

우리나라 은행 자본규제의 유효성

2000. 4.

李 仁 實  
韓國經濟研究院

## 발 간 사

외환위기 이후 우리나라 정부는 자기자본비율이라는 잣대에 따라 은행들의 구조 조정을 진행하였으며, 그 결과 국제결제은행(BIS)의 주도하에 공통적 기준이 확립된 위험가중자산 자기자본비율이 더욱 확실하게 은행의 위험지표로 자리매김을 하게 되었다. 1999년부터는 적기시정조치도 시행되고 2001년부터는 변동예금보험료율 제도의 도입도 예정되어 있어 은행경영 및 감독에 있어 자기자본비율 규제의 중요성이 더욱 높아지고 있다. 전세계적으로도 금융자유화 및 겸업화가 확대되면서 각국의 금융감독당국들은 금융기관에 대한 건전성 규제(prudential regulation)를 강화하고 있다.

이 연구보고서는 상반된 결과를 제시하고 있는 은행 자본규제의 유효성에 관한 이론적 및 실증적 연구결과들을 정리하고 이러한 이론 연구를 바탕으로 국내 일반은행에 대한 자본규제의 유효성 및 우리나라 은행의 자본금과 위험수준 수용의 행태를 실증적으로 분석하여 우리나라 은행 자본규제에 대한 시사점을 제시하고 있다. 특히 1990년-1998년간 우리나라 일반은행의 분기별 자료를 이용하여 은행 자본규제의 유효성과 은행의 자본금 변화와 위험수준 변화와의 관계를 실증적으로 분석하고 있다. 이 연구보고서의 실증적 분석결과에 의하면 우리나라 일반은행의 경우 자산규모가 커질수록 위험수준과 자본금을 줄이려 한다는 결과를 찾아낼 수 있었다. 우리나라 일반은행들에게 있어 규제당국의 규제압력은 은행이 목표로 하는 자본금수준과 위험수준에 영향을 준다는 것을 뒷받침하는 실증적 결과도 나왔다. 또한 우리나라 일반은행의 위험 변화와 자본금 변화 사이에는 통계적으로 매우 유의한 양의 관계가 존재함을 보여주고 있다.

그 동안 우리나라에서는 감독당국의 자본규제에 대해서 정책적 시사점을 시사해 줄 은행의 행태변화에 대한 실증적 연구결과는 거의 없었다고 해도 과언이 아니다. 규제 및 경제환경 변화에 대응하여 은행들이 어떻게 반응하는가에 대한 정확한 이해가 없다면 은행의 자본규제에 대한 감독당국의 정책 실효성이 떨어질 수밖에 없다. 이러한 관점에서 볼 때 이 연구보고서는 실증적 연구결과를 토대로 우리나라 은행의 자본규제 정책에 대한 몇 가지 정책적 시사점을 제공하고 있다는 점에서 평가받을 만하다고 판단된다.

이 연구는 한국경제연구원 이인실 연구위원에 의해 수행되었다. 김찬준, 이홍원 연구조원은 방대한 자료정리에 많은 도움을 주었다. 아울러 이 연구의 내용은 저자의 개인적 견해이며 본 연구원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

2000년 4월  
한국경제연구원  
원장 좌승희

# 목 차

제1장 서론 .....	1
제2장 자본규제의 유효성에 대한 이론 및 연구 .....	4
1. 은행 위험과 자본금과의 관계 .....	4
(1) 위험과 자본금과의 負의 관계 .....	4
(2) 위험과 자본금과의 正의 관계 .....	6
1) 규제비용이론(Regulatory Costs Theory) .....	6
2) 최소 자본규제의 비의도적인 효과 .....	7
3) 파산비용 회피(Bankruptcy Cost Avoidance) .....	8
4) 주주와 경영자간의 위험에 대한 태도 차이 .....	8
2. 실증적 결과 .....	8
(1) 우리나라 은행에 대한 실증적 분석결과 .....	8
(2) 외국의 은행에 대한 실증적 분석 .....	10
3. 자본규제의 유효성에 관한 연구 .....	12
(1) 이론적 근거 .....	12
(2) 실증적 연구의 접근방법 .....	12
(3) 연구결과 .....	15
제3장 자료설명 및 모형 .....	18
1. 자료설명 및 검증가설 .....	18
(1) 자료설명 .....	18
(2) 자기자본비율의 산정 .....	19
(3) 위험가중자산비율 .....	20
(4) 자산의 질을 반영하는 위험수준변수 .....	23
2. 검증가설 .....	24
3. 모형 .....	24

제4장 추정결과 및 분석 .....	29
1. 변수의 추이 .....	29
2. 목표 자본금 및 위험수준 결정에 대한 영향 요인 .....	32
3. 자본금과 위험과의 관계 .....	34
제5장 결론 및 시사점 .....	39
참고문헌 .....	42
Abstract .....	46

## 표 차례

<표 1> 주요국의 자기자본, 위험가중자산 및 자기자본비율의 변화추이	11
<표 2> G-10 국가 은행의 자기자본 및 위험가중자산의 변화	11
<표 3> 국내은행의 연간 ROA 및 ROE 추이	19
<표 4> 은행 대차대조표상 자산의 위험가중치	22
<표 5> 각 변수의 연도별 평균값 추이	31
<표 6> 일반은행의 자본금과 위험관련 변수간의 상관관계	32
<표 7> 일반은행에 대한 모형의 추정결과	36
<표 8> 지방은행과 시중은행으로 구분한 모형의 추정결과	37
<표 9> 경영개선 명령·조치 은행과 그외 은행으로 구분한 모형의 추정결과	38

## 그림 차례

<그림 1> 국내일반은행의 평균 자본비율과 자산의 위험 추이	29
<그림 2> 국내일반은행의 평균 자본비율과 자산의 질 추이	30

## 제1장 서론

전세계적으로 금융자율화 및 겸업화가 확대되면서 각국의 금융감독당국들은 금융기관에 대한 건전성 규제(prudential regulation)를 강화하고 있다. 건전성규제 중 자기자본에 대한 규제는 1981년 미국, 영국 등이 최소자기자본비율규제체도를 채택할 때까지 선진국을 비롯한 여타 국가에서 다양한 형태로 규율되어 왔다. 이후 국제적 형평성 등의 다양한 요인으로 인해 1988년 7월 국제결제은행(BIS: Bank for International Settlements)의 은행감독위원회(Committee on Banking Regulations and Supervisory Practices: 일명 바젤위원회)가 「자기자본 측정과 기준에 관한 국제적 합의(International Convergence of Capital Measurement and Capital Standard)」를 제정하자 비로소 국제적으로 통일된 자기자본비율제도가 도입되었다. 이러한 통일된 최소자기자본비율제도의 도입은 처음에는 G-10국가와 같은 선진 외국을 중심으로 시작되었으나 1990년대 들어 동제도의 도입이 새로운 전개의 장을 마련하게 되면서 현재 100여개 국가가 사용하는 광범위한 자기자본규제방식으로 자리 잡았다.

우리나라의 은행에 대한 최소자기자본비율 규제는 1987년말 이후 위험가중이 아닌 단순자기자본비율에 의해 시중은행 6%, 지방은행 7%로 정하고 이를 달성하도록 규정함으로써 시작되었다.<sup>1)</sup> 1990년 이후 최소자기자본비율이 시중은행 8%, 지방은행 9%로 상향조정되기는 하였지만 이 당시 국내은행의 자기자본비율이 낮지 않았고 동 비율에 미달하여도 비중 있는 조치가 따르지 않았기 때문에 자기자본비율 규제가 일반 은행에 있어 커다란 의미를 지니지는 못하였다. 그러다가 1991년 12월 은행법이 개정되면서 국내은행들도 금융자율화 및 개방화에 상응하는 건전경영 유지의무를 부담하게 되었고 1992년 7월 16일 「금융기관 경영지도에 관한 규정」 및 「동 시행세칙」을 제정할 당시 BIS기준 자기자본규제체도를 도입하여 본격 시행하기에 이르렀다. 여타 국가와 마찬가지로 BIS기준 최소자기자본비율도 1993년 12월~1995년 6월말까지는 7.25%, 1995년 12월말 이후에는 8%로 설정·운영하는 단계적 도입 방식을 택하였다.<sup>2)</sup>

---

1) 우리나라의 은행자본에 대한 규제는 1950년 은행법을 제정할 당시 기어령비율법을 사용하였다. 이후 1969년 은행법의 제3차 개정시 지급보증규제방식으로 전환하였다. 지급보증규제방식은 은행의 보증 및 인수채무액의 5%이상의 자본을 유지하는 것이다(은행법 제15조1항). 이 방식은 과거 정부주도의 고도경제성장정책을 추구하던 과정에서 은행의 안정성보다는 자금의 원활한 공급 측면을 중시한 것으로 은행건전성 평가의 주 대상인 자산항목이 고려되지 않고 있는 점에서 엄격한 의미에서 볼 때 자본규제라 보기 어렵다고 판단된다.

2) 12개 선진각국은 1987년말부터 국제기준의 BIS 자기자본비율규제를 도입할 당시 각국의 금융사정의 차이로 인해 1992년말까지 5년간 경과조치 기간을 두어 도입하였다. 예를 들어 일본에서는 은행회계연도가 3월말이므로 1988년 3월부터 국제기준의 BIS자기자본비율 규제를 도입하였으며 경과조치 기간을 두고 1993년 3월말 결산시 동 비율의 8% 준수를 약속하였다. 또한 경과조치 기간 5년 동안 BIS 자기자본비율 산정기준은 다소 완화된 기준이 적용되어 1992년 말부터는 보완자본인 Tier 2가 기본자본인 Tier 1보다 클 수 없도록 규정한 반면 경과조치 기간 중에는 Tier 2가 Tier 1보다 클 수 있음을 용인하였다. 대손충당금의 경우 1992년말부터는

따라서 1996년부터 본격적인 국제적 기준에 의한 자기자본규제제도가 도입되었다고 할 수 있는데, 1997년말 외환위기가 발생함에 따라 1997년 12월 정부는 「효과적 은행감독을 위한 핵심준칙(Core Principles for Effective Banking Supervision)」에 따른 강화된 최소자기자본비율 8%를 국내은행에 의무적으로 적용하기로 IMF측과 합의하게 되었다. 특히 외환위기 이후 우리나라 정부는 자기자본비율이라는 잣대에 따라 은행들의 구조조정을 진행하였으며 그 결과 국제결제은행(BIS)의 주도하에 공통적 기준이 확립된 위험가중자산 자기자본비율이 더욱 확실하게 은행의 위험지표로 자리매김을 하게 되었다. 1999년부터는 적기시정조치도 시행되고 2001년부터는 변동예금보험료율제도의 도입도 예정되어 있어 은행경영 및 감독에 있어 자기자본비율 규제의 중요성이 더욱 높아지고 있다. 이렇듯 선진외국은 물론 여타국가들에 있어 자기자본비율 규제의 중요성이 높아져 가고 있는 것은 은행자본이 불확실한 환경변화에 대한 자기보험적인 성격을 가지면서 금융시스템의 안정을 높여주는 완충작용을 하는 보루의 역할을 하고 있기 때문이다. 그러나 한편에서는 은행 자기자본비율 규제의 수준이나 방법에 있어 논란이 일고 있으며, 이에 따라 자기자본 규제기준도 꾸준히 개선해 나가고 있다.<sup>3)</sup>

본 연구의 목적은 상반된 결과를 제시하고 있는 은행 자본규제의 유효성에 관한 이론적 및 실증적 연구결과들을 정리하고 이러한 이론 연구를 바탕으로 국내 일반은행에 대한 자본규제의 유효성 및 우리나라 은행의 자본금과 위험수준 수용의 행태를 실증적으로 분석하여 우리나라 은행 자본규제에 대한 시사점을 찾아내는 것이다. 본 연구에서는 1990년-1998년간 우리나라 일반은행의 분기별 자료를 이용하여 은행 자본규제의 유효성과 은행의 자본금 변화와 위험수준 변화와의 관계를 실증적으로 분석하였다. 분석의 초점은 은행의 자본금이나 위험수준 자체보다는 자본금의 변화나 위험수준의 변화에 두었다. 이는 이들 자본금과 위험의 변화분은 외생적인 부분과 내생적인 부분을 동시에 가지고 있으며 서로 상호영향을 주고 있다는 점을 감안한 것으로 분석모형은 Shrieves & Dahl(1992)이 사용한 모형을 변형하여 이용

---

위험자산의 1.25%까지(특별한 경우 2.0%까지) Tier 2(보완자본)로 인정하지만, 1990년말까지는 대손충당금 전액, 1992년말 이전까지는 위험자산의 1.5%까지 보완자본으로 인정해 주었다. 후순위채의 경우 1992년말부터는 기본자본인 Tier 1의 50% 이내 금액만 보완자본인 Tier 2로 인정되지만, 1992년전까지는 후순위채 전부가 Tier 2로 인정하였다.

3) BIS 자기자본규제도 십년간에 걸쳐 꾸준히 변화하였다. 초기의 BIS 자기자본규제는 시장위험, 유동성위험, 금리위험 등 은행이 직면하는 다양한 위험들을 모두 감안하지 못하고 있으며, 대차대조표 항목간의 상계(相計)가 어려운 등 여러 가지 문제점을 안고 있었다. 이에 따라 바젤 위원회는 1996년 1월 거래계정항목에 대해 가격변동성에 기초하여 시장위험을 산출하고 그에 상응하는 자기자본을 보유하도록 하는 방식으로 자기자본규제제도를 수정하고 동 위원회 회원국을 대상으로 1997년말까지 의무적으로 도입하도록 하였다. 1999년 6월에는 기존 자기자본 규제의 단점을 보완하기 위하여 신용등급 중심의 위험가중체제 도입, 대차대조표 항목간의 상계 인정범위 확대, 은행계정과 관련한 다양한 위험의 계량화 및 자기자본 부과기준 변경, 감독기관의 은행 자본적정성에 대한 감시 강화, 은행 자본적정성 공시 강화를 통한 시장규율 제고 등을 주요 내용으로 하는 새로운 자기자본규제제도의 도입방안을 발표하였다. 동 위원회는 다양한 의견을 수렴한 후 2000년 하반기에 이를 확정할 예정이나 우리나라는 1996년 1월의 수정 자기자본규제제도는 아직 도입하지 않고 있다.

하였다.

실증분석 결과에 의하면 우리나라 일반은행의 경우 자산규모가 커질수록 위험수준도 줄이고 자본금도 줄이려 한다는 결과를 찾아낼 수 있었다. 우리나라 일반은행들에게 있어 규제당국의 규제압력은 은행이 목표로 하는 자본금수준과 위험수준에 영향을 준다는 것을 뒷받침하는 실증적 결과도 나왔다. 또한 우리나라 일반 은행의 위험 변화와 자본금 변화 사이에는 통계적으로 매우 유의한 양의 관계가 존재하는데 이는 우리나라 일반은행들의 경우 위험(자본금)이 증가하면 자본금(위험)을 동시에 증가시키는 사적인 동기가 있음을 의미한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 기존에 나온 다양한 모형 및 이론으로 뒷받침된 은행의 자본금과 위험수준과의 관계에 대한 상반된 연구결과들과 더불어 실증적 결과들을 정리해 보았다. 제3장에서는 본 논문에서 살펴보고자 하는 가설 및 사용 모형 및 자료 선정에 대해 설명하였다. 제4장에서는 모형에 의해 추정한 우리나라 은행의 자본금 및 위험수준 변화 및 자본규제의 유효성에 대한 실증적 분석의 결과를 설명하였다. 마지막으로 제5장에서는 결론과 더불어 실증적 결과에 입각하여 우리나라 은행에 대한 자본규제에 대한 정책적 시사점을 도출해 보았다.



## 제2장 자본규제의 유효성에 대한 이론 및 연구

자본규제가 효과적으로 작용하는가를 판단하기 위해서는 은행이 과연 자본규제에 대해 어떻게 반응하는가를 알아야 한다. 또한 은행이 자본금을 변화시키면서 당면하는 위험수준은 어떠한 수준으로 유지하고자 하는지에 대해서도 이해가 필요하다. 은행의 자본규제의 유효성에 관한 기존 연구들은 1970년대에는 자본규제로 인해 주로 자본비율이 낮은 은행들간에 과도한 위험을 수반하는 정책이 이루어지는가에 초점이 맞추어졌다. 이러한 연구들은 옵션가격모형(option-pricing model), 상태선호모형(state-preference model), 평균분산모형(mean-variance model)과 경제주체모형(economic agency model) 등으로 체화되면서 은행들의 위험수용과 자본금수준 사이의 관계가 어떻게 형성되는가 및 은행의 위험수용이 사적인 동기나 정부의 규제에 의해 어떻게 영향을 받는가에 대해 논의를 모으고 있다. 그러나 은행의 위험수용과 자본금사이의 관계 및 자본규제의 유효성에 대해 많은 논문들이 이론적으로나 실증적으로 상반된 결론을 내리고 있다.

본 논문에서는 다루고자 하는 은행의 자기자본비율 규제의 유효성에 대한 연구는 대략 다음의 세 가지로 나누어 생각해 볼 수 있다. 하나는 은행의 위험부담행동과 자본금과의 관계에 대한 이론적인 근거이다. 다른 하나는 은행의 자본금과 위험 사이에 어떠한 실증적인 관계가 존재하는가이다. 여기서 중요한 것은 단순한 위험수준과 자본금수준간의 관계가 아닌 위험수준의 변화와 자본금수준의 변화간의 관계이다. 세 번째로는 감독당국의 자본규제가 이들 사이의 관계에 어떠한 영향을 주었는가 하는 점이다.

### 1. 은행 위험과 자본금과의 관계

은행의 자본금과 위험과의 관계를 규명하는 이론적인 모형은 이들 두 변수간의 관계가 양인가 음인가 하는 기하학적인 부호만큼 왜 그러한 관계가 존재하는가에 대한 이론적 뒷받침도 중요하다. 또한 자본규제가 이들 사이의 관계에 어떤 영향을 미쳤는지도 살펴 볼 필요가 있다. 현재까지 연구된 논문들에 의하면 은행의 자본금 변화와 위험수준 변화와의 관계에 대해서는 상반된 의견이 존재한다.

#### (1) 위험과 자본금과의 負의 관계

은행의 자본금과 위험부담과의 관계에 대한 이론 중 이들 두 변수 사이의 관계가 부(負)임을 주장하는 근거는 고정적인 예금보험료율로 인해 은행이 과도한 위험을 부담하려고 한다는 것이 가장 대표적이다. 즉 예금보험 대상은행의 과도한 위험부담은 부채비율과 자산위험을 높임으로써 예금보험의 가치를 극대화하려고 하는데서 기인한다는 것이다. 즉 예금보험의 보조금 효과가 존재한다는 것인데 이는 규제당

국이 다른 규제와 함께 자기자본비율 규제를 사용하도록 뒷받침하는 배경으로 작용할 수 있다.

은행의 자본금과 위험부담 행동과의 관계를 가장 단순하게 논의한 것은 단일기간 평균분산모형(one period mean-variance model)이다. 은행이 은행자신의 효용을 극대화하는 평균분산모형에서는 상대적으로 위험회피도가 높은 성향을 가진 은행은 낮은 자기자본수준을 가지며 상대적으로 높은 자산위험을 소유한다(Kim & Santomero, 1988). 따라서 은행의 자산위험과 자본금수준사이에는 부의 상관관계가 존재하게 되는데 그 이유는 은행의 위험에 대한 기호가 은행마다 다른데 기인한다. 이러한 부의 횡단면적 상관관계에도 불구하고 이론들은 어떻게 개별은행이 자산위험(자본금) 변화에 대해 자본금(자산위험)을 변화시키는가에 대해 각기 다른 의미를 가지고 있다.

특히 은행의 위험부담행동과 자본금 사이에 부의 상관관계가 존재한다는 것은 고정보험료율하에서 은행의 위험부담 행태는 Black & Scholes(1973)의 옵션가격모형(option-pricing model)에서 잘 나타나고 있다. 옵션가격모형에 의하면 옵션의 가치는 다른 조건이 같다면 기초자산가치의 변동성이 클수록 증대되는데 이는 기초자산가치의 변동성이 클수록 옵션이 행사될 가능성이 크기 때문이다. Merton(1977)에 의하면 고정예금보험료율제도는 은행의 자산에 대한 풋옵션 가치를 가지게 된다. 고정예금보험료율제도 하에서 은행이 주식의 가치를 극대화할 경우 은행은 숨겨진 자산가치인 예금보험의 보조금적 가치인 예금보험의 풋옵션 가치에서 고정보험료를 뺀 값을 극대화하려고 하게 된다. 따라서 다른 제약이 없다면 은행은 주주가 가진 주식의 가치를 극대화하기 위해 부채비율과 자산위험을 증가시킴으로써 예금보험의 옵션가격을 극대화한다는 것이다(Merton(1977), Black & et al(1978), Kareken & Wallace(1978), Dothan & Williams(1980), Marcus & Shaked(1984), Diamond & Dybvig(1986), Benston et al(1986)).

Furlong & Keeley(1989)는 옵션가격결정모형을 이용하여 예금보험의 옵션가치를 극대화하려는 은행에 대해 자산위험과 규모를 제한하는 가운데 최소 자기자본비율을 상향조정함으로써 자산구성의 위험을 낮출 수 있음을 보여주고 있다. 은행은 옵션가격모형에서 은행 주주와 관계된 후생효과는 예금보험보조금(deposit insurance subsidy)으로 간주되고 있으며 은행의 자본규제에 대한 필요성은 대부분 은행이 주주를 위해 이 보조금을 착취할 동기가 존재하는가를 찾아내는 것이다. 여기서 예금보험의 보조금적 가치가 존재하게 되는 이유에 대해 생각해 볼 필요가 있는데 이는 은행이 부채비율을 높이거나 자산위험을 증가시키는 행위가 은행의 비용으로 계상되지 않기 때문이다. 예를 들어 은행이 부채비율을 높이고 자산위험을 증가시키게 되면 은행의 파산위험도 높아지게 되기 때문에 예금보험이 없다면 예금주들이 프리미엄을 요구하게 될 것이다. 그러나 예금보험이 있으면 예금은 은행의 위험부담 행태와 무관하게 고정된 명목가치가 보장되므로 예금의 비용에 영향을 주지 않게 된다. 우리나라는 2001년부터는 2000만원 한도에서 예금이 보장되므로 앞으로는 완벽

하게 은행의 위험부담 행태가 수신금리 상승과 같은 예금비용에 영향을 주지 않는다고 보기 어렵다. 그러나 그동안 정부가 암묵적으로 예금보호기능을 하였고 1997년 이후에는 예금보험공사가 고정예금보험료를 하에서 예금을 보호하여 왔으므로 예금보험의 보조금적 가치가 은행의 비용으로 계상되지 않았다는 가설이 우리나라 은행의 경우 설득력이 있는 것으로 보인다.

과도한 예금보험료를 적용하게 되면 자본이 불충분한 은행의 경우 이로 인해 위험수준이 오히려 높아짐으로써 도덕적 해이 문제를 악화시킨다는 분석도 있다. Callem & Rob(1996)은 다기간 동태적 모형을 사용하여 과도한 예금보험료가 은행의 수익성을 악화시켜 자본확충 노력을 반감시키는 효과를 낳게 되며, 더 나아가 커다란 위험을 수반하지 않고 자본수준을 높이려는 노력을 방해하는 결과까지 가져오게 됨을 증명하였다. 동 연구결과에 의하면 위험가중자기자본비율을 높이는 것은 단순(비위험)자기자본비율이 높은 것과 비슷한 효과를 가져오게 됨을 의미한다. 이미 단순 자기자본비율 규제에 대해서는 Kim & Santomero(1988)가 은행의 파산위험을 효과적으로 억제하지 못하므로 이에 대한 대안으로 위험가중 자기자본비율 규제를 제시한 바 있어 흥미롭다.

은행의 자기자본규제에 있어 핵심적인 이슈는 은행에 대해 자기자본비율 규제를 높이면 은행이 자산위험을 늘리려는 동기가 존재하는가이며 나아가 부분적으로 혹은 전적으로 파산위험에 대한 높은 자기자본비율 효과를 상쇄하는가이다. 실제로 1980년대의 자기자본비율을 높이려는 규제당국의 노력에 대한 비판은 이들 노력이 은행들로 하여금 더 위험이 높은 행동을 취하게 한다는 것이었다. Furlong & Keeley(1989)는 옵션가격모형을 이용하여 예금보험의 옵션가치를 극대화하려는 은행에 대해 자산위험과 규모를 제한하는 가운데 최소자기자본비율을 높이게 되면 은행의 자산구성위험을 낮출 수 있음을 보여주고 있다. 즉 자본기준을 높이려는 규제당국의 노력은 규제당국이 은행의 자산위험과 규모에 대한 제한을 게을리 하지 않는 한 가치극대화를 지향하는 은행이 좀 더 위험이 높은 자산구성을 하도록 하지는 않는다는 것이다. 위험과 자본금 사이에 부의 상관관계가 존재한다는 주장은 감독당국이 다른 규제와 함께 자기자본비율 규제를 전개하는 데 있어 중요한 논리적 근거가 되고 있다.

## (2) 위험과 자본금과의 정의 관계

은행 행태에 관한 많은 이론들은 은행의 위험과 자본금과의 관계는 규제비용, 은행이 파산비용을 줄이려는 동기, 주주와 경영자간의 위험에 대한 태도의 차이 등에 의해 은행의 위험수준과 자본금의 변동 사이에 정의 관계가 있음을 주장하고 있다.

### 1) 규제비용이론(Regulatory Costs Theory)

규제비용이론은 은행의 행태가 규제비용에 의해 영향을 받는다는 점에 근거하고

있다. 즉 규제기관은 은행으로부터 예금보험료를 징수하는 한편 자기자본비율을 준수하도록 요구하게 되는데 이러한 규제의 비용과 위험수용의 편익에 근거하여 은행이 행동하게 된다는 것이다. 규제 당국은 자본비율을 높인 은행에 대해서는 일정한 범위내에서 위험부담을 늘리도록 허용하는 반면 위험이 높아진 은행에 대해서는 자본금을 늘리도록 다양한 방법으로 압력을 가하게 된다. 만일 은행이 부채 및 위험을 수용하기 위해 감당해야 하는 규제비용이 작아서 은행이 허용가능한 위험수준보다 높은 수준을 유지하려 한다면, 감독당국은 이들 은행에 대해 위험수준을 낮추고 자본을 늘리는 정책을 사용하려 할 것이다.

Buser, Chen & Kane(1981)는 은행들은 규제로 인해 은행이 부담해야 할 암묵적인 비용이나 명시적인 비용을 감안하여 행동하는데 대부분의 은행들은 감독당국이 요구하는 자본비율보다 높은 자본비율을 유지하는 방향으로 영업을 하게 된다고 주장하고 있다. 이들은 모형을 사용하여 규제당국이 원하는 수준의 자본비율을 은행이 유지하도록 하기 위해 은행의 위험수용과 관련된 암묵적인 규제비용을 조정하게 된다고 가정하였다. 따라서 규제당국이 가하는 규제압력에 따라 위험수준이 높은 가지는 은행은 자본금수준을 상향조정하게 되어, 결국 위험수준과 자본수준과는 상호 정의 관계에 있게 된다는 것이다. 이들의 논리에 의하면 규제당국의 지시가 구속력을 가지면서 자본규제 자체가 위험을 감안한 자본비율기준이 되는 셈이다. 이와 관련하여 Flannery(1989)는 미국은행들의 감독을 역사적으로 볼 때 은행 검사기준과 자본적정성 규제가 개별은행의 파악가능한 자산의 질과 연관해서 허용가능한 부채비율을 갖도록 하는데 복합적으로 작용하여 왔다는 점을 주장하고 있다.

## 2) 최소 자본규제의 비의도적인 효과

많은 학자들이 규제정책이 자본금과 자산위험간의 관계에 영향을 준다는 점에 주목하고 있는 것은 주지할 만하다. 자본금과 자산위험간의 관계를 규명하는 연구에 많이 쓰이는 것이 평균-분산모형인데, 평균-분산모형을 이용하여 자본규제가 규제당국이 의도했던 것과 반대의 효과를 가져온다고 주장하는 이론도 있다. 이렇게 주장하는 근거는 은행의 부채비율에 대한 규제적인 구속이 은행이 당면하는 자산위험과 부채를 서로 대체재(substitute good)로 작용하도록 한다는 것이다. 규제압력에 의해 비자발적으로 부채비율이 낮아져서 자본이 증가하게 된 은행은 자산위험을 증가시키므로써 소망하던 총위험수준을 유지하려고 하게 된다. 반대로 만일 규제압력으로 인해 자본금수준이 감소하였다면 은행은 자산위험을 낮추려고 한다는 것이다. 이러한 견해는 은행의 자본금과 위험간에 정의 관계에 있음을 보여주는 것으로 주로 최소자본비율에 가까운 수준의 자기자본비율을 가지고 있는 은행에 해당된다고 판단된다. Keeley & Furlong(1990)과 Furlong & Keeley(1989)는 자본규제정책이 자산위험과 자본금 사이에 영향을 분석하는 데 사용된 평균-분산모형이 부채비율 증가에 따라 예금보험의 보조금적 가치가 감소한다는 점을 주목하지 않았음을 지적하고 있다. 이들의 주장에 따르면 평균-분산모형에 의한 결론은 어느 정도 희석되

어야 할 것이다.

### 3) 파산비용 회피(Bankruptcy Cost Avoidance)

파산비용이론은 은행의 예상되는 파산비용의 가치는 파산확률의 증가 함수이므로 은행은 자산위험이 늘어나게 되면 자본수준을 증가시키게 된다는 논리에 기초하고 있다. 따라서 자산과 위험간에는 정의 관계에 있음을 의미한다. 실증적으로 여기에 해당하는 은행은 소망자본비율이 규제당국이 제시하는 최소자본비율보다 높은 수준에 있는 은행들이다. 동 이론은 은행의 최적자본수준은 예금채권으로 인한 편익 및 부채와 관련된 비용간의 trade-off에 의해 결정된다는 점에 근거하고 있다. Orgler & Taggart(1983)에 의해 주장된 동 이론은 기업이론에서 사용되는 최적 자본구조이론을 은행에 적용한 것이다. 부채관련비용이 지불준비금제도나 예금서비스 산출에 있어서의 규모의 비경제 파산비용 등으로 인해 예금을 증가시키는데 따르는 이익과 교환관계에 있게 된다는 것이 논의의 핵심이다.

### 4) 주주와 경영자간의 위험에 대한 태도 차이

은행주주의 대리인인 경영자는 자신의 지위를 보전하고 보상을 얻고자 하기 때문에 파산위험을 주주들이 소망하는 수준이라도 유지한다는 것이다. 소유주와 경영자 사이의 기호의 차이로 인해 대리인비용이 발생한다는 대리인이론(agency theory)을 Saunder, Strock & Travlos(1990)가 은행에 적용한 것이다. 이들의 주장에 의하면 은행의 자산위험이나 부채비율을 늘릴 경우 경영자 차원에서의 비용은 은행경영자의 비효용이 증가한다는 것이다. 자신의 인적자원까지 은행에 투자하고 있는 경영자는 은행파산의 경우 개인적인 손실이 일반주주보다 크기 때문에 경영자는 은행실패의 가능성을 주주들이 바라는 수준보다 낮게 가져가려고 할 것이다.<sup>4)</sup> 따라서 높은 자산위험을 가진 은행의 경영자는 자본을 늘리거나 부채비율을 낮추어 자신이 당면한 자산위험을 보상하려 한다. 이는 자산위험의 변화와 자본금 변화 사이에 정의 관계가 있음을 의미하는 것이다.

## 2. 실증적 결과

### (1) 우리나라 은행에 대한 실증적 분석결과

은행의 자본금과 위험 사이의 관계를 이론적으로 설명하는가도 중요하지만 실증적으로 우리나라의 경우 국내은행들이 어떠한 행태를 보이고 있는가 하는 점도 매

---

4) Saunders, Strock & Travlos(1990)는 그들의 논문에서 실제로 1979년-1982년간 상대적으로 규제가 약한 기간동안 주주가 지배하는 은행이 전문경영자가 지배하는 은행보다 상당히 높은 위험을 수용하였음을 실증적으로 입증하였다.

우 중요하다. 외국 특히 미국의 경우에는 실증적인 연구결과가 많이 보고되고 있는데 우리나라의 경우 실증적인 연구결과는 매우 적은 편이다. 연구결과가 적은 것은 그 동안 암묵적으로 정부의 보호막 하에 있었던 우리나라 은행의 경우에 있어 자본금과 위험수준 결정이라는 행태에 대해 관심이 적은 점도 있으나 실질적으로 실증적 연구를 수행할 자료가 연구자들에게 가능하지 않았던 점도 크다고 판단된다.

그 동안 수행된 연구 중 국내은행에 대한 실증적 연구를 살펴보면 다음과 같이 정리할 수 있다. 김덕영(1996)은 1990년~1995년 우리나라 표본은행의 자료를 바탕으로 분산분석과 연립방정식모형에 의해 기초의 자본비율과 자산위험에 따라 일부 기간 중 은행의 자본 및 위험에 관한 행태가 다르게 나타나고 있음을 밝혔다. 또한 자본 및 위험에 대한 의사결정의 상호 영향을 고려하여 설정된 연립방정식모형에 의하면 국내은행들은 도덕적 해이 유인은 없으며 자본규제가 의도하는 바의 자본 및 위험에 관한 행태를 보여주고 있음을 실증적으로 분석하였다.

강효석(1996)은 옵션가격결정모형을 이용하여 은행의 자산위험을 측정하였는데 위험가중자본규제를 도입하기 직전년도인 1991년과 도입 직후인 1993년의 위험자산을 비교한 결과 1993년의 은행의 자산위험수준이 통계적으로 유의한 수준 하에서 감소하였다고 주장하고 있다. 강효석의 연구는 은행의 전체 자산구성 항목의 위험도와 구성비를 종합적으로 비교한 본 연구와는 달리 은행자산의 위험 변화가 해당 주가에 적절하게 반영되며 옵션모형이 유효함을 전제로 하여 은행위험을 측정하여 한계가 있다고 판단된다.<sup>5)</sup> 동 연구에서는 자산위험의 변동폭이 은행별로 편차가 큰 것으로 나타났는데 대체로 시중은행에 비해 지방은행의 경우가 더욱 큰 것으로 나타났으며 후발은행인 보람은행과 하나은행이 여타 기존은행에 비해 자산가치의 변동성이 크게 나타났다(강효석 1996, p.56). 이는 강효석의 연구대상 기간에 후발은행들이 충분히 은행으로서 고유의 행태를 나타내지 못한 과도기적 시기였기 때문인 것으로 판단된다.

채희율(1995)은 국내은행의 자본 및 자산위험의 변화에 관해 실질자기자본비율을 구하여 국내은행들의 고·중·저의 실질자기자본비율을 가진 세 개의 군으로 나누고 자기자본비율 규제 시행 이후 각 은행들의 자산운용 행태의 변화를 분석하였다. 동 연구에 의하면 국내은행들의 경우 실질자기자본비율이 낮을수록 총자산증가율이 둔화되는 규모의 효과(volume effect)가 있다고 하였다. 또한 실질자본비율이 낮은 은행들의 경우 위험가중치가 낮은 자산의 증가를 늘리는 자산구축효과(portfolio adjustment)가 나타남을 보였다(채희율 1995, pp.65-69). 그러나 이러한 현상의 관찰이 자본변화와 자산변화 사이에 정의 관계가 존재함을 의미하지는 않는다. 따라서 이상의 연구에도 불구하고 국내은행의 자본금과 위험수용 행태와 자본규제에 대한 실증적인 연구는 매우 적은 상태이다.<sup>6)</sup>

5) 강효석(1996)은 자본규제 도입이전인 1991년부터 도입이후인 1993년까지 연도별·은행별 주식 수익률의 표준편차를 구하고 이를 근거로 옵션모형을 이용하여 추정된 자산의 표준편차를 구하여 사용하였다.

6) 단 공식적인 논문에 한한다.

## (2) 외국의 은행에 대한 실증적 분석

외국의 경우 은행에 대한 실증적인 분석은 상당히 여러 국가에서 연구되고 있다. 이 가운데 바젤은행감독위원회가 1999년 발표한 연구보고서는 주로 G-10 국가들을 중심으로 BIS자본규제의 유효성에 대해 긍정적인 평가를 내리고 있다. 동 연구보고서에 따르면 <표 1>에서 보는 바와 같이 1989년에서 1996년 사이 각국의 은행들은 자기자본비율을 증가시켰는데 여기에 상응하여 위험가중자산도 증가시켰음을 알 수 있다. 1989년의 경우 미국과 영국을 제외한 각국의 은행들이 자기자본과 위험가중자산을 동시에 증가시켰으며 1990년대 들어서도 이러한 현상은 대부분의 나라에서 지속되고 있다.

G-10 국가들의 위험가중자산 대비 자기자본비율은 1988년 국제결제은행에 의한 자기자본비율 규제를 도입한 이후 1998년 평균 9.3%에서 11.2%로 상승하였다.<sup>7)</sup> 더욱이 BIS 기준 최소 자기자본비율이 8%에 근접하거나 미달하는 국가의 경우 높은 자기자본비율을 가진 국가보다 자기자본비율을 높이는 정도가 더 크게 나타났다. 그러나 이렇게 각국의 은행들이 자기자본비율을 높이게 된 것이 바젤위원회의 자기자본비율 규제 도입 그 자체 때문만은 분명 아니다. 이와 더불어 자기자본비율을 높이려는 각국 감독당국의 노력이나 시장에의 압력(market pressure)도 작용한 것으로 보인다. 특히, 1980년대 미국의 저축대부조합(Savings & Loans Association)의 파산으로 인한 미국의 금융위기를 비롯한 선진국들의 금융위기 경험은 외국의 은행들과 감독 당국으로 하여금 자기자본 증가에 대한 경각심이 높이는데 크게 기여하였다. 또한 전반적인 자기자본비율의 상승추세는 국제결제은행과 같은 국제적인 감독기구에 의한 통일된 자본규제가 자리를 잡아가고 있음을 의미한다. 즉, 이러한 통일된 자본규제체도를 제시함으로써 시장에 있는 시장참가자들이 은행의 자본에 대해 좀더 투명한 관찰이 가능하도록 하여 각국의 은행들이 자본금을 증가시키도록 하는데 기여하였다고 생각된다.

---

7) 각국의 조세제도, 회계제도, 규제 및 문화적인 차이로 인해 이들 나라의 자료를 직접적으로 비교하기는 어려우나 최소 자기자본비율 규제의 도입이 G-10 국가들의 평균 자기자본비율의 상승을 가져온 것은 분명하다고 Jackson, Patricia, and et. al(1999)는 지적하고 있다. Jackson, Patricia, and et. al, "Capital Requirements and Bank Behavior: The Impact of the Basle Accord," Basle Committee on Banking Supervision Working Papers No.1, 1999.

<표 1> 주요국의 자기자본, 위험가중자산 및 자기자본비율의 변화추이

(단위 : %p)

	1989			1990			1991			1992			1993			1994			1995			1996		
	C	A	CR	C	A	CR	C	A	CR	C	A	CR	C	A	CR	C	A	CR	C	A	CR	C	A	CR
벨기에	+	+	1.6	+	+	0.6	+	+	0.1	+	+	0.7	+	+	0.7	+	+	1.0	+	+	△0.4	+	+	0.0
캐나다	+	+	0.7	+	+	△0.3	+	+	1.3	+	+	0.2	+	+	0.9	+	+	0.0	+	+	△0.1	+	+	△0.6
프랑스	+	+	0.1	+	+	△0.1	+	+	0.6	+	+	△0.4	+	+	0.4	-	-	0.4	-	+	△0.1	+	+	0.2
독일	+	+	0.3	+	+	△1.2	+	+	0.0	+	+	0.5	+	+	0.3	+	+	0.3	+	+	△0.2	+	+	△0.5
이탈리아	+	+	0.0	+	+	△0.2	+	+	1.0	+	+	△0.1	+	-	0.7	+	-	0.3	+	+	△0.3	+	+	0.3
일본	+	+	△1.5	+	+	△0.4	-	-	△1.1	+	-	1.2	+	-	0.4	-	-	△0.9	+	+	0.4	-	+	△0.2
룩셈부르크	+	+	△0.2	+	+	0.7	+	+	0.4	+	+	0.4	+	+	0.3	+	+	2.1	+	+	△0.1	+	+	0.3
네덜란드	+	+	0.6	+	+	△0.8	+	+	△0.2	+	+	0.0	+	-	0.7	+	-	0.0	+	+	△0.2	+	+	0.3
스웨덴	+	+	△0.2	+	+	0.1	+	+	0.1	-	-	△0.3	+	-	2.4	+	-	2.1	+	-	1.1	-	-	△1.3
스위스	+	+	△0.1	+	+	△0.6	+	+	0.3	+	+	△0.2	+	+	0.1	+	-	0.1	+	-	1.2	+	-	0.5
영국	+	-	0.1	-	+	△0.1	+	+	0.7	+	+	△0.4	+	+	0.8	+	-	0.8	+	+	△0.1	+	+	0.8
미국	+	-	0.2	+	-	1.3	+	-	0.6	+	+	2.0	+	+	1.2	+	+	0.0	+	+	△0.5	+	+	△0.2

주 : 1) C(Capital)는 자기자본, A(Risk-weighted assets)는 위험가중자산, CR(Capital Ratio)은 자기자본비율을 나타냄.

2) +, - 는 각각 증가, 감소하였음을 의미함.

3) CR년 에서의 숫자는 자기자본비율의 변동폭(%p)을 나타냄.

자료 : BIS, "Capital Requirements and Bank Behavior : The Impact of the Basle Accord," Basle Committee on Banking Supervision Working Papers No.1, April 1999, p.8, <Table 1.1>에 있는 자료를 기초로 재구성하였음.

실제로 네덜란드은행이 조사한 결과는 이러한 가정을 뒷받침하고 있다. G-10 국가의 은행들의 경우 1989~1996년의 8년간 연간 개념으로 볼 때 자본금과 위험가중자산을 동시에 늘린 은행의 수가 전체의 73%에 해당된다(<표 2> 참조). 따라서 총 92%의 은행이 자본금을 증가시켰다. 또한 자본금이 감소할 경우 위험가중자산도 같이 감소한 경우가 5%이므로 자본금 변화와 위험수준의 변화가 총 78%의 정의 관계에 있음을 의미하고 있다.

<표 2> G-10 국가 은행의 자기자본 및 위험가중자산의 변화

(단위 : 개, %)

		위험가중자산					
		증가		감소		총계	
자기자본	증가	70	(73%)	18	(19%)	88	(92%)
	감소	3	(3%)	5	(5%)	8	(8%)
총계		73	(76%)	23	(24%)	96	(100%)

주 : 각 수치는 1개 국가의 1년간 자료임(12개국)×8(년)=96(개)).

자료: BIS, "Capital Requirements and Bank Behavior : The Impact of the Basle Accord," Basle Committee on Banking Supervision Working Papers No.1, April 1999, p.9, <Table 1.2>에 있는 자료를 기초로 재구성하였음.



### 3. 자본규제의 유효성에 관한 연구

#### (1) 이론적 근거

자본규제를 주장하는 가장 기본적인 이론적 근거는 자기자본비율을 일정수준 이상으로 유지하게 되면 과도한 채위험을 방지하고 예상하지 못했던 영업손실 흡수능력을 제고시킬 수 있어 금융기관의 안정성을 지킬 수 있다는 것이다. 그러나 이러한 이론적 근거는 자본규제를 부과하여도 은행 자산구성이 변하지 않는다는 가정을 전제한 것으로 현실세계에서 이러한 가정은 현실성이 없으며 자본규제의 강조를 높게 되면 은행의 안정성이 오히려 낮아질 수도 있다는 주장도 있다. 자본규제로 자본비율이 높아지면 주당수익률이 낮아지므로 은행은 주당 일정수준의 수익률을 유지하기 위해 고위험·고수익의 영업전략을 구사하게 된다는 것이다.

이와 비슷한 맥락에서 Kahane(1977), Koehn & Santomero(1980), Rochet(1992), Kim & Santomero(1988) 등은 엄격한 자본규제가 은행으로 하여금 자산위험을 오히려 증가시키게 하며 그 결과 은행의 도산이 증가한다고 주장하였다. 이들은 자본규제에 있어 위험가중치가 잘못 적용되게 되면 이는 은행의 위험을 증가시키는 결과를 초래한다는 것을 이론적으로 증명하고 있다. 이러한 견해는 Buser, Chen & Kane(1981)의 논문 발표와 더불어 1980년대 미국에서 예금보험제도에 대한 개선논의와 관련하여 실무계뿐만 아니라 학계에서도 지지를 받았다. 자본규제는 은행을 모니터링할 동기를 감소시켜 은행의 자산의 질을 저하시킨다고 주장도 Besanko & Kanatas(1993)와 Boot & Greenbaum(1993)에 의해 제기되었다. Flannery(1989) 역시 자본규제가 오히려 위험수용을 늘릴 수도 있다고 주장하고 있다.

Dewatripont & Tirole(1995)는 자본규제를 예금자, 은행주주, 경영자 등 각기 다른 이해관계자들 사이에 권리를 효율적으로 분배하는 수단으로 보았다. 따라서 이들은 자본규제가 결국 은행경영자가 은행을 경영하는 동기에 간접적으로 영향을 주게 된다고 주장하고 있다. Gehrig(1995)도 자본규제는 은행간의 전략적 경쟁에 영향을 준다는 점을 지적하고 있다. Mazumdar & Yoon(1996)은 모형을 통해 기업경영에 대한 최적 모니터링의 개념을 도입하여 은행의 최적 자기자본비율을 도출하였다. 이들은 은행의 최적자기자본비율은 차입기업의 가치를 극대화시키려는 목적 하에 정해지는 것으로 보았다. 만일 감독당국이 은행의 경영상태에 대해 완전한 정보를 가지고 있고 이에 따라 위험을 감안한 예금보험료율의 책정이 가능하다면 이때 자기자본비율 규제는 불필요하거나 비효율적이 될 것이다.

#### (2) 실증적 연구의 접근방법

자본규제의 유효성에 관한 실증적인 연구에 대한 접근방법은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 하나는 시계열적인 분석방법으로 자기자본규제가 도입된 시점을 중심

으로 도입되기 이전과 이후의 은행 자본의 변화를 분석해 보는 것이다. 다른 하나는 횡단면적인 분석방법으로 각기 다른 수준의 자본금을 가진 은행에 있어 자기자본규제의 효과를 보는 것이다. 시계열적이거나 횡단면적 분석방법 모두가 자기자본규제의 효과에 관한 분명한 실증적인 분석결과를 도출하기에는 어려움이 따른다. 그 이유는 은행의 자본 및 위험 구성에 감독당국의 자본규제 이외에도 많은 요인들이 영향을 주고 있는데 다른 요인들을 제외하고 자본규제의 영향만을 분리하여 분석하는 것이 어렵기 때문이다.

자본규제의 유효성을 시계열적으로 분석하는 연구들을 살펴보면 은행 행태의 변화가 규제 변화로 인해 발생하였다는 점을 규명하기 보다 오히려 규제의 원인으로 작용하였다는 점을 설명하게 되는 연구도 종종 있다. 예를 들어 Berger & Udell(1994)은 1991년 미국의 바젤위원회의 최소 자기자본비율 규제제도의 도입을 전후하여 미국은행들의 행태 변화는 경제활동의 급격한 축소가 자금수요에 미친 영향을 반영한 것이며 나아가 이는 미국의 금융감독환경에도 영향을 주었다고 분석하고 있다. 또한 각기 자본수준이 다른 은행들의 행태를 비교하여 자본규제의 유효성을 분석하는 횡단면적인 연구결과들도 시계열적인 연구결과들과 마찬가지로 규제의 유효성에 대해 결정적인 답을 주고 있지 못하다. 이는 시장원리가 은행으로 하여금 자본규제가 없더라도 자본을 재구축 하도록 하는 효과를 가지도록 한다는 점이 크게 작용하고 있기 때문으로 판단된다.

그럼에도 불구하고 자기자본규제의 유효성에 대한 연구결과들은 외국의 경우 상당히 수긍할 만한 결론을 내리고 있다. 즉, 유효성을 입증하는 어려움에도 불구하고 자본규제의 유효성에 관한 많은 연구들이 공식적인 자기자본비율 규제제도의 도입은 은행의 자기자본비율을 상승시키는 역할을 한다는 점을 보여주고 있다. 특히 도입당시 은행의 자기자본비율이 최소 자기자본비율에 근접하거나 더 낮은 은행들이 높은 자기자본비율을 가진 은행보다 더 빠르게 자기자본비율을 상승시킨다는 것은 상당히 일반적인 연구결과로 나타나고 있다.

자본규제의 실증적 연구결과를 논의할 때 염두에 두어야 할 점이 있다. 우선, 자본규제가 있던 없던 간에 소망스러운 자본수준 목표는 관찰하기 어렵다는 점이다. 두 번째로 자본규제가 본격적으로 도입된 기간에 걸친 연구결과는 상대적으로 비공식적인 자본규제가 있었던 기간에 걸친 연구결과와는 다를 수 있다는 점이다. 우리나라에도 자본규제가 없었던 것이 아니나 구속력이 적은 규제수단이었으므로 규제의 효과가 크지 않았다고 판단된다. 일반적으로 구속력이 적은 비공식적인 자본규제가 은행들의 행태에 영향을 적게 줄 것이라는 것은 쉽게 예상할 수 있다. 1970년대와 1980년대초 미국은행에 대해 연구한 논문들이 이러한 사실을 뒷받침하고 있다.<sup>8)</sup> 세 번째로는 자본규제의 유효성에 대한 실증적인 연구결과가 경기변동에 따라 매우 다를 수도 있다는 점이다. 일반적으로 경기상승국면에서는 은행들은 증자와 이익유보를 통해 자본비율을 높이려는 경향이 있을 가능성이 크고 경기하강시에는

---

8) Peltzman(1970), Mingo(1975), Dietrich & James(1983) 등이 대표적인 논문들이다.

대출감축 등을 할 가능성이 높다는 것이다. 네 번째로는 자본규제의 효과는 기간에 따라 달라질 수 있다는 점이다. 즉 자본규제의 유효성은 장기인가 단기인가에 따라 다르게 영향을 줄 수 있다는 점이다. 이는 은행이 자기자본비율을 조정하기 위해 취할 수 있는 방법 중 단기적으로 가능한 방법과 장기적으로 가능한 방법 어느 것을 취하느냐에 따라 은행의 동학적 행태가 달라질 것임을 의미한다. 마지막으로 은행은 자기자본비율의 조정을 위해 가장 효과적인 방법을 사용하게 될 것이므로 시장환경이 무엇보다 중요하다는 점이다. 자본규제의 유효성을 논의할 때 이러한 다섯 가지의 측면이 충분히 고려되어야 설득력 있는 연구결과가 나올 수 있다.

Peltzman(1970)은 미국의 모든 주(state)에 있는 은행의 평균 자료를 사용하여 당시 규제당국이 선호하는 자본금수준 대비 실제 은행의 자본금수준의 비율(이하 ABC비율)이 은행의 자본변화에 커다란 영향을 주지 않음을 보였다. Mingo(1975)는 1970년 개별은행의 자료를 사용하여 ABC비율이 은행자본금수준변화에 통계적으로 유의하며 강한 영향을 준다는 점을 입증해 보였다. Dietrich & James(1983)는 Mingo(1975)와 마찬가지로 개별은행 자료를 사용하여 다른 기간에 있어서 실증적인 분석을 한 결과 Peltzman(1970)과 비슷하게 통계적으로 유의하기는 하나 몇몇 경우에 있어 별로 유의하지 않은 영향이 나타났음을 보여주고 있다. Dietrich & James는 Mingo의 결과가 분석기간 중 자본규제라기 보다는 이자율 상한제의 영향을 반영하는 것이라는 점에서 자신들의 결과가 더 유의한 것이라고 주장하였다.

비록 Peltzman, Mingo, Dietrich & James 등의 연구결과가 자본규제의 유효성에 대해 명확한 답을 주는 것은 아니나 이들 연구는 이후 계속되는 연구들에 대해 기초적인 접근법을 제공하였다는 점에서 평가받을 만하다. 즉 이들의 연구방식은 은행의 재무제표에 있는 조정변수들에 대해 자본금 변화 변수를 회귀분석하여 자본규제의 유효성을 좀더 심층적으로 분석하는 것이다. 여기에는 중요한 의미가 있는데 우선 이후의 연구들이 자본증가율의 변화보다는 위험가중자본비율과 같은 자본비율의 변화에 초점을 맞추고 있다는 사실이다. 또한 초기의 연구들은 자본규제의 단기적인 효과와 장기적인 효과를 구분하지 않고 있다는 점도 주목해야 한다. 이는 자본증가를 과거의 자본증가에 대해서가 아닌 조정변수에 대해 회귀분석하고 있기 때문이다.

이렇게 좀더 심층적이고 다양한 시도의 분석들이 이어지고 있는 가운데서도 대부분의 연구들이 부분조정방정식(partial adjustment equation)을 사용하고 있다. 이러한 부분조정방정식의 계수는 결국 장기적으로는 조정이 이루어지면 수렴하게 되는 값이다. 또한 은행의 목표자본수준을 알 수 없기 때문에 대부분의 연구에서 여기에 대해 대리변수를 사용하게 된다. 그리고 이 대리변수는 경제상황이나 제도의 변화, 혹은 은행의 재무제표상의 조정변수 등을 나타내는 변수를 혼합하여 사용하게 되는데 이러한 점이 계속되는 연구에 있어서 논쟁거리를 제공하고 있다.

변수로 표시된 자본규제압력은 부분조정방정식모형에서는 조정변수가 일정수준 이하이면 더미변수를 사용하는 방식으로 하던가, 더미변수와 자본비율변수와 교차

항의 형태로 넣는 것이 일반적이다. 혹은 규제압력을 받는 은행과 규제압력을 받지 않는 은행으로 나누어서 각기 완전히 다른 모형을 사용하여 추정하기도 한다. 이러한 부분조정방정식모형은 자본수준이 불충분한 은행이 다른 은행보다 자본비율을 증가시키려는 노력을 많이 한다는 명제를 효과적으로 증명하고 있다는 점에서 효과적이다. 물론 부분조정방정식을 이용하여 추정한 경우 더미변수의 계수를 해석하는데 있어 자본이 불충분한 은행과 자본이 충분한 은행을 구분하는 다른 생략된 변수에 의한 영향을 무시할 수는 없다. 그러나 부분조정방정식을 이용한 실증적인 연구 결과들이 자본이 충분한 은행과 자본이 충분하지 않은 은행사이의 자본금 및 위험에 대한 행태가 다르다는 점을 보여주고 있다는 점은 상당히 의미있는 결과라고 판단된다.

### (3) 연구결과

자본규제의 유효성을 보여주는 논문들 중 대표적인 논문인 Keeley(1988), Schrieves & Dahl(1992), Jacques & Nigro(1997), Aggarwal & Jacques(1997), Hancock & Wilcox(1997) 등의 연구들은 주로 미국 자료를 사용하여 추정을 시도하였다. Ediz, Michael & Perraudin(1998)은 영국 자료를, Rime(1998)은 스위스 자료를 사용하여 자본규제의 유효성을 추정하였다. 이들 중 Keeley와 Schrieves & Dahl을 제외한 다른 연구자들은 1990년 이후의 자료를 사용하고 있기 때문에 바젤은행감독위원회의 규제효과에 대해서 논하고 있다. Keeley의 연구결과는 자본비율에 대한 명백한 비규제적인 영향을 조건부로 하고 있지 않기 때문에 해석하기가 쉽지 않다. Shrieves & Dahl은 1,800개 미국예금보험공사 부보은행의 1983년에서 1987년의 5개년간 자료를 이용하여 자본규제의 유효성을 살펴본 결과, 그 당시 미국 금융감독당국이 적용하고 있는 위험가중자본비율을 기준으로 7%가 안되는 은행의 경우 다른 은행들에 비해 연간 평균 140bp에 달하는 위험가중자본비율을 증가시켰다고 추정하고 있다.

자본규제의 유효성을 분석한 이들의 연구방법론에 있어서는 다양한 해석이 가능하다. Shrieves & Dahl(1991)을 비롯하여 이들과 비슷한 접근방법을 취한 Jacques & Nigro(1997), Aggarwal & Jacques(1997), Rime(1998)은 위험가중자산의 변화를 회귀식의 좌우변에 포함시킴으로써 은행의 자체적인 자본수요 변화에 대한 조건으로 설정하고 있다. 이 변수는 방정식의 왼쪽 편에 있는 자본비율 변화와 동시 발생적으로 간주되고 있으며 편기가 없는 추정치를 얻기 위해 도구변수를 사용하고 있다. Hancock & Wilcox(1997)과 같은 경우는 은행이 주로 영업하는 지역의 경제활동변수 수준을 나타내는 변수를 포함시킴으로써 은행의 자체적인 자본수요 변화에 대한 조건으로 설정하고 있다. 이러한 두 방법론이 모두 장단점을 가지고 있는데 내생변수를 방정식의 왼편에 넣음으로써 도구변수를 사용한 방법은 도구변수에 대해 결과가 민감해지는 문제점이 있는 반면, 경제활동변수를 사용하는 경우는 경제

활동 대리변수가 은행의 자체적인 변화의 일부분만을 반영한다는 문제점이 있을 수 있다.

Aggarwal & Jacques(1997)는 Shrieves & Dahl이 사용하였던 방법으로 1991년에서 1993년까지 3개년간 미국은행의 횡단면자료를 사용하여 분석하였다. Aggarwal & Jacques(1997)는 특히 1991년 미국의 예금보험공사개선법(FDICIA : Federal Deposit Insurance Corporation Improvement Act)의 시행과 관련하여 은행들의 행태가 어떻게 변하였는가에 대해 연구하였다. 동법의 시행은 미국 금융감독당국으로 하여금 은행들의 자기자본비율이 규제당국이 설정한 수준이하로 떨어질 경우 구체적인 제재를 가하도록 하고 있다. 앞의 절에서 논의한 바와 같이 Aggarwal & Jacques(1997)의 연구에서도 자본이 불충분하다고 판단되는 분류에 들어가는 은행들의 경우 자본비율이 높은 은행보다 목표자본비율을 신속하게 증가시켰음을 증명하고 있다. 이들은 5%의 유의성 내에서 자본불충분 은행이 매년 200-800bp를 자본비율이 높은 은행보다 증가하였다고 추정하였다.

Ediz, Michael & Perraudin(1998)은 1989년 4/4분기에서 1995년 4/4분기에 걸친 94개 영국은행의 분기별 자료를 사용하였고 Rime(1998)은 1989년에서 1995년간의 154개 스위스 은행의 연간자료를 사용하였다. 이 두 논문은 비슷한 방정식과 변수 표기를 하고 있는데 최소자본비율보다 위에서 시작하는 영역에 있는 은행에 대해서는 자본규제변수를 1로 하는 더미변수로 처리하였다. 최소 자기자본비율과 영역의 초기점은 은행마다 다르며, 이는 은행의 고유한 자기자본비율의 시계열상 표준편차와 비례적으로 설정하였다. 이러한 방정식의 변수 표기는 은행들이 규제당국이 정한 최소 자기자본비율의 상하로 완충지대를 설정하여 유지하려 한다는 점이 반영된 것이다. 또한 이 완충지대의 폭은 은행의 자본비율의 변동성을 감안한 것이다. Ediz, Michael & Perraudin(1998)과 Rime(1998)의 논문은 자본규제를 상징하는 더미변수에 대해 통계적·경제적으로 유의한 계수를 갖는다는 점에서 자본규제가 유효하였다는 결론을 내리고 있다. Rime의 경우는 비록 효과의 크기가 매우 작았으나 유의수준 1%이내에서 통계적으로 유의하였다. Ediz, Michael & Perraudin은 위험가중자산에 대한 총자본비율이 자본수준이 적절한 은행에 비해 자본규제 압력을 받고 있는 은행이 매 분기당 44bp이상 증가하고 있다. 이러한 결과들은 바젤위원회의 협정 이후 규제나 감독당국 그리고 시장에서의 규제압력이 증가하고 있는 점과도 일치하고 있다.

Haubrich & Wachtel(1993)은 미국은행들의 경우 자기자본비율 규제의 도입이 국채보유를 늘리고 대출금을 줄이는 방향으로 은행행태에 영향을 주었으며 자기자본이 불충실한 은행의 경우 이러한 현상이 강하게 나타나는 것으로 분석하고 있다. 일본의 은행에 대해 분석한 Ito & Sasaki(1998)의 논문은 바젤위원회의 자기자본비율 규제의 도입이 1990년~1993년 중 일본의 87개 주요 은행에 미친 영향을 분석한 결과 마찬가지로 자기자본비율이 낮은 은행이 자기자본에서는 보완자본(Tier 2)을 늘리고 위험가중자산에서는 대출금을 줄이고 국채 등의 유가증권을 늘리는 등의 행

태의 변화를 보였다고 주장하고 있다.

자본규제의 유효성은 다르게 접근한 연구도 있는데 Wall & Peterson의 1987년과 1995년 논문이 그것이다. 이들의 연구결과에 의하면 자본규제는 은행 자본의 동학적 행태에 매우 강한 영향을 주고 있다. 개별은행의 연도별 관찰치의 압도적인 부분이 시장모형보다는 규제모형에 의해 생성되고 있어 은행의 자본선택행동이 상당 부분 규제에 의해 제약을 받는다는 점을 제시하고 있다. 그러나 이러한 결과는 강한 동일성(identification) 가정으로 말미암아 모형의 표기가 잘못되었을 가능성도 있다는 점을 염두에 두어야 할 것이다.

이상의 연구결과를 종합해 보면 자본규제가 결정적으로 유효하였다는, 즉 자본규제로 인해 대다수의 은행들이 자본비율을 상향조정하려는 행태를 보였다는 결론을 내리기는 어렵다고 판단된다. 그럼에도 불구하고 연구결과들은 1980년대와 1990년대 자본이 상대적으로 낮은 은행들이 높은 은행보다 자본비율을 늘렸다는 점에서 자본규제의 강화가 은행들의 행태에 영향을 미쳤다고 볼 수 있다. 그렇지만 자본규제 그 자체가 시장 규율에 의한 압력이나 감독당국의 감독강화에 반하여 은행들에 영향을 주었다고 결론 내리기도 어렵다고 판단된다. 1980년대와 1990년대에 걸쳐 시장 및 감독당국에 의한 압력과 자본규제의 강화가 동시에 영향을 주었으며 특히 국제결제은행에 의한 자본규제의 강화는 시장에 투명하고 분명한 규제자본의 기준을 제시함으로써 시장 및 규제당국으로부터 은행에 대해 압력을 높이도록 하는 원인으로 작용하였다.

## 제3장 자료설명 및 모형

### 1. 자료설명 및 검증가설

#### (1) 자료설명

본 논문에 사용된 자료는 1990년~1998년 사이 은행감독원에 제출된 16개 시중은행과 10개 지방은행 등 총 26개 일반은행의 은행계정 대차대조표 원본을 사용하여 가공한 것이다. 원본을 사용하게 된 것은 본 연구에 필요한 변수들인 자본, 위험수준 혹은 자산의 질 등을 나타내는 변수 등을 설정하는 데 있어 금융감독당국이 공식적으로 발표하는 비율, 예컨대 「은행경영통계」상의 자기자본비율, 위험자산비율, 무수익자산비율 등 동 비율들을 설정하는 기준이나 항목 등이 바뀌어 일관성이 적거나, 본 논문에서 다루고 있는 기간동안 일관성 있는 자료가 감독당국에 의해 제공되지 않고 있기 때문이다.<sup>9)</sup> 또한 표본 수가 적어 당국이 발표하는 연간 자료를 사용할 경우 유의성이 있는 결과가 나오지 않아 분기별 자료를 사용하였다. 자기자본비율 규제는 은행계정뿐 아니라 신탁계정을 모두 포함하며 신탁계정의 크기가 1990년대 들어 급격히 확대된 것은 사실이나 본 연구에서 나타나고자 하는 은행의 위험부담 행태와 자본금과의 관계를 분석하는 데는 은행계정만으로도 문제가 없다고 판단되어 은행계정만을 연구대상으로 하였다.

예금보험제도가 일찍이 도입된 외국의 경우 고정예금보험료율 하에서 은행의 도덕적 해이 문제가 자본규제의 유효성 분석이나 은행 자본금과 위험간의 관계 분석에 중요한 논거가 된다. 그러나 우리나라는 1996년 6월 예금보험공사가 설립된 이래 1997년부터 예금보험업무가 개시되었고 예금보험업무를 시행한 지 3년이 경과한 2001년부터 미국 등의 경험을 받아들여 변동예금보험료율제도를 도입하기로 하였다.<sup>10)</sup> 따라서 외국의 경우와 같은 고정예금보험료율에 의한 효과를 논하기는 어렵다고 생각할 수도 있다. 그러나 우리나라의 경우 미국과 같은 선진국의 예금보험공사가 행한 예금보험보다 더 확고한 정부의 묵시적인 보장이 있었으므로 고정예금보험료율제도가 존재하였다고 보아도 과언이 아니다. 1997년 외환위기의 원인 중 하나로 흔히 지적되는 금융기관의 도덕적 해이 문제가 정부의 금융기관에 대한 암묵

9) 한국은행이 발간하는 「은행경영통계」에서 제공하는 자기자본비율이 제공연도에 따라 산출 방법이 다르다. 1992년까지는 광의의 자기자본 대비 총자산의 비율로 정의된 비위험가중 자기자본비율을 계산하여 사용하였으며 1992년 이후에는 BIS 기준 자기자본비율을 계산하여 사용하였다. 「은행경영통계」에서 발표하는 무수익여신비율의 경우에도 설정방법이나 발표시기가 달라 자료로서의 일관성에 문제가 있어 사용하기 어려웠다. 따라서 본 연구에서는 일반은행들이 감독원에 제출한 은행계정의 대차대조표 계정항목을 가지고 비교하여 본 논문의 목적에 맞도록 재조정하여 사용하였다.

10) BIS자기자본비율, 감독기관의 경영실태평가(CAMEL), 예금보험공사의 경영위험평가 결과 등을 활용하여 보험료율을 차등화하게 되었다. 차등화하는 방식은 A+등급의 경우는 기준요율의 80%, A등급은 85%, B등급은 115% 등이다.

적인 예금보호에서 기인한다고 볼 수 있다.

따라서 본 연구에서 분석대상으로 하고 있는 기간인 1990년~1998년 사이에도 외국의 경우와 유사한 고정예금보험료율제도 하에서의 은행의 도덕적 해이 문제가 만일 존재하였다면 이를 살펴보는 데는 큰 무리가 없다고 판단된다. 예를 들어 1990년대 들어 국내은행의 수익률은 하락일로에 있었다. <표 3>에서와 같이 ROA와 ROE 모두 지속적으로 하락추세에 있었는데 여기에 반하여 은행계정의 자산은 10-30%의 증가 추세를 보여 왔다. 정부의 암묵적인 예금보호가 존재하는 가운데 은행들의 수익률이 하락하였음에도 불구하고 자산이 지속적으로 성장하였음은 은행의 도덕적 해이가 존재하였음을 짐작하게 할 수 있다. 그러나 이것은 어디까지나 추측에 불과하며 실제로 존재하였는가는 엄밀한 실증적 분석을 거쳐야 할 것이다.

**<표 3> 국내은행의 연간 ROA 및 ROE 추이**

	ROA	ROE
1990	0.63	6.28
1991	0.59	6.58
1992	0.56	6.69
1993	0.45	5.90
1994	0.42	6.09
1995	0.32	4.19
1996	0.26	3.80
1997	-0.93	-14.18
1998	-3.25	-52.53

자료: 한국은행, 『은행경영통계』, 각호

## (2) 자기자본비율의 산정

자기자본비율을 산정하기 위해 먼저 이 논문에서 사용한 자기자본의 정의에 대해 설명해 보면, 본 연구에서 사용된 자기자본은 기본자본과 보완자본을 더한 다음 공제항목을 차감한 것이다. 기본자본은 은행의 실질 순자산으로서 우리나라의 경우 자본금(누적적 우선주 제외), 자본준비금, 이익잉여금, 미교부주식배당금 등이 이에 해당된다. 보완자본은 자기자본은 아니지만 자기자본에 포함될 수 있는 정당하고 중요한 성격을 갖고 있다고 인정되는 항목을 포함하는 것으로 기본자본의 100% 이내에서만 인정된다.

우리나라의 경우 재평가적립금, 투자유가증권 평가이익의 45% 이내, 정상 및 요주의로 분류된 자산에 대하여 적립한 대손충당금, 부채성 자본조달수단(영구 후순위채권, 누적적 우선주 등)에 의하여 조달한 자금, 만기 5년 이상의 기한부 후순위채권 발행 및 기한부 후순위 차입으로 조달한 자금 등은 기본자본의 50% 이내에서 보완자본으로 인정한다. 공제항목은 당해 은행이 보유하고 있는 자기주식 등과 같이 실질적으로 자기자본을 충실화하는데 기여하지 못하는 항목을 차감하기 위한 것이다.



우리나라의 경우 기본자본 공제항목으로는 자기주식 및 투자유가증권 평가손실 등이, 보완자본 공제항목으로는 타은행이 발행한 자본조달수단·금융업을 영위하는 비연결 자회사에 대한 출자금액 등이 포함된다. 이렇게 해서 구한 총자기자본을 총자산으로 나눈 값이 자기자본비율(K)이다.

### (3) 위험가중자산비율

위험가중자산은 위험자산에 대하여 각 자산별로 위험가중치를 곱하여 산출한다. 본 연구에서 사용된 위험가중치는 국제결제은행의 지침에 따라 국내 일반은행이 현재 사용하고 있는 위험가중치를 따랐다. 그 주요 내용을 보면 대차대조표내의 자산인 경우 위험가중치는 거래상대방의 신용도, 채권의 만기, 담보 및 보증유무 등을 기준으로 위험도에 따라 0%, 10%, 20%, 50%, 100% 등으로 결정된다. 이는 신용위험을 주로 고려하고 국가 위험의 정도를 반영한 것으로 일반 상업대출을 표준적 위험가중치인 100%로 하여 상대 비교한 것이다. 예를 들어 현금이나 국내예금수납기관에 대한 당좌예금 등에는 0%, 채무불이행의 위험이 거의 없으며 유동성이 대단히 높은 자산 등에는 30%, 중간정도의 위험을 가지는 예금수취기관에 대한 장기예금 등은 50%, 표준적 위험을 갖는 은행대출 등에는 100%의 위험가중치를 두게 된다. 해당자산에 대한 자세한 위험가중치는 <표 4>와 같다.

국가위험을 고려하기 위해 우리나라를 비롯한 OECD 가맹국 및 사우디아라비아는 제1군 국가로 분류하고 그 외의 국가는 제2군 국가로 분류하여 위험가중치에 차별을 두고 있다.<sup>11)</sup> 공공부문에 대한 채권에서 공공부문이란 지방자치법에 의한 지방자치단체, 정부투자기관, 지역공기업과 특수공공법인을 말한다. 특수은행의 경우도 정부가 결손보전의무를 부담하므로 청산에 이르는 경우 일반은행보다 위험도가 낮아 공공기관으로 분류된다. 예금관련 또는 일반대출상환관련 타점권은 교환결제 전까지는 고객 앞으로 지급되거나 일반대출이 상환되는 것은 아니므로 은행의 입장에서는 타점권 보유에 따르는 신용위험은 없는 것으로 간주하여 0%의 위험가중치가 적용된다. 당좌대월 상환용 타점권은 우리나라 금융관행상 입금 즉시 당좌대월의 감소로 처리되므로 고객에 대한 대출과 동일하게 100%의 위험가중치가 적용되는 것이 타당하나 구분에 따르는 업무의 번잡과 BIS기준에서 추심 중에 있는 현금항목은 모두 20%의 위험가중치를 적용하고 있는 점을 고려하여 모든 타점권에 대해 20%의 위험가중치가 적용된다. 운용리스자산은 리스회사의 시설재이므로 고정자산으로 간주되어 100%의 위험가중치가 적용되며 금융리스자산은 판매 또는 할부금융 지원이기 때문에 대출금으로 간주되어 상대방별 위험가중치가 적용된다. 외상매

11) 1999년 6월 발표된 바젤위원회의 자기자본규제제도 개편방안에 따르면 국가(중앙은행 포함) 및 은행에 대한 채권의 위험가중치 설정기준이 OECD 가입여부에서 외부 신용평가기관의 평가결과로 변경될 것이 예상됨에 따라 외국 상업은행이 우리나라 정부, 은행 및 공공부문에 대해 공여한 외화표시채권의 위험가중치가 상승할 것으로 예상된다. 이러한 새로운 자기자본 규제제도 개편안은 2000년 하반기 다양한 의견을 수렴한 후 확정될 예정이다.

출채권은 평균만기일전까지는 외상채권 미지급금에 의해 담보된 채권으로 볼 수 있으므로 자행예금에 담보된 채권과 동일한 0%의 위험가중치가 적용되는 반면 외상매입채권은 상품구입자에 대한 채권이므로 100%의 위험가중치가 적용된다.

은행의 팩토링 업무와 관련하여 나타나는 외상매출대출 및 외상매입채권 계정은 실질적으로 동일한 자산이므로 위험가중자산 산출시 두 자산을 모두 위험가중자산에 포함시키는 경우 이중계상 효과가 발생하므로 조정하였다. 공탁금과 관련된 신용위험은 공탁지정은행의 파산으로 인한 위험이지만 공탁은행은 보관의무만 부담하고 공탁자산의 상환의무는 법원이 부담하고 있으므로 공탁금은 정부에 대한 채권으로 인정하여 0%의 위험가중치가 적용된다. 해외지점이 본점에서 발급한 신용장에 의거 해외수출입업자에게 대출을 해 준 경우 본점에서 취급한 외화지급보증에는 100%의 신용환산율과 거래상대방별 위험가중치가 적용된다. 해외지점에서 취급한 대출금은 자행예금에 담보된 채권으로 간주하여 0%의 위험가중치를 적용하였다. 국민연금전환금은 근로자에게 퇴직시 지급할 퇴직금을 미리 지급한 것이고 국민연금의 지급의무는 국민연금관리공단이 부담하고 있으므로 0%의 위험가중치가 적용되었다. 금융업을 영위하는 업종 중 취급업무가 은행업과 유사하거나 설립인가의 적정성, 업무취급에 대한 규제, 사후검사 등을 종합적으로 고려하여 은행과 유사한 업종은 은행업으로 간주하였다. 특수은행 채권은 10%, 시중은행·지방은행·외국은행 국내지점·장기신용은행·종금사 채권은 20%, 기타 금융기관은 100%의 가중치를 두었다. 외국은행 채권은 제1군 및 제2군 국가의 잔존만기 1년 이하의 채권은 20%, 제2군 국가의 잔존만기 1년 초과 채권에는 100%의 가중치를 적용하였다. 주택을 담보로 한 대출은 대출손실 발생이 극히 적으므로 임대 또는 채무자가 거주하고 있는 주택에 대하여 설정된 저당권에 의해 완전히 보전된 대출에는 50%의 가중치를 적용하였다. 주택금융 신용보증기금은 국내공공기관에 해당되므로 동 기관의 보증서에 의해 완전히 보증된 대출은 10%의 가중치가 적용되지만 주택건설을 영위하는 사업체에 대한 대출에는 위험의 경감을 인정하지 않아 100%의 가중치를 적용하였다.

종래에는 자기자본규제가 대차대조표상의 자산만을 규제대상으로 하였으나 은행들이 자금의 공여 없이도 높은 수익을 추구할 수 있는 장부외거래를 크게 확대함에 따라 장부외거래도 규제의 대상이 되고 있다. 장부외거래도 거래의 성격 및 거래상대방의 신용도에 따라 신용위험을 수반하므로 장부외자산의 경우 신용환산율에 의해 환산된 금액에 해당 위험가중치를 곱하여 위험가중자산을 산출하고 있다. 그러나 본 연구에서는 부외자산의 경우 부외자산에 관한 정보가 불충분하여 부외자산은 100%의 위험가중치를 두어 처리하였다.

1999년 6월 발표된 바젤위원회의 자기자본규제제도 개편방안에 따르면 중앙은행을 포함한 국가 및 은행에 대한 채권의 위험가중치 설정기준이 현재의 OECD 가입여부에서 외부 신용평가기관의 평가결과로 변경되었다. 이렇게 되면 우리나라 정부에 대한 채권의 위험가중치는 0%에서 50%로, 은행 및 공공부문에 대한 채권의 위

험가중치는 20%에서 50%나 100%로 각각 상승할 것으로 예상된다. 본 연구에 사용된 위험가중치는 현재 은행에 적용되고 있는 것을 기준으로 하였다.

<표 4> 은행 대차대조표상 자산의 위험가중치

가중치	자 산 내 용	계 정 과 목 예 시
0%	1. 보유현금(외국통화, 금포함) 2. 제1군 국가 중앙정부 및 은행 채권과 그 기관의 보증 혹은 그 기관 채권에 의해 담보된 채권 3. 제2군 국가의 중앙정부 및 중앙은행에 대한 현지통화 표시채권 4. 자행예금에 의해 담보된 채권	1. 통화, 외국통화, 타행간송금, 귀금속 2. 한국은행에 대한 채권: 예치금(지준, 통안계정, 국민투자기금 등), 대리점(국고, 국채, 국민투자기금, 재형저축), 대 한은 RP 매수 등 · 한국은행 및 정부관련 유가증권: 통안증권, 재정증권, 국채, 정부보증채 3. OECD 국가의 중앙정부 및 중앙은행 관련 채권: 외화자산(외화대출, 외화예치금, 외화증권, 역외자산) 중 관련채권 4. 대출금 중 일부: 적금담보대출, 재형저축자금대출 중 관련채권, 기타 대출금 중 관련채권, 팩토링업무관련 외상채권
10%	5. 국내공공기관에 대한 혹은 동 기관에 의해 보증된 채권	5. 원화(외화)대출금 중 관련채권 · 지방채 등
20%	6. 제1군 국가의 은행 채권과 은행 보증채권 7. 제2군 국가 은행에 대한 보증받은 잔존만기 1년 이내 채권 및 대출 8. 국제개발은행에 대한 대출 혹은 보증, 담보된 채권 9. 제1군 국가(한국제외)의 공공 부문에 의한 대출 혹은 보증, 담보된 채권 10. 추신과정에 있는 현금 항목	6. 국내은행 관련채권: 대출금 중 관련채권, 콜론, 환매조건부채권 매수, 기타 예치금 중 은행CD 인수분 등 7. 외화자산(외화대출, 외화예치금, 외화증권, 역외자산) 중 관련채권 8. 외화자산(외화대출, 외화예치금, 외화증권, 역외자산) 중 관련채권 9. 외화자산(외화대출, 외화예치금, 외화증권, 역외자산) 중 관련채권 10. 타점권, 내국신용장어음매입, 매입외환(L/C발행에 의한 환어음 매입 경우), 미결제환대, 본지점계정 등
50%	11. 주거용 주택(소유 혹은 임대)에 대한 저당권설정으로 전액 담보된 대출	11. 근로자 주택자금대출, 직원주택대여금 및 가계자금 대출금 중 관련대출
100%	12. 상기 이외의 채권 및 자산 · 민간부문에 대한 채권 · 제2군 국가 정부 및 은행에 대한 채권(현지통화표시채권 제외) · 업무용, 비업무용 고정자산투자 · 타은행 발행 자본조달수단 · 기타 모든 채권 및 자산	12. 대출금(민간 대출금, 내국수입유산스, 지급보증대지급금 등) · 유가증권(사채, 주식 등) · 고정자산 · 기타자산 등

주 : 1) 제1군 국가는 한국을 비롯한 OECD 국가 및 IMF의 일반차입협정국가(OECD 국가 29개국과 사우디아라비아)임.

2) 제2군 국가는 제1군 국가 이외의 여타국가임.

자료: 금융감독원, '위험가중자산에 대한 자기자본비율 산출 기준 해설,' 업무자료 99-1, 1991.1

#### (4) 자산의 질을 반영하는 위험수준변수

현재 국내은행은 매분기 말에 차입자의 채무상환능력과 금융거래 내용 등을 감안하여 보유하고 있는 자산의 건전성을 5단계로 분류하도록 되어 있다.<sup>12)</sup> 자산건전성 분류에 따라 적정한 수준의 대손충당금 및 지급보증충당금을 적립·유지하되 은행은 금융감독위원회에서 정하는 자산건전성 분류기준과 대손충당금·지급보증충당금 적립비율<sup>13)</sup>을 반영하여 차주의 채무상환능력 평가기준을 포함하는 자산건전성 분류기준 및 대손충당금·지급보증충당금 적립기준을 설정하고 이를 금융감독원장에게 보고하도록 하고 있다. 자산건전성 분류 및 대손충당금 적립의 적정성·객관성 확보를 위하여 은행들은 독립된 여신감사(credit review) 기능을 유지하는 등 필요한 내부통제체제를 구축·운영해야 한다. 이 때 금융감독원장은 은행의 자산건전성 분류 및 대손충당금 적립의 적정성을 점검하고 부적합하다고 판단할 경우 이의 시정을 요구할 수 있다.

은행은 자산건전성 분류에 의하여 회수의문 또는 추정손실 등 하위 두 단계로 분류된 자산을 조기에 대손상각해야 한다. 이는 회수가 불가능하다고 판단되는 채권을 대차대조표상의 장부가액에서 제외시켜 손실로 처리함으로써 은행 자산의 건전화를 도모하기 위한 것이다. 특히 대손인정이 가능한 자산을 대상으로 당해 은행이 금융감독원장에게 대손인정 신청을 하고 금융감독원장이 이를 심사·승인하거나 금융감독원의 임점검사(任店檢査)를 통해 명백하게 확인한 채권을 대상으로 금융감독원장의 요구에 의해 대손상각을 하는 경우에는 법인세법상의 손비(損費)처리가 가능하다.<sup>14)</sup>

Meeker & Gray(1987)에 의하면 무수익자산이 질이 좋은 은행을 식별하는 데는 물론 자산의 질에 문제가 있는 은행을 잘못 식별하게 될 위험을 제한하는 데 매우 유익한 기준이 될 수 있다고 한다. 또한 정보의 시간적인 적절성 면에서도 무수익여신비율은 유익하다고 주장하고 있다. 이에 따르면 1개월에서 3개월 사이의 연체이자를 가지고 있는 대출금을 일반에게 공개하는 것은 분석적인 결과가 적은 것으로 나타났다.<sup>15)</sup> 또한 일반적으로 구성자산의 질을 측정하는 기준으로 잘 알려진 것

12) 정상, 요주의, 고정, 회수의문, 추정손실의 다섯 단계로 나누어져 있다.

13) 대손충당금은 자산건전성 분류내용에 따라 각 비율에 의한 금액 이상을 적립해야 하는데 정상 0.5%, 요주의 2%, 고정 20%, 회수의문 50%, 추정손실 100%의 적립금비율이 설정되어 있다. 지급보증충당금은 결산일 현재의 확정지급보증 중 고정 이하로 분류된 지급보증의 일정 비율 즉 고정 20%, 회수의문 50%, 추정손실 100%를 상회하는 액수를 적립해야 한다. 다만 1997년 외환위기 이후 국내일반은행의 부실자산이 급격하게 늘어난 점을 감안하여 일시적으로 1999회계년도 결산 및 2000회계년도 분기 가결산시에는 충당금 추가적립액의 50% 이상 적립을 허용하고 있다.

14) 금융기관 채권의 대손 인정은 일반은행뿐만 아니라 특수은행(한국산업은행, 한국수출입은행 포함), 증권회사, 종합금융회사, 상호신용금고 및 여신전문금융회사도 그 대상으로 하고 있는데 금융감독원장의 대손처리 요구는 일반은행만을 대상으로 하는 반면 대손인정은 모든 대상 금융기관이 금융감독원장에게 신청할 수 있다.

15) 우리나라는 외환위기를 겪으면서 자산분류기준을 바꾸어 1개월의 연체이자를 가진 대출금도 고정 이하로 분류한 바 있다.

이 대손상각, 대손충당금, 연체대출금, 미지급이자 등인데 이들은 시차를 가지고 자산의 질을 반영하고 있다. 은행의 경영자는 이 같은 기준에 대해 적절한 재량권을 가지고 경영에 관한 의사결정을 내리게 되는데 재량권이 규제비용을 최소화하는 방향으로 사용된다는 것이 실증적으로 알려져 있다.<sup>16)</sup> 본 논문에서는 고정 이하의 무수익여신비율에 일관된 자료를 구할 수 없어 총여신 대비 대손충당금 및 지급보증충당금을 자산의 질(NL) 차원에서 본 위험수준을 나타내는 변수로 사용하였다. 대손충당금과 지급보증충당금은 해당기간의 자산위험을 반영하는 것이 아니라 이미 발생한 자산위험을 충당금으로 설정하여 실현한 것이다. 따라서 총여신 대비 충당금비율의 증가는 자산의 질로 판단한 은행의 위험수준의 감소를 의미하는 것이다.

## 2. 검증가설

본 연구에서 실증연구를 통해 분석해야 할 명제는 두 가지이다. 하나는 자산위험을 변화시키는 은행의 의사결정 행태가 위험 증가와 관련된 한계비용이나 비효용으로 인해 효과적으로 제한이 되는가 하는 점이다. 즉 은행의 자기자본비율 수준이나 위험수준에 있어서 은행의 경영진이 목표로 하는 수준을 결정하는데 감독당국의 자본규제가 영향을 주는가 하는 것이다. 다른 하나는 은행의 위험 변화가 자본금수준 결정에 영향을 주는가 하는 것이다. 따라서 앞서 설명한 여러 이론을 통해 다음과 같은 두 가지 대립가설의 설정이 가능하다. 즉 은행 자본금의 변화와 은행의 자산위험이 서로 역의 관계에 있는가와 양의 관계에 있는가이다.

H0 : 은행의 자본금 변화는 은행의 위험 변화에 영향을 주지 않는다. 혹은 은행의 위험 변화는 은행의 자본금 변화에 영향을 주지 않는다.

H1A : 은행의 자본금 변화와 은행의 위험 변화는 서로 음의 관계에 있다.

H1B : 은행의 자본금 변화와 은행의 위험 변화는 서로 양의 관계에 있다.

## 3. 모형

은행 자본규제의 타당성을 실증적으로 증명하기 위해 은행의 자본금과 위험의 변화 사이의 관계를 실증 분석하였다. 분석에 사용된 모형은 Shrieves & Dahl(1992)

16) 실제로 Moyer(1990)는 이를 증명하기 위해 규제자본수준이 대손상각, 대손충당금 설정, 유가증권평가손익 등에 대한 회계적인 선택에 미치는 영향을 분석하였다. Moyer는 일부 은행의 경영자들은 기초자본비율이 규제당국이 정한 최소 기초자본비율에 비해 하락하고 있으면 자본비율을 증가시키는 방향으로 회계를 조정하게 된다는 가설과 일치하는 분석결과를 보여주고 있다. 이러한 검증결과는 자본적정비율이 비선형적인 규제비용구조를 반영하도록 수정되어 졌을 때 가장 강하게 나타나고 있다.

이 사용한 모형을 변형한 것이다. 이 모형을 사용한 이유는 은행의 자본금과 위험 수준이 변화하게 되는 것은 은행의 독자적인 의사결정에 의한 것도 있지만 외부로부터의 충격의 결과로 변하기도 하므로 이 문제를 실증적으로 검증하기 위해서는 내부적이며 외부적인 두 가지 요소를 모두 포함하는 분석 모형이 필요하기 때문이다.

즉 자본수준에 대한 외적인 변화(exogenous changes)는 규제기관의 자본금 증가 압력, 영업결과에 따른 예상하지 못했던 변화, 또는 대출금의 가치변동 등에 의한 결과로 나타나게 된다. 위험에 관한 외적인 변화는 은행이 활동하는 시장에서의 대출수요의 특성을 변화시키는 등 예상하지 못하였던 변동의 결과로 나타나거나 부동산 등 대출담보물건의 가치가 급격하게 변하는 등의 결과로 나타나게 된다. 따라서 실제 자본수준의 변동은 은행의 독자적인 의사결정에 의한 것과 이와는 상관없이 외적인 충격에 의해 결정되게 된다. 이를 식으로 표시하면 다음과 같다.

$$(1) \quad \Delta K_{j,t} = \Delta K_{j,t}^E + \epsilon_{j,t}$$

여기서  $\Delta K_{j,t}$  : t기간 동안 발생한 j은행 자본금수준의 총변화

$\Delta K_{j,t}^E$  : t기간 동안 j은행 자본금수준의 내부조정부분(endogenous adjustments)

$\epsilon_{j,t}$  : 외생적으로 결정되는 충격에 의한 변동분

은행의 위험변동도 같은 방법으로 나타내 보면 다음과 같다.

$$(2) \quad \Delta S_{j,t} = \Delta S_{j,t}^E + \mu_{j,t}$$

여기서  $\Delta S_{j,t}$  : t기간 동안 발생한 j은행 위험수준의 총변화

$\Delta S_{j,t}^E$  : t기간 동안 j은행 위험수준의 내부조정부분(endogenous adjustments)

$\mu_{j,t}$  : 외생적으로 결정되는 충격에 의한 변동분

특정연도인 t년도의 내생적 조정부분인 은행의 목표자기자본비율은 위험수준과의 차이에 의해 비례하여 결정되는데 이는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(3) \quad \Delta K_{j,t} = \alpha (K_{j,t}^* - K_{j,t-1}) + \epsilon_{j,t}$$

$$(4) \quad \Delta S_{j,t} = \beta (S_{j,t}^* - S_{j,t-1}) + \mu_{j,t}$$

여기서 \* 표시는 해당변수의 목표가 되거나 소망스러운 수준을 의미한다.

은행의 자산위험(LS)은 자산의 질(NL)과 자산위험(S) 등 두 가지 변수를 통해 나타낼 필요가 있다. 앞에서 설명한 바와 같이 자산의 질 즉 은행이 보유한 대출 포트폴리오와 같이 은행이 소유한 자산의 질적인 차원에서 관찰된 은행의 위험을 나타내는 변수로 Meeker & Gray(1987)에 따라 무수익대출금(non-performing loans)의 비중으로 하는 것이 일반적이다. 그러나 무수익대출금을 국내은행들이 연구대상 기간에 일관적으로 감독당국에 보고하지도 않았고 자체적으로 분류해 놓지도 않았기 때문에 사용하는 것이 불가능하다. 따라서 대손충당금 대비 총여신을 대용변수로 이용하였다. 특정연도의 대출손실위험이 다음연도의 요주의 또는 고정 이하의 대출금으로 나타나고 이는 대손충당금이라는 변수로 나타나게 된다. 따라서 여기서의  $NL_{jt}$ 는 한 기간 전의 대손충당금을 대용변수 사용한 것이다. 따라서 자산의 질 변동을 부분조정방정식으로 나타내 보면 다음과 같다.

$$(5) \quad \Delta NL_{j,t} = \gamma (NL_{j,t}^* - NL_{j,t-1}) + v_{j,t}$$

은행의 목표 자기자본비율은 금융감독당국의 자본규제 압력에 의해서도 변동한다. 우리나라는 1992년 7월 BIS 자기자본 규제 시행계획을 발표하였고 시행되기 시작한 것은 1993년부터이다. 그러나 여타 국가들과 마찬가지로 한시적으로 비율을 낮추어 준비기간을 두었으며 국제기준에 의한 본격적인 자기자본규제는 1996년부터라고 할 수 있다. 이 당시 대부분의 은행들의 자기자본비율 수준이 당국이 소망하는 수준보다 높았다.<sup>17)</sup> 따라서 자기자본비율 규제가 과연 언제부터 은행의 행태에 커다란 영향을 주었을 것인가를 판단하기가 쉽지 않다. 「금융기관 경영지도에 관한 규정」이 도입된 다음해인 1993년과 외환위기 이후인 1997년 및 1998년을 더미변수로 처리하여 대상으로 규제 압력에 대해 분석하였으나 유의성 있는 결과를 발견하기 어려웠다. 또한 금리자유화가 실질적으로 완성된 해인 1995년도 같은 방법으로 시도하였으나 좋은 결과를 얻지 못하였다.

또 다른 방법은 은행을 특징별로 분류하여 분석하는 것인데 지방은행과 시중은행으로 나누어 분석해 보았다. 외환위기 이후 금융구조조정 과정에서 1997년말 기준 목표자기자본비율인 8%에 미달하는 12개의 은행이 경영개선조치 및 경영개선권고를 받았다. 따라서 경영개선 명령 및 경영개선 조치를 받은 은행들에 대해 자본규제의 유효성이 있었는지를 알아볼 필요가 있다. 따라서 은행을 이 두 개의 은행군으로 나누어 추정해 보았다.

따라서 본 연구에서는 금융당국이 정한 자기자본비율을 달성하지 못한 은행에 대한 규제의 효과를 보기 위해 자기자본비율과 규제압력에 대한 더미변수의 교차항(RPK78: Regulation Pressure on Capital,  $RPK = RP \times K_{t-1}$ )을 모형에 포함시켰다.

17) 1992년말이래 국내 모든 일반은행들의 자기자본비율은 은행감독원이 제시한 7.25%를 상회하였으며 1996년 본격적으로 최소 자기자본 규제가 도입될 당시에도 모든 은행들이 8%를 상회하고 있다.

또한 분석대상기간 중에 일어난 우리나라의 금융정책 혹은 은행경영에 대한 규제 등에 대한 변화 중 은행의 소망자산위험 변동에 영향을 준 것으로 보이는 조치인 1997년과 1998년에 걸친 금융위기를 더미변수로 사용하였다. 1997년의 외환위기로 인해 1997년과 1998년에 은행들이 목표 자본금수준을 맞추기 위한 조정 행동을 하였을 것으로 판단되어 더미변수(RPK78)로 사용하였다.<sup>18)</sup> 분석대상기간인 1990년과 1998년 사이에 금융자유화가 진행되면서 5개 은행이 설립되었는데 설립 후 5분기 정도는 자본비율이나 위험가중자산비율이 정상적인 추세에서 벗어나 있었기 때문에 이들도 더미변수(ML23)를 사용하여 처리하였다.

앞에서 설정한 자본금 및 위험의 목표수준은 은행에 따라 다르며 그 수치를 얻기도 쉽지 않다. 따라서 본 연구에서는 은행의 목표 자본금(혹은 목표 자기자본비율) 및 소망위험수준에 영향을 미칠 것으로 판단되는 변수로서 우선 지급보증대충을 제외한 총자산의 자연대수값(LTA)을 고려하였다. 이는 은행의 목표자기자본비율은 자산의 크기에 비례하여 결정되며 소망위험수준 역시 자산의 규모나 질에 의해 결정될 것이라는 가정하에서 나온 것이다.

부분조정방식에서의 검증대상가설이 갖는 시사점은 목표 자기자본비율의 수준은 위험의 변동에 의해 영향을 받으며 소망위험수준은 자기자본비율의 변동에 의해 영향을 받는다는 점이다. 따라서 우리는 목표자기자본비율이 해당 영업연도에 발생한 자기자본비율의 변동에 영향을 받을 것으로 기대할 수 있다. 앞에서 설명한 식(3), (4), (5)의 목표 자기자본비율 및 소망위험수준을 총자산의 자연대수값, 규제여하에 대한 더미변수, 규제압력과 전년도 자기자본비율과의 교차항, 신설은행에 대한 더미변수 및 오차항 등으로 대체하여 다시 써 보면 다음의 식(7), (8), (9)로 표현된다.

$$(7) \quad \begin{aligned} \Delta K_{j,t} = & a_0 + a_1 LTA_{j,t} + a_2 RPK78_{j,t} + a_3 ML23_{j,t} \\ & + a_4 \Delta NL_{j,t} + a_5 \Delta S_{j,t} - (a_0 + a_1 RPK78_{j,t}) K_{j,t-1} + \epsilon_{j,t} \end{aligned}$$

$$(8) \quad \begin{aligned} \Delta S_{j,t} = & b_0 + b_1 LTA_{j,t} + b_2 RPK78_{j,t} + b_3 ML23_{j,t} \\ & + b_4 \Delta K_{j,t} + b_5 \Delta NL_{j,t} - \beta S_{j,t-1} + \mu_{j,t} \end{aligned}$$

$$(9) \quad \begin{aligned} \Delta NL_{j,t} = & c_0 + c_1 LTA_{j,t} + c_2 RPK78_{j,t} + c_3 ML23_{j,t} \\ & + c_4 \Delta K_{j,t} + c_5 \Delta S_{j,t} - \gamma NL_{j,t-1} + v_{j,t} \end{aligned}$$

여기서,  $\Delta K_{j,t}$  : t기의 j은행의 자본금수준 변화

$\Delta NL_{j,t}$  : t기의 j은행의 자산의 질 변화

18) 금융위기를 겪은 스웨덴의 경우 1990년초 심각한 은행위기를 겪으면서 이후 경제회복과정인 1992년 은행의 자본금과 위험수준이 동시에 감소하는 현상을 보이고 있다.



$\Delta S_{j,t}$  : t기의 j은행의 위험가중자산비율 변화  
 $K_{j,t}$  : t기의 j은행의 자본금수준  
 $NL_{j,t}$  : t기의 j은행의 자산의 질  
 $S_{j,t}$  : t기의 j은행의 위험가중자산비율  
 $LTA_{j,t}$  : 총자산의 자연대수값  
 $RPK78_{j,t}$  : 규제여하에 대한 더미변수  
 $ML23_{j,t}$  : 신설은행에 대한 더미변수  
 $RPK78_{j,t} K_{j,t-1}$  : 규제압력과 전년도 자기자본비율과의 교차항  
 $\varepsilon_{j,t}$  : 오차항

이 세 개의 식이 추정에 사용된 모형이다. 앞에서 설명한 바와 같이 이 모형은 각 식의 우변에 내생변수를 포함하고 있다. 따라서 추정방법은 2단계 최소자승법(Two Stage Least Square Method)을 사용하였다. 이 추정에서 자산위험 변화와 자본금의 변화가 서로 영향을 받지 않는다는 귀무가설(H0)이 성립한다면  $a_4, a_5, b_4, b_5, c_4, c_5$  등의 계수가 0과 통계적으로 유의하게 다르지 않음을 보여줄 것이다. 다른 대립가설이 성립한다면 즉 자산위험(자본금)의 변화와 자본금(자산 위험)의 변화가 부(정)의 관계에 있다면 이들 계수들이 부(정)의 부호를 보여 주게 될 것이다.

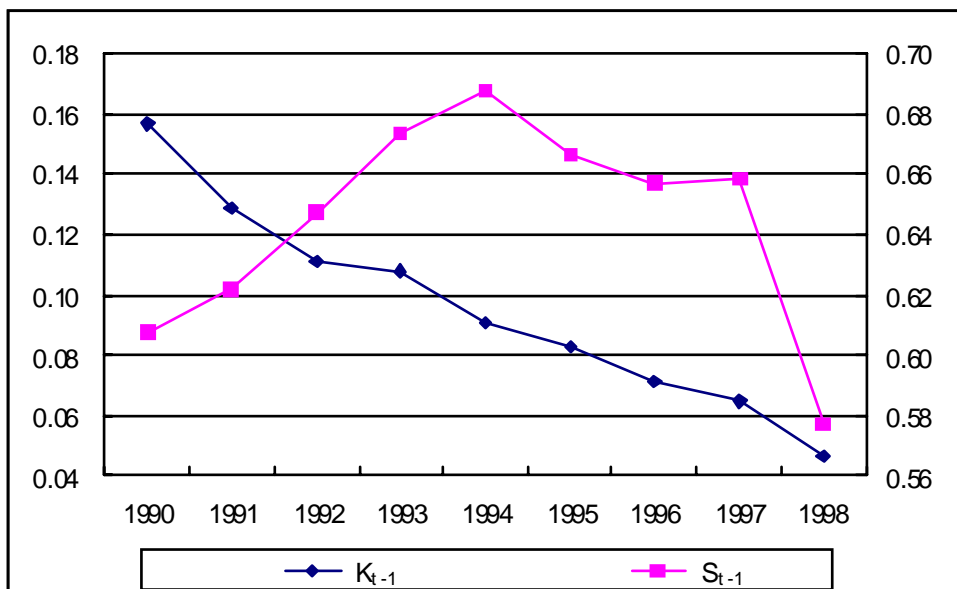
## 제4장 추정결과 및 분석

### 1. 변수의 추이

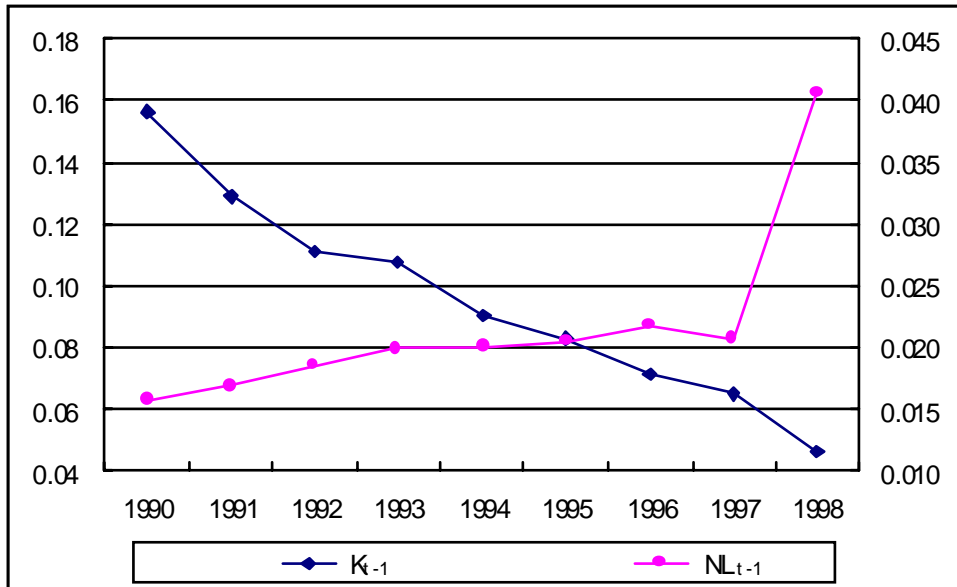
<그림 1>과 <그림 2>에서 보는 바와 같이 자기자본비율은 1990년 들어 지속적인 하락 추세를 보여 왔다. 이는 내부유보와 증자 등을 통한 자본금 증가는 크지 않은 반면 동기간 동안 국내은행의 자산증가율은 10~20%의 높은 증가율을 보여왔기 때문이다. 이 기간 동안 대손충당금 역시 지속적으로 증가하였는데 특히 외환위기 이후 급격한 증가세를 보이고 있다. 위험자산비율은 1990년 들어 1994년까지는 증가세를 보였으나 이후 감소추세로 반전되었으며 외환위기를 맞은 이후인 1998년에는 급격히 하락하는 모습을 보이고 있다.

이러한 추이는 경기변동, 금융자유화의 추이, 은행들의 자산구성의 변화, 금융시장의 구조적 변화 등 다양한 요인에 의해 설명될 수 있다. 우리나라는 1990년과 1991년에는 9%대의 실질 경제성장률을 보이는 등 높은 성장을 기록하였으나 1992년과 1993년에는 5%대의 낮은 성장률을 나타내며 경기가 하강하였고 1994년 이후 엔화강세의 영향으로 수출이 늘어나면서 1995년까지 경제가 다시 호황을 보였다. 이러한 경기변동은 은행의 자산구성에 의한 위험수용과 자본금 변화에 영향을 주었을 것으로 예상된다.

<그림 1> 국내일반은행의 평균 자본비율과 자산의 위험 추이



<그림 2> 국내일반은행의 평균 자본비율과 자산의 질 추이



은행의 자산구성과 실물경제활동과의 관계에 대해 실증분석을 시도한 함정호·정용국(1999)의 연구결과에 의하면 은행의 자산구성은 실물경제와 밀접한 관련을 갖고 있으며 은행의 자산구성 변화는 자본시장에의 접근이 용이하지 않고 은행 의존도가 높은 중소기업의 자금조달을 어렵게 함으로써 실물경제에 큰 영향을 미칠 수 있다고 주장하였다.<sup>19)</sup> 동 연구에 의하면 우리나라의 경우 1990년대 들어 은행의 자산구성에 있어 대출비중은 감소하는 반면, 유가증권 보유비중은 증가하는 현상이 뚜렷하게 나타나고 있다. 이러한 현상은 자본시장의 발전과 증권화 진전에 따르는 은행의 전통적인 업무 위축 등 구조적 요인에 기인하며 미국, 일본, 독일 등 주요국에 일반적으로 나타나고 있는 현상이다. 또한 우리나라의 이러한 은행의 자산구성 변화는 경기침체기의 전반적 대출수요 감소, 기업부도 우려에 따른 은행의 대출기피현상과 더불어 자기자본규제의 강화가 복합적으로 작용하고 있다고 판단된다.

또한 1980년대말부터 금리자유화를 필두로 본격화된 금융자유화도 은행의 자본금 및 위험수용 행태에 영향을 주었다고 판단된다. 그 동안 예금 및 대출금리가 규제되어 오다가 1995년에 가서는 대부분의 은행의 예금 및 대출 관련 금리가 자유화되었다. 또한 직접금융시장 및 비은행 금융기관과의 경쟁이 격화되고, 금융혁신과 규제완화 등으로 은행이 고금리 신금융상품을 도입하면서 자금조달비용은 상승하였으나 대출금리는 실질적인 측면에서 크게 상승하지 못하였다.<sup>20)</sup> 이러한 요인은 은행이 당면하는 전반

19) 은행의 자산구성을 나타내는 대출금 대비 유가증권비율은 물가상승률, GDP성장률, 투자증가율, 민간소비증가율 등 실물경제변수와 높은 상관관계를 가지고 있으며 총자산 대비 대출금 비중 및 유가증권 비중은 총투자증가율에 선행하는 것으로 분석되고 있다.

20) 함정호·정용국(1999)은 여타금리가 자유화되고 금융권간 경쟁이 격화되는 상황에서 대출금리가 실질적으로 규제됨으로써 은행의 예대마진이 제대로 확보되지 못하였다고 주장하고 있

적인 외부적인 요인에 의한 위험수준이 상승하였음을 의미한다. 반면에 우리나라의 경우 은행의 유상증자에 있어 주식시장의 공급물량 조정차원에서 정부가 은행의 유상증자 결정에 직·간접적으로 간여하여 왔다. 따라서 은행이 자본금을 변동시키는데 있어 자율적으로 결정할 여지가 적었던 것이 사실이다.

이상과 같은 본 모형에 사용된 변수의 추이에 대한 이해를 배경으로 하여 아래의 <표 5>는 분석대상기간인 1990년에서 1998년간 분기별 변수의 연간 평균값의 추이를 나타낸 표이다. 자기자본비율은 1990년대초에는 연평균 15%를 상회하였으나 1990년대 후반으로 갈수록 하락하여 1998년에는 4%대로 급격히 하락하였다. 앞에서 서술한 바에 의해 계측해 본 우리나라 은행의 자산위험수준은 1990년 60.7%에서 1994년까지 지속적으로 상승하다가 이후 하락하여 1998년에는 57.7%의 수준을 유지하고 있다. 대손충당금비율도 1990년 들어 지속적으로 상승하는 추세를 보이고 있다.

**<표 5> 각 변수의 연도별 평균값 추이**

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
자산크기(LTA)	14.879	15.121	15.251	15.326	15.556	15.761	15.978	16.160	16.352
자본비율변화( $\Delta K$ )	-0.011	-0.009	-0.005	-0.005	-0.002	-0.002	-0.002	-0.006	-0.005
위험자산비율변화( $\Delta NL$ )	-0.006	0.004	0.011	0.010	-0.002	-0.002	-0.0001	-0.002	-0.030
대손충당금비율변화( $\Delta S$ )	0.0003	0.001	0.0002	0.0005	-0.0001	0.0008	-0.0004	0.0030	0.0076
자기자본비율(K)	0.156	0.129	0.111	0.108	0.091	0.083	0.071	0.065	0.046
위험자산비율(NL)	0.607	0.622	0.647	0.673	0.687	0.666	0.657	0.658	0.577
대손충당금비율(S)	0.016	0.017	0.018	0.020	0.020	0.020	0.022	0.021	0.041

<표 6>에서는 본 모형에서 사용된 변수간의 상관관계를 보여주고 있다. 우리나라 일반은행의 경우 자기자본비율 수준과 위험자산비율 수준과의 사이에는 부의 관계(-0.1104)를 보이는 반면 자기자본비율의 변화와 위험자산비율과의 관계는 정의 상관관계(0.1869)를 보였다. 이러한 관련성은 본장 제3절의 <표 7>, <표 8>, <표 9>에서와 같이 각각 표본 전체(<표 7>), 지방은행과 시중은행을 나누어 추정한 경우(<표 8>), 외환위기를 맞은 해인 1997년 정부가 경영개선 명령 및 조치를 내린 은행과 그렇지 않은 은행을 구분하여 추정한 경우(<표 9>)에 있어서도 모두 같은 부호를 보이고 있다. 본 연구에서 위험수준을 나타내는 변수로 위험가중자산비율과 대손충당금 대비 총여신비율을 사용하였는데 앞서 설명한 바와 같이 이 두 변수 사

---

다. 이러한 와중에 경기침체에 따른 부실채권의 누적 등으로 은행은 대출로부터 적절한 수익을 보장받지 못하였으며 이에 따라 은행은 자산의 상당부분을 대출 대신 고수익 자산이면서 위험도가 상대적으로 낮은 유가증권으로 운용하고자 하는 강한 유인을 가지는 결과를 가져왔다고 설명하고 있다. 또 다른 이유로 우리나라 은행의 자산 포트폴리오에서 높은 비중을 차지하고 있는 대부분의 유가증권의 경우 대출보다 유동성이 높은 반면 신용위험은 상대적으로 낮기 때문에 대출금리에 비해 수익률이 낮아야 하는 것이 일반적이나 은행보유 유가증권의 가장 큰 부분을 차지하는 회사채와 통화안정증권의 유통수익률이 1997년 이전까지 대부분의 경우 대출금리를 크게 상회하였다고 주장하고 있다.

이에는 부의 관계(-0.2833)를 보이고 있으며 두 변수의 변화분 사이도 역시 부의 관계(-0.1592)를 보임을 주목할 필요가 있다. 따라서 총여신 대비 총당금비율의 증가는 자산의 질로 판단한 은행의 위험수준의 감소를 의미하는 것이라는 앞서(본장 제 1절4항)의 주장을 확인할 수 있었다.

<표 6> 일반은행의 자본금과 위험관련 변수간의 상관관계

	$K_{t-1}$	$S_{t-1}$	$NL_{t-1}$	$\Delta K$	$\Delta S$	$\Delta NL$
$S_{t-1}$	-0.1104					
$NL_{t-1}$	-0.2833	-0.0941				
$\Delta K$	-0.3703	0.0144	0.0819			
$\Delta S$	0.1992	-0.2205	-0.1101	0.1869		
$\Delta NL$	0.0008	-0.0327	-0.1900	-0.4628	-0.1592	
LTA	-0.6754	-0.2592	-0.0244	0.1362	-0.1721	0.0326

자본이 불충분한 은행들이 규제당국에 의해 적절한 규제압력을 받았는가에 대한 잠재적 효과를 살펴보기 위해 세 개의 추정식 모두에 규제의 절편항( $RPK$ )을 추정하여 보았다. 추가적으로 자본에 관한 방정식인 식(7)에서 상호교차항인( $K_{t-1} \times RPK$ )을 삽입하였는데 이는 규제의 분류에 따라 자본수준의 조정비율이 변하도록 하기 위한 것이다. 은행의 자본금 변화와 위험수준의 변화에 대한 구체적인 추정결과를 살펴보기 전에 은행의 목표 자본 및 위험수준과 관련된 변수라고 생각되는 변수들의 영향에 대해 살펴보는 것이 중요하다.

## 2. 목표 자본금 및 위험수준 결정에 대한 영향 요인

은행의 자기자본비율 수준이나 위험수준에 대해 은행의 경영진이 목표로 하는 수준을 결정하는 데 있어 영향을 미칠 것으로 판단되는 변수들 중 경기변동을 나타내는 다양한 변수들을 사용하여 추정을 해보았으나 통계적으로 유의한 영향이 있었음을 찾아내기 어려웠다. 따라서 본 추정결과에서 제외하였다. 은행의 자산규모를 나타내는 변수인 총자산의 자연대수값 변수(LTA)는 위험수준 변화, 자본금 변화, 자산의 질 변화에 5%이내의 유의수준에서 전반적으로 크게 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나 목표자본수준과 부의 관계를 보이고 있다(<표 8>과 <표 9>). 그러나 일반은행의 경우는 총자산 변수에 대해 유의성 있는 계수를 찾기 어려웠다(<표 7>). 총자산의 규모가 목표자본수준과 부의 관계에 있는 것은 상대적으로 규모가 큰 은행이 규제당국으로부터 자본금을 늘리라는 압력을 덜 받았거나 혹은 규제당국의 규제압력이 상대적으로 덜 효과적으로 작용하였을 것이라는 추측이 가능하다. 이러한 추측은 지방은행과 시중은행 혹은 경영개선 조치나 명령을 받은 은행과 그렇지 않은 은행들 모두에 해당된다.

모든 일반은행에 대해서 볼 때 자산의 규모는 목표 대손충당금비율과는 1%이하의 유의수준에서 양의 관계를 보였다. 이는 자산의 규모가 큰 은행일수록 소망하는 대손충당금비율도 증가함을 의미한다. 그러나 경영개선명령이나 조치를 받은 은행의 경우에는 자산의 규모가 대손충당금비율에 통계적으로 유의한 수준에서 영향을 받을 수 없었다(<표 9>). 시중은행과 지방은행의 경우에는 지방은행의 경우가 시중은행보다 자산의 규모와 대손충당금비율의 양의 관계 계수가 크고 유의수준도 낮게 나타났다(<표 8>).

거의 모든 은행에 대해 자산의 규모는 은행이 소망하는 복합적인 위험수준과 부의 관계를 2%의 유의수준 이하에서 나타냈다(<표 7>, <표 8>, <표 9>). 이러한 결과는 대형 은행일수록 위험수준을 줄이려는 목표를 가지고 있음을 의미한다. 이는 상대적으로 높은 대손충당금비율을 유지하고 있는 대형 은행이 위험수준이 낮게 나타나도록 하는 자산구성을 갖고자 하는데 이 대형 은행이 시장에 충분한 영향력이 있다면 그러한 복합상품시장의 형성이 가능하게 된다. 이 경우 이러한 시장에서의 차이가 목표하는 자산위험은 줄이고 목표하는 대손충당금비율은 늘리려는 결과를 낳을 수 있을 것이다.

<표 7>의 Panel A에 나타난 바와 같이 일반은행에 대해서는 목표 자본금수준에 영향을 주는 규제압력의 효과가 절편항에서 1% 이하의 유의수준에서 양으로 나타났다. 반면에 지방은행에 대해서는 규제압력의 효과가 절편항에서 음으로 나타나 지방은행의 규제압력에 대해 목표자본을 줄이려는 효과마저 나타나고 있음을 알 수 있다. 이는 지방은행의 자본수준이 이미 높은 수준에 있었기 때문에 부의 효과를 가져온 것으로 추측된다.

한 분기 전의 자본수준의 계수로 추정되는 자본수준에 대한 조정비율은 일반은행의 경우 0.1410인데 지방은행은 0.1729, 시중은행은 0.2963으로 시중은행이 높게 나타났다. 경영개선조치를 받은 은행이 0.2134로 그렇지 않은 은행의 0.1563보다 높게 나타났다. 이는 자본이 불충분한 은행이 자본규제 압력을 받을 경우 자본이 충분한 은행보다 빠른 비율로 자본을 확충한다는 기존의 외국은행에서 나타난 결과들과 일치하는 결과이다. 또한 시중은행이 일반은행보다 2배이상 자본수준 조정비율이 높게 나타난 것은 시중은행이 일반은행이나 지방은행보다 자본수준이 불충분하였기 때문이므로 역시 이 결과도 앞에서 설명한 자본이 불충분한 은행이 자본규제압력을 받을 경우 빠른 비율로 자본을 확충한다는 가설을 지지하고 있다. 특히 우리나라 일반은행의 경우 외환위기 전까지 규모나 영업구조 면에서 지방은행과 시중은행으로 나뉘어 차이를 보이는 외에는 일반적인 영업 및 경영에 있어 커다란 차이가 없었다고 판단된다. 그러나 외환위기를 맞아 퇴출은행이 생기면서 결과론적이기는 하나 경영개선 명령 및 조치를 받아 불량은행으로 구분된 은행과 그외의 은행으로 구분되었다. 이들 은행간에 있어 위험수준 및 자본금수준의 변화에 대한 의사결정 행태가 차이를 보이고 있음은 주목할 만하다. 그러나 그 해석에 있어서는 주의를 요하는 것으로 판단되며 추가적인 연구가 필요하다.

1992년과 1993년초까지 후발은행의 진입으로 인한 목표 자본수준의 영향은 일반은행의 경우 1% 이내의 유의수준 하에서 부로 나타났으나 시중은행의 경우는 5% 이내의 유의수준 하에서 양으로 나타났다. 이는 일반은행의 경우 후발은행의 진입으로 소망하는 자본수준을 낮추었으나 시중은행은 오히려 높였음을 의미한다. 또한 일반은행의 경우 후발은행의 진입으로 위험 수준을 다소 높였음이 실증적 검증결과에 나타나고 있다.(〈표 7〉의 Panel C)

### 3. 자본금과 위험과의 관계

〈표 7〉의 Panel A에 나타난 추정결과에 의하면 자본수준의 변화는 위험자산비율로 나타난 위험수준의 변화에 대해서는 양의 관계를 가지나 자산의 질을 나타내는 대리변수인 총당금비율의 변화에 대해서는 부의 관계를 보이고 있다. 〈표 7〉의 Panel C 에서도 자본수준의 변화와 위험자산비율로 설정된 위험수준의 변화와는 유의수준 1% 이내에서 양의 관계가 성립하고 있다. Panel B에 나타난 총당금비율의 변화와 자본금의 변화와는 부의 관계를 보이고 있다. 앞서 설명한 바와 같이 대손총당금비율( $NL_{i,t}$ )은 해당기간의 자산의 질을 나타내는 변수로 전기( $t-1$ )의 자산의 위험수준을 이미 실현하여  $t$ 기에 있어서는 위험을 이미 실현한 것이므로  $t$ 기의 대손총당금의 변화는  $t$ 기의 위험수준의 변화와 반대의 부호를 갖게 된다. 이는 〈표 6〉의 변수간의 상관관계 추정에도 일치된 결과를 보여주고 있다.

일반적으로 〈표 7〉에 나타난 추정결과에 의하면 은행의 자본금(위험) 변화는 위험(자본금) 변화에 아무런 영향을 주지 않는다는 귀무가설( $H_0$ )은 성립되지 않는다. 이는 시중은행과 지방은행으로 나누어 본 〈표 8〉의 추정결과나 경영개선 조치나 명령을 받은 은행과 그렇지 않은 은행으로 나누어 본 〈표 9〉의 추정결과에서도 마찬가지 결론을 내릴 수 있다. 귀무가설을 성립하지 않는다면 어떤 대립가설이 성립하는가를 살펴보면 은행의 자본금 변화와 은행의 위험 변화는 서로 양의 관계에 있다는 대립가설( $H_{1B}$ )이 본 논문의 실증적 분석결과가 지지하는 결론이다. 대손총당금비율의 증가는 위험수준의 감소를 의미한다. 즉 위험수준을 표시하는 변수로 사용한 총자산 대비 위험가중자산비율과 총자산 대비 총당금비율은 은행의 위험을 나타내는데 있어 변화의 방향은 반대이므로 대립가설( $H_{1B}$ )이 성립한다.

본 논문에서는 고정 이하의 무수익자산비율에 대해 일관된 자료를 구하기는 불가능한 일이어서 대손총당금비율을 자산의 질(NL)로 나타낸 위험수준에 대한 대리변수로 사용하였다. 대리변수로 Meeker & Gray(1987)가 주장한 바와 같이 무수익자산을 사용하면 자산의 질에 문제가 있는 은행을 잘못 식별하게 될 위험이 적고, 정보의 시간적인 적절성 면에서도 유익하다고 판단된다. 그러나 일관성 있는 자료를 사용한다는 차원에서 대리변수로 총당금 변수를 사용하여 추정한 결과에 있어 전체적으로 일관된 결론을 내릴 수 있었다. 결론적으로 본 논문에서 위험가중자산비율

과 자산의 질에 비추어 판단한 은행의 위험수준의 변화와 자본금의 변화와의 관계는 양의관계를 보여 우리나라 일반은행의 경우 대립가설(H1B)이 성립한다는 점을 확인 할 수 있었다.

우리나라 은행의 자본금 변화와 위험 변화간의 양의 관계라는 점은 일반은행 시중은행 및 지방은행을 막론하고 전체 은행군에 대해 일관되게 나타났다. 우리나라 거의 대부분의 은행들의 자기자본비율이 외환위기가 오기 전 연도인 1996년까지 규제당국이 원하는 최소 자기자본비율수준을 초과하고 있었음에도 불구하고 은행의 자본금수준의 변화와 위험수준의 변화 사이에는 양의 관계가 존재하였다는 사실이 중요하다. 왜냐하면 이는 1998년을 제외하고는 분석대상이 되는 1990년에서 1998년 사이에 우리나라 은행들이 규제당국으로부터 상대적으로 규제압력이 적었음에도 불구하고 은행들이 위험수준이 증가하면 자본금을 늘림으로써 총위험을 제한하는 은행의 사적인 동기가 존재함을 의미하기 때문이다. 이러한 실증적인 결과는 앞서 이론에서 설명한 은행파산기피이론이나 자본구조, 위험 수용에 있어 은행경영자의 위험기피이론 등의 이론적 결과가 우리나라 일반은행에 적용이 가능하다는 점을 암시하고 있다. 반대로 은행들이 증자나 이익의 내부유보 등을 통해 자본금이 증가하였을 경우에는 이에 상응하여 위험수준을 증가시킬 수도 있음을 의미한다. 우리나라 은행의 자본금과 위험수준 변화 사이의 양의 관계가 존재함은 향후 은행의 자본규제는 물론 건전성 규제를 시행하는데 많은 시사점을 줄 것이라고 판단된다.



<표 7> 일반은행에 대한 모형의 추정결과

Panel A : 종속변수 $\Delta K$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.0297	2.0919	0.0368
LTA	-0.0013	-1.5698	0.1169
RPK78	0.0446	2.8641	0.0043
ML23	-0.0146	-3.6173	0.0003
$\Delta NL$	-0.5535	-10.0825	0.0000
$\Delta S$	0.1061	7.0719	0.0000
$K_{t-1}$	0.1410	5.9843	0.0000
RPK78* $K_{t-1}$	0.9917	3.1646	0.0016
R-squared	0.2839		
F-statistic	68.9732		
도구변수 : RPK78 ML23 $\Delta NL$ $S_{t-1}$ $\Delta S$ $K_{t-1}$ LTA			

Panel B : 종속변수 $\Delta NL$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-0.0319	-4.2590	0.0000
LTA	0.0023	4.8295	0.0000
RPK78	0.0058	4.4094	0.0000
ML23	0.0023	0.8180	0.4136
$\Delta K$	-0.2702	-9.0846	0.0000
$\Delta S$	-0.0596	-1.5755	0.1155
$NL_{t-1}$	0.1901	6.1129	0.0000
R-squared	0.2383		
F-statistic	56.6356		
도구변수 : RPK78 $\Delta K$ $NL_{t-1}$ ML23 $S_{t-1}$ $K_{t-1}$			

Panel C : 종속변수 $\Delta S$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.2124	8.4424	0.0000
LTA	-0.0079	-6.3530	0.0000
RPK78	-0.0089	-2.1486	0.0320
ML23	0.0343	4.6089	0.0000
$\Delta K$	0.4998	6.3681	0.0000
$\Delta NL$	-0.1734	-1.4440	0.1491
$S_{t-1}$	0.1371	7.7395	0.0000
R-squared	0.1858		
F-statistic	30.9909		
도구변수 : RPK78 ML23 $\Delta K$ $\Delta NL$ LTA $S_{t-1}$ $K_{t-1}$			

<표 8> 지방은행과 시중은행으로 구분한 모형의 추정결과

지방은행(표본수: 344)

Panel A : 종속변수 $\Delta K$			
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.0969	4.4574	0.0000
LTA	-0.0055	-4.1886	0.0000
RPK78	-0.0329	-4.9625	0.0000
$\Delta NL$	-0.4062	-9.9818	0.0000
$\Delta S$	0.1658	11.8862	0.0000
$K_{t-1}$	0.1729	7.3115	0.0000
$RPK78 * K_{t-1}$	-0.4501	-4.0067	0.0001
R-squared	0.5394		
F-statistic	66.3425		
도구변수 : LTA $\Delta S$ $\Delta NL$ $K_{t-1}$ $S_{t-1}$ $NL_{t-1}$ RPK78			

시중은행(표본수: 479)

Panel A : 종속변수 $\Delta K$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.0556	3.0879	0.0021
LTA	-0.0021	-2.0848	0.0376
RPK78	-0.0326	-1.5102	0.1317
ML23	0.0107	2.0054	0.0455
$\Delta NL$	-0.9483	-11.7380	0.0000
$\Delta S$	0.0419	2.1075	0.0356
$K_{t-1}$	0.2963	9.4040	0.0000
$RPK78 * K_{t-1}$	-0.5933	-1.3170	0.1885
R-squared	0.4412		
F-statistic	58.3332		
도구변수 : LTA $\Delta NL$ $\Delta S$ $K_{t-1}$ $NL_{t-1}$ RPK78 ML23			

Panel B : 종속변수 $\Delta NL$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-0.0494	-3.1811	0.0016
LTA	0.0035	3.4131	0.0007
RPK78	0.0116	4.1057	0.0001
$\Delta K$	-0.4945	-9.0009	0.0000
$\Delta S$	0.0401	2.0035	0.0459
$NL_{t-1}$	0.1962	5.0566	0.0000
R-squared	0.2832		
F-statistic	31.7020		
도구변수 : $\Delta K$ $\Delta S$ $NL_{t-1}$ $K_{t-1}$ $S_{t-1}$ RPK78			

Panel B : 종속변수 $\Delta NL$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-0.0079	-0.9843	0.3255
LTA	0.0009	1.8766	0.0612
RPK78	0.0071	5.6170	0.0000
ML23	-0.0061	-2.8829	0.0041
$\Delta K$	-0.2453	-12.1888	0.0000
$\Delta S$	-0.0223	-2.1012	0.0362
$NL_{t-1}$	0.3897	6.8247	0.0000
R-squared	0.3632		
F-statistic	44.8637		
도구변수 : LTA $\Delta K$ $\Delta S$ $NL_{t-1}$ ML23 RPK78			

Panel C : 종속변수 $\Delta S$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.2146	5.0646	0.0000
LTA	-0.0075	-2.2056	0.0281
RPK78	0.0026	0.3878	0.6984
$\Delta K$	1.7278	12.9072	0.0000
$\Delta NL$	0.4098	2.8942	0.0040
$S_{t-1}$	0.1464	4.3003	0.0000
R-squared	0.3976		
F-statistic	45.8561		
도구변수 : $\Delta K$ $K_{t-1}$ RPK78 $\Delta NL$ $S_{t-1}$			

Panel C : 종속변수 $\Delta S$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.3650	7.0238	0.0000
LTA	-0.0152	-6.0962	0.0000
RPK78	-0.0092	-1.8729	0.0617
ML23	0.0073	0.7645	0.4449
$\Delta K$	0.1093	1.1637	0.2451
$\Delta NL$	-0.5095	-2.8497	0.0046
$S_{t-1}$	0.1869	7.4859	0.0000
R-squared	0.2095		
F-statistic	20.8497		
도구변수 : $\Delta NL$ ML23 LTA $\Delta K$ $S_{t-1}$ RPK78			

<표 9> 경영개선 명령·조치 은행과 그외 은행으로 구분한 모형의 추정결과

경영개선명령 및 조치 은행(표본수: 466)

그외의 은행(표본수: 357)

Panel A : 종속변수 $\Delta K$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.0559	3.7695	0.0002
LTA	-0.0026	-3.0311	0.0026
ML23	0.0035	0.7276	0.4673
$\Delta NL$	-0.6923	-12.3698	0.0000
$\Delta S$	0.1200	5.5245	0.0000
$K_{t-1}$	0.2134	9.1287	0.0000
R-squared	0.4056		
F-statistic	62.7782		
도구변수 : $\Delta NL$ ML23 LTA $K_{t-1}$ $NL_{t-1}$ $\Delta S$			

Panel A : 종속변수 $\Delta K$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.0568	3.5865	0.0004
LTA	-0.0029	-3.1114	0.0020
ML23	-0.0343	-7.7311	0.0000
$\Delta NL$	-0.3133	-2.0828	0.0380
$\Delta S$	0.1048	6.5443	0.0000
$K_{t-1}$	0.1563	7.2141	0.0000
R-squared	0.4791		
F-statistic	52.5722		
도구변수 : $S_{t-1}$ ML23 LTA $K_{t-1}$ $NL_{t-1}$ $\Delta S$			

Panel B : 종속변수 $\Delta NL$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-0.0126	-1.3943	0.1639
LTA	0.0009	1.6747	0.0947
ML23	-0.0104	-3.0087	0.0028
$\Delta K$	-0.3457	-10.1754	0.0000
$\Delta S$	0.0661	1.3911	0.1649
$NL_{t-1}$	0.0728	1.9440	0.0525
R-squared	0.2028		
F-statistic	28.4173		
도구변수 : $\Delta K$ $K_{t-1}$ $NL_{t-1}$ $S_{t-1}$ ML23 LTA			

Panel B : 종속변수 $\Delta NL$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.0044	0.5795	0.5626
LTA	0.0002	0.3487	0.7275
ML23	-0.0083	-2.5466	0.0113
$\Delta K$	-0.2758	-8.5113	0.0000
$\Delta S$	-0.0191	-1.7609	0.0791
$NL_{t-1}$	0.3302	7.3594	0.0000
R-squared	0.3463		
F-statistic	37.1869		
도구변수 : $\Delta K$ $\Delta S$ $NL_{t-1}$ ML23 LTA $K_{t-1}$			

Panel C : 종속변수 $\Delta S$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.0840	3.7261	0.0002
LTA	-0.0049	-3.4928	0.0005
ML23	0.0353	4.1807	0.0000
$\Delta K$	0.3726	4.2279	0.0000
$\Delta NL$	-0.1288	-0.9663	0.3344
$S_{t-1}$	0.2910	2.9576	0.0033
R-squared	0.1414		
F-statistic	15.1450		
도구변수 : $NL_{t-1}$ ML23 $\Delta K$ $S_{t-1}$ $K_{t-1}$ LTA $\Delta NL$			

Panel C : 종속변수 $\Delta S$			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.2286	5.1979	0.0000
LTA	-0.0095	-3.7662	0.0002
ML23	0.1144	6.4086	0.0000
$\Delta K$	1.7684	6.6309	0.0000
$\Delta NL$	2.0192	3.1355	0.0019
$S_{t-1}$	0.1241	4.0080	0.0001
R-squared	0.0441		
F-statistic	18.7577		
도구변수 : LTA $\Delta K$ $S_{t-1}$ $K_{t-1}$ $NL_{t-1}$ ML23			

## 제5장 결론 및 시사점

실증분석 결과에 의하면 우리나라 일반은행의 경우 자산규모가 커질수록 위험수준도 줄고 자본금도 줄이려 한다는 결과를 찾아낼 수 있었다. 우리나라 일반은행들에게 있어 규제당국의 규제압력은 은행이 목표로 하는 자본금수준과 위험수준에 영향을 준다는 것을 뒷받침하는 실증적 결과도 나왔다. 또한 우리나라 일반 은행의 위험 변화와 자본금 변화 사이에는 통계적으로 매우 유의한 양의 관계가 존재하는데 이는 우리나라 일반은행들의 경우 위험(자본금)이 증가하면 자본금(위험)을 동시에 증가시키는 사적인 동기가 있음을 의미한다.

1997년말의 외환위기 이후 우리나라 은행산업은 금융 역사상 처음으로 5개의 부실은행이 P&A방식에 의해 퇴출되었고 나머지 은행들도 생존을 위해 M&A나 전략적 제휴와 같은 살길을 모색하는 등 커다란 변화를 겪고 있다. 업무영역의 확대와 더불어 경쟁도 더욱 치열해질 것이므로 은행의 부실화는 외환위기 때와는 다른 양상으로 나타날 전망이다. 따라서 은행에 대한 건전성 규제 중 특히 자기자본규제는 앞으로도 더욱 중요하게 될 것이다.

본 논문에서는 우리나라 일반은행에 있어 자기자본규제의 유효성을 알아보기 위해 은행의 자기자본비율 수준이나 위험수준에 대해 은행의 경영진이 목표로 하는 수준을 결정하는 데 있어 영향을 미칠 것으로 판단되는 변수들을 찾아내 추정하여 보았다. 추정결과 통계적으로 유의한 수준 하에서 다양한 영향이 있었음을 발견하였다. 우선 은행의 자산규모는 5%의 유의수준 하에서 목표 자본수준이나 위험수준에 심각한 영향은 주지 않고 있으며 미약하나마 목표 자본수준과의 부의 관계를 보이고 있었다. 규제 당국의 규제 압력에 대해 우리나라 은행들이 어떻게 반응하였는가를 추정한 결과 일반은행에 대해서는 유의수준 1% 이내에서 양의 영향을 받은 것으로 나타났으나 지방은행은 부의 영향을 받은 것으로 나타났다. 이는 지방은행의 규제당시 자본수준이 이미 높은 수준에 있었기 때문인 것으로 판단된다. 자본수준에 대한 조정비율은 일반은행보다는 지방은행이 그리고 지방은행보다는 시중은행이 높게 나타났다. 이는 자본이 불충분한 은행이 자본이 충분한 은행보다 더욱 빠른 비율로 자본을 확충하려 한다는 기존의 가설과 일치하는 것으로 우리나라 은행들도 비슷한 행태를 보여주고 있음이 입증되었다.

우리나라 일반은행에 있어 은행의 자본금 변화와 위험 변화 사이에는 양의 관계가 존재한다는 것이 통계적으로 상당히 유의한 수준에서 입증되었다. 위험 변화와 자본금 변화간의 양의 관계는 일반은행뿐 아니라 시중은행 및 지방은행에 대한 추정결과에서도 일관된 결과를 보여주고 있다. 우리나라 은행들이 외환위기가 오기 전인 1996년까지 자기자본비율을 규제당국이 원하는 최소한의 자기자본비율을 유지하고 있었음에도 불구하고 은행들이 당면하는 위험수준이 높아지게 되면 이에 상응하여 목표 자본금을 상향조정하였다. 이는 우리나라 은행들 스스로 위험의 총량을 제한하려는 사적인 동기가 존재하였다는 추측이 가능하다는 것이 본 연구의 실증적 연구결

과가 말해주고 있다. 이는 앞서 이론에서 설명한 은행과산기피이론이나 자본구조, 위험수용에 있어 은행경영자의 위험기피이론 등이 우리나라 일반은행에 있어 성립할 수 있다는 것을 의미한다. 반대로 은행들이 증자나 이익의 내부유보를 통해 자본금이 증가하게 되면 위험수준을 증가시키려는 동기가 존재함을 의미하기도 한다.

그 동안 우리나라의 은행에 대한 감독당국의 자본규제에 대해서 정책적 시사점을 시사해 줄 실증적 연구결과는 없었다고 해도 과언이 아니다. 실증적 결과에 뒷받침하지 않은 정책적 시사점은 왕왕 설득력을 잃을 수 있다. 이러한 관점에서 본 논문에서는 실증적 연구결과를 토대로 우리나라 은행의 자본규제 정책에 대한 몇 가지 정책적 시사점을 생각해 보고자 한다.

첫째, 은행의 자기자본비율 규제와 관련하여 국내은행에 있어 자기자본비율 규제는 적정하였는가에 대해서는 대체로 적정하였다는 수준으로 어느 정도 긍정적인 답변이 가능하다고 판단된다. 국내은행에 있어 어떤 식의 규제가 적합하며 자기자본 규제를 강화하면 부채비율이 낮아져 은행이 도산할 확률은 낮아지겠으나 은행경영에 부정적인 인센티브를 주어 오히려 역으로 은행이 도산할 확률이 커질 가능성은 없을 것인가 하는 점에 대해서도 비슷한 시사점을 얻을 수 있다.

둘째, 자기자본비율에 따라 은행경영에 대한 외부개입의 성격을 규정하는 것이 은행경영자가 은행의 가치를 최대화하는 유인을 제공하는가에 대해 본 논문의 연구결과만으로 단정 짓기는 어렵다. 다만 은행경영자의 노력과 상관없이 거시적 상황에 따라 자기자본비율이 변동할 때 은행경영자에게 올바른 인센티브를 주기 위해서는 최저자기자본비율도 함께 변해야 하는가를 고려해 볼만하다고 판단된다. 우리나라는 IMF 외환위기 이후 일정한 수준의 자기자본비율에 미달하는 은행에 대해 폐쇄, 매각, 합병, 경영진 교체 등의 외부개입을 단행한 바 있다. 자기자본비율의 변동이 은행경영자의 의지와 상관없이 거시적 경기변동과 같은 외부적 요인에 의해 변동할 경우 은행경영자의 경영인센티브를 저해하지 않는 수준에서 외부개입을 해야 할 것이다. 따라서 일정 기간 동안 은행이 자발적으로 자본금 확충, 자산매각 등의 자구노력을 할 기회를 주어야 할 것이다. 예금보험료율의 인하, 손비인정의 확대 등 정책적 지원을 하여 은행이 고위험을 택하고자 하는 동기를 줄여나가는 정책도 함께 검토되어야 할 것이다.

셋째, 만일 은행이 최저 자기자본비율을 충족하지 못하였을 때 어떠한 방식으로 개입하는 것이 최적인가 하는 문제이다. 은행이 최저자기자본비율을 충족하지 못할 때 외부개입을 강제할 수 있는 주체는 누가 되어야 하는가를 생각해 보아야 한다. 은행의 경영에는 예금주, 대출자, 주주, 경영진 등 다양한 이해관계자의 이익이 연관되어 있다. 자기자본비율의 저하로 은행에 대해 외부개입이 필요하게 될 경우 예금주의 이익을 대변하여 결정을 할 수 있는 주체에게 개입의 적절한 권한을 주는 문제도 중요하다. 우리나라의 경우 예금보험공사가 이 역할을 담당하고 있는데 어느 정도의 권한을 줄 것인가는 어떠한 조직구조를 가져가는가에 따라 적절한 역할을 할 수도 있고 대리인 문제가 발생할 수도 있다. 예금보험공사는 예금보험기금의 보호라는 목표를 갖고 있기 때문에 감독규제 당국과는 다른 유인구조를 갖고 있다. 예를 들어 부실은행을

정리할 경우 예금보험공사는 기금의 손실을 줄이기 위해 정리시기를 앞당기려는 동기를 갖게 될 것이다. 그러나 부실은행을 조기 폐쇄하게 되면 예금보험기금의 손실은 줄일 수 있으나 금융시스템의 단기 안정성을 해치게 되므로 결국 감독당국과 다른 유인구조 사이에 균형점을 찾는 일이 중요하다. 예금보험공사는 부실은행 발생에 따른 공적자금 소요 및 기금손실을 최소화하기 위해 궁극적으로는 은행의 건전경영을 유도하여 자기자본비율이 저하되지 않도록 하여 부실을 사전에 예방해야 할 것이다.<sup>21)</sup> 이러한 균형점을 찾는 방법 중 하나가 예금보험공사에 가입 승인 및 종료결정권 등의 예비적 권한을 주는 것도 심각하게 고려해 보아야 한다.<sup>22)</sup>

넷째, 국내은행에 대한 자기자본비율 규제가 은행에 대한 건전성 규제로 충분하기에 대해서는 본 논문의 결과만으로 설명하기 어려우나 규제의 간단성과 명료성이라는 측면을 감안하면 자기자본비율 규제를 보완하여 나간다면 불가능하지도 않는 생각이다. 그러나 회계제도는 물론이고 현재 급변하는 시장환경에 맞도록 자기자본규제를 보완하기는 쉽지 않으므로 여타의 건전성 규제와 보완적으로 적용되어야 할 것이다.

다섯째, 2001년부터 시행되는 변동예금보험료율제도에 있어 자기자본비율의 역할을 어디까지 한정해야 하는가 하는 문제가 있다. 고정예금보험료율제도 하에서는 은행에 대한 자기자본비율 규제가 강화되면 은행자산의 위험수준이 증가하게 되는 가능성을 배제하기 어려웠다. 자기자본비율 규제를 강화하여 은행의 부채비율을 낮춤으로써 은행의 파산확률이 줄어드는 것은 사실이지만 자산위험 증가에 따른 효과가 더욱 클 때는 반대의 경우가 나타날 확률도 존재하기 때문이다. 따라서 자기자본비율을 이용한 변동예금보험료율제도를 채택함으로써 은행경영에 대한 사적정보와 도덕적 해이 문제를 줄일 수 있다면 자기자본비율의 역할이 달라질 수도 있다. 그러나 변동예금보험료율제도를 채택한다 하더라도 변동예금료율을 책정할 때 즉, 은행자산의 위험을 판단할 때 과거의 자료에 의거하기 때문에 위험료율이 결정된 후에 자산의 위험을 늘리게 되면 동 제도도 의미가 적어지게 된다는 점을 정책결정시 감안해야 할 것이다.

마지막으로 우리나라의 경우 은행의 유상증자에 있어 증시 공급물량 조절을 명분으로 은행의 유상증자 결정에 정부가 직접 개입해 온 관행이 있었기 때문에 은행의 자율적인 경영행위를 저해하여 왔다. 자기자본비율 규제가 은행의 지급능력을 정확히 반영하도록 되어 있지 못한 점도 문제이다. 자기자본비율이 은행의 지급능력을 정확하게 반영하는 지표가 되기 위해서는 회계제도가 지속적으로 정비되어야 할 것이다. 따라서 변동예금보험료율제도의 도입시 자기자본비율에 덧붙여 은행의 자산위험에 대한 평가를 용이하게 할 수 있는 지속적인 제도 정비가 요구된다.

21) 미국의 경우 1980년대 후반 금융위기를 겪으면서 1991년 연방예금보험공사개선법(FDICIA)을 제정하여 FDIC의 부실예방기능을 확대하고 최소비용정리기준을 통해 부실기관 사후처리에 소요되는 비용의 최소화를 도모하는 등 다각적인 노력을 기울인 바 있다.

22) 한국예금보험공사(KDIC)는 미국을 비롯한 15개국이 예금채권의 법적 우선권제도를 채택하고 있으며 예금보험기금의 보전을 위해 예금채권 혹은 예금보험채권의 우선변제권을 법적으로 부여하는 방안을 강구해야 한다고 주장하고 있다.

## 참고문헌

- 강효석, 『은행의 위험가중자본규제와 유상증자』, 한국금융연구원, 연구보고서 96-06, 1996.
- 금융감독원, 『위험가중자산에 대한 자기자본비율 산출기준 해설』, 업무자료 99-1, 1999. 1.
- 김덕영, 「자본규제와 은행의 자본 및 위험에 관한 유인」, 한국재무학회, 『재무연구』, 제12호, 1996. 10, pp.341-381.
- 채희율, 『은행 자기자본비율 규제의 이론과 실제』, 한국금융연구원, 금융 PAPER 95-03, 1995. 12.
- 한국은행, 『금융기관 운영지도에 관한 규정』, 금융통화운영위원회, 1992. 7.
- , 『은행 자기자본 규제 관련 바젤위원회의 신제안내용』, 은행감독원, 업무자료 93-4, 1993.
- , 『은행자산 구성 변화와 통화정책』, 조사국 통화분석팀, 1999.
- 함정호·정용국, 「은행자산구성 변화와 통화정책」, 한국은행, 『조사통계월보』, 1999. 8, pp.3-44.
- Aggarwal, R., and K. Jacques, “A Simultaneous Equations Estimation of the Impact of Prompt Corrective Action on Bank Capital and Risk,” Federal Reserve Bank of New York, *Financial Services at the Crossroads : Capital Regulation in the 21st Century*, Conference, 26-27 February 1998.
- Avery, R. B., and Allen N. B., “Risk-Based Capital and Deposit Insurance Reform,” *Journal of Banking and Finance* 15, 1991, pp.847-874.
- Basle Committee on Banking Supervision, “Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks,” January 1996.
- , “Capital Requirements and Bank Behaviour: The Impact of the Basle Accord,” Working Paper No.1, April 1999.
- Beaver W., Eager C., S. Ryan, and M. Wolfson, “Financial Reporting, Supplemental Disclosures, and Banking Share Prices,” *Journal of Accounting Research*, Vol.27, No.2, 1989, pp.157-178.
- Benston, G. J., R. A. Eisenbeis, P. M. Horvitz, E. J. Kane, and G. G. Kaufman, *Perspectives on Safe and Sound Banking*, MIT Press, Cambridge, MA., 1986.
- Berger, Allen N., and Gregory Udell, “Did Risk-Based Capital Allocate Bank Credit and Cause a “Credit Crunch” in the United States?,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 26, 1994, pp.585-628.
- Besanko, D., and G. Kanatas, “The Regulation of Bank Capital : Do Capital

- Standards Promote Bank Safety?," *Journal of Financial Intermediation* 5, 1996, pp.160-183.
- Black, F., M. H. Miller, and R. A. Posner, "An Approach to the Regulation of Bank Holding Companies," *Journal of Business* 51, 1978, pp.379-412.
- , and M. Scholes, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy* 81, May/June 1973, pp.637-659.
- Blum, Jürg, "Do Capital Adequacy Requirements Reduce Risks in Banking," *Journal of Banking and Finance* 23, 1999, pp.755-771.
- Boot, A. W. A., and A. V. Thakor, "Self-interested Bank Regulation," *American Economic Review* 83, 1993, pp.206-212.
- Buser, S. A., A. H. Chen, and E. J. Kane, "Federal Deposit Insurance, Regulatory policy and Optimal Bank capital," *The Journal of Finance* 35, 1981, pp.51-60.
- Calem, P. S., and R. Rob, "The Impact of Capital-Based Regulation on Bank Risk-Taking: A Dynamic Model," Federal Reserve Board Working Paper, 1996.
- Dahl, D., and R. E. Shrives, "The Impact of regulation on Bank Equity Infusions," *Journal of Banking and Finance* 14, 1990, pp.1209-1228.
- Dewatripont, M., and J. Tirole, *La Réglementation Prudentielle des Banques*, Editions Payot, Lausanne, 1993.
- Diamond, D. W., and P. H. Dybvig, "Banking Theory, Deposit Insurance and Bank Regulation," *Journal of Business* 59, 1986, pp.55-67.
- Dietrich, J. K., and C. James, "Regulation and Determination of Bank Capital Changes," *Journal of Finance* 38, 1983, pp.1651-1658.
- Dothan, U., and J. Williams, "Banks, Bankruptcy and Public Regulation," *Journal of Banking and Finance* 4, 1980, pp.65-88.
- Ediz, S., I. Michael, and W. Perraudin, "Bank Capital Dynamics and Regulatory Policy," Bank of England, 1998.
- Flannery, M. J., "Capital regulation and insured banks' choice of individual loan default risks," *Journal of Monetary Economics* 24, 1989, pp.235-258.
- Furlong, T. F., "Changes in Bank Risk-Taking," *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1988.
- , and M. C. Keeley, "Capital Regulation and Bank Risk-Taking : A Note," *Journal of Banking and Finance* 13, 1989, pp.883-891.
- Gehrig, T., "Capital Adequacy Rules : Implications for Banks' Risk-taking," *Swiss Journal of Economics and Statistics* 131, 1995, pp.747-764.
- Hancock, Diana, and James A Wilcox, "Bank Capital, Non-bank Finance, and



- Real Estate Activity," *Journal of Housing Research* 8, 1997, pp.75-105.
- Haubrich, J., and P. Wachtel, "Capital Requirements and Shifts in Commercial Bank Portfolios," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* 29, 1993, pp.2-15.
- Ito, Takatoshi, and Yuri Nagataki Sasaki, "Impacts of Basle Capital Standard on Japanese Banks, Behaviour," The Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Tokyo, Japan, Discussion Paper Series No.356, 1998.
- Jackson, Patricia, C. Furfine, H. Groeneveld, and D. Hancock, eds, "Capital Requirements and Bank Behaviour : The Impact of the Basle Accord," Basle Committee on Banking Supervision, Working Papers No.1, April 1999.
- Jacques, K. T., and P. Nigro, "Risk-Based Capital, Portfolio Risk and Bank Capital : A Simultaneous Approach," *Journal of Economics and Business* 49, 1997, pp.533-547.
- Kahane, Y., "Capital Adequacy and the Regulation of Financial Intermediaries," *Journal of Banking and Finance* 1, 1977, pp.207-217.
- Kareken, J. H., and N. Wallace, "Deposit Insurance and Bank Regulation : A Partial Equilibrium Exposition," *Journal of Business* 51, 1978, pp.413-438.
- Karels, Godon V., and McClatchey Christine A., "Deposit Insurance and risk-taking Behavior in the Credit Union Industry," *Journal of Banking and Finance* 23, 1999, pp.105-134.
- Keely, M. C., "Bank Capital Regulation in the 1980s : Effective or Ineffective?," *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, Winter, 1988.
- , and F. T. Furlong, "A Reexamination of Mean-Variance Analysis of Bank Capital Regulation," *Journal of Banking and Finance* 14, 1990, pp.69-84.
- Kim, D., and A. M. Santomero, "Risk in Banking and Capital Regulation," *Journal of Finance* 43, 1988, pp.1219-1233.
- Koehn, M., and A. M. Santomero, "Regulation of Bank Capital and Portfolio Risk," *Journal of Finance* 35, 1980, pp.1235-1244.
- Kupiec, P. H., and O'Brien, J. M., "Deposits Insurance, Bank Incentives, and the Design of Regulatory Policy," Federal Reserve Board Working Paper, December 1998.
- , "The Pre-Commitment Approach: Using Incentives to Set Market Risk Capital Requirements," Federal Reserve Board Working Paper, 1997.
- Marcus, A. J., and I. Shaked, "The Valuation of FDIC Deposit Insurance Using Option Pricing Estimates," *Journal of Money, Credit, and Banking* 16, 1984, pp.446-460.

- Mazumdar, S., and S. H. Yoon, "Loan Monitoring, Competition and Socially Optimal Bank Capital Regulations," *Journal of Risk and Insurance*, forthcoming.
- Meeker, L. G., and L. Gray, "A Note on Non-performing Loans as an Indicator of Asset Quality," *Journal of Banking and Finance* 11, 1987, pp.161-168.
- Merton, R. C., "An Analytic Derivation of the Cost of Deposit Insurance and Loan Guarantees," *Journal of Banking and Finance* 1, 1977, pp.3-11.
- Mingo, J., "Regulatory Influence on Bank Capital Investment," *Journal of Finance* 30, 1975, pp.1111-1121.
- Moyer, Susan E., "Capital Adequacy Ratio Regulations and Accounting Choices in Commercial Banks," *Journal of Accounting and Economics* 13, 1990, pp.123-154.
- Orgler, Y. E., and R. Taggart Jr., "Implications of Corporate Capital Structure Theory for Banking Institutions," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.15, No.2., 1983, pp.212-221.
- Peltzman, S., "Capital Investment in Commercial Banking and Its Relation to Portfolio Regulation," *Journal of Political Economy* 78, 1970, pp.1-26.
- Rime, Bertrand, "Capital Requirement and the Bank Behaviour : Empirical Evidence for Switzerland," Swiss National Bank, 1998.
- Rochet, Jean-Charles, "Capital Requirements and the Behaviour of Commercial Bank," *European Economic Review* 36, 1992, pp.1137-1178.
- Shrieves, R. E., and D. Dahl, "The Relationship between Risk and Capital in Commercial Banks," *Journal of Banking and Finance*, 16, 1992, pp.439-457.
- Saunders, A., Strock E., and N. G. Travlos, "Ownership Structure, Deregulation, and Bank Risk Taking," *Journal of Finance* 45, 1990, pp.643-54.
- Sheldon, George, "Capital Adequacy Rules and the Risk-Seeking Behavior of Banks: A Firm-Level Analysis," *Swiss Journal of Economics and Statistics* 132, 1996, pp.709-734.
- Stephen F. L., "New Risk-Based Capital Measures Mark shift toward Reliance on Self-Assesment," *Bank Accounting and Finance*, 1996, pp.32-40.
- Wall, L. D., and D. R. Peterson, "Bank Holding Company Capital Targets in the early 1990s : The Regulators versus the Markets," *Journal of Banking and Finance* 19, 1995, pp.563-574.
- , "The Effect of Capital Adequacy Guidelines on large Bank Holding Companies," *Journal of Banking and Finance* 11, 1987, pp.581-600.

## □ Abstract

# The Effectiveness of Capital Requirement On Korean Commercial Banks

Insill Yi

This paper reviews the various theories and empirical evidence of the effectiveness of capital regulations on commercial banks. The effectiveness of capital regulations on banks has been the subject of several careful studies for a long time. There is a body of research that incorporates the option pricing, state preference, mean variance and agency theoretic models. This body of research is theoretical and shows contradictory conclusions about whether the risk-taking behavior of banks is effectively constrained by either private incentives or regulatory requirements. Furthermore, there is virtually no research done on how Korean commercial banks behave with respect to observed changes in capital and risk.

Recently, many scholars have tried to find empirical evidence on the impact of the 1988 Basle Accord. It is generally accepted that the adoption of fixed minimum capital requirements led some banks to maintain higher capital ratios than would otherwise have been the case.

This study also investigates the empirical relationship between changes in risk and capital in Korean commercial banks. The results of the study offer evidence on regulatory effectiveness and the role of implicit deposit insurance by Korean financial regulatory authorities in influencing bank capital and risk decisions. The quarterly data obtained from commercial banks' balance sheets is used to analyze the relationship between changes in risk and capital over the period from 1990 to 1998. A simultaneous equation estimation, adopting Schrieves and Dahl(1992)'s model, is used to analyze the adjustments to bank capital and risk levels.

A positive association between changes in risk and capital is found. The existence of such a relationship in Korean commercial banks with capital ratios in excess of regulatory minimum levels suggests that Korean bank managers' private incentives may work to constrain total risk exposure.