韓國開發硏究
제28권 제1호(통권 제97호)

재고스톡과 고정투자 간의 관계 분석: 상장 제조기업 분석을 통한 외환위기 전·후 비교

신 선 우
(전남대학교 경제학부 강사)

The Relationship between Inventories and Fixed Investment

Sunwoo Shin
(Instructor, Chonnam National University)

* 본 논문은 2003년도 한국학술진흥재단의 지원에 의해 연구되었음(KRF 2003-037-B00018).

- 핵심주제어: 실질완충효과(Real Buffer Effect), 재무적 완충효과(Financial Buffer Effect), 동태적 GMM(Dynamic GMM), 고정투자(Fixed Investment)
- JEL 코드: C23, D21, E22
- 논문투고일: 2005. 11. 11 심사완료일: 2006. 2. 21

ABSTRACT

This study is to analyze the existence of the real buffer effect that reflects the effect of beginning-of-period inventory stocks effect on the demand for fixed investment, and the financial buffer effect indicates the substitution effect between end-of-period inventory stock and the source of financing for fixed investment. I use panel data of 361 Korean listed non-financial firms during 1990-2003. After the crisis, it also observed whether the relationship between inventory stocks and fixed investment has altered or not.

I review the theoretical connection between inventory stock and fixed investment through the paper Bo(2004) and estimate the investment model by the method of GMM-SYS.

The results show negative relation between end-of-period inventory stock and fixed investment in the whole period and each period classified, also it confirms that the relation between fixed investment and end-of-period investment is significantly negative.

It can be interpreted through two aspects that firms not only use inventory stock as a buffer in response to unexpectedly high demand, but also utilize inventory stock as a source of financing for fixed investment.

The results imply that firm's decision-making is much correlated with production-and-inventory stock adjustment, decision-making about fixed investment, and decision-making about financial affairs.

본 연구는 기초재고스톡이 고정투자 수요에 미치는 영향을 반영하는 '실질완충효과(real buffer effect)'와 기말재고스톡과 고정투자를 위한 자금조달 원천 사이의 대체효과를 반영하는 '재무적 완충효과(financial buffer effect)'가 존재하는가를 1990~2003년 기간 동안 361개 상장 제조기업 자료를 이용하여 분석하였다. 또한 재고스톡과 고정투자 간의 관계가 외환위기 전·후에 차이가 있는가를 아울러 살펴보았다.

먼저 재고스톡과 고정투자 간의 이론적인 연관성을 Bo(2004)의 논문을 통해 살펴본 후, Dynamic GMM-SYS 방법을 이용하여 재고스톡과 고정투자 사이의 구조적 관계를 검정하였다.

전체 기간 및 기간 구분에 따른 추정결과는 기말재고스톡이 고정투자와 음의 관계를 나타내고 있고, 또한 기초재고스톡이 고정투자와 통계적으로 유의한 음의 관계를 보이고 있음도 확인하였다. 이러한 결과는 두 가지 측면에서 해석이 가능하다. 기업은 예상치 못한 높은 수요에 직면했을 때 재고스톡을 완충장치(buffer)로 이용하고 있을 뿐만 아니라 재고투자를 고정투자를 위한 재원의 대비책으로 보유한다는 것이다. 이러한 결과를 통해서 알 수 있는 것은 기업의 의사결정은 생산 및 재고스톡 조정 그리고 고정투자에 대한 의사결정과 재무적 의사결정이 상호 연관되어 있다는 것이다.

Ⅰ. 서 론

재고투자와 고정투자는 학문적·실무적 측면에서 중요한 관심거리이다. 산출량 변동과 밀접하게 관련되어 있는 재고변동이 경기활동의 유용한 지표라는 것은 잘 알려져 있는 사실이다. 전통적으로 기업재고스톡의 변동은 경기순환국면을 결정하는 중요한 역할을 수행한다. 특히 재고스톡의 변화를 나타내는 재고투자는 GDP에서 차지하는 비중이 적음에도 불구하고 경기에 따라 변동성이 크기 때문에 경기순환변동의 주요 요인으로 작용한다. Blinder and Maccini(1991)는 전·후 미국 침체기 동안에 재고투자의 감소가 GDP 변동의 87%를 설명하고 있음을 지적한 바 있다. 전통적인 이론에 따르면, 재고는 대체로 낮은 조정비용을 갖고 있으며 상당히 가역적(reversible)이기 때문에 빠르게 조정되는 것으로 알려져 있다.

재고조정은 미시적 측면이나 거시적 측면에서 모두 중요하다. 미시적 수준에서 보면 기업들은 어떤 충격이 발생하였을 때 이용 가능한 많은 조정수단을 가지고 있다. 그중에서 재고를 통한 조정비용은 기업이 이용 가능한 다른 메커니즘에 비해 상대적으로 저렴하기 때문에 가장 유용한 조정형태가 된다. 기업이 가변적인 매출변화에 대해 생산을 일정하게 유지하길 바란다면 일시적인 매출변화는 재고스톡의 조정을 통해서 이루어질 것이다. 거시적 측면에서는 재고가 경기순환의 중요한 역할을 담당하지만, 미시적 측면에서 분석하는 재고투자는 주로 자본시장 불완전성과 관련되어 있다.[1)]

최근 고정투자와 재고투자에 관한 연구에서 주로 사용하는 방법론은 기업의 투자행태에 금융제약(financial constraints)의 영향을 도입하는 것이다. 이러한 형태의 투자연구에서 보여주는 주요 특징은 기업투자가 내부자금(internal finance)에 민감하게 반응함으로써 자본시장 불완전성이 현재의 투자결정에 중요한 영향을 미친다는 것이다. 따라서 재고조정과 고정투자에 대한 의사결정이 기업의 재무상태(financial position)에 의해 영향을 받는다면 재고조정과 고정투자는 상호 연관되어 있을 것이다. 일반적으로 재고스톡과 고정투자는 제한된 자금으로 운용되기 때문에 서로 영향을 미칠 것이다. 그러나 서로 조정비용이 다르기 때문에 취급하는 형태는 다를 것이다. 재고스톡의 조정은 자본스톡의 조정에 비해 매몰비용이 더 적게 발생하는데, 이는 고정투자의 비가역성 제약(irreversibility restriction)

1) 이와 관련된 연구들로는 Carpenter, Fazzari, and Petersen(1994), Kashyap, Lamont, and Stein(1994), Gertler and Gilchrist(1994), Guariglia(1999), Bo, Kuper, and Lensink(2002), 신선우(2003) 등을 들 수 있다.

이 크기 때문이다.[2)]

또한 재고스톡은 유동자산의 일부분이기 때문에 부채를 갚거나 단순히 여분의 유동성을 공급하기 위해 감소될 수 있다. 즉, 재고스톡과 고정투자를 위한 재원 사이에 대체효과가 존재하게 된다. Fazzari and Petersen(1993)은 고정투자와 운전자본(working capital)이 서로 연관되어 있음을 제시한 바 있다. 기업은 음(-)의 현금흐름 충격이 발생할 경우에 고정자산과 운전자본을 비례해서 감소시키지는 않을 것이다. 그 이유는 운전자본이 고정자산에 비해 가역적이기 때문이다. 만일 운전자본스톡이 고정자본에 비해 크다면 기업은 먼저 운전자본투자를 통해 음의 현금흐름 충격을 상쇄할 것이다. 즉, 운전자본은 가역적인 특성으로 인해 자금원(source of funds)이 될 수 있기 때문이다. 따라서 운전자본의 중요한 요소인 재고스톡도 동일한 특징을 갖게 된다.

그러나 고정투자와 재고조정 간의 연관성이 금융제약을 통해서만 가능한 것은 아니다. 재고는 산출량을 변화시키는데 비용이 들거나, 제품에 대한 수요가 시간이 감에 따라 변하는(time-varying) 경우에 생산비용을 절약하는 데 도움을 준다. 만일 제품에 대한 수요가 임의적(random)이라면 재고는 완충장치(buffer stock)의 역할을 수행하게 된다.

또는 수요량 변동의 불확실성으로 인해 수요량을 정확히 예측하기 어려운 상황에서는 재고가 소진(stock-outs)되었을 때 실현되지 못하는 이익만큼의 기회비용이 발생하므로 이를 줄이기 위해 재고를 보유할 유인이 생기게 된다. 그러므로 기업은 경제적 변동이 있을 때, 재고스톡과 고정자본스톡을 모두 다 조정한다. 즉, 기업은 얼마나 생산할 것인지와 재고스톡을 얼마나 보유할 것인가를 결정하게 된다. 만약 양(+)의 수요충격이 발생하여 예상치 못한 수요가 증가하면 기업은 생산량을 늘리거나 또는 재고스톡을 감소시키게 된다. 더 많은 양을 생산하기 위해서는 생산요소(노동과 고정자본)의 투입을 증가시켜야 하는데 고정자본은 노동에 비해 투입이 용이하지 못하다. 만일 기업이 미래수요에 대한 확신이 없다면 고정자본에 대한 투자는 비가역성 때문에 최적 선택이 될 수 없다. 더구나 고정자본에 대한 투자가 생산에 이용되기까지는 많은 시간이 걸린다. 따라서 재고스톡이 고정투자의 충격을 완충시키는데 이용될 수 있다.

본 연구의 목적은 Bo(2004)가 제시한 재고스톡과 고정투자 간의 이론적인 연관성을 살펴본 후, 실제 기업 자료를 이용하여 재고스톡과 고정투자 사이의 구조적 관계를 검정하는 데 있다. 지금까지

2) 비가역성 제약은 연속적인 자금공급이 필요한 고정투자가 시행되면 투자안을 중단하는 데 따른 비용이 높기 때문에 존재한다.

기존 연구들은 재고스톡과 고정투자를 각각 분리하여 모형화하였다. 그러나 최근 Bo(2004)는 기업의 재고와 고정투자 간의 구조적 관계를 최적화 모형을 통해 유도한 후, 94개 네덜란드 기업 자료를 이용하여 분석한 바 있다. 따라서 본 연구는 이러한 Bo(2004)의 최적화 모형을 이용하여 재고스톡과 고정투자 간의 의사결정이 국내에서 어떻게 결정되는지를 1990~2003년의 상장 제조기업 자료를 이용하여 분석하였다.

본 연구가 기존 국내연구와 차별성을 갖는 점은 국내연구로서는 처음으로 재고스톡과 고정투자 간의 관계를 동시에 분석하여 기업의 의사결정이 재고스톡의 조정, 고정투자에 대한 의사결정뿐만 아니라 재무적 의사결정이 상호 연관되어 있다는 것을 밝힌 것이다. 또한 Dynamic Panel GMM-SYS 분석방법을 사용하여 기존의 정태적 분석방법이 갖는 내생성 문제와 이질성 문제로 인한 추정상의 편의 문제를 고려하였다는 데 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 고정투자와 재고투자에 대한 기존 연구 동향을 검토하고, Ⅲ장에서는 고정투자와 재고스톡에 대한 의사결정을 동시에 포함한 투자모형을 제시한다. Ⅳ장에서는 변수 및 추정방법과 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 Ⅴ장은 결론이다.

Ⅱ. 연구의 배경 및 기존 연구 고찰

Blinder and Maccini(1991)는 재고행태가 미시적 측면과 거시적 측면에서 서로 다른 특징을 갖는다고 지적하였다. 미시적 이론은 기업이 수요변동에 대응하여 생산을 안정화시키는 완충장치(buffer stocks)로서 재고를 이용하지만, 집계자료를 이용하는 거시적 측면은 생산이 매출보다 더 변동성이 크기 때문에 재고가 경기순환을 유발하는 가속도효과를 가진다고 주장하였다.

기업들이 재고를 보유하는 동기는 무엇인가? 이러한 물음은 크게 세 가지 형태로 설명할 수 있다. 첫째, 생산평활화 동기(production-smoothing motive)로서 한계비용이 증가하거나 산출량을 변화시키는 데 비용이 들거나, 제품에 대한 수요가 시간이 감에 따라 변하는(time-varying) 경우에 재고가 생산비용을 절약하는 데 도움이 된다는 것이다. 만일 제품에 대한 수요가 임의적(random)이라면 재고는 완충장치(buffer stock)의 역할을 수행하게 된다. 생산평활화 가설은 Holt et al.(1960)에 의한 접근방법으로서 매출량의 변동으로부터 생산량을 독립시키기 위해 재고가 존재한다는 것이다. 따라서 경기변

동에 민감하게 영향을 받는 매출량의 변동이 생산량의 변동보다 커야 하고 매출량의 변동과 재고량의 변동 사이에 음의 상관관계가 존재해야 한다. 즉, 기업은 매출량이 커질 경우에 생산을 늘리는 대신 재고량을 감소시킴으로써 생산의 변동을 방지하게 된다.[3] 비용(재고비용과 생산비용)을 최소화하려는 기업의 입장에서는 가변적인 매출량의 변화에 따라 생산을 맞추기보다는 재고량의 조정을 통하여 생산량의 변동을 줄임으로써 비용을 최소화한다는 것이다. 그러나 생산평활화가설의 타당성을 조사한 실증연구에서는 이론의 예측과 달리 생산량의 변동이 매출량의 변동보다 더 크다는 것을 제시하였다. 즉, 재고가 경기순응적(pro-cyclical)이라는 것으로 매출량이 증가할 때 재고투자가 증가하며 그 증가폭은 매출량의 증가폭보다 크다는 것이다.

두 번째 동기는 Kahn(1992)이 제시한 재고소진 회피(stockout-avoidance)모형이다. 생산조정비용이 존재하고 가속도 동기가 존재한다고 가정함으로써 생산량과 매출량 사이에 괴리가 발생하는 원인을 설명한다. 재고축적에 따르는 비용은 재고보유량에 따라 증가하지만 재고소진(stockout)에 따르는 비용은 재고보유량이 많을수록 감소한다. 이러한 재고소진(stock-out)모형은 매출량이 실현되기 전에 생산량이 먼저 이루어져야 한다는 정보상의 제약을 강조한다. 즉, 수요량 변동의 불확실성으로 인해 수요량을 정확히 예측하기 어려운 상황에서는 생산결정이 먼저 이루어져야 한다. 따라서 사후적으로 관측된 매출량 또는 수요량이 예상과 다를 경우에 재고의 변동이 나타난다는 것이다. 이와 같이 재고소진모형에서는 재고가 바닥이 날 경우에 실현되지 못하는 이익만큼의 기회비용이 발생하므로 이를 줄이기 위해 재고를 보유할 유인이 생기는 것이다. 기업이 재고를 보유하는 세 번째 동기는 최종재의 재고보유와 관련된 (S, s)모형이다. (S, s)모형은 생산의 시점보다 배달의 시점에 관심을 두는 모형으로서 제품의 판매자가 제조업자에게 제품에 대한 주문을 할 때 고정비용이 발생한다. 대규모 주문에 따른 단위당 비용이 낮게 되는 이점은 기회비용에 의해 상쇄된다.

만약 상대적으로 큰 고정비용이 발생한다면 가끔 주문할 것이고 한번 주문을 하게 되면 대량주문이 될 것이다. 기업은 최저수준(s) 이하로는 재고보유량을 줄이지 않는다. 만약 이 수준에 도달하게 되면 기업은 새로운 주문을 하게 되고 재고는 최고수준인 (S)에 이르게 된다. 즉, 재고는 (S, s) 범위 내에서 유지된다. 만약 판매가 일정하다고 가정한다면 매출 또는

3) 이러한 결과는 비용함수가 볼록할 경우에 항상 성립한다.

생산의 분산이 판매의 분산보다 크게 된다. 이처럼 대부분의 재고모형은 재고투자와 매출 간의 관계에 관심을 두고 있다.

그러나 재고스톡은 위의 세 가지 전통적인 특성 외에 자본시장 불완전성에 의해서도 영향을 받는다. 재고변동은 수요충격이나 재고소진에 따른 기회비용이 원인이 될 뿐만 아니라 자본시장 불완전성도 중요하다. 기업은 고정투자 수준을 변화시킬 때 비용이 많이 들기 때문에 안정적인 투자 패턴을 유지하려고 할 것이다. 그러나 자본시장 불완전성에 의한 금융제약이 존재한다면 안정적인 투자를 유지하는 데 장애가 될 것이다. 하지만 제약된 기업들은 운전자본을 조정함으로써 고정투자에 대한 현금흐름의 충격을 상쇄할 수 있다. 이러한 행동은 현금흐름 충격에 대해 투자를 안정화시키려는 기업들에게 단기 유동성을 제공해준다.

운전자본의 역할은 두 가지 측면에서 파악할 수 있다. 투자에 미치는 현금흐름 효과가 금융제약의 증거라기보다는 투자수요 변화를 유발하는 요인의 대리변수로 해석될 수 있다. 이러한 주장이 옳다면 운전자본투자는 매출이나 이윤과 양의 상관성을 갖기 때문에 고정투자에 양의 영향을 미칠 것이다. 그러나 기업이 금융제약에 직면한다면 운전자본투자와 고정투자는 동일한 자금원으로부터 서로 경쟁하게 될 것이다. 따라서 고정투자모형에서 운전자본투자는 내생변수로 작용하여 음(-)의 영향을 미치게 될 것이다. 즉, 재고스톡과 고정투자를 위한 재원 사이에 대체효과가 존재할 것이다.[4] 따라서 운전자본의 중요한 요소인 재고스톡도 동일한 특징을 갖게 된다.

대부분의 기존 이론연구들은 고정투자와 재고투자가 상호 관련이 없는 현상으로 모형화하였다. 예를 들면, Blinder(1982) 모형이나 이로부터 파생된 연구들은 재고투자만을 고려하고 있고, Jorgenson(1963)과 관련된 연구들은 자본투자만을 강조하였다. 고정투자모형은 금융제약을 구체화하고 있지만 재고투자는 고려하고 있지 않다. 그러나 두 가지 투자 결정은 매우 밀접하게 관련되어 있기 때문에 함께 모형화할 필요가 있다. 예를 들면, 재고는 단기 수요변동에 반응하여 축적 또는 고갈되지만 고정투자 수익은 장기적인 측면에서 발생한다. 따라서 재고투자의 움직임을 보다 정확히 파악하기 위해서나, 경기변동의 전환점을 파악하기 위해서는 기업이 금융제약에 직면하였을 때 재고를 어떻게 이용하는가를 살펴보는 것이 중요할 것이다.

재고투자와 금융제약에 관한 대표적인 연구로는 Kashyap, Lamont, and Stein (1994), Gertler and Gilchrist(1994),

4) Fazzari and Petersen(1993)은 고정투자와 운전자본(working capital)이 서로 연관되어 있음을 제시하였다.

Carpenter, Fazzari, and Petersen(1998), 신선우(2003) 등을 들 수 있으며, 고정투자와 금융제약에 관한 국내 연구로는 전용수·임태순(2000), 최종일·장병기(2002), 이병기(2000, 2004) 등이 있다. 하지만 국내외 대부분의 연구들이 선형모형을 추정한 데 반하여 남주하·오상봉(2002)과 남주하·봉재연(2002)은 비선형모형을 이용하여 유동성 제약에 대한 검정을 제시하였다. 특히 남주하·봉재연(2002)은 1990~97년의 상장기업 자료를 이용하여 투자의 비선형 오일러방정식을 명시적으로 도출한 후 패널GMM을 사용하여 유동성 제약을 검정하였다. 그 결과 투자비적격 기업과 회사채 미발행 기업은 유동성 제약에 직면해 있으며 그중에서 회사채 미발행 기업의 투자는 운전자본에 민감하게 반응하는 것으로 나타나 운전자본이 유동성 제약을 설명하는 데 중요한 요소가 됨을 밝힌 바 있다.

Ⅲ. 모형 설정

이윤 극대화 동기를 갖고 있는 기업이 최적 고정투자와 기말재고스톡을 선택한다고 가정하자. 기업은 매 시점(t)에서 기초재고스톡(INV_{t-1})을 알고 있고, 기업이 직면하는 수요는 확률적이지만 이용 가능한 과거 정보에 기초하여 현재수요(D_t^e)를 예상한다. 현시된 선호와 예상 수요 간에 괴리가 발생한다면 생산계획은 수정될 것이다. 기업은 현재 시점에서 두 가지 의사결정을 하게 된다. 첫째, 생산에 관한 의사결정으로서 얼마나 많은 양을 생산할 것인가, 그리고 기말재고스톡(INV_t)에 대한 의사결정으로서 다음 기에 얼마나 많은 재고를 유지할 것인가이다. 둘째, 현재의 생산과 기초재고스톡의 합이 현재의 수요를 충족하기에 충분하다면 기업은 자신의 고정투자계획을 조정할 것이다. 그리고 고정투자와 재고스톡에 관한 의사결정은 모두 비용을 발생시킨다. 고정자본에 대한 조정비용은 볼록(convex)하고, 재고비용은 생산과 재고보유비용을 모두 포함한다. 따라서 투자-재고모형은 다음과 같이 설정할 수 있다.[5)]

목적함수:

$$Max\, E_0 \sum_{t=0}^{T} \rho^t \pi_t \tag{1}$$

$$\begin{aligned}\pi_t = {} & p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t \\ & - p_t^I I_t - p_t G(I_t, K_t) \\ & - p_t H(INV_{t-1}, F_t)\end{aligned} \tag{2}$$

$$F_t = S_t + INV_t - INV_{t-1} \tag{3}$$

$$K_t = I_t + (1-\delta) K_{t-1} \tag{4}$$

5) 모형설정은 Bo(2004)를 따른 것이다.

$$H(INV_{t-1}, F_t) = \left(\frac{b_1}{2}\right)F_t^2 + \left(\frac{b_2}{2}\right)(INV_{t-1} - b_3 S_t)^2 \quad (5)$$

$$\triangle K_t = \eta[D_t^e - (F_t + \gamma INV_{t-1})]^{6)} \quad (6)$$

여기서 E는 기대연산자(expectation operator), ρ는 할인율(discount rate), π_t는 t기 동안의 순영업이익, 그리고 $F(K_t, L_t)$는 생산함수를 나타낸다. K_t는 기초자본스톡, L_t는 노동투입량, 그리고 I_t는 t시점에서 기업의 투자를 나타낸다. w_t와 p_t, p_t^I는 각각 t기 동안의 명목임금률, 산출물 가격, 자본재 가격을 가리킨다. S_t는 t기의 매출액, INV_t는 t기의 기말재고스톡, δ는 자본재에 대한 감가상각률을 나타낸다. $\triangle K_t = K_t - K_{t-1}$는 자본재의 변화, D_t^e는 t기의 예상 수요, 그리고 η와 γ는 1보다 작은 양의 상수이다. $G(I_t, K_t)$는 볼록한 조정비용함수를 나타낸다. $H(INV_{t-1}, F_t)$는 생산 및 재고보유와 관련된 비용함수이다.

(2)식은 이윤방정식을 나타내고, (3)식과 (4)식은 재고스톡과 자본스톡에 대한 방정식이다. (5)식은 재고비용함수로서 Ramey and West(1999)를 따른 것이다. (5)식의 우변 항 중 첫 번째 항은 생산평활화(production smoothing)를 나타내는 것으로서 생산비용을 포착할 수 있고, 두 번째 항은 가속도효과(accelerator effect)와 재고소진(stock-outs) 간의 관계를 나타낸다. 표준적인 재고이론은 볼록한 비용함수를 가정하기 때문에 $b_1 > 0$, $b_2 > 0$가 될 것이다. 그러나 Ramey(1991)에 따르면 비볼록한 비용함수(non-convex cost function)가 관측될 가능성이 있기 때문에 b_1과 b_2에 대한 제약은 완화된다.

가능한 한 단순한 모형의 고정투자식을 유도하기 위해서 $\eta = 1$이라고 가정한다. (4)식과 (6)식을 결합하고 (3)식과 (5)식을 (2)에 대입하면 라그랑지 함수는 (7)식과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} LAPLACE = {} & E_0 \sum_{t=0}^{T} \rho^t \\ & [p_t(S_t + INV_t - INV_{t-1}) \\ & - w_t L_t - p_t^I I_t - p_t G(I_t, K_t) \\ & - p_t\left(\left(\frac{b_1}{2}\right)F_t^2 + \left(\frac{b_2}{2}\right)\right. \\ & \left.(INV_{t-1} - b_3 S_t)^2\right) \\ & + \lambda_t(I_t - \delta K_{t-1} - D_t^e + S_t \\ & + INV_t - (1-\gamma)INV_{t-1})] \end{aligned} \quad (7)$$

고정투자(I_t)에 대한 1계 조건은

6) 신규고정투자는 제품에 대한 예상수요와 현재 매출을 충당할 수 있는 양과의 차이에 비례한다. 고정투자 충격에 대한 완충장치로서 재고투자가 이용될 수 있음을 보여준다. 이러한 식을 금액으로 표현하면 재고스톡 가치의 감소가 신규고정투자를 지원하기 위해 필요한 자금의 대체재로 이용될 수 있다고 해석될 수 있다.

$$E_0\left[-p_t^I - p_t\left(\frac{\partial G}{\partial I}\right)_t + \lambda_t\right] = 0 \qquad (8)$$

재고투자(INV_t)에 대한 1계 조건은

$$E_0[p_t(1-\rho) - p_t(b_1F_t - b_1F_{t+1}\rho + b_2INV_t\rho - b_2b_3S_{t+1}\rho) + \lambda_t - (1-\gamma)\lambda_{t+1}\rho] = 0 \qquad (9)$$

가격변수를 1로 정규화하여 상수로 취급한 후 (8)식과 (9)식을 결합하면 (10)식을 얻을 수 있다.

$$E_0[(1-\rho) - b_1F_t + b_1F_{t+1}\rho - b_2INV_t\rho + b_2b_3S_{t+1}\rho + \left(1+\left(\frac{\partial G}{\partial I}\right)_t\right)) - (1-\gamma)\left(1+\left(\frac{\partial G}{\partial I}\right)_{t+1}\right)\rho = 0 \qquad (10)$$

Whited(1992)가 제안한 전통적인 이차함수인 (11)식을 자본에 대한 조정비용으로 가정한다.

$$G(I_t, K_t) = \left(\frac{a}{2}\right)\left(\left(\frac{I_t}{K_t}\right) - c\right)^2 K_t \qquad (11)$$

여기서, a는 양의 상수이며, c는 명목 고정투자율을 나타낸다.

(10)식에서 $\partial G/\partial I$, $(\partial G/\partial I)_{t+1}$을 이용하여 기댓값을 실제 값으로 바꾸면 다음과 같은 고정투자식을 얻게 된다.

$$\left(\frac{I}{K}\right)_t = \frac{(1-\rho)(2-ac) + \gamma\rho(1-ac)}{(1-\gamma)\rho a} + \frac{1}{(1-\gamma)\rho}\left(\frac{I}{K}\right)_{t-1} + \frac{b_1 + b_2b_3}{(1-\gamma)a}S_t - \left(\frac{b_1}{(1-\gamma)\rho a}\right)S_{t-1} + \frac{b_1}{(1-\gamma)a}INV_t - \frac{(b_1+b_2)\rho + b_1}{(1-\gamma)\rho a}INV_{t-1} + \frac{b_1}{(1-\gamma)\rho a}INV_{t-2} \qquad (12)$$

위 식을 개별 기업 자료를 이용하여 분석하기 위해 패널 추정모형으로 바꾸면 추정식은 (13)식과 같다.

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \beta_1\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_2 GS_{i,t} + \beta_3 GS_{i,t-1} + \beta_4\left(\frac{INV}{K}\right)_{i,t} + \beta_5\left(\frac{INV}{K}\right)_{i,t-1} + f_i + d_t + \epsilon_{it} \qquad (13)$$

f_i는 개별 기업효과(firm-specific effect), d_t는 시간효과(time-specific effect), ϵ_{it}는 순수오차항을 나타낸다. (13)식은 재고스톡과 고정투자 사이의 상호관련성을 검정하기 위해 이용한 모형이며 매출의 가속도효과를 포착하기 위해 매출증가율(GS)을 이용하였다.

본 연구에서는 (13)식을 이용하여 두 가지 가설을 검정하고자 한다. 첫째, 재고스톡이 신규 고정투자에 대한 수요충격을 완화시키는 완충장치(buffer)로서 이용될 수 있는가. 예를 들면, 기업은 생산물에 대한 수요가 예상치 못하게 높을 경

우에 이러한 높은 수요를 충족시키기 위해서 즉시 완제품 재고를 감소시킬 것이다. 그 후, 기업은 더 많은 제품을 생산하기 때문에 재공품(work in progress) 및 원재료 재고도 또한 줄어들 것이다. 만약 현재 생산물과 재고가 수요를 감당하기에 충분치 못하다면, 초과수요가 발생하여 신규 고정투자에 대한 필요성이 요구될 것이다. 따라서 현재수요와 기초재고스톡은 현재 기의 생산과 고정자본에 대한 신규 수요를 결정하게 된다. 즉, 기초재고스톡이 높을수록 현재생산과 고정투자에 대한 현재수요는 낮아진다. 이는 기초재고스톡이 고정투자의 수요에 미치는 영향을 기초재고스톡과 현재 고정투자 간의 음(-)의 관계를 나타내는 '재고의 실질 완충효과(real buffer effect)'로 파악할 수 있다($\beta_5 < 0$).

둘째, Fazzari and Petersen(1993)이 제시한 것처럼 재고스톡과 고정투자를 위한 자금조달 원천 사이에 대체효과가 존재한다고 보면 기말재고스톡과 현재 고정투자 간에 음(-)의 관계를 나타내는 '재고의 재무적 완충효과(financial buffer effect)'가 존재하게 된다($\beta_4 < 0$).

Ⅳ. 실증분석

1. 자료 및 변수

본 연구의 목적은 재고스톡과 고정투자 사이의 구조적 관계를 검정하기 위한 것이다. 실증분석에 이용한 자료는 Wisefn의 상장기업 재무자료이고, 표준산업분류에 따른 제조업에 속한 거래소 상장기업을 분석대상으로 선정하였다.[7] 분석기간은 1990년부터 2003년이며 기업별로 기간이 상이한 불균형패널자료(unbalanced panel data)이다. 관측기간이 동일한 기업만을 이용하는 균형패널자료(balanced panel data)를 이용할 경우 많은 기업들이 실증분석에서 제외되어 이용가능한 정보를 과소 이용하는 결과를 초래한다. 그러므로 1990~2003년 동안 5년 연속기간을 갖는 기업들의 불균형패널자료를 이용하였다.[8] 전체표본기업의 수는

7) 분석에 포함된 업종은 음・식료품 제조업, 담배제조업, 섬유제품 제조업, 봉제의복 및 모피제품 제조업, 가죽, 가방 및 신발 제조업, 목재 및 나무제품 제조업, 펄프, 종이 및 종이제품 제조업, 출판, 인쇄 및 기록매체 복제업, 코크스, 석유정제품 및 핵연료 제조업, 화합물 및 화학제품 제조업, 고무 및 플라스틱제품 제조업, 비금속 광물제품 제조업, 제1차 금속산업, 조립금속제품 제조업, 기타기계 및 장비 제조업, 컴퓨터 및 사무용기기 제조업, 기타 전기기계 및 전기 변환장치 제조업, 전자부품, 영상, 음향 및 통신장비 제조업, 의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송장비 제조업, 가구 및 기타제품 제조업, 재생용 가공원료 생산업이다.

8) Carpenter, Fazzari, and Petersen(1994)에 따라 자료집합에서 상위(하위) 0.1%에 있는 변수를 갖는 기업들은 이상치(outlier)로 간주하여 제외하였다.

361개이며 총관측치는 3,945개이다.

본 연구에서 이용한 변수는 다음과 같다. 고정투자(I)는 당해연도의 자본지출(capital expenditure)이다. 총자산의 대체가치는 Miguel and Pindado(2001)와 Morgado and Pindado(2003)에 따라 $K_{it} = RF_{it} + RI_{it} + (TA_{it} - BF_{it} - BI_{it})$로 계산하였다. RF_{it}는 유형고정자산의 대체가치이며, RI_{it}는 재고의 대체가치, TA_{it}는 총자산의 장부가치, BF_{it}는 유형고정자산의 장부가치, BI_{it}는 재고의 장부가치를 나타낸다.

RF_{it}와 RI_{it}는 Perfect and Wiles(1994)가 제안한 방법에 따라 계산하였다.

즉, $RF_{it} = RF_{it-1}\left[\frac{1+\phi_t}{1+\delta_{it}}\right] + I_{it}$. δ_{it}는 $\frac{D_{it}}{BF_{it}}$이고, $\phi_t = (IP_t - IP_{t-1})/IP_{t-1}$을 나타낸다.[9] 초기 유형고정자산의 대체가치(RF_{i0})는 초기 유형고정자산의 장부가치(BF_{i0})와 같다고 가정하였다. 그리고 $RI_{it} = BI_{it}\left[\frac{2P_t}{P_t - P_{t-1}}\right]$로 계산된다. P_t는 생산자 물가지수이다.

매출액은 2000년 기준 GDP 디플레이터를 이용하여 실질화하였으며, GS는 실질매출증가율을 나타낸다. INV는 재고투자로 최종재에 대한 재고액을 사용하였다. $CASH$(현금 및 현금등가물), LD(유동자산), FE(이자비용)는 각각 통제변수로 사용하였다. 기존의 연구들에서는 자금조달제약의 지표로 현금흐름을 사용하고 있으나, 현금흐름은 기업의 미래투자기회를 나타내는 성향도 가지고 있기 때문에 현금흐름변수의 사용에 대해서는 이견이 존재한다.[10] 따라서 최근에 엄밀한 자금조달 제약을 검정하는 수단으로 사용되는 $CASH$를 분석에 포함시켰다. 이자비용은 투자를 위한 자금조달과 관련한 비용을 나타내기 때문에 투자모형에 포함하였고 유동자산은 현금흐름 변수처럼 유동성 정도가 투자에 미치는 영향을 통제하기 위해 이용하였다.

<표 1>은 추정에 이용된 변수들의 요약통계량을 보여준다. 표본기업의 평균 매출증가율은 0.014이고, 투자율의 평균은 0.075이다. 재고스톡비중은 0.159로 고정투자에 비해 약 2배 이상 높음을 보여준다. 이러한 통계량은 추정에 이용된 표본기업이 고정자본에 비해 많은 재고를 보유하고 있음을 가리킨다.

[그림 1]은 표본기업의 투자비율과 재고비율의 연도별 평균을 나타낸다. 평균 투자율은 1996년 이후에 계속 감소하는 형태를 보여주고 있다. 재고비중은 외환

9) IP는 공산품에 대한 생산자 물가지수이다.

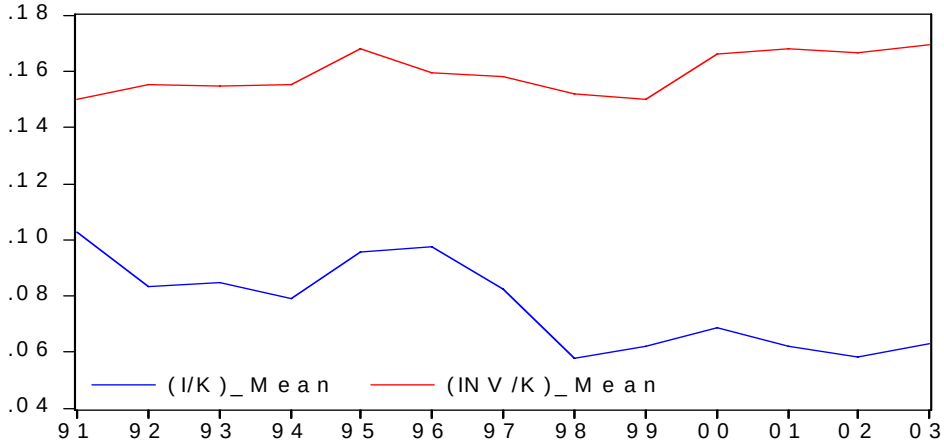
10) Kaplan and Zingales(1997)는 최소한의 제약에 직면한 기업들이 cash flow에 더 민감하게 반응함을 보임으로써 금융제약의 지표가 될 수 없음을 지적하였다. 즉, cash flow는 자본의 미래이윤 가능성에 대한 영향을 반영하기 때문에 cash flow가 높을수록 매출이 높거나 생산비용이 낮다는 것이다.

〈표 1〉 기초통계량

변 수	평균(Mean)	중위수(Median)	표준편차(Std. Dev.)
(I/K)	0.075	0.052	0.07263
(INV/K)	0.159	0.137	0.09615
GS	0.014	0.021	0.16546
$(CASH/K)$	0.113	0.084	0.09884
(LD/K)	0.328	0.316	0.13574
(FE/K)	0.058	0.048	0.06583

주: (I/K): 투자/자본스톡, (INV/K): 재고/자본스톡, GS: 매출증가율, $(CASH/K)$: 현금 및 현금등가물/자본스톡, (LD/K): 유동자산/자본스톡, (FE/K): 금융비용(이자비용)/자본스톡.

[그림 1] 고정투자율과 재고투자율의 연도별 추세



위기까지 급격히 감소하다가 외환위기 이후에 증가하는 추세에 있음을 알 수 있다. 재고투자와 고정투자 간의 단순 상관관계(Correlation)는 -0.244를 나타내어 두 변수 간에 음의 관계가 존재함을 알 수 있다.

2. 추정방법

본 연구는 투자함수를 추정하는 데 발생하는 내생성 문제와 이질성 문제를 고려하기 위해 Arellano and Bond(1991, 1998)가 제안한 동태적 GMM(Dynamic

Generalized Methods of Moments)을 이용하여 분석하였다.[11)]

OLS 추정과 WG(within-group) 추정방법은 설명변수가 오차항과 상관되어 있지 않다고 가정하기 때문에 심각한 결점을 가지고 있다. 설명변수가 오차항과 상관되어 있다면 그룹 내 변동 추정량은 편의(bias)를 갖게 되고 일치추정치를 얻지 못한다. 동태적 투자모형을 일반적인 OLS 방법으로 추정할 경우 필연적으로 문제가 발생될 수 있다는 것은 아래의 예제 모형식(14)을 통해 설명할 수 있다.

$$(\frac{I}{K})_{i,t} = \alpha' z_{i,t} + \gamma(\frac{I}{K})_{i,t-1} + f_i + \epsilon_{i,t}, \quad (14)$$

f_i : 관측 불가능한 기업효과

$(I/K)_{i,t}$가 f_i의 함수이기 때문에 $(I/K)_{i,t-1}$도 f_i의 함수이다. 따라서 $(I/K)_{i,t-1}$는 오차항과 상관되고 투자모형이 수준변수로 추정될 경우에 OLS 추정량은 심각한 편의를 갖게 된다. 이러한 문제는 고정효과(fixed effect)모형을 통해서도 해결되지 않는다. 고정효과의 추정식은 (15)식과 같다.

$$\left[\left(\frac{I}{K}\right)_{it} - \left(\frac{\bar{I}}{K}\right)_{it}\right] = \alpha'(z_{it} - \overline{z_i}) + \gamma\left[\left(\frac{I}{K}\right)_{it-1} - \left(\frac{\bar{I}}{K}\right)_{it-1}\right] + (e_{it} - \bar{e}_{it}), \quad (15)$$

$(\bar{\ })$는 변수평균이며, $\bar{e}_{it}$는 $(I/K)_{i,t-1}$과 상관되어 있는 e_{it-1}을 포함하는 평균이기 때문에 $(I/K)_{i,t-1}$는 $\bar{e}_{it}$ 상관관계를 갖는다. 따라서 $\left[\left(\frac{I}{K}\right)_{it-1} - \left(\frac{\bar{I}}{K}\right)_{it-1}\right]$는 $(e_{it} - \bar{e}_{it})$와 상관되게 된다.

기본적으로 (14)식은 종속변수의 시차변수가 설명변수로 이용된 모형이다. Baltagi(1995, 2001)는 시차종속변수가 설명변수로 이용될 때 설명변수인 $z_{i,t}$가 강외생적(strictly exogenous)인 변수라 할지라도 WG(within-group) 방법과 임의효과(random effects) 추정량은 편의(biased)를 갖는 비일치(inconsistent)추정량이 될 수 있다고 주장하고 있다. 또한 OLS 추정량도 관측 불가능한 기업효과(firm specific effect)를 생략하고 있기 때문에 문제가 발생한다. 특히 γ에 대한 OLS 추정치는 관측 불가능한 기업효과와 시차종속변수 간에 양(+)의 상관관계가 존재하기 때문에 상향편의(upward-biased)를 갖게 되고, WG 추정치는 오차항과 시차종속변수 간에 음(-)의 상관관계가 존재하기에 하향편의(downward-biased)를 갖게 된다.

이러한 이유 때문에 기본적으로 최소자승법을 이용하는 연구는 시차종속변수를 포함해서는 안 된다. 기본적으로 투자결정은 동태적 측면이 있기 때문에 투자

11) 자세한 내용은 Arellano and Bond(1991), Blundell et al.(1992), Arellano and Bover(1995)을 참조.

율이 자기상관성을 가지고 있다.[12] 많은 실증연구들이 시차종속변수를 설명변수로 사용하고 있으나 이러한 분석은 다른 추정기법을 필요로 한다. 더군다나 다른 설명변수들이 내생적이라면 추정기법은 달라져야 한다. Hayashi and Inoue(1991)는 기업의 산출량과 현금흐름 같은 변수들도 기술충격에 의존하고 내생적이라고 주장한다. 즉, 모형 내 대부분의 설명변수들이 종속변수와 연립적으로 결정되든지 또는 종속변수와 양 방향(two-way) 인과관계를 갖게 된다. 따라서 이러한 설명변수의 내생성을 통제하고 일치추정량을 얻기 위해 도구변수추정법(IV)을 이용하게 된다.

(14)식과 같은 경우에 편의가 없는 일치추정량을 얻기 위해서는 두 가지 방법이 이용될 수 있다. 첫째, 동태적 패널모형을 위한 일치추정기법을 처음으로 제안한 Anderson and Hsiao(1982)의 방법을 따르는 것이다. 이들의 방법은 도구변수를 갖는 1차 차분된 2SLS 방법이다. 1차 차분을 함으로써 f_i가 없어지며, $(I/K)_{i,t-1}$에 대한 도구변수로 $(I/K)_{i,t-2}$나 $\triangle(I/K)_{i,t-1}$을 이용한다. 만약 $\epsilon_{i,t}$가 계열상관되지 않는다면 두 가지 도구변수는 $\triangle(I/K)_{i,t-1}$과는 상관관계가 존재하지만 $\Delta\epsilon_{i,t}$와는 상관관계가 존재하지 않는다. 추정은 2SLS에 의해서 수행되지만, Ahn and Schmidt(1995)는 이러한 IV 기법은 이용 가능한 모든 적률조건을 사용하지 않고 있고 잔차 변동의 다른 구조를 고려하고 있지 않기 때문에 효율적이지는 않음을 보였다.[13]

둘째, 이러한 비판을 해결하기 위해 Arellano and Bond(1991)는 GMM 기법을 이용하여 선형 적률제약을 부과하는 최적의 동태적 패널 추정량을 제안하였다. 최근 동태적 패널모형을 상정하는 거의 모든 연구들이 이들의 방법을 이용하여 분석하고 있다. Arellano and Bond dynamic panel 추정량(GMM-DIF)이 1차 차분된 2SLS 추정량보다 더 효율적이라는 것은 이미 알려진 사실이다. 즉, Anderson and Hsiao(1982)의 IV 추정량보다 훨씬 작은 분산을 제공한다는 것이 증명되었다. Arellano and Bond(1991) 모형은 $\triangle(I/K)_{i,t-1}$의 도구변수로서 종속변수의 수준 시차변수들($(I/K)_{i,t}$, $(I/K)_{i,t+1}$, ,……,$(I/K)_{i,t-2}$)을 이용한다. 그러나 Blundell and Bond(1998)에 의하면 일시적인 충격인 ϵ_{it}와 개별 기업의 특수한 효과인 f_i의 상대적 분산($\sigma_f^2/\sigma_\epsilon^2$)이 크다면 GMM-DIF 모형의 도구변수는 타당성에서 문제가 발생한다. 이들은 이러한 문제점이 System GMM을 이용함으로써 해결될 수 있음을 보였다. 이러한 추정상의 문제점 때문에 본 연구에서는 Blundell

12) 또한 시차종속변수가 없는 투자모형은 설명변수가 오차항과 상관될 수밖에 없기 때문이다.
13) 그렇지만 일치추정량은 제공한다고 제시하였다.

and Bond(1998)의 System-GMM(generalized methods of moments)기법을 이용하여 분석한다. 이러한 적률(moment)추정방법은 회귀계수의 적률제약(moment restriction)에서 유도된다.[14] System-GMM은 두 개의 방정식을 결합하여 추정하는데, 이 방법은 수준(level) 회귀식($\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \alpha' z_{it} + \gamma\left(\frac{I}{K}\right)_{it-1} + f_i + e_{it}$과 1차 차분(first difference) 회귀식($\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \alpha' \Delta z_{it} + \gamma\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it-1} + f_i + \Delta e_{it}$)을 하나의 시스템으로 결합하여 구성된다.

만일 오차항이 기업들 간에 독립이고 계열상관되어 있지 않다면 차분방정식에서 시차종속변수에 대한 타당한 도구변수는 (16)식과 같은 적률조건에서 선택된다.

$$E\left[\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-s}(e_{i,t} - e_{i,t-1})\right] = 0,\ s \geq 2\ ;\quad t = 3, \cdots T \qquad (16)$$

따라서 1차 차분투자모형에서 도구변수는 $\left(\frac{I}{K}\right)_{it}$의 2기 이상 시차변수가 타당하다.[15] 다른 설명변수(z_{ijt})가 외생적(exogenous)이라면 z_{ij}의 모든 과거, 현재, 미래값이 도구변수로 타당하다. 그러나 앞에서 언급한 것처럼 다른 회귀변수들이 내생적이라고 판단할 수 있는 이유는 Arellano and Bond(1998)가 차분방정식을 위한 적률조건이 (17)식과 같다고 제안하였기 때문이다.

$$E[z_{i,t-s}(e_{i,t} - e_{i,t-1})] = 0,\ s \geq 2;\quad t = 3, \cdots T \qquad (17)$$

(17)식이 의미하는 것은 $z_{i,t}$가 내생적이라면 2기 시차 이상의 값이 도구변수로서 타당하다는 것이다. 수준방정식은 1차 차분변수가 타당한 도구변수로 이용될 수 있다. 그러나 내생적인 회귀변수를 갖는 투자모형에서는 너무 많은 도구변수가 이용되기 때문에 심각한 편의 추정치를 초래할 수 있다. 투자모형이 시차종속변수를 포함하고 있고 모형 내 다른 회귀변수가 내생적이라면 수준방정식에 이용될 수 있는 적률조건은 (18)식과 같다고 Arellano and Bond(1998)는 제안하였다.

$$E\left[\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}(f_i - e_{i,t})\right] = 0$$

$$E[\Delta z_{i,t-1}(f_i + e_{i,t})] = 0 \qquad (18)$$

정리하면 1차 차분 회귀식에서는 설명변수의 수준시차변수를 도구변수로 이용하고, 수준 회귀식에서는 설명변수의 차분시차변수를 도구변수로 이용한다. 적

14) 즉, 회귀변수와 오차항 간의 공분산에 대한 제약을 말한다.
15) 일반적으로 $(I/K)_{i,t-2}$와 초기값은 $\triangle e_{i,t}$와 상관되지 않기 때문이다.

절한 도구변수가 채택된다면 설명변수와 기업특정효과(individual-specific effect) 간의 상관관계는 시간에 따라 불변이다. System-GMM 추정절차의 신뢰성은 도구변수의 타당성에 크게 의존한다.

도구변수는 다음과 같은 조건하에서 적절히 선택될 수 있다. 첫째, 오차항이 계열상관을 보이지 않거나 최소한 MA(1) 과정을 가져야 한다. 둘째, t기의 설명변수가 종속변수의 현재 또는 과거 실현치(realization)에 의해서는 영향을 받을지라도 종속변수의 미래 충격(innovation)에 의해서는 영향을 받지 않아야 한다. 이러한 가정의 타당성은 두 가지 분석을 통해 통계적으로 검증될 수 있다.

첫째, 과도식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 Sargan 검정으로서 도구변수가 적합하게 도입되었는가를 검정하는 방법이다.[16] 둘째, 회귀 잔차항에 대한 계열상관(serial correlation) 검정이다. 계열상관이 없다는 것은 모든 시차설명변수가 도구변수로 이용될 수 있다는 것을 가리킨다. 또한 구조모형을 추정할 때 개별 기업 간의 투자행태의 차이는 관찰되지 않는 기업특정효과(unobserved individual effect)의 존재에 의해 반영되는 이질성 문제를 초래하게 된다. Hsiao and Tahmiscioglu(1997)는, 횡단면 자료와 시계열 자료를 결합한(pooling) 자료는 적합한 추정기법을 이용하고 사전 분류기준에 따라 기업을 분류(grouping)하면 이러한 이질성 문제를 제거하는 데 도움이 된다고 주장하였다. 만약 관찰되지 않는 기업특정효과가 회귀식에 나타난다면 잔차항은 지속적인(persistent) 계열상관을 갖게 된다. 이것은 1차 차분된 잔차항의 자기상관을 검토함으로써 검증할 수 있다. 잔차항이 1차 차분된 회귀식에서 조사되기 때문에 MA(2) 이상의 계열상관만이 판단의 근거가 된다.

3. 분석결과

가. 전체 기간

기초재고스톡이 고정투자 수요에 미치는 영향을 반영하는 '재고의 실질완충효과(real buffer effect)'와 기말재고스톡과 고정투자를 위한 자금조달 원천 사이의 대체효과를 반영하는 '재고의 재무적 완충효과(financial buffer effect)'가 존재하는가를 361개 상장 제조기업 자료를 이용하여 분석하였다. 앞 절에서 일반적인 패널 분석에 이용되는 OLS와 Within-Groups 추정방법은 종속변수의 시차변수가 설명변수에 포함될 경우에 편의(bias)

16) Sargan test는 과도식별제약에 대한 검정으로 점근적으로 χ^2분포를 따르며 도구변수가 타당하다는 귀무가설을 갖는다. p-value가 0.05보다 클수록 도구변수가 타당하다는 것을 의미한다.

〈표 2〉 고정투자와 재고스톡 간의 관계 분석: OLS, WG, GMM-DIF

	OLS	Within-Groups	GMM-DIF
$(I/K)_{t-1}$	0.549*** (0.023)	0.299*** (0.030)	0.333*** (0.030)
GS_t	0.098*** (0.018)	0.092*** (0.016)	0.072** (0.028)
GS_{t-1}	-0.011 (0.008)	0.008 (0.008)	0.008 (0.009)
$(INV/K)_t$	-0.386*** (0.055)	-0.365*** (0.052)	-0.214** (0.105)
$(INV/K)_{t-1}$	0.338*** (0.058)	0.221*** (0.052)	-0.044 (0.103)
$m1$	[0.001]	[0.959]	[0.000]
$m2$	[0.095]	[0.016]	[0.748]
$Sargan\ test$			[0.288]

주: 1) ( ) 안은 Std. Error, [ ] 안은 p-value임. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.
2) *m*2는 잔차의 2차 계열상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0,1)$의 정규분포를 함.
3) *Sargan*은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$분포를 따름.

가 발생함을 제시하였다.

<표 2>의 결과를 통해 OLS, Within-Groups, GMM-DIF의 결과를 서로 비교할 수 있다. 이러한 세 개의 추정치들 중에서 시차종속변수의 계수값을 비교하여 볼 때, OLS 추정치는 상향편의를 갖고, Within-Groups 추정치는 하향편의를 갖기 때문에 시차종속변수에 대한 회귀계수의 일치추정치는 두 추정치 사이에 존재해야 한다. 예상한 대로 GMM 추정치가 일치추정량을 갖는다고 판단할 수 있다. 그러나 Blundell and Bond(1998)는 1차 차분 GMM 추정이 이분산성 문제와 자기회귀 모수값이 1에 가까운 값을 갖기 때문에 잘못된 결과를 추론할 가능성이 존재한다고 제시하였다. 따라서 본 연구에서는 Blundell and Bond(1998)가 제안한 System GMM 추정방법을 이용하여 분석하였다. System GMM은 1차 차분방정식과 수준방정식으로 이루어진다. 일치추정량을 제공하는 최적 가중행렬(optimal weighting matrix)을 계산하기 위해서 1차 차분방정식에 대한 적률조건이 수준방정식의 적률조건과 결합된다.

<표 3>에서는 System GMM을 이용하여 기본 추정식인 (13)식의 결과를 제시

〈표 3〉 고정투자와 재고스톡 간의 관계 분석: GMM-SYS 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)
$(I/K)_{t-1}$	0.366*** (0.033)	0.372*** (0.030)	0.358*** (0.032)	0.348*** (0.032)
GS_t	0.101*** (0.034)	0.089*** (0.032)	0.085*** (0.029)	0.111*** (0.031)
GS_{t-1}	0.006 (0.009)	0.006 (0.008)	0.002 (0.009)	0.008 (0.009)
$(INV/K)_t$	-0.351*** (0.109)	-0.296*** (0.100)	-0.296*** (0.105)	-0.266** (0.116)
$(INV/K)_{t-1}$	0.118 (0.108)	0.110*** (0.094)	0.120 (0.098)	0.087 (0.101)
$(CASH/K)_{t-1}$		0.049** (0.025)		
$(FE/K)_t$			-0.092** (0.046)	
$(LD/K)_t$				-0.014 (0.032)
$m1$	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$m2$	[0.700]	[0.710]	[0.668]	[0.800]
$Sargan\ test$	[0.134]	[0.347]	[0.254]	[0.389]

주: 1) ( ) 안은 Std. Error, [ ] 안은 p-value임. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.
2) *m*2는 잔차의 2차 계열상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0,1)$의 정규분포를 함.
3) *Sargan*은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$분포를 따름.

하였다. 또한 추정결과의 강건성을 보여주기 위해 투자에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 추가하여 분석한 결과를 아울러 제시하였다. <표 3>을 추정하는 과정에서 차분방정식에 대한 도구변수로는 Arellano and Bond(1998)가 제안한 설명변수들의 모든 시차값을 이용하였으며 수준방정식의 도구변수로는 △*t*-1을 이용하였다. 도구변수들이 타당하다는 과도식별제약(over-identifying restriction)을 검정하는 Sargan 검정을 통과함으로써 추정모형이 올바르게 설정되었음을 알 수 있다. 또한 잔차항의 2차 계열상관 여부를 판단하는 *m*2의 p-value가 0.05보다 큼을 보여준다. 따라서 이 모형에서의 추정치는 통계적인 유의성을 갖는다고 판단할 수 있다.

<표 3>의 모든 추정식은 투자가 전기

투자에 의해 영향을 강하게 받고 있음을 보여준다. 그리고 현재 매출증가율의 계수값은 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타나 매출에 있어서 가속도효과(accelerator effect)가 존재함을 보여준다. 기말재고스톡의 추정계수값은 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 나타내지만 기초재고스톡의 계수값은 대부분 유의하지 않음을 알 수 있다. 현금스톡(cash)은 외부자금조달비용이 높을 경우에 투자를 위한 예비적 저축(precautionary saving) 수단으로 해석될 수 있다. 보다 엄밀한 의미로 현금스톡과 투자 간의 양의 관계가 금융제약의 지표가 된다는 것이다.[17] <표 3>의 추정결과에서 보듯이 현금스톡의 계수값이 통계적으로 유의한 0.049를 나타내 투자에 있어서 금융제약이 중요하다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 대부분의 국내외 연구와 일치한다. 현금스톡을 포함한 분석에서도 기말재고스톡의 계수값이 유의한 음의 값을 보임으로써 재고의 재무적 완충효과가 존재함을 알 수 있다. 그 밖에 투자에 영향을 미칠 수 있는 유동자산과 금융비용을 포함한 연구에서도 재고의 재무적 완충효과가 존재하고 있음을 보이고 있다. 그러나 유동자산의 계수값은 음의 부호를 나타내지만 통계적으로 유의하지 않아 고정자본과 유동자산 간의 대체효과는 존재하지 않는 것으로 판단된다. 금융비용(이자비용)은 통계적으로 유의한 음의 부호를 보임으로써 재무적 비용부담이 투자를 위축시키고 있음을 보여준다.[18]

<표 3>의 결과를 요약하면 모든 경우에 있어서 동시적 가속도효과가 존재하고 있음이 관측되었다. 또한 본 논문의 가장 중요한 목적인 기말재고스톡을 통해서 반영된 재고스톡의 계수값이 네 가지 추정식에서 모두 통계적으로 유의한 음의 부호를 나타내 재고스톡과 고정투자 간에 음의 관계가 존재하는 증거를 보여주고 있다. 재고스톡이 고정투자에 미치는 영향의 경제적 의미를 살펴보기 위해서 재고스톡의 표준화된 회귀계수값을 계산하였다.[19]

<표 3>에서 (1)의 $(INV/K)_t$의 표준화된 계수값은 재고스톡의 1 표준편차의 감소가 고정투자를 0.465 표준편차만큼 증가시키고 있음을 보여준다.[20] 재고스톡이 고정투자와 음의 관계를 나타낸다는 것은 보편적으로 기업이 고정투자에 대한 충격의 완충장치로서 재고스톡을

17) Opler et al.(1999), Hermet(2003) 등 참조.
18) 부채비중과 이자비용의 설명력에 관해서는 상반된 결과들이 존재한다. 이것은 내생성 문제, 추정기간, 선형・비선형 추정 등에 의해서 차이를 보이고 있다.
19) 재고스톡의 표준화된 회귀계수값은 (재고스톡의 회귀계수값×재고스톡의 표준편차)/고정투자의 표준편차로 계산된다.
20) (-0.351230×0.09615) / 0.07263 = 0.4650

〈표 4〉 고정투자와 기초재고스톡 간의 관계 분석: GMM-SYS 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)
$(I/K)_{t-1}$	0.344*** (0.032)	0.364*** (0.030)	0.335*** (0.030)	0.336*** (0.033)
GS_t	0.043 (0.029)	0.051** (0.025)	0.041* (0.023)	0.067** (0.026)
GS_{t-1}	0.012 (0.009)	0.006 (0.008)	0.003 (0.009)	0.011 (0.009)
$(INV/K)_{t-1}$	-0.154*** (0.037)	-0.097*** (0.034)	-0.119*** (0.098)	-0.121*** (0.033)
$(CASH/K)_{t-1}$		0.104*** (0.025)		
$(FE/K)_t$			-0.115*** (0.046)	
$(LD/K)_t$				0.009 (0.028)
$m1$	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$m2$	[0.754]	[0.692]	[0.656]	[0.754]
$Sargan\ test$	[0.075]	[0.262]	[0.208]	[0.403]

주: 1) ( ) 안은 Std. Error, [ ] 안은 p-value임. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.
2) $m2$는 잔차의 2차 계열상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0,1)$의 정규분포를 함.
3) *Sargan*은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$분포를 따름.

이용하고 있음을 암시한다.

그러나 <표 3>의 결과는 추정식이 기초재고스톡과 기말재고스톡을 동시에 포함하고 있기 때문에 '재고의 실질 완충효과'와 '재무적 완충효과'를 구별하기가 어렵다. 즉, 추정모형이 기말재고스톡과 기초재고스톡을 동시에 포함하고 있기 때문에 결합된 재고의 완충효과가 기말재고스톡을 통해서 대부분 반영될 수 있다. 그 이유는 가장 최근의 관측치가 시차 관측치보다 더 많은 정보를 지니고 있기 때문이다. 따라서 <표 4>에서는 기초재고스톡의 영향으로부터 기말재고스톡의 영향을 분리하여 추정함으로써 '재고의 실질 완충효과'가 존재하는가를 분석하였다. 그 결과 기초재고스톡과 고정투자 사이에 유의한 음의 관계가 도출되었다. 이러한 결과는 '재고의 실질완충효과'가 고정투자에 영향을 미치는 중요한 요인이 된다는 것을 의미한다.

〈표 5〉 고정투자와 기말재고스톡 간의 관계 분석: GMM-SYS 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)
$(I/K)_{t-1}$	0.351*** (0.031)	0.361*** (0.030)	0.343*** (0.029)	0.340*** (0.031)
GS_t	0.079** (0.031)	0.068** (0.027)	0.063** (0.025)	0.095*** (0.028)
GS_{t-1}	0.010 (0.008)	0.009 (0.008)	0.003 (0.008)	0.010 (0.008)
$(INV/K)_t$	-0.226*** (0.040)	-0.186*** (0.035)	-0.175*** (0.041)	-0.176*** (0.038)
$(CASH/K)_{t-1}$		0.051** (0.025)		
$(FE/K)_t$			-0.104** (0.043)	
$(LD/K)_t$				-0.010 (0.030)
$m1$	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$m2$	[0.727]	[0.713]	[0.665]	[0.793]
$Sargan\ test$	[0.103]	[0.293]	[0.232]	[0.400]

주: 1) ( ) 안은 Std. Error, [ ] 안은 p-value임. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.
2) *m*2는 잔차의 2차 계열상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0,1)$의 정규분포를 함.
3) *Sargan*은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$분포를 따름.

그러나 기초재고스톡을 이용하여 얻어진 결과에 의하여 재고의 재무적 완충효과가 존재한다고 결론짓기는 어려울 것이다. 제품에 대한 수요가 높은 시기에는 초기재고스톡이 실질완충장치(real buffer)로서 제공되기 때문에 재고스톡이 감소할 것이다. 또한 수요가 높을 경우에는 현재 기의 생산이 증가하기 때문에 기말재고스톡은 현재 기의 생산과 양의 관계를 가질 것이므로 현재고정투자와도 양의 관계를 가질 수 있다. 그러나 기업에게 재무적 완충효과가 중요시된다면 이러한 양의 관계는 나타나지 않을 것이다. 기업이 재고를 고정투자의 다른 재원으로 대체한다면 재고스톡의 일부분이 고정투자를 위한 여분의 자금을 제공하기 위해 줄어들 가능성이 높아진다. 이와 같은 재고의 재무적 완충효과가 존재하는가를 알아보기 위해 기말재고스톡만을 포함하여 재추정하였다. 결과는 <표 5>에 제시하였다.

<표 5>의 결과 중에서 가장 관심이 있

는 것은 기말재고스톡과 현재고정투자 간의 관계이다. 기말재고스톡의 회귀계수값이 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 평균적으로 재고스톡의 1 표준편차의 감소가 고정투자를 0.299 표준편차만큼 증가시키고 있음을 알 수 있다. 앞에서 설명한 바와 같이 기업은 고정투자를 위한 외부자금조달의 어려움을 완화시키기 위해서 재고스톡의 현금화 특성을 이용한다고 볼 수 있다. 기업은 고정투자에 대한 수요가 증가할 때 필요한 유동성을 재고스톡의 감소를 통해서 조절하는 것으로 판단된다.

나. 외환위기 전·후 비교

본 소절에서는 외환위기 이후 기업의 의사결정에 변화가 있는가를 분석하기 위해 외환위기 이전기간은 1990~96년, 이후기간은 1998~2003년으로 구분한 후, 앞의 추정식을 재추정하였다. 추정결과는 <표 6>에 제시하였다.

위기충격에 관계없이 기말재고스톡이 모두 통계적으로 유의한 음의 부호를 나타내 재고스톡과 고정투자 사이에 음의 관계가 존재함을 알 수 있다. 즉, 기업이 고정투자에 대한 충격의 완충장치로서 재고스톡을 이용하고 있다고 판단할 수 있다. <표 4>와 같이 기초재고스톡만을 포함한 분석결과나 <표 5>처럼 기말재고스톡을 포함한 분석결과에서도 재고의 실질완충효과와 재고의 재무적 완충효과가 모두 존재하는 것으로 나타나 기업의 의사결정이 따로 이루어지지 않고 동시에 결정되고 있음을 알 수 있다.[21] 외환위기 전·후의 분석에서 유의점은 현금흐름($CASH$)변수가 외환위기 이전에는 유의한 양의 값(0.132)을 보이나 위기 이후에는 통계적으로 유의하지 않다는 것이다. 즉, 투자의 현금흐름 민감성이 외환위기 이후에 약화되었음을 나타내는데, 이는 외환위기 이후 기업구조조정 및 경제상황의 불확실성으로 대부분의 기업들이 투자를 줄이는 대신 현금보유를 늘리는 측면이 반영된 것으로 판단된다. 이자비용(FE)이 투자에 미치는 영향도 외환위기 이후에 통계적으로 유의한 음의 부호를 나타내 위기 이전과는 사뭇 달라지고 있음을 알 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 기업의 두 가지 의사결정인 재고스톡의 조정과 고정투자 사이의 관계를 이론적 모형을 통해 살펴본 후, 1990~2003년 동안 361개의 상장 제조기업의 재

21) 지면 할애상 세부적인 분석결과를 본 논문에 제시하지 않았지만 필자에게 요구시 제공할 수 있음을 밝혀둔다.

〈표 6〉 고정투자와 재고스톡 간의 관계 분석: 외환위기 전·후[22]

	위기 이전				위기 이후			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
$(I/K)_{t-1}$	0.333***	0.339***	0.326***	0.268***	0.363***	0.353***	0.347***	0.354***
	(0.064)	(0.030)	(0.056)	(0.065)	(0.053)	(0.030)	(0.048)	(0.061)
GS_t	0.334***	0.245***	0.300***	0.262***	0.052***	0.052***	0.038***	0.053***
	(0.115)	(0.080)	(0.105)	(0.097)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.016)
GS_{t-1}	0.031	0.028	0.030*	0.029	-0.002	-0.006	0.000	0.001
	(0.027)	(0.024)	(0.018)	(0.021)	(0.009)	(0.009)	(0.008)	(0.009)
$(INV/K)_t$	-0.820**	-0.788***	-0.792***	-0.557**	-0.200***	-0.218***	-0.160***	-0.239***
	(0.362)	(0.264)	(0.318)	(0.254)	(0.060)	(0.058)	(0.057)	(0.069)
$(INV/K)_{t-1}$	0.616*	0.568**	0.608**	0.263	0.159**	0.176***	0.120**	0.167**
	(0.356)	(0.284)	(0.294)	(0.255)	(0.064)	(0.061)	(0.059)	(0.071)
$(CASH/K)_{t-1}$		0.132**				0.020		
		(0.064)				(0.018)		
$(FE/K)_t$			-0.021				-0.060***	
			(0.187)				(0.019)	
$(LD/K)_t$				-0.208***				-0.071***
				(0.032)				(0.014)
$m1$	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$m2$	[0.866]	[0.697]	[0.823]	[0.734]	[0.436]	[0.451]	[0.389]	[0.607]
$Sargan\ test$	[0.102]	[0.272]	[0.215]	[0.175]	[0.252]	[0.219]	[0.418]	[0.050]

주: 1) ( ) 안은 Std. Error, [ ] 안은 p-value임. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.
2) *m*2는 잔차의 2차 계열상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0,1)$의 정규분포를 함.
3) *Sargan*은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$분포를 따름.

무자료를 이용하여 실증분석하였다. 그 결과 기말재고스톡이 고정투자와 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있고 또한 기초재고스톡이 현재고정투자와 음의 관계를 보이고 있음을 제시함으로써 재고스톡과 고정투자 사이의 음의 관계를 설명할 수 있었다.

한편으로는 기업이 재고스톡을 예상치 못한 높은 수요에 대한 완충장치(buffer)로 사용하고 있음을 보였다. 그 이유는 기업이 고정투자를 통해 공급량을 증가시키는 것은 시간이 걸리고 대규모의 매몰비용이 발생하지만 재고조정은 상당히 가역적이기 때문이다. 다른 한편으로, 기

22) 기초재고스톡과 기말재고스톡을 각각 추정해 본 결과 전체 결과와 차이를 나타내지 않아 보고하지 않았다.

업은 고정투자 재원을 위한 대비책으로서 재고투자를 보유한다는 것이다. 고정투자는 상당히 비가역적이기 때문에 투자에 착수할 때 자금공급을 계속 필요로 한다. 기업이 자금조달제약에 직면할 경우에 재고스톡이 부족한 자금을 공급하는 데 이용될 수 있기 때문이다.

이러한 결과를 통해서 알 수 있는 것은 기업의 의사결정은 생산 및 재고스톡의 조정 그리고 고정투자에 대한 의사결정뿐만 아니라 재무적 의사결정까지 서로 상호 연관되어 있다는 것이다. 또한 본 연구의 결과는 경기순환에 대한 함의를 가지고 있다. 거시경제적 측면에서 재고스톡은 경제의 불안정장치(destabilizer)로 판단되어 경기순환변동의 원인이 되지만 미시적 측면에서는 기업들이 생산의 변동을 안정화시키기 위하여 사용하고 있음을 알 수 있다. 결론적으로 미시수준의 재고스톡은 기업이 생산과 고정투자를 원활하게 하기 위해 실질완충효과와 재무적 완충효과를 모두 이용하고 있다고 판단할 수 있다.

참 고 문 헌

남주하 · 오상봉, 「오일러방정식을 이용한 투자의 유동성 제약 검정」, 『경제학연구』, 제50집 제3호, 한국경제학회, 2002, pp.207~228.

남주하 · 봉재연, 「운전자본과 투자의 유동성 제약: 패널GMM 분석」, 『국제경제연구』, 제8권 제3호, 한국국제경제학회, 2002, pp.147~186.

신선우, 「기업의 금융제약이 재고투자에 미치는 영향」, 『경제분석』, 제9권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 2003, pp.107~134.

이병기, 「기업투자의 현금흐름 민감성에 대한 실증분석: 기업규모를 중심으로」, 『산업조직연구』, 2000, pp.75~101.

이병기, 『기업투자에 대한 불확실성의 영향 분석: 정책적 시사점과 향후과제』, 연구보고서 04-26, 한국경제연구원, 2004.

전용수 · 임태순, 「현금흐름이 투자행위에 미치는 영향에 관한 연구」, 『재무관리연구』, 2000, pp.29~47.

최종일 · 장병기, 「재무요인들이 기업의 투자지출에 미치는 영향: 구조형 오일러 방정식을 이용하여」, 『금융학회지』, 2002, pp.119~145.

Abel, A.B., “Optimal Investment under Uncertainty,” *American Economic Review* 73, 1983, pp.5~27.

Ahn, S.C. and P. Schmidt, “Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data,” *Journal of Econometrics* 68, 1995, pp.5~27.

Anderson, T.W. and C. Hsiao, “Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data,” *Journal of Econometrics* 18, 1982, pp.83~114.

Arellano, M. and O. Bover, “Another Look at the Instrumental-variable Estimation of Error-components Models,” *Journal of Econometrics* 68, 1995, pp.29~51.

Arellano, M. and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economics Studies* 58, 1991, pp.227~297.

Arellano, M. and S. Bond, “Dynamic Panel Data Estimation Using DPD98: a Guide for Users,” Institute for Fiscal Studies, London, 1998.

Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley: New York, 1995.

Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*(2nd edition), John Wiley & Sons, 2001.

Blinder, A.S., “Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior Be Saved?”

Quarterly Journal of Economics 101, 1986, pp.431~453.

Blinder, A.S., "Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics," *American Economic Review* 72, 1982, pp.334~349.

Blinder, A. and L. Maccini, "Taking Stock: A Critical Assessment of Recent Research on Inventories," *Journal of Economic Perspectives* 5, 1991, pp.73~96.

Blundell, R. and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics* 87, 1998, pp.115~143.

Blundell, R., S. Bond, M. Devereux, and F. Schiantarelli, "Investment and Tobin's Q: Evidence from Company Panel Data," *Journal of Econometrics* 51, 1992, pp.233~257.

Bo, H., "Inventories and Fixed Investment," *Australian Economic Papers* 43, 2004, pp.406~421.

Bo, H., G. Kuper, and R. Lensink, "Dutch Inventory Investment: Are Capital Market Imperfections Relevant?" *Applied Economics* 34, 2002, pp.15~22.

Carpenter, R., S. Fazzari, and B. Petersen, "Inventory Investment, Internal-Finance Fluctuations, and the Business Cycle," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1994, pp.75~138.

Carruth, A., A. Dickerson, and A. Henley, "What Do We Know About Investment Under Uncertainty?" *Journal of Economic Surveys* 14, 2000, pp.119~153.

Fazzari, S. and B. Petersen, "Working Capital and Fixed Investment: New Evidence on Financing Constrains," *RAND Journal of Economics* 24, 1993, pp.328~342.

Fazzari, S., R. Hubbard, and C. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, pp.141~195.

Gertler, M. and S. Gilchrist, "Monetary Policy, Business Cycles and the Behavior of Small Manufacturing Firms," *Quarterly Journal of Economics* 109, 1994, pp.309~40.

Guariglia, A., "The Effects of Financial Constraints on Inventory Investment: Evidence from a Panel of UK Firms," *Economica* 66, 1999, pp.43~62.

Guiso, L. and G. Parigi, "Investment and Demand Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics* 110, 1999, pp.185~227.

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

Hayashi, F. and T. Inoue, "The Relationship between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firm," *Econometrica* 59, 1991, pp.731~753.

Hermet, F., "Currency Crisis and Balance Sheet Channel Effect: The Korean Experience," *Economic Bulletin* 6, 2003, pp.1~12.

Holt, C.C., F. Modigliani, J.F. Muth, and H.A. Simon, *Planning, Production, Inventories and Work Force*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, 1960.

Hsiao, C. and K. Tahmiscioglu, "A Panel Data Analysis of Liquidity Constraints and Firm Investment," *Journal of the American Statistical Association* 92, 1997, pp.455~465.

Jorgenson, D., "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review* 53, 1963, pp.247~259.

Kahn, J.A., "Why Is Production More Volatile Than Sales? Theory and Evidence on the Stockout-Avoidance Motive for Inventory-Holding," *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, pp.481~510.

Kaplan, S. and L. Zingales, "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *The Quarterly Journal of Economics* 112, 1997, pp.167~215.

Kashyap, A, O. Lamont, and J. Stein, "Credit Conditions and the Cyclical Behavior of Inventories," *Quarterly Journal of Economics* 109, 1994, pp.565~592.

Leahy, J.V. and T.M. Whited, "The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts," *Journal of Money, Credit, and Banking* 28, 1996, pp.64~83.

Miguel, A. and J. Pindado, "Determinants of Capital Structure: New Evidence from Spanish Panel Data," *Journal of Corporate Finance* 7, 2001, pp.77~99.

Morgado, A. and J. Pindado, "The Underinvestment and Overinvestment Hypotheses: an Analysis Using Panel Data," *European Financial Management* 9, 2003, pp.163~177.

Opler T., L. Pinkowitz, R. Stultz, and R. Williamson, "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings," *Journal of Financial Economics* 52, 1999, pp.3~46.

Perfect, S.B. and K.W. Wiles, "Alternative Constructions of Tobin's q: An Empirical Comparison," *Journal of Empirical Finance*, 1994, pp.313~341.

Ramey, V.A. and K.D. West, "Inventories," in M. Woodford and J. Taylor(eds.), *Handbook of Macroeconomics IB*., Elsevier Science, Amsterdam, 1999, pp.863~922.

Ramey, V.A., "Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories," *Journal of Political Economy* 99, 1991, pp.306~334.

Whited, T., "Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data," *Journal of Finance* 47, 1992, pp.1425~1460.