

기업의 재고투자 결정행태 분석*

재고투자는 GDP에서 차지하는 비중이 1% 내외에 불과하지만 기술혁신, 교역조건 변동 등과 같은 외생적 충격이 투자, 고용 등과의 상호작용을 통해 생산 및 최종수요로 파급되는 과정에서 경기변동에 상당한 영향을 미치고 있다. 이러한 경기변동 과정에서의 중요성을 반영하여 재고투자과 관련된 대부분의 기존 연구들은 거시적 측면에서의 순환적 움직임에 중점을 두어왔다.

한편 개별 기업의 재고투자 관련 의사결정은 매출, 영업손익 등 영업 및 재무 상황과 밀접하게 연관되어 있다는 점에서 재고와 경기와의 관계를 미시적 차원에서 접근할 필요도 있는 것으로 판단된다. 이에 본고에서는 패널자료를 이용한 개별 기업의 재고관리 행태 추정에 기초하여 경기변동 요인으로서의 거시적 재고순환을 미시적 관점에서 조명하였다.

먼저 경기변동 과정에서 재고투자의 역할을 변동주기별로 분해하여 살펴본 결과, 재고투자는 단기적으로 생산평활화 동기에 의해 수요충격을 흡수하는 완충역할을 하고 있으나, 중기적으로는 경기변동의 진폭을 확대시키는 불안정 요인(de-stabilizer)으로 작용하여 온 것으로 추정되었다.

그 원인을 기업의 재고투자 결정행태에서 찾아보기 위해 재고스톡 조정메커니즘에 매출 및 영업손익 변동효과 등을 반영한 분석모형을 설정하고 기대형성, 재고조정성향 등 관련 행태계수를 추정하였다. 분석 결과 기업들은 예상매출 변동에 대해 완전예전에 가까운 기대를 형성할 뿐만 아니라 적정 재고를 큰 폭으로 조정하지 않고 있어 매출 변동이 재고투자 총량의 불안정성을 초래할 여지는 제한적이라 하겠다. 이와 달리 영업손익에 대한 적정 재고수준을 결정하는 재고조정성향은 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 재고투자의 높은 변동성을 초래하는 주 요인으로 작용한 것으로 평가된다.

* 본고는 조사국 조사총괄팀 공철 과장과 권동휘 조사역이 집필하였음. 본고의 내용은 집필자 개인의견으로서 한국은행의 공식견해를 나타내는 것은 아님.

이 밖에 경제위기시에는 현금조달 애로를 완화하기 위해 재고조정성향이 크게 높아졌다. 아울러 재고조정속도의 경우 기업의 생산조정이 보다 용이해지고 재고조정비용도 낮아지고 있는 점 등을 반영하여 빨라지는 것으로 나타났다.

실증분석 결과로부터 향후 경기변동 과정에서 재고투자의 역할과 관련된 몇 가지 시사점을 도출할 수 있다. 재고조정속도가 빨라지고 있음을 고려할 때 기업들은 무수익 자산인 재고스톡의 보유 규모를 지속적으로 줄여갈 가능성이 큰 것으로 보인다. 글로벌 금융위기 직후 현금조달 애로 완화 등을 위해 급격히 상승한 재고조정성향이 차츰 정상화되므로 재고투자가 경기변동에 미치는 영향은 줄어들 것으로 판단된다.

I. 머리말

II. 재고투자 총량의 시계열적 특징

1. 기존 논의 개관
2. 변동추이 및 주요 특징

III. 기업 재고투자의 결정행태 실증분석

1. 분석 모형 및 자료
2. 실증분석 결과

IV. 맺음말

I. 머리말

기업은 장래의 수요 및 가격 변동이나 원자재 공급여건의 변화 등에 보다 효율적으로 대응하기 위하여 일정 수준의 재고를 유지한다. 기업이 재고를 보유하게 되는 동기는 향후 예상되는 판매증가에 대비한 거래적 유인, 예상치 못한 수요변화에 대비한 예비적 유인, 그리고 가격상승에 대비한 투기적 유인으로 구분할 수 있다.

거시경제 측면에서 재고투자가 GDP에서 차지하는 비중은 1% 내외의 낮은 수준이다. 하지만 재고투자는 기술혁신, 교역조건 변동 등과 같은 외생적 충격이 투자, 고용 등과의 상호작용을 통해 생산 및 최종수요로 파급되는 과정에서 경기변동에 상당한 영향을 미치고 있다.¹⁾ Bernanke 연준 의장도 미국 경제가 글로벌 금융위기에 따른 급격한 경기 침체로부터 비교적 빠르게 벗어나는 데 재고순환이 크게 기여하였음을 지적한 바 있다.²⁾

경기변동 과정에서의 중요성을 반영하여 재고투자와 관련된 대부분의 기존 연구들은 거시적 측면에서의 순환적 움직임에 중점을 두어왔다. 한편 개별 기업의 재고투자 관련 의사결정은 매출, 영업손익 등의 영업 및 재무 상황과 밀접하게 연관되어 있다는 점에서 재고와 경기와의 관계는 미시적 차원에서 접근할 필요도 있는 것으로 판단된다.³⁾ 또한 미시적 자료의 활용은 재고투자 총량(aggregate) 측면에서 접근하기 어려운 산업별·기업규모별 등 부문별 분석을 가능하게 하는 장점이 있다.

본고에서는 경기변동 과정에서 나타난 재고투자 총량의 특징을 파악하고 이를 개별 기업의 재고 축적행태 측면에서 조명해봄으로써 경기변동과 관련된 시사점을 모색하는 데 있다. 이를 위해 상장기업의 패널자료를 이용하여 기업 재고투자와 매출, 영업손익 등의 관계를 실증 분석한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 경기변동 과정에서 나타난 재고투자 총량의 정형화된 현상(stylized facts)을 시계열 분해방법 및 기술적 통계량(descriptive statistics)에 의거하여 파악한다. 기업 측면에서 접근한 제Ⅲ장에서는 분석에 이용된 모형 및 자료에 대해 설명하고 기업의 재고투자 결정행태에 대한 실증분석을 통해 거시적 측면에서의 특성을 미시적 관점에서 규명하고자 한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 결론 및 시사점 등을 정리한다.

1) OECD, 컨퍼런스보드, 통계청 등에서 편제하는 경기선행지수에는 재고 또는 재고/출하비율이 주요 구성항목으로 포함된다.

2) “... a powerful inventory cycles, ..., fueled a significant pickup in growth. The inventory cycle can drive recovery temporarily.”(Jackson Hole Symposium, FRB of Kansas City, 2010.8.27일)

3) 특히 재고자산은 설비자산과 달리 조정비용(adjustment cost)이 매우 작고 매몰비용(sunken cost)도 거의 없어 매출, 현금흐름(cash flow) 변동 등 기업의 영업실적 변화에 민감히 반응한다.

II. 재고투자 총량의 시계열적 특징

1. 기존 논의 개관

재고투자 움직임을 설명하기 위한 이론으로는 생산평활화(production smoothing) 가설을 중심으로 동 가설의 현실 설명력을 보완하기 위한 재고소진회피(stockout-avoidance) 가설, (S, s) 가설 등을 들 수 있다.

먼저 생산평활화 가설은 최적화 공준(postulate of optimizing behavior)에 기초한 전통 이론인데, Holt et al.(1960)에 의하면 기업은 예상치 못한 수요 변동과 같은 외적 충격을 흡수하는 완충장치(buffer stock)로서 재고를 보유한다. 한계비용이 체증하는 상황 하에서 기업은 수요 변화에 대해 생산을 즉각 조정하기보다 먼저 재고를 조정하려는 경향을 보이게 된다. 이와 같이 수요충격을 흡수하기 위해 재고를 보유하는 경우 재고투자는 경제의 안정화 요인이 되며 생산, 수요 및 재고투자 간에는 이론적으로 다음과 같은 관계가 성립하게 된다. 첫째, 가변적 수요 변동에 따른 생산 영향이 재고조정을 통해 상당 부분 흡수되므로 수요의 변동보다 생산의 변동이 작게 나타난다. 둘째, 수요 변동에 대해 재고조정을 통하여 대처하기 때문에 재고투자와 수요 간에는 負의 상관관계를 보이게 된다. 또한 재고투자는 경기역행적⁴⁾ 모습을 보이게 되어 생산과 재고투자 간에도 負의 상관관계가 나타난다.

그러나 미국 등 많은 국가를 대상으로 한 실증분석 결과에 따르면 현실에서 재고투자의 움직임이 생산평활화 가설에 의해 제대로 뒷받침되지 못하고 있다. 미국 및 유럽지역 국가를 대상으로 한 분석에서 Fitzgerald(1997), Ramey and West(1997), Hornstein (1998) 등은 생산 변동성이 수요보다 크며, Fair(1989), Danthine and Donaldson (1993), Fiorito and Kollintzas(1994) 등은 재고투자와 최종수요 및 GDP 간에 正의 상관관계를 보인다는 실증분석 결과를 제시하였다.

이에 따라 생산평활화 가설이 안고 있는 한계를 보완함으로써 이론과 현실 간의 괴리를 줄이기 위한 다양한 노력이 시도되었다. 먼저 Kahn(1987)은 재고소진회피 동기를 도입하는 경우 재고 축적을 위한 생산이 이루어질 수 있음을 주장하였다. 수요충격에 계열상관이 존재(serially-correlated)하고 매출이 실현되기 전에 생산이 먼저 이루어지는 정보구조(information structure) 상의 제약이 존재하는 경우 미래의 판매기회 상실

4) 이러한 현상은 경기 확장기(수축기)의 예상치 못한 수요 증가(감소)를 재고 감소(증가)를 통해 흡수하기 때문에 발생한다.

에 따른 손실 발생 가능성이 있으므로 적정 수준의 재고를 보유하려는 유인이 나타나게 된다. 이 과정에서 생산 변동성은 수요를 상회하고 최종수요와 재고투자는正的 상관관계를 보이게 된다.

또한 Blinder and Maccini(1991)는 기업의 재고관리 방식이 (S, s) 원칙에 따라 이루어진다는 전제 하에 도소매업 중심의 재고투자 행태를 설명하였다. 기업은 주문에 따른 비용을 최소화하기 위해 실제 재고수준이 하한선 s에 도달하지 않으면 제품을 주문하지 않다가 s에 근접하면 S - s 만큼 일시에 주문을 통해 재고수준을 상한선 S에 맞추게 한다는 것이다. 이에 따라 생산은 수요보다 더 가변적이게 되고 재고투자와 생산은正的 상관관계를 보이게 된다.

이외에도 Blinder(1986)와 Eichenbaum(1989)은 생산비용이 낮은 기간에 생산을 집중하는 비용충격 도입을 통해, Ramey(1991)는 생산비용의 비볼록성(increasing returns), 즉 한계비용체감의 가정을 통해 재고투자 이론의 현실 적합성을 높이고자 하였다. 한편 Fazzari and Petersen(1993) 및 Carpenter(1992)는 영업손익 등 기업의 내부자금(internal finance) 변동에 의해 재고투자의 변동성이 확대⁵⁾될 수 있음을 지적하였다. 기업의 외부자금(external finance) 조달이 자본시장의 불완전성⁶⁾(capital market imperfection) 등으로 제약을 받게 되는 경우에는 재고투자가 내부자금 변동에 의해 직접적으로 영향을 받게 된다. 이 때 내부자금은 인건비 등 고정비 부담에 따른 레버리지 효과로 상대적으로 높은 변동성을 보이게 되며 이는 조정비용(adjustment cost)이 낮은 재고투자의 변동성 확대로 이어지게 된다.

이상과 같은 제반 이론적 논의를 종합해 볼 때 생산활동 등과 연계된 재고투자 움직임은 장·단기 시계, 비용 및 자금조달 여건, 외부충격 지속성 등의 영향을 크게 받는 것으로 여겨진다.

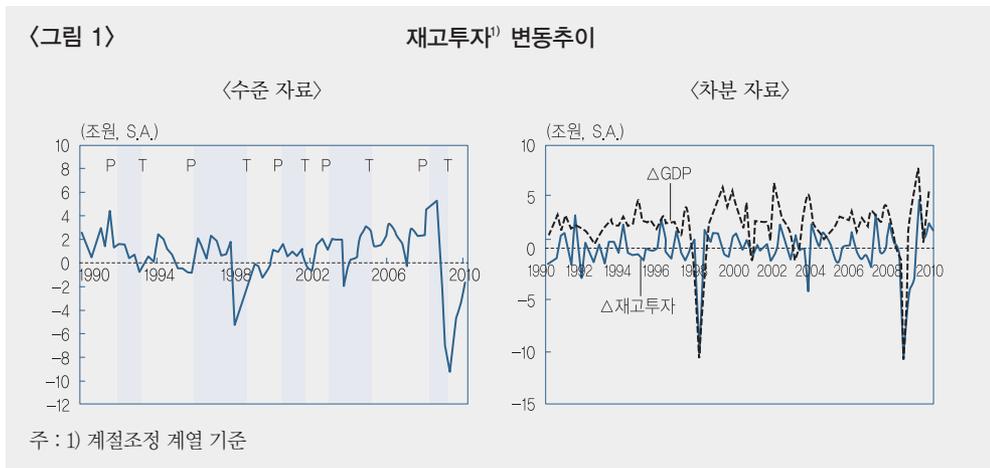
2. 변동추이 및 주요 특징

본 절에서는 우리나라 재고투자(국민계정 기준)의 변동추이를 살펴보고 GDP, 최종수요(GDP - 재고투자) 및 재고투자 간의 상관관계 분석 등을 통해 거시적 관점에서 재고투자의 역할을 살펴보고자 한다.

5) 재고투자가 높은 변동성을 보이게 되면 최종수요의 분산보다 생산의 분산이 더 크게 나타난다.

6) 금융시장에는 다양한 마찰적 요인에 의해 불완전성이 발생하며 대표적으로 정보의 비대칭성(asymmetric information)을 들 수 있다.

1990년 이후 재고투자의 평균규모(분기 기준)는 1.8조원 정도로 전체 GDP에 대한 비중은 민간소비(53.2%), 설비투자(11.1%) 등에 비해 크게 낮은 0.5% 정도로 수준이다. <그림 1>의 경기국면별 추이를 살펴보면 재고투자가 대체로 경기상승기에 늘어나고 하강기에는 줄어들고 있으나, 경우에 따라서는 동일한 경기국면 내에서도 증가와 감소가 반복되는 등 단기 변동성이 비교적 크게 나타나고 있다.⁷⁾ 그러나 규모상으로는 낮은 비중과 달리 1차 차분 자료의 경우에는 재고투자의 평균 변동규모가 1.3조원 정도로 GDP 변동(2.8조원)의 약 절반 정도를 차지하고 있다. 특히 1998년 외환위기 및 최근 글로벌 금융위기의 재고투자 축소규모는 GDP 감소규모와 거의 맞먹는 등 경기가 급락하는 시기에 보다 민감하게 반응하는 모습⁸⁾을 보였다.



7) <부록 1> 「주요 경기지표의 주기도표 비교」 참조

8) 외환위기 및 글로벌 금융위기 기간을 포함한 제6순환기 및 제9순환기의 GDP 변동에 대한 재고투자 비율은 전체 평균치(27% 정도)를 모두 상회하고 있다.

경기변동 과정에서 재고투자의 역할을 보다 엄밀하게 분석하기 위하여 Baxter and King(1995)이 제안한 Band Pass 필터⁹⁾를 이용하여 시계열을 장기추세·경기변동·단기요인¹⁰⁾으로 분해하여 살펴보았다.

분석 결과 첫째, 재고투자와 최종수요는 <그림 2>에 나타난 바와 같이 경기변동 영역에서는 순응적(pro-cyclical) 관계를, 단기변동 영역에서는 역행적(counter-cyclical) 관계를 보이고 있다. <표 1>을 보면 최종수요와 재고투자의 상관계수는 경기변동 영역에서는 0.59, 단기 영역에서는 -0.16을 기록하여 단기변동 영역에서 재고투자는 수요충격에 대한 완충역할(buffer stock)을 하는 가운데 변동주기가 짧아질수록 최종수요와의 마이너스 상관관계가 커지는 것으로 나타났다. 이에 비추어 볼 때 재고투자가 단기변동 과정에서는 생산평활화 동기에 의해, 경기변동 영역에서는 재고소진회피 동기 등에 의해 보다 영향을 받은 것으로 보인다.

GDP 및 재고투자 변동^{1), 2)}
(순환변동치³⁾ 기준)

(조원, %)

	저점 → 정점			정점 → 저점		
	GDP(A)	재고투자(B)	B/A(%)	GDP(A)	재고투자(B)	B/A(%)
제 6 순 환 기	6.7	3.8	56.2	-15.7	-4.6	29.1
제 7 순 환 기	15.7	4.0	25.6	-4.0	-0.8	18.9
제 8 순 환 기	3.4	-0.9	-25.4	-5.5	-0.4	7.6
제 9 순 환 기	9.6	5.0	51.3	-17.2	-9.3	54.3
제 10 순 환 기	12.3	6.4	52.3	-	-	-
평 균 ⁴⁾	8.9	3.0	26.9	-10.6	-3.8	27.5

주 : 1) 경기 정·저점 해당월이 포함된 분기를 정·저점 분기로 간주

2) 제10순환기 저점 : 2009.1/4분기(잠정)

3) HP필터를 이용 추세요인 제거

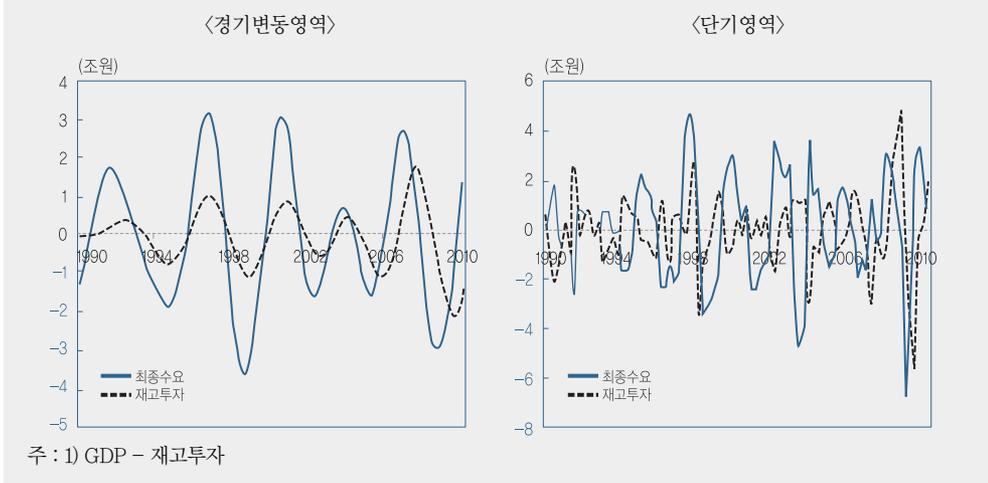
4) 제6~9순환기 평균

9) 주파수 영역(frequency domain)에서 시계열 자료를 분석하는 통계적 기법으로 시계열을 여러 개의 사인 및 코사인 파동으로 변환한 다음 특정 주기에 해당하는 파동만을 모아 재조합함으로써 장·중·단기 요인을 구분하는 방식이다.

10) 통계청이 발표한 1970년 이후 우리나라 경기순환주기는 최단 13분기에서 최장 21분기인 점과 Hornstein(1998)을 인용하여 13~21분기를 중기 경기변동 영역으로, 22~81분기 및 2~12분기를 각각 장기추세 및 단기 영역으로 설정하였다.

〈그림 2〉

최종수요¹⁾ 및 재고투자



〈표 1〉

변동주기별 최종수요 및 재고투자 상관계수

(1990.1/4~2010.1/4분기)

초단기 (2~3분기)	초단기 (2~5분기)	단기 (2~12분기)	경기변동 (13~21분기)
-0.47	-0.37	-0.16	0.59

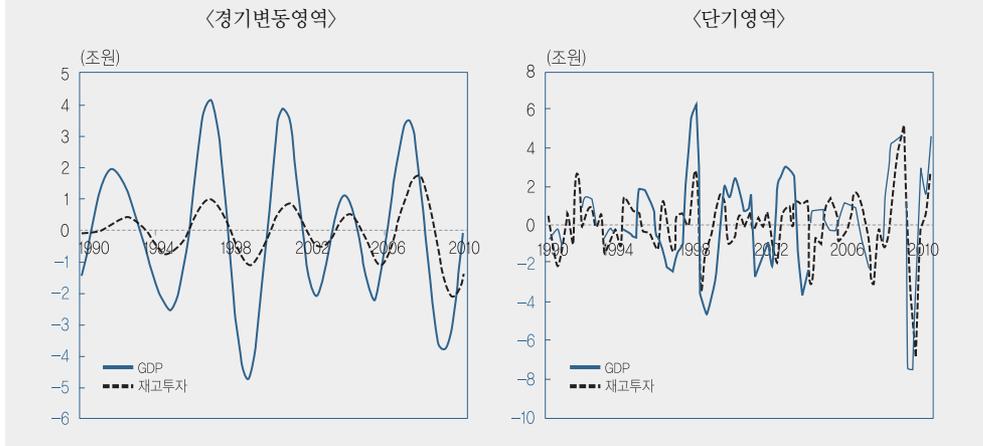
둘째, 〈그림 3〉에서 보듯 재고투자는 경기변동 및 단기 영역 모두에서 GDP와 정의 상관관계¹¹⁾를 보이고 있어 1990년 이후 경기 순응적(pro-cyclical) 변동 행태를 지속¹²⁾하고 있는 것으로 나타났다.

11) 경기변동 및 단기 영역에서 재고투자와 GDP의 상관계수는 각각 0.78 및 0.48로 나타났다.

12) 임주환·이환석(1994)에서는 1988.8월을, 신원섭·홍재필·조강래(1997)에서는 1989.1월을 기점으로 우리나라 재고투자가 경기 역행적에서 순응적으로 전환된 것으로 분석하고 있다.

〈그림 3〉

GDP 및 재고투자



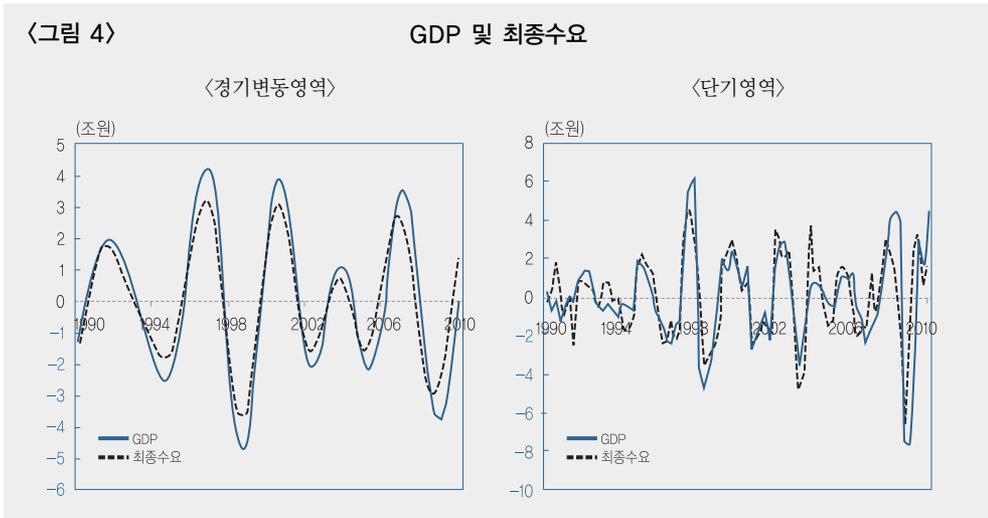
셋째, 〈그림 4〉는 주기별 GDP 및 최종수요의 분해 시계열을 나타내는데, 〈표 2〉에서 보는 바와 같이 GDP 분산은 경기변동 및 단기변동 영역에서 모두 최종수요 분산을 상회하고 있다. Hornstein(1998)에 따르면 이러한 현상은 비용충격 등 공급충격이 GDP 변동을 유발하거나 외생적 수요충격에 대해 재고투자가 완충역할을 하지 못할 경우에 발생하게 된다. 전자의 경우¹³⁾ GDP 변동성 확대가 공급충격으로부터 유발된 것이므로 재고투자가 GDP 변동성 확대의 직접적 원인은 되지 못한다. 반면 후자의 경우¹⁴⁾ 재고투자가 수요충격을 흡수하지 못하고 「正(負)의 수요충격 → 최종수요 증가(감소) → 생산 증가(감소) → 재고투자 증가(감소) → GDP 증가(감소)」의 파급메커니즘이 작동하게 되므로 재고투자가 GDP 변동성을 확대시킨 직접적 원인이 된다.

13) GDP, 최종수요 및 재고투자 간의 관계에서 나타나는 주요 특징은 (i) GDP 분산은 최종수요 분산을 상회하고 (ii) GDP와 재고투자는 正의 상관관계를 보이며 (iii) 최종수요와 재고투자는 뚜렷한 상관관계를 보이지 않게 된다.

14) 전자의 경우와 달리 최종수요와 재고투자는 뚜렷한 正의 상관관계를 보이게 된다.

〈그림 4〉

GDP 및 최종수요



재고투자와 최종수요는 正의 상관관계를 보이는 가운데 GDP 변동이 최종수요 변동을 상회하고 있는 점은 재고투자가 GDP 변동을 확대시키는, 즉 경기변동의 불안정 요인 (de-stabilizer)으로 작용하고 있음을 시사하는 것으로 평가된다.

아울러 GDP 변동에서 재고투자 변동이 차지하는 비중은 경기변동 영역보다 단기변동 영역에서 큰 것으로 나타나 재고투자는 단기 GDP 변동과정에서 상대적으로 중요한 역할을 하는 것으로 추정된다.

〈표 2〉

GDP, 최종수요 및 재고투자의 분산 및 공분산

(1990.1/4~2010.1/4분기)

(십억원, %)

	경기변동		단기	
	분산	비중	분산	비중
G D P	5,071	-	6,139	-
최종수요	3,057	60.3	4,761	77.6
재고투자	630	12.4	2,300	37.5
공분산 항 ¹⁾	1,384	27.3	-922	-15.1

주 : 1) 최종수요와 재고투자

한편 <표 3>과 같이 주요 지출부문 분산의 영역별 GDP 분산에 대한 비중을 살펴보면 민간소비는 장기 영역으로 갈수록, 설비투자는 경기변동 영역¹⁵⁾에서 가장 큰 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 민간소비 및 설비투자가 재고투자에 비해 상대적으로 장기 영역에서 영향력이 크다는 점을 시사한다.

〈표 3〉

주요 지출부문의 영역별 분산

(1990.1/4~2010.1/4분기)

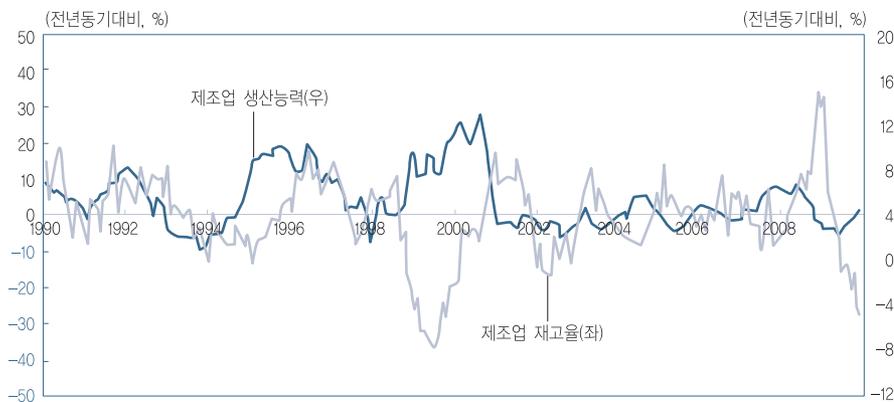
(십억, %)

	단기		경기변동		장기	
	분산	비중 ¹⁾	분산	비중 ¹⁾	분산	비중 ¹⁾
민간소비	2,819	45.9	3,027	59.7	8,521	67.6
설비투자	832	13.5	1,687	33.3	1,707	13.6
재고투자	2,300	37.5	630	12.4	948	7.5

주 : 1) GDP대비 비중(%)

15) 생산능력 증가율이 제조업 재고율에 3~4분기 정도 후행하면서 負의 상관관계를 보이고 있는 점에 기인하는 것으로 보인다. 일반적으로 설비투자는 「수요 충격 → 재고 변동 → 생산능력 조정 → 설비투자 변동」의 과정을 거쳐 영향을 받게 된다.

제조업 재고율 및 생산능력 증가율



Ⅲ. 기업 재고투자의 결정행태 실증분석

본 장에서는 기업 패널자료를 이용하여 기간별, 산업별 및 규모별로 기업 재고투자의 결정행태에 대한 실증분석을 실시한다. 그리고 이를 통해 앞 장에서 살펴본 거시적 측면의 특징적 현상이 기업의 미시적 재고관리 행태와 어떻게 관련되어 있는지 살펴보고자 한다.

1. 분석 모형 및 자료

가. 모형의 설정

기업 재고투자 행태를 분석하기 위한 계량모형은 Metzler(1941)의 기본모형¹⁶⁾을 바탕으로 기업의 영업손익 영향¹⁷⁾이 반영될 수 있도록 수정·보완하여 설정(specification)하였다. 구체적으로는 재고투자의 실증분석에 널리 활용되고 있는 Lovell(1961)의 재고스톡 조정모형을 패널자료 분석과 영업손익 변동효과 분석에 적합하도록 수정된 식 (1)을 근간으로 하였다.

$$\Delta N_{ist} = \kappa (N_{ist}^* - N_{ist-1}) - \alpha (S_{ist} - E_{t-1}S_{ist}) + e_{ist} \quad (1)$$

단, ΔN 재고투자, N 실제재고스톡, N^* 적정재고스톡, S 실제매출, $E_{t-1}S$ 예상매출, κ 재고조정속도, e 확률오차항

첫째항 $\kappa (N_{ist}^* - N_{ist-1})$ 은 당기의 적정 재고스톡과 전기의 실제 재고스톡의 차이에 의하여 결정되는 의도된 재고투자를 나타낸다. κ 는 적정 재고스톡을 회복하기 위한 재고조정속도로 경제적으로 의미를 가질 수 있는 부호는 $\kappa > 0$ 이며, κ 값이 클수록 적정재고 수준에 빠르게 도달한다.

적정 재고스톡 N_{ist}^* 은 식 (2)와 같이 예상매출, 영업손익 및 개별기업의 고정효과¹⁸⁾(fixed effect)에 의해 결정되는 것으로 전제하였다. 여기서 χ 와 $\sum \beta_j$ 는 각각 예상매출 및 영업손

16) 예상매출에 대한 기대형성방식과 적정재고 보유 행태에 따라 재고투자가 경제활동의 교란요인이 될 수 있음을 보이고 있다.

17) 기업의 외부자금(external finance) 조달이 자본시장의 불완전성(capital market imperfection) 등으로 제약되면 재고투자는 내부자금 변동에 직접적 영향을 받게 된다(Carpenter, 1992).

18) 장기제품수요(long-run firm demand), 재고보관비용(inventory storage cost) 등과 같이 단기간내 변화되지 않는 특정기업 고유의 비관측 요인(unobserved component)을 의미한다.

익에 대한 적정 재고수준을 결정하는 가속도계수(inventory accelerator)와 재고조정성향¹⁹⁾이다. 개별기업의 고정효과(γ_i)는 기업의 매출 및 영업손익과 상관관계를 가질 수 있기 때문에 적절히 통제되지 못할 경우 추정치에 편의(bias)가 발생할 수 있다.

$$N_{ist}^* = \gamma_i + \chi E_{t-1} S_{ist} + \sum_{j=0}^2 \beta_j CF_{ist-j} + w_{ist} \quad (2)$$

단, γ_i 기업별 고정효과, $E_{t-1} S$ 예상매출, χ 가속도계수, $\sum \beta_j$ 재고조정성향, CF 영업손익, w 확률오차항

식 (1)의 둘째항 $-\alpha(S_{i,t} - E_{t-1} S_{i,t})$ 은 예상매출과 실제매출의 차이에 의하여 발생하는 의도되지 않은 재고투자를 의미한다. 생산은 불완전한 정보체계(information structure) 하에서 결정되므로 예상매출($E_{t-1} S_{i,t}$)과 실제매출($S_{i,t}$)간의 차이는 모두 재고 변동으로 연결되는 점을 감안하여 $\alpha=1$ 로 전제하였다. 예상매출은 식 (3)과 같이 정태적 기대와 완전예견을 혼합하여 산출되는 것으로 가정한다. λ 는 기대형성계수로서 경제적으로 의미 있는 부호는 $0 \leq \lambda \leq 1$ 이며 $\lambda=0$ 일 경우 완전예견(perfect foresight)이고 $\lambda=1$ 이면 정태적 기대를 나타낸다.

$$E_{t-1} S_{ist} = \theta_i + \lambda S_{ist-1} + (1-\lambda) S_{ist} + v_{ist} \quad (3)$$

단, θ_i 기업별 고정효과, λ 기대형성계수, v 확률오차항

최종 분석모형인 식 (4)는 재고스톡 조정방정식 (1)에 적정 재고스톡과 예상매출 결정방정식 (2)와 (3)을 각각 대입하여 도출하였다.

$$\Delta N_{ist} = \phi_0 N_{ist-1} + \phi_1 S_{ist} + \phi_2 S_{ist-1} + \sum_{j=0}^2 \rho_j CF_{ist-j} + \eta_i + d_t + u_{ist} \quad (4)$$

단, $\phi_0 = -\kappa$, $\phi_1 = \kappa\chi - \lambda(1 + \kappa\chi) = \kappa\chi - \phi_2$, $\phi_2 = \lambda(1 + \kappa\chi)$,

$\rho_j = \kappa\beta_j$, $j=1 \cdot 3$, η_i 개별기업 고정효과, d 계절더미변수, u 확률오차항

N_{ist-1} 은 개별기업의 전기 재고스톡으로서 전기 재고가 높은 수준이면 재고투자는 줄어들 것이기 때문에 추정계수 ϕ_0 의 기대부호는 마이너스를 가지게 된다. S_{ist} 와 S_{ist-1} 은 각각 당기 및 전기 매출을 나타내며, 추정계수 ϕ_1 과 ϕ_2 의 부호는 매출 증대에 따른 재고

19) 분석 과정에 분기자료가 이용된다는 점을 감안하여 내부자금의 시차효과를 반영하기 위하여 시차변수를 포함하였다.

소진 현상과 향후 경기기대 등에 따른 재고축적 유인의 상대적 크기에 의해 결정된다. 그리고 $CF_{i,t-j}$ 는 영업손익의 시차변수로서 기업의 영업손익 사정이 개선되면 재고투자도 늘어날 것으로 보여 $\rho_j (j=0, 1, 2)$ 의 기대부호는 플러스이다. η_i 는 개별기업의 비관측 특이요인(unobserved firm-specific fixed effect)을 포착하는 변수로서 식 (2) 및 (3)의 γ_i 과 θ_i 의 선형결합으로 이루어지며 고정효과 모형²⁰⁾에 의해 추정한다. d_i 는 분기자료를 이용함에 따라 발생할 수 있는 계절성²¹⁾을 통제하기 위해 추가한 더미변수이다. 마지막으로 $u_{i,t}$ 는 식 (1), (2) 및 (3)의 $e_{i,t}$, $w_{i,t}$ 및 $v_{i,t}$ 의 선형결합으로 이루어진 확률오차항이다.

식 (4)에 내재된 가속도계수(χ), 기대형성계수(λ), 재고조정성향($\sum \beta_j$) 등은 경기변동의 불안정 요인²²⁾으로서 재고투자의 변동성 확대 원인을 파악할 수 있다는 점에서 중요한 의미를 지닌다. 각각의 계수값은 분석모형의 복합계수 추정결과를 이용하여 $-(\phi_1 + \phi_2) / \phi_0$, $\phi_2 / (1 + \phi_1 + \phi_2)$ 및 $-\sum \rho_j / \phi_0$ 에 의해 시산된다. 재고투자의 변동성은 가속도 및 재고조정성향 계수가 0보다 커질²³⁾수록, 그리고 기대형성계수는 0에서 괴리되어 1에 근접²⁴⁾할수록 확대된다.

나. 자료 및 추정방법

분석 자료는 KIS-Value에서 추출한 2003.1/4~2010.1/4분기중²⁵⁾ 상장법인 1,334개 기업²⁶⁾에 대한 불균형패널(unbalanced panel) 형태의 재무제표 자료를 이용하였다(〈표 4〉).

20) η_i 를 고정효과(fixed effect) 모형이 아닌 임의효과(random effect) 모형으로도 추정할 수 있다. 그러나 개별기업의 투자행태는 관찰되지 않는 기업 고유의 특이요인에 크게 영향 받기 때문에 임의효과 모형을 이용할 경우 내생성 문제에 따른 추정계수의 비일치성 문제가 발생할 수 있다. 또한 Hausman 검정 결과에서도 임의효과 모형은 설정오류가 발생할 수 있는 것으로 나타났다.

21) 일반적으로 재고투자, 매출 등의 변수에는 상당한 정도의 계절성(seasonality)이 내재하고 있다.

22) $X \equiv FD + \Delta N$ (X : GDP, FD : 최종수요, ΔN : 재고투자)로부터 유도된 GDP 분산은 $Var(X) = Var(FD) + Var(\Delta N) + 2Cov(FD, \Delta N)$ 이다. 여기서 외생적 수요충격 하에서

$$\frac{Var(X)}{Var(FD)} > 1 \text{ 또는 } \frac{Var(\Delta N) + 2Cov(FD, \Delta N)}{Var(FD)} > 0 \text{ 조건이 성립되면 재고투자는 경기변동의 불안정 요인으로}$$

작용하게 된다. 결국 상기 조건에서 유도된 $Var(\Delta N) > |2Cov(FD, \Delta N)|$ 는 재고투자가 경기변동의 교란요인이 되기 위한 충분조건이라 할 수 있다. 즉 재고투자 분산이 최종수요와 재고투자 공분산의 두 배보다 클 경우 재고투자는 경기변동의 불안정 요인이 된다는 의미이다. 한편 재고투자와 최종수요 공분산이 플러스인 경우에는 재고투자의 존재만으로도 GDP 변동의 교란요인이 된다.

23) 가속도계수 및 재고조정성향이 0보다 커질수록 예상매출 및 영업이익 변동에 대한 기업의 적정 재고는 큰 폭으로 변동하고 이에 따라 재고투자 변동폭도 확대된다.

24) 기대형성계수가 0(완전예견)에서 벗어날수록 기대치와 실제 매출과의 괴리가 커지게 되고 의도되지 않은 재고변동이 늘어나면서 재고투자의 변동폭은 확대된다.

25) 분기별 시계열 자료는 2002년 이후부터 입수 가능한 점을 고려하였다.

26) 분석기간중 결산일이 변경된 기업 및 법정관리 기업, 그리고 상·하위 1%에 있는 이상치(outlier) 기업들의 자료는 제외하였다.

또한 전체 표본기업을 규모별(대기업 및 중소기업) 및 산업별(제조업, 도소매업 및 건설업)로도 구분하였다. 규모별로는 대기업 458개, 중소기업 876개, 산업별로는 제조업 999개, 도소매업 94개, 건설업 51개로 구성되어 있다.

전체기업	기업규모별		산업별		
	대기업	중소기업	제조업	도소매업	건설업
1,334	458	876	999	94	51

먼저 재고스톡 $N_{i,t}$ 는 개별 기업의 재고자산으로 상품 및 반제품, 원재료 등을 포함하며, $S_{i,t}$ 과 $TA_{i,t}$ 및 $CF_{i,t}$ 는 분기 매출액, 총자산 및 영업손익을 의미한다. 한편 이분산(heteroscedasticity) 통제를 위해 모든 변수는 기업의 총자산을 이용하여 크기를 조정하였다.

Carpenter et al.(1994)은 장기 패널자료를 이용함에 따라 발생할 수 있는 추세요인의 작용 가능성을 최소화하고 경기순환기별 기업 재고투자의 특징을 분석하기 위해 기준순환상의 경기정점을 기준으로 분석대상기간을 구분하였다. 이를 감안하여 본고에서도 글로벌 금융위기 직전 발생한 두 차례 경기정점(2002.4/4분기 및 2008.1/4분기)을 기준으로 2003.1/4~2007.4/4분기를 추정기간 I 로, 2008.1/4~2010.1/4분기를 추정기간 II로 설정하였다.

〈표 5〉는 모형 추정에 사용되고 있는 주요 변수에 대한 요약통계량을 나타내는데, 총자산에서 차지하는 재고자산의 비중은 기업규모별로는 대기업보다 중소기업에서 높게 나타났으며, 산업별로는 제조업, 건설업, 도소매업의 순서를 보이고 있다. 총자산대비 영업손익 비중은 규모별로는 중소기업보다 대기업이, 산업별로는 도소매업보다는 제조업이 높게 나타났다. 한편 변동성 측면을 살펴보면 전체기업 기준으로 영업손익비율의 변이계수가 매출비율의 변이계수보다 4배 이상 큰 가운데 기업규모별 및 산업간 편차는 더 큰 것으로 나타났다.

〈표 5〉

표본기업의 요약통계량¹⁾

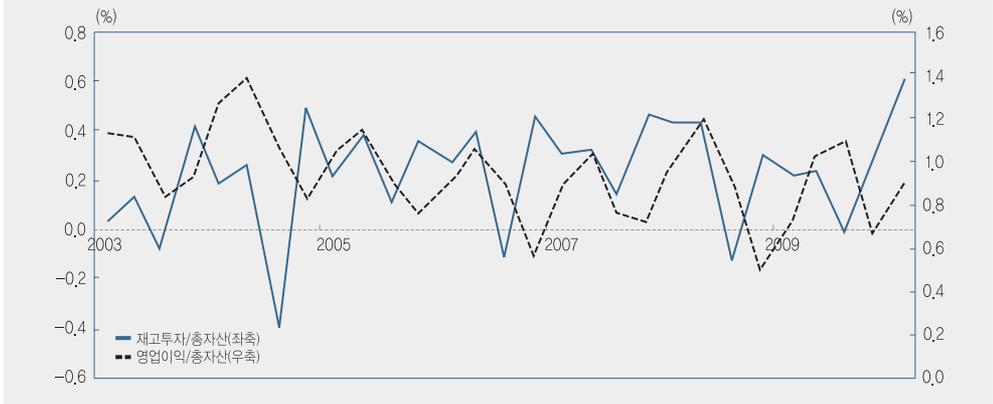
	재고비율			매출비율			영업손익비율		
	평균	표준편차	변이계수	평균	표준편차	변이계수	평균	표준편차	변이계수
전 체 기 업	0.115	0.085	0.74	0.241	0.133	0.55	0.009	0.026	2.80
(대 기 업)	0.105	0.076	0.72	0.262	0.134	0.51	0.014	0.020	1.41
(중 소 기 업)	0.120	0.091	0.76	0.229	0.137	0.60	0.006	0.029	4.49
(제 조 업)	0.128	0.083	0.65	0.246	0.127	0.52	0.011	0.025	2.32
(도 소 매 업)	0.101	0.095	0.94	0.248	0.179	0.72	0.002	0.027	12.46
(건 설 업)	0.106	0.090	0.85	0.265	0.117	0.44	0.015	0.017	1.08

주 : 1) 총자산대비 기준

〈그림 5〉는 재고자산 및 영업손익 변동추이를 나타내는데, 재고자산 증감은 2004년 등 일부 기간을 제외하고는 대체로 영업손익 변화와 밀접한 正의 상관관계를 보이고 있다.

〈그림 5〉

재고자산 증감 및 영업손익



패널자료 분석에서는 설명변수의 내생성이 고려되어야 하는데 본고에서는 이러한 내생성 문제를 극복하고 추정량의 일치성(consistency)이 확보될 수 있도록 Arellano and Bond(1991)의 n-step GMM²⁷⁾(generalized method of moment) 기법을 활용하였다.

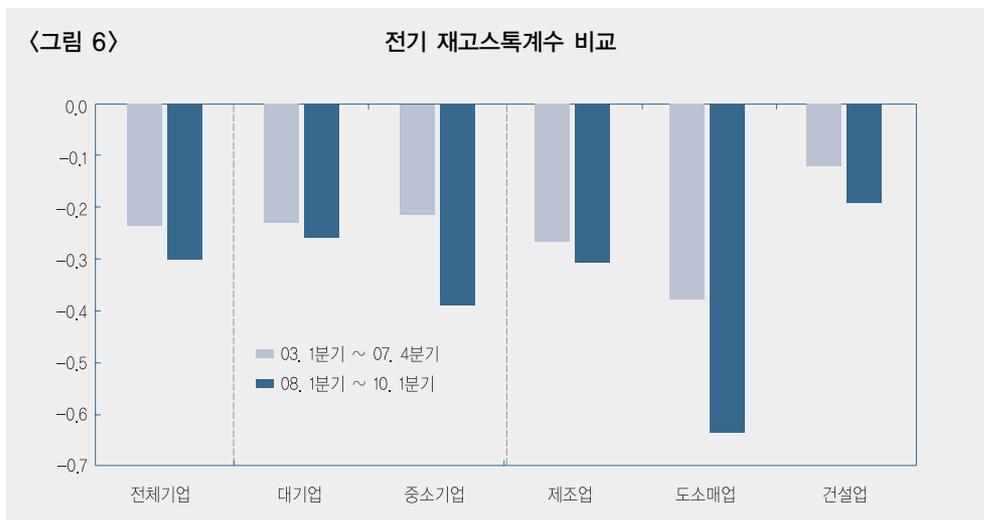
27) 더미변수를 제외한 모든 변수를 차분한 후 설명변수와 종속변수의 시차변수를 도구변수(instrumental variable)로 사용하였는데, 추정기법에 관한 자세한 내용은 Arellano and Bond(1991) 및 Arellano and Bover(1995) 참조

2. 실증분석 결과

가. 기업 재고투자 결정요인

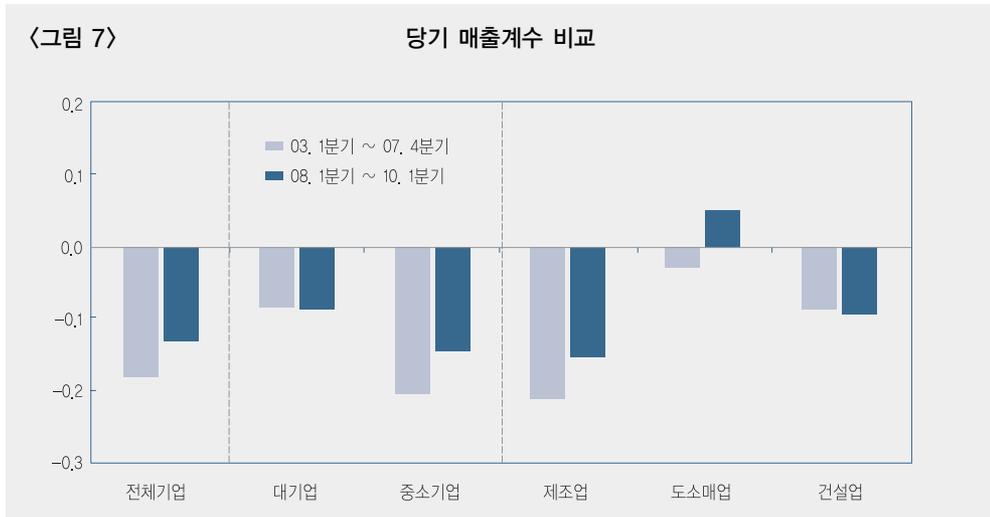
식 (4)에 우리나라의 기업 재고 및 재무자료를 적용한 추정 결과²⁸⁾는 통계적 적합성 요건을 갖추고 있는 것으로 평가된다. 특히 영업손익 등의 계수 추정치가 유의한 값을 가지는 가운데 이론과 부합하는 방향으로 나타나 이를 이용한 기대형성 및 영업손익 반응 등 기업 재고투자 행태에 대한 구조적 분석도 가능할 것으로 기대된다. 한편 추정과정에서 다양한 시차의 도구변수를 적용해 보았는데 t-3기까지가 Sargan 검정을 통과하는 등 유의한 것으로 나타났다.

먼저 전기 재고스톡은 재고투자에 유의한 마이너스 영향을 주는 것으로 추정되어 전기 재고수준이 높을수록 재고투자는 줄어드는 것으로 나타났다(<그림 6>). 기업규모별로 보면 추정기간 I에서는 대기업(-0.236)과 중소기업(-0.219)간 차이가 크지 않았으나 추정기간 II에서 중소기업이 보다 민감히 반응함에 따라 대기업(-0.264)과 중소기업(-0.383) 사이에 상당한 격차가 있는 것으로 나타났다. 산업별로는 제조업(추정기간 I -0.271 → 추정기간 II -0.273), 건설업(-0.127 → -0.194)에 비해 도소매업(-0.374 → -0.628)이 전기 재고수준에 상대적으로 크게 영향 받는 것으로 보인다.



28) 자세한 추정 내역은 <부록 2> 「재고투자모형 계수값 추정결과」 참조

매출 변수의 경우 재고투자에 대해 대부분 당기에는 유의한 마이너스 관계를 보이고 있는 반면 전기 시차변수의 유의성은 결여된 것으로 나타났다. 이는 기업들의 재고투자가 당기에는 재고소진 회피 동기에 기초한 예상 매출보다 현재의 외생적 수요충격을 흡수하는 데 보다 중점을 두고 이루어져 왔음을 시사하는 것으로, 단기변동 영역에서 나타난 재고투자 총량의 특징적 현상과 대체로 부합하는 결과로 판단된다.²⁹⁾ 다만 <그림 7>에서 보듯이 재고투자에 대한 당기 매출계수의 절대치는 중소기업(추정기간 I 0.208 → 추정기간 II 0.147) 및 제조업(0.216 → 0.165)을 중심으로 추정기간에 다소 완만해진 모습이다.



영업손익의 시차변수는 재고투자에 유의한 플러스 영향을 미치는 것으로 관측되었다. 영업손익이 개선(악화)되면 일정 기간 동안 지속적 재고 축적(소진)으로 이어지는 모습을 보였다. 기업규모별로는 대기업(당기계수 기준, 추정기간 I 0.034 → 추정기간 II 0.104)보다 중소기업(0.087 → 0.106)이, 산업별로는 도소매업 및 건설업에 비해 제조업(0.116 → 0.128)이 영업손익 변동에 민감하게 반응하였다.

29) 도소매업의 경우 추정기간 II에 당기 매출계수가 플러스를 보여 향후 매출 기대에 근거해 재고투자 규모를 적극적으로 조정하는 것으로 나타났다.

〈그림 8〉 당기 영업손익계수 비교



나. 주요 행태계수 추정결과

기업의 재고투자 행태 및 불안정성 원인을 보다 체계적으로 평가하기 위해 식 (4)의 추정 결과를 이용하여 재고조정속도, 가속도, 기대형성 및 재고조정성향 등 재고투자 결정 과정에 연관된 행태계수(behavioral coefficient) 값³⁰⁾을 시산해 보았다.

먼저 예상매출에 대한 적정 재고수준을 결정하는 가속도계수는 도소매업을 제외한 모든 부문에서 유의한 마이너스 부호를 보였다. 이는 매출의 전기 시차변수 추정계수가 사실상 0임에 따라 당기의 재고투자 변동을 보완하는 방향으로 작용하지 못하는 데서 기인하는 것으로 생각된다. 이러한 결과는 기업이 재고투자 결정과정에서 예상매출에 대해 변동을 보이지 않는다는 것으로, 가속도원리에 의한 재고투자의 변동성 확대 메커니즘이 성립하지 않음을 의미한다.

한편 예상매출에 대한 기대형성계수는 도소매업, 건설업을 제외하고는 완전예견에 가까운 것으로 나타났다. 예상매출에 대한 기대가 실제 매출에서 거의 그대로 실현된다는 점에서 기대형성의 불완전성에 의한 재고투자의 변동폭 확대 가능성도 제한적인 것으로 판단된다.³¹⁾

30) 재고조정속도(κ), 가속도계수(ω), 기대형성계수(λ) 및 재고조정성향($\Sigma\beta_i$)은 각각 $-\phi_0$, $-(\phi_1 + \phi_2)/\phi_0$, $\phi_2/(1 + \phi_1 + \phi_2)$, $-(\rho_1 + \rho_2 + \rho_3)/\phi_0$ 에 의해 시산하였으며, 유의성 평가는 각각의 행태계수에 대해 $-\phi_0 = 0$, $-(\phi_1 + \phi_2)/\phi_0 = 0$, $\phi_2/(1 + \phi_1 + \phi_2) = 0$ 및 $-(\rho_1 + \rho_2 + \rho_3)/\phi_0 = 0$ 을 귀무가설로 하는 Wald 검정을 통해 실시하였다.

31) 건설업의 경우 기대형성계수 값이 통계적 유의성이 결여된 마이너스로 나타나는 등 예상 매출에 대한 이론적 기대형성 과정과는 상당한 괴리가 존재하고 있다.

〈표 6〉

행태계수 시산 결과

		전체기업	기업규모별			산업별	
			대기업	중소기업	제조업	도소매업	건설업
가속도 계수(α)	기 간 I	-0.739*** (-4.909)	-0.435*** (-3.868)	-0.876*** (-3.965)	-0.764*** (-4.776)	0.086*** (2.807)	-1.366*** (-2.816)
	기 간 II	-0.418*** (-4.620)	-0.343*** (-3.380)	-0.361*** (-4.327)	-0.511*** (-4.876)	0.169 (4.378)	-0.587*** (-3.266)
기대형성 계수(λ)	기 간 I	0.007 (0.847)	-0.012 (-1.388)	0.014 (1.323)	0.007 (0.888)	0.067*** (8.231)	-0.072* (-1.753)
	기 간 II	0.007 (0.919)	0.003 (0.279)	0.008 (0.860)	0.022*** (3.017)	0.061*** (3.186)	-0.015 (-1.239)
재고조정 성향 ($\sum \beta_j$)	기 간 I	0.451* (1.920)	0.402 (1.590)	0.639 (2.007)	0.779*** (2.892)	-0.536*** (-4.017)	4.419** (2.556)
	기 간 II	0.617** (2.816)	0.900*** (2.899)	0.546 (2.624)	0.838*** (3.936)	-0.152 (-0.769)	-0.946* (-1.730)
재고조정 속도(κ)	기 간 I	0.240*** (6.678)	0.236*** (5.946)	0.219*** (5.161)	0.271*** (6.249)	0.374*** (23.935)	0.127*** (2.847)
	기 간 II	0.307*** (7.816)	0.264*** (5.638)	0.383*** (8.125)	0.273*** (7.110)	0.628*** (9.172)	0.194*** (4.172)

주 : 1) 기간 I : 2003.1/4~2007.4/4분기, 기간 II : 2008.1/4~2010.1/4분기

2) < > 내는 Wald 검정결과 t값으로 ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 '귀무가설을 기각한다'는 의미

영업손익에 대한 적정 재고수준을 결정하는 재고조정성향은 도소매업, 건설업을 제외하고는 대체로 유의한 플러스 부호를 보이고 있다. 이에 따라 재고투자의 높은 변동성은 매출 등에 비해 상대적으로 진폭이 큰 영업손익 변화에 민감히 반응하는 기업의 투자결정 행태에서 기인하는 것으로 해석된다. 기간별로 살펴보면 글로벌 금융위기가 직접적 영향을 미친 기간(2008.3/4~2009.1/4분기)중 영업손익 변화에 훨씬 민감히 반응하는 모습³²⁾을 보이는 등 추정기간 I 보다 추정기간 II의 영향력이 더 큰 것으로 나타났다. 이와 같이 재고조정성향이 경제위기가 크게 상승하는 것은 현금조달 애로를 완화하기 위해 영업손익 변화 등에 훨씬 민감히 반응하는 데 따른 결과인 것으로 보인다.

32) 글로벌 위기간중 재고조정성향 추정결과
(2008.3/4~2009.1/4분기)

전체기업	기업규모별			산업별	
	대기업	중소기업	제조업	도소매업	건설업
1.198** (2.385)	1.169** (2.655)	0.852** (2.802)	1.310** (2.673)	0.132 (1.151)	0.471 (0.644)

주 : 1) < > 및 ** 의미는 〈표6〉와 동일

실제 외환위기 및 글로벌 금융위기시 기업의 현금흐름³³⁾을 살펴보면 영업활동 및 재무활동을 통한 현금조달 차질을 재고조정 등을 통해 보충하는 모습이 나타난다. <표 7>에서 보듯 외환위기시 차입금 상환 등으로 재무활동을 통한 현금조달 규모가 크게 감소(1997년대비 업체당 96.2억원)함에 따라 기업들은 유동성 확보를 위해 유동자산을 적극 현금화하려는 노력을 기울이는 과정에서 재고자산이 큰 폭으로 감소(31.4억원)하였다. 또한 최근의 글로벌 금융위기시에도 재무활동을 통한 현금조달 감소(2008년대비 32.1억원)보다 재고자산이 더 큰 규모(48.6억원)로 줄어드는 모습을 보였다.

	외환위기시			글로벌 금융위기시		
	1997	1998	증감	2008	2009	증감
영업활동 현금흐름(A)	3,455	8,588	5,133	8,943	11,312	2,369
(당 기 순 이 익)	-548	-5,009	-4,461	3,399	7,900	4,501
(재 고 자 산 감 소)	-1,543	1,597	3,140	-3,692	1,164	4,856
투자활동 현금흐름(B)	-14,327	-11,540	2,787	-12,658	-12,443	215
(유 형 자 산 증 가)	-10,935	-7,074	3,861	-10,203	-8,841	1,362
재무활동 현금흐름(C)	12,848	3,231	-9,617	5,380	2,170	-3,210
현금증감액(A+B+C)	1,976	279	-1,697	1,665	1,039	-626

자료 : 기업경영분석 각호, 한국은행

끝으로, 적정재고와 실제재고 간의 괴리를 해소하기 위한 기간을 의미하는 재고조정속도는 부호가 예상대로 플러스를 보이는 가운데 통계적으로도 1% 수준에서 유의한 것으로 추정되었다(<표 6>). 기간별로는 추정기간 I 의 0.240(전체기업 기준)에서 추정기간 II 중 0.307로 높아지는 점 등에 비추어 볼 때 재고조정속도가 점차 빨라지고 있는 것으로 여겨진다. 이는 재고관리기법 개선, 생산·유통관리의 전산화(computerized production and supply-chain management) 등으로 기업의 적정재고 수준을 회복하기 위한 생산조정이 보다 용이해지고 재고조정 비용도 낮아지고 있는 현상에 주로 기인하는 것으로 판단된다. 산업별로 보면 건설업의 재고조정속도가 가장 느린 것으로 나타났다는데, 이는 거래금액, 투자성 등의 측면에서 사업계획을 신속하게 변경하기 어려운 업종 고유의 특성이 반영된 결과인 것으로 보인다.

33) 기업의 전체 현금흐름은 ① 영업활동 현금흐름, ② 투자활동 현금흐름 및 ③ 재무활동 현금흐름으로 구분된다. 영업활동에 의한 현금흐름은 원재료 구매, 제품의 생산·판매 및 재고자산 증감 등 투자 및 재무 활동 이외의 현금이 수반되는 거래에 의해 발생하고 투자활동에 따른 현금흐름은 유형자산의 취득·매각 및 수익성 자산에 대한 투자 등에 의해 발생하며, 재무활동에 의한 현금흐름은 장·단기 차입금의 차입·상환, 주식발행 등에 의해 발생한다.

IV. 맺음말

우리나라의 재고투자는 단기적으로 생산평활화 동기에 의해 수요충격을 흡수하는 완충역할을 하고 있으나, 중기적으로는 경기변동의 진폭을 확대시키는 불안정 요인(de-stabilizer)으로 작용하여 온 것으로 추정되었다.

거시적 재고순환을 기업의 재고투자 결정행태 측면에서 조명하기 위해 재고스톡 조정 메커니즘에 매출 및 영업손익 변동효과 등을 반영한 분석모형을 설정하고 기대형성, 재고조정성향, 재고조정속도 등 관련 행태계수를 추정해 보았다. 분석 결과 기대형성계수가 0에 가깝고 가속도계수는 0보다 작은 것으로 나타나 기업들은 예상매출 변동에 대해 완전예견에 가까운 기대를 형성할 뿐만 아니라 적정 재고를 큰 폭으로 조정하지 않고 있어 매출 변동이 재고투자 총량의 불안정성을 초래할 여지는 제한적이라 하겠다. 이와 달리 영업손익에 대한 적정 재고수준을 결정하는 재고조정성향은 유의한 플러스 부호를 보이는 것으로 나타나 재고투자의 높은 변동성을 초래하는 주 요인으로 작용한 것으로 평가된다.

이 밖에 경제위기시에는 현금조달 애로를 완화하기 위해 재고조정성향이 크게 높아졌다. 아울러 재고조정속도의 경우 기업의 생산조정이 보다 용이해지고 재고조정비용도 낮아지고 있는 점 등을 반영하여 빨라지는 것으로 나타났다.

실증분석 결과로부터 향후 경기변동 과정에서 재고투자의 역할과 관련된 몇 가지 시사점을 도출할 수 있다. 재고조정속도가 빨라지고 있음을 고려할 때 기업들은 무수익 자산인 재고스톡의 보유 규모를 지속적으로 줄여갈 가능성³⁴⁾이 큰 것으로 보인다. 글로벌 금융위기 직후 현금조달 애로 완화 등을 위해 급격히 상승한 재고조정성향이 차츰 정상화되므로 재고투자가 경기변동에 미치는 영향은 줄어들 것으로 판단된다.

마지막으로 본 연구의 한계와 개선방향을 정리하면 다음과 같다. 본 연구는 분기패널 자료를 이용하여 기업 재고투자의 결정행태를 체계적으로 분석하였다는 측면에서 의의가 있다. 그러나 자료 획득의 어려움으로 실증분석 대상이 상장기업으로 한정되면서 추정결과가 전체기업의 재고투자 결정행태를 제대로 반영하지 못할 가능성도 배제할 수 없을 것이다. 따라서 분석대상기업 포괄범위를 확대하거나 추정방법으로서 단절회귀모형(truncated regression model)을 활용하는 방안 등을 검토해 볼 필요가 있다. 또한 금융위기 등 경제위기시 기업의 재고투자 결정행태에는 상당한 변화가 나타난 것으로 보이는데 이에 대한 보다 엄밀한 이론적·실증적 측면의 분석이 필요한 것으로 생각된다.

34) 식 (4)에 따르면 재고조정성향($\Sigma\beta_i$)은 영업손익계수($\Sigma\rho_i$)/재고조정속도(κ)에 의해 결정되므로 재고조정속도가 빨라지면 기업의 재고조정성향은 하락하게 된다.

참고문헌

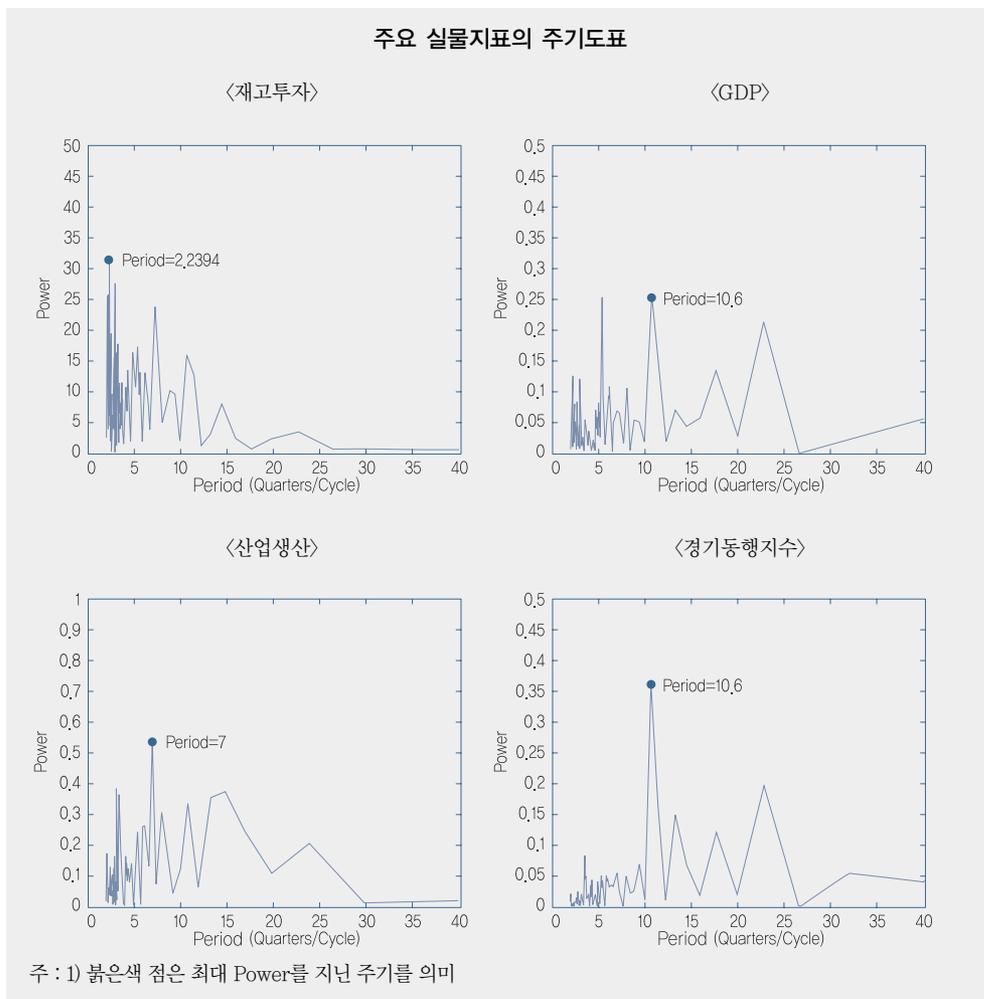
- 신원섭 · 홍재필 · 조강래, “제조업 재고와 경기순환간의 관계,” 「조사통계월보」, 한국은행, 1997.11월, pp. 23-43.
- 임주환 · 이환석, “제조업 재고의 변동요인 분석,” 「조사통계월보」, 한국은행, 1994.1월, pp. 11-32.
- Arellano, M. and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *The Review of Economic Studies*, Vol.58, 1991, pp. 277-297.
- Arellano, M. and O. Bover, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models,” *Journal of Econometrics*, Vol.68, 1995, pp. 25-51.
- Baxter, M. and R. King, “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.81, pp.575-593.
- Bernanke, B. “The Economic Outlook and Monetary Policy”, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming, 2010.
- Blinder, A. S., “Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior Be Saved?,” *Quarterly Journal of Economics* Vol.101, No.3, 1986, pp. 431-453.
- Blinder, A. S. and L. J. Maccini, “Taking Stock: A Critical Assessment of Recent Research on Inventories,” *Journal of Economic Perspectives* Vol.5, 1991, pp. 73-96.
- Carpenter, R.E., “An Empirical Investigation of the Financial Hierarchies Hypothesis,” Ph.D. Dissertation, St. Louis, Missouri: Washington University, 1992.
- Carpenter, R.E., Steven M. Fazzari and Bruce C. Petersen, “Inventory Investment, Internal Finance Fluctuations and the Business Cycle,” *Brookings Papers on Economic Activity* No.2, 1994, pp. 73-139.

- Danthine, J. and J. Donaldson, "Methodological and Empirical Issues in Real Business Cycle Theory," *European Economic Review*, Vol.37, 1993, pp. 1–35.
- Eichenbaum, M., "Some Empirical Evidence on the Production Level and Production Cost Smoothing Models of Inventory Investment," *American Economic Review*, Vol.79, 1989, pp. 853–864.
- Fazzari, S. M. and B. C. Petersen, "Working Capital and Fixed Investment: New Evidence on Finance Constraints," *Rand Journal of Economics* Vol 24, 1993, pp. 328–342.
- Fair, R. C., "The Production–Smoothing Model is Alive and Well," *Journal of Monetary Economics*, Vol.24, 1989, pp. 353–370.
- Fiorito, R. and T. Kollintzas, "Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective," *European Economic Review*, Vol.38, 1994, pp. 235–269.
- Fitzgerald, R., "Inventories and the Business Cycle: An Overview," *Economic Review*, FRB of Cleveland Economic Review, 1997. III, pp. 11–22.
- Holt, C.C., F. Modigliani, J.F Muth, and H. Simon, "Planning Production, Inventories and Work Force," Prentice Hall, 1960.
- Hornstein, A., "Inventory Investment and the Business Cycle," *Economic Quarterly*, FRB of Richmond, 1998. I, pp. 49–71.
- Kahn, J., "Inventories and the Volatility of Production," *American Economic Review*, Vol.77, 1987, pp. 667–679.
- Lovell, M., "Manufacturer's Inventories, Sales Expectations, and the Acceleration Principle," *Econometrica*, Vol.29, 1961., pp. 293–314.
- Metzler, L. A., "The Nature of Stability of Inventory Cycles," *The Review of Economic Statistics*, Vol.23, 1941, pp. 113–129.
- Ramey, V.A., "Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories," *Journal of Political Economy*, Vol.99, 1991, pp. 306–334.
- Ramey, V.A. and K.D. West, "Inventories," NBER Working Paper No.6315, 1997.

〈부록 1〉

주요 경기지표의 주기도표 비교

재고투자는 GDP, 산업생산, 경기동행지수 등 경기변동과 밀접한 관련이 있는 변수에 비해 변동주기가 매우 짧은 편이어서 불규칙적인 변동행태를 보이고 있다. 재고투자, GDP, 산업생산 등의 주기도표(periodogram)를 살펴본 결과 재고투자는 2~7분기 정도의 주기를 갖는 변동요인이 매우 강하게 나타났다. 반면 GDP, 산업생산 및 경기동행지수는 10~23분기 정도의 주기를 갖는 진동수영역에 스펙트럼(spectrum)이 밀집되어 있는 모습을 보였다.



〈부록 2〉

재고투자모형 계수값 추정결과

변수	전체기업	기업규모별		산업별		
		대기업	중소기업	제조업	도소매업	건설업
2003.1/4~2007.4/4						
N_{t-1}/TN_{t-1}	-0.240*** (-8.881)	-0.236*** (-5.946)	-0.219*** (-5.161)	-0.271*** (-6.249)	-0.374*** (-23.935)	-0.127*** (-2.847)
S_t/TA_t	-0.170*** (-12.380)	-0.089*** (-6.351)	-0.208*** (-10.999)	-0.216*** (-12.098)	-0.033*** (-4.006)	-0.089** (-2.343)
S_{t-1}/TA_{t-1}	0.011 (1.226)	-0.013 (-1.380)	0.017 (1.344)	0.009 (0.892)	0.065*** (8.274)	-0.085* (-1.684)
CF_t/TA_t	0.068** (2.547)	0.034 (1.038)	0.087** (2.520)	0.116*** (3.579)	-0.066* (-1.774)	0.134 (1.248)
CF_{t-1}/TA_{t-1}	0.032 (1.333)	0.066** (2.386)	0.012 (0.372)	0.053* (1.927)	0.010 (0.378)	0.342 (1.496)
CF_{t-2}/TA_{t-2}	0.026 (1.417)	-0.005 (-0.205)	0.041* (1.684)	0.041* (1.761)	-0.145*** (-7.089)	0.085 (0.570)
<i>no. obs.</i> ²⁾	1248/15,077	445/5,972	803/9,105	898/11,239	90/1,020	51/691
<i>Sargan</i> ($p-\chi^2$) ³⁾	0.082	0.208	0.124	0.101	0.119	0.263
2008.1/4~2010.1/4						
N_{t-1}/TN_{t-1}	-0.307*** (-7.816)	-0.264*** (-5.638)	-0.383*** (-8.125)	-0.273*** (-7.110)	-0.628*** (-9.172)	-0.194*** (-4.172)
S_t/TA_t	-0.137*** (-7.994)	-0.093*** (-7.629)	-0.147*** (-7.221)	-0.165*** (-16.134)	0.051*** (2.558)	-0.098*** (-5.474)
S_{t-1}/TA_{t-1}	0.008 (0.9222)	0.003 (0.279)	0.009 (0.863)	0.025** (3.076)	0.055*** (3.160)	-0.016 (-1.233)
CF_t/TA_t	0.098*** (3.004)	0.104*** (2.762)	0.106*** (2.871)	0.151*** (5.005)	-0.050 (-0.962)	-0.054 (-1.010)
CF_{t-1}/TA_{t-1}	0.071*** (2.697)	0.101*** (3.255)	0.077** (2.375)	0.128*** (3.654)	-0.005 (-0.075)	-0.004 (-0.081)
CF_{t-2}/TA_{t-2}	0.021 (0.911)	0.032 (1.135)	0.026 (0.972)	0.083*** (0.876)	-0.040 (-0.950)	-0.125*** (-2.856)
<i>no. obs.</i> ²⁾	1,334/9,783	458/3,559	876/6,224	999/7,487	94/651	50/416
<i>Sargan</i> ($p-\chi^2$) ³⁾	0.134	0.143	0.285	0.097	0.119	0.147

주 : 1) ()내는 t값, ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

2) 대상기업수/대상기간중 자료수

3) GMM기법을 활용한 추정과정에서 과도식별제약(overidentifying restriction)에 대한 검증치로 귀무가설이 채택될 경우 모형 및 수단변수 설정이 타당하다는 것을 의미