

# 한국기업의 다각화와 기업가치에 관한 실증연구

## - LISREL모형을 응용하여 -

구맹희\* · 김병곤\*\*

### 〈요 약〉

본 연구는 LISREL모형을 이용하여 우리나라 266개 상장기업을 대상으로 기업다각화와 기업가치간의 영향관계를 분석하고, 다각화 및 기업가치 결정요인을 분석하였다.

분석결과 첫째, 90년대 초반까지는 다각화가 초과가치를 발생시켰지만, 90년대 중반 이후에는 다각화에 의한 사업운영방식이 負의 초과가치를 발생시켜 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 알 수 있었다. 둘째, 다각화는 기업의 시장가치에 正의 영향을 미치는 것으로 나타나, 시장에서는 다각화된 기업을 전문화된 기업보다 더 높게 평가하고 있음을 알 수 있었다.

셋째, 기업의 다각화수준에 영향을 미치는 요인으로는 외부대주주지분율, 레버리지비율, 기업설립연수, 기업규모, 계열기업 여부 등으로 파악되었다. 90년대 초반까지는 외부대주주지분율이 높고, 기업설립연수가 오래되고, 계열기업에 속해 있고, 규모가 작은 기업의 경우 다각화수준이 낮게 나타났지만, 90년대 중반 이후에는 이와 같은 특성을 가진 기업의 다각화수준이 높아지는 것으로 분석되었다. 레버리지비율은 기업의 다각화수준과 일관되게 正의 영향관계를 보여, 차입자금을 이용하여 다각화를 추진하는 우리 나라 기업의 현실적 상황을 확인할 수 있었다.

넷째, 다각화의 초과가치에 영향을 미치는 요인으로는 외부대주주지분율, 레버리지비율, 기업규모, 계열기업 여부 등으로 파악되었다. 90년대 초반에는 외부대주주지분율이 높고, 기업규모가 작고, 계열기업에 속한 기업들이 다각화를 통해 正의 초과가치를 획득할 수 있었지만, 90년대 중반 이후에는 외부대주주지분율이 낮고, 기업규모가 크고, 계열기업에 속하지 않은 기업이 다각화에 의해 초과가치를 얻을 수 있음을 알 수 있었다. 레버리지는 그 비율이 높을수록 다각화의 초과가치가 크게 나타나는 것으로 분석되어, 다각화 기업이 더 많은 부채부담능력을 가질 수 있고, 부채의 세금절감효과에 의해 기업가치를 증가시킬 수 있음을 알 수 있었다.

\* 부산대학교 경영학부 교수

\*\* 부산대학교 경영학부 강사

\*\*\* 본 연구는 부산대학교 기성회재원 학술연구조성비에 의한 연구임.

\*\*\*\* 본 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원께 감사드립니다.

## I. 서론

우리 나라 기업에 있어 다각화전략은 대체로 기업확대를 위한 주요한 전략으로 활용되어 왔다. 차입경영을 통한 불합리한 기업확장에 대하여 많은 비판을 받으면서도 우리 나라 기업들은 관련·비관련 다각화를 통해 기업규모의 확대에 치중해온 것이 사실이다. 그런데 이러한 기업 다각화의 추진이 기업가치에 긍정적인 영향을 가져오는가에 대한 분석이 아직 충분하지 못한 현실에서 다각화의 확대가 우리 나라 기업의 경쟁력을 약화시킨 주요한 요인으로 지적을 받고 있다.

60년~70년대 미국에서는 기업다각화에 의해 형성된 기업집단(conglomerates)은 외부자본시장(external capital market)보다 효율적으로 자원을 할당할 수 있는 내부자본시장(internal capital market)을 조직화할 수 있기 때문에 단일사업을 영위하는 기업(stand-alone units)보다 더 효율적으로 사업을 영위할 수 있다고 보았다. 그러나 80년대에는 다각화에 의한 기업경영의 효율성보다는 기업의 인수를 어렵게 하는 기업지배권 거래비용(corporate control transaction cost)때문에 다각화가 이루어지고(Jensen(1989)), 다각화가 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석되고 있다. Berger·Ofek(1995), Comment·Jarrell(1995)은 80년대에는 기업집중화(corporate focus)가 증가되는 추세를 보였고, 이러한 집중화의 증가 추세는 株主價値의 증가를 가져왔다고 한다.

기업이 다각화를 추진하는 이유는 두 가지 측면에서 설명할 수 있다. 첫째, 기업이 株主富를 증가시키기 위해 다각화를 추진한다는 것이다. 기업다각화는 이익변동성(earning variability)을 줄일 수 있게 해주기 때문에 더 높은 수준의 부채를 유지할 수 있게 해주고(Lewellen(1971)), 다각화기업의 경우 유동성이 낮은 사업부문의 자산을 유동성이 높은 사업부문에 매각할 수 있기 때문에 더 많은 부채부담능력을 가질 수 있다(Shleifer·Vishny(1992)). 만약, 부채의 세금절감(tax shield)효과가 기업가치를 증가시킨다면, 단일사업을 영위하고 있는 기업보다 다각화기업의 가치가 더 높게 된다. 둘째, 경영자와 주주간의 대리권문제(agency problem)로 인하여 다각화가 추진된다. 경영자가 자신의 人的資本(human capital)의 가치를 방어하고, 경영자 자신의 포트폴리오 위험을 최소화하기 위해서 다각화를 추진(Amihud·Lev(1981))하거나, 대규모기업을 경영함으로써 향유할 수 있는 권력(power)과 위신(prestige) 등 경영자의 私的利益(private benefits)을 증가시킬 목적(Jensen(1986), Stulz(1990))으로, 혹은 경영자가 자신이 더 잘 경영할 수 있는 사업부문으로 다각화함으로써 경영자 자신을 기업 내에서 없

어서는 안될 존재로 만들기 위해(Shleifer · Vishny(1989)) 다각화를 추진할 수 있다. 또한 기업규모에 따른 경영자의 보상(managerial compensation) 때문에 다각화를 추진할 수도 있다(Jensen · Murphy(1990)).

이상의 두 가지 방향에서 기업의 다각화가 추진된다면, 우리 나라 기업들에 있어 다각화가 과연 기업가치의 증가에 도움이 되고, 또한 대리권문제 관점에서도 기업의 다각화를 설명할 수 있는가 하는 질문에 해답을 찾아보는 것은 의미가 있다.

현재까지 연구된 다각화관련 국내연구는 주로 대규모 기업집단을 대상으로 하여 다각화수준과 경영성과를 분석(조동성(1986), 정구현(1991), 전인우(1996) 등)하여 개별기업의 경영성과와 연관시킴으로써 다각화의 효과를 정확히 추정하기 어려웠고, 기업다각화를 시장지배력, 자원, 거래비용 등의 관점에서 연구(홍재범 · 황규승(1997) 등)를 해왔기 때문에 대리권관점에서의 연구는 부족한 상황이다.

따라서 본 연구에서는 개별기업을 대상으로 대리권문제관점에서 다각화와 기업가치의 관계를 분석하고자 한다. 이를 위해 우리 나라 266개 상장기업을 대상으로 선형구조모형(LISREL : Linear Structure Relationships)을 응용하여 기업다각화 수준과 기업가치간의 관계를 분석한다. 분석연도는 1989년, 1993년, 1996년, 1997년 등 4개년이며, 소유구조, 기업규모, 기업설립연수, 레버리지, 수익성, 계열기업 여부 등의 설명변수를 포함시켜 기업다각화 수준과 기업가치에 미치는 영향요인을 파악한다.

## II. 선행연구

최근의 연구들은 대리권비용 관점에서 다각화의 동기를 밝히려는 시도와 함께 다각화가 기업가치에 미치는 영향을 분석하는 데 초점이 맞춰지고 있다.

대리권비용 관점에서 다각화의 동기를 분석하는 연구로는 Amihud · Lev(1981), Lewellen · Loderer · Rosenfeld(1989), May(1995), Denis · Denis · Sarin(1997) 등이 있다. Amihud · Lev(1981)는 경영자 자신의 위험축소와 관련된 私的利益의 추구를 기업다각화의 동기로 분석하였고, Lewellen · Loderer · Rosenfeld(1989)는 경영자의 지분율이 증가하더라도 위험을 축소시키려는 유인이 증가한다는 증거는 발견되지 않았다고 하였다. May(1995)는 기업에 투자된 경영자의 富(wealth)와 人的資本(human capital)이 많을수록 경영자는 자신의 위험을 축소하기 위해 다각화를 추진하며, 다각화는 기업위험의 감소를 가져온다고 하였다. Denis · Denis · Sarin(1997)은 다각화수준과 경영자의 지분율간에는 강한 負의 관계가 존재하여 대리권문제가 기업다각화의 주요한 이

유임을 밝히고 있다.

그리고 다각화가 기업가치에 미치는 영향을 분석한 연구로는 Lang · Stulz(1994), Berger · Ofek(1995), Comment · Jarrell(1995), Servaes(1996) 등이 있다. 이들 연구의 결과는 다각화의 비용이 다각화의 이익보다 크기 때문에 기업의 다각화전략은 기업가치의 감소를 가져오는 것으로 분석하였다.

Lang · Stulz(1994)는 다각화수준이 높은 기업의 q비율은 단일사업을 영위하는 기업(single-segment firms)의 q비율보다 유의적으로 낮고, 5개 이상의 사업을 영위하고 있는 다각화기업 즉 높은 수준의 다각화기업의 경우에는 표본평균 보다 q비율이 평균과 중앙값에 있어 모두 낮게 나타나므로, 여러 사업을 영위하는 다각화기업은 전문화된 기업(specialized firms)보다 성과가 낮은 것으로 분석하였다. 이러한 결과는 다각화기업이 스스로 내부자본시장(internal capital market)을 형성할 수 있기 때문에 단일사업을 영위하는 기업보다 상대적으로 낮은 자본비용으로 더 많은 자본을 조달할 수 있어, 과도한 투자(overinvestment)의 유인이 발생하고, 이에 따라 자본의 한계수익률(marginal return)이 낮아져 q비율이 하락한 것이라고 하였다. Berger · Ofek(1995)은 각 사업부문 가치의 합(sum of the imputed stand-alone values of segments)과 기업의 실제가치(actual value of companies)를 비교해본 결과, 1986년부터 1991년 기간동안에는 다각화기업이 평균적으로 13%~15%의 가치손실(value loss)을 가져왔다고 하였다. 과도한 투자와 사업부문간 상호지원(cross-subsidization)이 기업가치의 하락을 가져온 주요한 요인이라고 하였다. Comment · Jarrell(1995)은 다각화 기업은 다각화의 이익이라고 지적되고 있는 여러 가지 이점들을 향유하고 있지 못하며, 80년대 미국기업의 집중화전략에 의해 株主富의 상당한 증가를 가져왔다고 지적하였다. Servaes(1996)는 60년대에는 다각화가 시장으로부터 저평가를 받게 되어 내부지분율이 높은 기업은 다각화를 추진하지 않으려는 경향을 보였지만, 다각화에 대한 저평가(diversification discount)가 완화되었던 70년대(1973년~1976년)에는 내부지분율이 높은 기업들이 적극적으로 다각화에 나서 내부지분율과 다각화수준간에는 正의 관계를 보인 것으로 분석하였다.

### Ⅲ. 연구방법론

본 연구에서 분석하고자 하는 기업다각화 수준, 기업가치, 설명변수 등은 변수 상호간에 영향관계가 존재하므로 어느 한 변수를 독자적으로 내생(중속)변수(endogenous

constructs) 혹은 외생(독립)변수(exogenous constructs)로만 볼 수 없는 특징을 가지고 있다. 즉 종속변수나 독립변수간에 상호의존성 내지 동시적 인과관계가 존재할 수 있고, 관찰된 변수가 큰 측정오차(measurement error)를 가져 관찰되지 않은 어떤 潛在變數(latent variable)들간에 실제 유효한 관계가 존재할 수 있다. 따라서 이러한 복합적인 관계를 분석하기 위해서 본 연구에서는 기존 연구에서 사용하고 있는 다중회귀분석이나 연립방정식모형을 택하지 않고, 변수들간의 구조관계를 고려하여 분석할 수 있는 구조방정식모형을 이용한다. 이 중에서 가장 대표적인 모형이 Joreskog·Sorbom의 LISREL(Linear Structure Relationships)이다.

## 1. LISREL모형의 의의

LISREL은 공변량구조분석(covariance structural analysis)<sup>1)</sup>을 통해 인과구조모형을 검증하고, 평가하고자 하는 대표적인 통계기법이다. LISREL은 요인분석(factor analysis), 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis), 회귀분석 등을 공변량구조모형의 하위모델로 하여, 이론개념으로 구성된 이론과 가설을 경험적으로 검증한다.

LISREL모형은 측정모델(measurement model)과 구조모델(structural model)로 구성되어 있다. 먼저, 측정모델은 측정변수(measurement variable)와 잠재변수의 관계를 나타내는 모델로서, 이 모델에서는 관찰할 수 없는 속성에 의해 영향을 받는 변수를 찾아 요인분석(factor analysis)을 실시함으로써 관찰할 수 없는 속성(潛在變數)을 관찰할 수 있는 변수(觀察變數)로 나타내고 있다. 그 측정모델은 다음의 (3.1)식과 (3.2)식으로 정의된다.

$$y = A_y \eta + \epsilon \quad (3.1)$$

$$x = A_x \xi + \delta \quad (3.2)$$

$y$  : 관찰종속변수 ( $p \times 1$  벡터)     $p$  : 관찰종속변수의 수  
 $x$  : 관찰독립변수 ( $q \times 1$  벡터)     $q$  : 관찰독립변수의 수  
 $\eta$  : 잠재종속변수 ( $m \times 1$  벡터)     $m$  : 잠재종속변수의 수  
 $\xi$  : 잠재독립변수 ( $n \times 1$  벡터)     $n$  : 잠재독립변수의 수  
 $\epsilon$  :  $y$ 의 측정오차 ( $p \times 1$  벡터)  
 $\delta$  :  $x$ 의 측정오차 ( $q \times 1$  벡터)  
 $A_y$  :  $\eta$ 에 대한  $y$ 의 요인부하량( $p \times m$  벡터)  
 $A_x$  :  $\xi$ 에 대한  $x$ 의 요인부하량( $q \times n$  벡터)

1) 공변량구조모델(covariance structure modeling, covariance structure analysis, structural equation modeling)에서 공변량은 공분산이나 상관계수 등을 가리키는 용어로 변수들이 얼마나 긴밀하게 연관되어 있는가를 나타내 준다. 공변량구조분석은 이러한 공변량에 숨겨져 있는 정보를 바탕으로 변수간의 이론적 구조를 찾아내는데 목적이 있다.

다음으로 구조모델은 관찰 불가능한 속성간의 인과관계를 구하고자하는 모델로 이론 모델이라고도 한다. 구조모델은 연구자의 이론 및 가설을 구성하고 있는 이론변수간의 관계에 대한 모델로 이러한 관계는 연구가설에 의해 정해진다. 이 구조모델은 (3.3)식으로 정의된다.

$$\eta = B \eta + \Gamma \xi + \zeta \quad (3.3)$$

$\Gamma$  : 구조모델에서  $\xi$ 의 계수( $m \times n$  행렬)

$B$  : 구조모델에서  $\eta$ 의 계수( $m \times m$  행렬, 행렬의 대각선은 0)

$\zeta$  : 구조모델의 오차항( $m \times 1$  벡터)

## 2. 파라미터의 통계적 추정방법

LISREL에서의 변수간 인과관계 검증은 표본자료의 통계적 분포(S)가 이론적 모델( $\Sigma$ )과 일치한다는 가정하에 이루어진다. 따라서 LISREL에 있어서 파라미터(parameter) 추정은 표본 공변량자료를 이론적으로 구성된 인과모델에 적합시키는 과정을 통해 이루어진다. 즉 측정변수의 분산, 공분산행렬 S와 파라미터의 분산, 공분산행렬의 추정량  $\Sigma$ 의 차가 최소가 되도록 파라미터가 계산된다.<sup>2)</sup>

(3.3)식에서  $\eta = (I-B)^{-1} \Gamma \xi + (I-B)^{-1} \zeta$ 이기 때문에 잠재종속변수간의 공분산행렬  $\Sigma_{\eta\eta}$ 는 (3.4)식이 된다.

$$\Sigma_{\eta\eta} = E(\eta \eta') = [(I-B)^{-1}][\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi][(I-B)^{-1}]' \quad (3.4)$$

$$\Phi = \Sigma_{\xi\xi} = E(\xi \xi')$$

$$\Psi = \Sigma_{\zeta\zeta} = E(\zeta \zeta')$$

잠재종속변수와 잠재독립변수간의 공분산행렬  $\Sigma_{\eta\xi}$ 는 (3.5)식이 된다.

$$\Sigma_{\eta\xi} = E(\eta \xi') = (I-B)^{-1} \Gamma \Phi \quad (3.5)$$

따라서 이론모델의 공분산행렬  $\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{\eta\eta} & \Sigma_{\eta\xi} \\ \Sigma_{\xi\eta} & \Sigma_{\xi\xi} \end{pmatrix}$ 는 (3.6)식과 같다.

$$\Sigma = \begin{pmatrix} [(I-B)^{-1}][\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi][(I-B)^{-1}]' & (I-B)^{-1} \Gamma \Phi \\ \Gamma [(I-B)^{-1}]' \Phi & \Phi \end{pmatrix} \quad (3.6)$$

2) 이때 ① 각 변수의 평균은 0이고, ② 잠재독립변수, 잠재종속변수와 오차항간에는 상관관계 없고, ③  $(I-B)^{-1}$ 는 비특이 행렬이라는 가정을 하고 있다.

한편, 관찰독립변수간의 공분산행렬  $\Sigma_{xx}$ 는 (3.7)식으로 정의된다.

$$\Sigma_{xx} = \text{Cov}(xx) = E(xx') = E[(\Lambda_x \xi + \delta)(\Lambda_x \xi + \delta)'] = [\Lambda_x] \Phi [\Lambda_x]' + \Theta_\delta \quad (3.7)$$

여기서  $\Theta_\delta = E(\delta \delta')$ 이다.

관찰종속변수간의 공분산행렬  $\Sigma_{yy}$ 는 (3.8)식으로 정의된다.

$$\Sigma_{yy} = \text{Cov}(yy) = E(yy') = E[(\Lambda_y \eta + \varepsilon)(\Lambda_y \eta + \varepsilon)'] = [\Lambda_y] \Sigma_{\eta \eta} [\Lambda_y]' + \Theta_\varepsilon \quad (3.8)$$

여기서  $\Theta_\varepsilon = E(\varepsilon \varepsilon')$ 이다.

(3.8)식에 (3.4)식을 대입하면 (3.9)식이 된다.

$$\Sigma_{yy} = [\Lambda_y] \{[(I-B)^{-1}](\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi) [(I-B)^{-1}]' \} [\Lambda_y]' + \Theta_\varepsilon \quad (3.9)$$

관찰독립변수와 관찰종속변수의 공분산행렬  $\Sigma_{xy}$ 는 (3.10)식과 같다.

$$\Sigma_{xy} = \text{Cov}(xy) = E(xy') = E[(\Lambda_x \xi + \delta)(\Lambda_y \eta + \varepsilon)'] = [\Lambda_x] \Sigma_{\xi \eta} [\Lambda_y]' \quad (3.10)$$

(3.10)식에 (3.5)식을 대입하면 (3.11)식이 된다.

$$\Sigma_{xy} = [\Lambda_x] \Phi \Gamma' [(I-B)^{-1}]' [\Lambda_y]' \quad (3.11)$$

따라서 표본에서 실제 관찰된 공분산행렬  $S = \begin{pmatrix} \Sigma_{yy} & \Sigma_{yx} \\ \Sigma_{xy} & \Sigma_{xx} \end{pmatrix}$ 는 (3.12)식과 같다.

$$S = \begin{pmatrix} [\Lambda_y] \{[(I-B)^{-1}](\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi) [(I-B)^{-1}]' \} [\Lambda_y]' + \Theta_\varepsilon & [\Lambda_y] (I-B)^{-1} \Gamma \Phi [\Lambda_x]' \\ [\Lambda_x] \Phi \Gamma' [(I-B)^{-1}]' [\Lambda_y]' & [\Lambda_x] \Phi [\Lambda_x]' + \Theta_\delta \end{pmatrix} \quad (3.12)$$

LISREL에서 행렬 S와  $\Sigma$ 의 차이를 최소화시키는 방법으로 최우추정법(maximum likelihood method)과 최소자승법(least square method)이 사용되고 있는 데, 관찰변수가 大標本에서 다변량 정규분포를 이루는 경우 최우추정법의 추정량과 최소자승법의 추정량은 바람직한 漸近特性(asymptotic properties)을 갖는다. 또 최우추정법에 의한 추정량은 불편추정량에 가깝고, 다른 추정량과 같은 수준의 작은 표본분산을 갖고, 정규분포에 근접하는 특성을 갖고 있다. 따라서 LISREL에서는 최우추정법에 의해 파라미터를 추정하는 방법이 많이 이용되고 있다. 본 연구에서도 파라미터를 추정하기 위

하여 최우추정법을 사용한다.

$$F_{ML}(S; \Sigma) = tr(\Sigma^{-1}S) + [\log |\Sigma| - \log |S|] - (p+q) \quad (3.13)$$

p: 관찰종속변수의 수

q: 관찰독립변수의 수

## IV. 실증분석

### 1. 표본의 선정 및 분석기간

본 연구의 분석대상 기업은 1997년 12월 31일 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 766개 기업 중에서 다음과 같은 기준에 의해 분석 매년도 266개씩 총 1,064개 기업을 선정하였다.

- ① 1988년 12월 31일부터 1997년 12월 31일 현재까지 한국증권거래소에 계속 상장되어 있는 기업
- ② 비금융업종 기업
- ③ 1988년 이후 계속하여 결산자료를 공표하여 회계자료를 입수할 수 있는 기업
- ④ 12월 결산법인으로 표본기간동안 결산기를 변경하지 않은 기업
- ⑤ 관리대상 종목이 아닌 기업

본 연구의 분석기간은 1989년, 1993년, 1996년, 1997년을 대상 연도로 선정하였다. 1989년은 우리 나라 경제나 주식시장이 활황기에서 침체기로 전환되는 시점이었고, 1991년부터 정부의 업종전문화정책이 본격적으로 추진되었으며, 1993년부터 우리 나라 경제가 침체기에서 회복기로 전환된 후, 1997년 12월부터 IMF체제로 들어가 다시 경제가 침체하기 시작하였다. 이러한 경제적 상황은 기업의 경영환경에도 큰 영향을 미쳐, 기업의 다각화전략에도 많은 영향을 미쳤을 것으로 생각된다.<sup>3)</sup>

3) 분석기간은 우리 나라 경제상황을 고려하여 선정하였으나 연도별로 일정한 간격이 유지되지 못하여 분석대상 연도선정에 의한 분석결과의 편기(bias)가 발생할 가능성이 있다. 분석연도를 일정한 간격으로 유지하기 위하여 분석연도를 1989년, 1993년, 1997년으로 선정할 수도 있으나, 분석자료를 입수할 수 있는 가장 최근 연도인 1997년에는 IMF체제로의 이행이라는 급격한 경제적인 환경변화가 발생하였기 때문에 분석결과의 일관성을 검증하기 위하여 1996년 자료를 추가하여 분석하였다.



## 2. 변수의 선정 및 측정

### 1) 기업의 다각화수준

기업의 다각화수준을 파악하기 위해서는 허핀달지수(Herfindahl Index)<sup>4)</sup>와 표준산업분류 세분류(SIC4)기준 영위사업 수를 대용치로 사용하였다. 개별 기업이 영위하고 있는 사업에 대한 자료는 사업보고서 상의 사업구성과 매출구성을 참조하였는데, 한국 신용평가(주)의 「한국기업총람」, 상장회사협의회 「상장회사총람」 자료를 이용하였다. 사업구성이나 매출구성 자료가 표준산업분류에 따라 구분되어 있지 않은 경우에는 표준산업분류표를 참조하여 재분류하였다. 분류시 자료가 불충분한 것은 대신증권의 「상장회사 투자가이드」, 굿모닝증권의 「상장회사 투자분석」 등을 참조하여 가급적 연구자의 주관적 판단이 개입되지 않도록 노력하였다.

### 2) 기업가치

본 연구에서는 기업가치의 대용치로 다각화의 초과가치(excess value of diversification : EV)와 시장가치 대 장부가치 비율(market-to-book value ratio : M/B비율)을 사용한다.

다각화의 초과가치(EV)는 Berger · Ofek(1995)의 측정방법을 이용하였다.<sup>5)</sup> 다각화의

4) 허핀달지수(Herfindahl Index)는 기업내 각 사업부문 매출액 혹은 자산의 구성비율을 사승하여 합계한 것으로, 기업의 다각화수준을 나타내는 주요 지표이다. 모든 사업부문의 규모가 동일한 경우 허핀달지수(HI)는  $1/N$ (N:사업부문의 수)이 되며, 단일사업 기업인 경우에는 1이 된다. 본 연구에서는 허핀달지수를 사업부문의 매출액비중을 기준으로 산출하였다.

$$HI = \frac{\sum_{i=1}^n S_i^2}{(\sum_{i=1}^n S_i)^2}$$

HI : 허핀달지수  
 $S_i$  : i사업부문의 매출액  
 n : 영위 사업수

5) Berger · Ofek(1995, p.47)는 기업의 다각화와 관련된 연구에서는 Tobin의 q비율(q ratio)보다 다각화의 초과가치를 사용하는 것이 더 바람직하다고 하였다.

첫째, q비율을 계산하기 위해서는 감가상각률과 인플레이션율에 대한 가정을 세우고 기업의 대체가치(replacement value)를 예측하여야 하기 때문에 q비율 계산이 어렵다. 둘째, 산업에 따라 q비율이 다르기 때문에 산업별로 q비율을 조정(industry-adjust q)하여야 하지만, 가용한 데이터로부터 사업부문의 시장가치나 대체가치를 직접 계산하기가 어렵다. 셋째, q비율은 다각화에 의해 유발되는 이익이나 손실의 일부만 관찰할 수 있는 기회를 제공해준다. 만약 다각화가 사업부문의 가치에 영향을 미친다면, 다각화기업의 q비율은 각 사업부문의 q비율을 합하여 구한 것보다 크거나 작을 수 있다(Lang · Stulz(1994)).

초과가치는 사업부문의 귀속가치의 합(sum of imputed values of segments)에 대한 기업의 총가치(firm's total value)의 비율에 자연로그를 취하여 계산한다. 기업의 총가치는 보통주의 시장가치(market value of equity)와 부채의 장부가치의 합으로 계산한다. 보통주의 시장가치는 총발행주식수에 분석 당해연도 연말주가를 곱하여 계산하고, 부채의 장부가치는 결산기말 장부상의 부채규모로 하였다. 사업부문 귀속가치의 합은 산업승수접근법(industry multiplier approach)을 적용하여, 개별 사업부문의 매출액에 산업평균 매출액 대비 산업가치비율(capital-to-sales)을 곱하여 계산하였다.<sup>6)</sup> 초과가치가 正의 값을 나타내면, 사업들이 별도의 기업으로 분리되어 수행되는 것보다는 하나의 기업내에서 다각화방식으로 이루어지는 것이 가치를 더 증가시킨다는 것을 의미하고, 負의 값은 다각화방식에 의한 사업수행이 기업가치를 감소시킨다는 것을 의미한다. 식으로 표현하면 (4.1)식과 같다.

$$EV = \ln \frac{TV}{DV} \quad (4.1)$$

EV : 다각화의 초과가치

TV : 기업의 총가치

= 보통주의 시장가치 + 부채의 장부가치

DV : 사업부문의 귀속가치의 합

$$= \sum_{i=1}^N DSALE_i \times ID_i(MTV/MSALE)$$

DSALE<sub>i</sub> : i사업의 매출액

ID<sub>i</sub>(MTV/MSALE) : i산업의 평균매출액 대비 평균산업가치 비율

시장가치 대 장부가치(M/B)의 비율은 (4.2)식과 같이 기업의 시장가치(market value of firm)를 장부가치(book value of firm)로 나눈 비율로서, 기업의 시장가치는 자기자본의 시장가치와 부채의 장부가치의 합으로 계산되고, 기업의 장부가치는 총자산의 장부가치로 계산된다. M/B비율이 1보다 큰 경우는 기업의 시장가치가 장부가치보다 높다는 것을 의미하고, 1보다 작은 경우에는 기업의 시장가치가 장부가치에 미달하여 기업가치가 낮음을 의미한다.

6) Berger · Ofek(1995)는 개별 사업부문의 가치를 계산할 때, i사업이 속한 산업내에서 당해 사업부문과 동일한 사업을 영위하는 기업의 중간기업(median single-segment firm)의 매출액 대비 기업가치의 비율(ID<sub>i</sub>(V/AI))을 산업승수로 사용하였지만, 본 연구에서는 특정 산업내에서 특정 사업만을 영위하는 기업을 분류하여 중앙기업을 찾아내는 것은 자료상에 한계가 있었기 때문에 산업평균을 이용하여 계산하는 방법을 택하였다.

$$\frac{M}{B} = \frac{ME+D}{TA} \quad (4.2)$$

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

### 3) 설명변수

기업가치에 영향을 미치는 변수로는 다각화 변수뿐만 아니라 다른 여러 변수들이 존재할 수 있다. 본 연구에서는 소유구조, 기업규모, 기업설립연수, 레버리지, 수익성, 계열기업 여부 등을 설명변수로 사용한다.

#### (1) 소유구조

소유구조를 파악하기 위해서는 내부지분율과 외부대주주지분율<sup>7)</sup> 자료를 이용하였다. 내부지분율에는 대주주1인 지분율뿐만 아니라 보다 포괄적인 의미의 내부자지분율<sup>8)</sup>을 파악하여 분석에 사용하였다. 소유구조를 나타내는 내부지분율과 외부대주주지분율이 분석자료와 허구적 상관관계(spurious correlation)를 갖는 것을 방지하기 위해 Denis·Denis·Sarin(1997)이 사용한 방법과 같이 분석연도 前年度 12월 결산시점의 자료를 이용하였다.

소유지분율 자료는 한국신용평가(주)에서 발간한 「한국기업총람」과 상장회사협의회에서 발간하는 「상장회사총람」, 대신증권의 「상장회사 투자가이드」, 굿모닝증권의 「상장회사 투자분석」 등의 자료를 이용하였다.

소유구조와 다각화 및 기업가치의 관계는 다음과 같이 예상할 수 있다. 내부자는 자신의 이해에 최선이 되도록 투자의사결정이나 자본조달의사결정을 하려는 유인을 갖고 있고, 특권적 소비(perquisites consumption)를 향유하려고 한다. 따라서 내부지분율이 낮을수록 이러한 유인은 증가하게 되고, 이로 인해 기업가치는 감소한다. 내부지분율이 증가하면 외부주주와의 이해가 근접하게 되어 이러한 유인은 축소되고, 기업가치의 감소분에 더 많은 부담을 지게되므로 株主富를 감소시키는 정책을 채택하지 않으려고 한다. 그래서 만약 다각화가 株主富를 감소시키거나 최소한 뚜렷하게 가치를 증가시키지

7) 외부대주주는 경영자와 무관한 금융기관 등의 기관투자자와 외국인 투자자, 5% 이상의 지분을 보유하고 있는 대규모 외부개인투자자 등으로 정의하였다.

8) 내부자지분율은 대주주1인 지분율에 계열사 및 공동목적보유자 등의 지분율을 합한 지분율로 정의하였다.

않는다면, Denis · Denis · Sarin(1997)의 연구결과에서와 같이 대리권비용가설에 따라 내부지분율과 다각화수준간에는 負의 관계가 나타날 것으로 예상된다. 뿐만 아니라 외부대주주들에 의한 감시체계가 있는 경우 외부대주주지분과 다각화수준도 負의 관계로 나타날 것으로 예상할 수 있다. 그러나 대리권비용가설에 의한 이러한 관계는 다각화로부터 발생하는 경영자의 私的利益이 소유지분비율과 무관하다는 가정하에 성립된다. Amihud · Lev(1981)가 지적한 것처럼 다각화에 의한 경영자의 개인적 위험감소와 같은 사적이익이 소유지분비율에 따라 증가하는 경향이 있다면, 경영자의 소유지분비율과 기업다각화간의 관계는 명확히 나타나지 않을 수도 있다. 특히 우리 나라 기업의 경우 소유경영자들이 위험분산을 위해 다각화를 추진하는 경우가 많기 때문에 오히려 내부지분율이 높을수록 다각화가 많이 이루어지는 경우도 예상할 수 있다.

한편 내부경영자를 통제 · 감시할 수 있는 외부주주가 존재하는 경우에는 다각화 의 사결정과 관련한 내부자의 대리권문제를 축소시킬 수 있기 때문에 기업가치는 증가할 것으로 예상된다. 그러나 우리 나라의 경우 외부대주주의 경영감시 기능이 취약하고, 경영의사결정에 어떠한 영향도 미치지 않으려는 경향을 보여왔기 때문에 외부대주주지분율과 기업가치간에는 유의적인 관계가 나타나지 않을 가능성도 있다.

내부지분율과 외부대주주지분간의 관계는 Pound(1988)가 제시한 효율적 감시가설 하에서는 외부대주주지분과 내부지분간에 뚜렷한 인과관계를 추론하기 어려우나, 전략적 제휴가설이나 이해갈등의 가설에서 보면 내부경영자는 상대적으로 낮은 지분율을 보유하더라도 경영권을 유지 · 행사할 수 있기 때문에 내부지분율과 외부대주주지분율간에는 負의 관계가 예상된다.

## (2) 기업규모

기업규모를 측정하기 위해서는 자산규모에 자연로그를 취한 값을 사용하는데, 기업규모는 다른 변수들과 다음과 같은 영향관계가 있을 것으로 예상된다.

기업규모가 크다는 것은 내부능력의 축적이 높은 것으로 볼 수 있어 다각화에 正의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 또한 다각화에 의한 기업규모의 확대는 규모의 경제를 향유할 수 있게 되어 기업가치에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다.

Jensen · Solberg · Zorn(1992)은 내부지분(inside ownership)에 영향을 미치는 요인으로 부채비율과 배당성향, 경영위험, 연구개발비, 사업부의 수, 기업규모 등을 이용하여 횡단면 분석을 한 결과 기업규모가 유의적인 관계가 있는 것으로 분석하였다. Demsetz · Lehn(1985), McConnell · Servaes(1990)는 기업규모가 클수록 대주주의 富의

계약 및 사실상 지배를 위한 필요지분의 하락으로 인해 대주주의 지분율이 낮아지며, 또한 규모가 클수록 대주주의 위험회피 성향으로 인해 대주주지분은 축소된다고 하였다.

한편, 외부대주주지분의 대부분을 차지하고 있는 우리 나라 기관투자자나 외국인의 경우 대형 우량주를 선호하는 경향이 뚜렷하기 때문에 외부대주주지분과 기업규모간에는 正의 관계가 예상된다. 또한 기업규모가 클수록 부채부담 능력이 커져 레버리지비율이 높을 것으로 예상되고, 기업설립연수가 오래된 기업일수록 기업규모가 클 가능성이 높다.

### (3) 기업설립연수

기업설립연수를 측정하는 대용변수로 당해 기업의 창립이후 분석 연도까지의 경과연수에 대한 자연로그값을 사용한다.

우리 나라 대부분의 기업들이 외형확대 전략을 추구해 왔다는 점에서 기업설립연수가 오래된 기업일수록 다각화되었을 가능성이 높고, 내부지분율이 낮을 것으로 예상된다. 특히 우리 나라의 경우 자본시장육성법의 제정 등과 같이 기업공개를 유도하는 정책이 시행되었고, 증권거래법 제200조 1항(1997년 4월 폐지)에 의해 대주주가 상장 당시의 지분을 초과하여 보유하지 못하도록 규정하고 있었기 때문에 기업이 설립된 이후 경과연수가 오래될수록 내부자의 지분은 낮아져 기업설립연수와 내부지분율간에는 負의 관계가 존재할 것으로 예상된다. 또한 우리 나라 기업의 경우 차입에 의한 경영이 일반화되어 있었으므로 기업설립연수가 오래된 기업일수록 부채비율이 높게 나타날 가능성이 있다.

### (4) 레버리지비율

레버리지비율은 총자산에서 부채가 차지하는 비중(부채/총자산)으로 측정하는데, 우리나라 기업이 주로 차입자금에 의해 기업다각화를 추진하였다면 레버리지비율이 높은 기업이 다각화가 많이 이루어졌을 것으로 예상할 수 있다. 한편, 레버리지비율이 높은 기업의 경우 기업의 위험도가 증가하기 때문에 시장에서 낮은 평가를 받게 되어 레버리지비율과 기업가치간에는 負의 관계가 예상된다.

Kim · Sorenson(1986)은 대주주지분이 높을수록 부채의 대리권비용(agency cost of debt)이 낮아지기 때문에, 그리고 Leland · Pyle(1977)은 소유경영자의 지분율이 기업의 부로 보내지는 투자의 질에 대한 신호로 작용하기 때문에 부채비율과 대주주지분간에는 正의 상관관계가 있다고 하였다. 그러나 Jensen · Meckling(1976)이 지적한 것처럼 경영자가 특권적 소비와 관련하여 발생하는 외부지분의 대리권비용(agency cost of outside equity)을 피하기 위하여 외부로부터의 부채조달(external debt)을 선호하게 된

다면 내부지분율 수준이 낮을수록 레버리지비율은 높아지게 된다. 우리 나라 기업의 경우 내부지분율이 낮아지는 가운데 차입비율이 계속 증가하여 왔기 때문에 내부지분율과 레버리지비율간에는 負의 관계가 예상된다.

만약 외부대주주가 기업에 대한 감시기능을 효율적으로 수행한다면 외부대주주의 지분율이 높을수록 기업의 레버리지비율은 감소하여 외부대주주지분율과 레버리지비율간에는 負의 관계가 예상된다. 그러나 우리 나라의 경우 외부대주주의 경영감시 기능이 취약하고 기업내부 상황을 제대로 파악하지 못하는 경우가 대부분이기 때문에 유의적인 관계가 나타나지 않을 가능성도 있다.

#### (5) 수익성

수익성은 매출액영업이익률(영업이익/매출액)로 측정하는데, 수익성이 낮은 기업은 수익성이 높은 유사 기업에 비해 시장에서 할인(discount)되어 거래되는 경향(Servaes (1996))이 있기 때문에 수익성은 기업의 시장가치에 正의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 내부자들은 일반적으로 수익성이 높을 것으로 예상되는 유망기업에 대하여는 기업 공개를 회피하거나 주식분산을 꺼리는 경향이 있고, 수익성이 높은 기업의 경우에는 내부유보자금이 풍부하여 외부자금조달 필요성이 적어지므로 내부자가 높은 지분을 유지할 수 있다. 따라서 수익성과 내부지분율간에는 正의 관계가 나타나게 된다.

또한 외부대주주가 경영자의 경영활동을 효율적으로 감시·통제할 수 있다면 외부대주주지분율이 높은 기업이 외부대주주지분율이 낮은 기업보다 상대적으로 높은 수익성을 올릴 것으로 기대할 수 있다.

분석기간인 1989년~1997년은 우리나라 경제가 70~80년대와는 달리 안정적 성장 혹은 침체에 속해 있었고, 高金利시대가 한동안 지속되었기 때문에 자금조달비용 이상의 투자 수익을 올릴 수 있는 사업기회가 많지 않은 기간이었다. 따라서 레버리지비율이 높은 기업은 금융비용부담의 증가로 상대적으로 수익성이 낮아지는 負의 영향관계를 예상할 수 있다.

한편, 우리 나라 기업의 경우 중소기업보다는 대기업의 수익성이 상대적으로 높은 특징이 있기 때문에 기업규모와 수익성간에는 正의 관계가 존재할 것으로 예상된다.

#### (6) 계열기업

계열기업효과를 통제하기 위해서는 분석 당해 연도 4월에 공정거래위원회에서 총자산기준으로 지정하여 발표하고 있는 30대 대규모 기업집단에 속하는 기업집단의 계열회사인 경우 더미변수에 1을 부여한다.

기업집단에 속한 기업은 상대적으로 다각화가 많이 이루어지고 기업규모가 클 것으로 예상된다. 기업집단 내 내부자본시장이 형성되고, 상대적으로 높은 신용도를 바탕으로 외부자본을 쉽게 조달할 수 있었기 때문에 사업부문의 확대가 용이하였고, 이로 인해 관련·비관련 다각화를 통해 기업규모의 확대를 용이하게 할 수 있었기 때문이다. 또한 계열사간 상호지원 등에 의한 안정적인 영업수익의 확보, 사업추진 및 정보력의 우위, 보다 원활한 자금조달 여건의 향유, 기업 파산위험의 감소 등으로 시장에서 상대적으로 높은 평가를 받을 수 있기 때문에 계열기업변수와 기업가치간에는 정의 영향관계가 존재할 것으로 예상된다.

기업집단에 속해 있는 기업은 기업집단에 속해 있지 않는 기업보다 내부지분율은 낮을 것으로 예상된다. 기업집단에 속한 계열기업간에 지분을 고리형으로 보유<sup>9)</sup>하여 소유지분을 유지할 수 있고, 기업집단에 속한 기업을 대상으로 외부에서 적대적 M&A를 시도하는 경우 관련 계열기업들의 지원으로 방어할 수 있는 가능성이 높아 상대적으로 낮은 지분율을 유지하더라도 경영권 유지가 용이하기 때문이다. 이에 따라 증권시장에서 유통되는 주식물량이 증가하게 되고, 투자자의 소유비중이 증가하게 된다. 특히 기업집단에 속한 기업의 경우 상대적으로 투자안정성이 높고, 대규모 기업으로 평가받는 경우가 많아 외부대주주의 주요 투자대상이 되는 특징을 보였다.

기업집단에 속한 기업은 레버리지비율이 높을 것으로 예상된다. 기업집단에 속한 기업들은 계열사간 상호지급보증이 가능하였고, 기업규모와는 무관하게 대규모 기업으로 분류되는 관행이 존재하였기 때문에 상대적으로 높은 신용등급을 획득하여 더 많은 부채를 조달할 수 있었기 때문이다.

이들 변수간의 영향관계를 요약하면 <표 1>과 같다.

<표 1> 각 변수간 예상 영향관계 요약

구 분	다각화 수준	기업가치	내부 소유구조	외부 대주주지분	기업규모	레버리지	수익성
내부소유구조	0	+		-		-	
외부대주주지분	0	0			+	0	+
기업규모	+	+	-			+	+
기업설립연수	+		-		+	+	
레버리지	+	0					-
수익성		+	+				
계열기업	+	+	-	+	+	+	

주) +는 정의 영향관계를 나타내고, -는 負의 영향관계를 나타냄. 0은 영향관계가 존재함을 의미함.

9) 공정거래법에 의하면 계열사간에 상호지분율 보유하는 것은 금지되지만 순환적 고리형으로 지분을 보유하는 것은 가능하다.

### 3. 각 변수의 기술통계량

본 연구에 선정된 표본기업의 평균은 <표 2>에서 보는 바와 같이 내부자지분율은 33.13%이고, 대주주1인 지분율은 24.16%이다. 이들 내부지분율은 분석연도에 따라 대체로 감소하는 추세를 보이고 있어 기업의 소유가 분산되고 있음을 알 수 있다. 외부대주주지분율은 평균 22.55%로 1989년 12.25%에서 1997년에는 26.09%로 증가하였다. 1992년 우리나라의 자본시장이 개방되면서 외국인의 투자비중이 증가하고, 증권시장에서의 기관화 현상이 진전된 결과로 볼 수 있다.

<표 2> 분석대상 변수의 평균치<sup>10)</sup>

구 분		1989	1993	1996	1997	평균
지분율	내부자지분율(%)	46.86	28.46	28.76	28.53	33.13
	대주주1인 지분율(%)	27.86	25.29	22.10	21.43	24.16
	외부대주주지분율(%)	12.25	25.12	26.71	26.09	22.55
다각화 수준	SIC4기준영위사업수(개)	1.77	1.83	1.96	1.95	1.88
	SIC2기준영위사업수(개)	1.47	1.47	1.57	1.56	1.52
	허핀달지수	0.81	0.80	0.78	0.78	0.79
기업 가치	다각화의 초과가치	0.18	-0.14	-0.02	-0.04	0.00
	M/B비율(배)	1.26	1.14	1.02	0.88	1.08
설명 변수	기업규모(억원)	1,006	1,817	2,914	3,383	2,060
	설립연수(년)	25.39	29.68	33.00	33.89	30.30
	레버리지비율(%)	64.62	66.67	68.36	72.16	67.95
	매출액영업이익률(%)	8.23	7.10	6.18	6.17	6.92

주) 지분율 자료는 표시된 분석연도 보다 1년씩 앞선 1988년, 1992년, 1995년, 1996년 말 기준 자료임.

다각화수준을 나타내는 영위사업 수는 SIC4를 기준으로 하는 경우 평균 1.88개이고, SIC2를 기준으로 하는 경우는 평균 1.52개이다. 허핀달지수는 평균 0.79로 나타났다. 다각화수준의 추이를 보면 1989년 이후 계속적으로 증가하다가 1997년에는 1996년 수준보다 다소 하락한 것으로 나타났다.

기업가치를 나타내는 다각화의 초과가치는 평균 0.00이고, 1989년 0.18에서 1993년 -0.14, 1996년 -0.02, 1997년 -0.04로 負의 값을 보였다. 이는 우리나라 기업의 다각화가

10) 각 변수의 평균뿐만 아니라 표준편차, 최대치, 최소치 등도 함께 제시하는 것이 바람직하나 지면관계상 생략하였다.



기업가치에 부정적인 효과를 가져올 것이라는 것을 보여 주는 것이다.

M/B비율은 평균 1.08이고, 1989년 1.26을 최고점으로 계속 하락하는 추이를 보이고 있다. 우리나라 기업들이 1989년을 정점으로 수익성이 하락하고, 국제 경쟁력의 약화로 어려움을 겪고 있는 것과 관련이 있어 보인다. IMF사태가 발생한 1997년에는 M/B비율이 0.88로 기업의 시장가치가 장부가치보다 낮아져 기업의 가치 저하가 심각했음을 보여주고 있다.

표본기업의 평균 총자산 규모는 2,060억원이고, 1989년 1,006억원에서 1997년 3,383억원으로 계속 증가 추세를 보이고 있다. 평균 설립연수는 30.30년이고, 레버리지비율은 67.95%로 매년 증가하는 추세를 보이고 있다. 그러나 매출액영업이익률은 평균 6.92%이고, 1989년 8.23%를 최고로 1997년 6.17%까지 하락세를 보이고 있다.

## 4. 연구설계

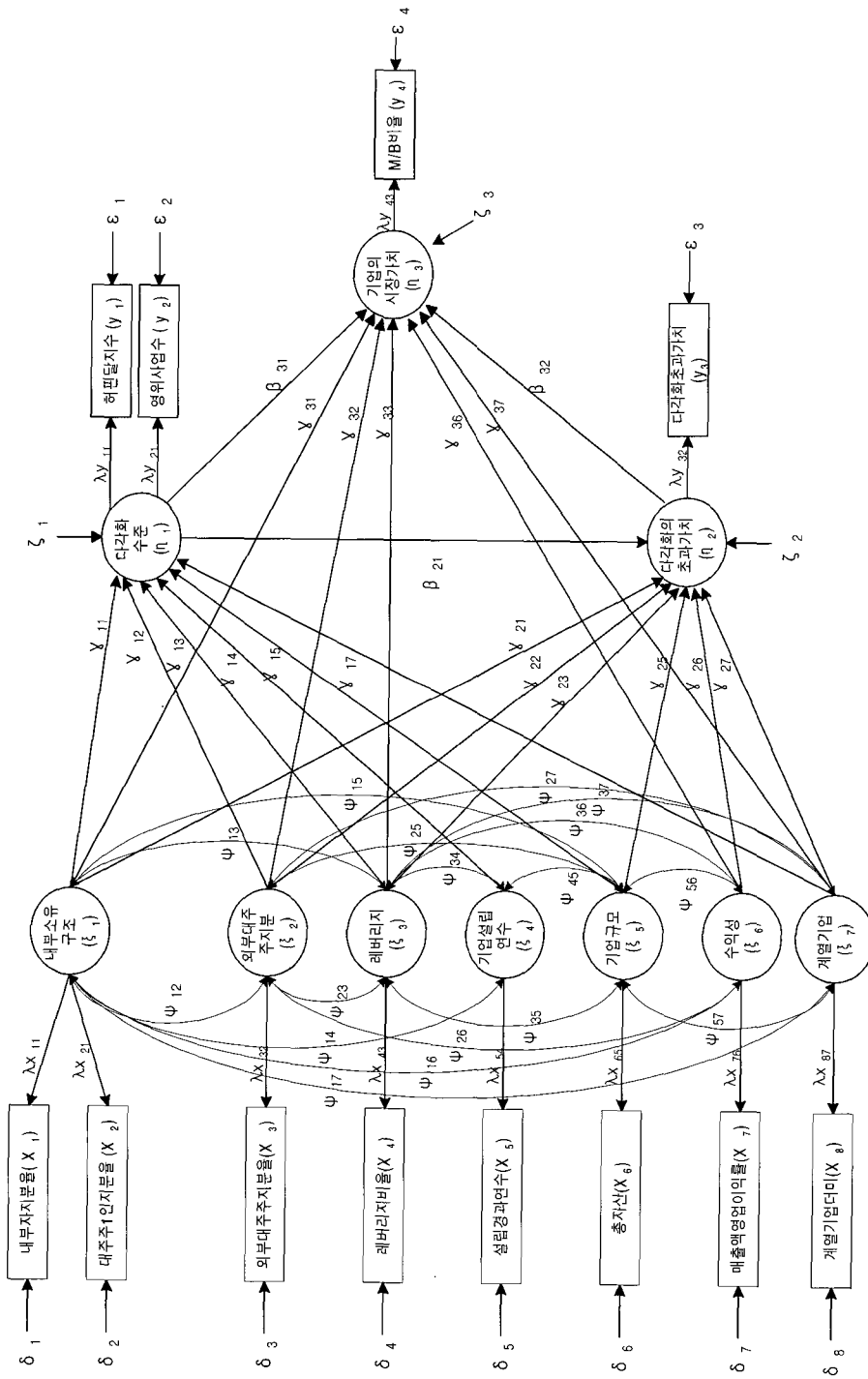
### 1) 모형의 설계

본 연구에서 설계된 경로도(path diagram)는 [그림 1]과 같다. 경로도에 따른 각 모형 및 변수간의 관계를 보면, 첫째, 구조모델에서 潛在從屬變數인 다각화수준( $\eta_1$ )은 다각화의 초과가치( $\eta_2$ )와 기업의 시장가치( $\eta_3$ )에 영향을 미치고, 다각화의 초과가치( $\eta_2$ )는 기업의 시장가치( $\eta_3$ )에 영향을 미치는 것으로 모델을 설정하였다.<sup>11)</sup>

潛在獨立變數는 앞에서 설명한 변수간의 영향관계에 입각하여 잠재종속변수와 다음과 같은 관계를 갖는 것으로 설정하였다. 내부소유구조( $\xi_1$ ), 외부대주주지분( $\xi_2$ ), 레버리지( $\xi_3$ ), 계열기업( $\xi_4$ )은 모든 잠재종속변수에 영향을 미치고, 기업설립연수( $\xi_5$ )는 다각화수준에, 기업규모( $\xi_6$ )는 다각화수준( $\eta_1$ )과 다각화의 초과가치( $\eta_2$ )에, 수익성( $\xi_7$ )은 기업의 시장가치( $\eta_3$ )와 다각화의 초과가치( $\eta_2$ )에 영향을 미치는 것으로 모델을 설정하였다.

11) ① 다각화의 초과가치와 기업의 시장가치를 기업가치라는 하나의 속성을 나타내는 관찰변수로 사용할 수도 있으나 두 변수간에 상관관계가 낮아 하나의 속성을 나타내는 관찰변수로 묶는 것은 바람직하지 않는 것으로 평가되어 본 모델에서는 다각화의 초과가치( $\eta_2$ )와 기업의 시장가치( $\eta_3$ )라는 두 개의 잠재변수로 설정하였다.

② 내부소유구조와 레버리지변수도 내생변수(잠재종속변수)의 특성을 갖고 있기 때문에 모델설정시 이들 변수를 잠재종속변수에 포함시킬 수도 있다. 그러나 본 연구에서는 기업다각화와 기업가치간의 관계에 초점을 두고, 여러 설명변수들과의 영향관계를 분석하는데 목적이 있었기 때문에 외생변수(잠재독립변수)로 특정화하였다. 이들 변수를 잠재종속변수에 포함시킨 분석은 추후의 연구과제로 남겨 두었다.



[그림 1] LISERL 분석을 위한 경로도(Path Diagram)

각 변수에 대한 구조모델식을 행렬식 형태로 나타내면 다음과 같다.

① 독립변수에 대한 측정모델(관찰독립변수  $x$ 와 잠재독립변수  $\xi$ 의 관계)

$$\begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \\ x_5 \\ x_6 \\ x_7 \\ x_8 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{21} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \\ \xi_4 \\ \xi_5 \\ \xi_6 \\ \xi_7 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \\ \delta_6 \\ \delta_7 \\ \delta_8 \end{pmatrix} \quad (4.3)$$

측정모델에서  $\lambda_{11}=\lambda_{32}=\lambda_{43}=\lambda_{54}=\lambda_{65}=\lambda_{76}=\lambda_{87}=1$ 로 최초값을 1로 할당한 것은 잠재변수의 측정단위를 고정시키기 위한 것이다.

② 종속변수에 대한 측정모델(관찰종속변수  $y$ 와 잠재종속변수  $\eta$ 의 관계)

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \lambda_{21} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{pmatrix} \quad (4.4)$$

위 모델에서도 잠재변수의 측정단위를 고정시키기 위하여  $\lambda_{11}=\lambda_{32}=\lambda_{43}=1$ 로 최초값을 고정시켰다.

③ 구조모델(잠재변수들간의 관계모델)

$$\begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \gamma_{14} & \gamma_{15} & 0 & \gamma_{17} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & 0 & \gamma_{25} & \gamma_{26} & \gamma_{27} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & 0 & 0 & \gamma_{36} & \gamma_{37} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \\ \xi_4 \\ \xi_5 \\ \xi_6 \\ \xi_7 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \end{pmatrix} \quad (4.5)$$

## 2) 모델의 적합도 평가

측정모델에서  $x$ 는  $\lambda_{x11}=\lambda_{x32}=\lambda_{x43}=\lambda_{x54}=\lambda_{x65}=\lambda_{x76}=\lambda_{x87}=1$ 로 설정되었으므로 추정 은  $\lambda_{x21}$ 에 대해서만 이루어졌으며,  $y$ 의 측정모델에서는  $\lambda_{y11}, \lambda_{y32}, \lambda_{y43}$ 이 1로 고정되어  $\lambda_{y21}$ 에 대해서만 추정하였다. <표 3>은  $x, y$ 의 측정모델에서 관찰변수와 잠재변수들간의 요인부하량(factor loading)을 보여주고 있다. 추정결과 독립변수 및 종속변수의 측

정모텔에서 요인부하량의 t값이 모두 2.6 이상으로 유의수준 1%에서 유의한 결과를 보이고 있어 관찰변수와 잠재변수간의 관계는 타당한 것으로 평가된다.

<표 3> 측정모텔의 추정결과

구 분	1989	1993	1996	1997
$\lambda_{x21}$	0.32 (8.66*)	0.93 (19.99*)	1.00 (15.70*)	0.92 (15.42*)
$\lambda_{y21}$	1.82 (11.64*)	2.74 (7.71*)	2.18 (10.34*)	2.53 (8.35*)

- 주) 1) ( )안의 수치는 t값을 나타냄.  
 2) \*는 유의수준 1%에서 유의적임을 나타냄.

LISREL 추정치의 적합도를 나타내는 지수<sup>12)</sup>를 보면, <표 4>에서 보는 바와 같이  $\chi^2$ 값은 34.03(1997년)~61.50(1989년)으로 1997년 제외하면 5% 유의수준에서 파라미터 제약의 적합도는 다소 낮은 것으로 나타나고 있다. 그러나 다른 적합도 지수인 GFI, AGFI, NNFI, NFI 등이 대부분 0.9 이상이고, RMR도 0.05 이하로 모델이 적절한 것으로 나타나 본 모델의 적합도는 높은 것으로 평가할 수 있다.

<표 4> 모델의 적합도 평가지수

구 분	1989	1993	1996	1997
$\chi^2$ (자유도) (p값)	61.50(26) (p=0.0001)	40.12(26) (p=0.038)	46.28(26) (p=0.0085)	34.03(26) (p=0.13)
GFI	0.96	0.98	0.97	0.98
RMR	0.017	0.021	0.012	0.011
AGFI	0.89	0.93	0.91	0.94
NNFI	0.89	0.96	0.94	0.98
NFI	0.93	0.96	0.95	0.97

- 12)  $\chi^2$ : 현실적 제약조건이 반영된 표본자료의 모델과 현실적 제약이 전혀 고려되지 않은 이론모델과의 적합도 평가지수(적합모델 기준: p값이 0.05 이상)  
 GFI(goodness of fit index): 이론모델을 표본자료가 설명해주는 상대적인 분산·공분산의 크기로서 회귀분석에서의 R<sup>2</sup>와 유사(적합모델 기준: 0.9 이상)  
 RMR(root mean square residual): 표본자료에 의해 이론(잠재)변수를 설명할 수 없는 분산·공분산의 크기(적합모델 기준: 0.05 이하)  
 AGFI(adjusted goodness of fit index): 자유도에 의해 조정된 GFI지수(적합모델 기준: 0.9 이상)  
 NNFI(non-normed fit index): 기초모델의  $\chi^2$ 값과 이론모델의  $\chi^2$ 값을 비교하여 이론모델의 간명도를 평가(적합모델 기준: 0.9 이상)  
 NFI(normed fit index): 기초모델과 이론모델을 비교하여 이론모델의 적합도 평가(적합모델 기준: 0.9 이상)

## 5. 실증분석결과

<표 5>와 <표 6>, <표 7>은 구조방정식의 계수 추정치인데 <표 5>는 잠재종속변수들간의 상호 영향관계를 나타내고, <표 6>은 잠재독립변수가 잠재종속변수에 미치는 영향을 나타내고 있다. <표 7>은 잠재독립변수간의 상호영향관계를 나타낸다.

### 1) 다각화가 기업가치에 미치는 영향에 대한 분석결과

<표 5>에서 다각화수준이 기업가치에 미치는 영향을 나타내는  $\beta$  추정치에서, 먼저, 기업의 다각화( $\eta_1$ )와 다각화의 초과가치( $\eta_2$ )간의  $\beta$  계수는 1989년에는 0.27( $t=2.86$ )로 유의적인正的 값을 가지고, 1993년에는 0.11( $t=1.54$ )로 비유의적이지만 正的 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 다각화방식으로 복수의 사업을 영위하는 것이 개별사업을 독립 기업형태로 운영하는 것보다 기업가치에 더 긍정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다. 그러나 1996년과 1997년에는  $\beta$  계수가 각각  $-0.16$ ( $t=-1.78$ ),  $-0.12$ ( $t=-2.44$ )로 다각화가 초과가치에 負의 영향을 미치는 것으로 나타나, 최근에는 다각화에 의한 사업 운영방식이 기업가치에 부정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

<표 5> 잠재종속변수간 계수( $\beta$ )추정치

구 분		$\eta_1$	$\eta_2$	$\eta_3$
1989	$\eta_1$	-	-	-
	$\eta_2$	0.27(2.86**)	-	-
	$\eta_3$	0.56(5.94**)	0.40(2.93**)	-
1993	$\eta_1$	-	-	-
	$\eta_2$	0.11(1.54)	-	-
	$\eta_3$	-0.05(-0.41)	0.45(1.70*)	-
1996	$\eta_1$	-	-	-
	$\eta_2$	-0.16(-1.78*)	-	-
	$\eta_3$	0.12(1.52)	0.01(0.04)	-
1997	$\eta_1$	-	-	-
	$\eta_2$	-0.12(-2.44**)	-	-
	$\eta_3$	0.05(0.66)	0.20(1.07)	-

주) 1) ( )안의 수치는 t값임.

2) \*, \*\*는 각각 10%, 5%의 유의수준에서 유의한 것임을 나타냄.

3) 영향력의 방향은 위에서 아래임. 예를 들어 1989년의 경우 0.27은 다각화 수준( $\eta_1$ )이 다각화의 초과가치( $\eta_2$ )에 미치는 영향계수임.

다각화( $\eta_1$ )와 기업의 시장가치( $\eta_3$ )간의 관계를 보면, 1989년에는  $\beta$  계수가 0.56( $t=5.94$ )으로 다각화가 기업의 시장가치에 正의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 시장에서는 다각화된 기업을 집중화(전문화)된 기업보다 더 높게 평가하고 있음을 보여주는 것으로, 다각화효과가 다각화비용보다 큰 것으로 평가하고 있음을 나타낸다. 그러나 1993년, 1996년, 1997년에는 유의적인 관계를 발견할 수 없었다.

다각화의 초과가치( $\eta_2$ )와 기업의 시장가치( $\eta_3$ )간의 관계에서는 1989년과 1993년의  $\beta$  계수가 각각 0.40( $t=2.93$ ), 0.45( $t=1.70$ )로 유의적인 正의 영향관계를 보였고, 1996년과 1997년에는 비유의적이지만 正의 관계로 나타나 시장에서 기업의 시장가치를 결정할 때 다각화의 초과가치가 긍정적으로 반영되고 있음을 알 수 있다.

## 2) 다각화수준 및 기업가치 결정요인 분석결과

<표 6>의 구조모델식의 추정결과에서, 기업의 다각화수준( $\eta_1$ )에 영향을 미치는 요인으로는 외부대주주지분( $\xi_2$ ), 레버리지( $\xi_3$ ), 기업설립연수( $\xi_4$ ), 기업규모( $\xi_5$ ), 계열기업( $\xi_7$ ) 등이 대체로 유의적인 관계를 나타내고 있다.

외부대주주지분( $\xi_2$ )의 경우 1989년과 1993년에는  $\gamma$  계수가 각각 -1.12( $t=-2.49$ ), -0.74( $t=-1.57$ )로 기업다각화에 負의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 1996년과 1997년에는 각각 3.56( $t=1.82$ ), 2.11( $t=2.43$ )로 正의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우리나라 기관투자자들의 투자행태에서 그 이유를 찾아 볼 수 있다. 자본시장이 개방된 1992년 직후까지 우리나라 기관투자자들은 개인투자자와 마찬가지로 투자수익성 위주로 투자하는 경향을 보였기 때문에 시황변화에 보다 탄력적이고, 다각화수준이 낮은 중·소형기업에 대한 투자가 적지 않았다. 반면 외국인투자가 본격화된 1993년 이후에는 기업의 다각화가 많이 이루어진 대형 우량기업에 대한 투자비중이 높았기 때문에 90년대 중반 이후에는 외부대주주지분율과 다각화간에 유의적인 正의 관계가 나타난 것으로 이해할 수 있다.

레버리지( $\xi_3$ )는 1989년과 1996년, 1997년에  $\gamma$  계수가 각각 0.24( $t=2.26$ ), 2.15( $t=2.04$ ), 1.51( $t=2.86$ )로 유의적인 正의 관계를 보여 레버리지비율이 높은 기업이 다각화가 많이 이루어지는 것으로 나타났다. 이는 우리나라 기업들이 다각화를 위한 자금을 차입금에 의존해 왔다는 현실과 일치되는 결과라고 할 수 있다.

기업설립연수( $\xi_4$ )는 1989년에는  $\gamma$  계수가 -0.25( $t=-2.97$ )로 다각화수준과 유의적인 負의 관계를 나타내어 기업설립연수가 짧을수록 다각화가 많이 이루어지는 것으로 나

타났다. 그러나 1997년에는  $\gamma$  계수가 0.31( $t=2.31$ )로 正의 관계를 보여 90년대 중반 이후 기업설립연수가 오래된 기업들이 다각화에 의해 사업을 확대한 것으로 풀이할 수 있다.

<표 6> 잠재독립변수와 잠재종속변수간 계수( $\gamma$ ) 추정치

구분		$\xi_1$	$\xi_2$	$\xi_3$	$\xi_4$	$\xi_5$	$\xi_6$	$\xi_7$
1989	$\eta_1$	0.10 (0.63)	-1.12 (-2.49**)	0.24 (2.26**)	-0.25 (-2.97**)	0.38 (5.93**)	-	-0.09 (-3.61**)
	$\eta_2$	-0.14 (-1.26)	1.21 (3.49**)	0.73 (9.71**)	-	-0.30 (-4.92**)	-0.20 (-0.98)	0.08 (3.43**)
	$\eta_3$	0.12 (0.66)	0.15 (0.35)	-0.03 (-0.19)	-	-	0.81 (1.95*)	-0.03 (-1.91*)
1993	$\eta_1$	0.03 (0.17)	-0.74 (-1.57)	0.22 (1.00)	-0.04 (-0.60)	0.24 (2.96**)	-	-0.06 (-2.78**)
	$\eta_2$	-0.19 (-1.14)	1.16 (2.91**)	0.67 (1.96**)	-	-0.24 (-3.31**)	0.09 (0.06)	0.04 (2.03**)
	$\eta_3$	0.39 (0.86)	-0.23 (-0.27)	-0.19 (-0.24)	-	-	-1.86 (-0.42)	0.00 (0.15)
1996	$\eta_1$	-1.60 (-2.41**)	3.56 (1.82*)	2.15 (2.04**)	0.20 (1.30)	-0.46 (-1.39)	-	0.07 (1.40)
	$\eta_2$	0.19 (0.76)	-1.59 (-2.81**)	-0.20 (-0.64)	-	0.18 (1.71*)	-0.43 (-0.76)	-0.03 (-1.84*)
	$\eta_3$	-0.13 (-0.35)	-0.33 (-1.10)	-0.29 (-1.00)	-	-	-0.29 (-0.32)	-0.02 (-1.17)
1997	$\eta_1$	-0.59 (-1.57)	2.11 (2.43**)	1.51 (2.86**)	0.31 (2.31**)	-0.27 (-1.87*)	-	0.07 (2.16**)
	$\eta_2$	0.22 (1.33)	-0.65 (-2.79**)	0.41 (2.49**)	-	0.09 (2.18**)	0.21 (0.60)	-0.02 (-2.05**)
	$\eta_3$	0.34 (0.96)	0.24 (0.83)	0.48 (1.55)	-	-	-3.04 (-3.67**)	-0.02 (-1.36)

주) 1) ( )안의 수치는 t값임.

2) \*, \*\*는 각각 10%, 5%의 유의수준에서 유의한 것임을 나타냄.

기업규모( $\xi_5$ )는 1989년, 1993년에는  $\gamma$  계수가 각각 0.38( $t=5.93$ ), 0.24( $t=2.96$ )로 다각화 수준과 유의적인 正의 관계를 갖는 것으로 나타나, 기업규모가 클수록 다각화가 많이 이루어지는 것으로 나타났다. 그러나 1996년과 1997년에는  $\gamma$  계수가 각각 -0.46( $t=-1.39$ ), -0.27( $t=-1.87$ )로 기업규모와 다각화수준간에 負의 관계를 보여 대기업의 사업구조조정이 시작되면서 대규모 기업의 다각화가 감소되기 시작한 결과로 보인다.

계열기업( $\xi_7$ ) 변수는 1989년, 1993년에  $\gamma$  계수가 각각 -0.09( $t=-3.61$ ), -0.06( $t=-2.78$ )으로 다각화수준과 유의적인 負의 관계를 보여 계열기업에 속한 기업의 다각화수준이 낮

은 것으로 나타났다. 그러나 1996년과 1997년에는  $\gamma$  계수가 각각 0.07( $t=1.40$ ), 0.07( $t=2.16$ )로 正의 값을 보여 계열기업에 속한 기업의 경우 다각화수준이 높아진다는 것을 보여주고 있다. 이러한 결과는 90년대 중반 이후 대규모 기업집단에 속한 기업의 다각화가 많이 이루어졌다는 것을 의미하는 것으로 계열사 수를 증가시키지 않고 사업을 확대하고자 하는 대규모 기업집단들이 계열사 내의 사업부문 형태로 사업을 확대한 결과로 여겨진다. 앞의 기업규모와 다각화수준간의 분석에서 1996년과 1997년에 負의 관계가 나타났음에도 계열기업 소속 기업의 다각화가 증가한 것으로 나타난 것은 대규모 기업집단에 포함된 중소형 규모의 계열사들이 다각화를 많이 한 것으로 유추해 볼 수 있다.

다각화의 초과가치( $\eta_2$ )에 유의적으로 영향을 미치는 요인으로는 외부대주주지분( $\xi_2$ ), 레버리지( $\xi_3$ ), 기업규모( $\xi_5$ ), 계열기업( $\xi_7$ ) 등으로 나타났다. 외부대주주지분( $\xi_2$ )과 다각화의 초과가치간에는 1989년과 1993년에는  $\gamma$  계수가 각각 1.21( $t=3.49$ ), 1.16( $t=2.91$ )으로 正의 관계를 보이다가, 1996년, 1997년에는 각각 -1.59( $t=-2.81$ ), -0.65( $t=-2.79$ )로 負의 관계를 보여 외부대주주의 존재여부가 다각화의 초과가치에 일관된 영향을 미치는 않는다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 경영감시 기능이 취약한 우리나라 외부대주주의 특징과 연관이 있어 보인다.

레버리지( $\xi_3$ )는 1989년, 1993년, 1997년에  $\gamma$  계수가 각각 0.73( $t=9.71$ ), 0.67( $t=1.96$ ), 0.41( $t=2.49$ )로 다각화의 초과가치와 유의적인 正의 관계를 갖는 것으로 나타나, 레버리지비율이 높은 기업의 경우 다각화방식에 의해 동일 기업내에서 여러 사업을 영위하는 것이 독립된 기업형태로 여러 사업을 영위하는 것보다 더 높은 초과가치를 창출할 수 있음을 보여주고 있다. 이는 다각화기업이 더 많은 부채부담능력을 가질 수 있고, 부채의 세금절감(tax shield)효과에 의해 기업가치를 증가시킬 수 있음을 의미하는 결과이다.

기업규모( $\xi_5$ )는 1989년, 1993년에  $\gamma$  계수가 각각 -0.30( $t=-4.92$ ), -0.24( $t=-3.31$ )로 다각화의 초과가치와 유의적인 負의 관계를 보여, 기업규모가 클수록 다각화의 초과가치가 하락하는 것으로 나타났다. 그러나 1996년, 1997년에는  $\gamma$  계수가 각각 0.18( $t=1.71$ ), 0.09( $t=2.18$ )로 正의 관계를 갖는 것으로 나타나 기업규모가 클수록 다각화의 초과가치가 상승하는 것으로 나타났다.

계열기업( $\xi_7$ )은 1989년, 1993년에  $\gamma$  계수가 각각 0.08( $t=3.43$ ), 0.04( $t=2.03$ )로 다각화의 초과가치와 유의적인 正의 관계를 갖고, 1996년, 1997년에는  $\gamma$  계수가 각각 -0.03( $t=-1.84$ ), -0.02( $t=-2.05$ )로 負의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 대규모 기업집단에 속한 기업의 경우 90년대 초반까지는 다각화가 초과가치를 가져와 기업가치의 증가에 기여했



지만, 90년대 중반부터는 다각화가 기업가치에 부정적인 요인으로 작용하고 있음을 보여주는 것이다.

기업의 시장가치( $\eta_3$ )에 유의적으로 쏠분석기간에 걸쳐 영향을 미치는 영향요인은 발견할 수 없다. 그러나 수익성( $\xi_6$ )이 1989년에는  $\gamma$  계수가 0.81( $t=1.95$ )로 正의 영향을, 1997년에는  $-3.04$ ( $t=-3.67$ )로 負의 영향을 미치는 것으로 나타나 수익성이 기업의 시장가치에 미치는 영향은 상반되게 나타났다.

### 3) 잠재독립변수간 영향관계 분석결과

<표 7>의 잠재독립변수간의 계수 추정치를 보면, 내부소유구조( $\xi_1$ )는 외부대주주( $\xi_2$ ) 및 레버리지( $\xi_3$ ), 기업설립연수( $\xi_4$ ), 기업규모( $\xi_5$ ), 계열기업( $\xi_7$ )과 負의 관계를 보이고 있다. 내부지분율이 낮을수록 외부대주주지분율이 높아지는 관계를 보인 것은 Pound(1988)가 제시한 외부대주주와 내부자간의 전략적 제휴가설을 지지하는 것으로 해석할 수 있다.<sup>13)</sup> 내부지분율과 레버리지비율이 負의 관계를 보인 것은 우리나라 기업의 경우 Jensen·Meckling(1976)이 지적한 것처럼 내부지분율 수준이 낮은 경우 외부주주의 대리권비용을 회피하기 위하여 부채조달을 선호하는 경향이 있다는 것을 보여주는 것이다. 기업설립연수, 기업규모, 계열기업 변수와 負의 관계를 보인 것은 기업설립연수가 오래될수록, 또 기업규모가 크고, 대규모 기업집단에 소속되어 있을수록 내부지분율이 낮다는 것을 의미하는 것으로 앞에서 예상한 영향방향과 일치한다.

외부대주주지분( $\xi_2$ )의 경우 대체로 기업규모( $\xi_5$ ), 수익성( $\xi_6$ ), 계열기업( $\xi_7$ )과 正의 관계를 갖는 것으로 나타났는데, 이는 외부대주주들이 대형 우량주를 중심으로 투자하는 투자행태에 기인하는 것으로 볼 수 있다.

레버리지( $\xi_3$ )는 기업설립연수( $\xi_4$ ), 기업규모( $\xi_5$ ), 계열기업( $\xi_7$ )과 正의 관계를 보이고, 수익성( $\xi_6$ )과는 負의 관계를 보이고 있다. 기업설립 이후 경과연수가 오래될수록, 그리고 기업규모가 크고, 대규모 기업집단에 속해 있는 기업일수록 레버리지비율이 높다는 것을 나타낸다. 우리나라 기업들이 차입경영을 주로 해왔고, 기업규모가 클수록 부채를 보다 원활히 조달할 수 있었으며, 기업규모가 큰 기업이 더 많은 부채부담 능력을 가질 수 있었기 때문으로 보인다. 레버리지비율과 수익성간에 負의 관계를 보인 것은 분석기간(1989년~1997년)중에 高金利시대가 한동안 지속되었고, 자금조달금리 이

13) 한편으로는 다음과 같은 해석도 가능하다. 대기업일수록 소유분산이 많이 이루어져 내부지분율이 낮고, 내부지분율이 낮으면 그 주식의 유통물량이 많아지는데 외부대주주들은 대형 우량주를 선호하는 경향이 있으므로 전략적 제휴와는 무관하게 단순히 대기업의 유통물량이 많은데서 오는 결과일수도 있다.

상의 수익을 획득할 수 있는 사업기회가 70~80년대에 비해 상대적으로 줄어들었으며, 과도한 부채조달에 의해 차입금리의 지급부담이 작용한 때문으로 보인다.

기업설립연수( $\xi_4$ )와 기업규모( $\xi_5$ )간에는 正의 관계를 보이고 있는데 오래된 기업일 수록 기업규모가 크다는 것을 의미한다.

기업규모( $\xi_5$ )와 수익성( $\xi_6$ )간에는 1996년과 1997년에  $\phi$  계수가 각각 0.01( $t=2.72$ ), 0.01( $t=2.21$ )로 유의적인 正의 관계를 보이고 있는데, 이는 우리나라 대기기업의 수익성이 중소기업의 수익성보다 높은 특징을 반영하는 결과이다. 계열기업( $\xi_7$ )과 기업규모( $\xi_5$ )간의 正의 관계는 대규모 기업집단에 속한 기업이 상대적으로 규모가 크다는 것을 의미한다.

<표 7> 잠재독립변수간 계수( $\phi$ ) 추정치

구 분		$\xi_1$	$\xi_2$	$\xi_3$	$\xi_4$	$\xi_5$
1989	$\xi_2$	0.00(-1.83*)	-	-	-	-
	$\xi_3$	-0.01(-1.49)	0.00(-0.79)	-	-	-
	$\xi_4$	-0.01(-2.23**)	-	0.03(3.73**)	-	-
	$\xi_5$	-0.04(-1.89**)	0.04(4.42**)	0.05(1.89*)	0.13(5.54**)	-
	$\xi_6$	0.00(0.37)	0.00(0.26)	-0.01(-2.91**)	-	-0.01(-1.16)
	$\xi_7$	-0.01(-2.57**)	0.01(3.83**)	0.02(2.24**)	-	0.41(10.09**)
1993	$\xi_2$	-0.01(-4.74**)	-	-	-	-
	$\xi_3$	0.00(-2.86**)	0.00(0.56)	-	-	-
	$\xi_4$	0.00(-1.61)	-	0.01(1.86*)	-	-
	$\xi_5$	-0.05(-4.61**)	0.07(6.98**)	0.06(4.76**)	0.08(4.52**)	-
	$\xi_6$	0.00(-0.50)	0.00(2.67**)	0.00(-4.20**)	-	0.01(1.11)
	$\xi_7$	-0.02(-4.77**)	0.02(4.82**)	0.02(4.75**)	-	0.39(10.05**)
1996	$\xi_2$	0.00(-3.45**)	-	-	-	-
	$\xi_3$	0.00(-2.76**)	0.00(0.17)	-	-	-
	$\xi_4$	0.00(-0.67)	-	0.01(2.15**)	-	-
	$\xi_5$	-0.05(-4.82**)	0.14(8.72**)	0.07(5.02**)	0.04(2.42**)	-
	$\xi_6$	0.00(-1.13)	0.00(2.95**)	0.00(-1.15)	-	0.01(2.72**)
	$\xi_7$	-0.02(-4.92**)	0.03(6.21**)	0.03(5.68**)	-	0.43(8.89**)
1997	$\xi_2$	-0.01(-5.16**)	-	-	-	-
	$\xi_3$	0.00(-3.35**)	0.00(2.44**)	-	-	-
	$\xi_4$	0.00(-0.33)	-	0.00(0.36)	-	-
	$\xi_5$	-0.06(-4.92**)	0.15(9.14**)	0.10(6.44**)	0.05(2.98**)	-
	$\xi_6$	0.00(-0.79)	0.00(2.49**)	0.00(-1.87*)	-	0.01(2.21**)
	$\xi_7$	-0.02(-4.65**)	0.03(5.60**)	0.03(6.83**)	-	0.45(9.02**)

주) 1) ( )안의 수치는 t값임.

2) \*, \*\*는 각각 10%, 5%의 유의수준에서 유의한 것임을 나타냄.

## V. 결 론

본 연구는 LISREL모형을 이용하여 기업다각화와 기업가치간의 영향관계를 분석하고, 기업규모, 기업설립연수, 레버리지, 수익성, 계열기업 여부 등의 설명변수를 포함시켜 우리 나라 기업의 다각화 및 기업가치 결정요인을 분석하였다. 표본기업은 1997년 12월 말 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 266개 기업을 대상으로 하였으며, 분석기간은 1989년, 1993년, 1996년, 1997년이다.

다각화가 기업가치에 미치는 영향에 대한 분석결과를 보면, 첫째, 90년대 초반까지는 다각화가 초과가치를 발생시켰지만, 1996년과 1997년 분석에서는 초과가치에 負의 영향을 미치는 것으로 나타나, 최근에는 다각화에 의한 사업운영방식이 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 알 수 있었다. 둘째, 다각화와 기업의 시장가치의 관계에서 다각화는 기업의 시장가치에 正의 영향을 미치는 것으로 나타나, 시장에서는 다각화된 기업을 전문화된 기업보다 더 높게 평가하고 있음을 알 수 있었다.

기업다각화와 기업가치를 결정하는 요인에 대한 분석결과에 의하면, 첫째, 기업다각화수준에 영향을 미치는 요인으로는 외부대주주지분율, 레버리지비율, 기업설립연수, 기업규모, 계열기업 여부 등으로 파악되었다. 외부대주주지분율, 기업설립연수, 계열기업 여부는 기업의 다각화수준과 1989년, 1993년에는 負의 영향관계를, 1996년과 1997년에는 正의 영향관계를 보이고, 기업규모는 1989년과 1993년에는 正의 영향관계를, 1996년과 1997년에는 負의 영향관계를 보였다. 이러한 결과는 90년대 초반까지는 외부대주주지분율이 높고, 기업설립연수가 오래되고, 계열기업에 속해 있고, 규모가 작은 기업인 경우 다각화수준이 낮았지만, 90년대 중반 이후에는 이와 같은 특성을 가진 기업의 다각화수준이 높아졌다는 것을 의미한다. 한편 레버리지비율은 기업의 다각화수준과 일관되게 正의 영향관계를 보여, 차입자금을 이용하여 다각화를 추진하는 우리 나라 기업의 현실적 상황을 확인할 수 있었다.

둘째, 다각화의 초과가치에 영향을 미치는 요인으로는 외부대주주지분율, 레버리지비율, 기업규모, 계열기업 여부 등으로 파악되었다. 외부대주주지분율과 계열기업 여부는 다각화의 초과가치와 1989년, 1993년에는 正의 영향관계를, 1996년, 1997년에는 負의 영향관계를 보였다. 기업규모는 1989년, 1993년에는 負의 영향관계를, 1996년, 1997년에는 正의 영향관계를 나타내었다. 이러한 분석결과는 90년대 초반에는 외부대주주지분율이 높고, 기업규모가 작고, 계열기업에 속한 기업들이 다각화를 통해 正의 초과가치를 획득할 수 있었지만, 90년대 중반 이후에는 외부대주주지분율이 낮고, 기업규모가

크고, 계열기업에 속하지 않은 기업이 다각화에 의해 초과가치를 얻을 수 있음을 의미한다. 레버리지는 그 비율이 높을수록 다각화의 초과가치가 크게 나타나는 것으로 분석되어 다각화 기업이 더 많은 부채부담능력을 가질 수 있고, 부채의 세금절감효과에 의해 기업가치를 증가시킬 수 있음을 알 수 있었다.

셋째, 기업의 시장가치에 쏠분석기간에 걸쳐 유의적으로 영향을 미치는 영향요인은 발견할 수 없었다. 다만, 수익성은 1989년에는 正의 영향을, 1997년에는 負의 영향을 미치는 것으로 나타났지만 수익성이 기업가치에 미치는 일관된 효과를 발견할 수는 없었다.

이상의 분석결과에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 첫째, 각 기업의 영위사업 수 및 허핀달지수 등을 계산하는데 있어 공시된 매출액 구성을 기준으로 표준산업분류표에 따라 연구자가 분류하는 과정에서 주관적 판단이나 오류가 포함되어 있을 가능성이 있다. 그러나 우리 나라 기업의 경우 영위사업 수나 사업부문별 매출액·자산규모 등의 자료를 공시하고 있지 않아 현재 시점에서는 연구자료의 한계로 볼 수 있다. 이러한 문제는 결합재무제표와 영위사업 수를 작성·공시하도록 되어 있는 1999년 이후에는 자료상의 한계점이 해소될 수 있을 것으로 기대된다. 둘째, 분석에 사용된 내부지분율은 공시된 지분율을 이용하여 파악하였지만 실제 드러나지 않은 내부지분율이 존재하여 본 연구에 반영되지 못한 부분이 있을 가능성이 있다.

그러나 이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구의 결과는 우리 나라 기업에 있어 다각화가 기업가치에 미치는 영향관계를 밝히고, 다각화수준 및 기업가치 결정요인을 제시함으로써 사업전략을 수립하고자 하는 기업이나 對기업정책을 수립하고자 하는 정부에 도움이 될 수 있을 것으로 생각한다.

## 참 고 문 헌

- 국찬표, 정균화, “우리나라 기업의 소유구조 결정요인에 대한 실증적 연구-선형구조모형을 응용하여-”, 재무연구 제12호, 한국재무학회, 1996. 10.
- 굿모닝증권, 「상장기업투자분석」, 각년도.
- 대신증권, 「상장회사 투자가이드」, 각년도.
- 상장회사협의회, 「상장회사총람」, 각년도.
- 한국신용평가, 「한국기업총람」, 각년도.
- 홍재범, 황규승, “한국기업의 다각화와 경제적 성과에 대한 연구”, 경영학연구 제26권 제3호, 한국경영학회, 1997. pp.493-511.
- Amihud, Yakov, and Baruch Lev, “Risk reduction as a managerial motive for conglomerate mergers,” *Bell Journal of Economics* 12, 1981, pp.605-617.
- Berger, Philip G., and Eli Ofek, “Bustup takeovers of value-destroying diversified firms,” *Journal of Finance*, 51, 1996, pp.1175-1200.
- , “Diversification’s effect on firm value,” *Journal of Financial Economics* 37, 1995, pp.39-65.
- Cho, Myeong-Hyeon, “Ownership Structure, Investment and the Corporate Value : an empirical analysis,” *Journal of Financial Economics* 47. No.1, 1998, pp.103-121.
- Chung, K. H., and S. W. Prullt, “A simple Approximation of Tobin’s q,” *Financial Management* Vol.23, Autumn 1994, pp.70-74.
- Comment, Robert, and Gregg A. Jarrell, “Corporate focus and stock returns,” *Journal of Financial Economics* 37, 1995, pp.67-87.
- Demsetz, H., and K. Lehn, “The Structure of Corporate Ownership: Cause and Consequences,” *Journal of Political Economy* Vol.93, No.6, 1985, pp.1155-1177.
- Denis, David J., Diane K. Denis, and Atulya Sarin, “Agency Problems, Equity Ownership, and Corporate Diversification,” *Journal of Finance* 52, 1997, pp.135-160.
- Fama, Eugene F., “Agency problems and the theory of the firm,” *Journal of Political Economy* 88, 1980, pp.288-307.
- Hair, J. F., R. E. Anderson, R. L. Tatham, and W. C. Black, *Multivariate Data Analysis*, 4th ed., Prentice-Hall, Inc., U.S.A., 1998. pp.575-666.
- Hubbard, R. Glenn, and Darius Palia, “A Re-Examination of the Conglomerate

- Merger Wave in the 1960s: An Internal Capital Market View," *Journal of Finance*, 1998. 2.
- Jensen, Michael C., "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers," *American Economic Review* 76, 1986, pp.323-329.
- , and Kevin J. Murphy, "Performance pay and top management incentives," *Journal of Political Economy* 98, 1990, pp.225-264.
- , and William H. Meckling, "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure," *Journal of Financial Economics* 20, 1976, pp.305-360.
- John, Kose, and Eli Ofek, "Asset sales and increase in focus," *Journal of Financial Economics* 37, 1995, pp.105-126.
- Joreskog, K. G., and D. Sorbom, User's Guide for LISREL 7, Scientific Software, Inc., 1987.
- Kim, W. S., and E. H. Sorenson, "Evidence on the Impact of Agency Cost of Debt on Corporate Debt Policy," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1986, pp.131-144.
- Lang, Larry H. P., and Rene M. Stulz, "Tobin's q, corporate diversification and firm performance," *Journal of Political Economy* 102, 1994, pp.1248-1280.
- Leland, H. E., and D. H. Pyle, "Information Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation," *Journal of Finance* Vol. 32, No.2, 1977, pp.371-387.
- Lewellen, Wilbur G., "A Pure Financial Rationale for the Conglomerate Merger," *Journal of Finance* Vol.26, 1971, pp.521-537.
- , Claudio Loderer, and Ahron Rosenfeld, "Mergers, executive risk reduction, and stockholder wealth," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24, 1989, pp.459-472.
- Loderer, Claudio, "Executive stock ownership and performance Tracking faint traces," *Journal of Financial Economics* 45, 1997, pp.223-255.
- May, Don O., "Do managerial motives influence firm risk-reduction strategies?," *Journal of Finance* 50, 1995, pp.1291-1308.
- McConnell, John J., and Henri Servaes, "Addition evidence on equity ownership and corporate value," *Journal of Financial Economics* 27, 1990, pp.595-612.

- , “Equity ownership and the two faces of debt,” *Journal of Financial Economics* 39, 1995, pp.131-157.
- Montgomery, Cynthia A., “Corporate Diversification,” *Journal of Economics Perspectives* Vol.8, summer 1994, pp.163-178.
- Morck, Randall, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, “Management ownership and market valuation : An empirical analysis,” *Journal of Financial Economics* 20, 1988, pp.293-315.
- Pound, John, “Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight,” *Journal of Financial Economics* 20, 1988, pp.237-265.
- Servaes, Henri, “The value of diversification during the conglomerate merger wave,” *Journal of Finance* 51, 1996, pp.1201-1225.
- Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, “Managerial entrenchment : The case of manager-specific investments,” *Journal of Financial Economics* 25, 1989, pp. 123-139.
- Stulz, Rene M., “Managerial Control of Voting Rights Financing Policies and the Market for Corporate Control,” *Journal of Financial Economics* 20, 1988, pp.25-54.
- , “Managerial discretion and optimal financing policies,” *Journal of Financial Economics* 26, 1990, pp.3-27.