

Basel II 도입의 은행대출 및 거시경제에 미치는 영향과 대응방안

오세경·이건호·한광석·허찬국

Basel II 도입의 은행대출 및 거시경제에 미치는 영향과 대응방안

1판1쇄 인쇄/ 2006년 1월 4일

1판1쇄 발행/ 2006년 1월 10일

발행처/ 한국경제연구원

발행인/ 노성태

편집인/ 노성태

등록번호/ 제318-1982-000003호

(150-756) 서울특별시 영등포구 여의도동 28-1 전경련회관
전화 3771-0001(대표), 3771-0057(직통) / 팩스 785-0270~1

<http://www.keri.org>

© 한국경제연구원, 2006

한국경제연구원에서 발간한 간행물은
전국 대형서점에서 구입하실 수 있습니다.
(구입문의) 3771-0057

ISBN 89-8031-393-4

6,000원

* 제작대행: (주)FKI미디어

발간사

은행위험에 대한 새로운 규제협약인 BaselⅡ는 선진국을 중심으로 2006년부터 시행될 예정이다. 우리나라는 현재 금융감독원이 2007년에 이를 시행할 계획하에 준비하고 있고, 은행들도 대부분 Basel Ⅱ에 대비한 신용리스크 측정시스템의 구축을 완료하고 운영리스크 측정시스템 구축 작업의 마무리 단계에 있다.

그러나 Basel Ⅱ가 실제로 국내경제에 미칠 영향에 대한 연구는 아직 부족한 상황이다. 거시경제적 영향에 대한 엄밀한 검토가 없이 Basel Ⅱ를 도입하는 것은 막대한 부작용이 생길 우려가 있기 때문에 Basel Ⅱ의 경제적 효과에 대한 엄밀한 분석을 수반한 신중한 사전계획이 필요하다.

본 연구의 목적은 Basel Ⅱ의 시행이 국내 금융시장의 자금공급 패턴을 변화시킴으로써 경제성장에 미치는 영향을 분석하는 것이다. Basel Ⅱ의 도입으로 인한 은행의 자기자본 부담의 변화는 은행의 여신행태에 영향을 미치게 됨으로써 그 효과가 실물부문에 전이되어 나타날 것이다.

신용등급에 따라 차별적인 위험가중치를 부여하는 Basel Ⅱ 도입이 경제 전체에 미치는 영향을 보기 위해서는 단순히 은행의 전체 자본요구량 변화를 전망하는 것뿐만 아니라 신용등급별로 기업여신에 대한 은행의 자본요구량이 어떻게 변할지를 예측해야 한다. 신용등급별 자본요구량의 차이는 신용등급에 따라 차별화

되는 은행의 여신공급 행태를 유발할 것이고, 이에 따라 거시경제에 미치는 영향 또한 달라질 것이기 때문이다.

본 연구는 대표적인 대형 시중은행의 대기업여신과 중소기업여신에 대한 내부등급별 익스포져 자료와 부도확률 자료를 토대로 Basel II 도입으로 인한 은행의 여신행태 변화 및 국내은행의 최소자본 요구량 변화를 계산했다.

본 연구는 크게 두 가지 방향으로 국내은행 여신행태의 변화를 살펴보았다. 첫째, 은행들이 Basel II의 도입으로 인한 규제비용의 변화를 대출금리에 전가함으로써 이전과 동일한 위험조정수익률을 유지하려 한다는 전제하에 Basel II의 기업대출금리에 대한 영향을 추정했다. 둘째, 은행이 새로운 규제의 도입으로 인한 규제비용의 변화에 대해 여신금리를 변화시키는 대신 규제비용이 증가하는 여신을 축소하고 규제비용이 감소하는 여신을 확대함으로써 규제비용의 실질적인 부담을 종전과 동일하게 유지한다는 전제하에 기업대출의 규모 변화를 추정했다. 특히 대출금리를 고정시키고 기업대출의 규모를 변화시키는 경우에 대해서는 KERI 2005 모형을 사용해 두 가지 신용위험측정방식과 소매금융 효과 유무에 따른 네 가지 시나리오별로 거시경제에 대한 영향을 추가적으로 분석했다.

본 연구의 실증적인 분석에 따르면, Basel II의 시행에 대한 국내 금융권의 일반적인 예상과는 달리, 신용리스크만을 비교했을 때 Basel II의 도입이 은행의 자기자본 요구량을 증대시키는 경우는 중소기업 대출에 대해 소매금융의 효과를 고려하지 않은 경우에 국한되며, 이 경우에도 기업부문의 투자위축에도 불구하고 가계대출의 확대에 의해 거시경제에는 오히려 긍정적인 효과가 나타나는 것으로 추정되었다. 소매금융 효과를 고려하는 경우에는 이러한 긍정적인 효과는 더욱 증폭되는 것으로 나타나기 때문에

Basel II의 시행은 국내 거시경제에 대해 긍정적인 영향을 가져오는 것으로 나타났다.

본 연구의 첫 번째 의의는 국내은행들이 Basel II의 소매금융에 대한 혜택을 충분히 활용한다면 금융공급의 확대를 가능케 하고 궁극적으로 경제발전에 도움이 될 것이라는 점을 계량적으로 입증해 막연한 불안감을 해소했다는 데에 있다.

본 연구는 더 나아가 이러한 Basel II 도입의 긍정적 효과가 발생하는 요인을 좀더 명확하게 밝혀내고 있다는 점에서 또 하나의 의의를 찾을 수 있다.

이러한 긍정적인 결과에도 불구하고 본 연구진은 다음과 같은 사실에 근거해 본 연구의 계량적 결과의 해석과 그에 따른 Basel II의 도입에 대해 신중한 접근이 필요하다고 생각한다. 첫째, Basel II의 운영리스크에 대한 규제로 인해 신용리스크 자기자본 부담의 완화를 상당부분 상쇄할 가능성이 있다. 둘째, 현재 국내 은행권의 중소기업 및 가계에 대한 대출이 포화상태에 있다. 셋째, 본 연구에 사용된 국내기업의 신용등급별 부도확률이 지나치게 낙관적으로 산출되었을 가능성을 배제하기 어렵다.

Basel II의 도입이 국내 금융권 및 실물경제에 미칠 영향이 불확실하기 때문에 앞에서 제기된 것과 같은 기술적인 문제점들을 극복하고 좀더 정확한 경제적 효과의 추정을 가능하게 하기 위해서는 무엇보다도 실제 국내은행의 내부데이터를 기초로 산-학-정 협력에 의한 공동연구가 필요한 것으로 판단된다.

본 연구를 수행하면서 여러분으로부터 많은 도움을 받았다. 세미나를 통해 본 연구 시작부터 마지막까지 연구방향과 연구결과에 대해 귀중한 논평을 해 주신 국민대의 홍정훈 교수님과 어려운 통계작업과 KERI 2005 모형을 통해 본 연구에 많은 기여를 한 한국경제연구원의 김창배 선임연구원에게 감사드린다. 또한

심사를 통해 본 보고서의 내용을 개선하는 데 많은 도움을 주신
익명의 두 분 심사자에게도 감사드린다. 끝으로 본 연구결과는
연구진의 의견일 뿐 한국경제연구원의 공식적인 견해와는 무관
함을 밝혀 둔다.

2006년 1월
한국경제연구원
원장 노성태

목 차

요 약	12
제 I 장 서 론	17
제 II 장 선행연구와의 비교	23
제 III 장 Basel II 의 중요 내용	31
1. 최저자기 자본 규제(Pillar 1)	34
2. 감독기능 강화(Pillar 2)	44
3. 시장규율 강화(Pillar 3)	45
제 IV 장 국내은행의 최소자본 요구량에 미치는 영향	47
1. 기업여신 최소자본 요구량에 미치는 영향분석	50
2. 가계여신 최소자본 요구량에 미치는 영향분석	55
제 V 장 기업여신금리에 미치는 영향	59
1. 대기업여신금리에 대한 영향	61
2. 중소기업여신금리에 대한 영향	64

제VI장 Basel II 도입이 거시경제에 미치는 영향.....	67
1. 개 괄	69
2. Basel II 도입이 기업여신 규모에 미치는 영향	70
3. 기업여신과 기업투자	72
4. 기존의 투자이론	75
5. 투자함수의 도출	79
6. 실증분석	84
 제VII장 결론 및 정책적 함의	 99
 참고문헌	 106
 <부 록>	 111
<부록 1> KERI 2005 모형의 주요 행태식 구조	113
<부록 2> Basel II: 시나리오별 정책 시뮬레이션 결과(분기별)...	137
 영문초록	 141

표 목차

<표 1> 리스크 종류별 리스크 측정방법	35
<표 2> 표준방법의 주요 익스포저별·신용등급별 위험가중치 ...	36
<표 3> 국내은행 기업자금대출의 담보별 분포 (2003년말 현재)	39
<표 4> 담보 및 보증에 의한 신용완화 비중	39
<표 5> 현행Basel협약과 신Basel협약 비교	46
<표 6> 국내 대형 시중은행의 대기업여신과 중소기업여신에 대한 익스포저와 부도확률(2004년말 현재)	49
<표 7> 외부신용등급과 내부등급의 매핑	50
<표 8> 대기업여신에 대한 자본요구량 계산 결과	51
<표 9> 국내은행 개인사업자 대출의 규모별 현황 (2004년 3월말 현재)	53
<표 10> 국내은행의 개인사업자 대출현황 (2004년 3월말 현재)	53
<표 11> 중소기업여신에 대한 자본요구량 계산 결과	54
<표 12> 가계여신의 부도율과 익스포저	56
<표 13> 가계여신에 대한 자본 요구량 계산 결과	56
<표 14> 대기업여신에 대한 여신금리 변화예상	63
<표 15> 중소기업여신에 대한 여신금리 변화예상	66
<표 16> 설비투자 행태식	86
<표 17> 민간소비 행태식	87
<표 18> 시나리오	90
<표 19> 설비투자 추이	91
<표 20> 기업규모별 고용비중	91

<표 21> S1: 표준방법에서 소매금융 효과를 무시한 경우	93
<표 22> S2: 표준방법에서 소매금융 효과를 고려한 경우	94
<표 23> S3: 기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 무시한 경우	95
<표 24> S4: 기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 고려한 경우	96

그림 목차

<그림 1> Basel II의 구조	33
<그림 2> 현행 협약, 표준방법, 내부등급법의 익스포저별 위험가중치	42
<그림 3> Basel II가 설비투자에 미치는 효과	97
<그림 4> Basel II가 민간소비에 미치는 효과	97
<그림 5> Basel II가 GDP에 미치는 효과	98
<그림 6> Basel II가 고용에 미치는 효과	98

요 약

은행의 위험을 규제하는 협약으로서 Basel I 을 개선한 Basel II 는 선진국을 중심으로 2006년부터 시행될 예정이다. 우리나라는 현재 금융감독원이 2007년에 이를 시행할 계획을 가지고 준비하고 있고 은행들도 대부분 Basel II 에 대비한 신용리스크 측정시스템의 구축을 완료하고 운영리스크 측정시스템 구축 작업의 마무리 단계에 있다.

그러나 현재까지 국내 금융권의 대비는 Basel II 가 제시하고 있는 리스크 측정 방법론의 기술적인 측면에 일차적인 관심이 모아지고 있을 뿐, 새로운 기준에 의한 자본규제가 실제로 국내경제에 미칠 영향에 대한 연구는 아직 부족한 상황이다. Basel II 시행의 거시경제적 영향에 대한 엄밀한 검토가 없이 이러한 방향을 설정하는 것은 막대한 부작용이 생길 우려가 있다. 따라서 Basel II 의 도입에 대해서는 경제적 효과에 대한 엄밀한 분석을 수반한 신중한 사전계획이 필요하다.

본 연구는 Basel II 의 시행이 국내 금융시장의 자금공급 패턴을 변화시킴으로써 경제성장에 직접적인 영향을 미칠 수 있다는 국가적 관점의 관심에서 출발한다. 물론 새로운 규제안의 핵심이 금융기관의 리스크 측정을 위한 기술적 능력 제고에 있음은 부인할 수 없는 사실이지만, 이로 인한 은행의 자기자본 부담의 변화는 은행의 여신행태에 영향을 미치게 됨으로써 그 효과가 실물부

문에 전이되어 나타날 것이라는 것이다. 새로운 규제안이 실질적으로 금융시장 및 경제 전반에 걸쳐 어떤 영향을 미칠 것인지에 대한 연구가 아직까지 미흡한 상태라는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

Basel II 도입에 따라 국내은행의 최소자본 요구량이 증가하게 되는 경우 은행은 여신금리의 인상이나 저신용기업군에 대한 여신축소와 같은 형태로 기업부문에 대한 자금공급을 축소시킬 것으로 예상할 수 있다. 이 경우 최근 수년간 자본시장의 기업금융 공급상황에 비추어 볼 때 일부 우량 대기업을 제외하고는 자본시장을 통한 자금조달이 힘들 것이기 때문에 이러한 전망은 상당한 우려를 제기한다. 특히 Basel II의 ABS에 대한 비우호적 취급기준에 비추어 현재 회사채 시장에서 상당한 비중을 차지하고 있는 ABS 시장의 위축 또한 크게 우려해야 할 것이다.

신용등급에 따라 차별적인 위험가중치를 부여하는 Basel II 도입이 경제 전체에 미치는 영향을 보기 위해서는 단순히 은행의 전체 자본요구량 변화를 전망하는 것뿐만 아니라 신용등급별로 기업여신에 대한 은행의 자본요구량이 어떻게 변할지를 예측해야 한다. 신용등급별 자본요구량의 차이는 신용등급에 따라 차별화되는 은행의 여신공급 행태를 유발할 것이고, 이에 따라 거시경제에 미치는 영향 또한 달라질 것이기 때문이다.

본 연구는 대표적인 대형 시중은행의 대기업여신과 중소기업여신에 대한 내부등급별 익스포져 자료와 부도확률 자료를 토대로 Basel II 도입으로 인한 은행의 여신행태 변화 및 국내은행의 최소자본 요구량 변화를 계산했다.

본 연구는 크게 두 가지 방향으로 국내은행 여신행태의 변화를 살펴보았다. 첫째, 은행들이 Basel II의 도입으로 인한 규제비용의 변화를 대출금리에 전가함으로써 이전과 동일한 위험조정수익률

을 유지하려 한다는 전제하에 Basel II의 기업대출금리에 대한 영향을 추정했다. 둘째, 은행이 새로운 규제 도입으로 인한 규제비용의 변화에 대해 여신금리를 변화시키는 대신 규제비용이 증가하는 여신을 축소하고 규제비용이 감소하는 여신을 확대함으로써 규제비용의 실질적인 부담을 종전과 동일하게 유지한다는 전제하에 기업대출의 규모 변화를 추정했다. 특히 대출금리를 고정시키고 기업대출의 규모를 변화시키는 경우에 대해서는 KERI 2005 모형을 사용하여 두 가지 신용위험측정방식과 소매금융효과 유무에 따른 네 가지 시나리오별로 거시경제에 대한 영향을 추가적으로 분석했다.

Basel II의 시행에 대한 국내 금융권의 일반적인 예상은 새로운 규제 도입으로 인해 은행의 자기자본 부담이 늘어나게 될 것이며, 따라서 기업금융의 위축이 우려된다는 것이었다. 본 연구의 실증적인 분석에 따르면, 신용리스크만을 비교했을 때 Basel II의 도입이 은행의 자기자본요구량을 증대시키는 경우는 중소기업 대출에 대해 소매금융의 효과를 고려하지 않은 경우에 국한되며, 이 경우에도 기업부문의 투자위축에도 불구하고 가계대출의 확대에 의해 거시경제에는 오히려 긍정적인 효과가 나타나는 것으로 추정되었다. 소매금융 효과를 고려하는 경우에는 이러한 긍정적인 효과는 더욱 증폭되는 것으로 나타나기 때문에 Basel II의 시행은 국내 거시경제에 대해 긍정적인 영향을 가져오는 것으로 나타났다.

본 연구의 첫 번째 의의는 국내은행들이 Basel II의 소매금융에 대한 혜택을 충분히 활용한다면 금융공급의 확대를 가능케 하고 궁극적으로 경제발전에 도움이 될 것이라는 점을 계량적으로 입증해 막연한 불안감을 해소하였다는 데에 있다.

본 연구는 더 나아가 이러한 Basel II 도입의 긍정적 효과가 발생하는 요인을 좀더 명확하게 밝혀 내고 있다는 점에서 또 하나

의 의의를 찾을 수 있다. 즉 “다른 조건이 동일하다면” Basel II의 시행은 대기업 대출의 위축을 불가피하게 할 것이며, 새 규제안의 긍정적인 효과는 소매금융으로 분류되어 위험가중치 계산에서 유리한 취급을 받게 되는 중소기업대출 및 가계대출의 증대에 전적으로 기인한다. 따라서 소매금융효과로 은행의 자기자본에 여력이 생긴다면 대기업에 대한 대출여력이 오히려 증대될 수도 있다.

이러한 긍정적인 결과에도 불구하고 본 연구진은 다음과 같은 사실에 근거해 본 연구의 계량적 결과의 해석과 그에 따른 Basel II의 도입에 대해 신중한 접근이 필요하다고 생각한다.

첫째, Basel II는 신용리스크뿐만 아니라 운영리스크에 대한 자기자본의 보유를 요구하기 때문에 신용리스크 자기자본 부담의 완화를 상당부분 상쇄할 가능성이 있다.

둘째, 현재 국내은행권의 중소기업 및 가계에 대한 대출이 포화상태에 있기 때문에 이들 부문에 대한 대출의 자기자본 부담이 완화된다고 하더라도 실제로 국내은행들이 이 부문에 대한 대출을 획기적으로 증대시킬 수 있을 것인지에 대해서는 확신하기 힘들다.

셋째, 본 연구에 사용된 국내기업의 신용등급별 부도확률이 지나치게 낙관적으로 산출되었을 가능성을 배제하기 어렵다.

Basel II의 도입이 국내 금융권 및 실물경제에 미칠 영향이 불확실하기 때문에 앞에서 제기된 것과 같은 기술적인 문제점들을 극복하고 더욱 정확한 경제적 효과의 추정을 가능하게 하기 위해서는 무엇보다도 실제 국내은행의 내부데이터를 기초로 산-학-정 협력에 의한 공동연구가 필요한 것으로 판단된다.

제 I 장

서 론

2004년 6월 최종 확정된 Basel II는 협약 가입 선진국을 중심으로 2006년부터 시행될 예정이다. 국내에서도 감독당국이 전담팀을 구성해 조속한 시행을 준비하고 은행들도 대부분 Basel II에 대비한 신용리스크 측정시스템의 구축을 완료하고 운영리스크 측정시스템 구축 작업의 마무리 단계에 있다. 그러나 현재까지 국내 금융권의 대비는 Basel II가 제시하고 있는 리스크 측정 방법론의 기술적인 측면에 일차적인 관심이 모아지고 있을 뿐, 새로운 기준에 의한 자본규제가 실제로 국내경제에 미칠 영향에 대한 진지한 연구가 부족한 것으로 보인다.

현재까지 국내 감독당국의 입장은 Basel II의 발효시점 초기에 국내에도 이를 시행하고, 방법론 측면에서도 국내은행들의 내부등급법 채택을 위한 감독노력을 경주하는 것으로 보인다. 그러나 제도 도입 및 시행의 거시경제적 영향에 대한 엄밀한 검토가 없이 이러한 방향을 설정하는 것은 막대한 부작용이 생길 우려가 있다.

현재 국내은행들은 Basel II, 특히 내부등급법 시행에 대비한 시스템 구축에 상당한 진전을 보이고 있지만, 실제로 이 방법론을 채택할 것인지에 대해서는 경제적 효과에 대한 엄밀한 분석이 선행될 필요가 있다. 과거 시장리스크 측정과 관련해 대부분의 은행들이 내부모형을 갖추고도 규제자본과 관련해서는 표준방법을 선호하는 상황이 지속된 경험에 비추어 새로운 규제안의 도입에도 그 과정에 대한 신중한 사전계획이 필요할 것으로 판단된다.

본 연구는 Basel II의 시행이 국내 금융시장의 자금공급 패턴을 변화시킴으로써 경제성장에 직접적인 영향을 미칠 수 있다는 국가적 관점의 관심에서 출발한다. 물론 새로운 규제안의 핵심이 금융기관의 리스크 측정을 위한 기술적 능력 제고에 있음은 부인할 수 없는 사실이지만, 이로 인한 은행의 자기자본 부담의 변화

는 그 자체로서 종결되는 현상이 아니고 은행의 여신행태에 영향을 미치게 됨으로써 그 효과가 실물부문에 전이되어 나타날 것이라는 것이다. 새로운 규제안이 실질적으로 금융시장 및 경제 전반에 걸쳐 어떤 영향을 미칠 것인지에 대한 연구가 아직까지 미흡한 상태라는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

Basel II 도입에 따라 국내은행의 최소자본 요구량이 증가하게 되는 경우 은행은 여신금리의 인상이나 저신용기업군에 대한 여신축소와 같은 형태로 기업부문에 대한 자금공급을 축소시킬 것으로 예상할 수 있다. 이 경우 기업들은 은행 이외의 대체자금조달수단(특히 회사채)을 모색해야 한다. 최근 수년간 자본시장의 기업금융 공급상황에 비추어 볼 때 일부 우량 대기업을 제외하고는 자본시장을 통한 자금조달이 힘들 것이기 때문에 이러한 전망은 상당한 우려를 제기한다. 특히 Basel II의 ABS에 대한 비우호적 취급기준에 비추어 현재 회사채 시장에서 상당한 비중을 차지하고 있는 ABS 시장의 위축 또한 크게 우려해야 할 것이다.

따라서 Basel II 도입이 경제 전체에 미치는 영향을 보기 위해서는 단순히 은행의 전체 자본요구량 변화를 전망하는 것에서 한 걸음 더 나아가 신용등급별로 기업여신에 대한 은행의 자본요구량이 어떻게 변할지를 예측하는 작업이 필요하다. Basel II가 신용등급에 따라 차별적인 위험가중치를 부여하고 있기 때문에 신용등급별 자본요구량의 차이는 신용등급에 따라 차별화되는 은행의 여신공급 행태를 유발할 것이고, 이에 따라 거시경제에 미치는 영향 또한 달라질 것이기 때문이다. 하지만 이처럼 신용등급별로 자본요구량이 얼마나 변할지를 예측하기 위해서는 기업여신에 대한 내부등급별 익스포져 및 부도확률과 같은 은행의 내부자료가 필요하다.

우리나라의 경우 2004년에 이미 금융감독원이 주도해 Basel II

의 도입으로 인한 국내은행의 최소자본 요구량 변화를 추정할 바 있으나, 불행히도 그 결과나 원천 자료를 일절 공개하지 않고 있는 실정이다.

본 연구진은 국내의 대표적인 대형 시중은행으로부터 대기업여신과 중소기업여신에 대한 내부등급별 익스포져 자료와 부도확률 자료를 얻을 수 있어서 이를 토대로 Basel II 도입으로 인한 은행의 여신행태 변화 및 이에 따른 거시경제적 영향에 대한 기본적인 분석을 행할 수 있었다.¹⁾

우선 해당 은행의 신용등급별 기업여신 익스포져 및 부도확률을 국내은행 전체의 여신에 대입해 Basel II 도입으로 인한 국내은행의 최소자본 요구량 변화를 계산했다. 자본요구량의 변화는 은행의 여신업무와 관련된 규제비용의 변화를 초래하게 되며, 이러한 변화는 은행의 여신행태에 영향을 미치게 된다. 그러므로 기업여신에 대해 신용등급별로 자본요구량이 어떻게 변할 것인지를 살펴봄으로써 Basel II에 따라 은행의 여신 포트폴리오가 어떻게 변할 것인지를 전망하고자 했다.

현재 시점에서 일반적인 예상은 Basel II의 도입은 은행의 자본요구량을 증대시킴으로써 기업대출에 보다 소극적인 행태를 유발할 것이라는 것이다. 실제로 새로운 규제의 도입이 기업부문에 대한 자금공급을 위축시키게 되는 경우 궁극적으로 투자위축 및 이로 인한 성장률 하락을 불가피하게 할 우려가 있다는 점에서 본 연구는 크게 두 가지 방향으로 이러한 여신행태의 변화를 살펴본다.

첫째는 은행이 이러한 규제비용의 변화를 가격으로 전이시키는

1) 물론 시중은행 한 군데의 자료를 사용했다는 문제가 있기는 하지만 본 시중은행이 우리나라의 대표적인 대형 시중은행이기 때문에 우리가 이 보고서에서 보고자 하는 이슈를 다루는 데에는 큰 문제가 없다고 생각된다.

경우이다. 즉 은행들이 Basel II의 도입으로 인한 규제비용의 변화를 대출금리에 전가함으로써 이전과 동일한 위험조정수익률을 유지하려 한다는 전제하에 Basel II의 기업대출금리에 대한 영향을 추정한다.

둘째는 은행이 새로운 규제의 도입으로 인한 규제비용의 변화를 여신포트폴리오의 재편을 통해 자체적으로 흡수하는 경우이다. 즉 은행이 여신금리를 변화시키는 대신 규제비용이 증가하는 여신을 축소하고 규제비용이 감소하는 여신을 확대함으로써 규제비용의 실질적인 부담을 종전과 동일하게 유지한다는 전제하에 기업대출의 규모 변화를 추정하는 것이다.

본 연구에서는 이처럼 기업대출의 규모가 변화하게 되는 경우에 대해서는 별도의 계량적 모형을 사용해 거시경제에 대한 영향을 추가적으로 분석했다.

제II장

선행연구와의 비교

2002년 10월 바젤위원회는 Basel II의 도입으로 인한 자본요구량 변화에 대한 연구를 43개국에 대해 세 번째로 진행하여 QIS3 보고서²⁾를 발표했다. 이 보고서에 따르면 내부등급법을 사용하는 경우에는 국가들마다 다르게 산출되었지만, 표준방법을 사용했을 경우에는 모든 국가에 대해 자본요구량이 증가하는 것으로 나타났다.³⁾ 동 보고서에 의하면 Basel II의 표준방법에 의해 신용위험을 측정했을 때 G-10, EU 및 기타그룹의 경우 각각 평균 11%, 6%, 12%의 자본요구량이 증가하며, 기초 내부등급법을 적용할 때 각각 평균 3%, -4%, 4%만큼, 또 고급 내부등급법을 적용할 때 각각 평균 -2%, -6%만큼 자본요구량이 변화하는 것으로 나타났다.⁴⁾ 우리나라가 속해 있는 기타 그룹의 경우에는 신용위험 측정 방법으로 어느 방법을 채택하든 은행의 자본요구량이 증가함을 알 수 있으며, 국가별로 시장상황과 은행의 활동초점 차이 등에 의해 큰 차이를 보이는 것을 확인할 수 있다.

국내의 경우 Basel II의 도입으로 인한 국내은행의 자본요구량 증가에 대해서는 아직 공식적인 연구결과가 발표된 바가 없다. 앞 장에서 밝힌 바와 같이 금융감독원이 내부적으로 국내은행들의 Basel II 도입 영향을 분석한 바 있으나 그 결과는 아직 공식적으로 발표되지 않고 있으며, 이 밖에 홍동수(2004)의 연구가 있으나 이는 Basel II 확정 이전의 연구일 뿐 아니라 경제순응성(Procyclicality)에 미치는 영향에 초점을 맞추어 제도시행 자체로 인한 경제적 효과를 살펴보는 않았다. 동 논문은 국내은행의 기

2) Quantitative Impact Study 3

3) 나중에 자세히 살펴보겠지만 Basel II에서는 신용위험의 측정방법이 표준방법과 내부등급법으로 구분되며, 내부등급법은 다시 기초 내부등급법과 고급 내부등급법으로 구분된다.

4) 고급 내부등급법의 경우에는 기타 그룹에 대한 적용 케이스가 없다.

업여신 신용등급별 익스포저를 고려하지 않고 있기 때문에 정확한 자본요구량의 산출이 어려울 뿐만 아니라 신용등급별 변화도 볼 수 없다. 한편, 금융감독위원회의 의뢰로 2004년에 작성된 한국개발연구원의 보고서는 주로 Basel II가 중소기업 대출시장에 미치는 영향을 분석한 것으로 기업대출시장 전체와 경제 전체에 대한 영향을 분석하지는 못했다.

본 연구에서는 우선 Basel II의 도입에 따른 국내은행의 자기자본 부담의 변화를 추정하였다. 그러나 실제로 이러한 자기자본 부담의 변화는 국내은행의 내부자료에 대한 독점적 접근이 가능한 금융감독원이 본 연구에서 추정한 것보다 훨씬 세밀하고 정확하게 파악할 수 있을 것으로 생각된다. 따라서 본 연구의 국내은행 자기자본 변화에 대한 추정은 그 신뢰성에 한계가 있다는 점을 인정할 수밖에 없다. 그러나 감독당국의 비공개성으로 인해 정밀한 분석이 불가능한 것이 현실이기 때문에, 본 연구진은 스스로 추정한 국내은행의 자기자본 부담의 변화를 토대로 이러한 변화가 초래할 기업여신에 대한 영향을 두 가지 방향으로 추정하였다.

첫째로 본 연구는 자기자본 부담의 변화에 따른 규제비용의 차이가 국내은행들의 기업여신금리에 미치는 영향을 추정하였다. Basel II가 은행여신금리에 미치는 영향에 대해서는 외국의 연구들도 아직까지 일관된 결론에 이르지 못하고 있는 상황이다. 예를 들어 Powell(2002)은 Basel II가 개발도상국에 대한 은행들의 여신 스프레드를 상당히 증가시킨다고 주장하였다. 또한 Reisen(2001)은 개발도상국과 신흥공업국에 대한 분석 결과 표준방법의 경우에는 대부분 여신금리의 상승이 없으나 내부등급법의 경우에는 저등급 기업들에 대해 큰 금리상승이 된다고 주장하였다. 그러나 Hayes and Saporta(2002)는 선진은행들의 경우 경제적자본(Economic Capital)에 의거 대출금리를 결정하기 때문에 경제적자본이 규제자본보다

큰 경우 규제자본이 제약조건으로 작용하지 않아 여신금리의 상승은 없을 것이라고 주장하였다. 본 연구는 Basel II 시행에 따른 국내은행의 여신금리 변화를 Reisen(2001)이 사용한 방식을 적용하여 추정하였다. 즉 Basel II로 인해 자본요구량이 변할 때 은행들이 이를 전적으로 여신금리스프레드의 변화로 반영한다고 가정하고, 새로운 규제에 의해 증가한 최소자본 요구량하에서 Basel I 과 동일한 위험조정수익률을 달성하기 위해서 금리스프레드를 조정한다면 기업의 자본조달 비용이 얼마나 변화해야 하는지를 보는 방식이다.

둘째로 본 연구는 Basel II 도입으로 인한 자본요구량의 변화가 은행의 기업여신 규모에 미치는 영향을 추정하였다. 전선애와 이인실(2000)은 1997년의 신용경색기를 실증분석한 결과, 대출 및 위험자산의 감소가 자기자본 비율 규제 압력에 의해 가장 많은 영향을 받는다고 주장하였다. 또한 Rime(1998), Aggarwal and Jacques (1997) 등에 의하면 은행들이 심하게 자본규제를 받을 때에 위험가중치가 높은 자산들로부터 위험가중치가 낮은 자산들로 자산구성을 변화시키며 기업에 대한 여신을 축소하는 현상이 나타난다고 하였다. 그러나 실제로 Basel II의 시행으로 자본요구량이 증가한다고 하더라도 이로 인해서 은행의 기업에 대한 신용공여가 전반적으로 축소될 것인지의 문제를 예측하는 것은 기술적으로 매우 어려운 과제이다. 자본요구량이 증가할 경우에도 은행들이 반드시 늘어난 자본요구량을 충족시키기 위해서 위험자산을 줄여야 되는 것은 아니며, 증자 혹은 후순위채를 발행하거나 내부유보를 통해서 자기자본을 확충할 수도 있고, 이미 충분히 Basel 비율이 높은 경우라면 더 이상 추가자본의 적립이나 위험자산의 감소 없이 표준비율 이상을 유지할 수도 있기 때문이다.

은행 중심의 우리나라 기업금융시장 구조하에서는 비우량기업

들이 자금조달의 은행의존도가 높고 은행대출에 대한 대체 자금 조달 수단이 매우 제한되어 있기 때문에 은행대출의 축소가 다른 자금조달 수단에 의해 거의 대체되지 않을 가능성이 매우 크다.

그럼에도 불구하고 은행들이 구체적으로 어떤 선택을 할지는 개별은행들의 재무상태, 경기상황, 영업전략 등에 따라 달라질 것이다. 예를 들어, 경기순환상 호황국면에서는 주식을 새로 발행하거나 내부유보를 통해서 자본금을 늘리는 것이 쉽겠지만, 불황국면에서는 여신수요도 감소하고 부도위험도 증가할 것이기 때문에 자본을 늘리는 것보다는 여신을 축소시키는 것이 더 유리할 수도 있다. 현 시점에서 Basel II 도입시기의 국내경기 국면 및 각 은행의 재무상황, 영업전략 등을 면밀히 예측하는 것은 사실상 불가능하므로, 특정한 장래 상황을 설정하고 이에 따라 기업여신규모 변화를 예측한다는 것은 의미가 없다고 볼 수 있다.

따라서 본 연구에서는 은행들이 자본요구량의 변화를 전액 여신규모 변화에 반영하는 경우라는 극단의 케이스들을 살펴본다. 현실적으로는 Basel II 도입 이후 자본요구량 변화에 따른 국내은행의 기업에 대한 신용공여 행태 변화가 이러한 극단적인 상황에 미치지 않겠지만 데이터 및 방법론상의 제약을 고려할 때 이러한 극단적 상황의 고려가 의미 있는 것으로 생각된다.

본 연구는 추가적으로 Basel II 도입이 기업여신에 영향을 미치는 경우 이로 인한 거시경제 측면의 효과를 분석하였다. 새로운 규제가 실제로 은행의 기업여신을 위축시키게 되면 이로 인한 설비투자의 감소는 현재 생산을 감소시킬 뿐만 아니라 또한 미래의 생산도 감소시킴으로써 장단기 GDP를 포함한 거시변수에 영향을 미치게 된다. Jackson et al(1999), Romer and Romer(1991) 등에 의하면 은행의 신용공여 축소는 은행에 의존적인 기업들에 대한 여신을 축소하거나 그들로 하여금 보다 고비용의 신용수단을 사

용하도록 강요함으로써 투자수요의 감소를 초래할 수 있다. 또한 Gibson(1995)에 의하면 최저등급의 주거대출은행을 가지고 있는 기업의 경우 투자가 상당히 위축되는 것을 발견하였다.

본 연구에서는 Basel II 도입의 거시경제적 효과를 분석함에 있어서 은행대출의 중요성을 강조하는 신용중시 입장의 시각을 채택하였다.⁵⁾ 신용중시 시각(Credit View)은 비대칭적 정보의 존재 때문에 통화정책이 경제에 미치는 효과를 분석할 때 반드시 은행의 역할을 고려해야 한다는 입장이다. 예를 들어 Bernanke and Blinder(1988)는 미국 자료(1953~1985)에서 1979~1985년 동안 신용-GNP 상관관계가 통화량-GNP 상관관계보다 3배 이상 크다는 사실을 발견하였으며, Kashyap, Stein, and Wilcox(1993)와 Bernanke, Gertler, Gilchrist(1996)는 통화정책의 효과분석에서 은행대출의 중요성을 입증하였고, Blum and Hellwig(1995)은 은행의 자기자본 규제가 거시경제에 미치는 영향을 이론모형을 통해 분석하였다.

일반적으로 신용등급별 대출액의 변화가 투자에 미치는 영향을 개인소비 및 신용등급별 기업군의 투자 변화에 직접 연결시켜 계산하는 것은 매우 어려우므로 본 연구에서는 앞에서 도출된 총기업여신 규모의 변화가 총소비 및 총투자에 미치는 영향을 분석하기 위한 모형을 구성하였다. 경제에 신용할당(Credit Rationing)이 존재한다고 가정하고, 신용공급을 설명변수로 하는 소비함수와 투자함수를 도출한 후, 이들 함수를 선형화하고 시계열자료를 이용해 추정하였다. 이렇게 도출된 모형을 KERI 거시예측모형에 연결해 단기 및 중기적으로 거시변수들의 변화를 예측하였다.

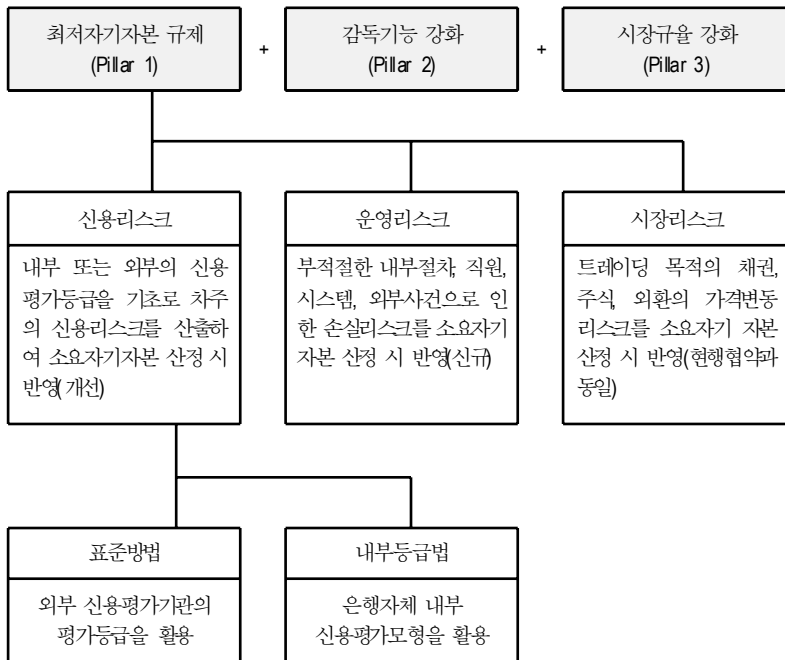
5) 이와 대비되는 견해인 통화량중시 시각(Money View)은 통화정책이 경제에 미치는 효과를 분석할 때 은행의 역할을 특별히 고려할 필요가 없다는 전통적인 입장으로, King(1986), Romer and Romer(1990), Ramey(1993) 등은 통화량이 은행대출보다 총생산을 예측하는 데 더 효과적이라고 주장한다.

제3장

Basel II의 중요 내용

Basel II는 Basel I을 개편한 최저자기자본 규제(Pillar 1)에 감독기능 강화(Pillar 2), 시장규율을 강화(Pillar 3)를 추가한 3개의 축으로 구성되어 있다. 이는 규제완화, 전자통신기술 및 금융공학의 발달을 배경으로 은행의 영업규모가 커지고 그 내용이 복잡다기화됨에 따라 최저자기자본 규제만으로는 불충분하다고 생각되어, 은행의 리스크관리와 자본적정성 평가시스템에 대한 감독당국의 적극적인 점검과 공시강화를 통한 시장참여자의 감시 유도로 보완하고자 하는 것이다.

<그림 1> Basel II의 구조



자료: 금융감독원

1. 최저자기자본 규제(Pillar 1)

Basel II의 Pillar 1은 최저자기자본 비율 산출에 있어서 위험가중자산 산정에 이용되는 신용리스크 산출방식을 개선하고, 신용·시장리스크 이외에 운영리스크를 추가하도록 하고 있다. 신용리스크 산출방식은 신용리스크 측정 시 차주의 신용도에 따라 위험가중치를 차등화하고 정교한 내부 신용평가모형을 갖춘 은행에 대해서는 리스크 측정과 규제자본 산출에 있어 재량권을 허용하도록 하고 있다. 또한 담보, 보증 또는 신용파생상품과 같은 신용위험 경감수단을 현행 협약보다 폭넓게 인정⁶⁾해 그동안 발전해 온 리스크관리기법을 수용하였다. 다만, 자기자본비율은 현행 협약과 동일하게 자기자본을 총위험가중자산(신용위험가중자산+시장위험가중자산+운영위험가중자산)으로 나누어 산출하며, 최저자기자본 비율도 현행 협약과 동일한 8%를 적용한다.

$$\text{자기자본 비율} = \frac{\text{자기자본}}{\text{신용위험가중자산} + \text{시장위험가중자산} + \text{운영위험가중자산}} \geq 8\% \quad (1)$$

신용리스크와 운영리스크를 측정함에 있어서 난이도와 정교도가 다른 리스크 측정방법을 세 가지씩 제시하고 은행이 선택하도록 하였는데, 크게 표준방법과 내부모형으로 구분한다. 표준방법은 바젤위원회에서 정한 표준적인 방법에 의해 리스크를 산출하는

6) 신용위험 경감수단으로 인정하는 담보와 보증의 제공 주체를 국가, 은행에서 일반기업까지 확대하고 담보의 범위도 채권(예금 포함)에서 주식, 금 등으로 확대하였다. 또한 보증 외에 신용파생상품을 통한 신용위험경감 효과를 추가적으로 인정해 은행이 신용보장을 매입한 경우 신용보장 매도자(Protection Seller)가 보증을 제공한 것과 동일하게 처리할 수 있도록 허용하였다.

방법이며, 내부모형은 은행이 내부 데이터와 리스크 측정시스템을 이용해 리스크를 스스로 산출토록 하는 방법으로 기초 내부등급법과 고급 내부등급법 등으로 나누어지고, 그 적정성을 확보하기 위해 감독당국의 사전 승인을 받도록 하고 있다.

<표 1> 리스크 종류별 리스크 측정방법

측정방법	신용리스크 (개 선)	운영리스크 (신 규)	시장리스크 (현행 유지)
표준방법	표준방법	기초지표법	표준방법
		표준방법	
내부모형	기초 내부등급법	고급측정법	내부모형
	고급 내부등급법		

(1) 신용리스크의 측정

최저자기자본 규제에 신용리스크 관련 위험가중치 산정방식은 크게 표준방법(Standardized Approach)과 내부등급법(Internal Ratings Based Approach)으로 구분한다. 표준방법에 의한 위험가중치는 기본적으로 바젤위원회에 의해 제시되며, 국가·은행·기업 등 차주별로 차별을 두는 것은 물론 외부신용평가기관의 신용평가등급에 의해서도 위험가중치가 달리 적용되도록 제안하고 있다(0~125%).

내부등급법(IRB Approach)에 의하면 은행이 보유한 익스포저를 국가·기업·은행, 소매, 주식, 자산유동화로 구분하고 은행의 내부 신용평가모형을 이용해 각각의 리스크를 측정하게 되는데, 이는 선진은행이 내부적으로 사용하고 있는 신용리스크 관리시스템을 대폭 수용한 방식이다. 이 방법에 의하면 신용리스크가 다음과 같이 산출된다. 먼저, 신용리스크를 산출하는 데 필요한 위험요

소⁷⁾인 부도율(*PD*), 부도 시 손실률(*LGD*), 유효만기(*M*)를 각 익스포저별로 추정하고 이를 제시된 소요자기자본을 함수에 대입해 소요자기자본을 산출한다. 둘째, 소요자기자본에 부도 시 익스포저(*EAD*)를 곱해 소요자기자본을 구한다. 마지막으로 여기에 8%의 역수인 12.5를 곱해 위험가중자산을 산출하게 된다.

<표 2> 표준방법의 주요 익스포저별·신용등급별¹⁾ 위험가중치

구 분	AAA~AA	A	BBB	BB	B	B 미만	무등급
국가	0	20	50	100	100	150	100
은행 ²⁾							
1안	20	50	100	100	100	150	100
2안 3개월 이하	20	20	20	50	50	150	20
3개월 초과	20	50	50	100	100	150	50
기업	20	50	100	100	150	150	100
자산유동화	20	50	100	350	자기자본에서 차감		

주: 1) S&P 신용등급 기준

- 2) 은행에 대한 채권의 경우 감독당국의 판단에 따라 일률적으로 해당국가 위험가중치보다 한 단계 높은 위험가중치를 적용하거나(1안), 은행 자체의 신용등급에 따른 위험가중치를 적용(2안)

자료: 한국은행(2003).

- 7) ① 부도율(*PD*: Probability of Default): 차주가 약정기간 내에 채무이행을 하지 못할 확률
 ② 부도 시 손실률(*LGD*: Loss Given Default): 차주의 부도 시 금융회사가 동 차주에 대한 여신으로부터 입을 수 있는 손실률
 ③ 부도 시 익스포저(*EAD*: Exposure at Default): 차주의 부도 시 금융회사의 동 차주에 대한 여신의 경제적 가치
 ④ 유효만기(*M*: Maturity): 신용리스크 측정 시점부터 익스포저의 계약 종료일까지의 유효한 잔존기간

내부등급법은 위험가중치 산정에 필요한 리스크 요소의 활용 정도에 따라 기초 내부등급법(Foundation IRB Approach)과 고급 내부등급법(Advanced IRB Approach)으로 구분된다. 기초 내부등급법은 차주의 리스크 요소 가운데 부도확률만 은행이 자체적으로 측정하고 나머지는 바젤위원회가 제시하는 바와 같이 만기(2.5년) 및 부도 시 손실률(담보 및 선순위 여부에 따라 0~75%)을 사용해 위험가중치를 산정하는 방식이다. 그러나 고급 내부등급법은 부도확률뿐만 아니라 부도 시 손실률 및 만기 등의 리스크 요소도 은행 자체 측정치를 활용한다. 단, 소매금융에 대해서는 기업여신과는 달리 차주의 리스크 요소 가운데 만기를 제외한 부도확률과 부도 시 손실률만을 고려하며, 두 요소 모두 은행이 자체 산출하도록 하고 있다.

이제 이를 구체적으로 식으로 표시하면 다음과 같다. 기초 내부등급법에 의한 최소자본 요구량은 다음과 같이 계산된다.

$$K = EAD \times LGD \times \left[\Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(PD) + \sqrt{\rho} \times \Phi^{-1}(C)}{\sqrt{1-\rho}} \right) - PD \right] \quad (2)$$

K : 자본요구량

EAD : 부도 시 잔액

LGD : 부도 시 손실률

PD : 부도확률

Φ : 표준정규변수의 누적분포함수

Φ^{-1} : 표준정규변수의 역누적분포함수

ρ : 신용위험간 상관계수로서 다음 페이지에 주어짐

C : 신뢰수준

여기서 부도확률만 은행 자체적으로 측정하고 나머지는 바젤위원회가 정한 방식에 따르게 된다. 유효만기가 2.5년($M=2.5$)으로 제

시됨에 따라 만기조정 항목인 $B(PD)$ ⁸⁾를 고려할 필요가 없게 된다. 위 식에서 상관계수는 다음과 같이 주어지는데, 이는 신용위험 상관관계가 [0.12, 0.24]의 범위에서 결정되고, 부도확률(PD)이 높아질수록 신용위험 상관관계가 낮아지는 것을 가정하고 도출된 것이다.

$$\rho = 0.12 \times \left(\frac{1 - e^{-50 \times PD}}{1 - e^{-50}} \right) + 0.24 \times \left(1 - \frac{1 - e^{-50 \times PD}}{1 - e^{-50}} \right)$$

한편, Basel II에서는 현행 자기자본 규제에서보다 적격 담보 및 보증의 범위가 확대되었다. 현행 협약하에서는 현금이나 OECD 국가의 정부, 준정부기관 등 공적부문 또는 특정 국제개발은행이 발행한 채권에 의해 담보가 되거나 OECD 정부, 준정부기관 및 은행이 보증한 부분에 대해서만 신용위험 경감효과를 인정하고 있다. 또한 주택에 의해 선순위로 담보가 된 대출에 대해서도 50%의 위험가중치를 적용하고 있다.

그러나 Basel II는 금융자산 담보를 강조하는 반면 실물자산 담보에 대해서는 상대적으로 보수적인 입장을 유지하고 있는데, 내부등급법에서는 일정한 조건하에서 기업여신에 대한 상업용 부동산 담보도 주거용 부동산 담보와 같이 적격담보로 인정하고 있다. 부동산 담보가 위험가중치를 하락시키는 효과를 나타내기 위해서는 담보의 가치가 대출금액의 30%를 상회해야 하며, 그렇지 않은 경우의 부동산 담보대출에 대해서는 담보가 없는 대출로 간주되어 45%의 부도 시 손실률(LCD)을 적용받게 된다. 기초 내부등급법에서는 담보가 없는 선순위채권에 대해 45%의 LGD가 적용되며,

8) 고급 내부등급법의 경우에는 만기조정항목인 $(1 + (M-2.5) \times B(PD)) / (1 - 1.5 \times B(PD))$ 를 곱하도록 되어 있는데, $B(PD) = (0.11852 - 0.0548 \times \ln(PD))^2$ 으로 정의된다.

후순위채권의 경우에는 75%의 LGD가 적용된다.

또한 담보 부동산의 가치가 대출금액의 140%를 초과하는 경우에는 최저 LGD인 35%가 적용되기 때문에, 담보가 없는 선순위채권에 적용되는 LGD 45%와 10% 포인트만의 차이만 있게 되므로 상업용 (또는 주거용) 부동산 담보가 적격담보로 인정된다고 하더라도 이에 따른 위험가중치 하락효과는 제한적일 수밖에 없다. 이는 부동산 담보의 가치가 아무리 커도 대출금액의 35%는 대손으로 처리해야 함을 의미하기 때문에 기업대출의 약 40%를 부동산 담보에 의존하는 국내은행들(<표 3> 참조)의 위험가중치 산정에 부정적인 요소로 작용할 것이기 때문이다.

<표 3> 국내은행 기업자금대출의 담보별 분포(2003년말 현재)

구분	담보					보증			신용
	주택	주택 외 부동산	동산	예금 및 유가증권	보증	정부 및 금융기관	신용기금 보증		
시중은행 합	44.56	4.67	33.17	1.64	4.25	12.55	0.45	11.97	42.88

주: 각 은행의 기업자금대출에 대한 비중

자료: 금융감독원.

이제 담보 및 보증에 의한 Basel II의 내용을 정리해 보면 <표 4>와 같다.

<표 4> 담보 및 보증에 의한 신용완화 비중

(단위: %)

구분	위험가중치	담보(주택)	담보(예금)	담보(기타)	보증	신용
Basel I	현행가중치	50	20	100	20	100
표준방법	신가중치	35	20	100	20	100
기초 내부등급법	LGD	35	20	35	35	45

자료: Basel Report, June, 2004.

Basel II 초안이 발표된 이후, 기업여신에 대한 위험가중치 곡선의 기울기가 너무 가파르고 높아서 대기업에 비해 부도확률(PD)이 상대적으로 높은 중소기업에 대한 대출의 경우 과도하게 높은 위험가중치가 부여될 수 있다는 비판이 제기되어 왔다. 중소기업 여신을 대기업 여신과 같이 취급해 Basel II에서 제시되는 방식을 이용하면, 일반적으로 대기업에 비해 신용위험이 높은 것으로 인식되는 중소기업에 대해 은행이 대출할 경우 상대적으로 높은 수준의 자본금 적립을 요구받을 수 있기 때문이다.

표준방법을 이용하는 은행의 경우, 기업여신에 대해 외부신용평가기관의 신용평가등급에 따라 위험가중치가 20~150%의 범위에서 차별적으로 적용되므로, 중소기업 여신에 대해 현행 100%보다 높은 위험가중치가 적용될 가능성이 높다. 내부등급법을 적용하는 경우에도 신용위험이 높은 중소기업 여신에 대한 최소자본금 적립부담이 더욱 높게 나타나는 것으로 계산되었다

이에 바젤위원회는 중소기업에 대해 다음과 같은 최소자본금 산정방식의 수정을 제안했다. 첫째, 중소기업 대출간 신용위험 상관관계가 대기업 대출의 경우보다 낮다고 가정해 중소기업 대출에 대한 최소자본금 규모가 낮게 산출될 수 있도록 하는 방안을 제시하였고,⁹⁾ 둘째, 대출금액이 100만 유로 이하인 소기업에 대한 대출을 소매금융(Retail Credit)으로 구분할 수 있도록 함으로써 낮은 위험가중치가 적용될 수 있도록 하였다.¹⁰⁾

첫째 방법은 내부등급법(IRB Approach)을 적용하는 은행의 중소

9) 이는 부도확률이 높아질수록 신용위험 상관관계가 낮아진다는 관계를 가정하는 것인데, Dietsch and Petey(2004)는 이에 대해서 반대의 실증연구결과를 제시하였다.

10) Basel II에 의해 소매금융 범위에 포함되기 위한 기준은 여신대상의 기준, 상품의 기준, 위험분산의 기준 및 소액기준 등이다(Basel, 2004).

기업 대출에 대해 신용위험 상관관계가 낮게 산출될 수 있도록 다음과 같이 신용위험 상관관계 산식에 차주기업의 규모에 따른 조정을 적용하는 것이다.

$$\rho = 0.12 \times \left(\frac{1 - e^{-50 \times PD}}{1 - e^{-50}} \right) + 0.24 \times \left(1 - \frac{1 - e^{-50 \times PD}}{1 - e^{-50}} \right) - 0.04 \times \left(1 - \frac{(S-5)}{45} \right)$$

여기서 S 는 100만 유로 단위로 표시된 차주기업의 연간 총대출액 규모인데, 동 조정항목은 연간 총대출액 규모가 500만 유로 이상 5,000만 유로 이하인 기업에 대한 여신의 경우에 적용되며, 연간 총대출액 규모가 500만 유로 미만인 경우에는 500만 유로인 것으로 간주된다.

이와 같은 Basel II의 수정안은 기업대출들의 신용위험 상관관계가 차주기업의 규모가 작아질수록 낮아진다는, 즉 차주기업 규모와 신용위험 상관관계간 정(+)의 관계가 있음을 가정한 것이다. 앞에서 언급된 바와 같이 필요자기자본은 동일한 부도확률에 대해 신용위험 상관관계와 정(+)의 관계를 가지므로 위와 같은 조정항목이 적용될 경우 중소기업 대출에 대해 낮은 수준의 최소자본금 설정이 가능하다.

둘째 방안으로 제시된 대출금액이 100만 유로 이하인 소기업에 대한 대출을 소매금융(Retail Credit)으로 구분할 수 있도록 하는 것은 표준방법을 적용하든 내부등급법을 적용하든 관계없이 중소기업에 대한 위험가중치를 낮추게 된다. 표준방법의 경우 일반기업 여신에 부여되는 신용등급별 위험가중치(20~150%) 대신에 '바젤위원회가 제시하는 기준'을 만족하는 소기업 대출에 대해 75%의 위험가중치를 부여할 수 있게 되므로 최소자본금을 낮출 수 있다.

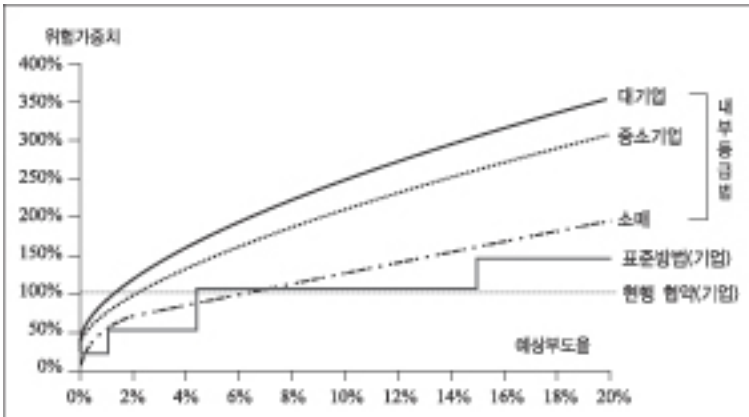
내부등급법의 경우에는 소매금융에 대해 아래와 같은 필요자기

자본 및 신용위험 상관관계(ρ) 산출식을 적용하게 되는데, 이는 동 상관관계가 기업여신에 적용되는 범위인 [0.12, 0.24](기업규모에 따른 조정을 고려할 경우 [0.08, 0.24]보다 훨씬 낮은 [0.03, 0.16]의 범위 내에서 결정됨을 의미하게 되기 때문에 위험가중치가 줄어들게 된다. 이는 다음 식에서 확인할 수 있듯이 첫째 방법보다 더욱 강한 '차주기업 규모와 신용위험 상관관계 간 정(+)의 관계'를 가정하는 것이 된다.

$$K = EAD \times LGD \times \left[\Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(PD) + \sqrt{\rho} \times \Phi^{-1}(C)}{\sqrt{1-\rho}} \right) - PD \right] \quad (3)$$

$$\rho = 0.03 \times \left(\frac{1 - e^{-35 \times PD}}{1 - e^{-35}} \right) + 0.16 \times \left(1 - \frac{1 - e^{-35 \times PD}}{1 - e^{-35}} \right)$$

<그림 2> 현행 협약, 표준방법, 내부등급법의 익스포져별 위험가중치



주: 부도 시 손실률(LGD)은 45%, 만기(M) 2.5년 가정

이제 부도 시 손실률을 45%로 가정하고 만기를 2.5년으로 가정하였을 경우 Basel II의 표준방법과 내부등급법의 익스포저별 위험가중치를 표시하면 <그림 2>와 같다. 내부등급법에 의해 산출된 위험가중치를 그래프로 그려보면 각 익스포저별 리스크 특성이 반영되어 대기업, 중소기업, 소매금융 순으로 위험가중치가 높게 나타난다. 또한 차주의 신용도가 낮을수록, 즉 예상부도율이 높을수록 위험가중치가 상승해 표준방법과의 격차도 커지는 것으로 나타난다.

(2) 운영리스크의 측정

금융거래량의 증가, 복잡한 금융상품의 등장, IT 의존도 심화, 소송의 증가에 따라 최근 들어 운영리스크 관리의 중요성이 커지고 있다. 특히, Barings사 파산과 같은 내부통제 미흡에 기인한 일련의 금융사고를 계기로 선진은행들은 운영리스크의 측정·관리기법을 개발하고 이를 자체 자본적정성 평가에 반영하기 시작하였다.

이러한 흐름을 반영해 바젤위원회는 운영리스크를 자본규제 대상에 포함(Pillar 1)하고 은행들이 기존의 신용·시장리스크의 경우와 마찬가지로 리스크관리체제를 갖출 것을 요구하게 된 것이다. 다만, 운영리스크는 신용·시장리스크와 달리 명시적인 익스포저가 없고 데이터도 절대적으로 부족해 계량화가 어려운 실정임을 감안해서 계량화 기준을 구체적으로 명시하는 대신 리스크관리·통제절차 구축, 경영진의 역할과 같은 질적 기준을 더욱 강조하였다.

신용리스크의 경우와 마찬가지로 운영리스크에 대해서도 세 가지 방법(기초지표법, 표준방법, 고급측정법)을 제시해 은행의 능력과 실

정에 맞는 방법을 선택할 수 있도록 하고 있다. 기초지표법(BIA: Basic Indicator Approach)은 과거 3년간 평균 총이익(순이자이익 + 순비이자이익)의 15%를 운영리스크로 산출하는 방법이고, 표준방법(SA: Standardised Approach)은 은행의 업무를 8개의 사업부문¹¹⁾으로 구분하고 사업부문별 총이익의 일정비율(12~18%)을 운영리스크로 산출하여 이를 합산하는 방법이며, 마지막으로 고급측정법(AMA: Advanced Measurement Approach)은 자체 내부손실자료와 리스크측정시스템을 활용해 운영리스크를 산출하는 방법이다.

2. 감독기능 강화(Pillar 2)

이는 은행이 스스로 리스크를 인식·측정·관리하는 시스템을 갖추도록 한 후, 감독당국은 그 시스템의 적정성 여부를 점검하고 필요한 경우 적절한 감독조치를 취하는 것을 말한다. Pillar 2는 미국과 영국의 감독당국이 현재 운영중인 감독제도와 매우 유사하며,¹²⁾ 은행별 특성을 감안한 차별적 감독제도인 ‘맞춤감독(Institution-specific Supervision)¹³⁾과도 일맥상통한다.

Pillar 2에 따라 은행은 업무수행과정에서 나타나는 모든 중요한

-
- 11) 투자금융, 트레이딩과 매매, 소매금융, 기업금융, 지급과 결제, 대행서비스, 자산관리, 소매중개의 8개 사업부문을 말한다.
 - 12) 바젤위원회도 각국 감독규정에서 Pillar 2에 대한 내용을 이미 포함하고 있는 경우 약간의 수정으로 적용이 가능하다고 설명(Implementation of Basel II: Practical Consideration, 2004. 7)하고 있다.
 - 13) 모든 은행에 대한 획일적 감독보다는 은행의 업무특성 및 규모에 따라 감독 수준을 차별화하는 감독방식으로, 선진국의 사례로서 은행규모별 검사차별화, 자기자본규제 차별화 등을 들 수 있다.

리스크¹⁴⁾를 스스로 평가하고 리스크 수준에 맞는 적정자기자본을 산출·관리하는 절차를 구축·운영해야 하며, 감독당국은 이러한 절차의 적정성 여부를 평가하고 그 결과에 따라 필요한 경우 자기자본 확충 요구를 포함한 감독조치를 취하게 된다. 또한 감독당국은 개별은행에 대해 최저자기자본비율(8%)을 초과한 자본금을 보유하도록 요구할 수 있으며 은행의 자본이 적정한 수준 이하로 하락하는 것을 방지하기 위해 조기에 감독조치를 취해야 한다.

3. 시장규율 강화(Pillar 3)

이는 은행의 리스크에 관한 정보의 공시를 확충해 시장참가자가 스스로 이를 평가하고 적절히 대응할 수 있도록 함으로써 시장규율을 강화하자는 것이다. 이러한 시장규율의 강화는 은행으로 하여금 건전하게 영업활동을 수행하도록 하는 유인을 갖게 함으로써 감독당국에 의한 규제를 보완하는 역할을 수행한다.

이제 지금까지 설명한 Basel II의 중요내용을 Basel I과 비교하여 요약하면 다음 표와 같다.

14) Pillar 1의 신용/시장/운영리스크뿐만 아니라 은행계정의 금리리스크, 편중리스크, 위기 상황분석 등을 포함한다.

<표 5> 현행Basel협약과 신Basel협약 비교

구 분	현행Basel협약	신Basel협약
최저 자기자본 규제 (Pillar 1)	신용리스크 (모든 기업에 대해 일률적으로 100% 위험가중치 적용)	① 표준방법(승인불필요, Standardised Approach) 적격 외부신용평가기관이 평가한 신용등급에 따라 위험가중치 차등 적용(0-1, 250%) ② 내부등급법(감독당국의 승인 필요) (IRB: Internal Ratings-Based Approach) 은행 자체의 내부신용평가모형 활용 i) 기초 내부등급법(Foundation-IRB): 은행 자체적으로 PD만 추정하고 LGD, EAD, M은 협약에서 제시 ii) 고급 내부등급법(Advanced-IRB): 은행 자체적으로 PD, LGD, EAD, M을 추정
	시장리스크	- 현행Basel협약과 동일 (금리, 주식, 외환의 시장가격 변동에 따른 리스크)
	-	- 운영리스크 추가 (부적절한 내부절차, 직원, 시스템 또는 외부의 사건으로부터 초래되는 손실리스크) ① 표준방법(승인 불필요) 총이익을 기준으로 운영리스크 산출 i) 기초지표법(Basic Indicator Approach): 총이익의 15%를 운영리스크로 산출 ii) 표준방법(Standardised Approach): 8개 사업부문별 총이익의 일정비율(12~18%)의 합을 운영리스크로 산출 ② 고급측정법(감독당국의 승인 필요) (AMA: Advanced Measurement Approaches) 자체의 손실자료와 리스크 측정시스템을 활용해 운영리스크 산출
감독가능 강화(Pillar 2)	-	감독당국은 은행의 내부 자본적정성 평가절차를 점검하고 리스크가 높은 은행에 대해서는 최저비율(8%) 이상의 자본 보유 요구
시정규율 강화(Pillar 3)	-	자기자본 세부내역과 리스크별 측정방법에 대한 공시 확대

제IV장

국내은행의 최소자본 요구량에
미치는 영향

본 연구는 Basel II의 도입이 기업대출에 미치는 직접적인 영향과 이에 따라 거시경제가 어떠한 영향을 받게 되는지를 보고자 하는 것이 기본적인 목표이므로 편의상 운영위험을 논외로 하고 신용위험에 대한 최소자본 요구량의 변화에 초점을 맞춘다. 앞에서 이미 언급된 바와 같이 본 연구에서는 국내 대형 시중은행으로부터 입수한 대기업여신과 중소기업여신에 대한 내부등급별 익스포져 자료와 부도확률 자료를 이용해 이를 국내은행 전반에 적용되는 것으로 간주하고 분석을 행하였다. 본 연구에 사용된 대기업여신과 중소기업여신에 대한 익스포져 및 부도확률은 다음과 같다.

<표 6> 국내 대형 시중은행의 대기업여신과 중소기업여신에 대한 익스포져와 부도확률(2004년말 현재)

(단위: %)

내부등급		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
대기업	예상부도확률	0.03	0.28	0.88	1.63	2.6	4.55	7.95	30	75	100
	익스포져	3.3	0.1	10.9	18.9	37.1	16.9	12.3	0.3	0.1	0.1
중소기업	예상부도확률	0.03	0.28	0.88	1.63	2.6	4.55	7.95	30	75	100
	익스포져	0.0	0.0	0.4	2.3	33.5	60.5	1.1	0.7	0.1	1.4

<표 6>을 보면 대기업과 중소기업간에 내부등급별로 예상부도확률의 차이는 없지만, 익스포져 면에서는 상당한 차이가 있다. 중소기업여신의 익스포져를 보면 1~2등급에 해당하는 여신이 전혀 없고 6등급에 속하는 기업여신의 비중이 대기업에 비해 상당히 높음을 알 수 있다. 한편, 표준방법을 사용해서 신용리스크의 최소자본 요구량을 산출하기 위해서는 외부신용등급과 내부등급간의 매핑이 필요하다. 이는 표준방법이 외부신용평가기관의 신용등급을 기준으로 위험가중치가 주어져 있기 때문이다. 본 연구

에서는 홍동수(2004)의 <표 3>과 Nickell et al(2000)의 <표 D>와 동일한 방식을 적용해 다음과 같이 매핑을 하였다.

<표 7> 외부신용등급과 내부등급의 매핑

내부등급	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
외부신용등급	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	CC	C	D

주. 외부신용등급은 S&P 신용등급체계

1. 기업여신 최소자본 요구량에 미치는 영향분석

(1) 대기업

현행의 Basel 자본요구량은 모든 신용등급에 대해 100%의 위험가중치를 적용하되 신용완화수단을 고려해 주택담보가 있는 여신의 경우에는 50%, 현금 및 예금담보나 국가, 은행 및 공공기관에 의한 보증이 있는 경우에는 20%, 기타의 경우에는 100%의 위험가중치를 적용한다. 새로운 기준에서는 이러한 계산방법이 달라지므로 본 연구에서는 표준방법을 사용하는 경우 <표 2>의 신용등급별 위험가중치를 기본적으로 적용하되 신용완화수단을 고려해 주택담보가 있는 경우에는 35%, 나머지 담보나 보증에 대해서는 현행과 동일한 가중치를 적용하였다. 예를 들어 3등급에 속하는 대기업으로서 주택담보가 있는 경우에는 50%가 아닌 35%의 위험가중치를 적용하였다.

한편 기초 내부등급법의 계산은 앞에서 주어진 식 (2)를 사용하였다. 이 식에서 C 는 바젤위원회에서 제시한 99.99%, M 은 2.5

년을 가정하였다. *LGD*는 바젤위원회에서 제시한 대로 신용대출 (42.88%의 비중)은 45%, 예금 및 유가증권 담보(4.25%의 비중)는 20%, 나머지 담보와 보증(52.87%의 비중)은 35%를 가정하였다.¹⁵⁾ 그리고 *EAD*는 익스포저와 같다고 가정하였다. 이와 같은 가정하에서 표준방법과 기초 내부등급법에 의해 계산된 대기업여신에 대한 최소자본 요구량은 <표 8>과 같다.

<표 8> 대기업여신에 대한 자본요구량 계산 결과

(단위: %)

신용등급	AAA ~ AA	A ⁺ ~ A	BBB ⁺ ~ BB	BB ⁻ 미만	무등급*	전체
매핑	1-2 등급	3 등급	4-5 등급	6-10 등급		
위험가중치	20	50	100	150	100	Basel II
익스포저	3.4	10.9	56	29.7	0	100
현행 자본량	2.86	9.18	47.16	25.01	0.00	84.22
표준방법 자본량	0.68	4.82	46.77	36.47	0.00	88.74
기초 내부등급법 자본량	0.25	6.48	47.82	36.19	0.00	90.73

주: * 해당 은행은 리스크관리 목적상 무등급여신을 6등급으로 분류하고 있음.

<표 8>의 대기업 여신에 대한 자본요구량을 계산한 결과를 보면, 현행 Basel I 체제하에서는 익스포저 금액을 100으로 했을 때 그의 84.2%에 해당하는 자본량이 필요하고, Basel II 체제하에서는 익스포저 금액 대비 표준방법의 경우 88.7%, 기초 내부 등급법의 경우에는 90.7%의 자본량이 필요한 것으로 나타났다. 결국 Basel II가 도입되면 대기업여신의 경우 은행이 표준방법을 적용하든 또는 기초 내부등급법을 적용하든 관계없이 현재보

15) 각각의 비중은 <표 3>에 주어진 숫자를 의미한다.

다는 자본요구량이 증가할 것임을 시사한다. 특히 표준방법보다 기초 내부등급법의 경우 자본요구량의 증가가 더욱 큰 것으로 나타나 은행들이 굳이 기초 내부등급법을 도입할 인센티브가 없어 보인다.

<표 8>에서 알 수 있는 또 한 가지 사실은 Basel II 하에서는 표준방법이든 기초 내부등급법이든 관계없이 하위 신용등급으로 갈수록 자본요구량이 커진다는 것이다. 즉 신용등급이 우수한 대기업들의 경우에는 현행 제도보다 자본요구량이 감소함을 보이는 반면, BB- 미만 신용등급에 속하는 대기업들의 경우에는 자본요구량이 지금보다 훨씬 커지게 된다. 따라서 다른 조건들이 동일하다면 은행들은 신용등급이 우수한 대기업에 대한 대출을 더욱 증가시키려고 할 것이고, 반면에 신용등급이 좋지 않은 대기업에 대한 대출은 감소시키려고 할 것임을 예상할 수 있다.

(2) 중소기업

중소기업여신에 대한 내부등급별 익스포저와 부도확률은 대기업 여신과 마찬가지로 국내 대형 시중은행의 자료를 사용하였고, 신용완화로 인한 위험가중치의 조정은 대기업의 경우와 같다. 본 연구에서는 중소기업여신에 대한 자본요구량을, 소매금융(Retail Credit)을 별도로 고려한 경우와 고려하지 않은 경우로 구분해 분석하였다. 먼저 소매금융을 따로 고려하지 않은 경우에는 기본적으로 자본요구량 계산 방식이 대기업여신의 경우와 같으며, 익스포저의 차이만을 반영하면 된다. 그러나 소매금융을 따로 고려하는 경우에는 계산이 많이 달라진다.

먼저 중소기업여신 중 얼마를 소매금융으로 볼 것인가를 결정해야 한다. 우리나라의 경우 개인사업자 대출의 약 50%가 3억원

이하의 대출이고, 10억원을 초과하는 대출은 거의 없다(<표 9> 참조).¹⁶⁾ Basel II는 100만 유로 이하 소기업대출의 경우 소매금융으로 분류할 수 있도록 규정하고 있으므로 본 연구에서는 개인사업자 대출을 소매금융으로 분류하였다. 따라서 중소기업 대출 중 약 40%를 차지하고 있는 개인사업자 대출을(<표 10> 참조) 소매금융으로 취급해 75%의 위험가중치를 적용하였으며 나머지 대출에 대해서는 전과 동일한 위험가중치를 적용하였다.

<표 9> 국내은행 개인사업자 대출의 규모별 현황
(2004년 3월말 현재)

(단위: 십억원)

구분	중소기업대출 중 개인사업자 대출	개인사업자 대출			
		1억원 미만	1억원 이상 2억원 미만	2억원 이상 3억원 미만	3억원 이상
은행산업 전체	88,104	18,392 (20.9)	12,579 (14.3)	9,858 (11.2)	47,275 (53.7)

주: () 안은 각 은행의 개인사업자 대출에 대한 비중(%)

자료: 금융감독원

<표 10> 국내은행의 개인사업자 대출현황(2004년 3월말 현재)

(단위: 십억원)

구분	개인사업자 대출			
	(은행+신탁) 전체 원화대출 대비 비중(%)	중소기업대출 중 개인사업자 대출	가계대출 중 개인사업자 대출	
			중소기업대출 중 개인사업자 대출	가계대출 중 개인사업자 대출
은행산업 전체	101,180	[18.3]	88,104 (36.0)	13,076 (5.2)

주: () 안은 각 은행의 중소기업대출 및 가계대출 각각에 대한 비중(%)

자료: 금융감독원

16) 국내은행의 중소기업 대출 중에서 대출현황을 파악할 수 있는 자료는 금감원의 개인사업자 대출자료뿐인데 이마저도 3억원 이상은 구분하고 있지 않다.

기초 내부등급법에 의해 자기자본 부담을 계산함에 있어서는 중소기업 여신에 대해 두 가지의 조정을 더 하였다. 첫째, Basel II에 따라 중소기업 대출간 신용위험 상관관계가 낮다고 가정해 상관계수를 0.04만큼 축소하였고, 둘째, 소매금융에 대해 상관관계가 [0.03, 0.16] 범위 내에서 결정되도록 조정하였다.

<표 11> 중소기업여신에 대한 자본요구량 계산 결과

(단위: %)

신용등급	AAA~AA	A+~A	BBB+~BB	BB 미만	무등급*	전체
매핑	1-2 등급	3 등급	4-5 등급	6-10 등급		
위험가중치	20	50	100	150	100	
익스포저	0	0.4	35.8	63.8	0	100
현행 자본량	0.00	0.34	30.15	53.73	0.00	84.22
소매금융 무시						
표준방법 자본량	0.00	0.18	29.90	78.33	0.00	108.41
기초 내부등급법 자본량	0.00	0.24	31.88	72.80	0.00	104.92
소매금융 고려						
표준방법 자본량	0.00	0.23	20.25	36.08	0.00	56.55
기초 내부등급법 자본량	0.00	0.15	17.75	35.12	0.00	53.02

주: * 해당 은행은 리스크관리 목적상 무등급여신을 6등급으로 분류하고 있음.

<표 11>의 소매금융을 고려하지 않았을 경우 중소기업 여신에 대한 자본요구량을 계산한 결과를 보면, 현행 Basel I 체제하에서는 익스포저 금액의 84.2%의 자본량이 필요하고, Basel II 체제하에서는 익스포저 금액 대비 표준방법의 경우 108.4%, 기초 내부등급법의 경우에는 104.9%의 자본량이 필요한 것으로 나타났다. 소매금융을 고려하지 않았을 경우에는 대기업에 대한 자본요구량 계산결과와 마찬가지로 중소기업에 대해서도 신Basel협약에 의한

자본요구량이 현행 자본요구량보다 모두 커짐을 알 수 있다. 다만 중소기업 여신의 경우에는 표준방법에 의한 자본요구량이 기초 내부등급법에 의한 자본요구량보다 커지는 것이 다른데, 중소기업 여신만을 보면 은행들에게 표준방법보다는 기초 내부등급법을 사용할 인센티브가 존재한다.

그러나 소매금융을 고려한 경우의 결과는 완전히 달라져서 Basel II 체제하에서의 자본요구량이 현행 체제하에서의 자본요구량보다 작아지는 현상이 벌어짐을 알 수 있다. 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액의 84.2%의 자본량이 필요하지만 Basel II 체제하에서는 익스포져 금액 대비 표준방법의 경우 56.6%, 기초 내부등급법의 경우에는 53.0%의 자본량이 필요한 것으로 나타났다. 그러나 이 경우에도 역시 표준방법의 자본요구량이 기초 내부등급법의 자본요구량보다 크다.

물론 신Basel협약의 중소기업 여신과 소매금융에 대한 가정은 다시 한번 짚고 넘어가야 할 필요가 있다. 첫째, 중소기업 대출간 신용위험 상관관계가 대기업 대출의 경우보다 과연 낮은지 실제 데이터에 의해 검증되어야 하며, 둘째 차주기업의 규모가 작을수록 신용위험 상관관계가 작아진다는 가정 또한 실제 데이터에 의해 검증되어야 할 부분이다. 편의상 본 연구에서는 이러한 문제는 무시하였다.

2. 가계여신 최소자본 요구량에 미치는 영향분석

현행의 Basel 자본요구량은 일반 가계여신의 경우 100%의 위험가중치를, 주거용 부동산담보 가계여신의 경우 50%의 위험가중

치를 적용하도록 되어 있다. 그러나 Basel II하에서는 표준방법을 사용하는 경우 일반 가계여신에 대해서는 75%의 위험가중치를, 주거용 부동산담보 가계여신에 대해서는 35%의 위험가중치를 적용하도록 되어 있다. 또한 기초 내부등급법 사용 시 LGD는 일반 가계여신의 경우 무담보순위로 가정해 45%를, 주거용 부동산담보 가계여신의 경우 35%를 적용하였다. 일반 가계여신과 주거용 부동산담보 가계여신 비중은 3분의 1과 3분의 2로 가정하였다.

한편, 기초 내부등급법 사용 시에는 부도율(PD)과 부도 시 잔액(EAD)에 대한 정보가 필요하므로 국내 대형 시중은행의 2000년 5월말 가계여신에 대한 연체개월수별 부도율과 익스포져 자료를 사용하였다.

<표 12> 가계여신의 부도율과 익스포져

(단위: %)

연체기간	무연체	1개월	2개월	3개월	4개월	5개월	6개월	7개월 이상
부도율	0.91	5.25	16.66	31.9	51.67	70.65	84.65	100
EAD	92.81	3.57	0.73	0.47	0.3	0.24	0.15	1.73

<표 13> 가계여신에 대한 자본요구량 계산 결과

(단위: %)

산정방법	자본요구량
Basel I	66.67
표준방법	48.33
기초 내부등급법	36.11

가계여신에 대한 자본요구량을 계산한 결과를 보면, 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액을 100으로 했을 때 그의 66.7%에 해

당하는 자본량이 필요하고, Basel II 체제하에서는 익스포저 금액 대비 표준방법의 경우 48.3%, 기초 내부등급법의 경우에는 36.1%의 자본량이 필요한 것으로 나타났다. 결국 Basel II가 도입되면 가계여신의 경우 은행이 표준방법을 적용하든 또는 기초 내부등급법을 적용하든 관계없이 현재보다는 자본요구량이 감소할 것임을 시사한다.

제V장

기업여신금리에 미치는 영향

1. 대기업 여신금리에 대한 영향

만약 Basel II에 의해 자본요구량이 변화할 때 은행들이 기존의 위험조정수익률을 유지하기를 원한다고 가정한다면, 자본요구량의 증감만큼 이를 여신금리에 전가시킬 것으로 예상할 수 있다. 즉 은행은 자본요구량의 증가로 인해 증가한 규제비용만큼 여신금리를 높여야 할 것이고, 자본요구량의 감소에 대해서도 역시 규제비용의 감소에 상응해 여신금리를 낮춰야 할 것이라고 보는 것이다.

이러한 가정하에 다음과 같은 방식에 의해 <표 14>를 도출하였다. 먼저 대기업에 대한 신용등급별 여신금리 스프레드는 한국 신용평가에서 제공하는 3년만기 무보증회사채의 신용등급별 수익률 스프레드와 동일한 것으로 가정하였다.¹⁷⁾ 기준신용등급을 AA⁺로 정의하고 이를 기준으로 한 수익률 스프레드를 이용하였다.¹⁸⁾ 다음으로 신용등급별 수익률 스프레드를 현행Basel 방식과 신Basel 방식으로 계산한 자본요구량으로 나눔으로써 각각의 경우 위험조정수익률을 구하였다.¹⁹⁾ 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\text{등급별 위험조정수익률} = \frac{\text{등급별 금리 스프레드}}{\text{등급별 자본요구량}} \quad (4)$$

17) 우리는 여기서 자본요구량 변화에 따른 여신금리의 변화를 보려고 하는 것이 이지 새로운 여신금리 수준을 예측하려는 것이 아니기 때문에 여신금리 대신 회사채수익률의 등급별 수익률스프레드를 사용해도 별 문제가 없다고 생각한다.

18) 한국신용평가(주)의 웹사이트에서 제공하는 1998년부터 현재까지의 신용등급별 수익률 스프레드 자료를 사용하였다.

19) 좀더 정확하게 표현한다면 AA⁺ 무보증회사채에 대한 요구수익률 대비 증감을 의미한다.

이 방식을 따르면 신Basel방식에 의해 자본요구량이 증가한 신용등급 여신은 위험조정수익률이 감소하고, 자본요구량이 감소한 신용등급 여신은 위험조정수익률이 증가한다. AAA등급에 속하는 대기업의 경우를 예로 들어보자. 이 신용등급에 속하는 대기업에 대한 금리스프레드는 기준금리 대비 -35bp로 주어졌다.

현행 방식에 의해 요구되는 자본량은 익스포져 금액 대비 2.86%이고 신Basel의 표준방법에 의해 요구되는 자본량은 0.68%로 주어져 있다. 따라서 위 식에 의하면 AAA등급에 속하는 대기업에 대한 현행방식 위험조정수익률은 $35\text{bp}/2.86\% = 12.22\text{bp}$ 이고, 신Basel의 표준방법에 의한 위험조정수익률은 $35\text{bp}/0.68\% = 51.47\text{bp}$ 가 되어 신Basel의 표준방법으로 구했을 때 위험조정수익률이 $39.25\text{bp}(=51.47-12.22)$ 만큼 증가한다.

은행들이 현재의 위험조정수익률을 유지하려고 하는 경우 신Basel방식에 의해 위험조정수익률이 현행 Basel방식에 의한 위험조정수익률보다 커지면 그만큼 여신금리를 감소시키고, 반대인 경우에는 그 차이만큼 여신금리를 증가시킬 것이라는 예상이 가능하다. 따라서 위험조정수익률의 차이에다 신Basel방식에 의한 자본요구량을 곱함으로써 신용등급별 손익분기 여신스프레드를 산출할 수 있다.

$$BESpread = [RAROC(Basel I) - RAROC(Basel II)] \times Capital(Basel II) \quad (5)$$

$BESpread$ = 신Basel방식 자본요구량의 손익분기 여신스프레드

$RAROC(Basel I)$ = 현행Basel방식에 근거한 위험조정수익률

$RAROC(Basel II)$ = 신Basel방식에 근거한 위험조정수익률

$Capital(Basel II)$ = 신Basel방식에 의한 자본요구량

앞의 예를 계속해서 사용해 손익분기 여신스프레드를 구해 보

자. 신Basel의 표준방법을 적용해 자본요구량을 구할 경우 현행방식에 비해 39.25bp만큼 위험조정수익률이 증가하며, 여기에 신Basel의 표준방법 적용 시의 자본요구량 0.68%를 곱하면 26.69bp가 된다. 이를 해석하면 AAA등급에 속하는 대기업여신의 경우 신Basel 표준방법의 적용 시 자본요구량이 줄기 때문에 여신금리를 26.69bp만큼 인하해도 현재와 동일한 수준의 위험조정수익률이 유지된다는 것이다. 따라서 이 경우 손익분기 스프레드변화는 -26.69bp가 된다. 자본요구량의 변화 이후 전체 손익분기 여신스프레드는 각 신용등급별 여신스프레드를 익스포저로 가중평균한 값으로 계산하였다.

$$\text{전체 } BESpread = \sum_i w_i \times BESpread_i \quad (6)$$

w_i = 신용등급별 익스포저 비중

<표 14> 대기업여신에 대한 여신금리 변화예상

(단위: %)

신용등급	AAA~AA ⁻	A ⁺ ~A ⁻	BBB ⁺ ~BB ⁻	BB 미만	전체
매핑	1-2 등급	3 등급	4-5 등급	6-10 등급	
위험가중치	20	50	100	150	
익스포저	3.4	10.9	56	29.7	100
현행 자본량	2.86	9.18	47.16	25.01	84.22
표준방법 자본량	0.68	4.82	46.77	36.47	88.74
기초 내부등급법 자본량	0.25	6.48	47.82	36.19	90.73
금리스프레드(bp)	-35	15	250	350	
위험조정수익률					
현행방식	1222	1.63	5.30	13.99	
표준방법	5147	3.11	5.35	9.60	
기초 내부등급법	141.83	2.31	5.23	9.67	
손익분기 스프레드변화(bp)					
표준방법	-26.69	-7.12	-2.08	160.24	44.74
기초 내부등급법	-31.98	-4.41	3.46	156.32	46.80

<표 14>에 의하면 표준방법을 적용하는 은행들의 경우 현재와 같은 수준의 위험조정수익률을 유지하기 위해 대기업여신에 대해 평균적으로 45bp 정도의 금리를 올려야 하고, 기초 내부등급법을 적용하는 은행들의 경우는 47bp 정도의 금리를 올려야 한다. 신용등급별 여신금리의 변화를 살펴보면, 표준방법이든 기초 내부등급법이든 A등급 이상인 대기업은 오히려 현재보다 여신금리가 감소할 것으로 예상된다.

내부등급으로 1~2등급에 속하는 대기업은 기초 내부등급법 적용 시 여신금리의 하락폭이 표준방법보다 더 커지는 반면, 3등급에 속하는 대기업의 경우는 표준방법 적용 시 여신금리 하락폭이 더 커지는 것으로 나타났다. 그러나 4~5등급에 속하는 대기업의 경우 표준방법 적용 시에는 현재보다 여신금리가 하락할 것으로 계산되었지만, 기초 내부등급법 적용 시에는 상승할 것으로 예상되었다.

마지막으로 신용등급이 BB 미만(내부등급 6~10등급)인 대기업들의 경우에는 표준방법이나 기초 내부등급법이나 모두 여신금리가 160bp 정도 상승할 것으로 나타났으나, 이 경우에는 <표 14>에서 확인할 수 있는 것처럼 한국신용평가의 금리스프레드가 예상보다 작기 때문에(350 bp) 과소 추정되었을 가능성이 크다.

2. 중소기업여신금리에 대한 영향

<표 15>에 의하면 소매금융 효과를 무시한 경우 표준방법을 적용하는 은행들의 경우 현재와 같은 수준의 위험조정수익률을 유지하기 위해 중소기업여신에 대해 평균적으로 101bp 정도의 금

리를 올려야 하고, 기초 내부등급법을 적용하는 은행들의 경우는 84bp 정도의 금리를 올려야 한다. 이 경우 신용등급별 여신금리의 변화는 다음과 같다. A등급에 속하는 중소기업에 대해서는 표준방법이 -7bp, 기초 내부등급법이 -4bp의 금리하락이 예상된다. 그러나 BBB+에서 BB- 사이에 속하는 중소기업에 대해서는 표준방법은 -2bp로 여전히 금리하락이 예상되나 기초 내부등급법은 +14bp의 금리상승이 예상된다. 또한 BB- 미만의 신용등급에 속하는 중소기업에 대해서는 표준방법이 +160bp, 기초 내부등급법이 +124bp의 금리상승이 예상된다. 따라서 소매금융효과를 무시할 경우 신용등급이 낮은 중소기업들은 Basel II의 시행으로 상당한 정도의 여신금리 상승을 경험할 것으로 전망된다.

그러나 소매금융 효과를 고려한 경우 표준방법을 적용하는 은행들의 경우 현재와 같은 수준의 위험조정수익률을 유지하기 위해 중소기업여신에 대해 평균적으로 -103bp 정도 금리를 내리고, 기초 내부등급법을 적용하는 은행들의 경우는 -114bp 정도의 금리를 내릴 수 있음을 알 수 있다. 이 경우 신용등급별 여신금리 변화는 A등급에 속하는 중소기업에 대한 여신금리는 표준방법이 -5bp, 기초 내부등급법이 -8bp 하락하는 것으로 나타났고, BBB+에서 BB- 사이에 속하는 중소기업에 대한 여신금리는 각각 -82bp, -102bp 하락하는 것으로, 또한 BB- 미만의 신용등급에 속하는 중소기업에 대한 여신금리도 각각 -115bp, -121bp 하락할 수 있음을 시사하고 있다.

즉 소매금융 효과를 감안할 경우 모든 신용등급의 중소기업에 대한 여신금리가 하락하는 것으로 나타나 일반적인 우려와는 다른 결과가 도출되었다. 그러나 이러한 결과는 본 연구에서 상정한 소매금융 규모에 대한 가정에 크게 의존하기 때문에 이에 대한 면밀한 검토가 있어야 할 것이다.

<표 15> 중소기업여신에 대한 여신금리 변화예상

(단위: %)

신용등급	AAA ~ AA	A+ ~ A	BBB+ ~ BB	BB- 미만	전체
매핑	1-2 등급	3 등급	4-5 등급	6-10 등급	
위험가중치	20	50	100	150	
익스포저	0	0.4	35.8	63.8	100
금리스프레드(bp)	-35	15	250	350	
<소매금융 미고려 시>					
자본량					
현행방식	0.00	0.34	30.15	53.73	84.22
표준방법	0.00	0.18	29.90	78.33	108.41
기초 내부등급법	0.00	0.24	31.88	72.80	104.92
위험조정수익률					
현행방식	0.00	44.53	829	6.51	
표준방법	0.00	84.73	836	4.47	
기초 내부등급법	0.00	63.07	7.84	4.81	
손익분기 스프레드변화(bp)					
표준방법	0.00	-7.12	-2.08	160.24	101.46
기초 내부등급법	0.00	-4.41	14.36	124.21	84.37
<소매금융 고려 시>					
자본량					
현행방식	0.00	0.34	30.15	53.73	84.22
표준방법	0.00	0.23	20.25	36.08	56.55
기초 내부등급법	0.00	0.15	17.75	35.12	53.02
위험조정수익률					
현행방식	0.00	44.53	829	6.51	
표준방법	0.00	66.31	1235	9.70	
기초 내부등급법	0.00	101.28	14.08	9.97	
손익분기 스프레드변화(bp)					
표준방법	0.00	-4.93	-82.12	-114.97	-102.77
기초 내부등급법	0.00	-8.41	-102.79	-121.25	-114.19

제VI장

**Basel II 도입이 거시경제에
미치는 영향**

1. 개 관

Basel II 도입이 경제전체에 미치는 파급효과는 다양하게 존재한다. Basel II 도입은 일종의 금융충격(Financial Shock)인데 이런 충격이 실물경제에 미치는 영향을 정량적으로 측정하기 위해서는 GDP, 투자, 고용 등 관심 대상이 되는 주요 거시변수들이 체계적으로 연결된 모형이 필요하다. 이를 위해서 한국경제연구원이 2005년 개발한 계량모형을 이용하고자 한다. Basel II의 경우 금융충격 중에도 그 내용이나 도입시기 등과 관련해 거의 모든 시장참가자들에게 완전히 알려진 변화이다.

따라서 내용으로 보면 일종의 Regime Shift에 가깝다고 할 수 있어서 Lucas 비판에서 제기하는 행태방정식들의 변화가 발생할 수 있는 상황이다. 하지만 Regime 변화의 내용이 전혀 새로운 것이 아니라 이미 은행들의 행태에 크게 영향을 미친 Basel I 기준이 강화된 것이기 때문에 모형이 추정된 기간에 존재했던 것과 그렇게 다르지 않다. 이런 이유로 기존 모형을 사용해 정량적 효과를 측정하는 것이 무리가 없어 보인다.

하지만 문제가 단순한 것은 아니다. 앞서 살핀 것만 고려해도 기업에 대한 대출, 가계대출 등 1차적인 여신규모 변동 효과 이외에도, 금리 변동을 통한 2차적인 효과까지 존재할 수 있다. 특히 기업규모와 관련되어 정량적 분석을 위한 모형은 대기업, 非대기업 구분이 없기 때문에 규모에 따라 여신공여가 반대로 움직이는 시나리오 등의 정치한 분석은 불가능하다. 이런 차이는 투자와 고용에 중요하게 영향을 미칠 수 있다. 특히 근래에 들어 대기업과 중소기업의 상대적 투자규모(대기업 > 중소기업), 고용규모(대기업 < 중소기업) 추이를 감안하면 더욱 그렇다. 하지만 KERI 2005모형은 이런 구분이 없기 때문에 전체적인 정량적 결과를 해석하는

과정에서 이를 감안해 추정효과가 기대되는 실제치에 비해 과대, 혹은 과소평가되었을 가능성을 언급하도록 하겠다.

이하에서는 구체적으로 Basel II 도입에 따른 기업여신규모 변화를 먼저 살핀다. 이어서 구체적인 분석에 앞서 기업투자와 관련된 이론적 논의를 바탕으로 이론적 투자함수를 도출하고, 그 실증적 유의성을 검토한다. 이후 대표적인 몇 가지 시나리오에 대한 구체적 정량적 효과분석 결과와 해석을 제시한다.

2. Basel II 도입이 기업여신 규모에 미치는 영향

우선 Basel II 도입에 따른 자본요구량의 변화에 관계없이 은행들이 현재의 여신금리 수준을 그대로 유지한다는 가정하에서 기업여신 규모의 변화를 구해 보았다.

(1) 대기업여신 규모변화

우선 <표 8>에서 보는 바와 같이 신Basel협약에 의해 대기업 여신에 대한 자본요구량이 증가하는 경우 은행들이 현재의 여신금리 수준을 고수하고자 한다면 대기업에 대한 전체 여신을 줄이려고 할 것이다.²⁰⁾ 즉 표준방법을 적용하는 은행들의 경우 현재의 여신규모를 유지하는 경우 자본요구량이 5.4% 증가하기 때문에 5.1%²¹⁾ 만큼 대기업에 대한 여신을 줄여야 할 것이다.

20) 여기서 말하는 자본요구량의 증가율은 현행 Basel I에서의 자본요구량을 100으로 했을 때의 증가율을 의미한다.

21) 표준방법의 자본요구량 88.74를 현행 자본요구량 84.22로 줄여야 하므로

한편, 기초 내부등급법을 적용하는 은행들의 경우는 현재의 여신금리 수준을 유지하기 위해서 7.2% 만큼 대기업에 대한 여신을 줄여야 한다.

이처럼 은행들이 대기업 여신규모를 축소하는 과정에서 개별기업이 영향을 받는 정도는 신용도에 따라 달라질 것이다. 은행들은 신용등급이 A 이상인 대기업들에 대해서는 오히려 대출을 더 늘리려 할 것이고, 중간 등급의 대기업들은 별로 영향을 받지 않을 것이지만, BB 미만인 대기업들에 대한 여신을 주로 축소하려고 할 것은 자명하다. 하지만 신용등급이 우수한 대기업들의 경우 이미 자금이 잉여인 상태이므로 더 이상의 대출을 받을 가능성이 적을 것을 감안하면, 결국 은행의 여신축소는 모두 신용등급이 안 좋은 대기업들의 몫으로 귀착될 것으로 유추할 수 있다.

(2) 중소기업여신 규모변화

<표 11>에서 소매금융 효과를 고려하지 않을 경우 중소기업에 대한 자본요구량은 표준방법이 현재보다 28.7%, 기초 내부등급법이 24.6% 증가하는 것을 알 수 있었다. 따라서 이 경우 중소기업에 대한 현재 여신금리 수준을 고수하고자 한다면, 다른 모든 조건이 동일할 때 표준방법을 적용하는 은행들의 경우는 22.3%, 기초 내부등급법을 적용하는 은행들의 경우는 19.7%만큼 중소기업에 대한 여신을 줄여야 한다.

소매금융 효과를 고려하지 않은 경우 신용등급별 여신규모의 변화는 앞의 대기업의 경우와 비슷하다. 즉 신용등급이 A인 중소기업들에 대해서는 오히려 대출을 더 늘리려 할 것이고, 중간 등급의 중소기업들은 별로 영향을 받지 않을 것이지만, BB 미만인

5.1%가 된다.

중소기업들에 대한 여신을 주로 축소하려고 할 것이다. 그러나 이 경우 신용등급이 안 좋은 중소기업에 대한 여신축소는 대기업보다 훨씬 클 것인데, 이는 대기업대출의 경우에는 Basel II에 의한 자본요구량이 Basel I에 비해 10%포인트 정도가 증가하였지만 소매금융을 무시한 중소기업 대출의 경우에는 20%포인트 정도가 증가하였기 때문이다.

소매금융 효과를 고려할 경우 Basel II에 의한 중소기업대출의 자본요구량이 Basel I에 비해 오히려 감소하기 때문에 오히려 중소기업에 대한 대출이 증가할 것임을 시사한다. 실제로 표준방법을 적용하는 경우 자본요구량이 32.9% 감소하고 기초 내부등급법을 적용하는 경우 37.0% 감소하는 것으로 계산되었으며, 이 경우 모든 신용등급에 대해서 자본요구량이 감소하기 때문에 Basel II가 적용되면 신용등급이 안 좋은 중소기업들에 대해서도 오히려 지금보다 대출이 증가할 것임을 시사한다.²²⁾ 그러나 이 결과는 소매금융 효과에 너무 크게 의존하고 있기 때문에 소매금융 효과에 큰 영향을 미치는 가정들에 대해 먼저 면밀한 검토가 이루어져야 할 것임을 의미하는 것으로 해석해야 한다.

3. 기업여신과 기업투자

Basel II 도입의 거시경제적 효과를 엄밀하게 분석하기 위해서는 여신규모의 변화뿐 아니라 여신금리의 변화가 지출국민소득의

22) 이 경우 가계여신에 대해서 현재 여신금리 수준을 고수하고자 하고 다른 모든 조건이 같다면, 표준방법의 경우 48.9%, 기초 내부등급법의 경우 58.8% 가계여신을 증가시켜야 할 것이다.

구성요소인 소비와 투자에 어떻게 영향을 주는지 분석해야 한다. 그러나 본 연구에서는 여신규모의 변화가 거시경제에 미치는 효과를 중심으로 분석하기 위해 편의상 Basel II에 의한 여신금리의 변화는 없다고 가정한다. 또한 소비에 대한 가계여신의 역할은 이미 잘 알려져 있고 KERI 2005 모형에서도 이것이 반영되어 있으므로 여기에서는 기업투자함수만을 분석하고자 한다.

일반적으로 기업의 투자는 고정투자, 재고투자, 건설투자로 분류된다. 그러나 편의상 재고투자와 건설투자에 대한 영향은 무시하고 기업의 고정투자에 논의의 초점을 두고자 한다. 앞에서 분석하였듯이 Basel II의 도입은 기업대출을 감소시킨다. 자본시장이 완전해서 기업이 시장이자율을 지불하고 얼마든지 필요한 투자자금을 사용할 수 있다면 기업대출의 감소는 기업에 전혀 영향을 미치지 않을 것이다. 그러나 자본시장이 불완전해 금융조달원에 따라 금융비용이 상이하다면 기업투자는 기업대출의 감소에 반응을 보일 것이다. 예를 들어 이자율이 변동하지 않는다고 가정할 때, 기업대출의 규모가 축소되면 금융계약이 없는 기업의 투자는 영향을 받지 않지만 그렇지 않은 기업들은 고정투자를 줄이려고 할 것이다. 이것은 총수요의 감소를 초래하고 따라서 경제전반에 영향을 미칠 것이라고 예상할 수 있다.

Basel II의 도입으로 인한 기업대출의 축소는 중앙은행이 재할인을 인상에 의해 은행의 대출 잔액을 축소시키는 것과 같은 효과를 갖는다. 전통적인 IS-LM 모형에 따르면 통화량의 축소는 명목이자율 및 실질이자율의 증가를 초래하고 따라서 기업의 투자를 위축시킨다. 이것을 우리는 이자율경로(Interest Rate Channel)라고 부른다.²³⁾ 이와 같은 이자율경로는 완전자본시장을 가정하고 있

23) 이자율경로에 대한 survey는 Taylor(1993) 참조.

지만 현실적으로 투자의 경기변동적인 변화가 미래기대수익이나 자본의 사용자비용으로 설명되기에는 너무 크기 때문에 완전자본 시장의 가정은 경제를 설명하기에 지나친 가정으로 평가되고 있다. 사실 최근 경제학자들에 의해 이자율경로에 의한 통화정책의 영향은 미미하다는 실증분석이 제시되고 있다(Bernanke and Gertler, 1995).

한편 통화정책은 이자율의 변화보다는 정보비대칭성 문제에 의한 금융시장의 불완전성 때문에 기업투자에 변화를 초래할 수 있다. Bernanke et al(1996)은 금융가속자(Financial Accelerator), 즉 금융시장의 불완전성 때문에 상대적으로 작은 외부충격을 확장시키는 금융인자를 사용해 불완전시장하의 투자를 분석하였다. 일반적으로 통화정책이 금융시장의 정보비대칭성으로 인해 투자에 미치는 경로를 신용경로(Credit Channel)라고 부르고, 이는 다시 은행대출경로(Bank Lending Channel)와 대차대조표경로(Balance Sheet Channel)로 구분된다. 은행대출경로에서는 통화량의 감소가 예금을 감소시키고 이것은 은행의존적인 기업에 대한 대출에 직접적으로 영향을 주게 되어 해당기업들이 투자를 축소하게 된다. 또한 중앙은행의 통화정책은 채권 이외의 자산 가격에 영향을 미침으로써 기업투자에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 긴축통화정책은 주식가격을 하락시켜 기업의 자산가치 또는 조세조정Q를 하락시킨다. 대차대조표경로에 의하면 통화량의 감소는 주식가격의 하락을 초래하고 이것은 기업의 대차대조표상에 자산가치를 하락시키게 된다. 자산가치가 낮게 평가되는 기업은 은행으로부터 대출을 받기가 어려워지고 이에 따라 투자를 축소하게 된다.

따라서 Basel II의 도입으로 인한 대출축소는 상기한 바와 같은 이자율경로와 신용경로를 통해서 기업투자에 영향을 미치게 될 것이라고 예상할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 분석의 편의상

이자율은 고정되어 있다고 가정했으므로 Basel II의 도입은 신용 경로에 의해 기업투자에 영향을 미치는 것으로 보였다.

4. 기존의 투자이론

(1) 신고전파투자이론

신고전파투자이론은 Jorgenson(1963)에 의해 개발되었다. 신고전파투자이론은 자본시장, 생산물시장, 요소시장의 완전경쟁을 가정하고 또한 자본량을 바람직한 수준으로 즉시 조정할 수 있다고 가정한다. 기업의 목적은 기술적인 제약하에서 기대미래이윤의 현재 가치를 최대화하는 것이다. 이윤최대화를 추구하는 기업은 자본의 한계생산물이 자본의 사용자비용(실질이자율과 감가상각률의 합)과 같아지는 수준까지 자본을 사용한다. 이것은 기업의 자본수요를 결정한다. 한편 완전경쟁적 자본시장에서 자본은 자본의 사용자비용 수준에서 완전탄력적으로 공급된다. 따라서 균형자본량은 현재 사용자비용과 자본의 한계생산물이 같아지는 수준에서 결정된다. 균형자본량이 증가하는 경우는 두 가지이다. 우선 기술이 발달하거나 고용이 증가하면 한계생산물은 증가하므로 기업의 자본수요는 우측으로 이동하게 되어 균형자본량이 증가하게 된다. 또한 자본에 대한 수요가 일정할 때, 실질이자율이 하락하거나 감가상각률이 하락하면 자본공급곡선이 아래로 이동하게 되어 균형자본량이 증가하게 된다. 균형자본량의 증가와 기존 균형자본량의 감가상각률의 합이 투자수요이므로 투자수요는 기술발달, 고용증가, 실질이자율의 하락, 감가상각률의 하락에 따라 증가한다.

(2) q이론

q는 추가 한 단위 자본의 시장가격과 대체비용의 비율이다. q이론은 Tobin(1969)에 의해 개발되었다. 앞의 신고전과투자이론에서는 자본량을 바람직한 수준으로 즉시 조정할 수 있다고 가정하였다. 사실 기업이 자본량을 조절하는 데는 내부적으로 비용이 발생할 것이다(Eisner and Strotz, 1963; Lucas, 1967; Gould, 1968). 자본량을 바람직한 수준으로 즉시 조정할 수 없고 여기에 비용이 수반된다고 가정하면 자본의 한계생산량은 자본의 사용자비용과 일반적으로 같지 않게 된다.

q이론은 투자가 q의 함수라고 가정하고 미래에 예상되는 자본의 수익성이 상승하면 투자가 증가한다는 것이다. 즉 기업이 자본량을 자유로이 변화시킬 수 있다는 가정하에 q가 1보다 크면 자본량을 계속 증가시키고 q가 1이 되는 수준까지 자본량을 조절한다. Tobin(1969)의 설명에서는 생산함수의 역할이 명확하지 않다. 그러나 q이론은 기업의 이윤극대화로부터 도출될 수 있다.

q이론의 배후에는 자본조정비용이 있다. Lucas and Prescott (1971)는 q이론을 구체적으로 언급하지는 않았지만 자본조정비용을 가정한 신고전과투자이론과 q이론이 동일하다는 것을 처음으로 인식하였다. Abel(1977)이 Cobb-Douglas 생산함수를 이용하여 최적투자는 한계자본조정비용이 q-1이 되는 수준에서 이루어진다는 것을 보였고 Hayashi(1982)는 이것을 더 일반화하였다. 특히 Hayashi는 한계 q와 평균 q를 구분하고 자본조정비용함수가 특정한 형태일 때 한계 q와 평균 q가 일치함을 보였다.

q이론은 한계 q가 관측되지 않기 때문에 직접 적용하지 못한다. 우리가 관측할 수 있는 것은 현재 자본의 대체비용 대비 시장 평균의 비율을 나타내는 평균 q이다. 따라서 많은 q이론에 대한

실증연구는 평균 q 를 한계 q 의 대리변수로 사용하고 있다(von Furstenberg, 1977).

(3) 불완전자본시장과 투자

신고전파투자이론이나 q 이론은 기업이 금융시장에서 아무런 제약 없이 투자재원을 조달할 수 있다는 완전자본시장을 전제하고 있다. 완전자본시장에서는 내부자금과 외부자금의 사용자비용이 동일하고 기업이 원하는 자금을 자본시장을 통해 조달할 수 있다. 따라서 완전자본시장의 경우, Modigliani and Miller(1958) 정리에 의하면 투자수준은 투자기회와 시장이자율에 의해 결정되고 기업의 재무구조에 의해 영향을 받지 않는다.

그러나 현실적으로 금융시장이 불완전하기 때문에 기업이 외부로부터 투자재원을 조달하기 위해서는 제약이 따르게 된다. 불완전자본시장에서 기업이 직면하게 되는 금융계약은 금융시장에서 정보의 비대칭성에 의한 역선택과 도덕적 해이의 문제로부터 기인한다. 대출자의 신용도나 위험도에 대한 불완전한 정보 때문에 역선택은 내부자금과 정보가 없는 자본시장으로부터의 외부자금 사이의 조달비용의 차이를 설명할 수 있다. 유인문제와 경영감시비용이 있을 경우에는 기업에 외부자금을 공급하는 투자자들은 이러한 감시비용과 경영자의 투자자금관리와 관련된 도덕적 해이 가능성을 보상할 만한 높은 수익을 원한다. 경영자가 기업 내부에서 투자자금을 공급하는 만큼, 투자재원의 내재비용은 도덕적 해이와 관련된 추가비용을 반영하지 않을 것이다.

기업이 금융계약에 직면하게 되면 미래의 자본수익성이 높다고 하더라도 투자자금을 조달하는 데 비용이 수반되고 따라서 기업은 미래의 자본수익성보다는 내부유보나 현금흐름을 기준으

로 하여 투자를 결정하게 된다. 금융제약의 강도가 높은 기업일수록 그렇지 않은 기업보다 내부유보나 현금흐름에 더 민감하게 반응하게 된다. 그러나 자본시장은 자금공급자와 자금수요자간의 정보의 비대칭성으로 인해 불완전한 것이 현실이다. 불완전자본시장에서는 Myers and Majluf(1984)가 주장하듯이 정보의 비대칭성으로 인해 외부자금조달에 제약이 발생하고 이에 따라 내부자금과 외부자금의 조달비용이 상이하게 된다. 그러므로 불완전자본시장에서 기업투자와 기업의 재무구조는 상호의존적인 관계에 있게 된다.

정보비대칭성으로 인해 외부자금조달에 제약을 받는 기업의 투자수준은 그렇지 않은 기업보다 내부자금의 수준에 영향을 많이 받을 것으로 예상할 수 있다. Fazzari, Hubbard, and Peterson(FHP, 1988)은 현금흐름을 유동성의 척도로 가정하고 1970~1984년간 미국의 482개 기업을 고배당기업군, 중배당기업군, 저배당기업군으로 분류하고 각 기업군에 대해 투자의 현금흐름에 대한 민감도를 추정하였다. 이들은 외부자금조달에 제약이 있어 투자의 내부자금 의존도가 높을 것으로 생각되는 저배당기업의 투자지출은 현금흐름에 대해 높은 민감도를 보인다는 결과를 얻었다.

그러나 Kaplan and Zingales(1997)는 FHP가 분석한 기업자료를 분석하고 FHP의 결과와는 반대로 자금조달제약을 덜 받는 고배당기업일수록 투자가 현금흐름에 더 민감하다는 결과를 주장하였다. Cleary(1999)도 Kaplan and Zingales(1997)의 결과와 일치하는 실증분석을 제시하였다. 아직도 논쟁중에 있는 이들 연구들은 자금조달제약을 현금흐름의 민감도를 통해 간접적으로 측정하는 특성을 가지고 있다.

한편 Whited(1992), Bond and Meghir(1994) 등은 자금조달제한인 재무구조를 직접 기업의 목표함수에 도입해 투자에 미치는 영향

을 분석하였다. 이들 모형에서, 기업이 기업가치를 극대화할 때 투자와 부채규모를 동시에 결정하는 조건인 1차조건, 오일러(Euler) 방정식, Transversality 조건 등에 의해 투자와 부채규모의 관계를 도출할 수 있다.

5. 투자함수의 도출

기업대출의 축소가 기업투자에 미치는 영향을 분석하기 위해 투자함수를 도출할 필요가 있다. 여기에서 우리는 Bond and Meghir (1994)의 연구에 기초해서 대표기업의 투자함수를 도출하고자 한다. 본 모형은 Bond and Meghir(1994)와는 달리 법인세만을 고려하였다. 또한 투자가 없을 때 자본조정비용이 0이 되는 2차형 자본조정비용함수를 선택하였다. Bond and Meghir(1994)에서와 같이 기업이 직면하는 자금조달제약은 부도확률함수로 표현된다.

기업은 자본과 노동을 투입해서 생산함수 F 에 의해 산출물을 생산한다. t 기의 자본량을 K_t , 투자량을 I_t 라고 하면 자본량은 다음과 같은 동학에 의해 결정된다.

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

여기에서 우리는 재무문헌에서와 같이 t 기의 투자량 I_t 에 의해 형성된 자본은 t 기의 생산에 투입된다고 가정한다. 또한 생산함수는 자본량 K_t 와 노동투입량 L_t 의 1차동차함수이고 자본조정함수는 투자량 I_t 와 자본량 K_t 의 1차동차함수라고 가정한다. 기업이 투자할 경우에 지불해야 하는 자본조정비용은 자본조정비용함수

C 에 의해 결정된다. t 기의 산출물 가격을 p_t , 법인세율을 τ 이라고 하면 세후순익은 다음과 같이 표현된다.

$$\Pi^t = \Pi(K_t, L_t, I_t) = (1 - \tau)[p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t - p_t C(I_t, K_t)]$$

기업은 회사채를 발행하거나 은행으로부터 대출을 받을 수 있다. 기업의 t 기말의 부채액을 B_t , t 기에 새로 발생한 부채를 b_t 라고 하면 기업부채의 동학은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$B_t = B_{t-1} + b_t$$

기업의 수입현금흐름은 판매수입과 순차입인 반면 지출현금흐름은 배당금, 임금, 이자, 투자 등이기 때문에 배당금은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} D(K_t, B_{t-1}, L_t, I_t, b_t) &= \Pi^t + B_t - [1 + (1-r)i_{t-1}]B_{t-1} - p_t^I I_t \\ &= \Pi^t + b_t - (1-r)i_{t-1}B_{t-1} - p_t^I I_t \end{aligned}$$

배당액은 음이 될 수 없으므로 $D_t \geq 0$ 의 제한이 필요하다. 문제를 단순화하기 위해 배당액은 항상 0보다 크다고 가정한다. 기업의 미래가치에 대한 할인율을 β_s 라고 할 때 기업이 배당금을 지불하기 위해 무한히 자금을 차입하지 못하게 하는 조건인 다음과 같은 Transversality 조건이 필요하다.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{s=t}^{T-1} \beta_s \left[B_T = 0, \forall t \right]$$

기업가치는 기대미래세후배당흐름의 현재가치이다. $(t+1)$ 기에 기업이 부도에 직면할 확률을 π_t 라고 가정하면 기업가치는 다음과 같이 Bellman 함수의 형태로 표현될 수 있다.

$$V_t(K_{t-1}, B_{t-1}) = \max_{L_t, I_t, b_t} \{ D(K_t, B_t, L_t, I_t, b_t) + (1 - \pi_t)\beta_t \mathbb{E}_t [V_{t+1}(K_t, B_t)] \}$$

$$s.t. \begin{cases} K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t \\ B_t = B_{t-1} + b_t \end{cases}$$

부도확률 π_t 는 부채비율 (B_t/K_t) 의 단조증가함수라고 가정할 수 있다.

$$\pi_t = h(B_t/K_t), h' > 0$$

자본량 K_{t-1} 에 대한 기업의 한계가치를 q_t , 부채 B_{t-1} 에 대한 기업의 한계가치를 Ψ_t 라고 하자. 이제 우리는 기업의 상태변수에 대한 오일러(Euler) 방정식을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$q_t = (1 - \delta)D_K^t - h' \cdot \left(\frac{B}{K_t}\right)(1 - \delta) \cdot \beta_t \mathbb{E}[V_{t+1}] + (1 - \pi_t)(1 - \delta)\beta_t \mathbb{E}_t[q_{t+1}]$$

$$\Psi_t = D_B^t - h' \cdot \left(\frac{1}{K_t}\right)\beta_t \mathbb{E}[V_{t+1}] + (1 - \pi_t)\beta_t \mathbb{E}_t[\Psi_{t+1}]$$

여기에서 $D^t = D(K_t, B_{t-1}, L_t, I_t, b_t)$ 이고 D_x^t 는 D 의 x 에 대한 편미분을 나타낸다. 기업가치의 최대화를 위한 투자 및 신규부채에 대한 1차조건은 다음과 같이 주어진다.

$$(1 - \delta)D_I^t + q_t = 0$$

$$D_b^t - D_B^t + \Psi_t = 0$$

오일러 방정식과 1차조건을 결합하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$(1 - \pi_t)(1 - \delta)\beta_t \mathbb{E}_t [D_t^{t+1}] - D_K^t - D_I^t = -\left(\frac{B_t}{K_t}\right)\{(1 - \pi_t)\beta_t \mathbb{E}_t [D_B^{t+1}] - D_B^t\}$$

추정가능한 모형을 도출하기 위해 각 함수들의 형태를 구체적으로 선택할 필요가 있다. 일반적인 자본조정비용함수는 다음과 같은 제곱형 1차동차함수이다.

$$\psi(I_t, K_{t-1}) = \frac{\alpha}{2} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - v \right)^2 K_{t-1}$$

그러나 투자가 발생하지 않을 때 자본조정비용은 발생하지 않는다는 것을 반영하기 위해 표준적인 형태보다 단순한 제곱형 1차동차함수를 가정한다.

$$C(I_t, K_t) = \frac{a}{2} \left(\frac{I_t^2}{K_t} \right)$$

생산함수는 (K_t, L_t) 에 1차동차함수이므로 $F_K^t K_t + F_L^t L_t = F^t$ 이다. 완전경쟁시장에서 임금이 결정되므로 $F_L^t = w_t/p_t$ 이고 다음과 같은 관계식을 도출할 수 있다.

$$F_K^t = \frac{1}{K_t} \left(F^t - \frac{w_t}{p_t} L_t \right)$$

이제 $Y^t = F^t - C^t = F(K_t, L_t) - C(I_t, K_t)$ 라고 정의하고 위의 함수들을 이용해 마지막 방정식에 대입하면 다음과 같이 정리할

수 있다.

$$\begin{aligned}
 & -a(1-\tau)(1-\pi_t)(1-\delta)\beta\mathbb{E}_t[p_{t+1}\left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}}\right)] \\
 & = -a(1-\tau)p_t\left(\frac{I_t}{K_t}\right) - p_t^I + (1-\tau)p_t\left(\frac{Y_t}{K_t}\right) - (1-\tau)p_t\left(\frac{w_t L_t}{p_t K_t}\right) + \frac{1}{2}a(1-\tau)p_t\left(\frac{I_t}{K_t}\right)^2 \\
 & \quad - \left(\frac{B}{K_t}\right)[(1-\pi_t)\beta(1+(1-\tau)i_t) - 1] + (1-\pi_t)(1-\delta)\beta\mathbb{E}_t[p_{t+1}^I]
 \end{aligned}$$

여기에서 가격에 대한 합리적기대를 가정하면 $\mathbb{E}_t[p_{t+1}^I] = p_t^I$ 이다. 다음과 같이 ϕ_t 를 정의한다.

$$\phi_t = \frac{1}{(1-\pi_t)(1-\delta)\beta_t} \left(\frac{p_t}{p_{t+1}} \right)$$

이때 현금흐름은 $CF_t = p_t Y_t - w_t L_t$ 으로 정의되므로 위의 식은 다음과 같이 추정가능한 함수형태로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}}\right) & = \phi_t \left(\frac{I_t}{K_t}\right) - \frac{1}{2}\phi_t \left(\frac{I_t}{K_t}\right)^2 - \frac{1}{a}\phi_t \left(\frac{CF_t}{p_t K_t}\right) \\
 & \quad + \frac{[(1-\pi_t)\beta_t(1+(1-\tau)i_t) - 1]p_{t+1}}{a(1-\tau)p_t} \phi_t \left(\frac{B}{K_t}\right) \\
 & \quad + \frac{[1 - (1-\pi_t)(1-\delta)]p_{t+1}}{a(1-\tau)p_t} \phi_t \left(\frac{p_t^I}{p_{t+1}^I}\right) + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

이 결과로부터 우리는 현재의 투자는 전기의 투자, 전기의 현금흐름 그리고 부채와 관계가 있음을 알 수 있다.

6. 실증분석

(1) 대출관련 행태식의 구성

Basel II의 거시경제적 효과를 추정하는 데 이용할 KERI 2005 모형은 최종수요부문, 노동 및 공급부문, 물가 및 임금부문, 재정 부문, 통화·금융부문, 대외거래부문 등 6개 부문으로 구성되어 있다. 본 절에서는 대출변동과 관련된 설비투자와 민간소비 행태식만을 설명하고 다른 행태방정식의 구조는 부록에 수록하였다.

① 설비투자

앞에서 우리는 현재의 투자가 전기의 투자, 전기의 현금흐름 그리고 부채와 관계가 있음을 도출했다. 이를 반영해 본 연구에 사용할 설비투자의 행태식에 전기의 설비투자, 소득변수인 실질 GDP, 자본재 투자의 결정요인인 환율, 그리고 예금은행의 대출잔액과 전기의 현금흐름을 설명변수로 채택하였다.

하지만 추정결과, 전기의 현금흐름 변수의 계수값은 예상과는 달리 마이너스가 나왔다. 이는 이론적으로 납득이 가지 않는 결과이다. 여기에는 외환위기 이후 기간이 포함된 추정기간이 중요하게 작용한 것으로 보인다. 외환위기 충격 이후 우리나라의 기업들은 부채비율을 축소하라는 강한 압력에 직면하게 되면서 가능한 한 내부유보 이익을 늘리고 주요 지출항목인 투자를 줄이는 행태를 보여 왔다. 이런 가설을 검증하기 위해 실제로 외환위기 이전과 이후로 나누어 투자식을 추정하였다. 추정 검증결과를 <표 16>에서 볼 수 있는데 현금흐름 변수의 유의성이 역시 외환 위기를 전후하여 크게 달라지는 것을 볼 수 있다. 외환위기 이전에는 전기 현금흐름(CSFLW) 변수의 계수값은 플러스였으나 외환

위기 이후에는 통계적으로 유의한 마이너스로 나타난다.

추정기간: 1990년 1월 ~ 2005년 2월

$$\begin{aligned} \text{LOG(IFMINV)} &= 1.59 + 0.78 \times \text{LOG(IFMINV(-1))} + 3.79 \times \text{DLOG}(@\text{MOVAV}(\text{GDP}, 2)) \\ &\quad + 0.19 \times \text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{LOAN_BANK_ALL}/\text{PGDP}, 2)) \\ &\quad - 0.12 \times \text{LOG}(\text{ER}) - 5.77e-07 \times \text{CSFLW}(-1) + 0.21 \times \text{DUM2} \\ &\quad - 0.15 \times \text{DUM3} - 0.13 \times \text{DUM4} \end{aligned}$$

추정기간: 1990년 1월 ~ 1997년 4월

$$\begin{aligned} \text{LOG(IFMINV)} &= 1.17 + 0.64 \times \text{LOG(IFMINV(-1))} + 5.23 \times \text{DLOG}(@\text{MOVAV}(\text{GDP}, 2)) \\ &\quad + 0.78 \times \text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{LOAN_BANK_ALL}/\text{PGDP}, 2)) \\ &\quad - 0.50 \times \text{LOG}(\text{ER}) + 1.15e-05 \times \text{CSFLW}(-1) + 0.31 \times \text{DUM2} \\ &\quad - 0.19 \times \text{DUM3} - 0.24 \times \text{DUM4} \end{aligned}$$

추정기간: 1998년 1월 ~ 2005년 2월

$$\begin{aligned} \text{LOG(IFMINV)} &= 3.05 + 0.74 \times \text{LOG(IFMINV(-1))} + 3.56 \times \text{DLOG}(@\text{MOVAV}(\text{GDP}, 2)) \\ &\quad + 0.15 \times \text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{LOAN_BANK_ALL}/\text{PGDP}, 2)) \\ &\quad - 0.23 \times \text{LOG}(\text{ER}) - 6.31e-07 \times \text{CSFLW}(-1) + 0.17 \times \text{DUM2} \\ &\quad - 0.16 \times \text{DUM3} - 0.10 \times \text{DUM4} \end{aligned}$$

이런 검증결과 자체도 의미가 있으나 본 논문의 주안점에서 벗어나는 부분이다. 따라서 본 연구에서는 설비투자식에서 다음과 같이 전기의 현금흐름에 대한 변수를 설명변수에서 제외한 채로 추정하였으며 추정결과는 다음과 같다. 이 추정결과를 사용해 거시경제적 효과의 계량분석을 하고자 한다.

$$\begin{aligned} \text{LOG(IFMINV)} &= C(1) + C(2) \times \text{LOG(IFMINV(-1))} + C(3) \times \text{DLOG}(@\text{MOVAV}(\text{GDP}, 2)) \\ &\quad + C(4) \times \text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{LOAN_BANK_ALL}/\text{PGDP}, 2)) \\ &\quad + C(5) \times \text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{ER}, 2)) + C(6) \times \text{DUM2} + C(7) \times \text{DUM3} \\ &\quad + C(8) \times \text{DUM4} \end{aligned}$$

<표 16> 설비투자 행태식

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	3.638	3.436	0.002
LOG(IFMINV(-1))	0.621	6.815	0.000
DLOG(@MOVAV(GDP, 2))	3.291	5.195	0.000
LOG(@MOVAV(LOAN_BANK_ALL/PGDP, 2))	0.235	3.163	0.003
LOG(@MOVAV(ER, 2))	-0.242	-2.433	0.020
DUM2	0.173	5.766	0.000
DUM3	-0.127	-2.700	0.011
DUM4	-0.131	-2.426	0.021
R-squared	0.915		
Adjusted R-squared	0.898		
Durbin-Watson stat	1.851		

주: IFMINV: 설비투자 + 무형고정자산투자(실질, 국민계정), GDP: 국내총생산(실질, 국민계정), LOAN_BANK_ALL: 예금은행 대출금잔액, ER: 원달러환율(분기평균), DUM2 DUM3 DUM4: 계절더미

② 민간소비

앞서 보았듯이 Basel II는 기업여신을 넘어서 광범위한 은행여신에 영향을 미친다. 그 대표적인 분야가 가계신용이다. 외환위기 이후 가계신용의 폭발적 증가는 이미 우리 경제에 2002년 신용카드 버블과 같은 큰 충격을 가져왔다. 따라서 어쩌면 우리의 경우 Basel II의 영향이 없이도 가계신용증가가 이루어지고 있었다는 이유로 가계신용 문제를 등한시 할 수 있다.

하지만 그 동안의 은행권 대출자산 포트폴리오 재구성과 무관하게 자기자본 강화조치에 따른 순증 부분이 있을 수 있기 때문에 좀더 체계적인 검증이 필요하다. 이를 위해 사용된 KERI 2005 모형의 민간소비 부문을 소개하면 다음과 같다.

민간소비(CP) 함수는 실질 GDP에서 조세(RT)를 차감한 가처분 소득의 2분기 이동평균을 주요 설명변수로 사용하였고, 전기의 소비수준을 설명변수로 도입해 단기적인 소비의 관행성을 반영하도록 하였다. 그리고 가계부채(CHDEBT), 금리(YCB_)와 생산자 물가(PPI)를 설명변수에 추가하였다.

민간소비는 기대한 것처럼 가처분소득 변수와 가계부채 변수에는 정의 반응을 보이고 물가와 회사채수익률에는 부(負)의 반응을 보이고 있으며, 통계적 유의성 및 설명력도 매우 높은 것으로 나타났다.

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{CP}) = & C(1) + C(2) \times \text{LOG}(\text{CP}(-1)) \\ & + C(3) \times \text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{GDP}-\text{RT} \times 100 / \text{PGDP}, 2)) \\ & + C(4) \times \text{LOG}(\text{PPI}) + C(5) \times \text{YCB}_(-1) + C(6) \times \text{LOG}(\text{CHDEBT}) \end{aligned}$$

<표 17> 민간소비 행태식

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	5.689	4.348	0.000
LOG(CP(-1))	0.251	2.479	0.018
LOG(@MOVAV(GDP-RT×100/PGDP, 2))	0.281	3.342	0.002
LOG(PPI)	-0.364	-3.906	0.000
YCB_(-1)	-0.008	-4.150	0.000
LOG(CHDEBT)	0.0980	2.348	0.024
R-squared	0.962		
Adjusted R-squared	0.957		
Durbin-Watson stat	1.588		

주: CP: 민간소비(실질, 국민계정), GDP: 국내총생산(실질, 국민계정),
 PGDP: GDP디플레이터, RT: 세입(경상), PPI: 생산자물가
 YCB_: 회사채수익률, CHDEBT: 가계대출잔액

(2) 경제적 효과분석을 위한 시나리오

Basel II의 경제적 파급효과를 종합적으로 검토하기 위해 앞서 살핀 투자함수, 소비함수를 축으로 하는 KERI 2005 모형을 이용해 다음과 같은 네 가지 시나리오별로 2002년 1/4분기~2004년 4/4분기까지 3년간 예금은행의 연말 대출금잔액을 변동시킨 후 시뮬레이션을 실시하였다.

① 표준 방법-소매금융 무시(S1)

대기업여신의 경우, 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액을 100으로 했을 때 그의 84.2%에 해당하는 자본량이 필요하고, Basel II 체제하에서는 익스포져 금액 대비 88.7%의 자본량이 필요하다. 중소기업의 경우, 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액의 84.2%의 자본량이 필요하고, Basel II 체제하에서는 익스포져 금액 대비 108.4%의 자본량이 필요하다. 한편, 가계 여신의 경우 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액의 66.7%에 해당하는 자본량이 필요하고, Basel II 체제하에서는 익스포져 금액 대비 48.4%의 자본량이 필요하다.

자본요구량의 변화를 대출규모의 변화로 환산하면, Basel II 체제하에서 대기업과 중소기업에 대한 여신은 Basel I 체제에 비해 각각 5.10%, 22.30%가 감소해 과거 3년동안의 대기업여신과 중소기업여신 평균비중을 고려하면 총기업대출은 20.33% 감소하고 가계여신은 37.98% 증가한다.

② 표준 방법-소매금융 고려(S2)

대기업여신과 가계여신의 경우 시나리오 S1의 경우와 동일하고, 중소기업의 경우 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액

의 84.2%의 자본량이 필요하지만 Basel II 체제하에서는 익스포져 금액 대비 56.6%의 자본량이 필요하다.

자본요구량의 변화를 여신규모의 변화로 환산하면, 대기업과 가계에 대한 여신규모의 변화는 시나리오 S1과 동일하고 Basel II 체제하에서 중소기업에 대한 여신은 Basel I 체제에 비해 48.90%가 증가해 과거 3년 동안의 대기업여신과 중소기업여신 평균비중을 고려하면 총기업여신은 42.70% 증가하고 가계여신은 37.98% 증가한다.

③ 기초 내부등급법-소매금융 무시(S3)

대기업여신의 경우, 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액을 100으로 했을 때 그의 84.2%에 해당하는 자본량이 필요하고, Basel II 체제하에서는 익스포져 금액 대비 90.7%의 자본량이 필요하다. 중소기업여신의 경우, 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액의 84.2%의 자본량이 필요하고, Basel II 체제하에서는 익스포져 금액 대비 104.9%의 자본량이 필요하다. 한편, 가계여신의 경우, 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액의 66.7%에 해당하는 자본량이 필요하고, Basel II 체제하에서는 익스포져 금액 대비 36.1%의 자본량이 필요하다.

자본요구량의 변화를 여신규모의 변화로 환산하면, Basel II 체제하에서 대기업과 중소기업에 대한 여신은 Basel I 체제에 비해 각각 7.20%, 19.70%가 감소해 과거 3년 동안의 대기업여신과 중소기업여신 평균비중을 고려하면 총기업여신은 18.27% 감소하고 가계여신은 84.63% 증가한다.

④ 기초 내부등급법-소매금융 고려(S4)

대기업여신과 가계여신의 경우 시나리오 S3와 동일하고, 중소기업의 경우 현행 Basel I 체제하에서는 익스포져 금액의 84.2%의 자본량이 필요하지만 Basel II 체제하에서는 익스포져 금액 대비 53.0%의 자본량이 필요하다.

자본요구량의 변화를 여신규모의 변화로 환산하면, 대기업과 가계에 대한 여신규모의 변화는 시나리오 S3과 동일하고 Basel II 체제하에서 중소기업에 대한 여신은 Basel I 체제에 비해 58.80%가 증가해 과거 3년 동안의 대기업여신과 중소기업여신 평균비중을 고려하면 총기업여신은 51.22% 증가하고 가계여신은 84.63% 증가한다.

<표 18> 시나리오

소매금융 효과		표준방법		기초 내부등급법	
		무시(S1)	고려(S2)	무시(S3)	고려(S4)
기업 대출	대기업 (11.0%)	-5.10%	-5.10%	-7.20%	-7.20%
	중소기업(89.0%)	-22.30%	+48.90%	-19.70%	+58.80%
	합 계	-20.33%	+42.70%	-18.27%	+51.22%
가계 대출	일반 (33.3%)	+37.98%	+37.98%	+84.63%	+84.63%
	부동산담보(66.6%)	+37.98%	+37.98%	+84.63%	+84.63%
	합 계	+37.98%	+37.98%	+84.63%	+84.63%

주: ()안은 항목의 비중

시뮬레이션 결과를 해석함에 있어 중요하게 고려해야 할 것은 대기업과 중소기업의 상대적인 역할이다. 즉 설비투자의 경우 대기업의 비중이 중소기업보다 훨씬 큰 반면, 고용에서 차지하는 비중에 있어서는 오히려 중소기업이 훨씬 더 크다.

우리나라 거시경제 전체를 모형화한 KERI 2005는 이러한 차이를 무시한 채 만들어진 것이기 때문에 정량적 결과를 해석함에 있어 이를 고려하는 것이 중요하다.

예를 들어 시나리오 S2에서와 같이 대기업 대출이 줄어드는데 중소기업 대출이 늘어 전체 은행여신이 느는 경우가 투자에 미치는 효과는 대기업 대출이 늘어 전체 투자가 느는 경우와 크게 달라질 수 있다. 전자의 경우 총 은행여신 증가에도 불구하고 전체 설비투자는 감소할 가능성이 크다. 이러한 이유로 기업 규모별 투자와 고용 현황을 고려할 필요가 있다.

<표 19> 설비투자 추이

(단위: 조원, %)

	1990	1995	2000	2004
전산업	22.3 (100)	48.5 (100)	46.7 (100)	56.3 (100)
제조업	16.2 (72.7)	33.6 (69.3)	24.4 (52.2)	37.9 (67.3)
대 기업	14.9 (66.8)	32.3 (66.6)	23.2 (49.76)	36.1 (64.1)
중소기업	1.3 (5.8)	1.4 (2.9)	1.2 (2.6)	1.6 (2.8)
비제조업	6.1 (27.3)	14.9 (30.7)	22.3 (47.8)	18.4 (32.7)

자료: 한국산업은행, 설비투자계획 조사, () 안은 해당 연도 전체에서 차지하는 비중

<표 20> 기업규모별 고용비중

(단위: %)

	1999	2000	2001	2002	2003
5~9인	12.9	14.7	14.9	14.7	16.2
10~99인	46.5	48.3	48.4	46.2	47.9
100~299인	18.0	16.8	16.4	16.9	16.1
300인 이상	22.7	20.3	20.4	22.2	19.8
합 계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 통계청

<표 19>와 <표 20>은 각각 투자 및 고용에서 기업 규모별 분포를 보여 준다. 표에서 볼 수 있듯이 제조업 부문 투자의 경우 대기업 비중이 중소기업보다 월등히 큰 것을 알 수 있다. 반면 고용분포를 보면 대기업(피고용자 300인 이상)의 비중이 20% 정도에 그치고 있다. 이러한 기업 규모별 비중은 이하의 시뮬레이션 결과 해석에 중요한 참조 자료가 된다.

(3) 총대출 감소의 시나리오별 경제적 효과

① S1: 표준방법에서 소매금융 효과를 무시한 경우

표준방법에서 소매금융 효과를 무시할 경우, 대기업대출이 5.10% 감소하고 중소기업대출도 22.30% 감소해 전체 기업대출은 20.33%가 감소하는 것으로 추정된다. 반면 가계대출은 위험가중치의 하향조정으로 37.98%가 증가할 것으로 보인다.

이 같은 대출금액의 변동에 따른 거시경제적 효과는 다음과 같이 나타났다. 설비투자는 기업대출의 감소로 연평균 2.60%의 비교적 큰 폭의 감소를 보였으나 민간소비는 가계대출의 증가로 인해 연평균 1.24% 높아졌다. 국민계정상 민간소비의 비중이 설비투자에 비해 훨씬 높기 때문에 실질GDP는 연평균 0.25% 증가하는 것으로 나타났다. 전반적으로 소폭이나마 성장률이 개선되면서 소비자물가는 상승하고(0.11%) 고용도 소폭 상승(0.05%, 1차년도 약 2만 1,000명)하였다. 그리고 성장률 개선에 따라 세수증가가 발생해 재정수지는 연평균 2,065억원 개선되었다. 하지만 경상수지는 경기 개선에 따라 수입이 증가(0.10%)해 연간 약 1억 6,000만 달러 정도 악화되었으며 이로 인해 환율은 약 0.04%상승(원화가치 하락)하였다. 한편 회사채수익률은 첫째 소폭 증가했으나 시간이 갈수록 그 효과는 점차 소멸하며 감소로 반전하였다.

<표 21> S1: 표준방법에서 소매금융 효과를 무시한 경우

(단위: %)

구 분	1차년도	2차년도	3차년도	평균
설비투자	-1.12	-3.31	-3.37	-2.60
민간소비	1.22	1.26	1.25	1.24
건설투자	0.09	0.11	0.04	0.08
실질GDP	0.42	0.19	0.14	0.25
소비자물가	0.06	0.14	0.14	0.11
취업자수	0.10	0.05	0.00	0.05
재정수지(십억원)	107.74	246.61	265.34	206.56
경상수지(억 달러)	-2.06	-1.12	-1.55	-1.57
상품수출	-0.01	0.03	0.02	0.01
상품수입	0.13	0.10	0.08	0.10
환율	0.03	0.05	0.05	0.04
회사채수익률	0.06	-0.04	-0.01	0.00

자료: 한국경제연구원 분기거시모형 KERI-2005

② S2: 표준방법에서 소매금융 효과를 고려한 경우

표준방법에서 소매금융 효과를 고려할 경우, 대기업대출은 51.0% 감소하지만 중소기업대출이 48.90% 증가해 전체 기업대출은 42.70%가 증가한다. 가계대출은 37.98% 증가한다.

이 같은 대출금액의 변동에 따른 거시경제적 효과는 다음과 같이 나타났다. 설비투자는 기업대출의 증가로 연평균 6.19%의 증가를 보였으며, 민간소비도 가계대출의 증가로 인해 연평균 1.59% 높아졌다. 이로 인해 실질GDP는 연평균 1.31% 증가하는 것으로 나타났다. 성장률이 크게 개선되면서 소비자물가가 0.42% 상승하고 고용도 0.29% 상승하였다. 이 시나리오의 경우 Basel II 도입에 따른 기업여신이 대기업과 중소기업간에 반대로 나타나기 때문에 기업 규모별 행태를 고려해서 해석되어야 한다. 모형 전체

에는 여신증가에 따라 기업 투자가 느는 것으로 나타났지만 대기업 여신이 감소한 점을 감안하면 이런 결과의 신빙성이 떨어진다 하겠다. 하지만 고용효과의 경우 중소기업 여신 확장에 따른 중소기업 활성화는 추정된 정도나 그 이상의 고용효과를 유발할 것으로 보인다. 이런 효과를 종합하면 시뮬레이션 결과의 투지증가는 과대 추정되었을 가능성이 큰 반면 고용효과는 적정하다고 보이기 때문에 GDP의 경우 약간 과대 추정되었을 가능성이 크다.

재정수지는 연평균 4,786억원 개선되었지만 경상수지는 수입증가(0.49%)로 인해 연간 약 7억 9,000만 달러 정도 악화되었다. 환율은 약 0.2% 상승(원화가치 하락)하였으며 회사채수익률은 소폭 증가했으나 시간이 갈수록 그 효과는 점차 소멸하며 3차년에는 감소로 반전하였다.

<표 22> S2: 표준방법에서 소매금융 효과를 고려한 경우

(단위: %)

구분	1차년도	2차년도	3차년도	평균
설비투자	6.01	6.54	6.02	6.19
민간소비	1.44	1.61	1.71	1.59
건설투자	0.20	0.55	0.48	0.41
실질GDP	1.22	1.38	1.31	1.31
소비자물가	0.12	0.50	0.64	0.42
취업자수	0.24	0.38	0.25	0.29
재정수지(십억원)	158.32	533.36	743.99	478.56
경상수지(억 달러)	-5.72	-7.67	-10.40	-7.93
상품수출	-0.03	0.08	0.09	0.05
상품수입	0.35	0.54	0.57	0.49
환율	0.07	0.22	0.31	0.20
회사채수익률	0.18	0.03	-0.02	0.06

자료: 한국경제연구원 분기거시모형 KERI-2005

③ S3: 기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 무시한 경우

기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 무시할 경우, 전체 기업 대출은 18.27% 감소하는 반면 가계대출은 84.63%가 증가할 것으로 보인다.

설비투자는 기업대출의 감소로 연평균 1.98% 감소했으나 민간 소비는 가계대출의 증가로 인해 연평균 2.79% 높아졌다. 민간 소비의 증가세가 설비투자의 하락세를 상회함에 따라 실질GDP는 연평균 0.96% 증가하는 것으로 나타났다. 전반적으로 성장률이 높아지면서 소비자물가는 상승하고(0.37%) 고용도 상승(0.20%)했다. 재정수지는 연평균 5,493억원 개선되었지만 경상수지는 연간 약 5억 9,000만 달러 정도 악화되었다. 환율은 약 0.15% 상승(원화가치 하락)하였다. 한편 회사채수익률은 첫 해 소폭 증가했으나 시간이 갈수록 그 효과는 점차 소멸하며 감소로 반전하였다.

<표 23> S3: 기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 무시한 경우

(단위: %)

구 분	1차년도	2차년도	3차년도	평균
설비투자	0.48	-3.06	-3.34	-1.98
민간소비	2.68	2.84	2.86	2.79
건설투자	0.24	0.42	0.27	0.31
실질GDP	1.22	0.89	0.78	0.96
소비자물가	0.15	0.44	0.50	0.37
취업자수	0.27	0.24	0.11	0.20
재정수지(십억원)	249.64	638.87	759.28	549.27
경상수지(억 달러)	-5.84	-5.04	-6.90	-5.93
상품수출	-0.02	0.08	0.06	0.04
상품수입	0.37	0.39	0.38	0.38
환율	0.08	0.17	0.21	0.15
회사채수익률	0.18	-0.05	-0.03	0.03

자료: 한국경제연구원 분기거시모형 KERI-2005

④ S4: 기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 고려한 경우

기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 고려할 경우, 대기업대출은 5.10% 감소하지만 중소기업대출이 48.90% 증가해 전체 기업대출은 51.22% 증가하며 가계대출도 84.63% 증가한다.

설비투자는 기업대출의 증가로 연평균 7.68%의 증가를 보였으며 민간소비도 가계대출의 증가로 인해 연평균 3.17% 높아졌다. 이로 인해 실질GDP는 연평균 2.12% 증가하는 것으로 나타났다. 성장률이 크게 개선되면서 소비자물가가 0.71% 상승하고 고용도 0.47% 상승하였다. 재정수지는 연평균 8,502억원 개선되었지만 경상수지는 수입증가(0.80%)로 인해 연간 약 12억 9,000만 달러 정도 악화되었다. 환율은 약 0.33% 상승(원화가치 하락)하였으며 회사채수익률은 소폭 증가했으나 시간이 갈수록 그 효과는 점차 소멸하며 3차년에는 감소로 반전하였다.

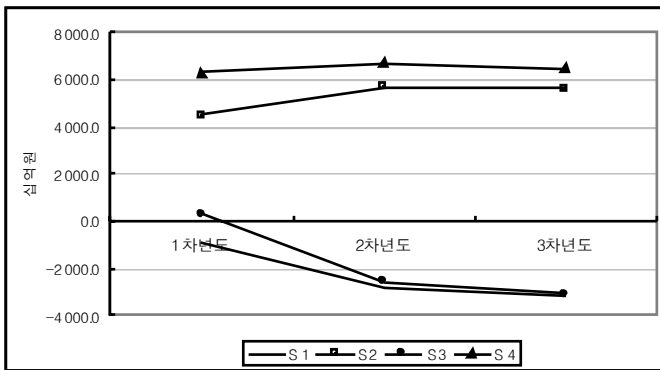
<표 24> S4: 기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 고려한 경우

(단위: %)

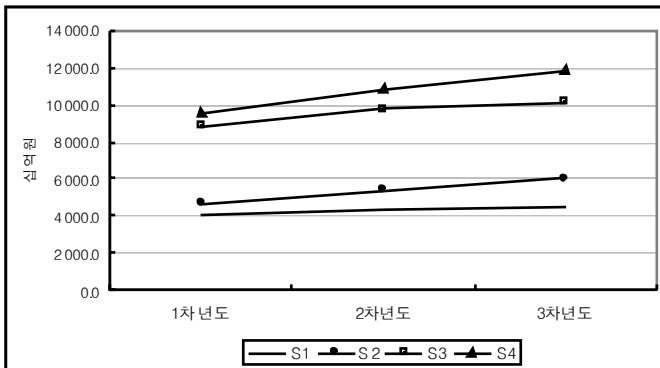
구 분	1차년도	2차년도	3차년도	평균
설비투자	8.43	7.71	6.92	7.68
민간소비	2.94	3.22	3.37	3.17
건설투자	0.36	0.90	0.75	0.67
실질GDP	2.11	2.19	2.07	2.12
소비자물가	0.22	0.85	1.05	0.71
취업자수	0.42	0.60	0.37	0.47
재정수지(십억원)	307.18	957.71	1285.76	850.22
경상수지(억 달러)	-9.91	-12.17	-16.57	-12.88
상품수출	-0.05	0.14	0.14	0.08
상품수입	0.61	0.88	0.91	0.80
환율	0.12	0.36	0.49	0.33
회사채수익률	0.31	0.02	-0.04	0.10

주요 변수별로 지금까지의 결과를 그림으로 표현하면 다음과 같다. 설비투자의 경우, 소매금융 효과를 고려하지 않은 S1(표준방법)과 S3(기초 내부등급법)에서는 Basel II가 설비투자를 감소시켰으나 소매금융 효과를 고려한 S2(표준방법)와 S4(기초 내부등급법)에서는 설비투자가 증가하였다. 이 경우 표준방법보다는 기초 내부등급법이 설비투자를 더 크게 증가시켰다.

<그림 3> Basel II가 설비투자에 미치는 효과



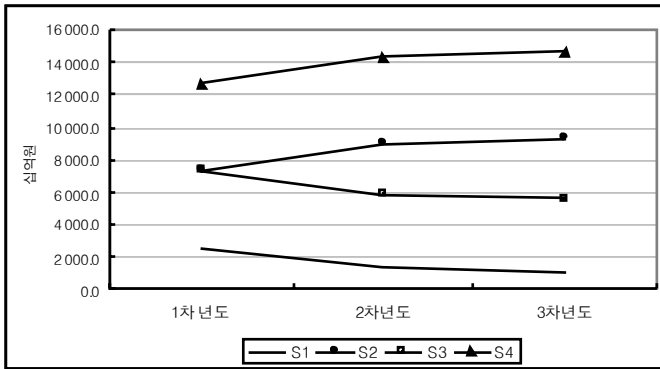
<그림 4> Basel II가 민간소비에 미치는 효과



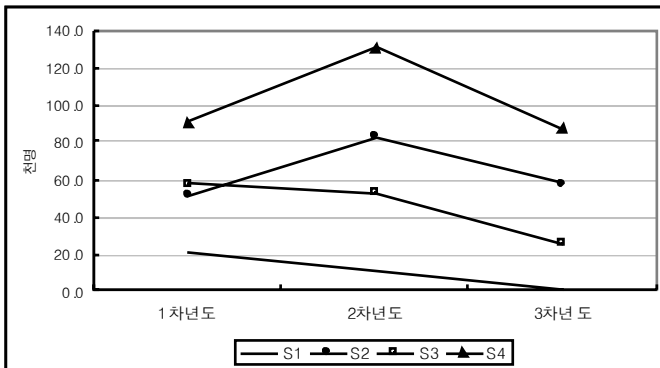
민간소비의 경우, Basel II가 가계대출을 증가시킴에 따라 어느 시나리오에서든 민간소비가 증가하는 것으로 나타났다. 기초 내 부등급법에서 소매금융 효과를 고려한 S4가 가장 큰 효과를 나타내었다.

아래는 GDP와 고용에 미치는 효과로 S4>S2>S3>S1의 순으로 나타났다.

<그림 5> Basel II가 GDP에 미치는 효과



<그림 6> Basel II가 고용에 미치는 효과



제Ⅷ장

결론 및 정책적 함의

Basel II의 시행이 임박해 오면서 국내 금융권의 일반적인 예상은 새로운 규제 시행으로 인해 은행의 자기자본 부담이 늘어나게 될 것이며, 이로 인해 기업금융의 위축이 우려된다는 것이었다. 이러한 상황에서 금융감독위원회의 의뢰로 2004년 중 작성된 한국개발연구원의 보고서는 새로운 규제의 시행이 중소기업대출을 위축시키지는 않을 것이라는 전망을 밝힘으로써 감독당국의 Basel II 조기시행 의지를 뒷받침하였다.

본 연구의 실증적인 결론도 전술한 한국개발연구원의 보고서와 크게 다르지 않다. 즉 신용리스크만을 비교했을 때 Basel II의 도입이 은행의 자기자본요구량을 증대시키는 경우는 중소기업 대출에 대해 소매금융의 효과를 고려하지 않은 경우에 국한되며, 이 경우에도 기업부문의 투자위축에도 불구하고 가계대출의 확대로 인해 거시경제에는 오히려 긍정적인 효과가 나타나는 것으로 추정되었다. 소매금융 효과를 고려하는 경우에는 이러한 긍정적인 효과가 더욱 증폭되는 것으로 나타나므로 Basel II의 시행은 국내 거시경제에 대해 긍정적인 영향만을 가져오기 때문에 새로운 규제안의 수용을 망설일 이유가 없는 것처럼 보인다.

이와 같은 본 연구의 결론은 당초 연구에 착수할 시점의 예상과는 크게 다른 것이었다. 새로운 규제안의 시행으로 인해 국내 은행의 기업대출이 위축될 우려가 있다는 막연한 불안감이 금융권 내에 존재하고 있는 상황에서 정작 그 영향을 본격적으로 계량화해 본 선행연구가 없다는 데에 당초 연구에 착수한 동기가 있었기 때문이다.

본 연구의 첫 번째 의의는 국내은행들이 Basel II의 소매금융에 대한 혜택을 충분히 활용한다면 새로운 규제안의 도입은 규제부담의 완화를 통한 금융공급의 확대를 가능케 하고 궁극적으로 경제발전에도 도움이 될 것이라는 점을 계량적으로 입증함으로써

2007년 Basel II 도입을 앞둔 막연한 불안감을 해소할 수 있다는 데에서 찾을 수 있을 것이다.

본 연구는 더 나아가 이러한 Basel II 도입의 긍정적 효과가 발생하는 요인을 좀더 명확하게 밝혀내고 있다는 점에서 또 하나의 의의를 찾을 수 있다. 즉 “다른 조건이 동일하다면” Basel II의 시행은 대기업 대출의 위축을 불가피하게 할 것이며, 새 규제안의 긍정적인 효과는 소매금융으로 분류되어 위험가중치 계산에서 유리한 취급을 받게 되는 중소기업대출 및 가계대출의 증대에 전적으로 기인한다는 점이다.

이는 곧 “다른 조건이 동일하지 않다면” 대기업 대출의 위축이 불가피하지 않을 수 있다는 것을 시사한다. 즉 중소기업 대출 및 가계대출의 소매금융 효과로 은행의 자기자본에 여력이 생긴다면 대기업 대출을 늘리더라도 전체 자본요구량은 오히려 감소하고 따라서 대기업에 대한 대출여력이 오히려 증대될 수도 있다는 점이다. 실제로 <표 18>에서 보듯이 중소기업의 대출비중이 89%에 달하기 때문에 실제로 은행이 대기업 대출을 줄여야 하는 압력을 크게 받지 않을 가능성이 많은 것으로 보인다.²⁴⁾

이러한 긍정적인 결과에도 불구하고 본 연구진의 판단은 이와 같은 계량적 결론을 그대로 받아들이는 것은 지나친 낙관론이 될 수도 있다는 점에서 새로운 규제안의 도입은 조심스러운 접근법이 필요하다는 것이다. 이러한 판단은 본 연구 및 기타 선행연구에 반영되지 않은 다음과 같은 세 가지 사실에 근거한다.

첫째, Basel II는 단순히 신용리스크의 산출방식만을 변화시키는 것이 아니며, 새로이 운영리스크에 대한 자기자본의 보유를 요구한다. 대부분의 국내은행들은 현재 운영리스크 측정시스템의

24) 이 부분을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

구축을 완료하지 못하였거나 구축이 완료된 경우에도 그 유효성에 대한 검증이 이루어지지 못한 상황이기 때문에 운영리스크로 인한 자기자본 부담의 증대가 어느 정도가 될 것인지를 예상하기 어려운 상황이다. 따라서 운영리스크의 추가는 Basel II 시행에 따른 신용리스크 자기자본 부담의 완화를 상당부분 상쇄할 가능성이 있다.²⁵⁾

둘째, 현재 국내 금융권의 상황은 사실상 중소기업대출 및 가계대출이 포화상태에 있기 때문에 향후 이 부문의 대출이 본 연구에서 예상하는 바와 같이 비약적으로 증대할 것이라고는 기대하기 어렵다는 점이다. 따라서 이들 부문에 대한 대출의 자기자본 부담이 완화된다고 하더라도 실제로 국내은행들이 이 부문에 대한 대출을 획기적으로 증대시킬 수 있을 것인지는 장담하기 어렵다. 만약 은행들이 이들 부문에 대한 대출을 충분히 늘릴 수 있을 정도로 우량한 대출고객을 찾기 어려운 상황에 봉착한다면 본 연구에서 계량적으로 나타난 Basel II의 긍정적 효과는 사실상 허구에 그칠 가능성이 크다고 볼 수 있다.

셋째, 본 연구에 사용된 국내기업의 신용등급별 부도확률이 지나치게 낙관적으로 산출되었을 가능성을 배제하기 어렵다. 연구진이 비공식적으로 확인해 본 바에 의하면 국내은행의 대부분이 본 연구에 사용된 은행과 비슷한 기업부도확률을 상정하고 신용리스크를 측정하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 부도확률은 대부분 1997년 전후의 극심한 기업부도를 극히 이례적인 상황으로 간주하고 구조조정기 이후의 낮은 기업부도율에 상당한

25) 이는 운영리스크를 감안할 경우 본 연구의 실증적 결론이 뒤바뀔 것이라는 의미는 아니다. 단지 운영리스크로 인한 자기자본 부담의 증가를 감안할 경우 소매금융 효과에도 불구하고 Basel II 도입의 긍정적인 효과는 본 연구에 나타난 것보다 적을 수 있다는 점을 강조하고자 한다.

가중치를 부여함으로써 얻어진 것으로 판단된다.

하지만 Lee(2005)에서 지적하고 있는 바와 같이 Basel II의 신용리스크 산출방식은 이러한 낮은 부도율은 은행의 경제적 자기자본에 비해 현저하게 낮은 수준의 규제자본만을 요구하게 되어 결과적으로 은행들이 예상 외 손실에 적절히 대비하지 못하는 상황을 초래할 수도 있다. 즉 현재 국내은행들이 운영중인 신용리스크 측정시스템은 Basel II가 시행될 경우 자기자본 부담을 낮추는 대신 은행의 전반적인 건전성 수준이 예상치 못한 대규모 신용위기에 대비하기에 부적절한 상황을 초래할 수도 있는 것이다.

이렇게 볼 때 금융정책을 주관하는 정부 당국은 새로운 규제안의 도입에 좀더 신중할 필요가 있다. Basel II의 도입이 국내 금융권 및 실물경제에 미칠 영향이 너무나도 불확실한 것이 현실이기 때문이다.

앞에서 제기된 것과 같은 기술적인 문제점들을 극복하고 좀더 정확한 경제적 효과의 추정을 가능하게 하기 위해서는 무엇보다도 실제 국내은행의 내부데이터를 기초로 산-학-정 협력에 의한 공동연구가 필요한 것으로 판단된다.

정부 당국이 현재와 같이 데이터의 비밀보호에 급급해 새로운 규제안의 도입 효과에 대한 치밀한 검증이 없이 무분별하게 이를 시행할 경우 예상치 못한 역효과가 발생해 국내은행 및 실물부문이 돌이키기 어려운 타격을 받을 수도 있다는 점에서 이는 매우 중요한 문제이다.

과연 국내의 중소기업 및 가계부문에 대해 국내은행들이 현재에 비해 현저히 늘어난 신용공급을 하는 것이 과연 바람직한 결과를 가져올 것인가, 혹은 이러한 소매금융 위주의 여신행태가 대기업부문의 여신위축으로 인한 부정적인 효과를 실제로 상쇄하고도 남음이 있을 것인가와 같은 문제들은 그 자체로서 매우 깊

이 있는 연구가 필요한 상황이다.

정책당국이 자료 공개를 통해 더욱 투명하고 현실성 있는 연구가 이루어지 않는다면 Basel II 도입의 효과는 여전히 미지수인 채로 그 시행을 맞게 될 공산이 크다.

참고문헌

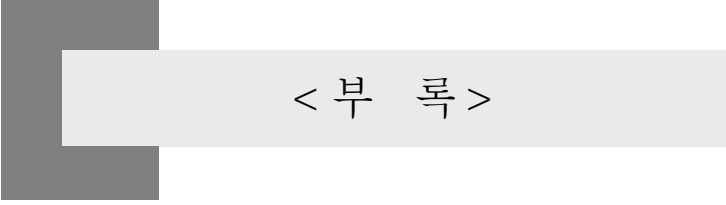
- 한국개발연구원, 『신바젤협약에 따른 은행대출시장의 구조변화』, 2004.
- 한국금융연구원, 『New Basel Accord의 효율적인 도입방안』, 2002.
- 한국은행, 『신바젤자기자본협약 도입이 국내 은행산업에 미치는 영향과 대응방향』, 2003-7-34호, 2003.
- 전선애·이인실, 『자기자본규제와 신용경색』, 『KDIC 금융연구』, 창간호, 2000.
- Abel, A. B., “Investment and the Value of Capital,” Ph.D. thesis Massachusetts Institute of Technology, 1977.
- 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, 1997.
- Allen, L. and A. Saunders, “A survey of cyclical effects in credit risk measurement models,” BIS working paper, No.126, 2003.
- Basel Committee on Bank Supervision, “Quantitative Impact Study 3,” May, 2003.
- _____, “International Convergence of Capital Requirement and Capital Standards,” June, 2004.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder, “Is it money or credit or both or neither?,” American Association Papers and Proceedings, 78, 1988.

- _____, “The Federal funds rate and the channels of monetary transmission,” *American Economic Review*, 82, 1992
- Bernanke, B. S. and C. Lown, “The credit crunch,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, Catarineu-Rabell, 1991, Jackson and Tsomoscos, “Procyclicality and the New Basel Accord-banks’ choice of loan rating system,” Federal Reserve Bank of Boston, 2002.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler, “Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission,” *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 1995, pp.27-48.
- Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist, “The financial accelerator and the flight to quality,” *Review of Economics and Statistics*, 78, 1996, pp.1-15.
- Bond, S. and C. Meghir, “Dynamic Investment Models and Firm’s Financial Policy,” *Review of Economic Studies*, 61, 1994, pp.197-222
- Borio, C. et al., “Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy options,” BIS Paper, No.1, 2001.
- Carpenter, S., W. Whitesell, and E. Zakrajsek, “Capital requirements, business loans and business cycles: an empirical analysis of the standardized approach in the New Basel Capital Accord,” Board of Governors of the Federal Reserve System, 2001.
- Catarineu-Rabell, E., P. Jackson, and D. Tsomoscos, “Procyclicality and the New Basel Accord-banks’ choice of loan rating system,” Federal Reserve Bank of Boston, April 2002
- Cleary, S., “The relationship between firm investment and financial status,” *Journal of Finance*, 54, 1999, pp.673-692.

- Eisner, R. and R. H. Strotz, "Determinants of Business Investment," Commission on Money and Credit, Impacts of Monetary Policy, Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1963, pp.60-138.
- Fazzari, S. M., G. R. Hubbard, and B. C. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment," Brookings Papers on Economic Activity 1, 1988, pp.141-195
- Furfine, C., "Evidence on the response of US banks to changes in capital requirements," BIS Working Paper, No.88, 2000.
- Gibson, M. S., "Can bank health affect investment? evidence from Japan," *Journal of Business* 68, 1995.
- Gould, J. P., "Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm," *Review of Economic Studies* 35, 1968, pp.47-55.
- Griffith-Jones, S., "Will the proposed New Basel Accord have a net negative effect on developing countries?," mimeo, Institute of Development Studies, University of Sussex, 2001.
- Hancock, D. and J. A. Wilcox, "The credit crunch and the availability of credit to small business," *Journal of Banking and Finance*, 8, 1998.
- Hayashi, F., "Tobon's Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation," *Econometrica* 50, 1982, pp.213-224.
- Hayes, S. and V. Saporta, "The impact of the New Basel Accord on the supply of capital to emerging market economies," *Financial Stability Review*, December 2002.
- Hong, P. D., "Procyclicality of the New Basel Capital Accord in emerging economies," KIF Working Paper, 2004.
- Hubbard, R. G., A. Kashyap, and T. M. Whited, "Internal Finance and Firm Investment," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1995, pp.683-701.

- Jackson, P. et al., "Capital requirements and bank behavior: the impact of the Basle Accord," BIS Working Paper, No.1, 1999.
- Jordan, J., J. Peek, and E. Rosengren, "Credit risk modelling and the cyclicity of capital," Federal Reserve Bank of Boston, March, 2002.
- Jorgenson, D. W., "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review* 53, 1963, pp.47-56.
- Kaplan, S. N. and L. Zingales, "Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?," *Quarterly Journal of Economics* 112, 1997, pp.159-216.
- Lee, K. H., "Estimating Probability of Default for the Foundation IRB Approach In Countries That Had Experienced Extreme Credit Crises," Working Paper, KDI School of Public Policy and Management, 2005.
- Lowe, P., "Credit risk measurement and procyclicality," BIS Working Paper, No.116, 2002.
- Lucas, R. E., "Adjustment Costs and the Theory of Supply," *Journal of Political Economy* 775, 1967, pp.321-334.
- Lucas, R. E. and E. Prescott, "Investment under Uncertainty," *Econometrica* 39, 1971, pp.659-681.
- Modigliani, F. and M. Miller, "The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment," *American Economic Review* 48, 1958, pp.261-297.
- Myers, S. and N. S. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics* 13, 1984, pp.187-221.
- O'Brien, P. F. and F. Browne, "A credit crunch? the recent slowdown in bank lending and its implications for monetary policy," OECD Working Paper, 1992.

- Powell, A., "A capital accord for emerging economies?," World Bank Working Paper, No.2808, 2002.
- Reisen, H., "Will Basel II contribute to convergence in international capital flows?," mimeo, OECD Development Center, May 2001.
- Rime, B., "Capital requirements and the behavior: empirical evidence for Switzerland," Swiss National Bank, 1998.
- Saarenheimo, T., "Credit crunch caused current investment slump? an empirical analysis using Finnish data," Bank of Finland Discussion Paper, 1995, pp.6-95.
- Segoviano, M. A. and P. Lowe, "Internal ratings, the business cycle and capital requirements: some evidence from an emerging market economy," Federal Reserve Bank of Boston, April 2002.
- Taylor, J. B., "Discretion versus rules in practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 1993, pp.195-214.
- Tobin, J., "A General Equilibrium Approach to Monetary Policy," *Journal of Money, Credit, and Banking* 1, 1969, pp.15-29.
- Von Furstenberg, G. M., "Corporate Investment: Does Market Valuation Matter in the Aggregate?," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1977, pp.347-397.
- Whited, T. M., "Debt, liquidity constraints, and corporate investment: evidence from panel data," *Journal of Finance* 47, 1992, pp.1425-1460.



< 부 록 >

<부록 1> KERI 2005 모형의 주요 행태식 구조

1. 최종수요부문

최종수요부문은 지출부문에서 국민소득이 결정되는 부문으로서 국민소득 계정상의 각 지출부문이 포함된다. 최종소비지출, 총자본형성, 재화와 용역의 수출입 등은 내생적으로 결정되며 통계상불일치는 외생변수로 처리하였다. 이들 개별부문에 의해 실질 GDP가 결정되며, 경상 GDP는 물가부문에서 추정되는 GDP 디플레이터를 이용해 계산된다.

① 민간소비(본문참조)

② 정부소비

Dependent Variable: LOG(@MOVAV(CG,4))

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.301437	4.977670	0.0000
LOG(@MOVAV(CG(-1),4))	0.957121	75.84213	0.0000
LOG(@MOVAV(GEC×100/PGDP,4))	0.012723	1.884351	0.0644
R-squared	0.999338		
Adjusted R-squared	0.999316		
Durbin-Watson stat	0.975516		

정부 소비지출은 1기 시차변수와 정부의 실질 경상지출의 함수로 정식화하였다. 이와 같은 정식화는 정부의 경상지출이 재화와

용역의 구매를 통해 정부의 소비지출과 실질 GDP에 미치는 영향을 감안하기 위함이다.

③ 설비투자(본문참조)

④ 건설투자

건설투자(IFC)는 소득확대에 따라 주거용 및 비주거용 건물 건설이 늘어난다고 보고 국내총생산의 4분기 이동평균을 소득변수의 대용변수로 사용하였으며, 설비투자와 마찬가지로 실질금리를 설명변수에 포함시켰다. 또한 정부의 사회간접시설 확충에 따른 건설투자의 증가를 반영하기 위해 세출 중 자본지출(GEK)을 설명변수로 추가하였다. 그리고 주택건설과 밀접한 관련이 있을 것으로 생각되는 주택가격(PH)을 설명변수에 포함시켰다.

Dependent Variable: LOG(IFC)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	2.307410	0.881631	0.3819
LOG(@MOVAV(GDP(-1), 4))	0.476164	2.519156	0.0148
LOG(100×GEK/PGDP)	0.025581	1.283864	0.2047
LOG(@MOVAV(100×PH/PGDP, 2))	0.390272	1.529599	0.1320
DUM2	0.366022	30.35579	0.0000
DUM3	0.331353	24.63457	0.0000
DUM4	0.419698	21.57399	0.0000
AR(1)	0.837955	10.44532	0.0000
R-squared	0.965888		
Adjusted R-squared	0.961466		
Durbin-Watson stat	2.331605		

⑤ 재화와 서비스 수출입

최종수요부문에서의 재화와 서비스의 수출입은 실질 원화로 표시되기 때문에 대외거래부문에서 결정된 달러표시 수출입을 원화표시로 전환시키는 교량식(Bridge Equation)을 설정해 원화로 환산하였다. 즉 대외거래부문에서 달러표시 상품수출(XG\$), 상품수입(MG\$), 서비스수출(XS\$), 서비스수입(MS\$)이 결정되고 이를 다시 수출입단가로 디플레이트한 후 기준년도 환율을 곱해 최종수요부문의 원화표시 상품수출(XG), 상품수입(MG), 서비스수출(XS), 서비스수입(MS)으로 전환하였다.

Dependent Variable: LOG(XG)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-0.034667	-0.270923	0.7874
LOG(XG\$/PXGS×ERBASE/10)	1.001226	81.30339	0.0000
AR(1)	0.611504	5.941598	0.0000
R-squared	0.998592		
Adjusted R-squared	0.998544		
Durbin-Watson stat	1.868235		

Dependent Variable: LOG(XS)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	6.890052	13.84076	0.0000
LOG(XS\$/PXGS×ERBASE/10)	0.246180	4.512664	0.0002
DUM3	0.035032	2.014013	0.0558
DUM4	0.032961	1.829706	0.0803
AR(1)	0.250134	1.632862	0.1161
R-squared	0.667700		
Adjusted R-squared	0.609909		
Durbin-Watson stat	1.770117		

Dependent Variable: LOG(MG)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-1.194820	-2.876169	0.0056
LOG(MG\$/PMGS×ERBASE/10)	1.113019	29.08953	0.0000
AR(1)	0.927776	25.65031	0.0000
R-squared	0.997722		
Adjusted R-squared	0.997645		
Durbin-Watson stat	2.369503		

Dependent Variable: LOG(MS)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	1.336990	4.190403	0.0001
LOG(MS\$/PMGS×ERBASE/10)	0.858589	24.23248	0.0000
AR(1)	0.860920	11.19001	0.0000
R-squared	0.997164		
Adjusted R-squared	0.997067		
Durbin-Watson stat	2.000237		

2. 노동 및 공급부문

이 부문에서는 자본과 노동을 생산요소로 하는 잠재적 국내총생산 함수를 추정하는 데 중점을 두었다. 자본스톡은 고정자본소모로 조정된 총고정자본형성의 누적분에 의해 결정되며 초기 자본스톡은 국부통계를 이용하였다. 노동은 경제활동인구와 실업률을 통해 추정되는 고용량, 즉 취업자 수를 이용하였다. 콥-더글러스 생산함수의 형태로 잠재 GDP(GDP)를 추정하고 최종수요부문에서 결정된 국내총생산(GDP)과 비교해 그 차이로 정의되는 초

과수요 압력이 물가부문을 통해 되먹임(Feedback)되도록 모형을 구성하였다.

① 경제활동인구

경제활동인구(LF)는 전기의 경제활동인구와 총인구에 의해 추정하였다.

Dependent Variable: LOG(LF)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-3.379060	-3.083416	0.0032
LOG(LF(-1))	0.637455	6.249948	0.0000
LOG(POP)	0.649215	3.339642	0.0015
DUM2	0.058371	13.00907	0.0000
DUM3	0.031451	8.757720	0.0000
DUM4	0.024495	6.900867	0.0000
R-squared	0.984855		
Adjusted R-squared	0.983503		
Durbin-Watson stat	1.889117		

② 실업률

실업률(UR)은 전기의 실업률(UR(-1)), GDP 전년동기비 증가율, 실질임금(WA/CPI)의 함수로 추정하였다.

Dependent Variable: UR

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	6.270419	1.607530	0.1172
UR(-1)	0.890340	24.90967	0.0000
100×@PCHY(GDP)	-0.085689	-6.595200	0.0000
LOG(100*WA/CPI)	-0.617784	-1.185111	0.2442
DUM2	-1.406767	-8.916734	0.0000
DUM3	-0.917453	-5.753446	0.0000
DUM4	-0.945684	-5.932418	0.0000
DUM97049801	0.695361	2.335989	0.0255
R-squared	0.961997		
Adjusted R-squared	0.954173		
Durbin-Watson stat	2.371249		

③ 취업자 수

취업자 수(LE)

$$= \text{경제활동인구}(LF) - (\text{UR}(\text{실업률}) \times \text{LF}(\text{경제활동인구}) / 100)$$

④ 잠재GDP 와 자본스톡

잠재 GDP는 콥-더글러스 생산함수를 가정해 취업자 수(LE)와 자본스톡(KS)에 의해 결정되는 것으로 설정하였다. 추정에 이용된 잠재GDP는 계절조정된 실질 GDP를 Hodrick-Prescott Filter로 여과해 구하였다. 자본스톡 자료는 표학길(2003)이 추정한 전산업 실질 순자본스톡을 이용하였다. 표학길(2003)의 추정치가 2000년 4분기에 그치기 때문에 2001년 1분기 이후의 자본스톡은 전분기 자본스톡에 총고정자본형성을 더하고 고정자본소모를 차감해 추정하였다.

Dependent Variable: LOG(GDPP)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-1.181098	-2.669715	0.0093
LOG(GDPP(-1))	0.529332	7.864511	0.0000
LOG(LE)	0.328794	4.895774	0.0000
LOG(KS(-1))	0.234792	5.594363	0.0000
DUM2	0.226750	23.94437	0.0000
DUM3	0.115496	12.19023	0.0000
DUM4	0.241447	28.69381	0.0000
R-squared	0.998166		
Adjusted R-squared	0.998017		
Durbin-Watson stat	2.093707		

3. 물가 및 임금부문

물가 및 임금부문은 재화시장에서의 가격인 생산자물가(PPI), 소비자물가(CPI), GDP 디플레이터(PGDP)와 수출입 부문의 수출입단가 그리고 노동시장의 임금으로 구성된다.

① 생산자물가

생산자물가(PPI)는 주로 비용요인을 반영하도록 추정하였다. 단위노동비용($WA/(GDP/LE)$)과 함께 해외충격에 직접적인 영향을 받는 점을 반영해 국제유가(OIL\$DUBAI), 기타 원자재가격(PCNF), 환율(ER)을 설명변수에 포함하였다.

Dependent Variable: LOG(PPI)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-0.487602	-1.999038	0.0491
LOG(WA/(GDPLE))	0.272489	22.67736	0.0000
LOG(PCNF(-1))	0.202450	5.928870	0.0000
LOG(OIL\$DUBAI)	0.048611	5.010637	0.0000
LOG(ER)	0.350053	15.75701	0.0000
R-squared	0.979389		
Adjusted R-squared	0.978319		
Durbin-Watson stat	1.222065		

② 소비자물가

소비자물가(CPI)는 주로 비용요인에 영향을 받는 생산자물가와 달리 수요요인들을 추가적으로 반영하였다. 비용요인으로는 기본적으로 동일한 성격을 가질 것으로 판단되는 생산자물가를 반영하였으며 수요요인으로는 실제 GDP와 잠재 GDP의 차이에 따른 총수요압력(GDP/GDPP)을 설명변수로 사용하였다. 또한 물가에 대한 통화량의 영향을 고려하기 위해 총유동성(M3)을 소비자물가 추정식에 설명변수로 포함했다.

Dependent Variable: LOG(CPI)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-0.586805	-2.821588	0.0066
LOG(CPI(-1))	0.768672	9.641489	0.0000
LOG(PPI)	0.148633	4.174075	0.0001
LOG(GDP(-1)/GDPP(-1)×100)	0.107943	2.722631	0.0086
LOG(M3)	0.035246	1.486466	0.1427
R-squared	0.998661		
Adjusted R-squared	0.998567		
Durbin-Watson stat	1.783267		

③ GDP 디플레이터

GDP 디플레이터는 경제전체의 물가수준을 반영한다는 점을 고려해 소비자물가와 생산자물가의 평균으로 설명하였으며 계절적인 요인을 감안해 농림어업디플레이터를 추가하였다.

Dependent Variable: LOG(PGDP)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-0.452196	-2.905160	0.0052
LOG(PGDP(-1))	0.726547	11.36697	0.0000
LOG((CPI+PPI)/2)	0.274867	3.002664	0.0040
LOG(PGDPA)	0.100633	5.681405	0.0000
DUM_PGDP	-0.013706	-1.756138	0.0844
R-squared	0.994850		
Adjusted R-squared	0.994489		
Durbin-Watson stat	1.811583		

④ 수출입단가

개방경제에 있어 수출입단가는 환율과 더불어 대외거래에 있어 매우 중요한 변수이다. 수출단가(PXGS)는 수출업자의 비용요인을 반영하는 생산자물가지수를 환율로 조정해 설명변수로 이용하였다. 그리고 일본과의 수출경쟁조건을 파악하기 위해 엔/달러 환율을 설명변수에 포함하였다. 또한 세계적 경쟁심화에 따른 수출단가의 지속적인 하락추세를 반영하기 위해 추세변수를 추가하였다.

수입단가(PMGS)는 국내수입수요를 결정하는 변수로서 외생적으로 주어지는 해외물가수준을 반영하도록 하였다. 해외물가를 나타내는 지수로는 국제유가(OIL\$DUBAI)와 기타 원자재가격(PCNF)을

사용하였으며 수입의 대일(對日) 의존도 비중이 높다는 점을 감안해 엔화환율(YEN)을 추가하였다.

Dependent Variable: LOG(PXGS)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	3.240355	7.643343	0.0000
LOG(PXGS(-1))	0.650162	13.21141	0.0000
LOG(PPI/ER)	0.214448	5.867076	0.0000
LOG(YEN)	-0.170574	-4.966278	0.0000
TRND	-0.004056	-6.301768	0.0000
R-squared	0.992956		
Adjusted R-squared	0.992462		
Durbin-Watson stat	1.439875		

Dependent Variable: LOG(PMGS)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	4.625260	8.130899	0.0000
LOG(YEN)	-0.315954	-4.659018	0.0000
LOG(PCNF)	0.217580	2.298641	0.0252
LOG(OIL\$DUBAI)	0.135808	5.622059	0.0000
AR(1)	0.948430	33.22590	0.0000
R-squared	0.954997		
Adjusted R-squared	0.951839		
Durbin-Watson stat	2.122384		

⑤ 임금

임금(WA) 추정식은 필립스 곡선에 기초해 실업률(UR)과 소비자물가지수(CPI)를 주요 설명변수로 하였다. 명목임금이 장기적으로 증가하는 경향을 보이고 있고 계절성을 가지고 있다는 점을 감안

해 추세변수(@TREND)와 계절더미 변수를 포함시켰다.

Dependent Variable: LOG(WA)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-0.842635	-0.872219	0.3876
UR	-0.026445	-7.510429	0.0000
LOG(CPI)	1.783871	7.162279	0.0000
TRND	0.002514	1.066491	0.2918
DUM2	-0.047296	-4.069020	0.0002
DUM3	0.019086	1.603247	0.1157
DUM4	0.030898	2.599931	0.0125
R-squared	0.991096		
Adjusted R-squared	0.989935		
Durbin-Watson stat	0.851331		

4. 재정부문

재정부문의 세입부분은 크게 경상수입과 자본세입으로 구분되며 경상수입은 국세수입, 사회보장기여금과 세외수입으로 나누어진다. 국세수입 중 소득세(RVTI), 법인세(RVTC), 관세(RVIF)는 행태식으로 추정하고 나머지는 기타세입으로 외생처리하였다. 통합재정수지는 외생적으로 처리된 세출과 내생적으로 결정되는 세입의 차에 의해 계산되도록 하였다.

① 소득세

소득세(RVTI)는 소득을 직접 과세대상으로 하는 인세로서 광의의 소득세는 개인소득세와 법인소득세를 총칭하지만 오늘날 소득세라 함은 개인소득만을 가리키는 협의의 소득세를 의미한다. 소득세 함수는 설명변수로 자기시차와 국내경제활동의 수준을 반영하는 경상 GDP를 사용하였다. 이때 세수가 계절별로 기복이 크다는 점을 감안해 소득세와 경상 GDP의 4분기 이동평균을 사용하였다.

Dependent Variable: LOG(@MOVAV(RVTI, 4))

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.252048	0.729183	0.4702
LOG(@MOVAV(RVTI(-1), 4))	0.395473	2.916320	0.0058
LOG(@MOVAV(GDPW(-2), 4))	0.407375	4.065240	0.0002
R-squared	0.934709		
Adjusted R-squared	0.931361		
Durbin-Watson stat	2.063422		

② 법인세

법인세(RVTC)는 경상 GDP를 기업활동의 대응변수로 채택해 여기에 법인세율을 곱한 금액과 신규 투자에 대해 법인세를 감면해주는 점을 고려해 설비투자에 투자세액공제율을 곱한 금액을 설명변수로 채택하였다.

Dependent Variable: LOG(RVTC)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-7.716680	-3.047252	0.0039
LOG(GDPW(-2)×CTXR(-2)/100)	1.612228	8.168110	0.0000
LOG(IFMINV(-2)×(PGDP(-2)/100)×DISR(-2)/100)	-0.153071	-1.474641	0.1476
R-squared	0.733247		
Adjusted R-squared	0.720840		
Durbin-Watson stat	2.315636		

③ 관세

관세(RVTF)는 통관기준 수입(MCIF)의 원화가치에 의해 설명되도록 하였으며, 수출용 수입의 경우 관세가 환급되는 점을 고려해 통관기준 수출(XFOB)을 원화로 환산한 금액을 설명변수로 도입하였다.

Dependent Variable: RVTF

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	403.7662	5.680815	0.0000
MCIF×ER/1000	0.043419	10.05576	0.0000
XFOB(-1)×ER(-1)/1000	-0.018223	-5.229555	0.0000
R-squared	0.835122		
Adjusted R-squared	0.827453		
Durbin-Watson stat	2.656943		

5. 통화·금융부문

통화·금융부문은 통화수요 방정식과 회사채수익률 그리고 종합주가지수의 행태식으로 구성되어 있다.

① M3

총유동성 M3는 GDP, 회사채수익률, GDP디플레이터의 함수로 추정하였다. 통화수요의 장기소득탄력성은 $0.0289/(1-0.8860)=0.25$ 로 기존 연구와 유사한 수준으로 추정되었으며 회사채수익률의 계수도 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

Dependent Variable: LOG(M3)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.169245	1.209690	0.2314
LOG(M3(-1))	0.887819	33.26031	0.0000
LOG(GDP)	0.031362	1.751552	0.0852
LOG(PGDP)	0.222777	3.210573	0.0022
YCB_	-0.001228	-1.874738	0.0660
R-squared	0.999779		
Adjusted R-squared	0.999763		
Durbin-Watson stat	1.963555		

② 회사채수익률(YCB_)

이자율은 일종의 가격변수로 자금의 수요와 공급에 의해 결정되는 형식을 취하였다. 자금의 수요측면에서는 국내총생산 증가율을 사용했으며, 자금의 공급측면에서는 총유동성(M3)을 대용변수로 사용하였다. 또한 한국과 미국의 정책금리 인상의 영향을 추정하기

위해 각각 콜금리(Call)과 미국 달러화 표시 LIBOR를 도입하였다.

Dependent Variable: YCB_

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	2.396978	5.268746	0.0000
CALL	0.765437	15.24015	0.0000
LIBOR+100×@PCHY(ER)	0.043032	1.983715	0.0522
100×@PCHY(GDP)	0.211317	3.434481	0.0011
DUM97049802	-1.477331	-1.237656	0.2210
DUM04030404	-1.672501	-1.708035	0.0932
R-squared	0.924533		
Adjusted R-squared	0.917795		
Durbin-Watson stat	0.763486		

③ 종합주가지수

종합주가지수는 외국인 주식투자 유입액, 유동성, 경기동향 등을 반영한다고 생각해 자본수지, M3, 명목 GDP 등을 주요 설명변수로 삼아 추정하였다. 그리고 토지와 주식간의 대체효과를 살펴보기 위해 토지투자의 기회비용 변수($PL \times YCB_$)를 설명변수에 추가하였다.

Dependent Variable: LOG(KPI)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	8.119023	19.69918	0.0000
@MOVAV(KB, 4)	3.75E-05	4.115758	0.0001
LOG(@MOVAV(PL×YCB_, 4))	-0.278308	-4.268699	0.0001
100×@PCHY(GDP)	0.031364	6.428442	0.0000
DLOG(@MOVAV(M3, 2))	3.946204	2.177380	0.0336
R-squared	0.704186		
Adjusted R-squared	0.683427		
Durbin-Watson stat	0.708254		

6. 대외거래부문

대외부문은 해외부문과 국내부문의 교량역할을 하는 부문으로서 경상수지의 구성요인인 상품 수출입과 서비스 수출입 그리고 자본수지와 원/달러 환율의 추정식이 포함되어 있다. 이 부문에서 결정된 상품과 서비스 수출입은 최종수요부문의 실질 수출입과 직접 연결되며, 대외거래의 결과로 나타나는 경상수지와 자본수지는 통화부문과 연결되도록 구성되어 있다.

① 상품수출

Dependent Variable: LOG(100*XG\$/PXGS)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-48.33638	-8.826839	0.0000
LOG(GDPUS)	2.376813	7.663601	0.0000
LOG(GDPJP)	2.617820	4.930921	0.0000
LOG(CHXG\$)	0.190107	4.257443	0.0001
LOG(ER(-1)/YEN(-1))	0.120058	1.940691	0.0578
LOG(ER/YUAN)	0.117685	2.618743	0.0116
LOG(OIL\$DUBAI(-1))	-0.111876	-3.456198	0.0011
DUM2	0.025626	2.019156	0.0487
DUM3	-0.016180	-1.082245	0.2842
DUM4	0.028660	1.738087	0.0882
AR(1)	0.534040	4.371827	0.0001
R-squared	0.997705		
Adjusted R-squared	0.997255		
Durbin-Watson stat	2.079225		

상품수출식에는 해외수요의 결정요인으로서 주요 수출상대국인 미국, 일본 중국의 국내총생산을 주요 설명변수로 포함시켰다.

상품수출의 또 다른 주요 설명변수로는 환율이 있는데 일본 상품 뿐 아니라 최근 중국과의 수출입이 급격히 증가하고 있으며 해외 시장에서 중국 상품과의 경합도가 증대하고 있다는 점을 고려해서 원화의 엔화에 대한 환율 이외에 원화의 위안화에 대한 환율을 명시적으로 설명변수로 도입해 위안화 환율변화의 효과를 분석할 수 있게 하였다.

② 상품수입

상품수입은 우리나라의 소득과 상대가격에 의해 결정되는 것으로 설정하였다. 소득은 실질 GDP를 이용하였으며 상대가격은 달러 표시 수입단가지수에 원/달러 환율을 곱하고 GDP 디플레이터로 나눈 실질환율을 적용하였다. 우리나라의 경우 수출용 수입의 비중이 매우 높다. 이 점을 고려해 상품수출을 소득과 상대가격 이외의 설명변수로 추가하였다.

Dependent Variable: $\text{LOG}(100 \times \text{MG\$} / \text{PMGS})$

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	1.749744	1.430582	0.1580
$\text{LOG}(\text{PMGS} / \text{PGDP} \times \text{ER} / \text{ERBASE})$	-0.581652	-5.411093	0.0000
$\text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{GDP}, 2))$	0.366867	2.720422	0.0086
$\text{LOG}(100 \times \text{XG\$} / \text{PXGS})$	0.414849	7.687912	0.0000
AR(1)	0.754213	8.941211	0.0000
R-squared	0.987630		
Adjusted R-squared	0.986762		
Durbin-Watson stat	1.826879		

③ 서비스 수출

서비스 수출은 상당부문 외국과의 교역량에 의존하기 때문에 한국의 총교역량을 주요 설명변수로 도입하였다. 교역량이 늘어날수록 서비스의 대외거래가 증가하는 현실을 반영한 것이다. 또한 서비스라는 상품을 수출하는 것으로 보아 상대가격을 설명변수로 포함시켰다.

Dependent Variable: LOG(XS\$/PXGS)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-1.089286	-4.049983	0.0002
LOG(XS\$(-1)/PXGS(-1))	0.737962	12.15009	0.0000
LOG(XG\$/PXGS+MG\$/PMGS)	0.290683	3.996061	0.0002
LOG(PXS(-2)/PMS(-2))	-0.249015	-2.680880	0.0097
LOG(ER/YEN)	0.101205	1.803884	0.0768
DUM2	0.080868	4.850092	0.0000
DUM3	0.072956	4.900427	0.0000
DUM4	0.074563	4.754891	0.0000
R-squared	0.996859		
Adjusted R-squared	0.996452		
Durbin-Watson stat	1.961987		

④ 서비스 수입

서비스 수입도 서비스 수출의 경우와 마찬가지로 총교역량에 의하여 결정되도록 설정하였으며, 상대가격으로는 달러 표시 수입단가에 원/달러 환율을 곱하고 이를 소비자물가지수로 나눈 실질환율을 이용하였다.

Dependent Variable: LOG(MS\$/PMGS)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prb.
C	-0.447516	-2.099224	0.0404
LOG(MS\$(-1)/PMGS(-1))	0.608645	6.404914	0.0000
LOG(XG\$/PXGS+MG\$/PMGS)	0.324664	3.564154	0.0008
LOG(PMGS/PGDP*ER/ERBASE)	-0.433032	-3.890909	0.0003
DUM2	0.007654	0.361644	0.7190
DUM3	0.046609	2.246821	0.0287
DUM4	0.001392	0.068544	0.9456
R-squared	0.990440		
Adjusted R-squared	0.989397		
Durbin-Watson stat	1.823361		

⑤ 자본수지

자본수지는 경상수지, 국내외 금리 차이, 종합주가지수 상승률에 의해 설명되도록 설정하였다.

Dependent Variable: @MOVAV(KB,4)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prb.
C	419.2368	2.382300	0.0206
@MOVAV(KB(-1), 4)	0.765560	12.12519	0.0000
CB	-0.068446	-2.024101	0.0477
YCB_-(LIBOR+100*@PCHY(ER))	21.98195	2.286470	0.0260
@MOVAV(100*@PCHY(KPI), 4)	8.491977	1.975745	0.0530
R-squared	0.816716		
Adjusted R-squared	0.803854		
Durbin-Watson stat	1.495044		

⑥ 리보금리

리보금리(LIBOR)는 미국의 정책금리에 의해 설명되도록 설정하였으며, 이는 국내 회사채수익률의 설명변수로 연결되도록 구성하였다.

Dependent Variable: LIBOR

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	0.177779	1.800172	0.0769
CALLUS	1.016382	48.36511	0.0000
AR(1)	0.440763	3.796596	0.0003
R-squared	0.992298		
Adjusted R-squared	0.992036		
Durbin-Watson stat	2.103224		

⑦ 원/달러 환율

우리나라는 1990년 3월부터 1997년 11월까지의 시장평균환율제도를 운용하였으나, 외환위기가 발생한 1997년 12월 이후에는 자유변동환율제도로 이행하였다. 그 결과 원/달러 환율은 외환수급 요인을 더욱 잘 반영해서 결정되고 있다. 또한 외환위기 이후 원/달러 환율의 엔/달러 환율에 대한 연동성이 대폭 강화되었다(한국은행 2001, 이연호·고정택 2003, 김봉한 2004). 이러한 점을 고려해 대미(對美) 달러환율의 추정식에는 경상수지와 자본수지 외에 엔/달러 환율을 설명변수로 도입해 설명력과 예측력을 향상시키려고 하였으며, 추정기간을 자유변동환율제도가 도입된 이후인 1998년 1분기 이후로 국한하였다.

Dependent Variable: LOG(ER)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	2.048284	5.010491	0.0000
LOG(ER(-1))	0.620007	6.538742	0.0000
CB(-1)+KB(-1)	-5.30E-06	-4.573266	0.0001
LOG(YEN)	0.141105	1.300711	0.2062
DUM0203	-0.056721	-2.147654	0.0425
DUM0404	-0.047960	-1.726918	0.0976
R-squared	0.904454		
Adjusted R-squared	0.883683		
Durbin-Watson stat	1.299627		

7. 내생 및 외생 변수 일람표

변수명	변수내용	단위
BBT	통합재정수지	십억원
CALL*	콜금리	%
CALLUS*	미국콜금리	%
CB	경상수지	백만 달러
CCA*	고정자본소모	십억원, 불변
CG	정부소비	10억원, 불변
CHDEBT*	가계신용잔액	10억원, 경상
CHXG\$*	중국의 수출	백만 달러
CP	민간소비	10억원, 불변
CPI	소비자물가지수	2000=100.0
CT	총소비	10억원, 불변
CTXR*	평균법인세율	%
DISR*	투자세액공제율	%

* 외생변수

<표 계속>

변수명	변수내용	단위
DUM0203*	환율식 더미	2002.3 =1, 나머지=0
DUM0301*	서비스수출식 더미	2003.1 =1, 나머지=0
DUM0404*	환율식 더미	2004.4 =1, 나머지=0
DUM04030404*	회사채수익률식 더미	2004.3~4 =1, 나머지=0
DUM97049801*	실업률식 더미	97.4, 98.1 =1, 나머지=0
DUM97049802*	회사채수익률식 더미	97.4, 98.1~2 =1, 나머지=0
DUM2*	2분기 계절더미	
DUM3*	3분기 계절더미	
DUM4*	4분기 계절더미	
DUM_PGDP*	GDP디플레이터식 더미	99.4~2004.4 =1, 나머지=0
ER	대미환율	평균, 원/달러
GB	상품수지	백만 달러
GDP	국내총생산	10억원, 불변
GDPJP*	일본 국내총생산	10억엔, 불변
GDPP	잠재GDP	10억원, 불변
GDPUS*	미국 국내총생산	10억 달러, 불변
GDPW	국내총생산(경상)	10억원, 경상
GEC*	경상지출(통합재정)	10억원, 경상
GEK*	자본지출(통합재정)	10억원, 경상
GEO*	순유자(통합재정)	10억원, 경상
IB*	소득수지	백만 달러
IF_	총고정자본형성	10억원, 불변
IFC	건설투자	10억원, 불변
IFMINV	설비투자+무형고정자산	10억원, 불변
IFT	총자본형성	10억원, 불변
IS	재고증감	10억원, 불변
KB	자본수지	백만 달러
KPI	KOSPI지수	
KPIMC	시가총액	십억원

* 외생변수

<표 계속>

변수명	변수내용	단위
KS	자본스톡	10억원, 불변
LE	총취업자수	천명
LF	경제활동인구	천명
LIBOR	리보금리	%
M3	M3	10억원
MCIF	수입(통관기준)	백만 달러
MG	재화수입	10억원, 불변
MGS	상품수입	백만 달러
MM	재화와 서비스 수입	10억원, 불변
MS	서비스수입	10억원, 불변
MSS	서비스수입(달러)	백만 달러
NTB*	경상이전수지	백만 달러
OILDUBAI*	국제유가(두바이)	\$
PCNF	비연료 원자재가격지수	2000=100
PGDP	GDP 디플레이터	2000=100
PH*	주택매매 가격지수	2000=100
PMGS	수입단가지수	2000=100
PMS*	서비스 수입물가(원화)	2000=100
POP*	인구	천명
PPI	생산자물가지수	2000=100
PXGS	수출단가지수	2000=100
PXS*	서비스 수출물가(원화)	2000=100
RT	전체 세입	10억원, 경상
RVOTHER*	기타 세입	10억원, 경상
RVTC	법인세	10억원, 경상
RVTF	관세	10억원, 경상
RVTI	소득세	10억원, 경상
RVOTHER*	기타 세입	10억원, 경상
SB	서비스수지	백만 달러

* 외생변수

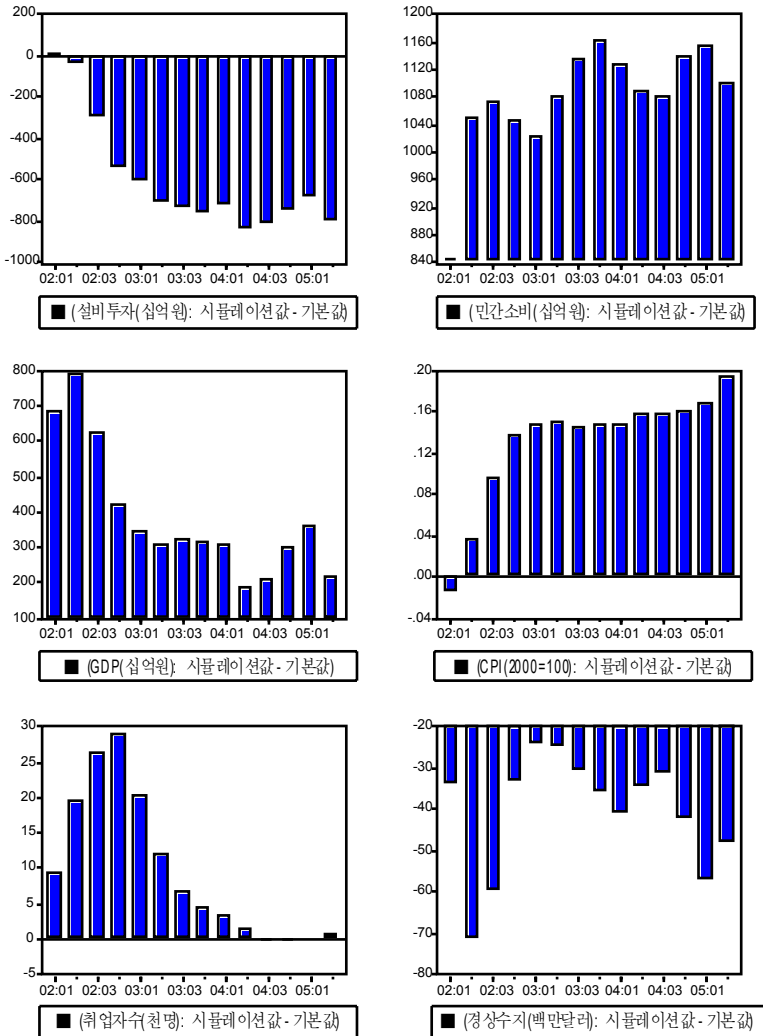
<표 계속>

변수명	변수내용	단위
SD*	통계상 불일치	10억원, 불변
TOET	세출과 순용자	10억원
UR	실업률	%
WA	명목임금	천원
WTP*	세계교역단가	2000=100
XFOB	수출(통관기준)	백만 달러
XG	재화수출(실질)	10억원, 불변
XG\$	상품수출(달러)	백만 달러
XS	서비스수출(실질)	10억원, 불변
XS\$	서비스수출(달러)	백만 달러
XX	총수출(실질)	10억원, 불변
YCB_	회사채수익률	%
YEN*	엔화 환율	엔/달러
YUAN*	위안화 환율	위안/달러

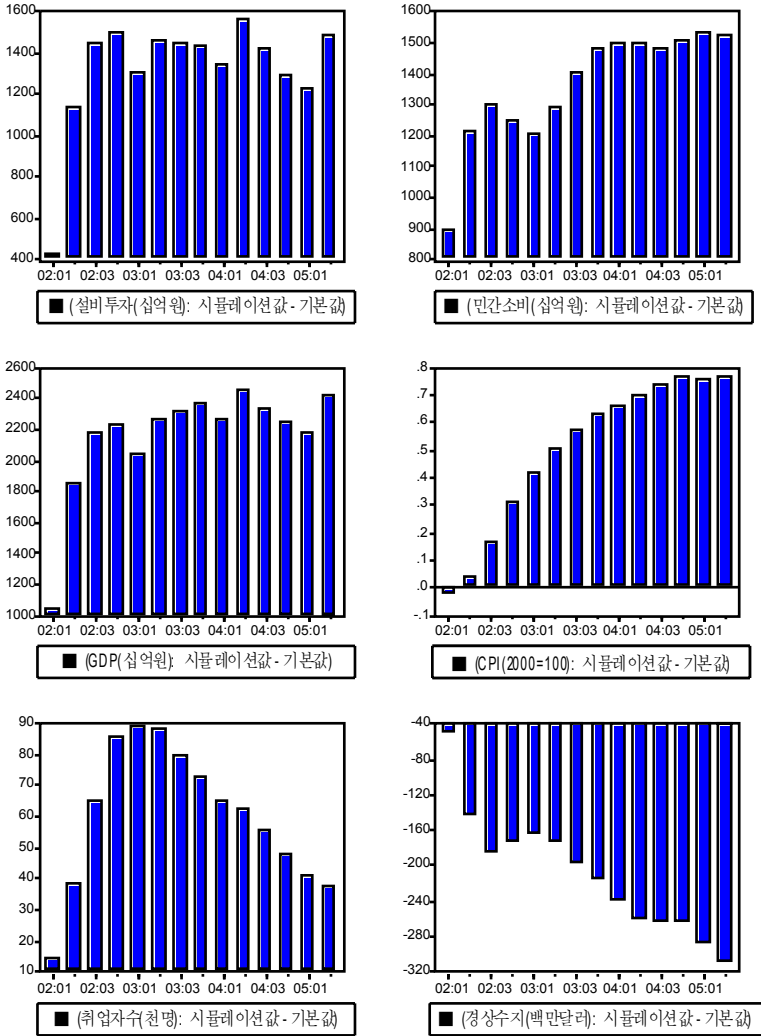
* 외생변수

<부록 2> Basel II: 시나리오별 정책 시뮬레이션 결과(분기별)

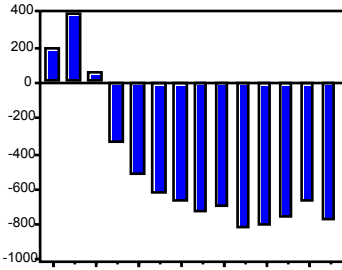
<그림 A1> S1: 표준방법에서 소매금융 효과를 무시한 경우



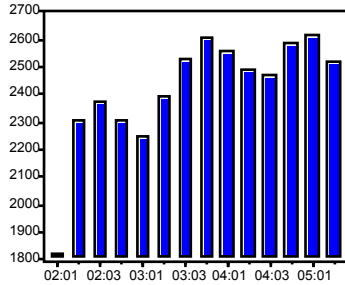
<그림 A2> S2: 표준방법에서 소매금융 효과를 고려한 경우



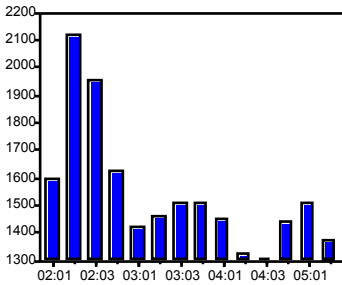
<그림 A3> S3:기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 무시한 경우



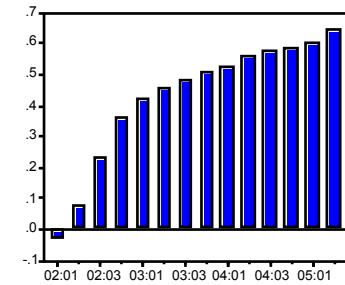
■ (설비투자(십억 원): 시뮬레이션값 - 기본값)



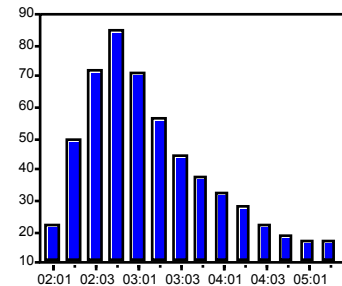
■ (민간소비(십억 원): 시뮬레이션값 - 기본값)



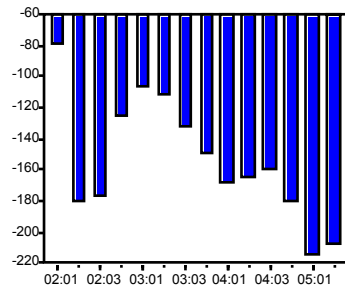
■ (GDP(십억 원): 시뮬레이션값 - 기본값)



■ (CPI(2000=100): 시뮬레이션값 - 기본값)

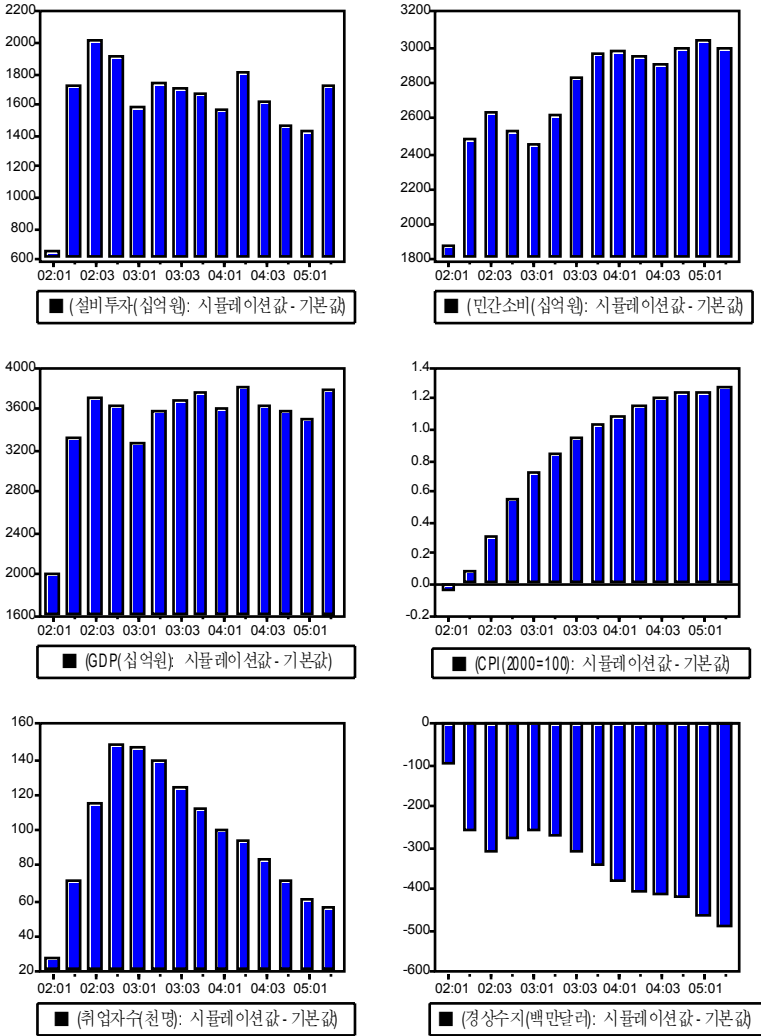


■ (취업자수(천명): 시뮬레이션값 - 기본값)



■ (경상수지(백만달러): 시뮬레이션값 - 기본값)

<그림 A4> S4:기초 내부등급법에서 소매금융 효과를 고려한 경우



Abstract

Basel II in Korea: Its Effects on Bank Loans and Macroeconomic Implications

Sekyung Oh
Kun-Ho Lee
Guangsug Hahn
Chan-Guk Huh

Basel II, which improves upon Basel I especially regarding regulating banking risk, will be implemented in 2006 in developed countries. The Korean financial supervisory service (FSS) has plans to abide to the Basel II and is currently preparing for this. Most banks have already established a credit risk measurement system and is at the stage of establishing an operational risk measurement system for the Basel II.

However, while the preparation of banks is focused on technical aspects such as risk measurement methodology, there are still only a few studies on the possible macroeconomic impact of Basel II. We believe that the execution of Basel II may result in serious side effects if it is introduced without better understanding its macroeconomic impact. It is necessary to have a prudent plan preparing for its

introduction, which includes rigorous analyses of its economic effect.

The purpose of this paper is to look closely at the possible impact of Basel II on the loan supplying behavior of domestic banks and consequently on economic growth. It is expected that banks will either raise loan interest rates or reduce loans against low-rated companies when the Basel II comes into affect increasing the minimum capital requirement for loans. However, to verify the impact on the economy of the Basel II, one should predict how the capital requirements for banks would change for different levels of credit rate, as well as the capital requirement of the bank industry. In this study, we calculate the change in the minimum capital requirements and the loan supplying behavior of domestic banks, based on data on the exposure and default probabilities for different internal credit rate levels.

More specifically, we examine the loan supplying behavior in two directions. Firstly, we estimate Basel II's impact on loan interest rates provided assuming that banks maintain the same risk-adjusted rate of return as before by marking up the regulation costs due to Basel II. Secondly, we estimate Basel II's impact on the loan amounts provided given that banks might maintain a regulation-related burden as before by reducing loans instead of marking up. In addition, for this latter case, the macroeconomic impact of Basel II is analyzed using the KERI 2005 Model for four scenarios according to regulation method.

Contrary to the general expectations of the banking industry, our study finds that the minimum capital requirements will be reduced only when the retail banking activities for small and medium enterprises are not considered. Even in such a case, the expansion of consumer loans tend to have a positive effect on the economy. Considering the retail banking, where this effect is reinforced, it can

be concluded that the overall impact of the Basel II on the economy is positive.

The implication of our research is twofold. First, it removes the somewhat baseless nervousness in the general mood by presenting a possible positive impact of the Basel II. Secondly, it identifies precisely those factors that might contribute to the positive impact of the Basel II.

Nonetheless, we recommend prudent interpretation of our results because our analysis leaves out the operational risk regulation of the Basel II, and the loan market for small and medium enterprises and the fact that consumers may become saturated. Moreover, there is a possibility that the default probabilities used in this research may be a little too optimistic.