다.
- 허핀달지수계산에 있어서는 매출액기준 허핀달지수를 사용하였다. 우리나라 기업의 경우 개별기업의 사업부문별 매출액규모는 공시된 자료를 통해 어느 정도 파악할 수 있지만 사업부문별 자산규모는 파악하기 어렵기 때문이다.

고, 집중화가 많이 이루어진 기업은 0에 수렴하게 된다.

3.2.3 통제변수

기업가치에 영향을 미치는 변수로는 다각화변수 뿐만 아니라 다른 여러 변수들이 존재할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 기업규모, 레버리지비율, 성장성, 수익성, 수출비중, 대규모기업집단 소속여부, 산업 등을 통제변수로 사용하였다.

3.2.3.1 기업규모

기업규모는 기업가치와 정(+)의 영향관계가 예상된다. 기업규모가 크다는 것은 내부능력의 축적이 높은 것으로 볼 수 있고, 기업규모의 확대는 규모의 경제를 향유할 수 있기 때문이다. 기업규모(SIZE)를 측정하기 위해서는 매출액규모에 자연 로그를 취한 값을 사용하였다.⁵⁾

3.2.3.2 레버리지비율

레버리지비율은 기업가치와 정(+) 또는 부(-)의 영향관계를 가질 것으로 예상된다. 부채를 조달하여 자금조달비용 이상의 투자성과를 올리거나, 재무레버리지효과(financial leverage effect)에 의해 보통주 주당이익(EPS)의 확대효과가 발생하는 경우 레버리지비율은 기업의 시장가치에 정(+)의 영향을 줄 수 있다. 그러나 레버리지비율이 과도하게 높아지는 경우에는 기업의 재무위험이 증가하기 때문에 시장에서 낮은 평가를 받게 되어 레버리지비율과 기업가치간에는 부(-)의 관계가 나타

날 수 있다. 레버리지비율(LEV)은 총자산에서 부채가 차지하는 비중(부채/총자산)으로 측정하였다.

3.2.3.3 성장성

성장성은 기업가치와 정(+)의 관계가 예상된다. 성장성이 높은 기업은 시장으로부터 높은 평가를 받을 수 있을 것이기 때문이다. 성장성의 측정변수로는 매출액증가율(GROW)을 사용하였다.

3.2.3.4 수익성

수익성은 기업가치에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. Servaes(1996)가 지적한 것처럼 수익성이 낮은 기업은 수익성이 높은 유사기업에 비해 시장에서 할인되어 거래되는 경향이 있기 때문에 수익성과 기업가치간에는 정(+)의 영향관계가 나타날 수 있다. 수익성의 측정변수로는 총자산영업이익률(ROA)을 사용하였다.

3.2.3.5 수출비중

본 연구의 분석대상 기간 동안에는 수출기업과 내수기업간에 경기 양극화현상이 심각했던 점을 감안하면 수출비중이 높을수록 기업가치가 높은 정(+)의 영향관계가 예상된다. 수출비중(EX)은 매출액에서 수출액이 차지하는 비중으로 계산하였다.

3.2.3.6 대규모기업집단 소속여부

대규모기업집단 소속여부가 기업가치에 미치는 영향은 정(+)의 관계가 예상된다. 대규모기업집단에 속하는 기업은 기업집단내에서 형성되는 내부 자본시장으로부터 자금조달이 가능하고, 상대적으로

5) 총자산기준으로 기업규모를 측정하는 경우 대규모기업집단 소속여부변수(CON)와 상관계수가 너무 높아(0.6024) 다중공선성 문제가 발생할 수 있었다. 따라서 이 문제를 피하기 위해 매출액기준의 기업규모변수를 사용하였다.

로 높은 신용평가를 받을 수 있어 외부자본의 조달이 원활하게 이루어 질 수 있다. 또한 계열사간 상호지원에 의해 안정적인 영업수익의 확보가 가능하고, 사업추진 및 정보력의 우위, 기업과산위험의 감소 등으로 기업가치에 긍정적인 효과를 가져올 수 있다. 대규모기업집단 소속효과를 통제하기 위해서는 분석 당해 연도 4월에 공정거래위원회에서 총자산기준으로 지정하여 발표하고 있는 30대 대규모기업집단 소속여부에 따라 분류하였다.⁶⁾ 대규모기업집단에 속하는 경우 더미변수(CON)에 1을 부여하였다.

3.2.3.7 산업효과

산업효과를 통제하기 위해서는 각 연도 통계청에서 발표한 표준산업분류표 중분류(SIC 2 digit)기준에 따라 표본기업을 8개 업종으로 분류하고, 당해기업이 속하는 경우 산업더미변수(IND)에 1을 부여하였다.

3.3 분석모형

3.3.1 분석모형의 설정

앞에서 살펴본 이론적 관계에서 기업다각화는 기업가치에 이익과 비용을 유발시키는 양면적인 성격이 있다고 하였다. 이는 다각화의 이익과 비용의 크기에 따라 다각화가 기업가치에 미치는 영향이 정(+) 또는 부(-)의 관계로 나타날 수 있음을 의미한다. 만약 기업다각화가 진전됨에 따라 다각화의 긍정적인 효과가 부정적인 효과를 압도한다면,

기업다각화의 진전은 기업가치를 증가시켜 두 변수간에는 정(+)의 영향관계를 가지게 될 것이다. 그렇지만 반대로 기업다각화의 진전에 따른 부정적인 효과가 긍정적인 효과를 압도한다면 기업다각화와 기업가치간에는 부(-)의 영향관계가 나타날 수 있다.

한편 Khanna · Palepu(2000)는 기업다각화가 일정수준 이하에서는 다각화의 부정적인 효과가 긍정적인 효과를 압도하지만, 일정수준을 넘어서면 긍정적인 효과가 부정적인 효과를 압도한다고 보고하고 있다. 이러한 경우 기업다각화와 기업가치간에는 부(-)의 상관관계가 나타나다가 일정수준 이후, 다시 정(+)의 상관관계로 변화되는 비선형 관계가 존재하게 된다. 그들의 연구에 의하면 기업다각화가 일정수준을 넘어서면, 국제자본시장에의 접근이 용이해지고, 내부통제가 강화되며, 내부자본시장이 작동하는 등 기업가치에 순기능을 미치게 되는데, 그 효과가 선진경제에 비해 신흥시장(emerging market)의 경우에 더 강화된다는 것이다. 우리나라 시장이 여전히 신흥시장의 성격이 강하다는 것을 감안할 때 기업다각화와 기업가치간에 비선형관계가 존재한다는 그들의 연구결과는 국내기업의 분석에도 주요한 시사점을 제공한다고 할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 이러한 관계를 검증해보기 위하여 다음과 같은 세 가지 분석모형을 설정하였다.

[모형 1]은 패널자료를 이용하여 기업규모, 레버리지비율, 성장성, 수익성, 수출비중, 대규모기업집단 소속여부, 산업 등을 통제한 상황에서 기업다각화와 기업가치간의 관계를 선형관계식으로 분석

6) 2001년까지는 대규모기업집단을 지정하여 발표하였으나, 2002년부터는 출자총액제한집단으로 변경하여 발표하고 있다. 본 연구의 2002년과 2003년도 자료는 출자총액제한집단 소속기업을 대규모기업집단 소속기업으로 분류하여 사용하였다.

하기 위한 모형이다. 이때 i 기업의 t 기 오차항은 시간에 따른 기업특성효과(individual specific effect)와 기업에 따른 시간특성효과(time specific effect)를 복합적으로 반영할 수 있도록 기업효과(η_i), 시간효과(λ_t), 나머지 오차(e_{it})로 나누어 모형에 포함시켰다.

[모형 1]

$$\begin{aligned}
 MB_{it} = & \alpha + \beta_1 BHI_{it} + \beta_2 SIZE_{it} \\
 & + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 GROW_{it} + \beta_5 ROA_{it} \\
 & + \beta_6 EX_{it} + \beta_7 CON_{it} \\
 & + \sum_{j=8}^{14} \beta_j (IND_{j-7})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}
 \end{aligned} \tag{3}$$

- 단, MB_{it} : i 기업의 t 기 기업가치
 BH_{it} : i 기업의 t 기 다각화수준(=베리-허핀달 지수)
 $SIZE_{it}$: i 기업의 t 기 기업규모(=매출액의 자연대수값)
 LEV_{it} : i 기업의 t 기 레버리지비율(=부채/총자산)
 $GROW_{it}$: i 기업의 t 기 성장성(=매출액증가율)
 ROA_{it} : i 기업의 t 기 총자산영업이익률(=영업이익/총자산)
 EX_{it} : i 기업의 t 기 수출비중(=수출액/매출액)
 CON_{it} : i 기업의 t 기 대규모기업집단 소속여부
 더미(소속기업=1, 비소속기업=0)
 IND_{it} : i 기업의 t 기 산업더미(해당업종에 1부여)
 η_i : 기업특성효과
 λ_t : t 기의 시간특성효과
 e_{it} : 나머지 오차

[모형 2]와 [모형 3]은 [모형 1]에 다각화수준의 2차항, 3차항을 추가하여 기업다각화와 기업가치의 비선형관계를 분석하기 위한 모형이다.

[모형 2]

$$\begin{aligned}
 MB_{it} = & \alpha + \beta_1 BHI_{it} + \beta_2 BHI_{it}^2 \\
 & + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 GROW_{it} \\
 & + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 EX_{it} + \beta_8 CON_{it} \\
 & + \sum_{j=9}^{15} \beta_j (IND_{j-8})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}
 \end{aligned} \tag{4}$$

[모형 3]

$$\begin{aligned}
 MB_{it} = & \alpha + \beta_1 BHI_{it} + \beta_2 BHI_{it}^2 + \beta_3 BHI_{it}^3 \\
 & + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 GROW_{it} \\
 & + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 EX_{it} + \beta_9 CON_{it} \\
 & + \sum_{j=10}^{16} \beta_j (IND_{j-9})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}
 \end{aligned} \tag{5}$$

3.3.2 분석모형의 적합성 검증방법

패널자료분석법은 추정모형의 상수항이 횡단면 또는 시계열에 따라 동일한지에 대한 여부와 오차항의 구조에 대한 가정에 따라 다양하다. 모형의 적합성을 추정하는 첫 번째 단계는 모형내에 기업특성효과(η_i)와 시간특성효과(λ_t)가 존재하는가의 여부를 검정하는 것이다. 즉, 귀무가설(H_0): $\sigma_\eta^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$ 을 설정하고, 귀무가설을 채택하는 경우에는 기업특성효과와 시간특성효과가 존재하지 않으므로 일반최소자승법(OLS)으로 효율적인 추정량을 구할 수 있다. 그러나 귀무가설이 기각되는

경우에는 오차항은 $\eta_i + \lambda_i + e_{i,t}$ 와 같이 되고, η_i 와 λ_i 의 존재 때문에 일반최소자승법(OLS)으로 효율적인 추정량을 구할 수 없게 된다. 이러한 가설에 대한 검정은 Breusch·Pagan(1980)이 제시한 라그랑지 승수 검정(Lagrange Multiplier Test)에 의해 이루어질 수 있는데, (6)식의 통계량 g 는 점근적으로 $\chi^2(2)$ 분포를 한다.

$$g = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \mu_{i,t} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mu_{i,t}^2} - 1 \right]^2 + \frac{NT}{2(N-1)} \left[\frac{\sum_{t=1}^T \left(\sum_{i=1}^N \mu_{i,t} \right)^2}{\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \mu_{i,t}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi^2(2) \quad (6)$$

단, N : 기업수
T : 분석연도수
 $\mu_{i,t}$: 최소자승잔차

(6)식의 g 통계량을 두 항으로 분리하여 사용하면 $\sigma_\eta^2=0$ 과 $\sigma_\lambda^2=0$ 의 귀무가설을 각각 $\chi^2(1)$ 으로 검정할 수도 있다.

모형에서 η_i 와 λ_i 의 존재가 확인되는 경우 두 번째 단계는 η_i 와 λ_i 를 고정효과모형(fixed effect model 또는 dummy variable model)으로 추정할 것인가 혹은 확률효과모형(random effect model 또는 variance components model)으로 추정할 것인가를 검정하여야 한다. 고정효과모형은 η_i 와 λ_i 가 고정되어 있다고 가정하고 가변수최소자승법(least squares dummy variable: LSDV)을

모수추정방법으로 활용하는 모형이다. 확률효과모형은 η_i 와 λ_i 를 확률변수로 가정하고 일반화최소자승법(generalized least squares: GLS)을 모수추정방법으로 활용하는 모형이다.

두 모형의 적합성을 비교하기 위해서는 개별효과를 나타내는 기업특성변수(η_i)와 독립변수($X_{i,t}$)간에 상관관계가 없다는 귀무가설($H_0: E(\eta_i/X_{i,t})=0$)을 설정하고, 하우스만 검정(Hausman Test)을 실시하는 것이다. 만약 $E(\eta_i/X_{i,t})=0$ 이라는 귀무가설이 채택될 경우에는 확률효과모형에 의한 GLS추정량이 일치성과 효율성을 가지게 되어 확률효과모형으로 추정하는 것이 바람직하다. 만약 귀무가설이 기각된다면 GLS추정량은 불일치성을 가지게 되므로 고정효과모형에 의한 추정이 바람직하게 된다(Hausman(1978)).⁷⁾

고정효과모형의 적합성을 확인하기 위해서는 귀무가설($H_0: \eta_1 = \eta_2 = \dots = \eta_{N-1} = 0$ 와 $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$)을 설정하고 F-검정을 실시할 수 있다. 이때 귀무가설이 기각되는 경우 고정효과가 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

V. 실증분석

5.1 각 변수의 기술통계량

본 연구에서 전체표본에 대한 각 변수의 표본기 개별 평균 추이를 요약하면 <표 1>과 같다.

<표 1>에서 기업가치를 나타내는 시장가치 대

7) 고정효과모형은 누락변수와 독립변수 사이에 상관성이 존재하여도 추정결과에 편이가 발생하지 않는 장점을 가진다(Chamberlain·Griliches(1984)).

〈표 1〉 각 변수의 평균추이

구분	1999년	2000년	2001년	2002년	2003년	5개년 평균
기업가치(MB)	0.975	0.817	0.883	0.803	0.828	0.861
베리-허핀달지수(BHI)	0.179	0.188	0.183	0.191	0.182	0.185
기업규모(SIZE)(억원)	2,440	2,516	2,459	2,404	2,493	2,462
레버리지비율(LEV)(%)	57.8	57.6	53.0	48.0	45.8	52.4
매출액성장률(GROW)(%)	17.8	14.8	1.5	7.9	7.8	10.0
총자산영업이익률(ROA)(%)	4.7	5.0	4.7	5.5	4.8	4.9
수출비중(EX)(%)	32.3	31.3	47.3	30.7	30.1	34.3
대규모기업집단 소속기업수(개)	85	82	83	89	95	87

주) 표본은 2003년 말 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 비금융업종 390개임. 이 표는 각 변수의 평균치를 연도별 및 5개년 평균을 나타낸 것임. 기업가치(MB)=(자기자본의 시장가치+부채의 장부가치)/총자산의 장부가치, 베리-허핀달지수(BHI)=1-허핀달지수(HI), 허핀달지수(HI)는 기업 내 모든 사업의 매출액비중을 자승하여 합계한 값. 기업규모는 매출액규모(억원), 레버리지비율(LEV)=부채/총자산, 매출액성장률(GROW)=(당해연도 매출액-전연도 매출액)/전연도 매출액, 총자산영업이익률(ROA)=영업이익/총자산, 수출비중(EX)=수출액/매출액, 대규모기업집단 소속기업수는 각 연도에 공정거래위원회에서 발표한 대규모기업집단(1999년-2001년) 및 출자총액제한집단(2002년-2003년)에 속하는 기업의 수임.

장부가치비율(MB)은 5개년 평균이 0.861로 모든 연도에 걸쳐 1보다 낮게 나타났다. 1999년 MB비율이 0.975로 가장 높았고, 2002년에는 0.803으로 가장 낮게 나타났다. 다각화수준을 나타내는 베리-허핀달지수(BHI)는 1999년 0.179에서 2000년에는 0.188로 상승하였다가 2001년에 0.183으로 하락하였다. 2002년 0.191로 가장 높았다가 2003년 다시 0.182로 하락하는 추세를 보였다.

기업규모는 5개년 평균 매출액이 2,462억원으로 나타났다. 1999년 2,440억원에서 2003년 2,493억원으로 안정적인 수준을 보였다. 자본구조를 나타내는 레버리지비율은 5개년 평균이 52.4%로 1999년 57.8%에서 2003년 45.8%로 지속적인 감소 추세를 보이고 있다. 이는 외환위기 이후 정부의 강도 높은 재무구조개선 정책에 따라 기업들이 부채비율을 낮추기 위한 노력을 지속한 결과로

보인다.

성장성을 나타내는 매출액증가율(GROW)은 5개년 평균 10.0%로 1999년 17.8%에서 2003년 7.8% 등으로 성장성이 대체로 하락하는 추세를 보였다. 수익성을 나타내는 총자산영업이익률은 5개년 평균 4.9%로 4~5%대의 안정적인 수준을 보였다. 수출비중은 평균적으로 약 34% 수준으로 2001년 47.3%로 가장 높게 나타났다. 대규모기업집단 소속기업수는 평균 87개이다.

본 연구에 포함된 각 변수의 전체표본기간(1999년~2003년)의 자료를 이용하여 계산한 변수들간의 상관관계는 〈표 2〉와 같다.

〈표 3〉은 다각화수준(BHI)에 따른 기업가치(MB)의 분포를 나타낸 것이다. 쏠연도에 걸쳐 MB비율이 1미만인 기업이 70~85%를 차지하고 있다.

〈표 2〉 전체표본기간(1999년~2003년)을 이용한 변수간의 상관계수

	MB	BHI	SIZE	LEV	GROW	ROA	EX	CON
MB	1.0000							
BHI	-0.0051	1.0000						
SIZE	0.2138**	-0.0278	1.0000					
LEV	0.3393**	0.1007**	0.0063	1.0000				
GROW	0.1879**	-0.0520*	0.0409*	-0.0432*	1.0000			
ROA	-0.1224**	-0.0344	-0.0123	-0.2560**	0.1050**	1.0000		
EX	0.0098	-0.0292	0.0607**	0.0385*	-0.0184	-0.0363	1.0000	
CON	0.0433*	0.2734**	0.0193	0.1344**	-0.0291	0.0585**	0.0037	1.0000

주) 1999년~2003년의 전체표본기간을 대상으로 계산한 변수들간의 상관계수 표임. SIZE는 매출액규모의 자연대수값을 사용하였음. 기타 변수의 정의는 〈표 1〉의 주)를 참조. *, ** 는 각각 5%, 1%의 유의수준에서 유의함을 나타냄. 유의성 검정은 Pearson상관관계 검정임.

〈표 3〉 다각화수준(BHI)에 따른 기업가치(MB) 분포(기업수)

(단위: 개)

구분	1999		2000		2001		2002		2003	
	MB<1	1≤MB	MB<1	1≤MB	MB<1	1≤MB	MB<1	1≤MB	MB<1	1≤MB
BHI=0	151	58	168	36	156	49	170	34	173	32
0.0<BHI≤0.25	34	16	39	6	41	11	41	7	44	10
0.25<BHI≤0.5	62	17	77	9	61	13	63	15	60	13
0.5<BHI≤1.0	40	12	48	7	44	15	48	12	45	13
합계	287	103	332	58	302	88	322	68	322	68
비중(%)	73.6	26.4	85.1	14.9	77.4	22.6	82.6	17.4	82.6	17.4

주) 베리-허핀달지수(BHI) 0.25간격으로 다각화수준을 설정하고, MB<1과 1≤MB에 해당하는 각 연도별 표본기업수를 나타낸 것임. BHI=0인 기업은 비다각화기업을 나타냄.

5.2 모형의 적합성 검정결과

〈표 4〉는 각 모형에 대해 모형의 적합성을 검정한 결과이다. 먼저, 기업특성효과(η_i)의 존재여부를 검정($H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$)한 라그랑지 승수 검정결과를 보면, [모형 1], [모형 2], [모형 3]의 g 통계

량이 각각 367.53, 364.07, 363.29로 모두 귀무가설을 기각하는 결과를 보이고 있다. 이는 기업 특성효과 η_i 가 본 연구의 모형에 존재한다는 의미로 하우즈만 검정에 의해 고정효과모형과 확률효과모형의 적합성을 검정할 필요가 있음을 보여주고 있다.⁸⁾

8) 앞에서 살펴본 바와 같이 라그랑지 승수 검정에서 g 통계량은 $\chi^2(2)$ 분포를 갖는데, g 통계량의 두 항을 분리하여 $\sigma_\eta^2 = 0$ 과 $\sigma_\eta^2 = 0$ 의 귀무가설을 각각 $\chi^2(1)$ 으로 검정할 수 있다고 하였다. 각각의 귀무가설($\sigma_\eta^2 = 0$ 과 $\sigma_\eta^2 = 0$)이 모두 채택되는 경우에는 기업특성효과나 시간특성효과가 존재하지 않기 때문에 OLS를 이용하여 일치 추정량을 얻을 수 있지만, 그 중 하나라도 기각되는 경우에는 하우즈만 검정(Hausman Test)에 의해 고정효과모형이나 확률효과모형의 적합도를 검정해 보아야한다. 〈표 4〉의 라그랑지 승수 검정결과는 [모형 1], [모형 2], [모형 3]에 대한 귀무가설 $\sigma_\eta^2 = 0$ 을 검정한 결과를 제시한 것으로 모든 모형에서 귀무가설 $\sigma_\eta^2 = 0$ 이 기각되는 결과를 보이고 있다. 따라서 $\sigma_\eta^2 = 0$ 에 대한 추가적인 검정 없이도 각 모형을 OLS로 추정하는 경우 일치 추정량을 구할 수 없다는 것을 알 수 있다.

〈표 4〉 모형 적합성 검정 결과

[모형 1]	$MB_{it} = \alpha + \beta_1 BHI_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 GROW_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 EX_{it} + \beta_7 CON_{it} + \sum_{j=8}^{14} \beta_j (IND_{j-7})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$
[모형 2]	$MB_{it} = \alpha + \beta_1 BHI_{it} + \beta_2 BHI^2_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 GROW_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 EX_{it} + \beta_8 CON_{it} + \sum_{j=9}^{15} \beta_j (IND_{j-8})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$
[모형 3]	$MB_{it} = \alpha + \beta_1 BHI_{it} + \beta_2 BHI^2_{it} + \beta_3 BHI^3_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 EX_{it} + \beta_9 CON_{it} + \sum_{j=10}^{16} \beta_j (IND_{j-9})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$

구분	라그랑지 승수 검정 ($H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$)		하우즈만 검정 ($H_0 : E(\eta_i/X_{it}) = 0$)		F-검정 ($H_0 : \eta_i = 0$)	
	g통계량	p값	m통계량	p값	F값	p값
[모형 1]	367.53	0.0000	46.42	0.0000	3.36	0.0000
[모형 2]	364.07	0.0000	51.64	0.0000	3.37	0.0000
[모형 3]	363.29	0.0000	51.97	0.0000	3.37	0.0000

주) [모형 1], [모형 2], [모형 3]에 대한 적합성을 검정하기 위해 라그랑지 승수 검정($H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$), 하우즈만 검정($H_0 : E(\eta_i/X_{it}) = 0$), F-검정($H_0 : \eta_i = 0$)을 실시한 결과임. 라그랑지 승수 검정은 기업특성효과(η_i)와 시간특성효과(λ_t)의 존재 여부를 검정하는 것임. 귀무가설이 기각되는 경우 오차항은 $\eta_i + \lambda_t + e_{it}$ 와 같이 되고, η_i 와 λ_t 의 존재 때문에 일반최소자승법(OLS)으로 효율적인 추정량을 구할 수 없음을 의미함. 하우즈만 검정은 η_i 와 λ_t 를 고정효과모형으로 추정할 것인가 혹은 확률효과모형으로 추정할 것인가를 검정하는 것임. 만약 $E(\eta_i/X_{it}) = 0$ 이라는 귀무가설이 채택될 경우에는 확률효과모형에 의한 GLS추정량이 일치성과 효율성을 가지게 되어 확률효과모형으로 추정하는 것이 바람직함. 만약 귀무가설이 기각된다면 GLS추정량은 불일치성을 가지게 되므로 고정효과모형에 의한 추정이 바람직하게 됨. F-검정은 고정효과모형의 적합성을 확인하기 위한 검정. 귀무가설이 기각되는 경우 고정효과가 존재하는 것으로 해석함.

〈표 4〉의 두 번째 란은 $E(\eta_i/X_{it}) = 0$ 이라는 귀무가설하에 각 모형에 대해 하우즈만 검정을 실시한 결과이다. 하우즈만 검정결과를 보면, 각 모형의 m값이 각각 46.42, 51.64, 51.97로 귀무가설을 기각하는 결과를 보이고 있다. 따라서 기업특성효과와 독립변수간에는 유의한 상관관계를 가진다고 할 수 있으므로 고정효과모형에 의한 계수 추정이 적합함을 알 수 있다.

〈표 4〉의 세 번째 란 즉, 고정효과모형의 적합성을 확인하기 위해 귀무가설 $\eta_i = 0$ 를 설정하고 F-검정을 실시한 결과를 보면, 각 모형의 F값이 각각 3.36, 3.37, 3.37로 귀무가설이 기각되는 결

과를 보여 본 연구의 모형으로 고정효과모형이 적합함을 확인할 수 있다.

5.3 실증분석 결과

〈표 5〉는 고정효과모형에 의해 다각화수준과 기업가치간의 관계를 분석한 결과이다. 〈표 5〉를 보면 [모형 1]에 있어 베리-허핀달지수(BHI)로 측정된 다각화수준의 회귀계수가 0.0853($t=0.79$)으로 비유의적으로 도출되었다. 이는 다각화 수준과 기업가치(MB)간에는 유의한 선형관계가 존재하지 않아 다각화수준과 기업가치간의 관계를 [모

〈표 5〉 고정효과모형을 이용한 다각화수준과 기업가치간의 패널분석 결과

[모형 1] $MB_{i,t} = \alpha + \beta_1 BHI_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GROW_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 EX_{i,t} + \beta_7 CON_{i,t} + \sum_{j=8}^{14} \beta_j (IND_{j-7})_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$

[모형 2] $MB_{i,t} = \alpha + \beta_1 BHI_{i,t} + \beta_2 BHI^2_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 GROW_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 EX_{i,t} + \beta_8 CON_{i,t} + \sum_{j=9}^{15} \beta_j (IND_{j-8})_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$

[모형 3] $MB_{i,t} = \alpha + \beta_1 BHI_{i,t} + \beta_2 BHI^2_{i,t} + \beta_3 BHI^3_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 GROW_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 EX_{i,t} + \beta_9 CON_{i,t} + \sum_{j=10}^{16} \beta_j (IND_{j-9})_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$

구분	[모형 1]	[모형 2]	[모형 3]
상수항	1.9697(4.51**)	1.9919(4.65**)	1.9932(4.56**)
BHI	0.0853(0.79)	0.5199(1.82*)	0.3002(0.52)
BHI ²	-	-0.7221(-1.65*)	0.1411(0.07)
BHI ³	-	-	-0.8362(-0.44)
SIZE	-0.0986(-3.19**)	-0.1012(-3.27**)	-0.1010(-3.26**)
LEV	0.5552(12.25**)	0.5555(12.26**)	0.5551(12.25**)
GROW	0.1494(9.41**)	0.1503(9.46**)	0.1500(9.43**)
ROA	-0.1202(-0.77)	-0.1219(-0.78)	-0.1259(-0.80)
EX	-0.0004(-0.06)	-0.0003(-0.05)	-0.0004(-0.06)
CON	-0.0859(-1.85*)	-0.0844(-1.82*)	-0.0845(-1.82*)
IND	포함	포함	포함
F값	3.36	3.37	3.37
R ²	0.1366	0.1381	0.1382

주) MB비율로 추정된 기업가치를 다각화수준(BHI)과 통제변수(SIZE, LEV, GROW, ROA, EX, CON, IND)를 이용하여 고정효과모형으로 패널분석한 결과임. BHI²와 BHI³는 BHI의 제곱과 세제곱을 나타내고, SIZE는 매출액의 자연대수 값임. 기타 변수는 〈표 1〉의 주)를 참조하기 바람. 패널자료는 390개의 개별기업이 횡단면단위를 구성하고, 각 기업이 5개년(1999년~2003년)의 시계열을 갖는 균형패널자료임. 회귀계수 옆의 ()안의 숫자는 t값임. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

형 1)의 선형관계로 설명하는데 한계가 있다는 것을 의미한다.

한편 [모형 2]에 의한 분석결과에 의하면, 베리-허핀달지수(BHI)의 1차항(BHI), 2차항(BHI²)의 회귀계수가 각각 0.5199(t=1.82), -0.7221(t=-1.65)로 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한

관계를 가지는 逆U字형 곡선으로 나타났다. 이것은 Khanna·Palepu(2000), 구명회·김병곤·박상현(2001) 등이 주장한 것과 같이 다각화수준과 기업가치간에는 비선형관계가 존재한다는 가설을 지지하는 것으로 이해할 수 있다. [모형 3]에 의한 3차형관계에서는 베리-허핀달지수(BHI)의 1

차항(BHI), 2차항(BHI²), 3차항(BHI³)의 회귀계수가 각각 0.3002($t=0.52$), 0.1411($t=0.07$), -0.8362($t=-0.44$)로 의미 있는 관계를 발견할 수 없었다.

[모형 2]의 분석결과에 나타난 회귀계수의 의미를 살펴보면, 기업다각화의 진전이 일정수준까지는 기업가치의 증가를 가져오는 긍정적인 효과가 크게 나타나지만, 일정수준을 넘어서면 부정적인 효과가 커져서 기업가치의 감소를 가져오는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 일정수준 이상 과도하게 다각화가 이루어지는 경우에는 부정적인 효과가 커져서 기업가치의 하락이 유발될 수 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 Khanna·Palepu(2000)이 제시한 일정수준 이상으로 사업다각화가 진전되는 경우 다각화의 긍정적인 효과가 부정적인 효과를 압도하여 기업가치에 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과와는 다르고, 구멍희·김병곤·박상현(2001)이 제시한 일정수준 이하에서는 다각화의 진전이 기업가치의 증가를 가져오지만, 일정수준을 넘어서면 다각화가 기업가치에 부정적인 영향을 미친다는 연구결과와 일치하는 것이다.

따라서 우리나라의 경우 다각화수준과 기업가치 간의 관계는, 다각화수준이 일정수준 이하인 경우에는 다각화수준이 증가하면 기업가치가 증가한다는 기업가치 증대가설인 운용효율가설, 내부자본시장의 효율성가설, 공동보험효과가설, 생산성효율가설 등에 의해 설명될 수 있고, 일정수준 이상인 경우에는 다각화수준이 증가하면 다각화에 따른 가치손실이 발생한다는 정보비대칭비용가설, 상호지원효과가설, 과잉투자가설 등에 의해 설명될 수 있음을 알 수 있다.

다른 통제변수의 경우 기업가치에 유의하게 영향을 미치는 변수는 기업규모(SIZE)와 레버리지비

율(LEV)변수, 성장성(GROW)변수, 대규모기업집단 소속기업변수인 것으로 나타났다. [모형 1], [모형 2], [모형 3]에서 기업규모(SIZE)의 회귀계수는 각각 -0.0986($t=-3.19$), -0.1012($t=-3.27$), -0.1010 ($t=-3.26$)으로 기업의 규모가 클수록 기업가치가 낮아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞에서 예상한 정(+)의 영향관계와 다른 결과로 국내기업의 경우 기업규모 확대에 따른 규모의 경제효과를 향유하고 있지 못한 것으로 추론할 수 있다.

레버리지비율의 회귀계수는 각각 0.5552($t=12.25$), 0.5555($t=12.26$), 0.5551($t=12.25$)로 레버리지비율이 높을수록 기업가치가 증가하는 것으로 나타났다. 이는 부채의 조달이 투자성파나 재무레버리지효과 등에 의해 기업가치에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다.

성장성의 회귀계수는 각각 0.1494($t=9.41$), 0.1503($t=9.46$), 0.1500($t=9.43$)으로 성장성이 높을수록 기업가치가 증가하는 것으로 나타났다. 이는 성장성이 높은 기업은 시장으로부터 높은 평가를 받을 수 있다는 것을 의미한다.

대규모기업집단 소속여부변수(CON)의 회귀계수는 각각 -0.0859($t=-1.85$), -0.0844($t=-1.82$), -0.0845 ($t=-1.82$) 등으로 기업가치에 부(-)의 영향관계를 보여, 앞에서 예상한 정(+)의 영향관계와 다른 결과를 보였다. 이는 외환위기 이후 대규모기업집단에 대한 정부의 감시·감독체계가 강화되고, 내부거래나 사업부문간 상호지원 제약, 출자총액제한 등 대규모기업집단 소속기업들에 유리하지 않은 경영환경 변화가 영향을 미친 것으로 보인다.

앞에서 모형의 적합성을 검정한 결과 고정효과모형이 적합한 것으로 평가되었다. 그런데 만약 고정

효과모형으로 분석하지 않고, 확률효과모형이나 OLS모형으로 분석을 하였다면, 연구의 결과는 상당히 다르게 나타날 수 있다.

〈표 6〉은 고정효과모형의 결과와 확률효과모형, OLS모형으로 분석한 결과를 요약하여 제시한 것이다. 〈표 6〉에서 고정효과모형으로 분석한 결과에서는 다각화와 기업가치간의 관계가 2차형 비선형관계로 나타난다. 그러나 확률효과모형이나 OLS모형에 의해 분석한 결과에서는 두 변수간에 유의미한 관계를 발견할 수 없다. 이러한 결과는 어떠한 모형을 적용하여 분석하느냐에 따라 분석결과가 상이할 수 있음을 보여주는 것이다.

통제변수가 기업가치에 미치는 영향에 있어서도, 기업규모변수는 고정효과모형에서의 부(-)의 영향

관계와는 달리 확률효과모형과 OLS모형에서는 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석된다. 수익성변수는 고정효과모형에서는 유의미한 관계를 보이지 않았음에도 불구하고, 확률효과모형과 OLS모형에서는 유의미한 부(-)의 관계로 나타났다. 대규모기업집단 소속여부변수는 고정효과모형에서는 유의수준 10%에서 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 확률효과모형과 OLS모형에서는 유의미한 관계가 나타나지 않았다.

이러한 결과를 종합해 보면, 기업다각화와 기업가치간의 관계를 분석하는데 있어서는 분석모형의 설정이 매우 중요함을 알 수 있다. 기업다각화와 기업가치간에는 유의적인 비선형관계가 존재함에도 불구하고, 기업특성효과와 시간특성효과를 확률

〈표 6〉 고정효과모형, 확률효과모형, OLS모형에 의한 분석결과 비교

구분	고정효과모형	확률효과모형	OLS모형
BHI	+*		
BHI ²	-*		
BHI ³			
SIZE	-**	+**	+**
LEV	+**	+**	+**
GROW	+**	+**	+**
ROA		-**	-**
EX			
CON	-*		

주) MB비율로 추정된 기업가치를 다각화수준(BHI)과 통제변수(SIZE, LEV, GROW, ROA, EX, CON, IND)를 이용하여 각 모형에 의해 분석을 실시하였음. BHI²와 BHI³는 BHI의 제곱과 세제곱을 나타내고, SIZE는 매출액의 자연대수 값임. 기타 변수는 〈표 1〉의 주)를 참조하기 바람. 고정효과모형과 확률효과모형의 분석을 위한 패널자료는 390개의 개별기업이 횡단면단위를 구성하고, 각 기업이 5개년(1999년~2003년)의 시계열을 갖는 균형패널자료를 사용하였음. OLS모형은 1999년~2003년 자료를 풀링(pooling)하여 분석하였음. 표에 제시된 부호는 각 모형으로 분석한 결과 중에서 유의수준 10%, 5%에서 유의하게 영향을 미치는 것으로 판정된 회귀계수의 부호를 나타낸 것임. 고정효과모형란에 제시된 결과는 [모형 2]의 결과를 정리한 것임. 확률효과모형과 OLS모형에 의한 분석에서는 [모형 1], [모형 2], [모형 3] 모두에서 다각화와 기업가치간에 유의미한 회귀계수를 발견할 수 없었음. SIZE, LEV, GROW, ROA, CON란에 제시된 회귀계수의 영향방향은 [모형 1], [모형 2], [모형 3]에서 모두 동일하게 나타났음. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

변수로 인식하는 확률효과모형이나 횡단면-시계열 자료의 특성을 반영하지 못하는 OLS방법을 이용하여 분석하는 경우에는 기업다각화와 기업가치간에 유의적인 영향관계가 없는 것으로 잘못 해석할 가능성이 있음을 알 수 있다.

VI. 결론

본 연구에서는 외환위기 회복 이후기간을 대상으로 기업의 다각화가 기업가치에 미치는 영향을 패널자료분석법을 이용해 실증적으로 검증하였다. 표본기업은 2003년 12월 말 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 390개 기업을 대상으로 하였으며, 분석기간은 1999년부터 2003년까지 5개년이었다. 패널자료는 390개의 개별기업이 횡단면단위(cross section unit)를 구성하고, 각 기업이 5개년간의 시계열(time series)을 갖는 균형패널자료를 사용하였다.

다각화수준이 기업가치에 미치는 영향에 대한 분석결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 다각화수준과 기업가치간에는 逆U字의 2차형 비선형관계가 존재하고, 기업다각화의 진전이 일정수준까지는 긍정적인 효과가 크게 나타나지만, 일정수준을 넘어서면 부정적인 효과가 커져서 기업가치의 감소를 가져오는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라의 경우 다각화수준이 일정수준 이하인 경우에는 다각화수준이 증가하면 기업가치가 증가한다는 기업가치 증대가설인 운용효율가설, 내부자본시장의 효율성가설, 공동보험효과가설, 생산성효율가설 등에 의해 설명될 수 있고, 다각화수준이 일정수준 이상인 경우에는 다각화수준이 증가

하면 다각화에 따른 가치손실이 발생한다는 정보비대칭비용가설, 상호지원효과가설, 과잉투자가설 등에 의해 설명될 수 있음을 알 수 있었다.

기업다각화가 다각화수준에 따라 기업가치에 미치는 영향이 다르다는 이러한 분석결과는 정부의 집중화·전문화 유도정책과 기업의 다각화전략 차원에서 볼 때 과도하게 사업의 집중화를 유도하거나 다각화를 추진하는 것은 바람직하지 않다는 것을 의미한다. 즉 기업이 적정수준의 다각화를 통해 규모의 경제효과와 운용효율성의 향상, 효율적인 내부자본시장의 활용, 사업위험의 축소 등과 같은 다각화의 긍정적인 효과를 향유할 수 있도록 정책적으로 지원할 필요가 있다는 것을 의미한다. 기업들도 핵심사업 역량을 강화시킬 수 있는 방향으로 기업다각화를 추진하고, 무분별한 사업확장으로 인해 과도한 다각화가 이루어지지 않도록 내부통제 메커니즘을 마련하는 것이 필요하다.

둘째, 분석자료가 가지고 있는 횡단면-시계열적 특성을 반영하지 않은 분석방법을 사용하는 경우에는 분석결과에 큰 차이를 가져올 수 있음을 알 수 있었다. 확률효과모형이나 일반회귀모형을 이용한 분석에서는 다각화와 기업가치간에 의미 있는 영향관계를 발견할 수 없었다. 그러나 고정효과모형을 이용한 분석에서는 다각화와 기업가치간에는 2차형 비선형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 향후 연구에 있어서 횡단면-시계열자료를 이용하여 분석하는 경우 방법론에 신중한 선택이 필요한 것으로 생각된다.

본 연구에서는 이러한 분석결과에도 불구하고 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 첫째, 각 기업의 베리-허핀달지수 등을 계산하는데 있어 공시된 매출액 구성을 기준으로 표준산업분류표에 따라 연구자가 분류하는 과정에서 주관적인 판단이나 오

류가 포함되어 있을 가능성이 있다. 그러나 우리나라 기업의 경우 영위사업수나 사업부문별 매출액·자산규모 등의 자료를 공시하고 있지 않아 현재 시점에서는 연구자료의 한계로 볼 수 있다.

둘째, 본 연구에서 분석대상 기간으로 선정한 1999년~2003년 기간은 외환위기를 회복한 이후 기간이지만 외환위기의 여파에 따른 기업외부환경의 영향이 매우 컸던 기간이다. 따라서 이러한 외부적인 영향관계를 모두 통제하고 분석해야 하지만 본 연구에서 설정한 모형이 이러한 요인을 반영하지 못한 부분(예 : 구조조정 효과 등)이 있을 수 있다.

셋째, 표본의 선정에 있어 가능한 한 많은 기업을 표본에 포함시켜 표본선정과정에서 발생할 수 있는 편의(selection bias)를 최소화하고자 하였지만 여전히 표본선정에 따른 편의가 상존해 있을 가능성이 있다.

이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구의 결과는 외환위기 이후기간의 패널자료를 이용하여 우리나라 기업의 다각화와 기업가치간의 관계를 분석한 연구로서 사업전략을 수립하고자 하는 기업이나 對기업정책을 수립하고자 하는 정부에 도움이 될 수 있을 것으로 생각한다.

참고문헌

- 구맹희, 김병곤(1999), "대리권문제와 기업다각화가 기업가치에 미치는 영향에 관한 실증연구," *재무관리연구*, 26(2), 1-26.
- 구맹희, 김병곤, 박상현(2001), "기업다각화는 기업가치를 감소시키는가?" *증권학회지*, 29, 215-242.
- 김우택, 장대홍, 김경수, 박상수(1996), "토빈Q와 대체적 성과측정변수와의 관계" *재무관리연구*, 23(1), 185-202.
- 윤영섭, 김성표(1999), "사업다각화와 대리인문제가 기업가치에 미치는 영향," *재무연구*, 12(1), 1-37.
- 전상경(2003), "규모의 확대와 사업다각화에 따른 기업가치의 변화 : 구조조정의 영향을 중심으로," *증권학회지*, 32(1), 219-254.
- Baltagi, Badi H.(1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, England.
- Bengtsson, L.(2000), "Corporate strategy in a small open economy: Reducing product diversification while increasing international diversification," *European Management Journal*, 18, 444-453.
- Berger, Philip G. and Eli Ofek(1995), "Diversification's effect on firm value," *Journal of Financial Economics*, No. 37, 39-65.
- Billet, M. T. and D. C. Mauer(2000), "Diversification and the value of internal capital market: The case of tracking stock," *Journal of Banking and Finance*, 24, 1457-1490.
- Breusch, T. and A. R. Pagan(1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, 239-253.
- Chamberlain, G. and Z. Griliches(1984), *Panel Data*, in Z. Griliches and M. Intrilligator, eds. *Handbook of Econometrics*, Vol. 2.
- Chung, K. H. and S. W. Prulltt(1994), "A simple Approximation of Tobin's q," *Financial Management*, 23, 70-74.
- Comment, Robert and Gregg A. Jarrell(1995), "Corporate focus and stock returns," *Journal of Financial Economics*, No. 37, 67-87.
- Denis, David J., Diane K. Denis, and Atulya Sarin(1997), "Agency Problems, Equity Ownership, and Corporate Diversification,"

- Journal of Finance*, No. 52, 135-160.
- Fauver, Larry, Joel Houston, and Andy Naranjo (1998), "Capital market development, legal systems and the value of corporate diversification : A cross-country analysis, Working paper, University of Florida.
- Gillan, S. L., J. W. Kensinger, and J. D. Martin (2000), "Value creation and corporate diversification : The case of Sears, Roebuck & Co.," *Journal of Financial Economics*, 55, 103-137.
- Hausman, J. A.(1978), "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, 1251-1272.
- Jensen, Michael C.(1986), "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers," *American Economic Review*, No. 76, 323-329.
- John, Kose, and Eli Ofek(1995), "Asset sales and increase in focus," *Journal of Financial Economics*, No. 37, 105-126.
- Khanna, Tarun and Krishna Palepu(2000), "Is group affiliation profitable in emerging markets? An analysis of diversified Indian business groups," *Journal of Finance* Vol. 55, 867-891.
- Lang, Larry H. P. and Rene M. Stulz(1994), "Tobin's q, corporate diversification and firm performance," *Journal of Political Economy*, No. 102, 1248-1280.
- Lewellen, Wilbur G.(1971), "A Pure Financial Rationale for the Conglomerate Merger," *Journal of Finance*, No. 26, 521-537.
- Lindenberg, E. B. and S. A. Ross(1981), "Tobin's q Ratio and Industrial Organization," *Journal of Business*, 54(1), 1-32.
- Lins, Karl and Henri Servaes(1998), "Is corporate diversification beneficial in emerging markets?," Working paper, London Business School.
- Lins, Karl, and Henri Servaes(1999), "International evidence on the value of corporate diversification," *Journal of Finance* Vol. 54, 2215-2239.
- Schoar, Antoinette(2002), "Effects of Corporate Diversification on Productivity," *Journal of Finance*, Vol. 57, 2379-2403.
- Servaes, Henri(1996), "The value of diversification during the conglomerate merger wave," *Journal of Finance*, No. 51, 1201-1225.
- Stulz, Rene M.(1990), "Managerial discretion and optimal financing policies," *Journal of Financial Economics*, No. 26, 3-27.
- Villalonga, Belenn(2004), "Diversification Discount or Premium? New Evidence from the Business Information Tracking Series," *Journal of Finance*, 59(2), 479-506.
- White, Toni(2001), "Is it inefficient investment that causes the diversification discount?" *Journal of Finance*, Vol. 56, 1667-1691.

Effects of Corporate Diversification on Corporate Value: Evidence from Panel Data

Byoung-gon Kim* · Dong-wook Kim**

Abstract

Theoretical arguments suggest that diversification has both value-enhancing and value-reducing effects. The potential benefits of operating different lines of business within one firm include greater operating efficiency, less incentive to forego positive net present value projects, greater debt capacity, and lower taxes. Chandler(1977), Lewellen(1971), Majd and Myers(1987), Stulz(1990), Weston(1970), and Williamson(1986) document value gains associated with corporate diversification strategies.

The potential costs of diversification include the use of increase discretionary resources to undertake value-decreasing investment, cross-subsidies that allow poor segments to drain resources from better-performing segments, and misalignment of incentives between central and divisional managers. Berger and Ofek(1995), Lang and Stulz(1994), Servaes(1995), Shin and Stulz(1995), Denis, Denis and Sarin(1997), and Billet and Mauer(2000) document significant value losses associated with corporate diversification. Moreover, Comment and Jarrell(1995) show that diversified firms fail to take advantage of the purported benefits of diversification. In addition, Berger and Ofek(1995), Comment and Jarrell(1995), John and Ofek(1995), Liebeskind and Opler(1994), and Gillan, Kensinger and Martin(2000) document a trend toward increased corporate focus in the 1980s and report that this increase in focus is associated with significant increases in shareholder value.

Khanna and Palepu(2000) show that there is a quadratic relationship between the degree of affiliated-group diversification and firm performance. They find that accounting and stock market measures of firm performance initially decline with group diversification and subsequently increase once group diversification exceeds a certain level.

* Assistant Professor, Dept. of Business Administration, Changwon National University.

** Researcher, Busan Development Institute.

Generally, there is no clear prediction about the overall value effect of diversification.

The purpose of this study is to analyze the effect of corporate diversification on the corporate value in Korea. We use the balanced panel data for 390 listed companies during the 1999-2003. The panel data sets consist of time series observations on each of 390 cross-sectional units.

This research suggests a quadratic relationship between corporate value and corporate diversification. We find that corporate value initially increase with enlarges in corporate diversification, however, beyond a certain threshold, decrease with increase in corporate diversification. These results are in contrast to those obtained by Berger and Ofek(1995). They found that, there was a monotonic increase in the magnitude of the value loss from diversification as the extent of diversification increases for U.S. firms. According to this result, over-refocusing and over-diversified firms induce value loss on their firms, and then decrease their value. But optimum level of diversification can reinforce corporate value in Korea.

This study also shows that, the choice of methodologies is important in analyzing the relationship between corporate diversification and corporate value. In fixed effect model, we could find that corporate diversification affected on corporate value significantly. But in random effect model and OLS model, we couldn't have any significant relations.

Key words: corporate diversification, corporate value, panel data, fixed effect model, random effect model