

資本利得을 勘案한 토빈의 Q와 投資行爲: 韓國經濟의 경우(1974-1996)⁽¹⁾

金 信 行

1974-1996년의 기간에 걸친 한국 경제의 총체적인 투자의 토빈 q 에 대한 반응도를 검증하여 본 결과 통계적으로 의미 있는 결과를 얻었다.

지가를 추가적인 변수로 투자가의 정보집합에 포함시켰을 경우에 토빈 q 에 대한 투자가의 반응계수는 올라가고 그 유의성도 높아지는 것으로 나타났다.

본고의 결과는 1948-1979년의 기간에 걸쳐 미국 경제의 경우에 있어서의 투자행위에 대한 아벨-블랑샤드[Abel and Blanchard(1986)]의 경험적 검증에서 토빈 q 의 계수가 낮을 뿐더러 통계적인 유의성도 낮게 나온 것과 대비된다. 이 차이점을 본고에서는 한국과 같은 개발도상국 경제에서는 캐치-업(catch-up) 효과와 資本利得(capital gains)의 발생으로 투자에 따른 조정비용이 미국과 같은 선진국 경제에 비해서 낮은 사실로부터 연유하는 것으로 해석한다.

1. 序 論

신고전파적인 투자이론에서는 기업가들이 생각하는 또는 이 경제에서 바람직하다고 생각하는 자본저량과 실제 이 경제의 자본저량간에 괴리가 있을 때에 투자가 이루어지는 것으로 설명한다.

어느 시점에서 실제 자본저량이 그 경제에서 바람직한 자본저량의 수준에 못 미칠 경우에는 투자가 증가한다. 이것은 투자에 대한 극히 당연한 정의이기는 하나 기업의 투자행위를 설명하는 데에는 다음과 같은 불충분한 점이 있다. 첫째는 바람직한 자본저량 수준은 어떻게 정해지느냐는 것이며 둘째는 바람직한 수준의 자본저량과 실제 자본저량과의 갭의 조정속도는 어떻게 설명되느냐이다. 우리는 흔히 1보다 작고 0보다 큰 어떤 상수의 계수로서 조정속도를 가정할 수 있다. 그러나 이 계수는 실제 자본저량 수준으로부터 바람직한 자본저량으로 이행해가는 불균형 과정에서의 투자행위에 대한 설명에는 미흡하다.

투자행위에 대한 또 다른 하나의 설명으로서 토빈의 q 를 들 수 있다. 토빈 q 는 어느 기업의 주식가격으로 계산된 자기자본 가치에 부채를 더한 것에서 재고를 뺀 수치를 시설

(1) 본 연구는 서울대학교 연구발전기금의 지원으로 이루어졌다.

및 장비 등 그 기업자본의 代替費用(replacement cost of capital)으로 나눈 비율을 뜻한다. 기업에 대한 높은 투자 수익성은 주식시장에서 높은 주가로 반영될 것이므로 토빈의 q 는 투자의 수익률을 나타낸다. 그러므로 토빈의 q 는 투자행위를 투자의 수익률로서 설명한다. 단지 우리가 관찰할 수 있는 토빈의 q 에는 평균 주식가격이 포함되나 신고전파적인 이론의 관점에서 볼 때 토빈의 q 는 한계수익률을 포함해야 한다는 문제점이 있다. 그러나 평균과 한계의 토빈 q 가 일치하는 경우가 있음이 증명되었으므로(Hayashi(1982)) 토빈의 평균 q 는 한계 q 의 대리변수로의 사용이 가능하다. 이에 따라 토빈의 q 는 기업의 투자행위에 대한 경험적인 설명에 널리 원용되고 있다. 고정비용이 있는 투자에 있어서는 한계 q 대신에 평균 q 의 이용이 더 적절하다는 증명 역시 평균 q 사용의 타당성을 뒷받침하여 준다(Caballero and Leahy(1996)).

토빈 q 의 미시적인 기초는 Lucas(1967)의 調整費用(adjustment cost) 모형으로 설명된다. 기업에서의 제품 생산과정을 기획과 공장 현장에서의 생산 두 단계로 나누어 볼 때 공장현장 생산에서는 흔히 다루어 온 바와 같이 노동과 자본을 결합하여 신고전파적인 생산방법에 의해서 제품을 생산하나 기획에 있어서는 제품생산에 앞서서 일정액의 투자가 소요된다. 이 경우 추가적인 조정비용이 따른다. 또 다른 예의 하나로서는 자본저량이 증가하는 데에는 새로운 빈티지(vintage)의 자본재가 필요하고 이 자본재를 사용하는 데에는 기술습득 비용이 따른다. 일반적으로 그 규모가 큰 투자계획일수록 그에 수반되는 조정비용은 상승할 것이다. 그러나 일단 투자가 이루어지고 나면 그 다음에 이루어지는 투자에 따르는 조정비용은 낮아진다. 그러므로 조정비용의 모형에서는 이와 같이 투자의 증가에 따른 추가적인 비용과 수익을 고려한다.

본고에서는 미국 경제의 투자에 대해 경험적 연구를 행한 아벨-블랑샤드(Abel and Blanchard(1986))의 모델에 비추어 보았을 때 한국 경제에 있어서의 투자행위가 토빈의 q 에 의해서 얼마만큼이나 잘 설명되는가를 알아보고자 한다. 아벨-블랑샤드는 대부분의 토빈의 q 에 대한 연구와는 다르게 한계의 개념에 입각하여 사전적인 토빈의 q 를 추정한다. 또 사용되는 자료도 기업자료보다는 거시적인 자료를 이용한다는 특징이 있다. 이러한 점을 감안하였음에도 불구하고 토빈 q 가 투자율에 미치는 효과에 대한 추정계수라든가 그 유의수준이 낮은 것으로 나타난다. 본고에서는 똑같은 방법을 한국 경제의 자료에 적용했을 때 그 결과가 어떻게 나오는가를 비교하여 보고자 한다.

한국과 같은 개발도상국 경제에 있어서 기업가의 투자행위에는 선진국 경제에 있어서의 투자행위와는 다른 어떤 설명요인이 있는가? 이러한 질문은 한국 경제의 성장에는 투자가 무엇보다도 중요하다는 전제로부터 나온다. Kim and Lau(1995)의 연구는 동아시아 경제

성장에서 자본축적이 성장의 견인차 역할을 하였음을 보여주고 있다. 생산함수가 위쪽으로 이동하는 전통적인 의미에 있어서의 기술진보율은 미미한 것으로 나타난다. 이 결과는 Pyo and Kwon(1991)과 Young(1995)의 추정결과에도 부합한다.

한국의 경제 성장에 있어서 투자가 중요한 역할을 한다면 성장요인을 이해하기 위해서 기업의 투자행위에 대한 심도 있는 설명이 필요하다. 개발도상국 경제에서 기업가가 선진국 경제와 다른 환경에서 투자 결정을 한다면 그 다른 환경은 무엇인가?

한국 경제에 있어서 선진국 경제와 다른 투자환경의 하나로서 급속한 산업구조의 변화를 들 수 있다. 산업구조의 변화가 일어나고 있는 개발도상국 경제에서 기업가는 그 구조가 안정적인 선진국 경제에서와는 다른 투자환경에 처해 있다. 다른 예로서 산업구조의 변화와 더불어 일어나는 높은 지가 상승을 들 수 있다. 특히, 이러한 산업구조의 변화가 급속히 일어난 1974-1996년의 기간 동안에 토빈 q 가 투자율에 미친 영향을 설명하고자 한다. 또 다른 하나의 고려사항으로서 이 기간 동안의 높은 지가상승률을 투자가의 정보 집합에 포함시켰을 때 새로이 수정된 토빈의 q 를 계산하고 이 때 설명력이 향상되는가를 알아보고자 한다.

제2장에서는 1974-1996년의 기간 동안에 한국 경제에 있어서의 산업구조의 변화와 지가상승률의 추이를 간략하게 서술하고, 제3장에서는 투자에 따른 자본이득을 감안한 투자모형을 소개한다. 제4장에서는 1974-1996년의 기간에 있어서 한국 경제의 자료를 바탕으로 제3장의 투자모형에 적합한 경험적 검증을 시도한다. 마지막으로 제5장에서 본고의 결론을 내린다.

2. 韓國經濟에 있어서 投資率, 地價 및 設備投資의 變化推移 (1974-1996年)

한국의 경우 1965년에 공업부문이 전산업에서 차지하는 비중이 29%였으나 1993년에는 이 비중이 43%로 증가한다. 반면에 농업이 차지하는 비중은 같은 기간 동안 38%에서 7%로 감소한다. 건설교통부에서 발표한 자료에 따르면 이와 같은 산업구조의 변화와 병행해서 1996년도 한국의 지가는 1974년에 비해서 약 16.5배 증가한 것으로 나타난다. 또한 1963년의 지가지수를 1로 보았을 때 1995년에는 465배 증가하여 연간 약 25% 상승한 것으로 나타난다.

이와 같은 한국 경제의 특징적인 상황에서 한국 기업가에게는 지가 상승에 편승해서 자본이득을 얻고자 하는 기대가 숨어 있지 않았을까 하는 의문이 본고의 근거를 이루고 있

다. 1960년대 이후부터 1990년대 중반에 이르기까지 한국 경제에 있어서 대부분의 투자는 인적 자본보다는 시설을 비롯한 물적 자본에 대해 이루어졌다. 그리고 시설물 투자에 있어서는 이를 수용할 수 있는 공장부지에 대한 투자가 뒤따르게 되므로 시설 투자를 행한 기업은 지가 상승에 따른 자본이득의 이점을 누리게 된다. 1990년대 중반에 이를 때까지 한국 기업의 투자행위에 있어서는 이와 같은 지가 상승에 따른 자본이득의 장점이 암묵적으로 고려되었을 것이라는 전제에 대해 이론적, 경험적 검증을 하여 보고자 한다.

요약하자면 본고에서는 투자에 대하여 다음의 두 가지 점을 고려한다. 첫째, 투자의 대부분이 물적 투자로 이루어지고 있으며 설비투자의 일정부분은 토지투자로 이루어진다. 둘째, 토지가격의 상승률이 투자자에게 추가적인 자본이득을 제공한다.

2.1. 設備投資에 對한 土地投資比率의 變化推移

〈表 1〉과 〈그림 1〉은 설비투자에 대한 설비투자의 비율을 나타낸다.

〈表 1〉에 나타나 있는 바와 같이 1974-1996년의 기간에 있어서 설비투자에 대한 토지투자의 비율은 약 15%의 수준이다. 1962년도부터 시작된 한국의 제5차 경제개발계획 중 제3차 개발계획이 끝나는 1975년도에는 설비투자에 대한 토지투자의 비율이 6%의 수준에 머무르다가 중화학공업의 육성에 중점을 두었던 제4차 경제개발계획이 시작되면서부터 설비투자에 대한 토지투자의 비율이 올라가기 시작하여 1981년도에는 1975년도의 세 배가 넘는 22%가 된다. 이 비율은 제5차 경제개발계획이 끝나는 1987년에 다시 1975년도의 수준인 8%로 떨어졌다가 1991년도에 다시 30%로 올라간다. 그리고 1996년에는 다시 8%로 떨어진다. 즉 설비투자에 대한 토지투자 비율의 변화 추이에서 설비투자의 상승국면에 있어서는 설비투자에 대한 토지투자의 비율이 상승하고 있는 것을 알 수 있다.

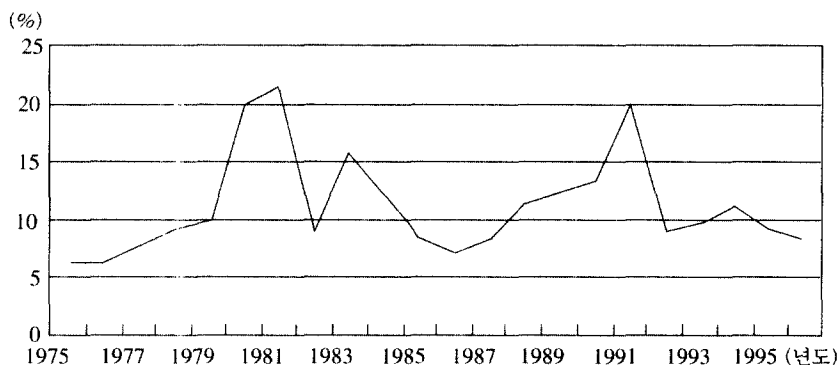
〈表 2〉와 〈그림 2〉는 총자본에 대한 투자의 비율인 I/K 와 지가상승률을 나타낸다. 총자본에 대한 투자의 비율인 I/K 는 1975년도에 31%의 수준에서 계속 하락하다가 중화학공업 육성을 위한 투자가 끝나는 1979년도에 31%의 수준으로 다시 올라간 후 계속 하락하다가 올림픽 특수에 따른 투자 상승으로 다시 25%로 상승한다. 그 이후 투자율은 계속 하락하여 1996년에는 1975년의 거의 절반 수준인 18%가 된다.

지가는 본고에서 관심대상으로 하고 있는 전기간에 걸쳐서 연평균 13.1%로 상승하였다. 1970년대 초반부터 상승하기 시작하여 1978년에는 가장 높은 수준인 49%의 상승률을 기록한다. 그 이후 지가상승률은 떨어지다가 1982년 5.4%의 최저점을 기점으로 다시 상승하기 시작하여 올림픽이 끝나는 1989년에는 다시 32%의 높은 상승률을 보여준다. 1989년부터 하락을 보인 지가는 1992, 1993, 그리고 1994년에 지금까지의 지가 상승세가 처음으로 지가하락세로 반전하였고, 특히 1993년에는 지가가 -7.4%의 울로 하락한다.

〈表 1〉 土地投資/設備投資

(단위: %)

1975	6.2	1986	7.1
1976	6.1	1987	8.3
1977	7.8	1988	11.5
1978	9.2	1989	12.1
1979	10.0	1990	13.4
1980	20.4	1991	29.1
1981	21.5	1992	8.9
1982	5.1	1993	9.2
1983	15.7	1994	11.1
1984	12.6	1995	8.4
1985	8.4	1996	8.4



〈그림 1〉 土地投資/設備投資

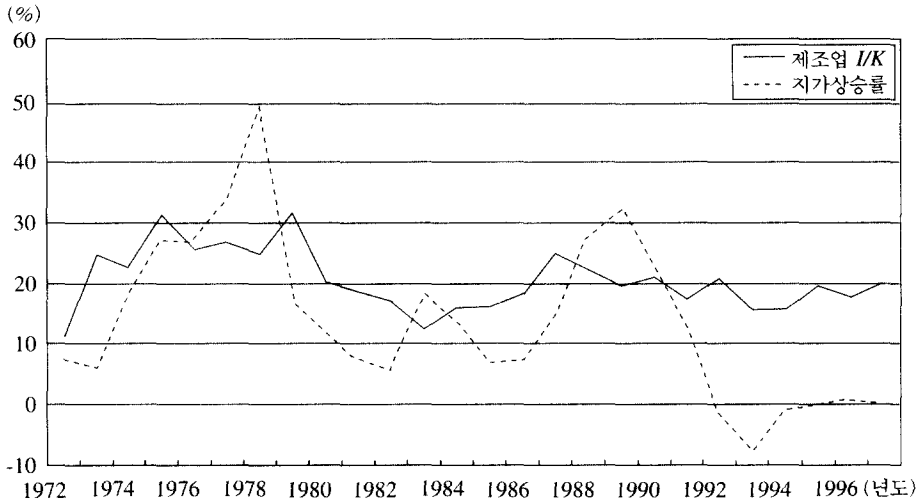
이상에서 약술한 바와 같이 한국 경제의 성장과정에 있어서 산업구조의 변화와 지가 상승은 일련의 徵候現狀(syndrome)으로 나타난다.

어느 자산의 가치가 그 자산의 생산성으로 표현되는 基礎的인 要因(fundamental factors) 이상으로 증가할 때 우리는 흔히 그 자산을 버블자산(bubble asset)이라고 한다 [Shiller(1981)]. 그리고 버블자산은 다음의 세 가지 요건을 만족한다: 1) 耐久性(durability) 2) 稀少性(scarcity) 3) 信認度(confidence)[Tirole(1985)]. 골동품, 귀금속, 미술품 등이 이러한 버블자산으로서의 속성을 지니고 있다. 토지도 한국과 같이 면적이 인구에 비해서 상대적으로 작은 경제에서는 내구성과 더불어 희소성의 요건을 만족시킨다. 또한 지가가 지난 30여년간 한국 경제의 성장 경험에서 계속해서 상승한 추세는 자산으로서 신인도의 요건도 만족시키고 있음을 반증한다. 이와 같은 버블자산으로서의 속성

〈表 2〉 製造業 I/K와 地價上昇率

(단위: %)

	I/K	지가상승률		I/K	지가상승률
1972	10.93	7.50	1985	16.33	7.00
1973	4.63	5.80	1986	18.42	7.30
1974	22.33	18.70	1987	24.85	14.67
1975	31.30	26.99	1988	22.05	27.47
1976	25.16	26.60	1989	19.77	31.97
1977	26.67	33.55	1990	20.85	20.58
1978	24.54	48.98	1991	17.39	12.78
1979	31.39	16.63	1992	20.66	-1.27
1980	20.18	11.68	1993	15.65	-7.38
1981	18.73	7.51	1994	16.16	-0.57
1982	16.86	5.40	1995	19.71	0.55
1983	12.41	18.50	1996	17.97	0.95
1984	16.01	13.20	1997	20.03	0.31



〈그림 2〉 製造業 I/K와 地價上昇率

을 지닌 토지의 자산가격이 기초적인 요인을 반영하는 수준 이상으로 올라간다면 이것은 소득분배의 衡平(equity)에 어긋나는 것이다. 이러한 관점에서 자산으로서의 토지 보유는 많은 비판의 대상이 되어 왔다.

그러나 본고에서는 이러한 자산으로서의 토지 보유는 그 고유의 버블자산으로서의 속성

때문에 소득의 불평등을 초래하는 요인이 되기는 하나 경제성장의 과정에 있어서는 투자를 촉진시킴으로써 경제성장에 기여하는 긍정적인 측면도 있음을 보이고자 한다. 다시 말해서 토지로부터 얻게 되는 자본이득이 과연 급속한 산업구조의 변화가 일어났던 1974-1996년의 기간 동안 투자행위에 긍정적인 영향을 미쳤는가를 알아보하고자 한다. 주식시장에서 자본이득이 발생하는 경우와 관련된 투자행위에 대한 연구도 본 연구와 관련이 있기는 하나 주식은 버블자산으로서의 회소성의 요건을 충족시키지 못할 뿐더러 자본이득을 제공하는 버블자산으로서 신인도가 투자가의 입장에서 볼 때 떨어지므로 주식으로부터 얻게 되는 자본이득을 토지로부터 얻을 것으로 기대되는 자본이득과 비교하기는 어렵다.

3. 地價 上昇을 勘案한 調整費用의 模型

개발도상국 경제의 경우 새로운 빈티지의 자본재는 대부분 외국으로부터의 수입에 의존한다. 수입된 새로운 빈티지의 자본재에 體化(embodied) 되어 있는 새로운 기술이라든가 생산성을 향상시킬 수 있는 요인들은 자본재를 수입한 개발도상국 경제에 파급되어 그 경제 전체의 생산성을 상승시키는 스피-오버效果(spillover effects)를 가져온다. 개발도상국 경제의 인적 자본이나 기술수준에 따라서 외국으로부터 수입한 자본재로부터 얻는 스피-오버효과는 다르다.⁽²⁾ 인적 자본 또는 기술수준 등이 높은 개발도상국 경제일수록 이 경제가 외국으로부터 수입한 자본재의 사용으로부터 얻을 수 있는 스피-오버효과는 커진다. 이와 같이 개발도상국 경제에서 새로운 빈티지의 자본재를 사용함으로써 얻을 수 있는 생산성 향상의 능력을 이 경제의 學習能力 또는 吸收能力이라 한다.

전통적인 산업으로부터 새로운 산업으로 구조가 변할 때 새로운 빈티지의 자본재가 필요할 뿐만 아니라 고정비용의 성격을 지닌 기술습득의 비용도 발생한다. 이러한 비용은 학습능력이 높은 경제일수록 낮다. 이것을 흔히 캐치-업效果(catch-up effect)라고도 부른다.

다른 한편으로 투자의 증가에 따른 산업구조의 변화는 투자자에게 지가 상승이라는 추가적인 자본이득을 제공한다. 이것은 추가적인 자본이득에 해당하는 액수만큼의 조정비용의 감소 효과를 가져다준다. 본고에서는 위와 같은 지가상승률이 산업구조의 전환이 급속히 일어나는 경제일수록 높을 것이라고 가정한다.⁽³⁾

(2) 새로운 빈티지의 자본재가 사용됨에 따라 그 전의 빈티지의 자본재에 비해서 효율수준이 높아 지므로 이를 기준 년도의 효율단위로 자본저량에 대한 투자의 비율이 올라간 것으로 나타낸다.

(3) 이 가정은 산업구조의 변화와 자본이득과는 비례적인 관계에 있음을 주장한 졸고(1994)에 따른 것이다.

이와 같은 점을 고려하여 루카스의 조정비용의 모형을 산업구조의 변화에 적용한다. 이에 따라 본고에서는 어느 시점 t 에서 일인당 자본장비율에 대한 투자의 비율인 $x_t = i_t/k_t$ 를 산업구조를 나타내는 변수로 확대 해석한다(여기서 i_t 와 k_t 는 시점 t 에 있어서의 투자율과 일인당 자본장비율을 각각 나타낸다). x_t 가 높은 경제일수록 보다 더 고도화된 산업구조를 가진 경제임을 나타내고, 이것이 낮은 경제는 기술적인 측면에서 볼 때 그 경제의 생산성이 떨어지는 산업구조를 가지고 있음을 뜻한다. 그리고 투자가 이루어짐에 따라 산업구조의 변화가 일어난다. 그리고 선진국 경제와 개발도상국 경제의 차이점으로서 주어진 투자 증가율에 대하여 선진국 경제에서보다는 개발도상국 경제에서 앞에서 설명한 캐치-업효과라든가 자본이득의 발생 때문에 조정비용이 더 낮다고 가정한다.

이와 같은 점을 고려하여 조정비용함수를 다음과 같이 나타낸다.

$$h(x_t) = x_t^\zeta, \quad 0 < \zeta$$

여기서 ζ 는 어느 한 경제에서 조정비용의 계수를 나타낸다. 이 계수가 작은 경제일수록 주어진 투자에 따른 조정비용이 작다. 선진국 경제에서보다는 한국과 같은 개발도상국 경제에 있어서 이 ζ 계수의 크기가 작을 것이라는 전제가 따르고 있다.

문제의 단순화를 위해서 노동성장률을 0, 자본재의 감가상각률을 δ 라고 하면 개인당 자본축적 방정식은 $\dot{k}_t = i_t - \delta k_t$ 와 같다. 루카스의 조정비용 모형에서 기업가의 투자행위는 자본축적이 이루어지는 경제에서 기업가의 장래 이윤의 현재가치를 극대화하는 모형에 대한 해로서 다음과 같이 표현된다.

$$(3.1) \quad \begin{aligned} \operatorname{argmax}_{k_t} V &= \int_0^\infty [f(k_t) - i_t\{1 + h(x_t)\} - w_t] \rho_t d_t \\ \text{s.t.} \quad \dot{k}_t &= i_t - \delta k_t \end{aligned}$$

여기서 $x_t = i_t/k_t$, $\rho_t = e^{-\int_0^t r_s ds}$ 이고, $f(k_t)$ 는 신고전파적인 일인당 생산함수로서 $f'(k_t) > 0$, $f''(k_t) < 0$ 을 만족한다. 위 문제의 해밀토니안 H 는 다음과 같이 쓰여진다.

$$H(\cdot) = \rho_t [f(k_t) - i_t\{1 + h(x_t)\} - w_t + q_t(i_t - \delta k_t)]$$

해의 一階條件은 다음과 같다.

$$(3.2) \quad q_t = 1 + h(x_t) + x_t h'(x_t)$$

$$(3.3) \quad \begin{aligned} \dot{q}_t &= (r_t + \delta)q_t - [f'(k_t) + x_t^2 h'(x_t)] \\ &= (r_t + \delta)q_t - M(k_t) \end{aligned}$$

$$(3.4) \quad \lim_{t \rightarrow 0} \rho_t q_t k_t = 0$$

위 일계조건에서 식 (3.2)의 왼쪽 항은 투자의 經常 그림자價格(current shadow price)을 나타내고, 오른쪽 항은 투자 증가시 한계비용을 나타낸다. 즉 $1 + h(x_t)$ 는 조정비용을 포함한 투자 한 단위의 비용을 나타내고, 두 번째 항은 투자 증가에 따른 조정비용의 증가분을 나타낸다. 즉, 조정비용의 모형에서 투자의 한계비용과 그림자 가격은 일치한다.

식 (3.2)로부터 투자수요함수는 다음과 같이 얻어진다.

$$(3.2)' \quad x_t = \left(\frac{q_t - 1}{1 + \zeta} \right)^{1/\zeta}$$

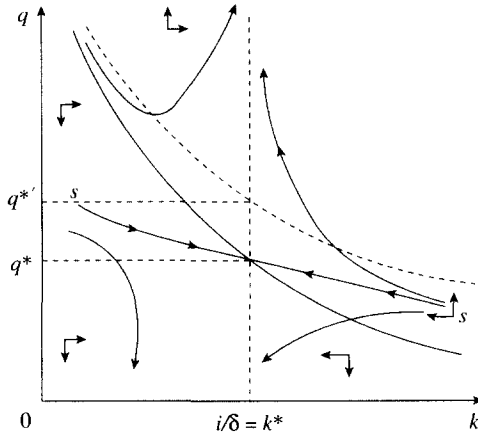
이 투자수요함수는 토빈의 q 가 1보다 큰 경우에 개발도상국 경제에서 학습계수가 큰 경제일수록 (또는 흡수능력이 큰 경제일수록) 투자수요가 크다는 점을 나타낸다.

3.1. 位相圖(phase diagram)

식 (3.1)의 일인당 자본 장비율의 축적방정식과 식 (3.3)의 투자재 그림자 가격의 동태 방정식으로부터 <그림 3>과 같은 위상도를 얻는다.

식 (3.1)에서 $\dot{k}_t = 0$ 을 만족시키는 (k, q) 의 조합선은 <그림 3>에서 일인당 자본장비율이 i/δ 를 지나가는 수직선이다. 이 수직선의 우측에서는 일인당 자본장비율이 감소하고 좌측에서는 장비율이 증가한다. $\dot{q}_t = 0$ 을 만족하는 (k, q) 의 조합선은 조정비용의 정의식을 식 (3.3)에 대입한 다음 $0 < \zeta$ 임을 고려하면 다음과 같이 얻는다(단, 시점 t 에서 이 경제의 이자율 r 은 주어진 것으로 본다).

$$(3.3)' \quad \frac{\partial q}{\partial k} \Big| = \frac{f''(k_t) - \zeta(1 + \zeta)x_t^{1+\zeta} + \zeta(1/k_t)}{r_t + \delta} < 0$$



〈그림 3〉

식 (3.3)'에서 $f''(\cdot) < 0$ 이므로 투자재의 그림자 가격인 q 는 일인당 자본장비율이 올라감에 따라 떨어진다. 〈그림 3〉의 위상도에서 $\dot{q}_t = 0$ 곡선은 우하향한다. 이 우하향선을 중심으로 위쪽에서는 q 가 증가하고 그 아래쪽에서는 감소한다. 이것을 감안하여 〈그림 3〉에서의 균형상태인 (k^*, q^*) 점으로의 새들 패드(saddle path) ss 가 표시된다.

학습계수가 큰 (흡수능력이 큰) 경제에서는 식 (3.3)'에서 볼 수 있는 바와 같이 $\dot{q}_t = 0$ 을 만족시키는 (k, q) 조합선의 기울기가 덜 가파르다. 이것을 〈그림 3〉에서는 점선으로 나타내었다. 그리고 이 때에 균형상태에서 투자재의 그림자 가격은 q^* '으로 q^* 보다 높다.

지금까지 개발도상국에 유리한 캐치-업효과와 자본이득의 효과를 감안한 루카스의 조정비용의 투자모형에서 선진국 경제와 개발도상국 경제의 투자행위에 어떠한 차이점이 있는가를 알아보았다. 학습능력이 높고 자본이득의 효과가 큰 개발도상국 경제일수록 토빈 q 가 투자에 미치는 효과가 크고 투자재의 그림자 가격이 높다는 결과가 나왔다. 루카스의 조정비용모형에서 나온 이와 같은 이론적인 결과가 실제 경험적으로는 어느 정도 타당성을 지니는가를 아벨-블랑샤드의 경험적인 검증방법을 이용하여 미국 경제의 경우와 한국 경제의 경우를 비교함으로써 살펴보고자 한다.

4. Abel and Blanchard(1986)의 辭典的인 q 테스트

사전적인 토빈의 q 는 식 (3.3)과 횡단면 조건 (3.4)로부터 투자의 그림자가격을 다음과 같이 구한다.

$$(3.3)' \quad q_t = \int_t^{\infty} M(k_t) e^{-(r_t + \delta)(\tau - t)} d\tau$$

이 식에서 $M(k_t)$ 는 시점 t 에서 투자에 대한 이익률이고 $r_t + \delta$ 는 투자로부터의 이익을 할인하는 할인 요소로서 투자에 수반되는 비용을 나타낸다. 즉, 투자의 비용을 나타내는 할인율 β_t 를 $(1 + r_t)^{-1}(1 - \delta)$ 로 정의한다. 이와 같이 식 (3.3)'에서 투자에 대한 기대값을 개념적으로 비용과 수익으로 양분한 다음 이 식에 대한 테일러 近似值(Taylor's approximation)를 구하여 사전적인 토빈의 q 를 다음과 같이 일차 선형식으로 구성한다.(4)

$$(4.1) \quad q_t \simeq \bar{q} + L(\beta_t) + L(M_t)$$

$L(\beta_t)$ 는 자본비용의 변동성이 q_t 에 미치는 효과에 대한 일차선형 근사치이며 할인율의 평균으로부터의 편차의 가중평균 합으로서 부록의 식 (A.6)과 같이 정의된다. $L(M_t)$ 는 자본의 한계이윤의 변동성이 q_t 에 미치는 효과에 대한 일차선형 근사치이며 한계이윤의 평균으로부터의 편차의 가중평균의 합으로 부록의 식 (A.7)과 같이 정의된다. 이 때에 사용되는 가중치는 할인율로서 시간에 대하여 指數的으로(exponentially) 감소한다. 그리고 \bar{q} 는 표본이 만들어지고 있는 기간 동안의 토빈 q 의 평균값으로서 부록의 식 (A.1)에서와 같이 나타난다.

투자의 기회 비용은 수익을 할인하는 데에 사용되는 투자의 수익률이다. 이의 추정치는 기업이 어떠한 방법으로 투자에 수반되는 자금을 조달하느냐에 따라 다르다. 여기에는 크게 두 가지 방법이 있는데, 첫 번째는 주식시장을 통한 직접금융에 의한 자금조달의 방법이고, 두 번째는 주식 발행을 통한 간접금융의 방법이다. 이 두 가지 방법에 의한 수익률은 부록에 각각 Z_1 과 Z_2 로 정의하였다. 이 밖에 Z_3 과 Z_4 에 의한 정의에 따라 수입에서 비용을 뺀 것으로서 수익 M 을 $Z_4 - Z_3$ 으로 정의한다. 그리고 Z_5 는 도매물가 상승률을, Z_6 은 제조업 부문의 총자본저량에 대한 투자의 비율을 나타낸다.(5) 주식시장을 통한 직접금융 방식에 의해서 자금이 조달되는 비중을 α 로 표시하자. 이 비중이 높을수록 직접금융에 의한 자금조달 비중이 커진다. 한국 경제의 경우 1980년대 중반까지는 주식시장이 활성화되지 않았으므로 그 이전까지 α 는 거의 0에 가깝다. 본 고에서는 $\alpha = 0.1$ 인 경우와 $\alpha = 0.3$ 인 경우로 나누어 q 를 구성한다.

(4) Abel and Blanchard(1986)에 의하면 二次의 近似項(quadratic approximation) 들은 q 의 구성에 별 변화를 가져오지 않는 것으로 나타난다.

(5) Z_1, Z_2, \dots, Z_6 의 정의에 대하여는 부록을 참고하시오.

$L(\beta)$ 와 $L(M_t)$ 의 값을 얻기 위해서는 비용과 수익에 관련된 $Z_{1t}, Z_{2t}, \dots, Z_{6t}$ 변수들의 사전적인 값을 구해야 한다. 변수들의 사전적인 값을 얻기 위해서 아벨-블랑샤드는 투자의 비용과 수익에 관련된 변수들의 시계열 자료를 이용한 벡터自己回歸 方法(VAR: vector autoregression)을 사용하였다[Abel and Blanchard(1986)].

본 연구에서는 아벨-블랑샤드와 같은 방법으로 1974-1996년 동안의 한국의 제조업을 대상으로 주로 한국은행에서 발간되는 기업경영분석의 자료를 이용하여 사전적인 토빈의 q 를 구성하였다. 이 결과를 <表 3>의 세 번째 열에 요약하였다. 이 표의 첫 번째와 두 번째 열은 $L(\beta)$ 와 $L(M_t)$ 를 각각 나타낸다.

이 표에서 읽을 수 있는 것처럼 1980-1987년, 1988-1994년과 1995-1996년의 기간에 $L(\beta)$ 는 (-)의 수치를 기록하고 있는데 이것은 이 기간 동안에 그만큼 투자비용이 상승하였음을 뜻한다. 이러한 변화에 맞추어 한계 q 의 추정치는 중간에 약간의 기복은 있지만 1974년의 2.09로부터 계속 떨어져서 1987년에는 0.74까지 내려간다.

<表 3>에서 읽을 수 있는 것처럼 위 기간 동안 q 추정치는 대략 0.6-1.2 사이에 있는데 이 범위는 미국의 경우에 대한 아벨-블랑샤드의 추정결과의 범위 0.7-1.1과 별로 큰 차이가 없다. 그런데 $L(\beta)$ 와 $L(M_t)$ 의 추정치에서는 미국과 한국 경제 사이에 차이가 있는 것으로 나타난다. 미국 경제의 경우 $L(\beta)$ 는 0.8-1.0 사이에 $L(M_t)$ 는 0.8-1.03 사이에 있어서 q 의 영역과 큰 차이가 없다.

그러나 한국 경제의 경우 $L(\beta)$ 는 -0.3-0.4의 구간에 $L(M_t)$ 는 -0.04-0.03의 구간에 있다. 이 결과를 미국 경제와 비교하여 볼 때 한국의 $L(\beta)$ 는 미국 경제의 절반을 밑도는 수치이고 $L(M_t)$ 는 불과 미국의 3%에밖에 이르지 못한다. 또 다른 하나의 차이점은 미국 경제의 경우 $L(\beta)$ 와 $L(M_t)$ 는 서로 같은 방향으로 움직이나 한국의 경우에는 두 변수가 서로 반대 방향으로 움직여서 두 효과가 q 에 미치는 영향은 서로 상쇄되어 없어진다.

그러면 양국간에 왜 이러한 차이가 발생하는가? 그 이유 중의 하나로 양국간의 이자율 차이를 들 수 있다.

이자율이 높을수록 기업의 자금 조달비용이 높아지고 β 및 Z_1 과 Z_2 의 정의에 따라 이들 값도 낮아지므로 $L(\beta)$ 와 $L(M_t)$ 의 값도 따라서 낮아진다.

부록의 식 (A.6)과 (A.7)의 정의에 비추어 볼 때 행렬식 A의 계수가 낮을 경우에 $L(\beta)$ 와 $L(M_t)$ 의 값이 또한 낮아진다. VAR 과정에서 행렬식 A의 계수가 낮을 경우에는 어느 시점 t 에서 각 변수들의 평균치로부터의 차이가 그 다음기 변수들의 값에 미치는 영향이 작음을 뜻한다. 이는 본고에서 우리가 다루고 있는 변수들이 한국 경제에 있어서는 VAR 과정에 의해서 잘 설명되지 않고 있음을 반영한다.

(表 3)

년도	$\alpha = 0.1$			$\alpha = 0.3$		
	$L(\beta)$	$L(M)$	q	$L(\beta)$	$L(M)$	q
1974	0.821	0.038	2.088	0.655	0.037	1.677
1975	0.620	0.006	1.855	0.443	0.007	1.435
1976	0.614	-0.011	1.830	0.563	-0.009	1.538
1977	0.602	-0.020	1.809	0.521	-0.018	1.486
1978	0.448	-0.006	1.670	0.452	-0.004	1.432
1979	0.408	-0.027	1.609	0.510	-0.025	1.469
1980	0.383	-0.041	1.570	0.429	-0.039	1.373
1981	-0.151	-0.013	1.062	-0.047	-0.014	0.922
1982	-0.222	0.008	1.014	-0.177	0.007	0.813
1983	0.059	0.004	1.292	0.137	0.003	1.125
1984	-0.285	0.021	0.963	-0.303	0.019	0.700
1985	-0.418	0.017	0.826	-0.393	0.016	0.606
1986	-0.367	0.005	0.866	-0.367	0.005	0.622
1987	-0.517	0.033	0.743	-0.614	0.031	0.401
1988	-0.249	0.017	0.996	-0.225	0.017	0.776
1989	-0.401	-0.000	0.825	-0.264	-0.000	0.718
1990	-0.365	-0.015	0.846	-0.250	-0.014	0.718
1991	-0.241	-0.029	0.957	-0.183	-0.028	0.771
1992	-0.315	-0.011	0.901	-0.281	-0.011	0.691
1993	-0.104	-0.018	1.105	-0.048	-0.017	0.917
1994	0.000	0.000	1.228	-0.008	-0.000	0.974
1995	-0.066	0.002	1.163	0.018	0.002	1.004
1996	-0.214	-0.010	1.003	-0.167	-0.010	0.806

위에서 설명한 바와 같이 한국의 경우 $L(\beta)$ 와 $L(M)$ 가 미국에 비해서 훨씬 낮은 반면, 한계 q 는 양국간에 큰 차이가 없다는 것은 한국에서의 \bar{q} 가 미국에서보다 높다는 것을 시사한다. 또한 이것은 앞 절의 위상도에서 투자의 증가에 따른 자본이득 발생의 정도를 나타내는 계수 ζ 가 높은 개발도상국 경제의 경우 \bar{q} 가 높을 것이라는 결과와 부합한다.

마지막으로 우리의 관심은 한국 경제의 q 가 I/K 를 얼마만큼 설명하느냐를 알아 보고자 한다.

이 회귀분석에 있어서는 중화학공업 육성정책으로 투자가 집중적으로 이루어졌던 1978년, 1979년과 올림픽 특수로 투자의 증가가 이루어졌던 1988년을 더미변수로 놓았다. (表 4)의 회귀결과가 시사하고 있는 바와 같이 q 가 투자에 미치는 영향은 t 통계치가 직접 금융의 비율이 0.1 또는 0.3 두 경우 모두에서 4.0과 3.7을 기록함으로써 통계적으로 유의

〈表 4〉

피설명 변수	계수	계수	계수	계수	계수	계수
$q(\alpha = 0.1)$	0.070	0.090	0.064			
t -value	4.045	4.201	3.704			
$q(\alpha = 0.3)$				0.074	0.089	0.069
t -value				3.68	3.620	3.624
$Z_4(-1)$		0.454			0.339	
t -value		1.489			1.070	
$Z_4(-1)-Z_3(-1)$			0.531			0.655
t -value			1.585			1.975
R^2	0.578	0.623	0.628	0.5435	0.569	0.621
adj. R^2	0.536	0.563	0.569	0.498	0.501	0.5614
D-W 통계량	1.633	1.941	1.831	1.600	1.781	1.912

한 것으로 판명되었다. 그리고 q 가 한 단위 증가함에 따라 투자는 직접금융의 비율이 0.1일 경우에는 0.07 증가하고 0.3일 경우에는 0.06 증가하는 것으로 나타났다. 이 결과는 미국 경제를 대상으로 한 아벨-블랑샤드의 검증에서 나온 계수의 10배가 넘는 수치이다. q 의 통계적인 유의성은 총산출액 또는 총이윤을 추가적인 설명변수로 포함시켰을 경우에도 떨어지지 않는다. 총산출량 또는 총이윤에 대한 계수는 투자의 가속도 계수와 현금제약이 투자에 미치는 효과를 각각 나타낸다. 가속도 계수는 0.45, 현금제약이 투자에 미치는 효과는 0.53인 것으로 나타났다. 이 계수는 미국 경제의 경우보다 높지만 유의성은 미국에서보다 낮은 것으로 나타났다.

한국 경제의 투자함수에서 토빈 q 에 대한 반응도가 미국 경제에 비해서 높은 것은 본고의 투자수요함수 (3.2)'에 의해서 설명이 가능하다. 이 함수에 따르면 투자에 수반되는 조정비용이 낮은 경제일수록 투자율의 토빈 q 에 대한 반응도가 높아진다. 이것은 개발도상국 경제의 경우 투자시 이점의 하나인 캐치-업효과가 크기 때문에 조정비용이 낮아짐으로써 투자의 반응도가 올라가는 것으로 해석된다. 미국과 같은 선진국 경제의 경우에 있어서 그것이 마모된 자본을 충당하는 재투자가 아닌 이상 새로운 빈티지의 투자에는 대부분의 경우 거대한 액수의 연구 개발 투자비용이 소요되므로 조정비용이 개발도상국에 비해서 높을 것이라는 가설을 위의 통계적인 결과는 시사한다.

〈表 4〉의 검증결과가 아벨-블랑샤드의 결과와 다른 또 하나의 차이점은 한국의 경우 $L(\beta_1)$ 와 $L(M_1)$ 간의 상관계수가 직접금융에 의한 자금조달의 비중이 0.1일 때 -0.17로 나타난 반면에 미국의 경우에는 거의 1에 가깝다. 자금조달의 비용이 올라가면 이윤율이 떨어

질 것이므로 이 두 변수간에는 음(-)의 상관관계가 있다. 한국의 경우에는 이에 부합하나 미국의 경우에는 이 기대와 상반되는 양(+)의 관계가 나타난다. 그러나 최종적으로 구성된 q 에는 양국간에 별로 큰 차이가 없다. 이러한 결과를 식 (4.1)에 비추어 볼 때 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다. 미국의 경우에는 $L(\beta_i)$ 와 $L(M_i)$ 가 서로 같이 움직여서 두 효과가 상쇄되지 않는 반면에 한국의 경우에는 두 효과가 서로 상쇄되므로 \bar{q} 가 미국의 경우에서보다 한국의 경우에 더 높다는 결과가 나온다. 이것은 <그림 3>에서 한국과 같이 투자의 조정비용이 낮은 개발도상국 경제에서 \bar{q} 가 미국과 같은 선진국 경제에서보다 높다는 설명에 부합한다.

그러나 토빈 q 의 변동성이 $L(\beta_i)$ 의 변동성과 거의 같고 $L(M_i)$ 의 변동성은 낮다는 점은 한국과 미국 양국에서 모두 동일하다.

4.1. 資本利得을 勘案했을 때의 토빈의 q

다음으로 우리는 자본이득을 감안했을 때 토빈 q 의 구성에 어떠한 차이가 있는가를 알아 보고자 한다. 이를 위해서는 지가상승률 Z_{it} 를 새로운 변수로 추가하여 행렬식 A 를 추정하는 다음 $L(\beta_i)$ 와 $L(M_i)$ 를 계산하고 q 를 구한다. 이 결과를 <表 5>에 요약하였다.

다음으로 이와 같이 토지에 대한 자본이득을 감안한 수정된 q 에 대하여 I/K 가 어떻게 설명되는가를 <表 6>에 요약하였다.

토지에 대한 자본이득을 투자자에게 추가적인 정보로 포함시켰을 경우에는 q 에 대한 투자의 반응도 계수가 올라갈 뿐더러 유의성을 나타내는 t 통계치도 높아지는 결과가 나온다. 이것은 지가 상승으로 투자자에게 돌아가는 자본이득이 투자의 캐치-업효과와 함께 조정비용을 추가적으로 감소시키는 효과가 있기 때문인 것으로 풀이된다.

아울러 이 회귀분석의 설명력을 나타내는 R^2 도 <表 4>의 58%에서 <表 6>에서는 62%로 상승한다. 총매출액과 총이윤을 포함시켰을 경우에도 위와 같은 결과를 얻는다. 그밖에 지가를 포함시켰을 경우에 투자의 가속도 계수와 현금제약에 대한 반응도는 포함시키지 않았을 때에 비해서 약간 떨어지는 것으로 나타난다.

5. 結 論

본고에서는 한국 경제에서 구조전환이 가장 빠른 속도로 이루어졌던 1974-1996년 기간 동안의 총체적인 투자행위를 토빈 q 의 입장에서 설명하였다. 검증방법으로는 아벨-블랑샤드의 방법을 원용하였다. 검증 결과 토빈 q 가 투자의 설명에 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이것은 한국 경제의 경우 기업 자료[Kong(1998)] 또는 산업별 자료[Kim

〈表 5〉

년도	$\alpha = 0.1$			$\alpha = 0.3$		
	$L(\beta)$	$L(M)$	q	$L(\beta)$	$L(M)$	q
1974	0.761	0.061	2.051	0.548	0.053	1.586
1975	0.528	0.031	1.787	0.298	0.025	1.307
1976	0.594	0.007	1.829	0.503	0.003	1.490
1977	0.409	0.014	1.651	0.238	0.009	1.231
1978	0.407	0.016	1.652	0.353	0.012	1.350
1979	0.452	-0.008	1.672	0.497	-0.010	1.470
1980	0.027	-0.018	1.237	0.041	-0.020	1.005
1981	-0.322	0.001	0.907	-0.244	-0.001	0.737
1982	-0.415	0.036	0.849	-0.450	0.031	0.565
1983	-0.202	0.013	1.038	-0.135	0.012	0.861
1984	-0.278	0.021	0.971	-0.303	0.020	0.701
1985	-0.624	0.044	0.647	-0.692	0.041	0.332
1986	-0.395	0.005	0.838	-0.411	0.007	0.579
1987	-0.495	0.035	0.767	-0.606	0.033	0.411
1988	-0.172	0.008	1.063	-0.129	0.010	0.865
1989	-0.464	-0.003	0.760	-0.318	-0.001	0.664
1990	-0.147	-0.028	1.051	-0.014	-0.025	0.944
1991	-0.222	-0.041	0.963	-0.131	-0.037	0.815
1992	-0.315	-0.021	0.891	-0.254	-0.018	0.711
1993	-0.158	-0.046	1.022	-0.014	-0.032	0.930
1994	0.143	-0.033	1.338	0.218	-0.026	1.175
1995	0.079	-0.042	1.264	0.294	-0.034	1.244
1996	0.074	-0.070	1.231	0.295	-0.060	1.219

(1998)]를 이용하여 토빈 q 의 설명력을 검증한 결과와 같다. 마찬가지로 기업자료(PCAP data)를 이용하여 대만과 한국의 투자행위를 비교한 연구에서는 한국에서 토빈 q 가 더 유효하다는 결과가 나온다[Chen and Chowdhury(1995)].

본고에서는 총체적인 시계열 자료를 이용하여 토빈 q 의 투자반응도를 검증한 것이 차이점이다. 그리고 그 결과는 1948-1979년의 기간에 걸쳐 미국 경제의 투자에 있어서의 토빈 q 의 역할을 검증한 아벨-블랑샤드의 결과에 대비된다. 미국 경제의 경우 토빈 q 의 계수가 낮을 뿐더러 그 통계적인 유의수준도 낮다. 그러나 본고에서 검증한 한국 경제에 있어서는 토빈 q 의 계수가 높을 뿐 아니라 그 계수의 통계적인 유의수준도 높다.

투자행위에 있어서 미국과 한국의 이러한 차이는 본고에서는 한국과 같은 개발도상국 경제에서 캐치-업이라든가 자본이득의 효과가 커서 투자시의 조정비용이 미국에 있어서보다

〈表 6〉

피설명 변수	계수	계수	계수	계수	계수	계수
$q(\alpha = 0.1)$	0.076	0.093	0.070			
t-value	4.541	4.645	4.145			
$q(\alpha = 0.3)$				0.072	0.077	0.068
t-value				3.413	3.136	3.453
$Z_4(-1)$		0.400			0.129	
t-value		1.424			0.418	
$Z_4(-1)-Z_3(-1)$			0.488			0.703
t-value			1.528			2.086
R^2	0.623	0.659	0.664	0.516	0.520	0.606
adj. R^2	0.585	0.605	0.611	0.467	0.445	0.544
D-W 통계량	1.696	1.837	1.831	1.455	1.454	1.730

낮기 때문에 나타나는 것으로 해석하였다.

그러나 본고의 검증결과는 표본의 크기가 작다는 문제점이 있다. 가급적이면 분기별 자료를 구하여 표본의 크기를 확장하여 검증해 볼 필요가 아직 남아 있다.

서울대학교 社會科學大學 經濟學部 教授
 151-742 서울특별시 관악구 신림동 산56-1
 전화: (02)880-6388
 팩시: (02)886-4231

〈附 錄〉

본문에서 Z_{1t} , Z_{2t} , ..., Z_{6t} 에 대한 정의는 다음과 같다.

$$Z_{1t} = 1 - RE_t + \left(\frac{PM_{t+1} - PM_t}{PM_t} \right) - \delta_t$$

$$Z_{2t} = 1 - (1 - T_t)RD_t + \left(\frac{PM_{t+1} - PM_t}{PM_t} \right) - \delta_t$$

$$Z_{3t} = (1 - T_t) \frac{WB_t}{PK_t K_t}$$

$$Z_{4t} = (1 - T_t) \frac{PM_t Q_t}{PK_t K_t}$$

$$Z_{5t} = \frac{PM_{t+1} - PM_t}{PM_t}$$

$$Z_{6t} = \frac{I_t}{PK_t K_t}$$

그리고 RE 는 다음과 같이 정의된다.

$$RE_t = YSP_t + \left(\frac{SP_{t+1} - SP_t}{SP_t} \right)$$

또 다음 변수들은 다음과 같이 정의된다.

YSP : 주식의 연중 평균치 — 증권연보

SP : 매년 월초의 주가지수 — 증권연보

PM : 도매물가지수 — 물가연보

T : 법인세율

RD : 차입금평균이자율 — 기업경영분석

WB : 제조업부문에서의 임금 및 봉급 — 기업경영분석

PK : 비거주 투자에 대한 암묵적인 물가 디플레이터

K : 제조업 부문에 있어서의 총자본 저장 — 기업경영분석

W : 생산근로자의 시간당 명목 평균임금 — 기업경영분석

L : 제조업 부문에서의 총근로시간 — 기업경영분석

Q : 제조업 부문에서의 연간 생산지수

$L(\beta_t)$ 와 $L(M_t)$ 는 다음의 (A.6), (A.7)과 같이 정의된다.

$$(A.1) \quad \bar{q} = \overline{M\bar{\beta}}(1 - \bar{\beta})^{-1}$$

$$(A.2) \quad \beta_t = b'Z_t; \bar{\beta} = b'\bar{Z}$$

$$(A.3) \quad M_t = a'Z_t; \bar{M} = a'\bar{Z}$$

$$(A.4) \quad b' = [\alpha, (1 - \alpha), 0, 0, 0, 0]$$

$$(A.5) \quad a' = [0, 0, -1, 1, 0, 0]$$

$$(A.6) \quad L(\beta_t) = \bar{M}(1 - \bar{\beta})^{-1}b'(I - A\bar{\beta})^{-1}A(Z_{t-1} - \bar{Z})$$

$$(A.7) \quad L(M_t) = \bar{\beta}a'(I - A\bar{\beta})^{-1}A(Z_{t-1} - \bar{Z})$$

그리고 행렬 A 는 다음의 회귀 방정식에 의해서 추정된다.

$$(A.8) \quad \begin{aligned} Z_t - \bar{Z} &= A(Z_{t-1} - \bar{Z}) + \varepsilon_t, & E(\varepsilon_t) &= 0 \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_s') &= \Sigma & \text{if } t &= s \\ &= 0 & \text{if } t &\neq s \end{aligned}$$

이에 따라 다음 식을 얻는다.

$$(A.9) \quad \beta_t - \bar{\beta} = b'A(Z_{t-1} - \bar{Z})$$

參 考 文 獻

- Abel, A.B., and O.J. Blanchard(1986): "The Present Value of Profits and Cyclical Movement in Investment," *Econometrica*, **54**, 249-273.
- Caballero, R.J., and J.V. Leahy(1996): "Fixed Costs: The Demise of Marginal q," NBER Working Paper **5508**, Cambridge, MA.
- Chen, S., and G. Chowdhury(1995): "Companies' Investment Decisions in the NICs — Evidence from Taiwan and South Korea," *International Review of Economics and Finance*,

4, 3, 283-298.

Hayashi, F.(1982): "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, **50**, 213-224.

Kong, Myung J.(1998): "Stock Market Development, Liquidity Constraint and Investment: A Case of Korean Jaebol and Non-Jaebol Manufacturing Firms in the 1980," *Asian Economic Journal*, **12**, 1-22.

Kim, Jong Il, and L.T. Lau(1994): "The Sources of Economic Growth of the East Asian Newly Industrializing Countries," *Journal of the Japanese and International Economics*, **8**, 235-271.

Kim, Shin-H.(1994): "Capital Gain in a Neo-Austrian Framework," *Structural Change and Economic Dynamics*, **5**, 361-382.

Kim, Young J.(1998): *Cost of Capital, Q Model of Investment and Capital Accumulation*, Sydney, Ashgate.

Lucas, Robert E.(1967): "Adjustment Costs and the Theory of Supply," *Journal of Political Economy*, **75**, 321-334.

Pyo, Hak-Kil, and Ho-Young Kwon(1991): "Estimation of Real Factor Input and Factor Productivity in the Korean Private Sector," *Korean Economic Journal*, **30**, 147-194.

Shiller, Robert(1981): "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, **71**, 421-436.

Tirole, Jean(1985): "Asset Bubbles and Overlapping Generations," *Econometrica*, **53**, 1499-1528.

Young, Alwyn(1995): "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience," *Quarterly Journal of Economics*, **110**, 641-680.