

企業의 不動產 保有와 企業價値에 관한 研究*

金志洙** · 鄭基雄***

〈요약〉

본고에서는 부동산 가격의 상승과 기업가치의 관계를 이론적으로 규명하고 그에 관한 실증분석의 결과를 제시한다. 우선 이론적인 분석에서는 거품가격의 형성에 의하여 야기되는 부동산 가격상승 기대는 기업의 미래 성장기회에 대한 가치손실을 야기하므로 부동산 가격상승 기대에 따른 기업가치의 변화는 기업의 보유 부동산 가치의 상승에 미치지 못할 것으로 분석하였다. 또한 이러한 성장기회의 가치 상실은 부채에 의한 자금조달이 높을수록 더욱 커질 것으로 분석되었다. 이에 대한 실증분석의 결과, 우선 87-91년의 연도별 횡단면 분석에서는 기업의 부동산 보유 비율이 주식수익률에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 부채비율의 과다에 따라 표본을 분류하여 분석을 하였을 때에는 고부채 기업일수록 부동산 보유 변수에 대한 회귀계수가 전반적으로 낮게 나타나 부채사용이 높을수록 성장기회 가치상실이 클 것이라는 이론적인 가설을 지지하였다. 이러한 결과는 기업의 규모별 분석에서는 관찰되지 않았다. 따라서 주식수익률의 부동산 보유 효과는 규모별 효과에 비하여 부채비율별 효과가 좀 더 뚜렷한 효과로 간주되었다.

I. 서론

과거 수십년간 경제현실을 돌이켜 볼 때 우리나라의 부동산 가격은 지속적이고도 급격한 상승을 보여왔다. 특히 과거 20-30년동안 급속한 경제개발과 도시화의 진전에 따라 부동산에 대한 수요는 대폭적으로 증가한 반면, 공급은 부동산 고유의 제한적인 특성과 각종 규제에 따라 완만한 증가를 하는데 그쳐 전반적인 부동산의 가격이 일반 물가보다 훨씬 큰 폭으로 상승하여왔다. 그외에도 금융억압에 따른 금융상품의 저수익성과 금융기관의 부동산 담보대출 등 금융산업의 낙후와 부동산에 대한 미래 가격상승의 기대를 근거로

* 본 논문은 1993년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었음. 본 논문의 초고는 1993년도 한국재무관리학회 춘계학술발표회에서 발표되었음. 학회에서 유익한 토론을 해 주신 金圭泳 교수에게 감사드린다.

** 嶺南大學校 商經大學 副教授

*** 啓明大學校 經營大學 助教授

한 투기적인 수요까지 가세하여 과거 수십년동안 우리나라의 부동산 가격은 세계 유례없는 큰 폭의 상승을 나타내었다.

이러한 부동산 가격의 상승은 개인의 사적 생활 뿐만 아니라 기업 및 국가경제에 막대한 영향을 미치고 있다. 특히 기업의 경우 부동산은 영업에 필수적인 생산요소로서 부동산 가격의 상승은 첫째 토지 및 공장용지의 가격을 상승시켜 기업의 생산활동을 위축시키며, 둘째 부동산 투자이득이 정상적인 근로소득보다 커짐에 따라 근로의욕 및 기업경영의 매력을 감소시켜 노동생산성과 자금배분의 효율을 저해하고, 셋째 부동산 보유가 많은 기업과 그렇지 못한 기업 또는 기업과 개인간에 부의 분배를 편중시키는 등 여러가지 부작용을 야기시키는 것으로 예상되고 있다. 그러나 이와같은 심각한 영향에도 불구하고 부동산 가격 상승이 기업 경영에 미치는 효과의 정도는 아직도 심도 있게 파악되지 못한 실정에 있다.

본고에서는 그간에 있어 왔던 우리나라의 급격한 부동산 가격의 상승이 기업의 투자활동과 기업가치에 어떠한 영향을 미치는가하는 점을 살펴 보기로 한다. 특히 우리나라에서 부동산 가격의 상승이 기업의 투자의욕을 감퇴시킬 것이라는 점이 자주 지적되고 오고 있다. 따라서 본고에서는 전통적인 재무이론의 틀속에서 이러한 문제를 고찰하고, 또 자본시장의 자료를 통하여 그러한 효과가 검증되는지를 실증적으로 분석하고자 한다.

본고의 구성으로는 제 II장에서 부동산 가격 상승이 기업가치에 미치는 영향에 관한 이론적인 분석을 시도한다. 그리고 제 III장에서는 앞의 내용을 토대로 실증분석을 시행하고 그 결과를 제시한다. 그 후 마지막으로 제 IV장에서 결론을 유도한다.

II. 부동산 가격상승에 따른 기업의 투자 및 가치에 대한 분석

1. 부채에 의한 자본조달이 없는 경우

우선 본고의 논리 전개를 위하여 Myers(1977)가 부채의 결정에 관한 이론을 전개하기 위하여 설정하였던 상황과 유사한 상황을 가정한다. 즉 자본시장은 법인세나 파산비용과 같은 거래의 방해요소가 없는 완전시장(perfect market)이며, 또한 투자가가 포토틀리오를 통하여 미래의 모든 상황하에서 자신이 원하는 이득(payoff)의 형태를 구성할 수 있는 완성시장(complete market)이라고 가정한다.

이러한 상황하에서 Myers는 현재시점($t=0$)에서 기업이 미래($t=1$) 투자가능한 새로운 투자기회를 보유하고 있는 경우를 고려하였다. 만일 기업이 현재 보유하고 있는 자산

과는 별도로 미래에 투자 가능한 새로운 성장기회를 보유하고 있다면 기업의 총가치 V 는 이들 두 가치의 합으로 이루어진다. 즉,

$$V = V_A + V_G \tag{II-1}$$

V_A : 기업의 현재 보유자산 가치

V_G : 기업의 새로운 투자기회에 대한 가치

기업의 성장가치에 대한 분석을 위하여 우선 Myers와 마찬가지로 $t=1$ 시점의 기업의 새로운 투자기회는 그때 기업이 처한 상황을 미리 안 다음 채택, 또는 기각의 여부가 결정되는 것으로 가정한다. 또한 그 투자기회를 위하여 상황에 관계 없이 $t=1$ 시점에서 일정 단위의 부동산 투자가 필요한 것으로 가정한다.

그리고 주어진 상황 s 에서 부동산 이외에 여타의 생산요소 고용으로 인하여 발생하는 투자안의 현금흐름 $CF(s,x)$ 는 다음과 같이 결정되는 것으로 가정한다.

$$CF(s,x) = p(s)q(x) - w(s)x \tag{II-2}$$

$p(s)$: 상황 s 에서의 생산물 단위당 가격

x : 부동산 이외의 생산요소량의 벡터

$$w(s) = [w_1(s), w_2(s), \dots, w_n(s)]$$

: 상황 s 에서 부동산 이외의 생산요소에 대한 가격벡터

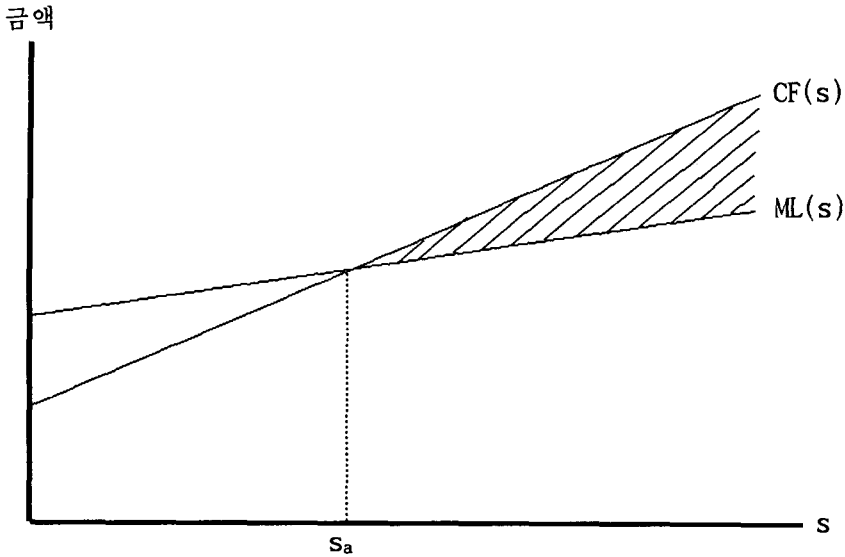
$q(x)$: 생산요소 투입에 대한 생산함수

위의 식을 통하여 기업은 주어진 상황 s 하에서 $CF(s,x)$ 를 극대화하는 요소투입과 생산량을 결정한다. 그때 최적의 요소 투입량하에서 얻어지는 현금흐름을 $CF(s)$ 라 하자. 그리고 Myers와 마찬가지로 시간 $t=1$ 에서의 각 $CF(s)$ 에 관련된 상황 s 를 $CF(s)$ 의 증가에 따라 종축에 배열하면 다음의 [그림1]과 같다. 물론 $CF(s)$ 는 그림에서와 같이 반드시 s 의 일차선일 필요는 없다.

위와같은 전제하에서 $t=1$ 시점의 상황 s 에서 사업에 필요한 부동산의 시장가격을 $ML(s)$ 라 하자. 또한 이때 자산의 취득은 모두 자기자본에 의하여 조달되고 추가적인 부채에 의한 자금조달이 없다고 가정한다.

이러한 경우 분명히 이 기업은 $CF(s)$ 가 부동산의 시장가격인 $ML(s)$ 을 초과할 때에만

(그림 1) 부채에 의한 자금조달이 없는 경우 성장기회에 대한 기업의 투자결정



투자에 종사하고 여타의 상황에서는 투자안을 기각할 것이다. [그림 1]은 이러한 경우를 나타내고 있다. 분석의 편의를 위하여 [그림1]에서는 $t=1$ 시점의 부동산 가격은 상황 s 의 1차 증가함수로 가정되었다. 그러나 여기서도 반드시 $ML(s)$ 가 s 의 1차 증가함수일 필요는 없다.¹⁾

[그림1]에서 보듯 기업이 성장기회에 투자하는 것은 s_a 상황부터이다. 그러므로 투하된 부동산 가격을 제외한 순수한 투자기회의 가치는 그림의 빗금친 부분으로 나타나고, 그때 기업의 성장기회의 가치 V_G 는 다음과 같아진다.

$$V_G = \int_{s_a}^{\infty} y(s)[CF(s) - ML(s)] ds \quad (II-3)$$

$y(s)$: s 의 상태에서 1원을 지급하고 나머지 상태에 0원을 지급하는 순수증권의 현재가격

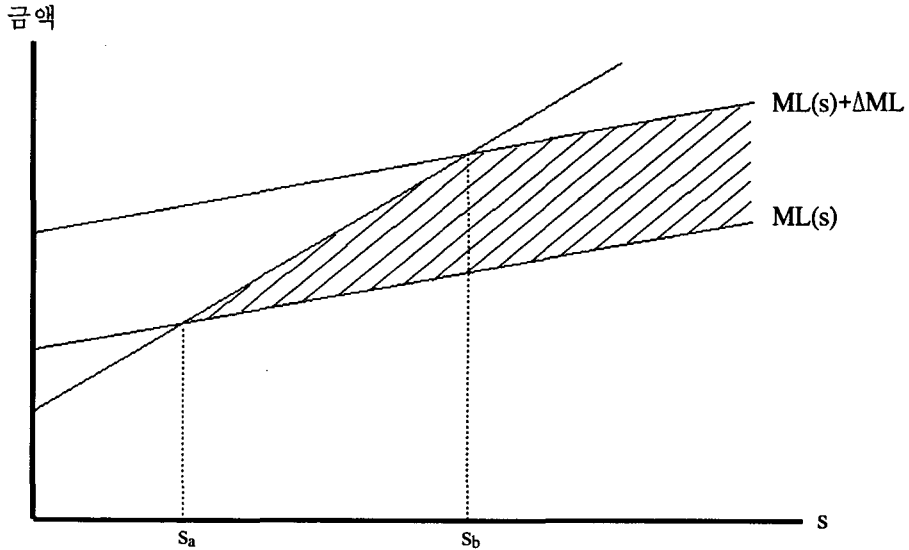
그런데 만일 $t=1$ 시점의 상황 S 에 대한 부동산가격이 어떤 이유에서든²⁾ ΔML 만큼 상승할 것이 기대된다고 가정하자.³⁾ 따라서 $t=1$ 시점의 상황 s_a 에서 동일한 양의 부동

1) $t=1$ 시점의 부동산 시장가격이 상황에 따라 변하지 않는다면 [그림 1]의 $ML(s)$ 는 수평선이 될 것이다.

2) 부동산 가격의 상승 배경에 관하여는 II-3절에서 좀 더 구체적으로 분석할 것임.

3) 여기서도 $t=1$ 시점의 부동산 가격 상승폭이 상황에 따라 변하는 것으로 가정하여 그 상승폭을 $ML(s)$

(그림 2) 부채에 의한 자금조달이 없는 경우 성장기회 투자결정의 변화



산의 취득을 위하여 소요되는 금액은 $ML(s) + \Delta ML$ 로 늘어난다. 이 경우에는 성장기회에 대한 투자의 채택은 다음(그림 2)의 s_a 가 아닌 s_b 부터 투자가 시작된다. 그러므로 부동산 투자를 제외한 기업의 투자기회의 순가치 V_G 는 다음과 같아진다.

$$V_G = \int_{s_b}^{\infty} y(s)[CF(s) - (ML(s) + \Delta ML)] ds \quad (\text{II-4})$$

그러므로 이를 종전의 부동산가격 상승 이전의 성장기회 가치와 비교하면 부동산가격의 상승에 따라 성장기회의 가치가 다음과 같이 하락하였음을 볼 수 있다.

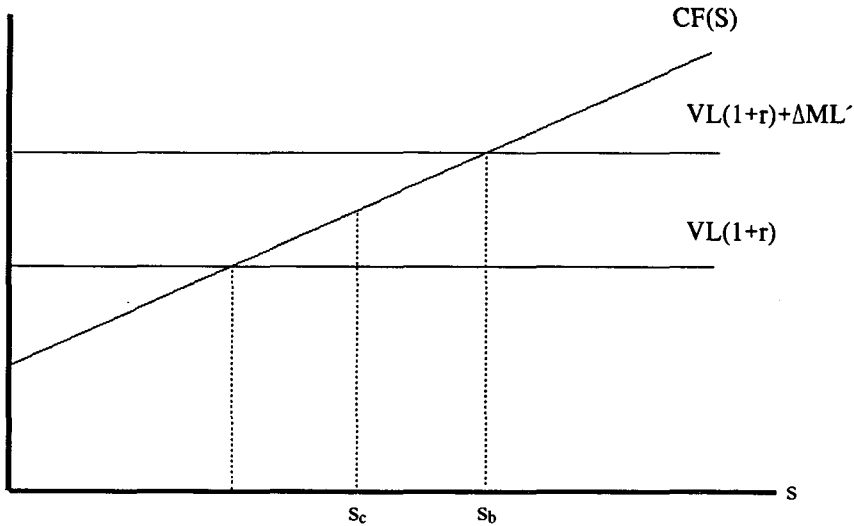
$$\Delta V_G = \int_{s_a}^{s_b} y(s)[CF(s) - ML(s)] ds + \Delta ML \int_{s_b}^{\infty} y(s) ds \quad (\text{II-5})$$

즉, 부동산의 가격상승에 따라 기업의 미래 투자기회가 (그림2)의 빗금친 부분만큼 줄어들며 이에 따라 기업의 성장기회 가치가 그만큼 줄어든다.

그러나 이와같은 결과는 미래 성장기회에 한정되며 기업이 이미 취득한 자산에 대하여는 이러한 논리가 성립하지 않는다. 즉 기업이 이미 취득한 자산의 가격은 埋沒原價

인 것으로 가정할 수 있다. 그러나 이러한 가정하에서도 본고의 논리는 그대로 성립한다. 본고에서는 단순히 분석의 편의를 위하여 $t=1$ 시점의 부동산 가격 상승폭 기대가 상황에 관계없이 ΔML 만큼 상승하는 것으로 가정하였다.

(그림 3) 부동산 가격상승에 따른 기업의 기존 보유 자산에 대한 생산결정



(sunk cost)로서 반영되므로 기업이 이미 보유하고 있는 자산의 가격이 상승하더라도 기업의 생산기회에는 영향을 미치지 않게 된다.

이를 보기 위하여 우선 $t=0$ 시점에서 기업이 부동산을 VL 의 가격으로 취득하였다고 가정하자. [그림3]은 이 때 기업의 생산결정을 나타낸다. 만일 기업의 부동산 취득후 추가적인 상승 기대가 없다면 $t=1$ 시점에서 기업은 $t=0$ 시점의 VL 에 대한 미래($t=1$)가치인 $VL(1+r)$ (r : 무위험이자율)을 기준으로 $CF(s)$ 가 이 보다 높으면 생산에 종사하고, 그렇지 않은 경우에는 생산에 종사하지 않는 것이 유리하다.⁴⁾ 따라서 부동산 가격의 추가적 상승기대가 없을 때 기업의 기존 보유자산에 대한 생산 개시점은 그림의 s_c 부터 이루어 진다.

그런데 만일 기업의 부동산 가격이 취득후 $t=1$ 시점에서 $\Delta ML'$ 만큼 상승할 것이 기대된다고 가정하자.⁵⁾ 만일 이때 기업이 부동산을 보유하고 있지 않다면 s_c 와 같은 점에서는 생산이 이루어지지 않는다. 그러나 기업이 이미 $t=0$ 시점에서 부동산을 취득한 상태라면 s_c 의 점에서도 생산이 이루어지게 되는데, 그것은 s_c 에서 생산에 참여할 경우 생

4) 현재($t=0$)의 VL 의 부동산 투자액을 확실한 미래($t=1$)가치로 전환하면 $VL(1+r)$ 이 된다. $t=1$ 시점의 생산결정은 $t=1$ 시점의 가치를 기준으로 평가된다.

5) 여기에서도 $t=1$ 시점의 부동산 가격상승 기대를 상황에 관계없이 $\Delta ML'$ 로 가정한 것은 단순히 분석의 편의를 위한 것이다. 부동산의 가격상승을 상황에 의존적인 $\Delta ML'(s)$ 로 파악하여도 본고의 논리에는 지장이 없다.

산으로부터의 수입에서 취득원가를 뺀 순투자 이득은 $CF(s_e) - VL(1+r)$ 로 0보다 크기 때문이다. 또한 $t=1$ 시점에서 생산 이후에 기업의 부동산 가격은 $\Delta ML'$ 만큼 상승할 것이 기대되므로 기업은 생산으로부터의 이득 뿐만 아니라 부동산 가치의 상승에 따른 시세차익을 추가적으로 얻게된다.

결국 이와같은 논리는 [그림 3]의 $s_a < s < s_b$ 인 모든 s 에 대하여 성립한다. 그러므로 부동산 가격의 상승에 따른 기업의 기존 보유자산가치 V_A 는 다음과 같다.

$$V_A = \int_{s_a}^{\infty} y(s)[CF(s) - VL(1+r)] ds + (VL + \Delta VL)$$

$$\Delta VL = \Delta ML' \int_{-\infty}^{\infty} y(s) ds = \frac{\Delta ML'}{1+r} \tag{II-6}$$

ΔVL : $t=1$ 시점에 부동산 가격이 $\Delta ML'$ 만큼 상승함에 따른 현재($t=0$) 부동산 가치의 상승분

이러한 논리에 따르면 부동산의 현재 가치 상승과 기업의 기존 보유자산가치 V_A 는 1:1로 변할 것이 예상된다. 즉,

$$\frac{\Delta V_A}{\Delta VL} = 1 \tag{II-7}$$

그러므로 다른 모든 조건이 다 같고 자본시장이 효율적(efficient)이라면 일반적으로 부동산 가치의 상승만큼 기업의 보유자산 가치도 증가한다. 왜냐하면 보유 부동산의 가격 상승이 기대되더라도 기업이 이미 보유하고 있는 자산에 대하여는 생산기회에 아무런 영향이 없기 때문이다. 만일 자본시장이 효율적이므로 부동산 가치 변화가 기업가치에 신속하고 적절하게 반영된다면 V_A 는 VL 의 변화만큼 변화한다.

반면 부동산의 가격 상승(하락)기대는 기업의 성장기회를 제약하고(증대시키고) 그에 따라 기업의 성장가치를 하락(상승)시킨다. 따라서 성장기회에 대한 미래 부동산의 추가 투자 소요액과 성장가치는 역으로 변한다. 더욱이 그러나 기업의 성장가치는 성장기회에 소요되는 추가적 부동산 투자액의 증가(감소)뿐만 아니라 기업의 기존 보유 부동산 가치의 증가(감소)에 따라 하락(상승)할 것이 예상된다.

$$\text{즉, } \frac{\Delta V_G}{\Delta VL} < 0 \tag{II-8}$$

왜냐하면 우선 앞의 논리에 따라 $\Delta V_G / \Delta ML < 0$ 으로 기대할 수 있다. 여기서 미래 성장기회에 투자하기 위해 추가적으로 소요되는 부동산 보유량을 ΔL , $t=1$ 시점의 단위 부동산에 대한 추가적 가격상승기대를 ΔP_1 이라 하면, $\Delta ML = \Delta P_1 \cdot \Delta L$ 이 된다.⁶⁾

또한 기업의 기존 보유 부동산을 L 이라 하면 ΔVL 은 다음과 같다.

$$\Delta VL = \Delta ML' \int_{-\infty}^{\infty} y(s) ds = \Delta P_1 L \int_{-\infty}^{\infty} y(s) ds \quad (\text{II-9})$$

그런데 (II-8)은 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\frac{\Delta V_G}{\Delta VL} = \frac{\Delta V_G}{\Delta ML} \cdot \frac{\Delta ML}{\Delta VL} = \frac{\Delta V_G}{\Delta ML} \cdot \frac{\Delta L}{L} \int_{-\infty}^{\infty} y(s) ds \quad (\text{II-10})$$

(II-10)에서 $\Delta L/L$ 이 양수인 한 $\Delta V_G / \Delta VL$ 은 음수(-)가 된다. 따라서 기업의 성장기회 가치와 보유 부동산의 가치는 역으로 변한다.

그러므로 (II-7)과 (II-10)의 결과를 종합하면 다음과 같은 결론을 유도할 수 있다.

$$\frac{\Delta V}{\Delta VL} = \frac{\Delta V_A}{\Delta VL} + \frac{\Delta V_G}{\Delta VL} < 1 \quad (\text{II-11})$$

즉, 부동산 보유 가치의 변화에 따른 기업의 전체 가치 변화는 1 보다 작다. 왜냐하면 부동산 가격상승기대에 따라 기업의 기존 자산 가치는 부동산 가치의 상승분 만큼 증가하지만 이로 인해 기업의 성장가치는 오히려 하락하기 때문이다.

이상에서는 미래($t=1$)시점의 부동산 가격 상승 기대의 변화에 따른 효과를 분석하였다. 그러나 그외에도 기업의 보유 부동산 가격 상승과 기업의 성장기회 가치가 반대로 변할 추가적인 이유가 존재한다. 가령 기업의 보유 부동산 가격이 $t=0$ 시점에서 ΔP_0 만큼 증가하였다고 가정하여 보자. 이때에는 $t=0$ 시점의 기업 보유 부동산 가치 VL 은 $\Delta P_0 \cdot L$ 만큼 증가하고, 그에 따라 기업의 기존 보유 자산가치 VA 도 $\Delta P_0 \cdot L$ 만큼 증가한다. 그러나 $t=0$ 시점에서 단위 부동산의 가격 상승은 추가적으로 미래 부동산 가격의 상승기대를 유발할 수 있다. 그러한 효과를 분석하기 위하여 (II-10)을 다시 다음과 같이 표시한다.

$$\frac{\Delta V_G}{\Delta VL} = \frac{\Delta V_G}{E(\Delta ML)} \cdot \frac{E(\tilde{\Delta ML})}{\Delta VL} \quad (\text{II-12})$$

6) $t=1$ 시점의 단위 부동산의 가격상승폭이 상황에 의존적이라면 가격 상승폭은 $P(s)$ 가 될 것이다. 여기에서 단위부동산가격의 상승폭을 ΔP_1 으로 한 것은 단순히 분석의 편의를 위한 것이다.

ΔVL : 현재($t=0$)시점에서 기업이 보유하고 있는 부동산의 가치 증가
 $E(\Delta \tilde{ML})$: 성장기회에 대한 미래($t=1$)시점의 추가적 부동산 투자에 대한
 기대 소요액

(II-12)는 다음의 논의를 간편하게 하기 위하여 (II-10)을 다소 수정한 것이다. 여기서는 $t=1$ 시점의 ΔML 을 확실한 값이 아닌 확률적인 값으로 간주하였다.

위에서 우선 미래 부동산의 투자 소요 기대금액이 증가하면 기업의 투자기회가 감소하므로 $\Delta V_G/E(\Delta \tilde{ML})$ 은 분명히 0보다 작다. 그러나 $\Delta V_G/\Delta VL$ 의 전체적인 부호는 $E(\Delta \tilde{ML})/\Delta VL$ 의 크기에도 영향을 받는다. 그런데 $E(\Delta \tilde{ML})/\Delta VL$ 은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\frac{E(\Delta \tilde{ML})}{\Delta VL} = \left(\frac{\Delta P_0 + E(\Delta \tilde{P}_1)}{\Delta P_0} \right) \frac{\Delta L}{L} \tag{II-13}$$

ΔP_0 : 현재($t=0$)시점의 단위 부동산에 대한 가격 상승폭
 $E(\Delta \tilde{P}_1)$: 미래($t=1$)시점의 단위 부동산에 대한 추가적 가격 상승 기대
 ΔL : 미래($t=1$)시점에서 성장기회에 추가적으로 소요되는 부동산의 양
 L : 현재($t=0$)시점에서 기업이 보유하고 있는 부동산의 양

여기서 $\Delta L/L$ 은 ΔL 이 0보다 큰 한 양수이다. 따라서 $\Delta V_G/\Delta VL$ 의 전체적인 부호는 괄호안의 부호에 의존하게 된다. 여기서 만일

$$E(\Delta \tilde{P}_1)/\Delta P_0 > -1 \text{ 이면 } \frac{\Delta V_G}{\Delta VL} < 0 \text{ 이고,} \tag{II-14}$$

$$E(\Delta \tilde{P}_1)/\Delta P_0 \leq -1 \text{ 이면 } \frac{\Delta V_G}{\Delta VL} \geq 0 \text{ 인 관계가 성립한다.}$$

그러나 부동산의 가격 형성에 관한 일반적인 가정과 우리나라 부동산 시장의 현실을 고려할 때 $E(\Delta \tilde{P}_1)/\Delta P_0$ 의 비율은 일반적으로 -1보다 클 것이 예상된다. 왜냐하면 우선부동산의 가격 형성이 random walk에 의한다는 일반적인 가정하에서는 $E(\Delta \tilde{P}_1)$ 가 평균적으로 0에 가까울 것이다. 이때에는 분명히 $E(\Delta \tilde{P}_1)/\Delta P_0$ 의 비율이 분명히 -1보다 크다.

그러나 그외에도 일반적으로 우리나라 부동산시장에서는 가격거품의 현상이 강한 것으로 인식되고 있다. 자산의 가격에 거품가격이 형성되는 이유는 합리적거품(rational bubble), 정보거품(information bubble), 또는 유행(fad) 등 여러가지 요인에 의하지만, 일단 형성된 가격거품이 상당기간 꺼지지 않고 장기간 지속되는 데에는 시장내 불안

정적인 투기(destabilizing speculation)현상이 존재하기 때문이다.)⁷⁾ 자산시장내에 불안정한 투기가 존재하면 경제주체들은 자산의 현재가격이 오르는 것을 보고 미래의 가격이 더 큰 폭으로 오를 것을 예상하고 그러한 예상의 결과, 자산에 대한 초과수요가 지속되어 자산의 가격상승이 멈추지 않게 된다.

이러한 현상은 우리나라 부동산 시장에서 지속적으로 경험되고 있는 사실이다. 그간 우리나라의 부동산 가격 상승 배경을 보면 일단 부동산 가격이 오르면 부동산 중개업자나 언론매체의 부추김에 따라 투자자들은 부동산 가격이 더욱 상승할 것이라는 예상을 하게 되고, 그에 따라 가격이 더 오르기 전에 부동산을 구입하려는 수요가 많아지며 이로인한 가격 상승은 또 다시 부동산 수요를 자극시켜 가격상승, 수요확대의 악순환이 되풀이 되는 현상이 야기되고 있다.

우리나라 부동산 시장에서 불안정적인 투기현상이 얼마나 심각한지는 아직 분명치 않다. 그러나 최근 金京煥(1991)의 연구에 의하면 전반적으로 우리나라 부동산 가격에 거품가격이 지속적으로 내포되고 있는 것으로 나타나고 있다.⁸⁾

만일 우리나라 부동산의 가격형성에 있어서 불안정적인 투기가 지배적인 현상이라면 ΔP_0 와 $E(\Delta P_1)$ 간에는 正(+)⁹⁾의 관계가 성립할 것이 기대된다. 왜냐하면 불안정적인 투기하에서 부동산의 현재가격 상승은 더욱 큰 추가적인 미래 가격의 상승 기대를 유발하고, 그에 따라 $E(\Delta P_1)$ 과 ΔP_0 는 같은 방향으로 변화할 것이 예상되기 때문이다.

그러므로 이상과 같은 부동산 시장의 현실을 고려할 때 $\Delta V_G/\Delta V_L$ 의 부호는 일반적으로 陰(-)이 될 것이 기대된다.

2. 부채에 의한 자본조달의 경우

위와 유사한 상황하에서 Myers(1977)는 기업이 성장기회를 담보로 필요한 자금의 일부를 부채에 의하여 조달을 하는 경우를 분석하였다. 그에 의하면 부채의 만기가 기업의 상황이 알려지고 난 이후 도래하게 되면 無負債사용 기업에 비하여 부채사용 기업의 성장 가치가 하락하는 것으로 분석되었다.

즉, 무부채사용 기업에서는 $t=1$ 시점의 부동산 투자금액 $ML(s)$ 와 $CF(s)$ 선이 만나는

7) 부동산 시장에서의 가격거품의 형성 요인과 불안정적인 투기 현상에 관하여는 金京煥(1991)의 내용을 참조할 것.

8) 金京煥(1991)의 연구에 의하면 토지의 경우 명목가격 혹은 실질가격이든 간에 성장하는 합리적 거품 성격의 가격거품이 장기적으로 지속되고 있는 것으로 나타났다. 명목가격에 의한 地價의 경우 82-3년경부터 90년까지, 實質地價인 경우 85-6년경부터 90년까지 합리적 거품이 지속적으로 나타나는 것으로 분석되었다. 한편 주택가격의 경우에는 실질가격으로는 거품가격의 존재를 명확히 파악할 수 없었으나 명목가격으로는 87년부터 90년까지 가격거품이 지속되고 있는 것으로 나타났다.

s_a 부터 기업이 성장기회를 채택하게 되므로 이때 기업의 성장기회 가치는 앞의 (II-4)식
에서와 같이 주어진다.

반면 이 기업이 $t=1$ 시점에서 D의 금액을 상환하는 부채계약을 체결하게 되면 성장기
회에 대한 투자는 s_d 부터 일어나고 이때 성장기회에 대한 주주의 가치 VE_G 와 부채가치
 VD_G , 그리고 그들의 합으로 표현되는 기업의 성장기회에 대한 총가치 V_G 는 다음과 같아
지게 된다.

$$\begin{aligned} VE_G &= \int_{s_d}^{\infty} y(s)[CF(s) - (ML(s) + D)] ds \\ VD_G &= \int_{s_d}^{\infty} y(s)D ds \\ V_G &= VE_G + VD_G = \int_{s_d}^{\infty} y(s)[CF(s) - ML(s)] ds \end{aligned} \quad (II-11)$$

그러므로 Myers(1977)가 지적한 바와 같이 부채를 사용하는 경우 무부채 사용 기업에
비하여 [그림 4]의 사선친 부분과 같은 성장기회의 손실이 발생하며 그때의 가치손실은
다음과 같다.

$$\Delta V_G = \int_{s_a}^{s_d} y(s)[CF(s) - ML(s)] ds \quad (II-12)$$

이러한 기업에 $t=1$ 시점의 부동산 투자 소요액이 ΔML 만큼 상승할 것이 기대된다고
가정하자.⁹⁾ 그러면 이때 성장기회에 대한 투자는 [그림 3]의 s_a 부터 일어나게 된다. 따
라서 주주에게 돌아가는 성장기회의 순가치는 다음과 같다.

$$VE_G = \int_{s_a}^{\infty} y(s)[CF(s) - (ML(s) + \Delta ML + D)] ds \quad (II-13)$$

또한 만기시 D원을 받는 부채권자의 가치는 다음과 같다.

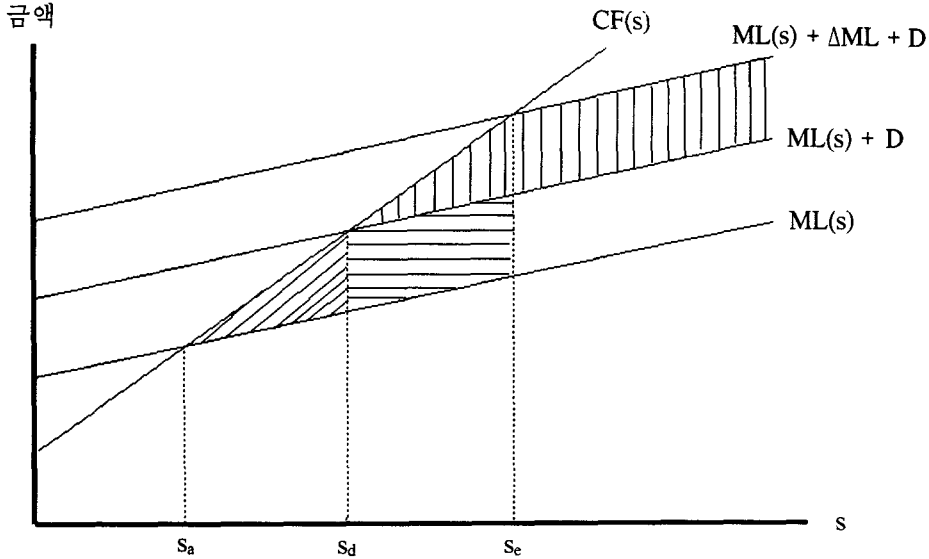
$$VD_G = \int_{s_a}^{\infty} y(s)D ds \quad (II-14)$$

따라서 주주가치와 부채권자의 가치를 합한 기업의 총가치는 다음과 같다.

$$V_G = \int_{s_a}^{\infty} y(s)[CF(s) - (ML(s) + \Delta ML)] ds \quad (II-15)$$

9) 여기서도 역시 $t=1$ 시점의 부동산 투자 상승액을 $\Delta ML(s)$ 로 하여도 본고의 논리에는 지장이 없다.

그림 4) 부채에 의한 자금조달이 있는 경우
부동산 가격의 상승에 따른 결정의 변화



이것을 부동산 투자 소요 기대액이 $ML(s)$ 에 불과한 부채사용 기업의 총가치와 비교하면 $t=1$ 시점에서 부동산 투자액이 ΔML 만큼 증가함으로써 전체 기업의 성장기회 가치는 다음과 같이 하락한 것을 볼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta V_G &= \Delta VEG + \Delta VDG \\ &= \left(\int_{S_d}^{S_e} y(s) [CF(s) - (ML(s) + D)] ds + \Delta ML \int_{S_e}^{\infty} y(s) ds \right) + D \int_{S_d}^{S_e} y(s) ds \end{aligned} \quad (II-16)$$

여기서 (II-16)식의 앞의 항 ΔVEG 는 그림의 세로줄 친 부분에 해당된다. 이것은 부동산 가격 상승 기대에 따라 투자기회가 상실되어 나타나는 가치손실로서 부동산가격의 증가시 무부채 사용기업에 발생하였던 손실과 동일하다.

그러나 부채사용시에는 이러한 손실 뿐만 아니라 (그림3)의 가로줄 친 부분으로 나타나는 투자기회의 상실이 추가적으로 발생함을 볼 수 있다. 따라서 부동산의 가격이 상승함에 따라 무부채사용 기업에 비해 ΔVDG 만큼 성장가치가 추가적으로 하락하였다.

그러므로 위의 분석에 의하면 부동산 가격이 상승하였을 때 기업의 미래 성장기회에 대한 가치하락은 무부채사용 기업보다도 부채사용 기업이 더욱 크고, 또한 부채사용 기업 중에서는 부채사용이 클수록 더욱 커지게 된다.

그러면 이와같은 성장가치의 상실을 궁극적으로 누가 부담할 것인가? Myers(1977)는

부채사용 기업이 무부채사용 기업에 비해 부채를 사용함으로써 부담하게되는 성장기회 가치의 상실은 부채권자의 합리적 기대(rational expectation)행위를 가정할 때 궁극적으로는 기업의 주주가 부담하게 될 것이라는 점을 지적하였다. 즉, 사전에 이러한 가치 상실이 일어날 것이라는 합리적 기대를 갖은 負債權者는 부채계약시 이자나 기타의 계약 조건의 설정에 이러한 효과를 미리 반영하게 되고 그에따라 이들 효과는 궁극적으로 주주에게 돌아갈 것이라는 점이다.

이러한 논리에 따르면 결국 부동산가격의 상승에 의하여 발생하는 추가적인 부채가치의 상실, ΔVD_G 도 궁극적으로 주주의 부담이 되는 것으로 간주할 수 있다. 또한 부동산의 가격상승에 따른 모든 이득과 손실이 궁극적으로는 주주에게 귀속된다고 전제할 때 부채사용 기업에 있어 부동산 가격 상승에 따른 기업가치의 변화는 다음과 같이 조정될 수 있다.

$$\frac{\Delta VE}{\Delta VL} = \frac{\Delta VE_A}{\Delta VL} + \frac{\Delta VE_G}{\Delta VL} < 1 \tag{II-17}$$

VE : 기업의 총자본 가치

VE_A : 기업의 현재 보유자산에 대한 자기자본 가치

VE_G : 기업의 새로운 투자기회에 대한 자기자본 가치

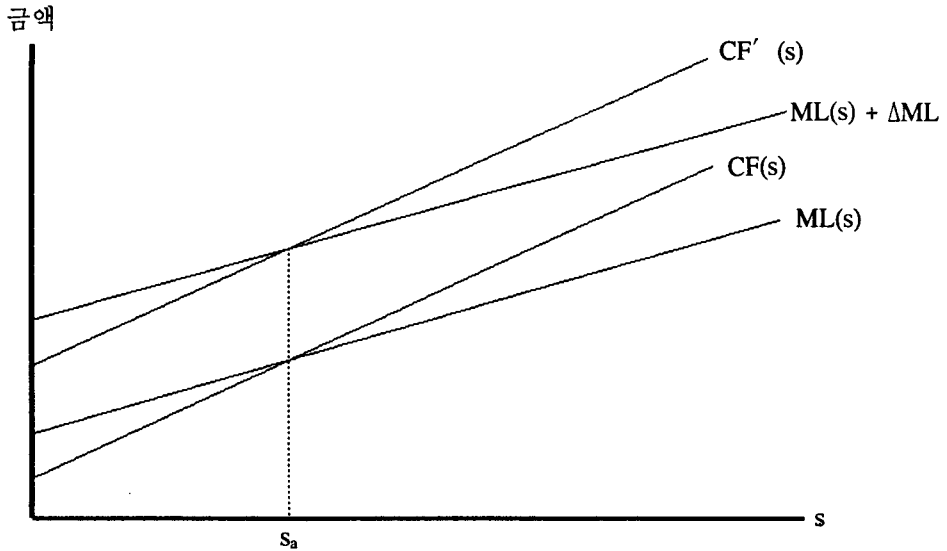
다만, 부채사용기업에 있어 기업의 성장가치 하락은 부채사용이 높을수록 성장기회의 가치 하락이 크므로 다른 조건이 같다면 부동산 가격의 변화에 따른 지분가치의 변동 ($\Delta VE / \Delta VL$)은 기업의 부채사용이 높을수록 1 보다 더욱 작아질 것이 기대된다.

3. 부동산 가격상승의 거품성과 실질적 생산성

앞의 논의에서는 부동산 가격의 상승 기대의 원인에 대한 고려가 없었다. 그러나 부동산 가격 상승 기대의 원인이 어디에 있는가에 따라 그것이 기업의 성장가치에 미치는 영향이 다르게 나타난다. 가령 어떤 외부적인 요인에 의해 부동산의 단위당 한계생산력이 증가할 것이 기대된다고 가정하여 보자. 이러한 경우 다른 조건이 일정하다면 한계생산력의 증가에 따라 부동산 수요는 증가할 것이다. 그러나 이때 부동산의 공급이 제한적이거나 수요의 증가를 충족할 수 없을 정도로 공급이 완만하다면, 부동산의 가격은 한계생산력의 증가와 더불어 상승할 것이 기대된다.

그러나 만일 부동산의 가격 상승 기대가 단위 부동산의 실질적 한계생산력의 향상에 따라 이루어진다면, 앞의 분석에서와는 달리 부동산의 가격 상승 기대로 인하여 기업의 성

(그림 5) 한계생산력의 증가시 부동산 가격의 상승에 따른
기업의 성장기회 투자결정



장기회 상실은 나타나지 않는다.

가령 단위 부동산에 대한 생산력이 높아져서 동일한 양의 부동산 투입에 대하여 생산함수가 $q(x)$ 에서 $q'(x)$ 로 변하고 이때 한계생산력의 관계는 다음과 같다고 가정하자.

모든 s 에 대하여

$$\frac{\partial q'(x)}{\partial x_i} > \frac{\partial q(x)}{\partial x_i} \quad (\text{모든 } x_i \text{에 대하여}) \quad (\text{II-18})$$

x_i : 생산요소 i

이러한 경우 주어진 상황하에서 기업의 생산력이 증가하므로 기업의 현금흐름도 모든 상황에서 그만큼 높아지게 될 것이다.

그런데 만일 부동산의 가격상승 기대와 더불어 각 상황에서의 현금흐름 기대도 부동산 가격 상승 기대와 동일한 비율만큼 증가한다면 기업의 성장가치는 변화하지 않는다. 즉 [그림 5]에서 $t=1$ 시점의 부동산 가격이 $ML(s)$ 에서 $ML(s) + \Delta ML$ 로 상승할 것이 기대된다고 가정하여 보자. 그러나 이러한 부동산 가격의 상승과 더불어 각 상황의 기업의 현금흐름에 대한 기대도 원래의 $CF(s)$ 에서 $CF'(s)$ 로 동일 비율만큼 증가한다고 가정한다. 그러면 그림에서 보듯 부동산 가격의 상승 이후에도 새로운 투자 개시점은 여전히 s_a

로 유지됨을 볼 수 있다. 따라서 이때 기업의 새로운 성장기회 가치는 부동산 가격 상승 기대 이전의 가치와 동일하다.

위의 사실은 부동산 가격 상승의 기본적 원인을 자본시장을 통하여 평가할 수 있는 근거를 제시하여 준다. 만일 부동산 가격의 상승 기대가 실질적 한계생산력의 증가에 의하여 야기된다면 기업의 성장기회 가치는 영향을 받지 않을 것이다. 따라서 다른 모든 조건이 동일하고 자본시장이 충분히 효율적이므로 부동산가격의 변화가 기업가치(또는 자본가치)에 적절히 반영된다면 부동산 가치의 변화만큼 기업가치(또는 자본가치)가 변화한다.

그러나 반면 부동산의 가격상승 기대가 기업의 실질적 한계생산력의 증가를 수반하지 않는 단순한 거품가격에 의한 것이거나, 또는 부동산 가격 상승과 더불어 실질적 한계생산력의 증가가 이루어진다해도 가격상승 기대가 생산력의 증가를 능가하는 경우에는 부동산 가격상승 기대가 기업의 성장기회를 제약하는 결과를 낳게 된다. 따라서 전반적인 기업의 가치(또는 자본가치)는 보유 부동산가치의 증가에도 불구하고 그에 미치지 못하는 결과가 나타날 것이다.

III. 한국 주식시장에서의 실증분석

1. 가설과 모델의 설정

제 II장의 내용에 따라 다음과 같은 가설을 설정할 수 있다.

$$H_0 = \Delta VE_t / \Delta VL_t = 1$$

$$H_1 = \Delta VE_t / \Delta VL_t < 1 \tag{III-1}$$

ΔVE_t : t시점의 기업 자본가치의 증분

ΔVL_t : t시점의 기업 부동산 가치의 증분

여기서 귀무가설은 부동산의 가격상승 기대가 단위 부동산의 실질적 한계생산력이 항상됨에 따라 야기된다는 가설과 일관성이 있다. 앞의 제 II-3장에서 부동산의 한계생산력의 증가시에는 부동산의 가격상승이 이루어진다할지라도 기업의 성장기회가치에 대한 손실이 야기되지 않으므로 부동산의 가치상승분만큼 기업의 자본가치가 상승하는 것으로 분석되었다. 반면 귀무가설의 기각은 부동산의 가격상승 기대가 거품에 의하여 형성된다는 가설을 지지하는 증거로 받아들여질 수 있다. 만일 부동산의 가격상승 기대가 한계생

산력의 증가를 수반하지 않는 단순한 거품가격에 의한 것이라면 부동산 가격상승 기대는 기업의 성장기회를 제약하고, 그에 따라 부동산 가격상승에 따른 자본가치의 상승은 부동산 가치의 상승분에 미치지 못할 것으로 기대된다.

그러나 위의 해석은 몇가지 전제조건을 필요로하고 있다. 우선 첫째, 이는 부동산의 가치 증감에 관한 모든 정보가 자본시장에서 주식가치에 신속, 적절하게 반영된다는 자본시장의 정보효율성(informational efficiency)을 전제로하고 있다. 만일 자본시장이 부동산 관련정보에 관하여 비효율적으로 반응하는 시장이라면 귀무가설의 기각은 시장의 정보 비효율적 측면에 의하여 야기되었는지, 또는 부동산의 가격 거품성에 의하여 야기되었는지의 판단이 어렵게된다. 그러므로 위의 가설은 시장의 정보효율성 가설과 결합가설(joint hypotheses)이다.

둘째, 현실적으로 기업의 자본가치의 변동은 단순히 부동산 가치의 변동 뿐만 아니라 위험 등 다양한 요인에 영향을 받는다. 그러므로 가설 (III-1)에서 자본가치의 증분, ΔVE 는 이러한 효과를 제외한 나머지 증분 효과로 파악하여야 한다. 따라서 실증분석시에는 부동산 이외의 기타 요인에 대한 적절한 통제가 요구된다.

셋째, 위의 (III-1) 가설의 설정에 있어 부동산 가치의 변동은 부채가치에 영향을 주지 않는 것으로 가정되고 있다. 즉 부동산 가치의 변화에 따른 효과는 모두 자본가치에 반영되는 것으로 간주된다. 부동산 가치의 변화에 따른 기업가치의 증분효과가 일부 부채가치에도 반영된다면, 부동산과 기업가치의 변화가 비록 1:1 대응관계라 할지라도 자본가치에 대한 효과는 이와 다르게 나타날 수가 있다. 실제로 우리나라에서와 같이 금융기관의 대출시 부동산 담보대출의 관행이 일반화되어 있는 상황에서는 부동산 가치의 변동이 부채가치에 영향을 미칠 가능성이 크다. 그러나 현재로서는 이에 대한 명확한 효과가 알려져 있지 않으므로 본고에서는 이를 일단 논외로 접어두고자 한다.

(III-1)의 가설을 검증하기 위하여 우선 분자, 분모를 각각 VE_{jt-1} 로 나누어 j기업에 대한 귀무가설을 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{\Delta VE_{jt}}{VE_{jt-1}} \bigg/ \frac{\Delta VL_{jt}}{VL_{jt-1}} \cdot \frac{VL_{jt-1}}{VE_{jt-1}} = 1 \quad (III-2)$$

VE_{jt-1} : t-1시점에서 기업의 자본가치

VL_{jt-1} : t-1시점에서 기업의 부동산 가치

그러므로 위의 식은 다음과 같이 정리된다.

$$R_{jt} = R_{Lt}^i \cdot \frac{VL_{jt-1}}{VE_{jt-1}} \tag{III-3}$$

$R_{jt} = \Delta VE_{jt}/VE_{jt-1}$: t시점의 j주식 수익률

$R_{Lt}^i = \Delta VL_{jt}/VL_{jt-1}$: t시점의 j기업 부동산가치 상승률

여기서 부동산의 가격 상승률 R_{Lt}^i 은 R_{Lt} 로서 모든기업에 동일하다고 가정한다. 그리고 부동산 가치변동 이외의 다른 효과를 통제하기 위하여 기업의 주식수익률 R_{jt} 는 기본적으로 다음과 같은 시장모형(market model)에 따라 결정된다고 가정한다.

$$\tilde{R}_{jt} = \alpha_j + \beta \tilde{R}_{mt} + \tilde{\varepsilon}_{jt} \tag{III-4}$$

α_j : 시장모형의 절편항

β_j : 시장 포트폴리오의 회귀계수

\tilde{R}_{mt} : t시점의 시장 포트폴리오 수익률

$\tilde{\varepsilon}_{jt}$: t시점의 시장모형 오차항

그러므로 위의 (III-3)과 (III-4) 두 식을 결합하면 다음과 같다.

$$\tilde{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j \tilde{R}_{mt} + R_{Lt} \frac{\tilde{V}L_{jt-1}}{\tilde{V}E_{jt-1}} + \tilde{\varepsilon}_{jt} \tag{III-5}$$

그러나 (III-5)의 식을 그대로 추정하기는 어렵다. 왜냐하면 (III-5)를 추정하기 위하여 필요한 충분한 R_{Lt} 나 부동산 비율에 관한 시계열적 자료를 어렵기 때문이다. 이러한 문제를 회피하기 위하여 Black, Jensen & Scholes(1972)나 Fama & McBeth(1973)가 資本資產價格決定 模型(capital asset pricing model:CAPM)의 타당성을 검증하기 위하여 사용한 방법을 활용할 수 있다.¹⁰⁾ 즉, 우선 1단계로 각 표본 주식에 대한 시계열적 자료(time series data)를 바탕으로 식(III-4)에 의하여 β_j 를 추정한다. 그리고 그 다음 일정한 t시점에서 횡단면적 자료(cross-sectional data)를 활용하여 앞에 추정된 β_j 와 부동산 비율을 독립변수로, t시점의 주식수익률을 종속변수로 하여 다음 식의 γ_0 와 γ_1 및 γ_2 를 추정한다.

10) 물론 위의 방법이 Black, Jensen & Scholes나 Fama & McBeth의 방법과 완전히 동일한 것은 아니다. 특히 이들은 모두 추정의 효율성을 향상시키기 위하여 포트폴리오의 구성에 의하여 계수를 추정하는 방법을 사용하였다.

$$\tilde{R}_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_j + \gamma_2 \frac{\tilde{V}L_{jt-1}}{VE_{jt-1}} + \tilde{\varepsilon}_{jt} \quad (\text{III-6})$$

$\hat{\beta}_j$: 시장모형에 의하여 추정된 j기업의 베타

식(III-6)에서 특히 관심의 대상이 되는 것은 γ_2 계수이다. 만일 위에서 언급된 논의가 옳다면 식(III-1)의 귀무가설하에서 γ_2 는 R_{Lt} 와 같아야 한다.

2. 단일요인 모형과 다요인 모형

앞의 식(III-5)와 (III-6)은 자본시장의 기본적 수익률 구조가 단일요인(single factor model) 혹은 다요인 모형(multifactor model)에 의하는가하는 점과 CAPM의 타당성에 관한 전통적인 의문을 다시 제기하고 있다.

잘 알려진 바와 같이 Black, Jensen & Scholes(1972)와 Fama & McBeth(1973)는 (III-6)과 유사한 모형을 바탕으로 CAPM의 타당성을 검증한 결과, 전반적으로 그 모형을 지지하는 결론을 얻었다.¹¹⁾ 그러나 그 후 Banz(1981), Reinganum(1981), Keim(1983) 및 Basu(1983) 등은 P/E비율이나 기업의 규모(firm size) 변수가 베타 이외에도 자산의 수익률을 설명하는 중요한 변수임을 발견하였다. 또한 Brennan(1970)과 Lizenberger & Ramaswamy(1979)는 개인소득세의 존재하에서 배당 수익률이 자산의 기대수익률에 영향을 주는 요인임을 지적하고 그를 입증하는 결과를 발견하였다.

이러한 연구들은 모두 추정의 효율성을 개선하기 위하여 연구에 따라 나름대로 각기 다른 방법을 채택하고 있다. 그러나 대부분의 연구에서 기본적으로는 앞의 (III-4)에 입각한 시장모형에 의하여 베타를 추정한 후, 이를 이용하여 포트폴리오를 구성하고 그 다음기에 각 포트폴리오에 대하여 추정된 베타와 기타 변수를 포함하여 식 (III-6)과 유사한 모델을 설정, 횡단면적 분석을 시행하고 있다.¹²⁾ 다만 횡단면 분석에 포함되는 베타 이외의 변수는 연구의 관심에 따라 다르다.

11) 이들의 결과는 전반적으로 Sharpe-Lintner-Mossin의 전통적인 CAPM보다는 제로베타 CAPM을 지지하고 있다.

12) 이들 대부분의 연구에서는 횡단면 분석을 위하여 포트폴리오 구성시 추정된 베타를 그대로 사용하지 않고 그 다음기에 재추정된 베타를 사용하고 있다. 또한 횡단면 분석에는 오차항의 同分散性(homoscedastic error)을 가정한 단순 OLS(ordinary least square) 방법에 의한 것(예: Fama & McBeth)과 異分散性(heteroscedastic error)을 가정하여 GLS(generalized least square)방법을 사용한 것(예: Black & Scholes(1974)) 등이 있다. 특히 Lizenberger & Ramaswamy는 효율적인 추정을 위하여 포트폴리오 구성에 의한 추정방법을 사용하지 않고 시장모형의 잔차과 베타의 추정오차를 고려하여 GLS와 MLE(maximum likelihood estimation)에 의한 추정을 사용하였다.

이와같은 관점에서 식(III-6)은 주식수익률의 다요인성을 아울러 검증한다고 볼 수 있다. 물론 식(III-6)은 균형조건에 의하여 유도된 모형은 아니다. 그러나 만일 식(III-6)에 의한 횡단면적 분석을 통하여 유의적인 γ_2 계수가 발견된다면 이것은 CAPM이 주식수익률 결정의 주요 변수인 부동산 비율을 포함하지 않은 잘못 설정된 모형(misspecified model)임을 입증한다. 그러나 만일 γ_2 계수가 0과 크게 다르지 않은 것으로 나타난다면 CAPM은 부동산 비율에 관하여 바르게 설정된 모형으로 평가된다.

잘 알려진 바와 같이 포트폴리오 이론의 맥락에서 기업의 고유요인(firm specific factor)은 분산효과에 의해 가격화되지 않는다. 기업의 부동산 보유비율은 시장요인과 관계 없는 비체계적인 요인(unsystematic factor)에 해당된다. 따라서 CAPM이 옳다면 식(III-6)의 부동산 보유 비율에 대한 반응계수 γ_2 는 0에 가까운 수치를 나타낼 것이다. 그러나 현재까지 상당수의 연구는 CAPM이 잘못 설정되었을 가능성을 시사하고 있으므로 과연 기업의 부동산 보유 비율이 이러한 요인을 설명할 수 있는가 하는 점도 흥미로운 실증분석의 대상이 된다.

3. 표본 및 검증절차

본고에서는 식(III-4)와 (III-6)에 의하여 부동산 가격상승의 효과를 분석하였다.

우선 이를 위하여 다음과 같은 절차에 의하여 표본을 선정하였다.

- (1) 1987년부터 1991년까지 도소매업을 제외한 상장제조기업
- (2) 1987년부터 1991년까지 매년 당해년도의 월별수익률을 포함한 그 이전의 60개월의 월별수익률자료가 이용 가능할 것.

이러한 두가지 선별조건에 의하여 1987-91년중 총 1,319개의 표본이 선발되었다. 이들 기업에 대하여 1986-90까지의 장부가액에의한 토지의 보유금액과 납입자본, 총자산 및 부채금액을 조사하였다.

그리고 이러한 자료를 이용하여 매년 각 기업의 장부가액에 입각한 부동산 대 자기자본 비율을 계산하였다. 식(III-6)에서 부동산 대 자기자본의 가치의 비율(VL_{jt-1}/VE_{jt-1})은 원칙적으로 시가에 의존하여야하나 이에대한 파악이 불가능하므로 장부가액에 의한 비율을 사용하였다.¹³⁾

13) 여기서 부동산 보유비율을 시가에 의존하지 않고 장부가액을 사용한 것은 본 논문의 가장 큰 한계이다. 그러나 만일 시가에 대한 장부가액의 괴리 정도가 부동산과 자기자본이 서로 비슷하다면 장부가액에 의하여 평가된 비율을 시가비율의 대용변수로 활용하여도 큰 무리가 따르지 않는다. 또한 부동산과 자기자본의 장부가액 대 시가의 괴리 정도가 모든 기업에 일정하다면 그 괴리의 효과는 (II-6)의 2에 포함되어 나타날 것이다.

〈표 1〉 1987-91년중 주요 토지 용도 및 지목에 대한 가격 상승률

(단위: %)

		87	88	89	90	91	평균
별도용	전국 평균	14.67	27.33	31.97	20.58	12.78	21.52
	상업 지역	14.46	24.77	29.89	20.96	12.22	20.46
	공업 지역	27.81	27.45	32.36	22.10	15.96	25.14
지목별	상업용	15.10	26.47	24.35	19.50	13.97	19.88
	공업용	26.98	30.34	26.62	21.64	15.08	24.13

주1) 87, 88, 89년도 부동산수익률은 4/4분기말 대비 실적이며 90,91년도는 동년 1월 대비 실적임.

또한 기업의 보유 부동산은 토지 이외에도 건물 및 시설 등이 포함되나 우리나라에서 가장 가격 상승 문제가 심각한 것은 토지이므로 본고에서는 토지만을 분석대상으로 하였다.

위의 자료를 활용하여 다음과 같은 검증절차를 취하였다.

(1) 1987-91년 기간중 매년 각 기업에 대한 월별수익률을 종속변수로 하고 시장수익률을 독립변수로하여 식(III-4)에 의거 OLS(ordinary least square)에 의한 시계열적 회귀분석을 시행하였다. 그 결과 각 기업에 대한 매년의 α_i 와 β_i 의 시장모형 모수가 추정되었다.

이때 월별수익률 자료로는 분석대상 당해년도 이전부터 당해 년도말까지의 60개월의 자료가 활용되었고, 시장수익률로는 동기간중의 종합주가지수에 의하여 환산된 시장수익률이 활용되었다.

(2) 1987-91년중 각 년도에 분석대상이되는 모든 기업표본을 활용하여 식(III-6)에 의거 OLS에 의한 횡단면적 분석을 시행하였다.¹⁴⁾ 이때 독립변수로는 앞의 (1)단계에서 추정된 각 기업의 β_i 와 장부가치에 의한 보유 부동산 대 자기자본의 비율이 사용되었다. 이때 부동산 보유 비율은 횡단면 분석이 시행되는 前年度 비율이 사용되었다. 그리고 종속

14) 일반적으로 식(III-6)과 같은 횡단면 분석에는 추정의 효율성을 개선하기 위하여 포오트폴리오 구성에 의한 추정 방법이 사용된다. 또한 베타의 추정오차(measurement error)나 잔차의 이분산성(heteroskedasticity) 문제를 해소하기 위하여 단순 OLS 방법보다는 GLS(Generalized least square)나 MLE(maximum likelihood) 방법 등이 사용된다. 본고에서는 단순 OLS 방법 이외에도 Lizenberger & Ramaswamy(1979)가 제시한 방법에 따라 GLS와 MLE에 의한 추정도 함께 시행하였다. 그러나 추정결과 OLS에 비하여 효율성이 크게 개선되지 않았고 경우에 따라서는 추정계수도 비현실적으로 나타났으므로 여기서는 OLS에 의한 결과만을 제시하기로 한다.

변수로는 매년 각 기업의 월평균수익률을 기초로 환산된 연간수익률을 사용하였다.

(3) 앞의 논리에 따르면 식(III-6)에서 추정된 매년의 γ_2 를 그해 실현된 토지의 연간 가격상승률과 비교할 필요가 있다. 만일 γ_2 가 실현된 토지 수익률과 큰 차이가 없으면 귀무가설이 채택되는 반면, 그렇지 않은 경우에는 귀무가설이 기각된다.

〈표 1〉은 건설부에서 발표한 용도별 지목별 지가지수를 토대로 1987-91년중에 실현된 토지 가격의 상승률을 계산한 것이다. 표에서 보듯 1987-91년중 우리나라 전체 평균의 지가는 21.52%의 높은 상승을 나타내었다. 이중 특히 1988-89년중 토지의 가격 상승이 가장 높았다. 전국 평균 지가는 89년에 31.97%로 상승하여 5년중 가장 높은 상승률을 보였고 공업용지는 88년중 30.34%가 상승하였다. 그리고 지목별로는 상업용보다 공업용 지가의 상승이 더욱 높았다. 1987-91년중 상업용지의 가격은 평균 19.88% 상승하였던데 비하여 공업용지 가격은 24.13%가 상승하였다.

4. 실증분석의 결과

(1) 연도별 횡단면 분석 결과

이상의 방법에 의하여 연도별 횡단면분석을 실시한 결과가 다음의 〈표 2〉에서와 같이 나타나고 있다. 표에서 보듯 부동산 보유 비율의 계수, γ_2 가 모든 년도에 걸쳐 거의 0에 가깝게 나타나고 있다. 87년에는 γ_2 가 1.24%로 0보다 약간 높았으나 1988-90년중에는 모두 거의 0에 가까운 수치를 나타내고 있다.

한편 91년중 γ_2 계수는 95%의 유의수준에서 유의한 -1.93%의 음수로 나타났다. 그러나 91년도에는 γ_2 계수 뿐만 아니라 베타에 대한 반응계수인 γ_1 도 상당히 유의적인 음수로 나타나고 있어 91년도 주식시장의 특수한 상황이 이들 두 반응계수에 반영된 것으로 볼 수 있다. 실제로 91년도 우리나라 주식시장의 상황은 전반적인 침체기로 이러한 효과가 γ_1 과 γ_2 계수에 반영된 것으로 여겨진다.

이러한 결과를 종합해 볼 때 우리나라 시장에서 주식 수익률의 기업 부동산 보유에 대한 반응은 전반적으로 0에 가까운 것으로 평가된다. 따라서 1987-91년 기간중 공업용지를 비롯한 전국적의 토지 가격 상승율이 평균 20% 이상을 상회하였던 사실과 비교하면 γ_2 계수가 지가 상승률에 비하여 압도적으로 낮다고 볼 수 있다.

이러한 결과는 일단 우리나라시장에서 부동산 가격상승이 부동산의 한계 생산력의 증대에 의한 것이라기보다는 오히려 거품가격의 형성에 의한 것이라는 가설을 지지하는 증거로 해석해 볼 수 있다. 즉, 부동산 가격의 상승은 한편으로 기업의 보유 자산가치를 증대시켜 주가를 높이는 요인이되지만 또 다른 한편으로 기업의 성장가치를 하락시킴으로 주식수익률에 미치는 正(+)의 효과가 상쇄되어 뚜렷한 γ_2 의 계수가 나타나지 않는 것으

〈표 2〉 연도별 횡단면 분석결과

(단위: %)

년도 (표본수)	γ_0 (t)	γ_1 (t)	γ_2 (t)
87 (208)	3.5213*** (4.36)	3.7975 *** (5.38)	1.2368 (1.06)
88 (248)	0.5131 (0.97)	4.0133 *** (9.34)	-0.7760 (-0.78)
89 (286)	1.6046 *** (4.65)	0.3394 (1.09)	-0.2343 (-0.37)
90 (288)	-0.6752 ** (-2.23)	-0.9807 *** (-3.31)	0.3461 (0.74)
91 (289)	2.6172 *** (4.57)	-4.6392 *** (-7.97)	-1.9304 ** (-2.25)

주1) 괄호안의 t값은 각 추정치의 모수가 0이었을 때의 t값임

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5% 및 1%에서 유의한 값임.

로 해석할 수 있다.

그러나 이상과 같은 해석에는 무리가 따른다. 오히려 그보다는 기업의 부동산 보유 정보가 주식수익률에 미치는 영향이 미약한 증거로 풀이하는 것이 보다 합리적인 해석으로 판단된다. 이는 다시 말하면 CAPM의 틀속에서 기업의 부동산 보유 변수가 주식수익률에 반영되지 않는 비체계적 요인임을 의미한다. 또 한편으로 기업의 실제적인 부동산 보유는 기업의 내부정보로 장부가액으로 표시된 공표된 정보와 크게 다를 수 있다. 따라서 재무제표상의 부동산 보유정보에 대하여 주식수익률이 크게 반응하지 않는 것으로도 해석된다.

〈표 2〉의 결과를 통하여 볼 때 γ_0 와 γ_1 은 전반적으로 강한 유의성을 나타내고 있다. 만일 CAPM이 옳다면 γ_0 는 무위험이자율 혹은 제로베타(zero beta) 포트폴리오의 수익률과 일치하여야 하고 γ_1 은 시장포트폴리오의 위험프리미엄과 일치하여야 한다.¹⁵⁾ 여기서 이에 대한 검증을 생략하였으나 전반적으로 횡단면 분석의 결과는 우리나라 주식시장에서 이들 두 변수가 주식의 수익률을 설명하는 주요 변수임을 입증하고 있다.

(2) 연도별 부채비율별 횡단면 분석 결과

앞의 이론부문에 의하면 기업의 부채 사용이 높을수록 γ_2 계수는 낮아질 것이 예상된다.

15) 이에 관한 좀 더 자세한 논의는 앞의 제 III-2절에서 언급된 논문들을 참조할 것

〈표 3〉 연도별 부채비율별 횡단면 분석결과

(단위: %)

년도	부채비율 (표본수)	γ_0 (t)	γ_1 (t)	γ_2 (t)
87	저 (69)	5.3545 *** (3.99)	0.5012 *** (0.41)	3.9147 (1.55)
	중 (69)	0.5276 (0.24)	6.9208 *** (3.63)	1.6935 (0.56)
	고 (68)	3.0665 ** (2.23)	4.6410 *** (4.40)	0.4736 (0.30)
88	저 (82)	0.9590 (1.42)	1.7438 *** (2.68)	2.6932 (1.58)
	중 (82)	0.2584 (0.29)	3.9284 *** (5.68)	0.1011 (0.06)
	고 (84)	1.1963 (0.98)	4.9925 *** (5.74)	-4.2621 ** (-2.32)
89	저 (95)	1.5944 *** (2.66)	0.6749 (1.33)	-2.8808 * (-1.72)
	중 (95)	1.7275 *** (2.70)	0.4617 (0.65)	-0.0075 (-0.01)
	고 (96)	1.8457 *** (3.03)	-0.1257 (-0.25)	0.1980 (0.24)
90	저 (95)	-0.2246 (-0.46)	-1.4138 *** (-2.96)	0.9235 (0.89)
	중 (96)	-0.3452 (-0.61)	-1.3351 ** (-2.16)	-0.1220 (-0.14)
	고 (97)	-1.7974 *** (-3.17)	-0.1135 (-0.23)	1.2189 (1.66)
91	저 (96)	1.9025 (1.82)	-4.6593 *** (-3.93)	1.8625 (0.85)
	중 (96)	2.3862 ** (2.21)	-4.0179 *** (-3.48)	-2.2283 (-1.65)
	고 (97)	3.2228 *** (3.07)	-5.0864 *** (-5.72)	-3.2643 ** (-2.36)

주1) 괄호안의 t값은 각 추정치의 모수가 0이었을 때의 t값임

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5% 및 1%에서 유의한 값임.

〈표 3〉에서는 이러한 효과를 검증하고 있다. 〈표 3〉은 87-91 각 년도의 표본을 부채비율의 고저에 따라 구분하여 횡단면 분석을 시행한 결과이다. 이때 부채비율은 횡단면 분석이 시행되는 전년도의 장부가액 부채 대 자산의 비율을 적용하였다. 이론적으로 성장기회의 가치상실 정도는 기업의 기존 부채 사용의 과다에 의존하는 것이 아니라 새로운 투자기회에 대한 부채사용 정도에 따른다. 그러나 성장기회에 대한 자금조달 계획을 파악하기 어려우므로 여기서는 성장기회에 대한 자금조달이 기업의 기존 자본구조와 동일하게 이루어지는 것으로 가정하였다.¹⁶⁾

〈표 3〉에서 고부채 사용 기업의 γ_2 는 저부채 사용 기업보다 전반적으로 낮게 나타나고 있다. 87년도에는 고부채 기업의 γ_2 계수가 저부채 기업보다 3.44% 낮았으며, 88년도에도 저부채 기업의 γ_2 가 2.69%인데 반하여 고부채 기업은 95% 유의수준에서 유의한 -4.26%로 그 격차가 6.95% 정도로 나타났다. 또한 91년도에도 저부채 기업의 γ_2 는 1.86%인데 반하여 고부채 기업의 γ_2 는 95% 유의수준에서 유의한 -3.26%로 고부채 기업의 γ_2 가 5.13% 낮았다. 따라서 5개년의 분석대상의 기간중 3개년도에서 고부채 기업의 γ_2 가 저부채 기업보다 낮게 나타나고 있다.

또한 이 3개년도에서 γ_2 는 부채비율이 저·중·고로 높아짐에 따라 체계적으로 낮아지고 있다. 따라서 이러한 결과는 기업의 부채에 의한 자금조달이 높을수록 성장기회의 가치 상실이 클 것이라는 이론과 일관성이 있다. 특히 고부채 기업에서는 2개년도에서 γ_2 계수가 유의적인 음수로 나타나 기업의 부채비율이 높은 경우에는 부동산 보유 비율이 높을수록 오히려 주식수익률이 하락하는 경향이 있음을 시사하고 있다. 그러므로 부채비율별 분석은 앞의 년도별 분석과는 달리 대체적으로 이론을 지지하는 증거를 제시하고 있다.

다만 89년에는 저부채 기업의 γ_2 가 크게 유의적이지는 않았으나 음수로 나타난 반면 고부채 기업의 γ_2 는 0에 가깝게 나타났으며, 90년에는 두 기업군간에 γ_2 의 큰 차이가 나타나지 않았으므로 이론의 지지 증거가 모든 년도에서 완벽하게 관찰되지는 않고 있다.

(3) 연도별 규모별 횡단면 분석 결과

앞의 부채비율별 횡단면 분석 결과는 전반적으로 이론을 지지하는 결과를 제시하고 있다. 이러한 결과가 다른 경우에도 관찰되는지를 살펴보기 위하여 표본을 규모별로 나누어 횡단면적 분석을 시행하였다. 만일 앞의 부채비율별 결과가 규모 효과와 어떤 관련이

16) 기업의 기존 자본구조가 최적자본구조(optimal capital structure)를 반영하고 새로운 투자기회의 자금조달도 이러한 최적목표치에 따라 행해진다면, 성장기회에 대한 자본구조는 기존의 자본구조와 동일하게 될 것이다.

〈표 4〉 연도별 규모별 횡단면 분석결과

(단위: %)

년도	규모 (표본수)	γ^0 (t)	γ^1 (t)	γ^2 (t)
87	소 (69)	5.7786 *** (4.30)	1.7009 (1.54)	0.0682 (0.04)
	중 (69)	3.5699 ** (2.56)	3.6831 *** (2.70)	2.0610 (0.92)
	대 (68)	-0.2651 (-0.71)	7.2528 *** (5.49)	2.1950 (0.83)
88	소 (82)	0.7728 (0.91)	3.2985 *** (5.12)	0.7544 (0.52)
	중 (82)	1.1200 (1.44)	2.2007 *** (3.31)	0.9358 (0.56)
	대 (84)	-1.5621 (-1.60)	7.6135 *** (9.23)	-3.7545 ** (-2.13)
89	소 (95)	1.5791 *** (2.69)	0.6348 (1.38)	-0.7520 (-0.64)
	중 (95)	0.9088 (1.41)	1.0534 (1.56)	-0.3062 (-0.29)
	대 (96)	3.1534 *** (4.63)	-1.4197 ** (-2.27)	-0.5218 (-0.46)
90	소 (95)	-0.7251 (-1.39)	-1.0016 ** (-2.04)	0.8621 (0.98)
	중 (96)	-0.5099 (-0.92)	-0.9101 (-1.52)	-0.4881 (-0.56)
	대 (97)	-0.9926 * (-1.90)	-0.8397 * (-1.74)	0.8521 (1.18)
91	소 (96)	0.3618 (0.34)	-3.4894 *** (-3.16)	0.1720 (0.09)
	중 (96)	3.2040 *** (3.80)	-4.1020 *** (-4.17)	-3.6769 *** (-3.54)
	대 (97)	4.2162 *** (4.03)	-6.0065 *** (-6.05)	-2.0704 (-1.21)

주1) 괄호안의 t값은 각 추정치의 모수가 0이었을 때의 t값임

주2) *, **, ***는 각각 10%, 5% 및 1%에서 유의한 값임.

있다면 규모별 분석에서도 앞서서와 유사한 결과가 나타나야 한다. <표 4>는 규모별 분석 결과를 나타내고 있다. 기업의 규모 기준으로는 횡단면 분석이 시행되는 각 년도의 전년도 장부가액에 의한 자산액이 사용되었다.

표에서 보듯 γ_2 계수는 기업 규모에 따라 일관성 있는 차이를 보이지 않고 있다. 89년과 90년에는 대 중 소 기업간에 γ_2 의 차이가 거의 없었으며, 87년에는 대기업의 γ_2 가 소기업에 비해 다소 높았으나 88년과 91년에는 오히려 소기업이 대기업에 비해 γ_2 가 높았다.

그리고 <표 3>의 모든 년도에서 소·중·대로 기업 규모가 변화함에 따라 γ_2 계수가 체계적으로 변화하지 않고 있다. 대기업의 γ_2 는 88년중 95%의 유의수준에서 유의적인 음수로 나타났으며, 91년에도 비유의적이거나 음수로 나타났다. 그러나 91년중의 결과를 보면 오히려 대기업 보다는 중기업의 계수가 99%의 유의수준에서 강하게 유의적인 음수로 나타나고 있다. 따라서 이 기간중에도 전반적으로 소 중 대의 기업 규모 변화에 따라 γ_2 가 체계적으로 변화하고 있지 않은 것으로 볼 수 있다.

이러한 결과는 앞의 부채비율별 결과와 대조를 이룬다. 이것은 부채비율별 결과가 규모별 효과와는 달리 좀 더 뚜렷한 효과임을 입증한다. 또 한편으로 이것은 부채비율별 효과가 기업의 규모와는 관련성이 없는 효과임을 시사하고 있다.

IV. 결론

그간 우리나라에 상당기간 지속되어왔던 부동산 가격의 급등은 각종 경제주체의 경제행위에 막대한 영향을 미칠뿐만 아니라 기업의 투자, 또 더 나아가서는 기업가치에도 영향을 미칠 것으로 예상되고 있다.

본고에서는 이에 대한 분석으로 부동산 가격의 상승과 기업가치의 관계를 이론적으로 고찰하였다. 이러한 분석의 결과 부동산 가격의 상승 기대는 한편으로는 기업이 현재 보유하고 있는 자산의 가치를 증대시키지만, 또 다른 한편으로는 기업의 미래 성장기회에 대한 잠재적인 투자비용을 증가시켜 성장기회의 가치손실을 야기하는 것으로 분석되었다. 따라서 부동산 가격의 상승 기대가 가격거품에 의하는 경우 총체적인 기업가치의 변화는 부동산 가치의 상승에 미치지 못할 것으로 예상된다. 그러나 만일 부동산 가격의 상승 기대가 한계생산력의 증대에 의하여 유발된다면 기업의 성장기회에 대한 가치상실은 나타나지 않게 된다. 또한 부동산 가격 상승 기대에 따른 성장기회의 가치 상실은 무부채 기업 보다는 부채사용 기업이, 그리고 부채사용 기업에 있어서는 부채에 의한 자금조달이 높을수록 더욱 커질 것으로 예상되었다.

이상과 같은 가설에 대하여 본고에서는 주식 수익률을 사용하여 실증분석을 시도하였다. 우선 일차적으로 연간 주식수익률을 종속변수로, 주식의 체계적위험과 보유 부동산 대 자기자본 비율을 종속변수로한 연도별 횡단면 분석에서 부동산 보유비율에 대한 회귀계수가 거의 0에 가깝게 나타남으로써 부동산 보유비율이 주식수익률에 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

그러나 기업의 부채비율의 과다에 따라 표본을 분류하여 횡단면적 분석을 시행하였을 때에는 전반적으로 저부채 기업보다는 고부채 기업에서 부동산 변수에 대한 회귀계수가 낮게 나타나고 있다. 이것은 부채사용이 높을수록 성장기회의 가치상실이 클 것이라는 본고의 이론적인 가설을 지지하는 결과이다.

한편 기업의 규모별로 동일한 횡단면 분석을 하였을 때에는 부채비율별 결과에서와 같은 체계적인 회귀계수의 변화가 나타나지 않았다. 그러므로 규모별 효과에 비하여 부채비율별 효과가 좀 더 뚜렷한 효과인 동시에 기업의 규모가 부채비율별 효과에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

이상의 내용은 다음과 같은 점에서 한계를 내포하고 있다. 우선 실증분석시 부동산과 자본가치의 비율의 산정은 시가에 기초하여야하나 자료의 제약상 장부가액에 의존하여 추정상 가장 큰 한계점이 되었다. 둘째, 자료의 분석에 단순 OLS 방법을 사용하였으므로 효율적인 추정이 되지 못하였다. 셋째, 이론적인 면에서 부동산의 가치변동이 부채가치에 미칠수 있는 영향이 고려되지 못하였다.

참고 문헌

- 金京煥, “不動產 投機와 不動產 價格,” 韓國經濟研究院 研究調查資料 48-91-03, 1991.3.
- 金圭泳, 鄭基雄, “合理的 거품에 관한 研究 - 韓國株式市場에서의 實證分析,” 財務研究, 韓國財務學會, 1991. 10.
- 金志洙, “不動產市場의 不完全성과 資本資產價格決定模型,” 財務管理研究 第8卷 2號, 韓國財務管理學會, 1991. 12.
- Banz, R.W.**, “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks,” *Journal of Financial Economics* 18 (March 1981.)
- Basu, S.**, “The Relationship between Earnings' Yield, Market Value and Return for NYSE Stocks: Future Evidence,” *Journal of Financial Economics* 12 (June 1983).
- Black, F. & M. Scholes**, “The Effect of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns,” *Journal of Financial Economics* (May 1974).
- Black, F., M. Jensen & M. Scholes**, “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests,” in *Studies in the Theory of Capital Markets* (ed.) M. Jensen, New York: Praeger Publishers, Inc., 1972.
- Brennan, M.J.**, “Taxes, Market Valuation and Corporation Financial Policy,” *National Tax Journal* (December 1970).
- Fama, E.F.**, “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work,” *Journal of Finance* (May 1970).
- Fama, E.F. & J. MacBeth**, “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Test,” *Journal of Political Economy* (May-June 1973).
- Keim, D.B.**, “Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Evidence,” *Journal of Financial Economics* 12 (June 1983).
- Ltzenberger, R. & K. Ramaswamy**, “The Effect of Personal Taxes and Dividends and Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Financial Economics* (June 1979).
- Myers, J. S.**, “Determinants of Corporate Borrowing,” *Journal of Financial Economics* 5 (November 1977).

Reinganum, M., "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earning' Yield and Market Values, *Journal of Financial Economics* 9 (March 1981).