韓國開發硏究
제27권 제2호(통권 제96호)

불확실성이 투자에 미치는 영향에 관한 실증분석

이 항 용
(한국개별연구원 부연구위원)

The Impacts of Uncertainty on Investment: Empirical Evidence from Manufacturing Firms in Korea

Hangyong Lee
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

불확실성 투자 모형

- 핵심주제어: (uncertainty), (investment), q (q model)
- JEL 코드: A0, A2, A9
- 논문투고일: 2005. 3. 14 • 심사완료일: 2005. 6. 16

ABSTRACT

This paper investigates the empirical relationship between investment and uncertainty using the firm level data of Korean manufacturing sector. Empirical results show that uncertainty is negatively correlated with investment only for the post-crisis sample period. In particular, the negative effect of uncertainty on investment is more significant for low interest coverage ratio firms, high debt-asset ratio firms and small firms. The results are consistent with the claim that firms act in a more risk-averse manner after the financial crisis. This paper also finds a significant sensitivity of investment to cash flows only for the pre-crisis sample period, suggesting that financial constraint is not relatively important in explaining low investment after the financial crisis.

본고는 1991～2003년의 기간중 우리나라 상장 제조업의 기업별 자료를 이용하여 불확실성과 투자의 관계에 대한 부분적인 검증을 시도하였다. 실증분석 결과 외환위기 이후의 기간에서만 불확실성이 투자에 영향을 미친 것으로 나타났으며, 또한 외환위기 이후의 기간중에서도 재무건전성이 낮은 기업에서 불확실성의 영향이 강하게 추정되었다. 이러한 분석결과는 외환위기 이후 기업의 위험기피성향이 증가하였으며 기업경영이 보수화되어 왔음을 시사하고 있다. 한편 외환위기 이전에는 투자와 현금흐름 사이에 높은 상관관계가 추정된 데 비하여, 외환위기 이후에는 이러한 상관관계가 발견되지 않아 투자자금의 공급과 관련된 금융제약이 투자에 미치는 영향은 상대적으로 약화되었음을 의미하고 있다.

I. 서 론

외환위기 이후 기업의 자금사정은 전반적으로 원활함에도 불구하고 투자는 상대적으로 부진한 모습을 보이고 있다. 투자부진에 관한 최근의 논의 중에서 특히 주목을 끄는 점은 투자부진이 미래에 대한 불확실성의 증대에 기인하고 있으므로 투자를 활성화시키기 위해서는 불확실성을 제거해야 한다는 주장이다. 불확실성이 투자에 바람직하지 않은 영향을 미친다는 이와 같은 주장은 일반적으로 상당한 공감대를 형성하고 있는 것으로 보인다.[1] 그러나 이러한 주장이 보다 설득력을 가지기 위해서는 구체적인 증거가 필요함에도 불구하고 실제로 이에 대한 경험적인 분석은 미흡한 실정이다. 본고는 1991~2003년의 기간중 우리나라 제조업부문 상장기업의 재무제표 자료를 이용하여 불확실성과 투자의 관계를 실증적으로 규명해 봄으로써 불확실성이 투자에 부정적으로 영향을 미치고 있다는 주장에 대하여 부분적인 검증을 시도해 보고자 한다.

불확실성과 투자의 관계에 대한 경험적 연구가 이론적 연구에 비하여 상대적으로 활발하지 못하였던 이유는 아마도 불확실성을 측정하기 어렵기 때문이었을 것으로 생각된다. 불확실성은 기업이 생산한 재화와 용역에 대한 수요나 이에 수반되는 비용의 변화뿐 아니라 경제정책 및 제도의 변화 등에 관련되는 포괄적인 개념이므로 이를 계량화하는 데 어려움이 따를 수밖에 없다. 또한 불확실성은 미래에 발생할 사건에 대한 경제주체의 사전적 예상(expectation)에 기초하고 있으므로 불확실성을 측정하기 위해서는 이러한 예상을 적절히 반영하여야 하는 어려움이 따른다.

미래에 대한 불확실성이 증가하였다는 것은 기업가치에 영향을 줄 수 있는 어떤 확률변수(random variable)의 분산이 확대된 것이라고 해석할 수 있다. 본 연구에서는 Leahy and Whited(1996) 등의 연구에 따라 불확실성을 주가변화의 표준편차를 이용하여 측정하였다. 이러한 방법은 주식가격이 시장의 모든 정보를 포괄

1) KDI는 투자부진이 미래에 대한 자신감 부족에서 기인하였을 가능성이 있으며, 또한 구조개혁 추진과정에서 불가피하게 발생하는 불확실성에도 부분적으로 영향 받았을 가능성이 있다고 하였다(『KDI 경제전망』, 2004. 2/4). 미국의 *The Economic Report of the President*(2004)에서도 불확실성이 투자에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 다음과 같이 지적하고 있다. "Increased uncertainty likely also had direct effects on business decisions about investment and hiring: uncertainty may cause firms to wait until they have more information before committing to an investment. In this case, firm managers hesitate to respond to a change in demand"(p.38)

하고 있으며 또한 미래에 대한 경제주체의 예상을 어느 정도 적절히 반영하고 있다는 장점이 있는 반면 주식가격이 버블이나 노이즈의 영향을 크게 받을 수 있다는 단점이 있다.

본 연구의 목적은 단순히 불확실성과 투자의 관계를 실증적으로 규명한다기보다는 불확실성이 투자에 미치는 영향이 외환위기를 전후로 어떻게 달라졌는가를 살펴보는 데 있다. 외환위기 이후 구조조정을 경험하면서 기업의 경영행태가 보수적이 되었으며 이에 따라 기업이 보다 위험기피적이 되었다는 지적이 있다. 만일 이러한 지적이 사실이라면 외환위기 이후 투자가 불확실성에 보다 민감하게 반응하였을 가능성이 있다. 한편 불확실성이 투자에 미치는 영향은 기업의 재무상태에 따라 다르게 나타날 가능성이 있다. 왜냐하면 재무건전성이 낮은 기업이 불확실성이 높음에도 불구하고 투자를 수행할 경우, 파산 등의 가능성이 높아질 것이므로 위험에 보다 민감해질 것이며 따라서 투자가 불확실성에 반응하는 정도 역시 높아질 수 있기 때문이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 불확실성과 투자의 관계에 대한 기존의 연구를 간략히 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 불확실성을 어떻게 측정하며 이를 이용하여 불확실성의 영향을 어떻게 추정할 것인가에 대하여 설명한 후, 실증분석에서 사용된 자료의 분류와 변수의 특징을 정리하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석결과를 제시하였는데 전체 표본기업을 표본기간 및 재무건전성에 따라 분류하여 불확실성의 영향이 상이한지를 분석하였다. 제Ⅴ장에서는 결론과 함께 정책적 시사점을 제공하였다.

Ⅱ. 기존 연구의 개관

이론적인 측면에서의 투자와 불확실성의 관계는 거시경제학에서 중요한 연구주제로 다루어져 왔다. 그러나 지금까지의 이론적 연구결과들을 종합해 보면 불확실성이 투자에 미치는 효과는 모형에 따라 다른 결론을 제시하고 있다. 이러한 차이점은 모형 내에서 자본의 한계수입생산(marginal revenue product)이 불확실성을 대변하는 어떤 확률변수(random variable)에 대하여 볼록(convex)한지 아니면 오목(concave)한지에 기인한다. 어떠한 확률변수에 대하여 자본의 한계수입생산이 볼록한 경우에는 불확실성이 커지면서 투자가 늘어날 것이며, 반대로 자본의 한계수입생산이 오목한 형태를 가진다면 불확실성이 커짐에 따라 투자가 줄어들 것이다.[2)]

Hartman(1972) 및 Abel(1983) 등은 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 볼록함수이면 불확실성의 증가는 투자를 증

진시킨다고 주장하였다. 예를 들어, 미래의 생산물 가격의 평균은 변하지 않는 상태에서 분산만 커진다고 가정해 보자.[3] 이때 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 볼록함수이므로 분산의 증가는 자본의 기대수익을 높이게 되고 따라서 투자지출을 늘리게 된다. 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 볼록함수일 수 있는 이유 중의 하나는 자본에 비하여 노동이 보다 신축적으로 변화시킬 수 있는 생산요소라고 가정하였기 때문이다.[4] 만일 노동-자본비율이 고정되어 있다면 자본의 한계수입생산은 생산물 가격에 비례하게 된다. 그러나 생산물 가격의 변동에 노동이 상대적으로 보다 신축적으로 변화할 수 있다면 기업은 노동의 양을 조절함으로써 노동-자본 비율을 변화시키게 되고 따라서 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 변동보다 더 크게 변화할 수 있다. 이때 자본의 한계수입생산은 생산물 가격에 대하여 볼록한 형태를 가지게 되어 불확실성의 증가가 투자를 확대시킬 가능성이 존재하게 된다.

이와는 반대로 비가역적 투자이론(irreversible investment theory)에서는 자본의 한계수입생산이 생산물 가격에 대하여 오목한 함수가 되고 따라서 불확실성의 증가는 투자를 위축시키는 방향으로 작용할 수 있다.[5] 투자의 비가역성이란 조정비용(adjustment cost)의 비대칭성(asymmetry)으로 인하여 자본스톡을 줄이는 것이 증가시키는 것보다 어려움을 의미한다. 비가역적 투자이론에서는 투자비용의 상당부분은 함몰비용(sunk cost)의 성격을 가지므로 일단 투자가 이루어지면 되돌릴 수 없음을 가정하고 있다.[6] 따

2) 이러한 이론적 연구들은 모형에 따라 서로 다른 결론을 도출하고 있지만 개별기업이 서로 독립적이거나 또는 대표적 기업(representative firm)을 상정함으로써 기업들 간의 상호관계는 고려하고 있지 않다. 이와는 반대로 불확실성을 다른 기업과의 관계 속에서의 투자수익 간의 공분산관계로 인식할 수도 있다. Craine(1989)은 CAPM(capital asset pricing model)에 기초하여 투자에 대한 필요수익률(required rate of return)은 투자의 위험과 정의 상관관계에 있으며 투자의 위험은 시장포트폴리오의 수익률과의 공분산에 의해 결정될 것이라고 주장하였다.

3) Rothschild and Stiglitz(1970)의 mean preserving spread를 생각할 수 있다.

4) Hartman(1972)은 할인된 미래의 현금흐름(expected value of the sum of discounted cash flows)을 극대화하는 기업은 생산물 가격과 임금이 결정되기 전에 자본의 양을 정하고 이에 근거하여 불확실성이 해소된 이후에 노동의 양을 선택한다고 가정하였다.

5) 비가역적 투자이론에 대한 자세한 내용은 Dixit and Pindyck(1994), Caballero(1999) 등을 참조.

6) Pindyck(1991)은 투자가 비가역적인 이유로 다음과 같은 점을 들고 있다. 첫째, 대부분의 자본스톡은 산업이나 기업의 특성에 따라 고유한 성질을 가지고 있다. 자본스톡이 동질적이지 않으면 어떤 산업에서 사용되고 있던 자본스톡이 다른 산업에 이전되었을 경우 자본의 생산성이 하락하게 된다. 예를 들면, 철강산업에서 사용되던 자본스톡이 전자산업에서 동일하게 생산적이기를 기대할 수는 없다. 또한 동일산업 내의 기업들 사이에 자본재의 생산성이 같다고 하더라도 다른 기업에 자본스톡을 되팔기 역시 쉽지 않다. 특히 시장이 경쟁적일 경우 생산물 가격의 하락으로 인하여 한 기업이 자본스톡을 줄이고 싶다고 하더라도 생산물 가격의 하락은 다른 모든 기업에도 똑같이 적용될 것이기 때문에 이미 투자된 자본재

라서 불확실성이 높을 때 기업은 투자를 연기함으로써 투자비용이나 시장상황(market condition)에 대한 새로운 정보를 얻을 수 있을 때까지 기다리게 된다. 기존의 신고전파 투자이론에 따르면 투자의 현재가치(NPV: net present value)가 양수이면 투자를 집행하게 되나, 비가역적 투자이론에서는 투자의 현재가치가 양수이더라도 경제에 불확실성이 존재하면 투자를 연기하는 것이 유리한 상황이 발생할 수 있다.7)

불확실성이 투자에 미치는 영향에 관한 이론적 논의가 활발히 진행되어 온 데 비하여 이에 대한 실증적 연구는 상대적으로 저조한 실정이다. 그 이유는 아마도 불확실성을 통계적으로 측정하기가 매우 어렵기 때문으로 생각된다. 이론모형에서는 미래의 생산물 가격과 같이 기업의 이윤에 영향을 주는 하나의 변수를 설정하고 이에 대한 불확실성이 증가할 때 기업의 투자결정이 어떻게 영향을 받는가를 분석할 수 있다. 그러나 실증분석상에서는 여러 가지 다양한 요인에 대한 불확실성을 함께 고려할 필요가 있다. 따라서 실증분석에서 사용되는 불확실성의 대리변수(proxy variable)는 생산물의 가격변동에 대한 불확실성뿐 아니라 이자율이나 환율과 같은 거시경제변수의 불확실성 그리고 경제정책이나 제도변화 및 소비자의 선호변화에 대한 불확실성까지도 포괄하는 것이 바람직하다. 또한 불확실성은 투자가 계획되는 시점에서 아직 실현되지 않은 미래의 확률변수에 대한 것이므로 미래에 대한 경제주체의 예상(expectation)과 밀접히 관련되어 있다. 즉, 불확실성의 대리변수는 투자가 이루어지는 시점에서 미래에 대한 경제주체의 예상을 반영할 수 있어야 한다.

이러한 관점에서 불확실성의 대리변수로 생각할 수 있는 것은 각 기업의 주식가격의 변동성이다. 주가변동의 분산을 불확실성의 대리변수로 사용하여 불확실성과 투자의 관계를 체계적으로 분석한 최초의 실증적 연구는 Leahy and Whited (1996)라고 할 수 있다. Leahy and Whited (1996)는 1982～87년의 기간중 미국 제조업 기업을 대상으로 불확실성이 투자에 어떠한 영향을 미치는가를 분석한 결과 불확실성이 투자와 음의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였다.8) 이러한 실증

를 다른 기업에 팔기 어렵다. 둘째, 운수장비나 컴퓨터 등과 같이 모든 기업에서 필요한 자본재의 경우에도 이를 되팔려고 할 경우에는 '레몬'의 문제로 인하여 되팔기가 어렵거나 실제가치보다 낮은 가격에 팔 수밖에 없게 된다. Pindyck(1991)은 이 외에도 규제(regulation)로 인하여 비가역성이 발생할 수 있다고 하였다.

7) 물론 기업이 항상 투자를 연기할 수 있는 것은 아니다. 다른 기업의 투자에 앞서 시장을 선점하고자 할 때에는 전략적인 유인에 의하여 투자를 신속하게 집행할 수 있다. 즉, 투자를 연기함으로써 다른 기업이 시장을 선점하거나 새로 진입할 위험이 존재한다. 그러나 일반적으로는 투자를 연기함으로써 얻는 이득이 이러한 잠재적 비용보다 클 수 있다.

분석결과는 자본의 한계수입생산이 오목할 가능성을 시사하는 것이므로 비가역적 투자이론에 보다 부합하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 Leahy and Whited(1996)는 추정모형에 토빈의 q를 포함시키게 되면 불확실성과 투자 사이의 음의 상관관계가 사라짐을 발견하였다.

Bloom, Bond, and Van Reenen(2001)도 각 기업의 주가변동의 표준편차를 이용하여 불확실성을 측정한 후 불확실성과 투자의 관계를 살펴보았는데 Leahy and Whited(1996)와 유사한 결과를 얻었다. 특히 Bloom, Bond, and Van Reenen (2001)은 불확실성이 증가하게 되면 기업의 투자가 수요충격에 대해 반응하는 정도를 떨어뜨린다고 주장하였다. Bond and Cummins(2004) 역시 불확실성과 투자 사이에는 음의 상관관계가 있음을 발견하였다. Bond and Cummins(2004)는 불확실성을 주가변동의 분산뿐 아니라 각 기업의 미래이윤에 대한 전문적 증권분석가(professional securities analysts)의 예측을 토대로 측정하였다. 즉, 기업이윤에 대한 예측오차가 커질수록 또는 증권분석가들의 예측치 간의 차이가 많이 발생할수록 불확실성이 증가하는 것으로 가정하였다. 특기할 만한 점은 Leahy and Whited (1996)와는 달리 Bond and Cummins(2004)에서는 토빈의 q를 추정모형에 포함하더라도 불확실성은 투자를 감소시키는 것으로 분석되었다는 것이다.

Leahy and Whited(1996)에서와 같이 추정모형에 토빈의 q를 포함시키면 투자에 대한 불확실성의 영향이 사라진다는 결과는 토빈의 q가 불확실성에 대한 정보를 이미 내포하고 있으므로 불확실성이 투자에 독립적으로 영향을 주지 못한다고 해석할 수 있다. Abel(1983)에 따르면 q모형에서는 불확실성의 효과는 q를 통하여 나타나고 이때 q는 투자에 대한 모든 정보를 가지게 된다. 그러나 만일 토빈의 q가 불확실성에 대한 모든 정보를 가지고 있지 않다면 추정모형에 토빈의 q를 포함시킨다 하더라도 불확실성이 투자에 미치는 영향을 발견할 가능성이 있다. 특히 토빈의 q는 기본적으로 투자의 기대수익을 나타내는 변수이며 투자는 기대수익에 우선적으로 반응할 것이므로 실증분석모형에서 토빈의 q를 통하여 기대수익이 투자에 미치는 영향을 사전적으로 고려할 필요가 있다. 이때 Bond and Cummins(2004)에서처럼 불확실성에 대하여 통계적으로 유의한 계수를 추정할 수 있다면 불확실성이 토빈의 q와는 별도로 투자에 추가적인 영향을 미친다고 할 수 있다. 특히 Bond and Cummins(2004)는 불

8) 한편 Leahy and Whited(1996)는 각 기업의 주식수익률과 시장포트폴리오의 주식수익률 간의 공분산으로 불확실성을 측정하였을 경우에는 불확실성이 투자에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 보고하고 있다.

확실성이 q에 대한 계수의 하락을 초래한다면 이는 비가역적 투자이론의 증거가 된다고 주장하였다.

우리나라의 자료를 이용하여 불확실성과 투자의 관계를 살펴본 연구로는 한진희(1999)가 있다. 한진희는 외환위기 이전 기간인 1992~97년을 대상으로 우리나라의 투자함수를 추정하였는데, 불확실성의 대리변수로는 과거 5년간의 영업이익률의 분산계수(coefficient of variation)를 사용하였다. 이러한 방법은 직접적으로 수익성의 변동성을 측정하였다는 장점이 있는 반면 영업이익률의 과거값을 사용함으로써 실제 투자시점에서 기업이 당면하는 불확실성을 나타내지 못할 가능성이 있다는 단점이 있다. 한진희(1999)의 추정결과에 의하면, 독립기업 및 6대 이하 계열사를 가진 기업에서는 투자와 불확실성 간에 유의한 상관관계가 존재하지 않는 반면 5대 재벌기업에 있어서는 양의 상관관계가 있음이 발견되었다. 이러한 결과에 근거하여 한진희(1999)는 재벌들의 경우 투자가 사후적으로 잘못된 것으로 판명될 경우 정부가 구제해 줄 것이라는 믿음하에 위험한 사업에 과잉투자를 하였다는 증거로 해석하고 있다.[9)]

Ⅲ. 추정모형의 설정과 분석자료

1. 추정모형의 설정

본 연구의 실증분석에서는 q모형에 기반을 둔 투자함수를 설정하였다. q이론에 따르면 q가 투자결정에 필요한 모든 정보를 가지고 있게 된다. Hayashi(1982)는 완전경쟁(perfect competition)과 규모에 대한 수확불변(constant return to scale) 등의 가정 아래에서 한계적 q(marginal q)는 평균적 q(average q)와 같아짐을 보였다. 이때 평균적 q는 기업이 보유하고 있는 자본스톡에 대한 기업가의 평가액과 그 대체비용(replacement cost) 간의 비율을 뜻한다. 만일 자본시장이 효율적(efficient)이라면 평균적 q는 토빈의 q와 일치하게 된다. 한계적 q나 평균적 q는 실제로는 관찰이 불가능하므로 실증분석에서는 위의 여러 가정이 충족된다는 가정하에 토빈의 q를 사용하고 있다. 기존의 연구에서 q모형은 실증적으로 그리 만족스러운 결과를 보여주지 못하였음에도 불구하고 q모형은 이론적 완성도가 높고 직관적일 뿐 아니라 비교적 간단해서 실증분석모형의 토대로 많이 이용되고 있다.[10)] 불확

9) 또 다른 국내 실증분석 연구인 최창규(1999)는 환율의 변동성이 투자와 음의 상관관계를 가짐을 발견하였다.

실성과 투자의 관계를 살펴본 Leahy and Whited(1996), Bond and Cummins(2004)에서도 q모형이 사용되었으며, 특히 불확실성의 영향을 살펴보기 위해서는 토빈의 q를 통하여 투자의 기대수익에 대한 정보를 통제할 필요가 있다.

한편 Fazzari, Hubbard, and Petersen (1988) 이후 정보의 비대칭성(asymmetric information)으로 인하여 기업의 투자에 있어 금융제약(financial constraint)이 매우 중요한 요소가 되고 있음이 강조되어 왔다. 투자자금조달에 있어 외부자금(external finance)의 비용이 내부자금(internal fund)의 기회비용보다 높아서 내부자금이 충분치 못할 경우 투자를 제약하게 된다. 이러한 점을 고려하기 위하여 기업의 현금흐름(cash flow)을 설명변수로 추가하였다. 현금흐름은 기업의 금융제약 또는 유동성제약(liquidity constraint)을 통제하는 변수로서 기존의 연구결과에 의하면 금융제약에 직면한 기업의 경우에는 현금흐름이 투자에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다. 다만 수익성 있는 투자기회가 있는 기업이 의도적으로 현금흐름을 개선하려는 노력을 통해 투자자금을 확보하려 할 경우 현금흐름 자체가 기대수익을 반영함으로써 투자에 유의하게 영향을 미치게 되는 경우도 있을 수 있다. 또한 금융제약이 존재할 때, 현금흐름이 투자에 유의한 영향을 준다고 하더라도 그 계수의 크기와 금융제약의 정도 사이의 관계에 대하여는 상이한 견해가 존재한다. Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988, 2000)은 현금흐름에 대한 계수가 금융제약의 정도를 나타낸다고 주장한 반면 Kaplan and Zingales(1997, 2000) 등은 현금흐름에 대한 추정계수는 금융제약의 정도와 비례하지 않는다는 분석결과를 제시하였다.

토빈의 q와 현금흐름을 설명변수로 하는 투자방정식은 1990년대 이후 기업별 자료를 사용하는 실증분석연구에 있어 표준적인 분석모형이라고 할 수 있다. 여기에 불확실성의 대리변수를 포함시켜 불확실성이 투자에 어떻게 영향을 주는가를 살펴보았다. 따라서 본 연구의 실증분석결과는 불확실성이 토빈의 q와 현금흐름이 가지고 있는 정보에 추가하여 투자에 미치는 영향이 있는지를 검증하는 것이라고 할 수 있다. 불확실성의 대리변수를 추정모형에 추가하는 방법은 다음과 같은 두 가지를 생각할 수 있다.

만일 불확실성이 토빈의 q와는 독립적으로 투자에 영향을 미친다고 가정하면

10) 기존의 대부분의 연구에서 대체적으로 낮은 R^2는 q모형의 큰 단점으로 지적되어 왔다. 그러나 이러한 실증분석결과가 q모형을 부정하는 증거가 될 수는 없다는 사실 또한 강조되어 왔다. 특히 완전경쟁이나 규모에 대한 수확불변 그리고 효율적 자본시장 등의 가정에 대한 의문이 제기되어 왔으며 토빈의 q 자체에 대한 측정오차(measurement error)도 문제가 될 수 있음이 지적되었다(Erickson and Whited[2000]).

다음과 같은 추정모형을 설정할 수 있다.

$$(I/K)_{it} = \mu_i + \mu_t + \alpha q_{it} + \beta CF_{it} + \gamma\sigma_{it} + e_{it} \quad (3\text{-}1)$$

이때 $(I/K)_{it}$는 기업 i의 t기의 투자와 $t-1$기 말의 자본스톡의 비율이고, q_{it}는 t기 시작시점의 토빈의 q이다. σ_{it}는 불확실성의 대리변수이고, CF_{it}는 기업의 현금흐름을 나타낸다.[11] μ_i와 μ_t는 각각 기업효과(firm effect)와 시간효과(time effect)를 나타내는 더미변수이다. 기업효과를 나타내는 더미변수는 각 기업에 따라 상이할 것으로 생각되는 수요의 탄력성(elasticity of demand)이나 상대가격(relative price) 등의 영향을 조정하는 변수로 볼 수 있으며 시간효과(time effects)에 대한 더미변수는 경기변동에 따른 공통적인 자본비용(cost of capital)의 변화 등을 나타낸다고 할 수 있다. 이러한 추정모형은 토빈의 q를 통하여 기대수익이 미치는 효과를 통제한 후 불확실성이 독립적으로 투자에 영향을 주는가를 분석하는 것으로 볼 수 있다.

한편 불확실성을 독립된 변수로 파악하기보다는 투자가 기대수익에 반응하는 정도에 영향을 줌으로써 간접적으로 투자에 영향을 준다고 볼 수도 있다. Bloom, Bond, and Van Reenen(2001)과 Bond and Cummins(2004)는 불확실성이 증가하게 되면 기업의 투자가 수요충격에 대해 반응하는 정도를 떨어뜨린다고 주장하였다. 이 경우에는 불확실성을 투자에 영향을 미치는 독립된 변수로 파악하기보다는 불확실성이 투자에 대한 q의 계수(sensitivity to q)에 영향을 준다고 보는 것이 타당하다. 즉, 다음 식에서와 같이 q의 계수가 불확실성의 선형함수가 되도록 추정모형을 설정할 수 있다.

$$(I/K)_{it} = \mu_i + \mu_t + (\alpha_0 + \alpha_1\sigma_{it})q_{it} + \beta CF_{it} + e_{it} \quad (3\text{-}2)$$

토빈의 q가 투자의 기대수익을 나타내는 변수라고 한다면 식 (3-2)의 α_1은 불확실성이 투자가 기대수익에 반응하는 정도에 미치는 영향을 나타내는 변수라고 할 수 있다. 예를 들어, 투자의 기대수익이 높다고 하더라도 불확실성이 상대적으로 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 기대수익에 큰 반응을 보이지 않음으로써 상대적으로 투자에 소극적일 가능성이 있다.[12] 이 경우에는 α_1은 음수로 추정될 것이다. 반면 불확실성이 투자에 영향을 미치지 않는다면 α_1의 추정치는 통계적으로 유의하지 않을 가능성

11) 투자율은 유형자산(tangible asset)의 증가율을 나타내며 토빈의 q는 (주식의 시가총액+부채총액-재고)/자산으로, 현금흐름은 EBIT(경상이익(ordinary income)+이자비용)/유형자산으로 계산하였다.

12) 통상적으로 q는 어떤 기간의 시작시점에서 평가된다. 반면 투자는 해당기간의 유량변수(flow variable)이다. 예를 들면, q는 2002년 1월 1일의 시장가치로 계산되는 데 비하여 투자는 2002년 1월부터 12월 사이에 발생한 금액이다. 따라서 만일 이 기간중 불확실성이 커지게 되어 투자가 감소한다면 실제 투자는 원

이 높다.[13)]

2. 불확실성의 측정과 표본의 분류

가. 불확실성의 측정

본 연구에서는 Leahy and Whited (1996), Bloom, Bond, and Van Reenen (2001), Bond and Cummins(2004) 등의 기존 연구에서와 같이 개별기업의 주식가격을 이용하여 불확실성을 측정하였다. 본 연구에서 사용된 자료(data)가 1991~2003년의 기간중 기업의 연간 재무제표 자료이므로 패널분석(panel data analysis)을 위해서는 각 기업이 당면하고 있는 불확실성에 대한 대리변수도 1991~2003년의 각 연도에 대하여 측정하여야 한다. 이를 위하여 각 개별기업의 일별(daily) 주식가격을 로그차분한 후 그 표준편차를 각각의 연도에 대하여 계산하였다. 이러한 방법에 의하면 각 기업에 따라 상이할 수 있는 불확실성의 정도를 측정할 수 있고 따라서 횡단면적으로 불확실성이 기업의 투자에 미치는 영향을 추정할 수 있다.

주식가격은 시장에서 결정되는 변수이므로 시장에서 평가되는 기업가치의 모든 면이 집약되어 있다고 할 수 있다. 즉, 주식가격은 생산물 가격, 환율, 임금, 이자율, 소비자의 선호도 변화, 정부정책 등 기업환경에 대한 모든 정보를 총체적으로 가지고 있을 것으로 믿어지기 때문에 주가변화의 변동성으로 불확실성을 측정하게 되면 여러 가지 다양한 요인에 의해 발생할 수 있는 불확실성을 포괄할 수 있다는 장점이 있다. 또한 주식가격은 원칙적으로 시장참가자의 미래에 대한 예상을 반영하고 있다. 따라서 주식가격에 기초하여 불확실성을 측정하면 이와 같은 주가의 예시적(forward-looking) 성격으로 인하여 불확실성의 대리변수도 미래에 대한 예상을 반영할 수 있다. 이러한 점은 불확실성의 대리변수가 실제 투자가 이루어지는 시점에서 측정된다는 점에서 바람직하다고 할 수 있다. 그러나 주식가격은 기업의 실질적인 내재가치(fundamental)뿐 아니라 버블이나 노이즈(noise) 등의 영향을 받을 수 있다. 만일 이러한 요인들이 주식가격의 변동을 초

래의 q가 의미하는 투자액보다 작을 수 있다. 다시 말하면 어떤 기간의 시작시점에서 q는 1년간의 투자액을 결정하게 되는데 만일 예상치 못한 불확실성이 커지게 되면 계획된 투자를 축소 내지는 연기할 가능성이 있다.

13) 한편 만일 자본스톡의 조정비용(adjustment cost)이 이차함수(quadratic function)의 형태를 가진다면 q에 대한 계수는 조정속도(speed of adjustment)라고 해석할 수 있다. 이 경우에는 불확실성이 조정속도에 어떻게 영향을 미치는가를 추정하는 것이 된다. Bond and Cummins(2004)는 만일 불확실성이 조정속도에 음의 효과를 가진다면 이는 비가역적 투자이론의 증거가 된다고 주장하였다.

래하는 주요인이라면 주식가격에 기초하여 불확실성을 측정하는 것은 큰 문제가 될 수 있다. 한편 주식가격은 경기변동이나 금융시장의 제도적 변화에 의해서 영향을 받을 수 있다. 이러한 문제를 부분적으로 해결하기 위하여 본고에서는 각 기업의 주가변화의 표준편차를 제조업전체 주가지수의 변화에 대한 표준편차로 나누어서 정규화(normalization)하였다.

나. 표본의 분류와 특성

본 연구는 1991~2003년의 기간중 우리나라 상장기업 자료를 사용하여 불확실성이 투자에 어떠한 영향을 미치는가를 실증적으로 살펴보는 데 목적이 있다.[14] 그런데 불확실성의 영향은 외환위기를 전후로 하여 달라졌을 가능성이 있다. 외환위기 이전에는 기업들이 외형적인 성장에 치중하였으며 공격적 경영으로 투자가 불확실성의 영향을 크게 받지 않았을 가능성이 있다. 이와 관련하여 한진희(1999)는 1992~97년의 기간중 상위 재벌기업들은 정부의 암묵적 투자손실보전(implicit loss protection)에 기인하여 위험이 큰 사업에 과다하게 투자하였음을 실증적으로 규명하였다. 반면 외환위기 이후 구조조정과정에서 경제주체들의 위험기피도가 증대되면서 기업의 경영행태가 보수화되는 경향이 있다는 주장이 제기되고 있다. 만일 이러한 경향이 사실이라면 외환위기 이후 불확실성이 투자에 미치는 영향은 보다 확대되었을 것으로 생각할 수 있다.[15] 본 연구에서는 외환위기 이전과 이후의 기간에 불확실성의 영향이 어떻게 달라져 왔는가를 검토하기 위하여 1991~97년의 외환위기 이전 기간과 1999~2003년의 외환위기 이후 기간으로 나누어 실증분석을 수행하였다. 1998년은 외환위기 직후의 상황이 미치는 영향을 배제하기 위하여 분석에서 제외하였다.[16]

한편 불확실성에 대한 기업의 투자행태는 표본기간뿐 아니라 기업의 재무건전성에 의해 영향을 받을 수 있다. 잘못된 투자는 기업의 재무구조를 악화시키고 기업의 가치를 저하시킬 뿐 아니라 극단적인 경우 파산에 이르게 할 수도 있다. 따라서 다른 조건이 동일하다면 기업의 재무상태가 건전하고 파산위험이 작은 기업일수록 불확실성이 투자에 미치는 영향은 상대적으로 적을 가능성이 있다.

14) 본 연구에 사용된 기업별 자료는 KIS-line에서 구하였으며 2003년 말 현재 증권거래소에 상장되어 있는 제조업체를 대상으로 하였다.

15) 한편, 외환위기 이후에는 투자결정에 있어 수익성을 보다 중시하는 풍토가 확산된 것으로 보인다. 임경묵(2004)은 외환위기 이후 기업의 투자결정에 있어 수익성에 대한 계수가 통계적으로 보다 유의해졌음을 발견하였다.

16) 1998년을 외환위기 이후 기간으로 포함하여도 결과에 차이점을 발견할 수 없었다.

〈표 1〉 주요 변수의 기간별 평균과 표준편차

	1991～2003	1991～97	1999～2003
I/K	0.165 (0.619)	0.216 (0.734)	0.078 (0.428)
q	0.850 (0.392)	0.919 (0.305)	0.777 (0.455)
σ	2.097 (0.983)	2.148 (0.639)	2.078 (1.313)
CF/K	0.269 (0.820)	0.344 (0.731)	0.183 (0.889)

주: ( ) 안은 표준편차.

반면에 재무상태가 건전하지 못한 기업은 투자로 인한 위험이 보다 클 것이므로 불확실성의 영향을 보다 강하게 받을 수 있다. 본고에서는 재무건전성이 높은 기업과 낮은 기업으로 분류하기 위하여 표본기업을 이자보상배율(interest coverage ratio)에 따라 구분하였다. 본고에서는 이자보상배율을 영업이익(operating income)/이자비용(interest expense)으로 정의하였으므로 이자보상배율이 낮다는 사실은 영업이익 중에서 이자비용으로 지출하여야 하는 비중이 높다는 사실을 의미한다. 이자보상배율에 따른 구분은 전년도의 중간값(median)을 기준으로 이자보상배율이 높은 기업과 낮은 기업의 두 그룹으로 분류하였다.[17)]

본격적인 분석에 앞서 추정에 사용된 변수들이 외환위기 이전과 이후의 기간에 어떠한 차이를 보이고 있는지 그리고 각 기간별로 이자보상배율에 따라 변수들이 얼마나 다른지를 살펴보았다. 먼저 <표 1>에서는 전체 분석기간인 1991～2003년을 1991～97년 및 1999～2003년으로 나누어서 투자율, 토빈의 q, 주가의 변동성 및 현금흐름에 대한 평균과 표준편차를 살펴보았다.

우선 <표 1>로부터 기업의 투자율은 외환위기 이후 현저히 낮아졌음을 알 수 있다. 1991～97년의 기간에는 투자율이 평균 21.6%에 이르고 있는 반면 1999～2003년의 기간에는 7.8%에 머무르고 있다. 현금흐름 역시 외환위기 이후 큰 폭으로 감소하였다. 토빈의 q와 불확실성의 대용변수인 주가의 변동성 역시 외환위기 이후 다소 낮아졌으나 투자율에 비해서는 상대적으로 큰 차이를 보이고 있

17) 이자보상배율 외에도 부채비율 및 기업규모에 따라 기업을 구분하여 추정한 실증분석결과도 제시하였다.

〈표 2〉 이자보상배율로 분류한 주요 변수의 기간별 평균과 표준편차

	1991～2003		1991～97		1999～2003	
	High	Low	High	Low	High	Low
I/K	0.202 (0.513)	0.127 (0.710)	0.242 (0.551)	0.189 (0.880)	0.125 (0.433)	0.031 (0.418)
q	0.837 (0.350)	0.862 (0.427)	0.941 (0.292)	0.899 (0.314)	0.720 (0.339)	0.831 (0.539)
σ	1.863 (0.548)	2.318 (1.221)	2.060 (0.556)	2.228 (0.698)	1.675 (0.494)	2.467 (1.687)
CF/K	0.424 (0.567)	0.113 (0.987)	0.436 (0.503)	0.251 (0.894)	0.404 (0.654)	-0.037 (1.028)

주: High는 이자보상배율이 높은 기업, Low는 이자보상배율이 낮은 기업을 의미.
( ) 안은 표준편차.

지는 않다.

<표 2>에는 이자보상배율이 높은 기업과 낮은 기업으로 구분하여 각 기간에 대하여 실증분석에 사용된 변수의 평균과 표준편차가 제시되어 있다.[18] <표 2>를 살펴보면 다음과 같은 사실들을 확인할 수 있다. 첫째, 기간에 상관없이 이자보상배율이 높은 기업의 투자율과 현금흐름이 높게 나타나고 있어 재무건전성이 좋은 기업의 성과 역시 전반적으로 양호함을 알 수 있다. 다만 기간별로 비교해 보면 투자율과 토빈의 q, 현금흐름 등이 외환위기 이후 두 그룹 모두에서 전반적으로 감소하였음을 확인할 수 있다.

둘째, 이자보상배율이 높은 기업의 현금흐름은 외환위기 이후 다소 완만하게 감소한 데 비하여 이자보상배율이 낮은 기업의 현금흐름은 큰 폭으로 감소하여 외환위기 이후에는 평균적으로 마이너스 값을 보이고 있다. 이에 따라 두 그룹 간의 현금흐름의 격차가 확대된 모습을 보이고 있다. 셋째, 본 연구의 관심사인 불확실성의 대용변수인 주가의 변동성을 보면 재미있는 현상을 확인할 수 있다. 외환위기 이전의 기간에서는 이자보상배율에 따라 주가의 변동성이 큰 차이를 보이고 있지 않은 반면 외환위기 이후의 기간에는 주가의 변동성이 두 그룹 간에 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 특히 이자보상배율이 낮은 기업의 주가 변동성은 크게

18) 각각의 시점에서 어떤 기업의 이자보상배율이 그 시점의 전체 이자보상배율의 중간값(median)보다 높으면 이자보상배율이 높은 기업(High), 중간값보다 낮으면 이자보상배율이 낮은 기업(Low)으로 분류하였다.

확대된 반면 이자보상배율이 높은 기업의 주가 변동성은 외환위기 이후 오히려 축소된 경향을 보이고 있다.

Ⅳ. 추정결과

1. 전체 표본에 대한 분석

이번 장에서는 토빈의 q에 기초한 투자함수를 추정함으로써 불확실성이 투자에 대하여 추가적인 정보를 가지고 있는지를 살펴보았다. 추정방법은 고정효과모형(fixed effect model)을 OLS를 사용하여 추정하였으며 추정계수의 유의성은 Huber-White의 표준오차(robust standard error)를 이용하여 계산하였다.[19] 실증분석의 초점은 불확실성의 대리변수에 대한 계수가 유의하게 추정되는가를 살펴보는 데 있다. 만일 주가변동의 표준편차가 불확실성을 적절히 반영하고 있고 그 계수가 유의하게 추정된다면 불확실성이 투자에 영향을 미친다고 해석할 수 있을 것이다.

<표 3>의 모형 I에는 전체표본을 대상으로 식 (3-1)의 추정모형에 따라 불확실성을 독립적인 변수로 설정하였을 경우의 실증분석결과가 제시되어 있다. 추정결과를 살펴보면, 설명변수에 q가 포함되어 있음에도 불구하고 불확실성의 대리변수에 대한 계수는 통계적으로 유의한 음의 값으로 추정되어 기업이 당면하고 있는 불확실성의 정도가 높을수록 투자에 소극적이었다고 해석할 수 있다. 이와 같은 추정결과는 Leahy and Whited(1996)와는 상이한 반면 Bond and Cummins(2004)의 분석결과와는 일치되는 것으로서 적어도 토빈의 q가 불확실성에 대한 완전한 정보를 가지고 있지 않음을 시사하고 있다. 한편 추정식에 현금흐름(CF/K)을 추가적인 설명변수로 고려하더라도 불확실성의 영향은 통계적으로 유의한 것으로 추정되었다.

<표 3>의 모형 II에서는 식 (3-2)에서와 같이 토빈의 q와 주가변동의 표준편차를 곱한 변수(interaction term)를 설명변수로 사용함으로써 불확실성이 q에 대한 계수에 주는 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. 만일 q가 투자의 기대수익을 나타낸다면 q와 불확실성 간의 교차항($q \times \sigma$)에 대한 계수는 불확실성으로 인하여 투자가 기대수익에 반응하는 정도가 어떻게 달라질 수 있는가를 측정한다고 할 수 있다. 비록 투자의 기대수익이 높다고 하더라도 불확실성으로 인한 위

19) 고정효과모형 대신에 Arellano and Bond(1991)에 따라 동태적 패널모형(dynamic panel model)을 설정하여 추정해 보았으나 결과의 질적인 차이를 발견할 수 없었다. 또한 현금흐름의 현재값 대신 과거값을 사용한 경우에도 결과의 차이점을 발견하지 못하였다.

〈표 3〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 전체표본

	모형 I		모형 II		모형 I + 모형 II	
상수항	0.085	0.025	-0.111	-0.143	-0.076	-0.144
	(0.55)	(0.14)	(-0.45)	(-0.60)	(-0.30)	(-0.54)
q	0.350	0.306*	0.511	0.460*	0.497	0.460*
	(1.58)	(1.84)	(1.62)	(1.89)	(1.56)	(1.81)
σ	-0.076**	-0.058**			-0.020	0.000
	(-2.08)	(-2.40)			(-1.29)	(0.02)
$q \times \sigma$			-0.048*	-0.043**	-0.041	-0.043
			(-1.68)	(-1.96)	(-1.40)	(-1.58)
CF/K		0.214		0.216		0.216
		(1.37)		(1.41)		(1.40)
R^2	0.124	0.176	0.132	0.185	0.132	0.185
F 통계량	14.94	12.67	14.87	12.30	13.82	11.56
관측치 수	4,562	4,539	4,562	4,539	4,562	4,539
기업 수	417	416	417	416	417	416

주: ( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

험이 높게 되면 그렇지 않은 경우에 비해 실제 투자는 기대수익에 상대적으로 민감하게 반응하지 않을 수 있다. 추정결과를 살펴보면 q와 $q \times \sigma$의 두 변수만을 설명변수로 할 경우 $q \times \sigma$의 계수가 모두 음의 부호를 가지며 통계적으로도 유의하게 추정되었다. 여기에 현금흐름을 설명변수로 추가하게 되면 $q \times \sigma$의 계수에 대한 통계적 유의성이 더욱 높아졌다. 이와 같은 모형 II에 따른 추정결과는 불확실성이 높은 기업의 투자는 기대수익에 상대적으로 민감하게 반응하지 않음을 시사한다. 이를 비가역적 투자이론에 의거하여 해석하면 일단 투자를 집행하고 나면 기업환경이 불리하게 되었을 경우 이미 집행된 투자를 되돌릴 수 없기 때문에 불확실성이 증가할 때 투자에 상대적으로 소극적이 되는 것이라고 볼 수 있다.

<표 3>의 마지막 두 열은 식 (3-1)의 추정모형(모형 I)과 식 (3-2)의 추정모형(모형 II)을 비교하기 위하여 $q \times \sigma$ 및 σ의 두 변수 모두를 설명변수로 포함시킨 추정결과가 제시되어 있다. 그 결과 $q \times \sigma$에 대한 계수는 음의 값으로 추정되었을 뿐 아니라 모형 II의 추정결과에 비해 추정계수의 변화도 크지 않았다. 그러나 추정치의 통계적 유의성은 하락하였는데,

이는 아마도 다중공선성(multicolinearity)의 영향으로 생각된다. 반면 σ에 대한 계수는 통계적 유의성이 크게 감소하였을 뿐 아니라 추정계수도 상대적으로 크게 변화하여 거의 영에 근접하고 있다. 이러한 결과를 종합해 보면 불확실성이 q에 대한 계수를 통하여 투자에 영향을 미치도록 모형을 설정하는 것이 불확실성의 영향을 보다 잘 포착할 수 있다는 의미에서 선호된다고 볼 수 있다. 물론 추정모형이 축약형 모형임을 상기하면 두 가지 추정모형의 상대적 우월성을 논할 수는 없으며 실제 이하의 분석에서도 두 모형의 추정결과 사이에 질적인 차이점은 발견되지 않았다.

2. 외환위기 이후의 변화

앞 절의 전체표본을 대상으로 한 실증분석을 통하여 불확실성은 투자와 음의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였다. 이번 절에서는 이러한 불확실성의 효과가 외환위기를 전후로 다르게 나타나는가를 알아보기 위하여 1991~97년 및 1999~2003년의 두 기간으로 나누어서 살펴보았다.

기간별로 투자함수를 추정한 <표 4>의 결과를 살펴보면 1991~97년의 분석기간 중에는 불확실성의 대리변수와 투자 사이에 통계적으로 유의한 상관관계가 발견되지 않았다. 특히 모형 I의 경우에는 불확실성에 대한 추정계수가 통계적으로 유의하지 않을 뿐 아니라 계수의 절댓값도 매우 작게 추정되었다. 반면 외환위기 이후 기간인 1999~2003년의 기간중에는 모형 I과 모형 II 모두에서 불확실성에 대한 계수가 통계적으로 매우 유의한 음의 값이 추정되었다. 이러한 추정결과로부터 외환위기 이전에는 불확실성의 영향이 미미하였던 반면 외환위기 이후에는 불확실성이 투자에 상대적으로 강한 영향을 주었다고 추론할 수 있다.

물론 외환위기 이전에도 불확실성이 투자에 전혀 영향을 주지 않았다고 단정할 수 있는 것은 아니다. 우선 주가의 변동성으로 측정한 불확실성은 실제로 다양한 종류의 불확실성을 포괄하고 있을 것인데 만일 다양한 종류의 불확실성이 투자에 각각 다른 방향으로 영향을 주게 되는 경우 실증분석에서는 불확실성의 영향이 서로 상쇄되었을 가능성이 있다. 또한 불확실성에 대한 정보가 q에 충분히 포함되어 있어 실제로 불확실성의 대리변수가 투자와 상관관계가 없는 것으로 나타났을 가능성도 있다. 그럼에도 불구하고 불확실성에 대한 계수의 통계적 유의성을 떨어뜨릴 수 있는 이와 같은 요인들이 외환위기 이전에만 존재하였을 특별한 이유는 분명하지 않다. 따라서 <표 4>의 추정결과는 외환위기를 거치면서 불확실성의 영향이 강화되었을 가능성이 높음을 시사하고 있다.

〈표 4〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 기간별 분석

	1991～97		1999～2003	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상수항	-0.553***	-0.544***	0.075	-0.040
	(-3.15)	(-3.46)	(1.32)	(-0.88)
q	0.476***	0.555***	0.163***	0.289***
	(4.23)	(4.02)	(2.92)	(4.78)
σ	0.005		-0.023**	
	(0.16)		(-2.28)	
$q \times \sigma$		-0.053		-0.022***
		(-1.51)		(-5.28)
CF/K	1.198***	1.196***	-0.025	-0.022
	(5.44)	(5.49)	(-0.94)	(-0.84)
R^2	0.590	0.591	0.221	0.231
F 통계량	5.85	5.71	12.17	14.01
관측치 수	2,218	2,218	1,948	1,948
기업 수	358	358	415	415

주: ( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

불확실성에 대한 계수의 유의성이 외환위기를 전후로 하여 달라졌다는 실증분석결과는 우리나라 상장 제조업부문의 투자결정이 외환위기를 전후로 하여 상당히 다른 요인에 의해 영향을 받아왔음을 암시하고 있다. 외환위기 이전에는 기업의 경영행태가 상당히 공격적이었던 관계로 위험에 대한 고려보다는 양적인 팽창을 위하여 투자가 이루어졌을 가능성이 있다. 예를 들면, 불확실성이 증가하게 되면 투자를 축소 내지는 연기하는 것이 타당할 것임에도 불구하고, 다른 기업의 투자에 앞서 시장을 선점하고자 하는 전략적인 유인이 있었을 경우 불확실성에도 불구하고 투자를 실행하였을 수 있다. 즉, 불확실성으로 인해 투자를 연기하게 되면 다른 기업이 시장을 선점하거나 또는 새로운 기업이 시장에 진입할 또 다른 위험이 존재하게 된다. 외환위기 이전에는 많은 기업들이 이러한 잠재적 비용이 투자를 연기함으로써 얻을 수 있는 이득보다 상대적으로 크다고 판단하였을 가능성이 있으며 따라서 투자가 불확실성에 반응하지 않았을 수 있다. 또한

한진희(1999)가 주장하는 바와 같이 대기업을 중심으로 정부의 암묵적 보증이 존재하였다면 위험이 큰 사업에 과잉투자가 이루어졌을 수도 있다. 이 경우에도 투자와 불확실성 사이의 상관관계가 발견되지 않을 수 있다.

그러나 외환위기 이후에는 기업의 구조조정을 거치면서 기업경영이 보수화되면서 안정성 위주의 투자행태가 확산된 것으로 보인다. 이에 따라 필연적으로 위험기피적인 성향이 증가하였을 것으로 생각된다. 이 과정에서 외환위기 이전에 존재하였던 전략적 유인은 상대적으로 크게 약화되었으며 정부의 암묵적 보증이나 대마불사(too big to fail)에 대한 믿음도 사라졌다. 이러한 요인들은 외환위기 이후 기업의 투자결정이 불확실성에 보다 민감하게 변하였을 가능성을 시사하고 있다.

한편, 불확실성에 대한 계수의 유의성이 외환위기 이후의 기간에서만 발견된 것과는 대조적으로 현금흐름에 대한 계수는 외환위기 이전 기간에서는 통계적으로 유의한 반면 외환위기 이후의 기간에서는 유의하게 추정되지 않았다. 현금흐름에 대한 추정계수와 금융제약의 정도가 비례하는가에 대하여는 논쟁의 소지가 있으나 현금흐름에 대한 계수가 유의하게 추정될 경우 일단 금융제약이 존재한다고 해석함에 있어 큰 무리는 없는 것으로 판단된다. 따라서 <표 4>에서 현금흐름에 대한 계수가 외환위기 이전에만 유의하게 추정되었다는 사실은 외환위기 이전 기간에는 기업의 투자활동에 금융제약이 강하게 존재하였던 반면 외환위기 이후에는 그렇지 않을 가능성이 높음을 시사하고 있다.

이러한 결과는 외환위기 이전에는 기업의 투자를 제약하였던 주요 원인 중 하나가 투자자금의 조달이었음을 암시하고 있다. 이론적으로 투자자금을 외부에서 조달하기 위해서는 내부자금에 비해 추가적인 비용을 지불하여야 하며, 특히 중소기업의 경우에는 담보 없이 금융기관으로부터 자금을 조달하는 것 자체가 매우 어려웠을 것으로 생각된다. 반면 외환위기 이후에는 부채비율이 지속적으로 감소하여 기업의 재무건전성이 전반적으로 개선되었으며 또한 투자수요를 내부자금에 의해 충당할 수 있는 여력이 높아짐에 따라 금융제약의 정도가 크게 완화되었다. 이러한 현상들로 인하여 현금흐름에 대한 추정계수가 외환위기 이후에는 유의하지 않은 것으로 판단된다.[20]

20) 표본의 극단적인 관측치(outlier)에 의하여 추정결과가 영향을 받았는지를 살펴보기 위하여 각각의 변수의 상위 5% 및 하위 5%를 제거한 후 모형을 추정해 보았다. 이 경우 불확실성에 대한 계수가 외환위기 이전의 기간에서는 -0.011(t값은 -0.27), 외환위기 이후의 기간에 대해서는 -0.022(t값은 -3.33)로 추정되었다. 또한 현금흐름에 대한 계수도 외환위기 이전과 이후에 대하여 각각 0.439(t값은 3.85) 및 -0.030(t값은 -0.59)으로 나타나 극단적 관측치의 포함여부가 추정결과에 질적인 변화를 초래하지는 못하는 것으로 보인다.

3. 재무건전성과 불확실성의 영향

불확실성이 투자에 미치는 영향은 기업의 재무상태에 따라 다를 수 있다. 재무건전성이 낮은 기업은 사후적으로 투자가 잘못된 것임이 판명될 경우 기업 활동에 심각한 타격을 입을 수 있고 극단적인 경우 파산의 위험에 처할 수도 있다. 따라서 재무건전성이 낮은 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 불확실성의 영향을 보다 강하게 받을 가능성이 있다. 이번 절에서는 우선 외환위기를 전후한 각각의 기간에 대하여 재무건전성을 나타내는 대표적 지표의 하나인 이자보상배율에 따라 두 그룹으로 분류하여 불확실성과 투자의 관계를 살펴보았다.[21)]

<표 5>의 추정결과를 살펴보면 외환위기 이전의 기간에서는 이자보상배율의 높고 낮음에 관계없이 불확실성에 대한 계수가 유의하게 추정되지 않았다. 모형 I의 경우에는 불확실성에 대한 계수가 양수로 추정되었으며, 모형 II의 경우에도 이자보상배율이 높은 기업의 경우에는 양의 계수가 추정되었다. 그러나 추정계수의 통계적 유의성은 매우 낮아서 투자가 불확실성의 영향을 받았다는 증거는 찾지 못하였다. 한편 외환위기 이후의 기간중에는 모형 I 및 모형 II 모두에서 불확실성에 대한 계수가 음의 값으로 추정되었으나 이자보상배율이 낮은 기업에서만 추정계수가 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉, 외환위기 이후에는 이자보상배율이 높은 기업은 여전히 불확실성의 영향을 크게 받지 않는 것으로 나타난 반면 이자보상배율이 낮은 기업의 투자는 불확실성과 유의한 상관관계를 가지는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 외환위기 이후의 기간에서는 투자에 대한 불확실성의 효과가 기업의 재무건전성에 대하여 조건부로 나타나고 있음을 보여준다. 즉, 재무건전성이 낮은 기업은 상대적으로 위험에 대하여 보다 민감해져서 불확실성의 영향을 강하게 받는 것으로 보인다.[22)]

외환위기 이후 불확실성의 영향이 이

21) 각 연도의 이자보상배율의 중간값(median)에 따라 두 그룹으로 분류하였음에도 불구하고 실증분석에 필요한 변수가 일부 사용 가능하지 않은 경우가 있어 그룹별로 관측치 수에 약간의 차이가 발생하고 있다.

22) 불확실성의 대리변수인 주가변화의 변동성은 기업의 특성에 따라 달라질 가능성이 있다. 부채비율이 높은 기업의 주식수익률은 그렇지 않은 기업의 주식수익률보다 변동성이 크다고 알려져 있으며 대기업의 주식수익률 변동성이 중소기업에 비해 평균적으로 작을 수 있다. 이러한 요인들을 조정하기 위하여 정규화된 주가변화의 표준편차를 각 기업의 총자산규모, 부채비율, 현금흐름 등에 회귀분석한 후 그 잔차항으로 불확실성을 측정해 보았다. 그러나 이와 같은 기업특성이 어느 정도 조정된 불확실성 지표를 사용하더라도 추정결과에 질적인 차이를 초래하지 않는 것으로 나타났다. 외환위기 이전 기간에는 이자보상배율과 상관없이 불확실성이 투자에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났으며 외환위기 이후에도 이자보상배율이 높아서 재무상태가 양호한 기업은 불확실성의 영향을 받지 않는 것으로 추정되었다. 반면

〈표 5〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 이자보상배율에 따른 그룹별 분석

	1991～97		1999～2003	
	High	Low	High	Low
<모형 I>				
상수항	0.065	-0.887***	-0.091	-0.080
	(0.37)	(-3.97)	(-0.73)	(-1.43)
q	0.059	0.734***	0.360***	0.137**
	(0.53)	(4.41)	(3.87)	(2.35)
σ	0.008	0.025	-0.029	-0.015*
	(0.12)	(0.55)	(-0.66)	(-1.67)
CF/K	0.535***	1.288***	0.065	-0.057
	(2.96)	(7.65)	(1.36)	(-1.46)
R^2	0.350	0.741	0.414	0.303
F 통계량	2.64	8.43	6.29	3.79
관측치 수	1,054	1,164	943	1,005
기업 수	282	275	307	317
<모형 II>				
상수항	-0.118	-0.782***	-0.143*	-0.148***
	(-0.83)	(-4.45)	(-1.67)	(-2.63)
q	0.020	0.747***	0.385***	0.220***
	(0.14)	(3.99)	(2.62)	(2.89)
$q \times \sigma$	0.021	-0.015	-0.014	-0.013***
	(0.36)	(-0.31)	(-0.27)	(-3.00)
CF/K	0.535***	1.288***	0.065	-0.052
	(2.98)	(7.64)	(1.36)	(-1.37)
R^2	0.351	0.741	0.413	0.308
F 통계량	2.48	8.55	5.98	5.03
관측치 수	1,054	1,164	943	1,005
기업 수	282	275	307	317

주: High는 이자보상배율이 높은 기업, Low는 이자보상배율이 낮은 기업을 의미.
( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

외환위기 이후의 기간중 이자보상배율이 낮은 기업들에서는 불확실성에 대한 계수가 통계적으로 유의하게 추정되어 재무건전성이 좋지 않을 경우 불확실성이 투자를 감소시키는 것으로 보인다.

자보상배율이 높은 기업과 낮은 기업에서 다르게 추정된 것과는 달리 현금흐름에 대한 계수의 통계적 유의성은 이자보상배율에 따라 차이점이 발견되지 않았다. 외환위기 이전의 기간에서는 이자보상배율이 높은 기업그룹과 낮은 기업그룹 모두에서 현금흐름에 대하여 유의한 계수 추정치가 발견된 반면 외환위기 이후의 기간에서는 두 그룹 모두에서 통계적으로 유의한 계수가 추정되지 않았다.[23] 한 가지 특이한 사실은 외환위기 이전의 경우, 이자보상배율이 낮은 기업그룹의 현금흐름에 대한 계수가 보다 크게 추정되었다는 점이다. 이자보상배율이 낮은 기업이 금융제약(financial constraint)의 정도가 보다 심한 기업이라고 할 수 있으므로 이러한 추정결과는 Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988, 2000)의 주장과 보다 부합되는 결과라고 할 수 있다. 그러나 Kaplan and Zingales(1997, 2000) 이후의 많은 연구에서 비록 현금흐름에 대한 계수의 통계적 유의성이 금융제약의 증거가 된다고 하더라도 추정계수의 크기와 금융제약의 정도가 반드시 비례하지는 않는다는 증거가 제시되어 왔다. 따라서 이자보상배율이 낮은 기업그룹에서 현금흐름에 대한 계수가 크게 추정되었다고 하여 이들 기업이 투자자금을 조달하는 데 있어 보다 높은 기회비용을 지불하였다고 단정할 수는 없다.

이자보상배율이 기업의 재무건전성을 나타내는 대표적인 지표이기는 하나 실제로 기업의 재무건전성은 여러 가지 지표를 사용하여 종합적으로 파악하는 것이 보다 바람직하다. 이에 따라 이자보상배율 대신에 재무건전성을 나타낼 수 있는 또 다른 지표로서 기업의 부채비율을 사용하여 기업을 구분하고 각각의 그룹에 대하여 불확실성이 투자에 미치는 영향을 추정하였다. 즉, 각 기업의 부채비율을 사용하여 기업을 두 개의 그룹으로 분류한 후 외환위기 이전과 이후의 기간에 대해 부채비율이 높은 기업과 낮은 기업의 투자함수를 추정하였으며 그 결과는 <표 6>에 제시되어 있다. <표 6>의 추정결과를 살펴보면, 이자보상배율 대신에 부채비율을 사용하더라도 추정결과에 질적인 차이는 없는 것으로 나타났다. 불확실성에 대한 계수가 외환위기 이후의 기간중 부채비율이 높은 기업에서만 통계적으로 유의하게 추정되고 있어 <표 5>와 일관된 모습을 보이고 있다. 즉, 외환위기 이후의 기간을 대상으로 할 경우 부채비율이 높아서 재무상태가 좋지 않은

23) 극단적인 관측치(outlier)의 영향을 배제하고 추정해 보았으나 역시 결과의 질적인 차이점을 발견하지 못하였다. 예를 들어, 외환위기 이후의 기간중 이자보상배율이 낮은 기업그룹 중에서 각 변수의 상하위 5%를 제외할 경우 불확실성에 대한 계수는 -0.016(t값은 -2.07), 현금흐름에 대한 계수는 -0.084(t값은 -1.32)로 각각 추정되었다.

〈표 6〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 부채비율에 따른 그룹별 분석

	1991～97		1999～2003	
	High	Low	High	Low
<모형 I>				
상수항	-0.638***	-0.199	0.115	-0.150***
	(-3.22)	(-1.05)	(1.43)	(-2.94)
q	0.589***	0.162*	0.095	0.257***
	(4.99)	(1.84)	(1.17)	(4.67)
σ	-0.033	0.030	-0.026**	0.016
	(-0.73)	(0.66)	(-2.20)	(0.84)
CF/K	1.348***	0.305***	-0.031	0.018
	(9.81)	(3.14)	(-1.05)	(0.61)
R^2	0.778	0.447	0.505	0.297
F 통계량	12.63	2.29	4.13	8.16
관측치 수	1,073	1,145	977	971
기업 수	234	255	281	279
<모형 II>				
상수항	-0.636***	-0.147	-0.052*	-0.122***
	(-4.10)	(-1.33)	(-0.57)	(-3.35)
q	0.660***	0.081	0.268**	0.193**
	(5.03)	(0.77)	(2.34)	(2.11)
$q \times \sigma$	-0.061	0.041	-0.021***	0.035
	(-1.46)	(1.03)	(-3.06)	(0.82)
CF/K	1.351***	0.304***	-0.031	0.020
	(9.86)	(3.17)	(-1.08)	(0.64)
R^2	0.779	0.448	0.513	0.297
F 통계량	12.93	2.26	5.32	8.20
관측치 수	1,073	1,145	977	971
기업 수	234	255	281	279

주: High는 부채비율이 높은 기업, Low는 부채비율이 낮은 기업을 의미.
( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

기업그룹에서만 불확실성에 대한 계수가 통계적으로 유의하게 나타났으며 부채비율이 낮은 기업의 경우에는 통계적으로 유의하지 않은 양의 값이 추정되었다. 외환위기 이전 기간에 대하여는 부채비율의 높고 낮음에 관계없이 불확실성은 투자와 유의한 상관관계가 없는 것으로 추정되었다. 또한 이자보상배율로 분류한 경우와 마찬가지로 현금흐름에 대한 계수는 부채비율과 관계없이 외환위기 이전에만 유의하게 추정되고 있다.

마지막으로 기업규모에 따라 표본을 분류하여 불확실성과 투자의 관계를 살펴보았다. 기업규모는 원칙적으로는 재무건전성과 직접적인 관련은 없어 보이나 실제 자금을 조달하는 과정에서는 대기업이 중소기업에 비해 여러 가지 유리한 점이 있다. 우선 대기업은 대체로 자산의 담보가치가 높아서 차입비용이 낮을 것이며 또한 중소기업에 비해 대체로 역사가 길어서 금융기관과의 관계나 자본시장에서의 신용을 축적해 왔을 것으로 예상할 수 있다. 기존의 연구에서도 기업규모는 금융제약의 정도를 나타내는 사전적인 분류기준으로 사용되어 왔다. 더욱이 기업규모는 다른 분류기준에 비해 상당히 외생적인(exogenous) 성격이 강하므로 바람직한 분류기준이라고 할 수 있다. 기업규모에 따른 분류는 우리나라에 있어서는 보다 특별한 의미를 가진다. 외환위기 이전에는 이른바 '대마불사(too big to fail)'의 믿음하에 대기업들의 과도한 부채발행과 투자가 이루어졌음은 널리 알려진 사실이며 외환위기 이후에는 대기업과 중소기업 간의 양극화현상이 또 다른 중요한 문제로 대두되고 있다. 이와 같은 사실에 주목하여 기업규모에 따라 불확실성이 투자에 영향을 주는가를 추정해 보았다. 기업규모는 종업원수를 기준으로 하여 300인 이상인 기업과 300인 미만 기업으로 분류하였다.

<표 7>을 살펴보면 외환위기 이전에는 기업의 규모와 상관없이 불확실성에 대한 계수는 유의하지 않은 반면 현금흐름에 대한 계수는 유의하게 추정되었다. 외환위기 이후에는 대기업의 경우에는 불확실성에 대한 계수는 음으로 추정되었으나 통계적 유의성은 높지 않았다. 반면 중소기업의 경우에는 모형 I의 경우에는 통계적 유의성이 상대적으로 높지 않았으나, 모형 II의 경우에는 투자와 불확실성의 관계가 통계적으로 매우 유의하게 나타났다. 즉, 외환위기 이후의 기간중 중소기업에 있어서만 불확실성과 투자간에 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이와 같은 추정결과는 적어도 외환위기 이후의 기간중 기업규모와 재무건전성이 서로 연관되어 있을 가능성을 암시하고 있다. 외환위기 이후 대기업들은 가시적인 구조조정이 이루어져 온 데 비하여 중소기업의 구조조정은 아직 미흡하다면 기업규모에 따른 분류는 재무건전성의

〈표 7〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 기업규모에 따른 그룹별 분석

	1991～97		1999～2003	
	Large	Small	Large	Small
<모형 I>				
상수항	-0.151	-1.106***	-0.153***	0.098
	(-1.01)	(-3.34)	(-2.75)	(1.39)
q	0.341**	0.460**	0.274***	0.137*
	(2.55)	(2.10)	(4.01)	(1.90)
σ	-0.022	0.111	-0.016	-0.017
	(-0.56)	(1.43)	(-1.25)	(-1.40)
CF/K	0.430***	1.458***	0.063**	-0.049
	(2.65)	(12.10)	(1.91)	(-1.46)
R^2	0.242	0.858	0.257	0.231
F 통계량	3.95	26.19	9.17	4.23
관측치 수	1,691	523	1,231	714
기업 수	291	118	288	175
<모형 II>				
상수항	-0.194*	-0.534**	-0.188***	0.006
	(-1.70)	(-2.43)	(-3.74)	(0.08)
q	0.378***	0.460*	0.321***	0.233**
	(2.65)	(1.76)	(4.00)	(2.31)
$q \times \sigma$	-0.017	0.001	-0.020	-0.015***
	(-0.38)	(0.01)	(-1.35)	(-2.75)
CF/K	0.431***	1.448***	0.063*	-0.046
	(2.67)	(11.53)	(1.91)	(-1.40)
R^2	0.242	0.857	0.258	0.236
F 통계량	3.81	25.28	9.05	4.98
관측치 수	1,691	523	1,231	714
기업 수	291	118	288	175

주: Large는 종업원 수 300인 이상 기업, Small은 종업원 수 300인 이하 기업을 의미.
( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

정도를 상당부분 반영하고 있을 가능성이 높다.[24)]

이상의 분석에서는 전체표본을 기간에 따라 혹은 재무건전성을 나타내는 변수에 따라 표본을 분류한 후 각각에 대하여 불확실성의 영향을 추정하였다. 그런데 이와 유사한 방법으로 기간 및 재무건전성에 대한 더미변수를 설정한 후 이러한 더미변수 및 더미변수와 각각의 설명변수를 곱한 교차항(interaction term)을 추정식에 포함하여 전체표본을 대상으로 모형을 추정할 수 있다. 만일 잔차항의 분포가 소표본 간에 동일하다고 가정하면 이러한 방법이 보다 바람직할 것으로 생각된다.

<표 8>에서는 더미변수를 사용하여 전체표본을 추정한 결과가 제시되어 있다.[25)] D_{11} 및 D_{12}는 외환위기 이전에 이자보상배율(또는 부채비율)이 각각 높았던 기업에 대한 더미변수와 낮았던 기업에 대한 더미변수를 나타낸다. 마찬가지로 D_{21} 및 D_{22}는 외환위기 이후의 기간에 있어 이자보상배율(또는 부채비율)이 각각 높았던 기업에 대한 더미변수와 낮았던 기업에 대한 더미변수를 의미한다. 추정결과를 통하여 불확실성이 투자에 미치는 영향을 살펴보면 전반적으로 더미변수를 이용하여 전체표본을 추정하더라도 표본을 분류하여 추정한 경우와 질적으로 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 모형 I과 모형 II 모두에서 외환위기 이후의 기간중 이자보상배율이 낮은 기업에 대한 더미변수인 D_{22}를 불확실성을 나타내는 변수에 곱한 교차항의 경우에만 통계적으로 유의한 음의 계수가 추정되었다. 마찬가지로 외환위기 이후의 기간중 부채비율이 높은 기업에 대한 더미변수인 D_{21}이 곱하여진 경우에만 불확실성이 투자에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 또한 외환위기 이전에는 현금흐름에 대한 계수도 유의하게 추정되어 표본을 분류하여 추정한 경우와 일관성을 유지하고 있다. 다만, 외환위기 이후의 기간 중 재무건전성이 좋은 경우에는 현금흐름에 대한 계수가 유의하게 추정된 점은 표본을 구분하여 추정한 경우와 다른 점이라고 할 수 있다.

---

24) 지금까지의 추정결과에 대한 신뢰성과 관련하여 다음과 같은 두 가지 분석을 수행하였다. 첫째, 표본의 분류에 사용하였던 이자보상배율, 부채비율 및 종업원 수 등의 전기값을 추정방정식의 설명변수에 추가하여 추정해 보았으나 불확실성 및 현금흐름에 대한 계수의 통계적 유의성에 질적인 변화를 초래하지 못하였다. 자세한 내용은 <부표 1>에 나타나 있다. 둘째, 본 연구에서 사용하고 있는 일별 주식 수익률의 표준편차는 주가의 일일 변동폭에 대한 제한이 있을 경우 적절한 지표가 아닐 수 있다. 특히 1998년 말 이후 이에 대한 제한폭이 확대되는 등의 제도적 변화가 실증분석결과에 영향을 주었을 수도 있다. 이에 따라 일별 수익률 대신 주간 수익률의 표준편차를 계산하여 모형을 추정해 보았으나 이때에도 전체적인 결과의 질적인 차이점을 발견하지 못하였다. 추정결과에 대하여는 <부표 2>를 참조.

25) <표 8>에는 나타나 있지 않지만 각각의 더미변수 자체도 추정식에 포함하였다.

〈표 8〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 더미변수를 사용한 경우

	이자보상배율		부채비율	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상수항	0.058 (0.57)	-0.030 (-0.46)	-0.062 (-0.66)	-0.076 (-1.26)
$q \times D_{11}$	0.088 (1.31)	0.150 (1.53)	0.631*** (4.39)	0.760*** (3.84)
$q \times D_{12}$	0.630*** (4.65)	0.719*** (3.97)	0.170*** (2.84)	0.184** (2.15)
$q \times D_{21}$	0.173*** (2.76)	0.206* (1.82)	0.094* (1.69)	0.168** (2.00)
$q \times D_{22}$	0.089*** (2.04)	0.142** (2.42)	0.149*** (3.69)	0.130* (1.68)
$(q\times)\sigma \times D_{11}$	-0.045 (-1.44)	-0.031 (-1.22)	-0.057** (-2.09)	-0.065** (-2.01)
$(q\times)\sigma \times D_{12}$	-0.018 (-0.72)	-0.047 (-1.38)	-0.009 (-0.33)	-0.009 (-0.33)
$(q\times)\sigma \times D_{21}$	-0.023 (-0.67)	-0.019 (-0.41)	-0.046*** (-3.84)	-0.018*** (-2.60)
$(q\times)\sigma \times D_{22}$	-0.031*** (-3.27)	-0.014*** (-2.80)	0.009 (0.42)	0.009 (0.27)
$CF/K \times D_{11}$	0.395*** (2.96)	0.393*** (2.95)	1.232*** (6.35)	1.225*** (6.38)
$CF/K \times D_{12}$	1.222*** (5.57)	1.213*** (5.57)	0.224*** (2.76)	0.223*** (2.75)
$CF/K \times D_{21}$	0.149*** (3.18)	0.145*** (3.14)	0.009 (0.35)	0.012 (0.46)
$CF/K \times D_{22}$	-0.009 (-0.86)	-0.001 (-0.73)	0.066*** (3.06)	0.064*** (2.94)
R^2	0.425	0.426	0.428	0.428
F 통계량	12.00	12.09	11.48	11.72
관측치 수	4,539	4,539	4,539	4,539
기업 수	416	416	416	416

주: ( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%. 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

V. 맺음말

본고의 실증분석결과 불확실성은 대체로 투자와 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 그러나 기간별로 나누어서 살펴보면 불확실성이 투자에 미치는 영향은 외환위기 이후에서만 발견되었으며, 특히 이자보상배율이 낮은 기업들이나 부채비율이 높은 기업에서 불확실성의 효과가 강하게 나타나는 것으로 분석되었다. 이러한 실증분석결과는 외환위기 이전에는 기업의 투자결정이 양적팽창에 주안점을 둔 상태에서 정부의 암묵적 보증이나 시장선점을 위한 전략적 유인 등으로 불확실성으로 인한 위험이 중요한 역할을 하지 못하였던 데 비해 외환위기 이후에는 수익성 위주의 안정적·보수적 경영이 강조되면서 불확실성에 민감하게 반응해 온 것으로 해석될 수 있다.

본고의 분석결과는 적어도 단기적으로 투자 활성화를 위해서는 불확실성을 줄여 나가는 것이 바람직함을 시사하고 있다. 그러나 불확실성은 시장경제체제 내에서는 완전히 제거할 수 없을 뿐 아니라 불확실성이 완전히 사라지는 것이 결코 바람직하지도 않다. 더욱이 외환위기 이후의 구조조정과 제도개혁과정에서 불확실성이 불가피하게 확대되었을 수도 있다. 다만 제도의 개선이나 경제정책의 수립 및 집행에 있어 보다 신중을 기하고 충분한 검토를 함으로써 정책의 투명성을 높이고 일관성을 유지하는 것은 중요하다.

또한 재무건전성이 높은 기업이 불확실성의 영향을 상대적으로 적게 받는다는 분석결과를 상기하면 기업 재무구조의 건전성을 높이는 것이 장기적인 관점에서 불확실성이 투자에 미치는 영향을 줄이는 하나의 대안이 될 것이다. 특히 외환위기 이후 대기업을 중심으로 한 구조조정이 꾸준히 추진되어 온 데 비하여 아직도 중소기업의 구조조정은 미흡한 실정이다. 재무구조의 건전성이 높은 기업은 불확실성이 다소 높더라도 상대적으로 투자로 인한 위험을 감당할 여지가 있기 때문에 중소기업의 투자촉진을 위해서는 구조조정이 본격적으로 추진될 필요가 있다.

한편 미래에 대한 불확실성이 증가하였다는 것을 미래의 기업가치에 대한 분산이 확대되어 극단적인 경우 미래의 기업여건이 심각한 수준으로 악화될 가능성이 발생하였음을 의미한다고 보면, 기업은 이에 대한 대비책으로 소극적으로는 투자를 줄이는 외에도 적극적으로는 단기유동성의 보유를 증가시키려 할 것이다. 투자의 비가역성이 존재한다면 위기적 상황이 발생할 경우 이미 투자된 자본스톡을 즉각 현금화하기 어려울 뿐 아니라 자본스톡을 매각한다 하더라도 실

제 가치에 비해 낮은 가격에 매각할 수밖에 없게 된다. 또한 미래에 기업여건이 악화되었을 때에는 유동성 부족을 추가적인 부채발행 등을 통하여 즉각적으로 조달하기가 어려울 것이다. 따라서 현재 사용 가능한 자금이 있다고 하더라도 이를 유동성이 떨어지는 고정자본에 투자하기보다는 현금이나 당좌자산과 같은 단기유동성으로 보유할 유인이 발생한다. 이러한 관점에서 불확실성과 단기유동성의 관계를 살펴보는 것은 불확실성이 기업의 의사결정에 어떻게 영향을 주는가에 대한 또 다른 중요한 연구과제가 될 것으로 믿어진다.[26)]

26) 불확실성이 단기유동성에 미치는 영향은 투자와는 반대방향으로 작용할 가능성이 높다. 단기유동성에 대한 수요함수를 어떻게 설정하여야 하는가에 대하여는 논란의 소지가 있으나 일단 투자에 대한 추정식과 동일한 설명변수를 사용하여 추정해 보면, 모형 I의 경우에는 유의한 계수의 추정치를 얻을 수 없었으나 모형 II의 경우에는 외환위기 이후의 경우에 불확실성에 대한 계수가 양의 값을 가지며 통계적으로도 유의함을 알 수 있었다. 이러한 결과는 일단 불확실성의 증가는 투자를 감소시키는 대신 유동성을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 불확실성이 증가할 경우 위험부담이 높고 유동성이 떨어지는 고정자본에 대한 투자보다는 현금보유를 늘리거나 수익률이 낮더라도 유동성이 높은 단기안전자산을 선호하였던 것으로 판단된다. 이자보상배율에 따라 기업을 구분하여 불확실성이 단기유동성에 미치는 영향을 추정한 경우에도 모형 II의 경우에는 대체로 투자에 대한 추정결과와 일관성을 가지고 있음을 보여주고 있다. 그럼에도 불구하고 단기유동성에 대한 추정모형의 설정과 관련하여 보다 이론적으로 타당한 근거가 제시될 필요가 있으며, 이에 대한 보다 자세한 분석은 추후의 연구에서 다루고자 한다.

참 고 문 헌

임경묵, 「상장사 기업재무자료를 중심으로 살펴본 설비투자 분석」, 「KDI 경제전망」, 제21권 제2호, 2004, pp.122～134.

최창규, 「환율변동성 및 환율수준 변화가 투자에 미치는 효과분석」, 「경제분석」, 제5권 제3호, 1999, pp.110～130.

한국개발연구원, 「KDI 경제전망」, 제21권 제2호, 2004.

한진희 「재벌기업의 과잉투자 및 그 원인에 관한 실증분석」, 「KDI 정책연구」, 1999, pp.3～58.

Abel, A., "Optimal Investment under Uncertainty," *American Economic Review* 73, 1983, pp.228～233.

Arellano, M. and S. Bond, "Some Specification Tests for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies* 58, 1991, pp.277～298.

Bloom, N., S. Bond, and J. Van Reenen, "The Dynamics of Investment under Uncertainty," IFS Working Paper, 2001.

Bond, S. and J. Cummins, "Uncertainty and Investment: An Empirical Investigation Using Data on Analysts' Profits Forecast," Working Paper, 2004

Caballero, R., "On the Sign of the Investment-Uncertainty Relationship," *American Economic Review* 81, 1991, pp.271～288.

Caballero, R., "Aggregate Investment," in Taylor and Woodford(eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: North-Holland, 1999.

Chairman of the Council of Economic Advisors, *The Economic Report of the President*, Washington DC, 2004.

Craine, R., "Risky Business: The Allocation of Capital," *Journal of Monetary Economics* 23, 1989, pp.201～218.

Dixit, A. and R. Pindyck, *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press, Princeton, NJ, 1994.

Erickson, T. and T. Whited, "Measurement Error and the Relationship betwen Investment and q," *Journal of Political Economy* 108, 2000, pp.1027～1057.

Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Invetment," *Brooking Paper on Economic Activity*, 1988, pp.141～195.

Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. Petersen, "Investment-Cash Flow Sensitivities Are Useful: A Comment on Kaplan and Zingales," *Quarterly Journal of Economics* 115, 2000, pp.695～705.

Hartman, R., "The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment," *Journal of Economic Theory* 5, 1972, pp.258～266.

Hayashi, F., “Tobin's Average q and Marginal q: A Neoclassical Interpretation,” *Econometrica* 50, 1982, pp.213～224.

Kaplan, S. and L. Zingales, “Do Financing Constraints Explain Why Investment is Correlated with Cash Flow?” *Quarterly Journal of Economics* 112, 1997, pp.169～215.

Kaplan, S. and L. Zingales, “Investment-Cash Flow Sensitivities Are Not Valid Measures of Financing Constraints,” *Quarterly Journal of Economics* 115, 2000, pp.707～712.

Leahy, J. and T. Whited, “The Effects of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 28, 1996, pp.64～83.

Pindyck, R., “Irreversibility, Uncertainty, and Investment,” *Journal of Economic Literature* 29, 1991, pp.1110～1148.

Rothschild, M. and J. Stiglitz, “Increasing Risk: I. Definition,” *Journal of Economic Theory* 2, 1970, pp.225～243.

〈부표 1〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 통제변수를 포함한 경우

	1991～97		1999～2003	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상수항	-0.613***	-0.628***	0.159***	0.030
	(-3.07)	(-3.11)	(2.56)	(0.45)
q	0.280***	0.348***	0.222***	0.292***
	(2.82)	(2.80)	(4.87)	(5.58)
σ	-0.011		-0.020**	
	(-0.32)		(-2.03)	
$q \times \sigma$		-0.038		-0.023***
		(-0.96)		(-3.44)
CF/K	1.171***	1.172***	-0.025	-0.023
	(5.44)	(5.89)	(-0.96)	(-0.85)
이자보상배율	3.000	2.940	0.504*	0.540*
	(0.89)	(0.96)	(1.74)	(1.81)
부채비율	0.412	0.391	-0.107	-0.005
	(1.65)	(1.57)	(-1.47)	(-0.06)
종업원 수	0.702	0.719	-4.960***	-4.970***
	(0.44)	(0.45)	(-3.50)	(-3.57)
R^2	0.595	0.596	0.228	0.235
F 통계량	6.02	5.95	10.14	11.07
관측치 수	2,217	2,217	1,942	1,942
기업 수	358	358	414	414

주: ( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

〈부표 2〉 투자에 대한 불확실성의 효과(주간수익률을 사용한 경우): 이자보상배율에 따른 그룹별 분석

	1991～97		1999～2003	
	High	Low	High	Low
< 모형 I >				
상수항	0.087	-0.969***	-0.116	-0.085
	(0.62)	(-4.80)	(-1.05)	(-1.56)
q	0.056	0.741***	0.359***	0.137**
	(0.51)	(4.42)	(3.85)	(2.34)
σ	-0.002	0.020	-0.008	-0.007*
	(-0.12)	(1.49)	(-0.43)	(-1.66)
CF/K	0.535***	1.288***	0.065	-0.057
	(2.96)	(7.69)	(1.37)	(-1.45)
R^2	0.350	0.741	0.414	0.303
F 통계량	2.40	8.58	6.16	3.75
관측치 수	1,054	1,163	943	1,005
기업 수	282	275	307	317
< 모형 II >				
상수항	-0.103	-0.849***	-0.142*	-0.146***
	(-0.81)	(-5.13)	(-1.67)	(-2.60)
q	0.049	0.688***	0.362***	0.211***
	(0.38)	(4.01)	(2.70)	(2.84)
$q \times \sigma$	0.002	0.011	-0.001	-0.006***
	(0.13)	(0.81)	(-0.06)	(-2.94)
CF/K	0.535***	1.284***	0.065	-0.052
	(2.97)	(7.64)	(1.36)	(-1.35)
R^2	0.350	0.741	0.413	0.307
F 통계량	2.37	8.53	5.97	4.99
관측치 수	1,054	1,163	943	1,005
기업 수	282	275	307	317

주: High는 이자보상배율이 높은 기업, Low는 이자보상배율이 낮은 기업을 의미.
( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.