

신 BIS 자기자본규제가 은행자산운용행태에 미치는 영향

오현탁* · 최석규**

〈요 약〉

본 연구는, BIS 자기자본규제가 신용위험과 시장위험 뿐만 아니라 운영위험을 감안하는 제도로 점차 강화되고 있는 시점에 자본규제가 우리나라 은행들의 자산운용행태와 여신건전성에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하기 위한 것이다. 이 목적에 부합되는 은행경영지표와 거시경제지표를 실증모형의 변수로 선정함과 아울러 이에 상응하도록 구성된 은행별 횡단면자료와 분기별 시계열자료(2000년1분기~2009년 1분기)의 통합자료(pooled data)를 SUR 기법으로써 실증분석하였다. 실증을 통해 분석한 자본규제정책의 효과성, 자본규제제도의 발전 방향을 위한 시사점은 다음과 같다.

첫째, BIS 자기자본규제가 수정협약단계로 강화되기 전의 2001년 말 이전의 표본기간에는 BIS 비율이 하락에 대응하여 국채투자비중을 늘려온 현상이 현저하였다. 그러나 2002년 말 이후에는 수익성이 낮은 국채비중을 늘려 위험가중자산을 조정하는 현상이 줄어들고 BIS 비율을 유지 또는 개선하기 위해 이익잉여금 창출, 신종자본증권 발행, 후순위채 발행 등에 의한 자본 확충이 선호되는 경향이 나타나고 있다.

둘째, BIS 자기자본 규제가 더욱 강화된 2002년 이후의 표본기간에는 자기자본의 증감에 따라 대출금비중의 증감이 일어나는 동조화 현상이 현저하였으며, BIS 자기자본규제가 금융시장의 신용경색에 일정부분 영향을 미쳐 온 것으로 나타났다.

셋째, BIS 자기자본규제의 강화에 따라 은행들이 차주의 신용도를 보다 정교하게 평가하여 차주를 선택함으로써 여신건전성 제고에 노력을 기울이려는 유인을 갖게 되었으며 BIS 자기자본규제가 여신건전성 향상에 매우 긍정적인 영향을 미쳐온 것으로 나타났다.

넷째, 은행의 건전성 강화를 위한 BIS 자기자본규제가 긍정적 효과를 발휘하도록 함과 동시에 경기침체를 유발하는 신용경색 같은 부작용을 최소화 하려면, 은행의 자본확충경로가 활성화 된 자본시장의 환경 조성, 은행의 건전성 강화를 위한 시장규율, BIS 자기자본규제의 효율적인 감독이 뒷받침되어야 한다.

주제어 : BIS 자기자본규제 정책의 효과성, 은행의 자산운용행태, 여신건전성, 신용경색

논문접수일 : 2009년 01월 17일 논문최종수정일 : 2009년 08월 25일 게재확정일 : 2009년 08월 26일

* 제1저자, 전북대학교 경영학부 교수, E-mail : oht@chonbuk.ac.kr

** 교신저자, 전북대학교 연구교수, E-mail : csg119@chonbuk.ac.kr

I. 서 론

은행자본규제제도는 은행이 경영상의 충격을 자본금으로 흡수할 수 있도록 자산포트폴리오의 위험에 비례한 적정 비율의 자기자본을 유지하도록 규제하는 제도이다. 이러한 규제는 최저자기자본 기준의 BIS 자기자본비율(8%) 준수로 구체화 된다. 이와 같이 일정 기준의 자기자본을 은행이 확보하고 있을 경우 만일의 은행부실이 발생하더라도 은행이 보유한 기본자본과 후순위채로 예금보험기금의 손실을 줄일 수 있고, 이를 통하여 금융시스템 붕괴에 따른 사회적 비용을 최소화 하는 긍정적 효과를 기대할 수 있다.

BIS 자기자본규제가 긍정적 효과만을 가져오는 것은 아니다. 만일 은행의 수익성이 하락한다면 자본으로 전입할 수 있는 이익잉여금이 부족해지고, 이와 더불어 주식발행에 의한 자본조달이나 후순위채 발행에 의한 보완자본 조달이 곤란하게 되어 은행이 BIS기준비율을 준수할 수 없게 되는 상태에 이를 수도 있다. 이것은 BIS기준비율을 유지하고자 하는 은행으로 하여금 무위험자산인 국채에 대한 투자 확대와 대출비중의 축소, 자산유동화증권발행 등을 통해 위험가중자산을 기술적으로 축소시키는 조정을 유도할 것이다. 이로 인해 중소기업여신에 불리한 충격이 가해질 수 있고 경기변동의 진폭이 확대될 수 있다. 더욱이 규제완화, 금융공학의 발달과 같은 금융환경의 급격한 변화가 일어나고 있는 상황 하에서 최저 자기자본규모 산출방식을 정해주고 기준비율 이상으로 자본을 유지하는 방식(Pillar 1)만으로 은행의 건전성·안전성을 확보한다는 것은 적합하지 않게 되었다. 즉, 기존의 BIS협약방식은 그 유효성이 저하되었다는 것이다.

따라서 1995년에 Basel I 단계로 국내에 도입된 BIS기준이 2002년 이후의 수정협약 단계로 변화되었다. 또한 최저자기자본 규제(Pillar 1)에 감독당국의 점검(Pillar 2)과 시장규율 강화(Pillar 3)를 추가하여 2004년 6월에 바젤위원회가 신 BIS협약(Basel II)을 최종 확정하였다.

종합적인 자본규제제도로 변모한 신 BIS협약의 BIS기준이 2008년 들어 우리나라의 금융시장에 더욱 강화된 규제변수로 부각되었으며 2010년 2월 이후에는 적기시정조치의 기준으로 작용할 예정이다. 이와 같이 정책당국의 자본규제조치가 크게 강화된다 하더라도 은행들의 자산운용행태가 정책당국이 의도한 정책목표에 부합하지 않는다면 자본규제의 효과성을 기대할 수 없을 것이다. 특히 BIS 자기자본규제가 변천을 겪어오는 과정에서 자본규제의 효과성에 대한 여러 가지 의문이 제기되어 왔으며 그동안의 연구결과들도 일치된 결과를 제시하지 못하고 있다. 또한 대부분의 실증연구는 미국 은행들을 중심으로 이루어졌으며, 특히 수정협약 Basel기준이 우리나라에 적용된 2002

년 이후에 국내 은행을 대상으로 한 연구는 아직 매우 미흡한 실정이다.

그러므로 BIS 자기자본규제로 인한 파급효과를 정확히 분석하여 은행들의 자산운용행태가 BIS 자기자본규제의 목적대로 이루어져 은행의 여신건전성이 향상되었는지와 자금공급의 금융중개 역할을 제대로 실행해왔는지를 확인하는 것과 더 나아가 자본규제의 부작용을 최소화 할 수 있는 발전적 방향을 찾는 것이 필요하다.

본 연구는 자기자본규제제도가 신용위험과 시장위험 뿐만 아니라 운영위험을 감안하는 제도로 점차 강화되고 있는 시점에서 자본규제가 우리나라 은행들의 자산운용행태와 여신건전성에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하기 위한 것이다. 이러한 목적에 부합되는 은행경영지표와 거시경제변수를 적출함과 아울러 이에 상응하도록 구성된 은행별 횡단면자료와 시계열자료의 통합자료(pooled data)를 구해 SUR 기법에 의한 실증분석을 함으로써 자본규제정책의 효과성을 분석하고 나아가 자본규제제도의 발전적 방향을 찾고자 한다.

본 연구는 최근 자료를 사용하여 분석하고 있기 때문에 자본규제제도의 운영방향에 대한 시사점을 제시한다는 점에서 정부당국의 정책결정에 중요한 자료로 활용될 수 있을 것이다.

II. 연구배경과 선행연구검토

은행업의 자본적정성 규제는 위험가중자산대비 BIS기준 자기자본의 비중을 나타내는 BIS자기자본비율에 의해 이루어지고 있다. 적기시정조치의 기준이 되는 자기자본요구의 비율은 8%이다. BIS 자기자본비율이 10%를 상회하면 우량은행으로 분류되지만 8%를 하회하는 은행은 적기시정조치의 대상이 된다. 1997년 말 한국 외환위기 당시 수많은 부실은행들이 BIS기준비율 8% 기준에 의해 은행시장에서 퇴출되거나 다른 은행에 합병되었으며 금융위기의 수습과정에서 거액의 구제금융자금이 소모되었다.¹⁾ 부실은행에 대한 구제금융은 우리나라만의 일이 아니었으며 지난 1980년대와 1990년대에 걸쳐 은행위기를 포함한 금융위기를 세계 여러 나라들이 경험하였으며 정부재정을 통한 금융위기 수습비용이 평균적으로 각국 GDP의 10%를 상회하였고 개도국 전체로는 약 US\$2,500억 정도가 지출되었다.²⁾ 따라서 부실은행의 확대에 의한 추가적인 구제금

1) 1997년 외환위기 이후 부실을 처리하기 위해 조성한 공적자금은 1998년의 1차 공적자금 64조 원이었다. '구제금융' 규모는 외환위기 때 IMF가 직접 지원한 규모가 210억 달러였고, 미국·일본 등 우방국들이 지원을 약속한 금액을 합치면 583억 달러였다.

용비용이 투입되는 상황을 사전에 방지하기 위해 은행에 대한 자본규제기준이 강화되어 왔으며, 이러한 자본규제의 영향에 관한 연구들이 다각도로 이루어져 왔다.

미국 FDIC회원 은행 1,800개를 대상으로 수집한 1983~1987년 간의 패널자료를 이용하여 자본규제의 강화와 은행의 자산구성 변화간의 관계를 분석한 Shrieves and Dahl (1992)에 의하면, 자본규제가 강화되면 은행들은 자기자본을 목표수준으로 맞추기 위해 자산의 구성을 위험가중치가 낮은 자산으로 변화시킨다고 하였다. 이러한 자산구성의 변화 정도는 자기자본비율이 낮은 은행에서 더 크게 나타나 있다. 이러한 분석결과, 1988년 7월 최초로 확정 발표된 바젤협약에 따른 BIS 자기자본규제제도(1992년 말부터 8% 유지 의무화)가 바젤회원국을 중심으로 적극적으로 적용되기 이전의 시기에 해당하는 현상이며, 이 시기는 미국의 경제가 불황극면을 맞이하기 전이다. 미국경제가 불황극면에 들어서고, BIS 자기자본규제가 적극적으로 적용된 이후의 기간에 해당하는 1990~1991년 동안의 미국자료를 이용한 분석결과에서도 전술한 자산구성변화의 현상이 확인된다. 미국 FDIC회원 은행 2,570개를 대상으로 연립방정식모형에 의해 실증분석한 Jacques and Nigro(1997)의 연구에서도 자본규제 강화로 인해 은행들이 자기자본 비율을 높이고 여신자산 같은 위험자산을 감소시키는 것으로 분석되었다. 이와 같이 경기의 불황 또는 호황과 상관없이 자산구성변화가 나타난 분석결과와 은행의 자산구성변화가 경기불황과 기업도산에 따른 여신축소에 기인한 것이 아니라 자본규제에 대한 은행의 대응방책에 기인한 것이며, 'BIS 자기자본규제는 금융시장의 신용경색에 일정부분 영향을 미칠 수 있다'는 견해를 던져 주었다.

1990년 말부터 2004년 말까지의 국내현상에 관한 국내 연구들에서도 자본규제가 은행의 자산구성변화에 영향을 미쳐 온 것으로 나타나 있다. 1995년 말 국내에 처음으로 BIS 자기자본규제가 적용된 이후, 1996년 상반기~1998년 하반기 동안의 국내은행 재무자료를 분석한 이영수(2000)의 분석결과에서도 건전성 규제강화에 대응하여 국내은행들이 안전자산인 국채보유량을 늘리는 대신 고위험·고수익 자산의 대출을 감소시켜 온 것으로 밝혀져 있다. 이와 같이 자본규제로 인해 은행들이 위험자산을 줄이는 자산운용의 현상은 김상환(2002)의 연구에서도 확인된다. 즉, 우량은행의 경우 BIS 비율과

2) IMF 외환관리체제하의 한국 금융위기가 일어난 1997년도까지 금융위기에 따른 은행규제의 경험이 있는 세계의 나라들은 30여 개국에 이른다. 대표적인 예로 Chile(1981~1987), Colombia(1982~1985), Finland(1991~1994), Indonesia(1992~1997), India(1991~1997), Israel(1983~1984), Italy(1990~1995), Japan(1992~1997), Malaysia(1985~1988,1997), Mexico(1982, 1994~1997), Norway(1987~1993), Philippines(1981~1987), Portugal(1986~1989), Sweden(1990~1993), Thailand(1983~1987, 1997), Turkey(1982, 1991, 1994), U.S.(1980~1992), Venezuela(1993~1997) 등이다.

대출비중이 양(+)의 영향관계를 보인 반면 조건부승인 은행에 대해서는 BIS 자기자본비율 규제가 대출비중에 음(-)의 영향을 미친 것으로 나타나 있다. 또한 2001년 4분기~2004년 4분기 동안의 국내은행의 자산구성변화를 분석한 진익(2005)의 경우도 은행의 자기자본비율 변동과 대출규모 조정이 상관되어 있음을 보여주었다.

자기자본비율 변동과 대출규모의 조정이 은행의 규모에 따라 어떻게 달라지는가를 분석한 Hancock and Wilcox(1994)의 분석결과에 의하면, 대규모 은행보다는 소규모 은행이 자기자본비율 변동에 대하여 더 민감하게 대출규모를 조정한다고 주장한다. 그러나 정찬우(2007)는 2002년 상반기~2005년 하반기 기간에 해당하는 103개 국내 저축은행의 자산운용 자료를 사용하는 가운데 BIS 비율과 대·중·소형으로 자산규모를 구분한 더미변수의 결합항을 추가하여 추정함으로써 Hancock and Wilcox(1994)의 연구와 다른 분석결과를 보여주었다. 즉, BIS 비율 변화가 대출증가에 미치는 영향을 살펴본 결과 자산규모에 따른 영향이 거의 없다는 것이다. 그렇지만 이와 같이 상반된 분석결과는 자산에서 차지하는 대출의 비중을 변수로 하지 않고 대출증가율을 변수로 사용한 것 때문일 수도 있다.

한편, 자본규제 압력이 신용경색(credit crunch)의 원인으로 작용한다는 견해는 Hancock and Wilcox(1994), 전선애·이인실(2000) 등에서 확인되고 있다. 즉, 대출에 100%의 위험가중치를 부가하는데 반해 국채에는 0%의 위험가중치를 부여하는 위험가중의 자본규제제도 또는 자기자본비율에 의한 적기시정조치가 은행들로 하여금 대출을 축소하여 유가증권 중심으로 자산운용을 하도록 유인을 제공하기 때문에 신용경색이 유발된다는 것이다.

Ⅲ. 실증분석 모형 설계

1. 변수선정과 자료설명

은행자본규제가 우리나라 은행들의 자산운용행태와 여신건전성에 어떠한 영향을 미치는가를 확인하여 은행자본규제제도의 발전적 방향을 위한 시사점을 얻고자 하는 연구목적을 위해 다음과 같은 연구문제에 중점을 두어 실증분석하고자 한다.

첫째, BIS 자기자본비율의 산정기준이 강화된 이후에 은행들은 위험이 높은 대출을 감축하고, 위험 가중치가 없는 유가증권으로 자산 포트폴리오를 변경시켰는지를 분석한다. 이와 더불어 BIS 자기자본비율을 유지하기 위한 은행의 자산운용행태가 대출을

감소시켜 공급측면에서의 신용경색 현상을 초래하였는지를 분석한다.

둘째, 리스크 중심 감독체계의 정착으로 은행부문의 파산리스크 대응능력을 높이고자 하는 BIS협약의 강화에 따라 은행들이 차주의 신용도를 보다 정교하게 평가하여 소기의 목적인 여신건전성을 개선시켜 왔는지를 분석한다.

셋째, 은행이 강화된 BIS자기자본비율을 유지하기 위하여 보유 포트폴리오의 자산운용행태와 여신건전성에 어떠한 변화를 일으켰는지를 시중은행집단과 지방은행집단으로 구분하여 분석한다.

위와 같은 연구문제를 분석하기 위해, <표 1>에서 보는 바와 같이 은행의 자산운용행태와 관련된 기업대출금비중, 가계대출금비중, 국채투자비중, 여신건전성을 대표하기 위한 고정이하여신비율을 종속변수로 선정하였다. 그리고 실질 GDP 변화와 시장금리(회사채수익률)의 거시경제변수를 설명변수로 고려한 가운데 은행자본규제 변수로 BIS 자기자본비율, 은행대출자산의 질에 대한 대표변수로 대손충당금적립비율, 은행의 유동성 변수로 원화유동성비율과 외화유동성비율을 설명변수로 선정하였다.

<표 1> 변수 부호화와 정의

설명변수명	정의
은행 경영 지표	<i>BIS</i> BIS 자기자본비율(%) = (자기자본/위험가중자산) × 100
	<i>ACL</i> 대손충당금적립비율(%) = (대손충당금적립액/총자산) × 100
	<i>WLR</i> 원화유동성비율(%) = (원화유동자산/원화유동부채) × 100
	<i>FLR</i> 외화유동성비율(%) = (외화유동자산/외화유동부채) × 100
상호작용 변수	Basel = BIS기준 변천시기를 나타내는 가변수(dummy variable) Basel(Basel I 단계 : 2001년말 이전) = 0 Basel(수정협약 Basel 단계 : 2002년 이후) = 1 <i>BSL</i> = <i>BIS_i</i> × Basel, <i>i</i> 는 각 은행식별 첨자
	<i>BSL</i> <i>BSL</i> 은, BIS 자기자본비율에 대한 종속변수의 반응이 BIS기준변화에 의존한다는 가정하에 가변수(Basel)와 <i>BIS</i> 변수의 곱으로 측정된 변수임. 그리고 <i>BSL</i> 은 BIS기준 변천과 BIS 비율이 종속변수에 미치는 상호작용효과를 나타내는 상호작용변수(interaction variable)임. 즉 기울기 가변수(slope dummy variable)의 개념을 적용한 변수임.
거시 변수	<i>LGDP</i> 실질 GDP 변화 = log(실질GDP), 실질 GDP는 계절조정된 시계열
	<i>CBR</i> 시장금리 = 회사채 수익률(장외 3년, AA등급)
종속변수명	<i>ELA</i> 기업대출금비중(%) = (기업대출금/총자산) × 100 <i>HLA</i> 가계대출금비중(%) = (가계대출금/총자산) × 100 <i>GBA</i> 국채투자비중(%) = (국채투자금액/총자산) × 100 <i>SBL</i> 고정이하여신비율(%) = (고정이하여신/총여신) × 100

특히 본 연구의 표본기간(2000년 1분기~2009년 1분기) 중 Basel 1단계에 해당하는 2001년말 이전의 BIS 자기자본비율은 위험가중자산에 신용리스크만이 고려된 측정값이고, 수정협약 Basel 단계에 해당하는 2002년부터 2009년 3월까지의 BIS 자기자본비율은 위험가중자산에 신용리스크와 시장리스크가 고려된 측정값이다.

이와 같이 2001년 말 이전의 Basel 1단계에 비해 2002년 이후의 수정협약 Basel 단계에서 BIS 자기자본비율 산출기준이 강화되었기 때문에 그 기준 변천에 따른 자본규제 영향의 차이를 반영하기 위해 <표 1>에서와 같이 가변수(Basel)를 정의했다. 이와 관련하여 볼 때 BIS자기자본비율에 대한 종속변수의 반응이 BIS기준 변화 단계(2001년 말 이전의 Basel 1단계, 2002년 이후의 수정협약 Basel 단계)에 따라 서로 차이날 수도 있다. 이를 고려하기 위해 BIS기준의 변천 시기를 구분하여 나타내는 가변수(Basel)와 BIS 자기자본비율을 곱하여 측정할 상호작용변수(또는 기울기 가변수, *BSL*)를 설명변수로 선정하였다.³⁾ 이렇게 하면 표본기간(2000년 3월~2009년 3월)의 관찰값 중 2002년 이후의 표본 관찰값에 대해 실증모형의 자본규제변수(*BIS*)에 대한 모수(추정계수)를 변화시킬 수 있게 된다. 즉 BIS기준과 관련하여 2001년 말 이전의 자본규제 영향은 *BIS* 변수의 추정계수로써 판단할 수 있고, 2002년 이후의 자본규제 영향은 *BIS* 변수 추정계수와 *BSL* 변수 추정계수의 합으로써 판단할 수 있게 된다.

한편, 선정한 변수들에 대한 은행별 횡단면자료와 시계열자료의 통합자료(pooled data)는 2009년 3월 현재 생존한 은행을 대상으로 표본기간 동안의 분기별 은행경영실적자료를 금융감독원의 금융통계정보 DB로부터 수집하여 구성하였고 거시경제변수자료는 국가통계포털로부터 수집하였다. 금융구조조정과정에서 인수 합병을 경험한 국민은행, 하나은행, 신한은행을 제외하고 자금공급의 공적기능을 수행하는 특수은행도 제외하여 실증분석에 사용할 통합자료를 4개의 시중은행집단(우리, 제일, 씨티, 외환), 6개의 지방은행집단(전북, 광주, 대구, 경남, 부산, 제주)으로 분류하였다.

이와 같이 집단별로 분류하여 생성한 횡단면자료와 시계열자료를 통합한 자료(pooled data)의 안정성에 대한 단위근 검정결과(pool unit root test)는 <표 2>와 같다. 단위근 검정결과에 따라 모든 변수들이 단위근이 없는 안정적인 계열로 판명되었기 때문에 실

3) 우리나라의 경우 자본적정성의 은행경영지표인 BIS 자기자본비율의 산출기준은 Basel 1단계(1995년 말-2001년 말)를 거친 후 2002년 이후부터는 수정협약 Basel 단계의 기준을 적용하고 있으며 이러한 기준의 적용시한은 2010년 1월까지로 예정되어 있다. 2004년 6월에 바젤위원회가 최종 확정된 Basel II(신 BIS협약 Basel 단계, 위험가중자산에 운영리스크를 포함)의 기준에 의한 BIS 자기자본비율은 2008년 1월부터 2010년 1월까지 수정협약 Basel 단계의 기준에 의한 BIS 자기자본비율과 병행 산출하고 이 비율을 적기시정조치 및 경영실태평가에 실질적으로 적용하는 시점은 2010년 2월 이후로 예정되어 있다.

<표 2 > 통합자료(pooled data)의 단위근 검정결과

변수명	검정통계량(ADF-Fisher Chi-square)과 P-Value	
	시중 은행	지방 은행
<i>BIS</i>	9.85068 (0.0957)	39.7940 (0.0001)
<i>ACL</i>	15.0316 (0.0585)	23.3424 (0.0250)
<i>WLR</i>	55.4136 (0.0000)	66.9472 (0.0000)
<i>FLR</i>	31.5508 (0.0001)	76.3862 (0.0000)
<i>BSL</i>	9.8776 (0.0914)	19.2511 (0.0826)
<i>TLA</i>	12.7403 (0.0987)	29.6397 (0.0032)
<i>ELA</i>	27.5458 (0.0006)	20.4163 (0.0596)
<i>HLA</i>	21.4564 (0.0060)	21.3093 (0.0460)
<i>GBA</i>	34.1557 (0.0000)	39.4564 (0.0001)
<i>SBL</i>	47.6102 (0.0000)	46.8717 (0.0000)
<i>LGDP</i>	-1.47102 (0.0706)	
<i>CBR</i>	-1.88612 (0.0296)	

주) 1. Null : assumes unit root process. Lag length : Automatic selection (Schwarz)

2. 검정통계량의 ()값은 P-Value임.

증모형의 추정과정에서 시계열자료의 추세제거를 고려하지 않았다.

특히 설명변수들 간의 상관관계가 매우 높게 되어 심각한 다중공선성이 개재되면 모수를 정확히 추정할 수 없기 때문에 실증모형에 다중공선성이 개재되어 있는지를 확인하여 다중공선성이 탐지될 경우 교정수단을 강구해야 한다. 그러나 시중은행집단과 지방은행집단을 구분하여 변수들 간의 표본상관계수 분석과 보조적 회귀(auxiliary regression) 추정을 실행해본 결과 표본상관계수의 절대값이 허용임계값 0.8을 초과하지 않았고 보조적 회귀 추정의 R^2 값 또한 모두가 허용한도(tolerance) 0.8을 초과하지 않기 때문에 다중공선성이 문제되지 않는다. 즉 본 연구의 실증모형에서는 *BIS* 변수와 *BSL* 변수간의 공선성을 탐지할 수 없었으며 또한 다른 설명변수들 간에 존재할 수 있는 다중공선성(multicollinearity)을 탐지할 수 없었다.⁴⁾

4) *BIS* 변수와 *BSL* 변수간의 표본상관계수는 그 절대값이 0.15내지 0.59의 범위에 분포하는 바 두 변수간의 공선성이 문제되지 않는다. 더욱이 설명변수들에 대한 보조적 회귀(auxiliary regression) 추정결과와 R^2 값이 시중은행집단은 *BIS*(0.254713), *ACL*(0.681460), *WLR*(0.069548), *FLR*(0.057210), *BSL*(0.605597), *CBR*(0.566450), 지방은행집단은 *BIS*(0.271301), *ACL*(0.571257), *WLR*(0.155630), *FLR*(0.381741), *BSL*(0.654486), *CBR*(0.508412) 등으로 분석되었다.

2. 실증모형

연구문제의 실증을 위해 선정된 <표 1>의 변수들에 대해 생성한 은행단위 횡단면자료와 그에 따른 분기별 시계열자료를 통합한 자료(pooled data)를 이용하여 개별추정식을 추정할 수도 있지만 각 은행에 대한 개별 추정식을 통합한 모형의 결합추정법을 사용한다면 BIS 자기자본규제에 따른 자산운용행태와 여신건전성 개선여부에 관해 은행들이 보이는 행태를 정교하게 설명할 수 있게 된다. 이 맥락에서 연구문제의 실증모형을 다음과 같이 구성하였다.

먼저 <표 1>에서 선정된 변수들을 고려한다면, t 번째 시점에서 BIS 자기자본규제에 따른 자산운용과 여신건전성 개선여부에 대해 i 번째 은행이 보이는 행태(Y_{it})에 관한 경제모형을 식 (1)의 함수형태로 표시할 수 있다.

$$Y_{it} = f(BIS_{it}, BSL_{it}, X_{it}, Z_{it}) \quad (1)$$

위 식에서 X_{it} 는 <표 1>의 BIS_{it} 와 BSL_{it} 을 제외한 은행경영지표를 나타내는 설명변수값, 그리고 Z_{it} 는 거시경제변수들을 나타내는 설명변수 값이다. (식) 1의 경제모형을 선형 계량모형으로 변형하면 식 (2)와 같이 된다.

$$Y_{it} = \alpha_{it}BIS_{it} + \beta_{it}BSL_{it} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{jit} X_{jit} + \sum_{k=1}^2 \delta_{kt} Z_{kt} + \theta_{it}Y_{it-1} + e_{it} \quad (2)$$

식 (2)에서 i 는 표본에 포함된 각 은행을 나타내는 횡단면단위의 식별 첨자, t 는 표본기간의 분기별 시점을 나타내는 첨자, Y 는 종속변수이고 여기에 포함되는 변수군은 $[ELA, HLA, GBA, SBL]$ 이다. BSL 은 BIS기준 변천시기의 터미변수(*Basel*)와 BIS 를 곱하여 측정된 상호작용변수(기울기 가변수)이다. 그리고 X 는 설명변수 중 BIS 와 BSL 을 제외한 은행경영지표 벡터 $[ACL, WLR, FLR]$ 이다. 단, BIS기준 강화에 따라 은행들이 여신건전성 제고에 노력을 기울여 왔는지를 분석하기 위해 고정이하여신비율(SBL)을 종속변수로 사용할 때는 설명변수에서 ACL (대손충당금적립비율)을 제외한다. Z 는 거시경제변수를 나타내는 벡터 $[LGDP, CBR]$ 이다. 그리고 Y_{it-1} 는 자기상관이 심한 추정식의 경우 자기상관을 완화하기 위해 경우에 따라 포함하는 종속변수의 시차항이고, e_{it} 는 오차항이다.

식 (2)의 모형을 추정하면 절편 및 반응모수가 분기별로 각 은행에 대해 달라질 뿐만 아니라 미지의 모수가 매우 많아지기 때문에 추정이 매우 곤란해진다. 그러므로 본 연구의 통합자료에 적합한 실증모형을 도출하기 위해, 식 (2)의 모수는 은행마다 상이하진 기간 동안에 일정한 것으로 가정한다($\alpha_{it} = \alpha_i, \beta_{it} = \beta_i, \gamma_{jit} = \gamma_{ji}, \delta_{kt} = \delta_k, \theta_{it} = \theta_i$). 그리고 횡단면자료 간에 존재하는 이질성(heterogeneity)에 따른 추정상의 편의, 표준 오차의 과소평가를 회피하기 위해 횡단면단위별로 달라지는 상수항(C_i)을 가정하여 포함한다. 이 가정을 바탕으로 식 (2)를 단순화 하여 변형하면 식 (3)과 같이 된다.

$$Y_{it} = C_i + \alpha_i BIS_{it} + \beta_i BSL_{it} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ji} X_{jit} + \sum_{k=1}^2 \delta_k Z_{kt} + \theta_i Y_{it-1} + e_{it} \quad (3)$$

만일 식 (3)의 은행별 개별추정식들의 오차가 동시적인 상관(contemporaneous correlation)을 보인다면 이를 매개로 하여 개별추정식들을 통합한 모형의 도출이 가능하고 이러한 통합모형에 대해 결합추정법(joint estimation)을 적용할 수 있게 된다. 또한 동시적인 상관의 가정을 모형에 포함하면, 각 은행의 추정식을 분리해서 최소제곱을 적용할 때 포함되지 않는 정보를 추가적으로 포함시키는 효과가 있게 되어 더욱 정확한 추정결과를 얻을 수 있게 된다. 그러므로 식 (3)의 『은행별 개별추정식들이 외형상 무관해 보이는 것 같지만 오차항 사이에 존재할 수 있는 상관에 관한 정보』를 반영하기 위해 동시적인 상관⁵⁾을 가정한다. 이를 바탕으로 식 (3)의 개별추정식들을 모의변수에 의해 결합한 후 그 통합모형을 표시하면 식 (4)와 같이 된다.

$$Y_t = C^P + \alpha^P BIS_t + \beta^P BSL_t + \sum_{j=1}^3 \gamma_j^P X_{jt} + \sum_{k=1}^2 \delta_k^P Z_t + \theta^P Y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

식 (4)에서 $C^P, \alpha^P, \beta^P, \gamma^P, \delta^P, \theta^P$ 는 식 (3)의 개별은행(i)에 대한 개별추정식을 결합하는데 사용한 모의변수가 반영된 후의 변형된 모수들이다. 그리고 e_t 는 동시적인 상관의 가정이 반영된 오차항이며, 표본에 포함된 각 은행 고유의 오차들은 서로 상관되

5) 본 연구의 표본에 포함된 은행들이 여러 가지 면에서 유사하다는 점을 감안할 때, 실증모형에 누락된 변수가 어떤 은행의 종속변수(자산운용행태 또는 여신건전성)에 미친 영향이 다른 은행의 종속변수에 미친 영향과 비슷할 수 있다. 그리고 『실증모형에 누락된 변수들이 종속변수에 미치는 영향』을 오차항이 포함하고 있다는 점을 감안할 때, 식 (3)에서 개별추정식들의 오차항이 동일한 시점에서 서로 상관되어 있음을 가정하여 개별추정식들을 결합한 실증모형을 구성할 필요가 있다.

지 않지만 동일 시점에서 은행들간의 오차는 상관되어 있음을 표시한 것이다.

특히 식 (4)의 통합모형을 추정하는 과정에서 추정결과의 정확도를 제고시키기 위해서는 『오차들이 모두 동일한 분산을 갖고 상관되지 않도록 하는 변수들의 변형』이 필요하다. 이에 따라 그 GLS 변형과정을 추정과정에 포함하여 횡단면 이분산과 동시적 상관을 교정하는 가중치(cross-section SUR)를 반영하는 SUR(seemingly unrelated regression)기법⁶⁾을 활용하여 실증모형을 추정하였다.⁷⁾ 그 추정결과는 다음과 같다.

IV. 실증분석 결과와 해석

BIS 자기자본규제가 은행의 자산운용행태와 여신건전성에 미치는 영향을 확인하기 위해 식 (3)과 같이 구성한 실증모형을 추정한 결과는 <표 3>의 기업대출금비중(*ELA*)에 미치는 영향, <표 4>의 가계대출금비중(*HLA*)에 미치는 영향, <표 5>의 국채투자비중(*GBA*)에 미치는 영향, <표 6>의 여신건전성(*SBL*)에 미치는 영향과 같다.

1. 은행자산운용행태와 은행경영지표 · 거시변수의 영향 관계

은행의 자산운용행태 또는 여신건전성 제고 노력에 영향을 미치는 요인들 중 BIS 자기자본규제변수 외의 요인들을 통제하기 위해 고려한 변수들(*ACL*, *WLR*, *FLR*, *LGDP*, *CBR*)을 중심으로 추정결과를 분석하여 요약하면 다음과 같다.

먼저 대출자산의 질을 대표한 대손충당금비율(*ACL*)과 대출금비중의 관계를 보자. 고정이하여신비율이 상승함으로써 대출자산의 질이 떨어질수록 대손충당금적립부담이 커지기 마련이며, 이것이 수익성을 하락시켜 BIS자기자본비율에 불리하게 작용할 수 있다. 이에 따라 일반 대출고객 또는 대손충당금적립의 증가를 유발하는 부실채무자에 대한 대출을 은행이 줄이려는 유인을 가질 수 있을 것이며, 이것은 대손충당금적립비율의 추정계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 방향을 보일 때 확인된다.

<표 4>의 가계대출비중에 대한 분석결과에서 *ACL*(대손충당금적립비율)의 추정계수

6) The steps that SUR software follows are : (i)Estimate the equations separately using least squares. (ii)Use the least squares residuals from step (i) to estimate σ_i^2 . (iii)Use the estimates from step(ii) to estimate the equations jointly within a generalized least squares framework.

7) 본 연구의 실증분석에서는 임의효과모형(random effect model)에 의한 추정을 배제하였다. 임의효과모형은, Johnston and DiNardo(1997)에서 지적된 바와 같이 누락된 변수와 상관관계가 있는 다른 설명변수의 영향을 과대 추정하는 결과를 초래할 수 있어 그 추정결과가 바람직하지 않을 가능성이 있기 때문이다.

를 보면 시중은행은 -0.475255 (P-Value 0.0018), 지방은행은 -0.263476 (P-Value 0.0001)로서 통계적으로 유의한 음(-)값으로 나타나 있다. 이것은 고정이하여신비율의 지속적인 하락에 힘입어 시중은행과 지방은행의 대손충담금적립비율(ACL)이 하락하는 가운데 위험가중치가 비교적 낮고 대출수익성도 비교적 높은 가계대출을 은행들이 증가시켜 온 현상, 그리고 가계대출비중의 하락이 대손충담금적립비율의 상승과 맞물리는 현상이 중첩되어 나타났기 때문이다.⁸⁾ 이로부터 추론하면 대손충담금적립비율로 나타나는 대출자산 질이 대출비중 변화에 일정부분 영향을 미쳐왔다고 볼 수 있다.

유동성이 높은 은행일수록 대출자산을 증가시킬 유인을 가짐으로써 유동성이 대출비중의 변화를 일으킬 만큼 큰 영향을 미칠까? 이를 확인하기 위해 기업대출비중에 미친 영향을 나타낸 <표 3>의 원화유동성변수(WLR) 추정계수를 보면 지방은행의 경우 통계적 유의성이 매우 약해 추정에서 제외되어 있지만 시중은행은 그 추정계수값이 -0.027058 (P-Value 0.0874)로서 음(-)값의 통계적 유의성이 성립한다. 그리고 가계대출비중에 미친 영향을 나타낸 <표 4>의 원화유동성변수(WLR) 추정계수를 보면 시중은행의 경우 통계적 유의성이 매우 약해 추정에서 제외되어 있지만 지방은행은 그 추정계수값이 -0.010360 (P-Value 0.0300)로서 통계적 유의성이 성립한다. 그렇지만 이것은 원화유동성이 감소하더라도 담보부동산의 가격, 경기불황에 따른 소비자 생활의 대출 의존도 증가 등과 같은 요인으로 시중은행이 기업대출비중을 늘리거나 지방은행이 가계대출비중을 늘려왔기 때문이다. 즉 원화유동성이 대출비중 변화에 큰 영향을 미쳤다고 볼 수 없다.

외화유동성변수(FLR)가 기업대출비중의 분석에서는 통계적 유의성이 매우 약해 설명변수에서 제외되었지만 지방은행의 가계대출비중 분석에서는 그 추정계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값(0.000872, P-Value 0.0123)으로 나타나 있다. 이는 외화유동성의 증가와 가계대출비중의 증가가 일정 부분 맞물려 일어난 현상으로 가계대출비중의 변화를 결정적으로 일으키는 요인으로 볼 수 없다.⁹⁾ 즉 대출비중의 변화를 일으킬 만큼 큰 영향을 미친 요인은 풍부한 유동성 여부라고 단언할 수 없으며 다른 요인에서 찾아야 할 것이다.

은행의 자산운용행태에 영향을 미치는 거시변수를 통제하기 위해 이자율변수로 고려한 시장금리변수(회사채수익률, CBR)의 추정계수를 보면, <표 3>의 기업대출비중

8) 이 내용은, 지면의 한정 때문에 관련 시계열 자료를 표 또는 그래프로 표시하지 않았지만 실증모형에 포함된 시계열의 추이를 저자가 확인하여 판단한 것임.

9) 이 내용도, 지면의 한정 때문에 관련 시계열 자료를 표 또는 그래프로 표시하지 않았지만 실증모형에 포함된 시계열의 추이를 저자가 확인하여 판단한 것임.

분석에서 시중은행의 경우 통계적 유의성이 매우 약해 설명변수에서 제외되었지만 지방은행은 통계적으로 유의한 양(+) β (0.275327, P-Value 0.0004)으로 나타났다. 이는 2004년 중반 이후 시장금리(CBR)가 상승하던 시기에 지방은행들이 기업대출비중을 늘려온 현상이 반영되었기 때문이다. 그리고 <표 4>의 가계대출금비중 분석에서는 시장금리변수(CBR)의 추정계수가 시중은행은 -0.691622 (P-Value 0.0010), 지방은행은 -0.138474 (P-Value 0.0262)로서 통계적으로 유의한 음(-) β 값이다. 이러한 현상은 <부록 [그림 1]>의 시장금리(CBR) 추이와 같이 나타난 2004년 중반 이전의 시장금리하락 시기에 담보부동산의 가격상승과 맞물려 시중은행과 지방은행이 가계대출금비중을 늘렸기 때문이다. 또한 2004년 중반 이후 시장금리상승 시기에는 부동산담보대출한도 규제와 맞물려 시중은행과 지방은행의 가계대출금비중이 감소하였기 때문이다. 이를 감안하면 이자율변수도 대출금비중의 변화에 일정부분 영향을 미쳤지만 결정적 요인으로 볼 수는 없다.

한편, 은행대출고객의 부도확률과 부도가능 익스포저(Exposure At Default)는 경기호황기보다 경기불황기에 증가할 것이므로 그에 따른 익스포저 대비 자기자본비율이 하락할 것이다. 이에 따라 은행은 수익성 유지를 위해 부실대출자산을 회수하거나 대출을 축소할 수 있으며 이로 인해 은행대출고객(가계, 기업)들이 자금조달의 어려움을 겪는 가운데 경기불황이 더욱 심해질 수 있다. 이와 같이 경기 호황기나 불황기에 따라 확대 또는 축소되는 은행대출의 경기순응성(procyclicality)이 우리나라의 금융시장에서도 현저하게 일어났을까?

이를 확인하기 위해 경제성장(LGDP)과 대출금비중의 영향 관계를 보면, <표 3>의 기업대출금비중 분석에서 경제성장변수(LGDP)의 추정계수가 시중은행은 -2.800492 (P-Value 0.1111)로서 경기순응성이 확인되지 않지만 지방은행은 7.062475 (P-Value 0.0004)로서 통계적으로 매우 유의한 양(+) β 의 방향을 보여주고 있다. 이는 지방은행의 기업대출금비중이 경제성장이 양호할 때 증가하고 경기불황때 감소하는 현상이 반영되었기 때문이다. 즉 경기에 민감한 기업대출의 경기순응성이 지방은행의 경우에 제한적으로 확인된다.

그러나 <표 4>의 가계대출비중 분석에서는 가계대출의 경기순응성이 확인되지 않는다. 즉 경제성장변수(LGDP)의 추정계수가 시중은행은 유의성이 약한 음(-) β 의 값(-2.823665 , P-Value 0.2338)으로 나타나고, 지방은행은 통계적 유의성이 강한 음(-) β 의 값(-3.912311 , P-Value 0.0018)으로 나타나 있다. 이러한 추정결과는, 경기가 불황일수록 소비자의 생활자금이 가계대출금에 의존하는 경향이 높아지는 현상, 그리고 경기불황에 대응한 정부의 경기부양책에 따른 가계대출 증가 현상이 반영되었기 때문이다. 이와 같이 경기의 불황

또는 호황에 따른 경기순응성이 명확하게 나타나지 않는 대출금비중의 변화가 BIS 자기자본규제에 의한 것인지는 다음 단락에서 분석해보자.

2. BIS 자기자본규제가 은행의 기업대출금비중에 미치는 영향

1997년 말 이후의 외환위기를 경험한 후 경기회복과 더불어 BIS 자기자본규제가 더욱 강화됨에 따라 2002년 이후 국내 은행의 BIS 자기자본비율이 점차 개선되어 왔지만 2005년 말을 정점으로 2008년 말까지 하락세를 보여 오는 가운데 은행의 자산구성에서 차지하는 대출금비중의 증감이 일어났다.¹⁰⁾ BIS 자기자본규제 변수로 고려한 BIS 비율이 변동하는 가운데 은행이 위험자산의 대출비중을 줄이고 안전자산의 국채투자 비중을 늘리는 자산운용의 행태를 보이며 신용경색을 유발했을까? 이것은 2001년말 이전의 BIS 자기자본규제의 영향을 확인할 수 있는 *BIS* 변수의 추정계수, 2002년 이후 강화된 현행 BIS기준의 영향을 반영한 *BSL* 변수의 추정계수와 추정계수합(*BIS+BSL*), 그리고 은행들의 시계열자료 행태를 분석함으로써 확인할 수 있다.

먼저 <표 3>의 기업대출금비중에 미친 BIS 자기자본규제 영향을 확인하기 위해 2001년말 이전의 영향을 나타내는 *BIS* 변수의 추정계수를 보면, 시중은행은 -0.089596 (P-Value 0.1087), 지방은행은 -0.353278 (P-Value 0.0000)로서 시중은행의 유의성이 조금 약하지만 통계적으로 유의한 음(-)값으로 나타나 있다. 2001년말 이전에는 은행들이 BIS 비율이 하락함에도 기업대출금비중을 확대하거나 또는 BIS 비율이 상승함에도 기업대출금비중을 줄이는 현상이 현저하였기 때문이다.

이와는 대조적인 현상을 보이고 있는, 가변수(Basel)와 BIS 자기자본비율간의 상호작용변수인 *BSL* 변수의 추정계수를 보면 시중은행은 0.095311 (P-Value 0.0767), 지방은행은 0.106824 (P-Value 0.0010)로서 모두 통계적으로 유의한 양(+)값으로 나타나 있다. 또한 시중은행의 경우 2002년 이후 BIS의 영향을 나타내는 추정계수합(*BIS+BSL*)의 값이 양(+) 값(0.005715)으로 나타나 있으며 지방은행의 추정계수합(*BIS+BSL*)의 값은 음(-)이지만 2001년말 이전의 영향을 나타내는 BIS 변수의 추정계수값(-0.353278)보다 더 커진 값(-0.246454)으로 나타나 있다.¹¹⁾ 이는 <부록 [그림 2], [그림 3]>의 기

10) 국내은행의 BIS 비율 추이 : 2002년 말 11.33%, 2003년 말 11.16%, 2004년 말 12.06%, 2005년 말 12.95%, 2006년 말 12.75%, 2007년 말 12.32%, 2008년 6월 말 11.30%, 2008년 9월 말 10.80% . 특히 2008년 9월 이후의 BIS 비율 하락의 요인은 무엇보다도 신규 부실채권 발생으로 인해 대손충당금 전입액이 증가하여 자기자본이 감소했기 때문이며, 세계적 금융 불안정에 따른 주식시장의 침체와 채권가격 하락으로 인해 은행들이 보유한 유가증권의 평가손실이 발생하여 자기자본이 감소했기 때문이다.

11) 지방은행의 경우 <부록 [그림 3]>의 지방은행 기업대출금비중 추이와 <부록 [그림 7]>의 지방은행

<표 3> BIS 자기자본규제가 은행의 기업대출금비중(ELA)에 미치는 영향

추정계수 ()의 값은 P-Value임. 시중은행의 경우 FLR(외화유동성비율), CBR(시장금리) 그리고 지방은행의 경우 ACL(대손충담금적립비율), WLR(원화유동성비율), FLR(외화유동성비율)은 통계적 유의성이 매우 약하여 추정과정에서 제외하였음.

추정계수	시중 은행	지방 은행
상수항	38.91392(0.2611)	-78.87478(0.0007)
BIS	-0.089596(0.1087)	-0.353278(0.0000)
BIS+BSL	0.005715	-0.246454
BSL	0.095311(0.0767)	0.106824(0.0010)
ACL	0.165715(0.1060)	NA
WLR	-0.027058(0.0874)	NA
FLR	NA	NA
LGDP	-2.800492(0.1111)	7.062475(0.0004)
CBR	NA	0.275327(0.0004)
ELA(-1)	0.915493(0.0000)	0.834127(0.0000)
총관측치	144	216
R ²	0.966	0.948
D.W.	2.150	2.275

업대출비중 추이와 <부록 [그림 6], [그림 7]>의 BIS 비율 추이에서 보는 바와 같이 2001년 말 이전에 비해 BIS기준이 강화된 2002년 이후에는 BIS 비율을 구성하는 자기자본규모가 증가함(BIS 비율이 상승함)에 따라 기업대출금비중을 늘리고 혹은 자기자본규모가 감소함(BIS 비율이 하락함)에 따라 기업대출금비중을 축소함으로써 위험가중자산을 조정하는 경향이 높아졌기 때문이다. 즉 BIS 비율 변동과 기업대출금비중 변동간의 동조화 현상이 나타난 것이다.

3. BIS 자기자본규제가 은행의 가계대출금비중에 미치는 영향

<표 4>의 가계대출금비중에 미치는 BIS 자기자본규제의 영향에서도 기업대출비중에 미친 영향과 유사한 현상이 나타나 있다.

2001년 말 이전의 영향을 나타내는 BIS 변수의 추정계수를 보면, 시중은행은 -0.104168 (P-Value 0.1019), 지방은행은 -0.062029(P-Value 0.0439)로서 시중은행의 유의성이 조

BIS 비율 추이에서 보는 바와 같이 2002년 이후 일정 기간 동안 보이는 BIS 비율의 향상시기에 맞물려 기업대출금비중이 증가하는 동조화 현상이 반영되었기 때문에 2002년도 이후에는 그 음(-)의 영향 정도가 낮아진 것이다.

<표 4> BIS 자기자본규제가 은행의 가계대출금비중(HLA)에 미치는 영향

추정계수 ()의 값은 P-Value임. 시중은행의 경우 WLR(원화유동성비율), FLR(외화유동성비율)은 통계적 유의성이 매우 약하여 추정과정에서 제외하였음.

추정계수	시중 은행	지방 은행
상수항	49.01366(0.2572)	52.82161(0.0005)
BIS	-0.104168(0.1019)	-0.062029(0.0439)
BIS+BSL	0.007247	-0.016269
BSL	0.111415(0.1442)	0.045760(0.0677)
ACL	-0.475255(0.0018)	-0.263476(0.0001)
WLR	NA	-0.010360(0.0300)
FLR	NA	0.000872(0.0123)
LGDP	-2.823665(0.2338)	-3.912311(0.0018)
CBR	-0.691622(0.0010)	-0.138474(0.0262)
HLA(-1)	0.639709(0.0000)	0.877869(0.0000)
총관측치	144	216
R ²	0.962	0.969
D.W.	2.237	1.940

금 약하지만 통계적으로 유의한 음(-)값으로 나타나 있다. 2001년 말 이전에는 기업대출 처럼 은행들이 BIS 비율이 하락함에도 가계대출금비중을 확대하거나 또는 BIS 비율이 상승함에도 가계대출금비중을 줄이는 현상이 현저하였기 때문이다.

이와는 대조적인 현상을 보이고 있는 BSL 변수(상호작용변수, 기율기 가변수)의 추정계수를 보면 시중은행은 0.111415(P-Value 0.1442), 지방은행은 0.045760(P-Value 0.0677)로서 시중은행의 유의성이 다소 미약하지만 대체로 통계적으로 유의한 양(+)값으로 나타나 있다. 또한 시중은행의 경우 2002년 이후 BIS의 영향을 나타내는 추정계수합(BIS + BSL)의 값이 기업대출금비중의 경우처럼 양(+) 값(0.007247)으로 나타나 있으며 지방은행의 추정계수합(BIS+BSL)의 값은 음(-)이지만 2001년 말 이전의 영향을 나타내는 BIS 변수의 추정계수값(-0.062029)보다 더 커진 값(-0.016269)으로 나타나 있다.¹²⁾ 이는 <부록 [그림 4], [그림 5]>의 가계대출비중 추이와 <부록 [그림 6], [그림 7]>의 BIS 비율 추이에서 보는 바와 같이 2001년말 이전에 비해 BIS기준이 강화된 2002년 이후에는 BIS 비율을 구성하는 자기자본규모가 증가함(BIS 비율이 상승함)에 따라 가계대출금비

12) 이는 2002년 이후에 지방은행의 가계대출금 비중이 기업대출금비중처럼 자기자본의 증감에 따라 같은 방향으로 가계대출금비중도 증감을 거듭해 왔기 때문에 일어나는 현상이다.

<표 5> BIS 자기자본규제가 은행의 국제투자비중(*GBA*)에 미치는 영향

추정계수 ()의 값은 P-Value임. 시중은행의 경우 *ACL*(대손충당금적립비율), *WLR*(원화유동성비율) 그리고 지방은행의 경우 *FLR*(외화유동성비율), *CBR*(시장 금리)은 통계적 유의성이 매우 약하여 추정과정에서 제외하였음.

추정계수	시중 은행	지방 은행
상수항	4.833679(0.1867)	6.769425(0.0144)
<i>BIS</i>	0.021592(0.0821)	-0.007910(0.0957)
<i>BIS</i> + <i>BSL</i>	-0.001425	-0.01179
<i>BSL</i>	-0.023017(0.0001)	-0.003880(0.0993)
<i>ACL</i>	NA	-0.019942(0.0084)
<i>WLR</i>	NA	-0.001404(0.0942)
<i>FLR</i>	0.003150(0.0017)	NA
<i>LGDP</i>	-0.387526(0.0943)	-0.519668(0.0214)
<i>CBR</i>	-0.038547(0.0098)	NA
<i>GBA</i> (-1)	0.739088(0.0000)	0.743635(0.0000)
총관측치	144	216
<i>R</i> ²	0.847	0.807
D.W.	2.004	2.083

중을 늘리고 혹은 자기자본규모가 감소함(*BIS* 비율이 하락함)에 따라 가계대출금비중을 축소함으로써 위험가중자산을 조정하는 경향이 높아졌기 때문이다. 즉 기업대출비중과 같은 동조화 현상이 나타난 것이다.

요컨대, *BIS* 자기자본규제가 기업대출금비중과 가계대출금비중에 미치는 영향을 분석한 결과에 따르면 *BIS* 자기자본 규제가 더욱 강화된 2002년 이후의 표본기간에는 자기자본의 증감에 따라 대출금비중의 증감이 일어나는 동조화 현상이 현저하게 나타났다. 즉 *BIS* 자기자본규제가 금융시장의 신용경색에 일정부분 영향을 미쳐 왔다. 이와 같이 *BIS* 자기자본규제의 영향으로 일어나는 기업부부이나 가계부문의 신용경색을 사전에 차단하려면 은행의 자본확충경로를 활성화해야 한다.

4. *BIS* 자기자본규제가 은행의 국제투자비중에 미치는 영향

국제투자비중에 미치는 영향에 대한 분석 결과는 <표 5>와 같다. 시중은행의 경우 자기자본규제 변수인 *BIS*의 추정계수가 통계적으로 유의한 양(+)(0.021592, P-Value 0.0821)을 보인 것은, <부록 [그림 6]>에 표시한 시중은행의 *BIS* 비율 추이와 <부록

[그림 8]에 표시한 시중은행의 국제투자비중 추이에서 보는 바와 같이 2001년말 이전에는 시중은행의 BIS 비율의 하락과 상승이 반복하는 시기에 위험가중치가 낮은 안전자산의 국제투자비중을 BIS 비율과 동조하는 방향으로 줄이거나 늘려 왔기 때문이다.

이와 대조적으로 지방은행의 경우 자기자본규제 변수인 *BIS*의 추정계수가 통계적으로 유의한 음(-)값(-0.007910, P-Value 0.0957)을 보인 것은, <부록 [그림 7]>에 표시한 지방은행의 BIS 비율 추이와 <부록 [그림 9]>에 표시한 지방은행의 국제투자비중 추이에서 보는 바와 같이 2001년 말 이전에는 지방은행의 BIS 비율의 하락에 대응하여 위험가중치가 낮은 안전자산의 국제투자비중을 BIS 비율의 방향과 달리 늘림으로써 BIS 자기자본규제에 반응해 왔기 때문이다.

그러나 2002년 이후의 영향을 나타내는 『*BIS+BSL*』의 추정계수 합은 시중은행과 지방은행 모두가 음(-)값(시중은행 -0.001425, 지방은행 -0.01179)으로 나타나 있다. 이는 <부록 [그림 6], [그림 7]>의 BIS 비율 추이와 <부록 [그림 8], [그림 9]>의 국제투자비중 추이에서 보는 바와 같이 2002년 이후 BIS 비율이 상승추세에 있는 시기에 맞물려 시중은행과 지방은행 모두가 수익성이 낮은 국채의 투자비중을 감소시켜 왔기 때문이다. 이러한 현상이 발생하는 이유는 BIS 자기자본규제에 대한 반응으로 국제투자비중을 늘려 위험가중자산을 조정하는 방법이 더 이상 선호되지 않고 있기 때문이다. 오히려 BIS 자기자본비율 유지를 위한 필요자기자본을 확충하기 위해 은행들이 주식발행의 증가, 이익잉여금의 자본전입, 신종자본증권, 후순위채 발행에 의한 보완자본 조달 등의 방법을 선호하고 있기 때문이다. 요컨대 은행의 자산운용행태가 수익성을 제고시키는 자산구성의 방향으로 변화한 것이다.

5. BIS 자기자본규제가 은행의 여신건전성에 미치는 영향

대출자산의 속성(건진, 부실)과 은행자본규모는 자산과 자본측면으로부터 비롯되는 은행파산의 결정적 요인이라 할 수 있다. 부실한 대출자산의 증가에 따라 유발되는 재무충격을 은행이 자체의 자본력으로 흡수할 수 없게 되면 파산위험에 직면할 수 있기 때문이다.

은행이 신용을 제공한 투자프로젝트의 수익성이 악화되면 대출자산의 회수가 어려워진다. 이러한 현상들이 중첩되어 대출자산의 부실이 심화하면, 여신건전성지표의 고정이하여신비율이 상승하고 대손충당금적립부담도 증가하게 된다. 대손충당금적립액 증가는 은행의 수익성 저하를 초래하여 자본확충에 불리하게 작용함으로써 BIS 비율의 하락요인으로 작용할 수 있다. 그러므로 BIS 자기자본 규제가 강화되면, 은행들이 차주

의 신용도를 보다 정교하게 평가하여 차주를 선택함으로써 여신건전성을 제고시키려는 유인을 갖게 될 것이다. 만일 BIS 변수의 추정계수 또는 BSL 변수의 추정계수가 유의한 음(-)의 방향을 보인다면, 이는 고정이하여신비율이 하락하는 가운데 여신건전성이 향상되어 왔음을 말해주는 것이다.

<표 6>을 보면 시중은행과 지방은행 모두 여신건전성의 향상이 경제성장(LGDP)에 큰 영향을 받은 것으로 나타나 있다. 또한 지방은행의 경우 통계적으로 유의한 음(-)값(-0.329589, P-Value 0.000)으로 나타나 있는 BIS 변수의 추정계수를 볼 때, 그리고 지방은행과 시중은행 모두 2002년 이후의 영향을 나타내는 『BIS+BSL』의 추정계수가 음(-)값(시중은행 -0.004235, 지방은행 -0.385261)을 보여주는 점을 볼 때 BIS 자기자본 규제가 여신건전성 향상에 매우 긍정적인 영향을 미쳐온 것으로 판단된다. 특히 상호 작용변수(기울기 가변수)로 고려한 BSL 변수의 추정계수가 통계적으로 유의한 음(-)값(시중은행 -0.139455 P-Value 0.0001, 지방은행 -0.055672 P-Value 0.0412)으로 나타난 점을 볼 때 BIS 자기자본규제에 따른 여신건전성 향상이 바젤수정협약 이후(2002년 이후) 기간에 더 많이 이루어졌음을 알 수 있다.

V. 결론

은행의 자본규제를 위한 BIS 자기자본비율은 은행건전성의 국제지표이며 은행의 국

<표 6> BIS 자기자본규제가 은행의 여신건전성(SBL)에 미치는 영향

추정계수 ()의 값은 P-Value임. 시중은행의 경우 WLR(원화유동성비율)은 통계적 유의성이 매우 약하여 추정과정에서 제외하였음.

추정계수	시중 은행	지방 은행
상수항	125.9031(0.0000)	98.01182(0.0000)
BIS	0.135220(0.0012)	-0.329589(0.0000)
BIS+BSL	-0.004235	-0.385261
BSL	-0.139455(0.0001)	-0.055672(0.0412)
WLR	NA	0.011230(0.0101)
FLR	-0.016636(0.0002)	-0.001298(0.0000)
LGDP	-10.24387(0.0000)	-7.972953(0.0000)
CBR	0.235676(0.0049)	0.486566(0.0000)
총관측치	148	222
R ²	0.965540	0.892069
D.W.	2.265	2.286

제적 신인도 확보와 생존여부에 중대한 영향을 미친다. 적기시정조치의 기준으로 작용하는 BIS 자기자본비율이 은행의 생존여부를 결정짓기 때문에 BIS 비율이 하락하면 국내 은행들은 위험자산 보유 비중을 줄임으로써 BIS 비율을 개선하기 위해 수출입금융을 축소하거나 기업대출을 축소할 수도 있다. 이것이 경기의 선순환에 장애 요인으로 작용할 수 있다. 또한 BIS 자기자본규제가 은행의 위험관리 노력을 제고시켜 은행의 여신건전성을 강화함과 아울러 은행전체의 안전성을 담보할 수 있을지에 대한 의문점도 함께 증폭되고 있다.

이러한 시점에 본 연구는, BIS 자기자본규제가 대출비중, 국채투자비중, 여신건전성에 미치는 영향을 중심으로 자본규제가 우리나라 은행들의 자산운용행태와 여신건전성에 어떠한 영향을 미치는가를 실증분석하였다. 분석결과로부터 추론한 자본규제정책의 효과성, 발전 방향을 위한 시사점은 다음과 같다.

첫째, 은행의 자산운용행태와 여신건전성에 중대한 영향을 미친 것은 거시경제변수이고 그 다음으로 BIS 자기자본규제변수이다. 그리고 BIS 자기자본규제가 수정협약단계로 강화되기 전의 2001년말 이전의 표본기간에는 BIS 비율이 하락에 대응하여 국채투자비중을 늘려온 현상이 현저하였다.

둘째, 2002년말 이후에는 수익성이 낮은 국채비중을 늘려 위험가중자산을 조정하는 현상이 감소하였다. 즉 BIS 비율을 개선하기 위해 대출비중 증가에 의한 수익성 제고 현상이 두드러졌고, 여타 부문의 이익잉여금 창출, 신종자본증권 발행, 후순위채 발행 등에 의한 자본 확충이 선호되고 있다. 특히 BIS자기자본 규제가 더욱 강화된 2002년 이후의 표본기간에는 자기자본의 증감에 따라 대출금비중의 증감이 일어나는 동조화 현상이 현저하게 나타났다. 즉 BIS 자기자본규제가 금융시장의 신용경색에 일정부분 영향을 미쳐 왔다. 그러므로 BIS 자기자본규제의 영향으로 일어나는 기업부부나 가계부문의 신용경색을 사전에 차단하려면 은행의 자본확충경로가 활성화된 자본시장의 환경조성이 지속적으로 이루어져야 한다.

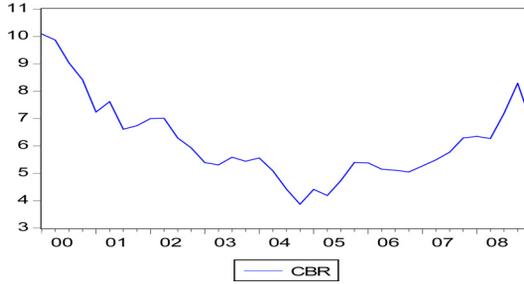
셋째, BIS 자기자본규제의 강화에 따라 은행들이 차주의 신용도를 보다 정교하게 평가하여 차주를 선택함으로써 여신건전성 제고에 노력을 기울이려는 유인을 갖게 되었으며 BIS 자기자본규제가 여신건전성 향상에 매우 긍정적인 영향을 미쳐온 것으로 나타났다.

넷째, BIS 자기자본은 은행의 수익성과 위험투자 행위에 영향을 많이 받는 것이므로 은행의 건전성 강화를 위한 시장규율이 조성되어야 할 것이다. 그리고 은행의 건전성 강화를 위한 BIS 자기자본규제가 긍정적 효과를 발휘하도록 하는 효율적인 규제감독이 무엇인가에 관한 연구와 그 실행방안에 관한 연구가 지속적으로 이루어져야 할 것이다.

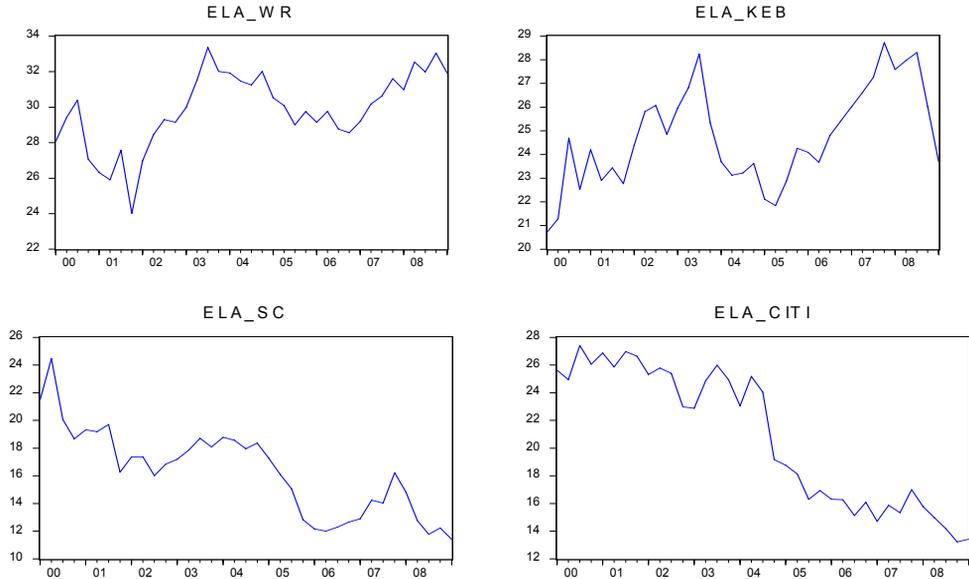
참 고 문 헌

- 김상환, 자기자본규제와 은행경영, 한국금융연구원, 2002.
- 이영수, “자기자본 규제 강화가 은행 자산 포트폴리오에 미치는 영향”, 금융시스템리뷰, 제2호, 한국은행, 2000, 1-24.
- 이인실, 전선애, “자기자본규제와 신용경색”, KDIC 금융연구 창간호, 예금보험공사, 2000, 43-68.
- 정찬우, 저축은행 자기자본 규제의 영향 분석, 한국금융연구원, 2007.
- 진 익, “자기자본비율 변동에 대응한 은행의 대출조정”, 경제분석, 제11권 제1호, 한국은행 금융경제연구원, 2005, 1-39.
- Hancock, D. and J. A. Wilcox, “Bank Capital and the Credit Crunch : The Roles of Risk Weighted and Unweighted Capital Regulations,” *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 22(1), (1994), 59-94.
- Jacques, K. and P. Nigro, “Risk Based Capital, Portfolio Risk and Bank Capital : A Simultaneous Equations Approach,” *Journal of Economics and Business* 49, (1997), 533-547.
- Johnston, J. and J. DiNardo, *Econometric Methods*, fourth edition, New York : The McGraw-Hill, 1997.
- Shrieves, R. and D. Dahl, “The Relationship Between Risk and Capital in Commercial Banks,” *Journal of Banking and Finance* 16, (1992), 439-457.

<부록 [그림 1]> 시장금리(CBR)의 추이

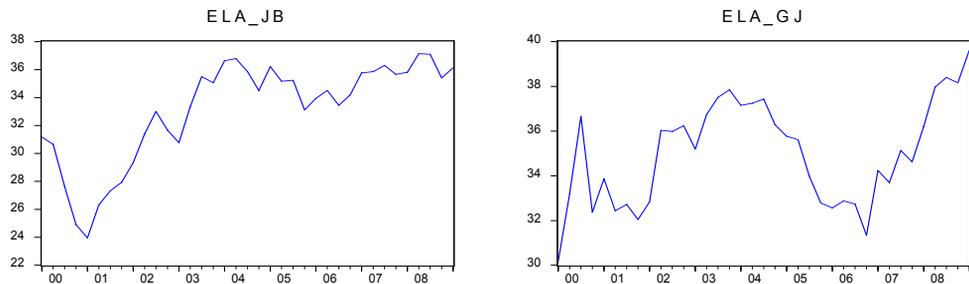


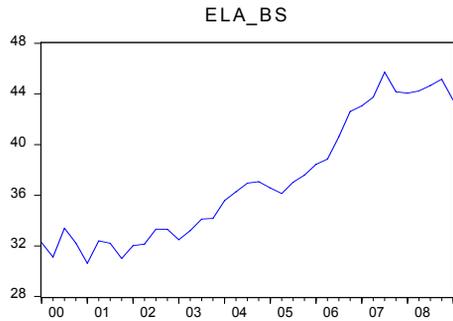
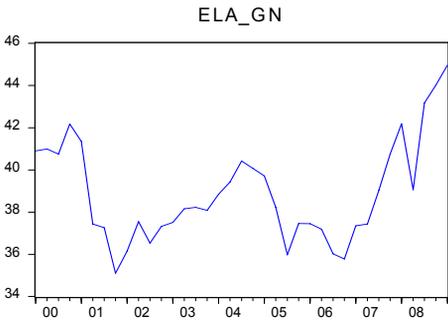
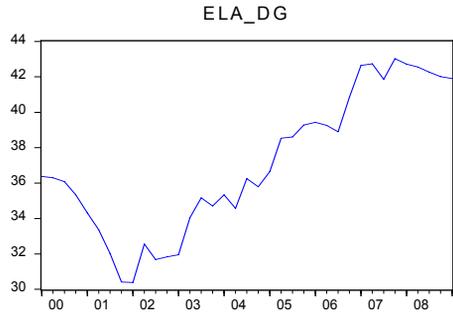
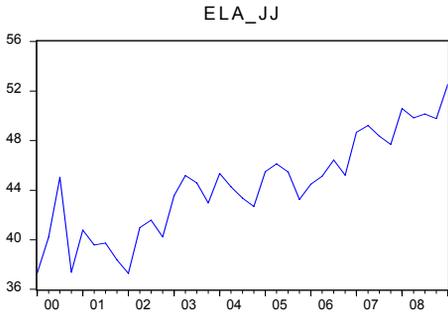
<부록 [그림 2]> 시중은행의 기업대출금비중 추이



주) WR : 우리은행, KEB : 외환은행, SC : 제일은행, CITI : 시티은행

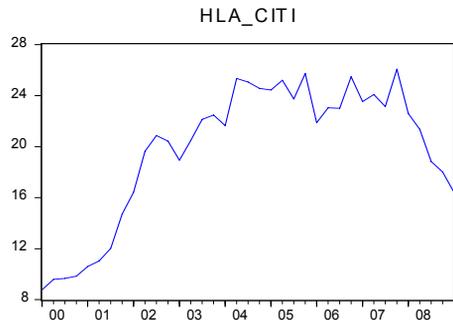
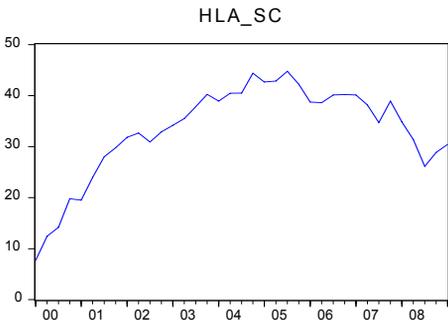
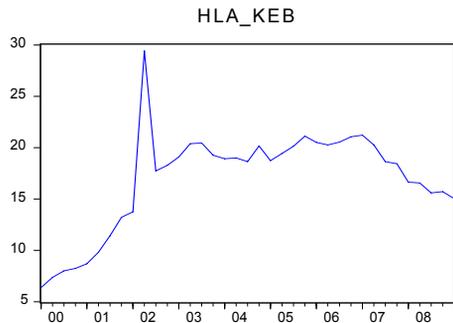
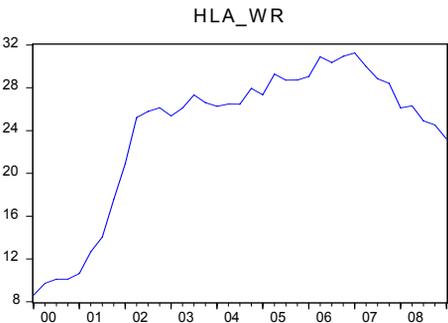
<부록 [그림 3]> 지방은행의 기업대출금비중 추이



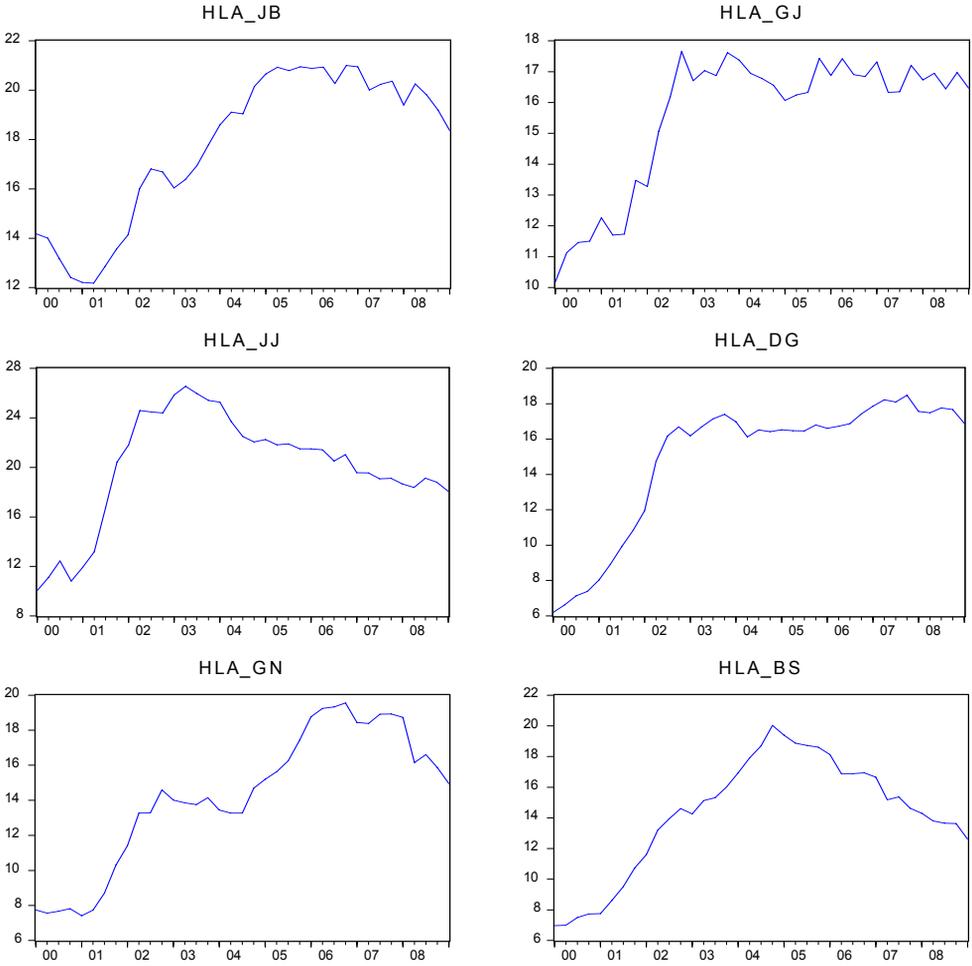


주) JB : 전북은행, GJ : 광주은행, JJ : 제주은행, DG : 대구은행, GN : 경남은행, BS : 부산은행

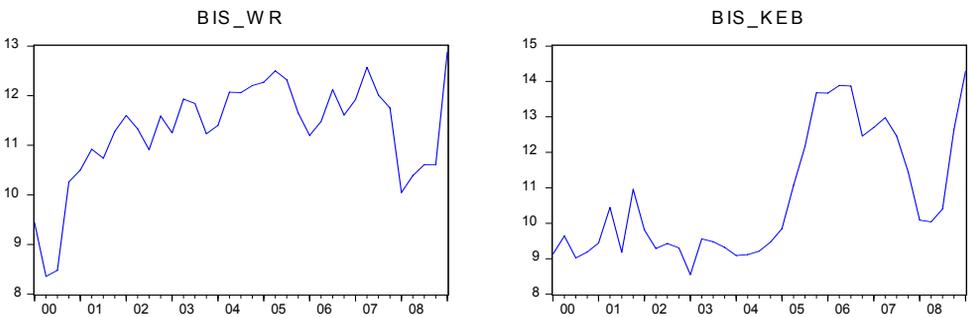
<부록 [그림 4]> 시중은행의 가계대출비중 추이

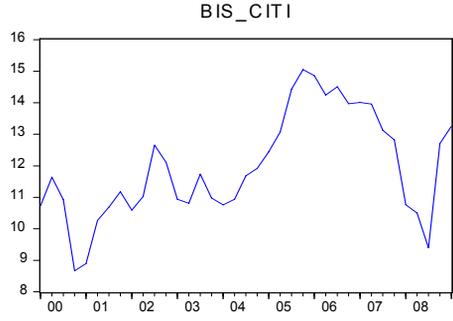
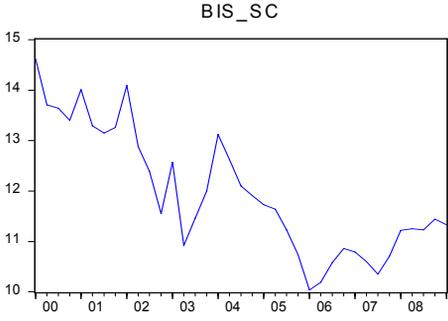


<부록 [그림 5]> 지방은행의 가계대출비중 추이

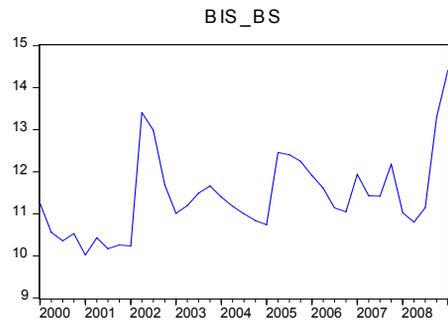
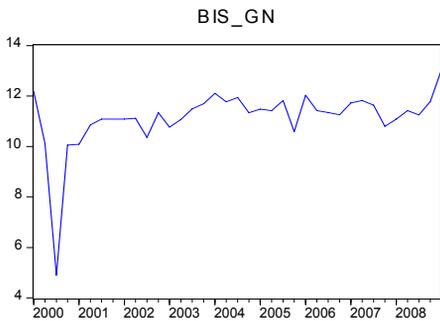
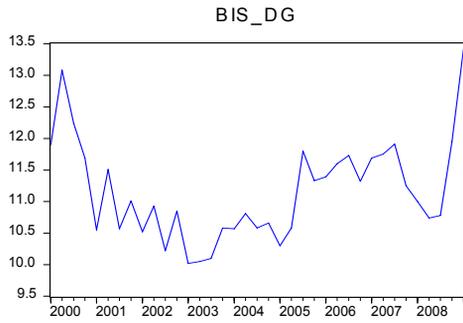
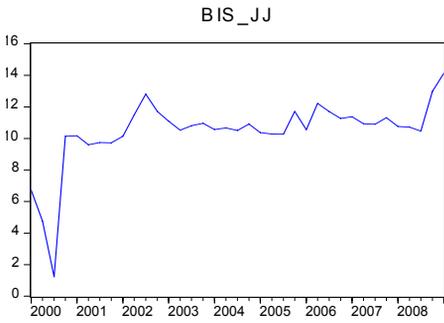
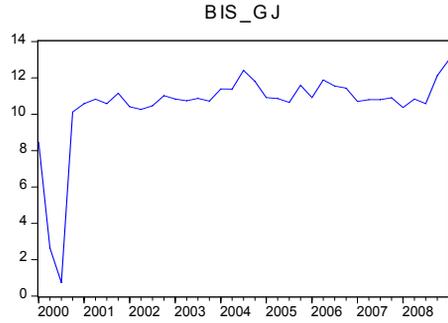
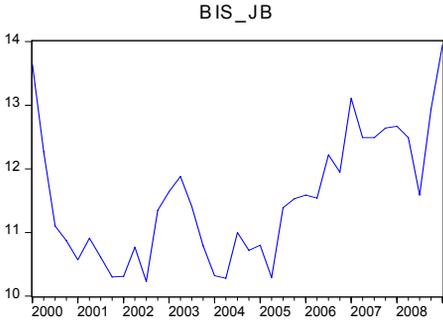


<부록 [그림 6]> 시중은행의 BIS 비율 추이

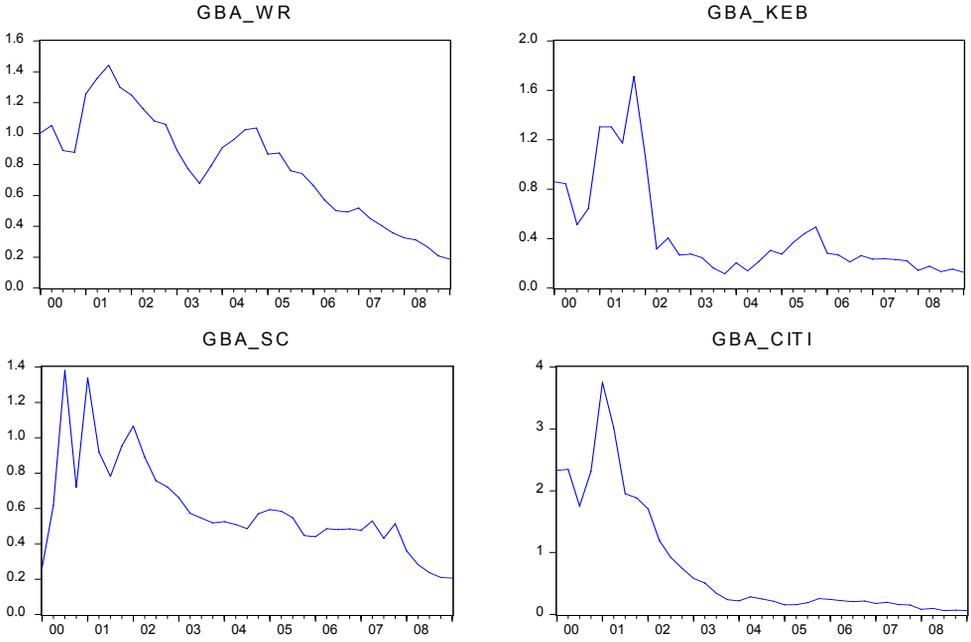




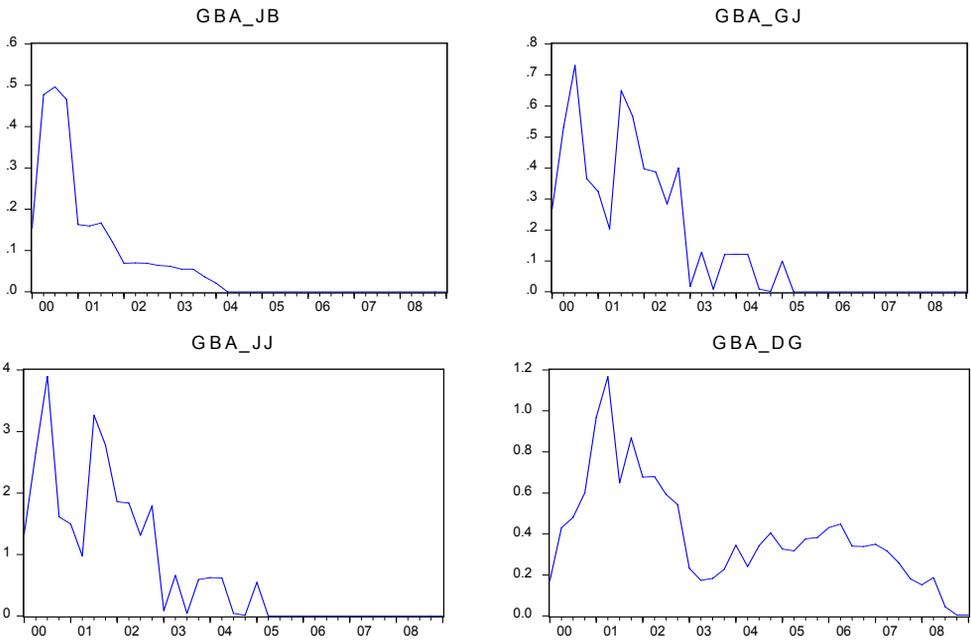
<부록 [그림 7]> 지방은행의 BIS 비율 추이

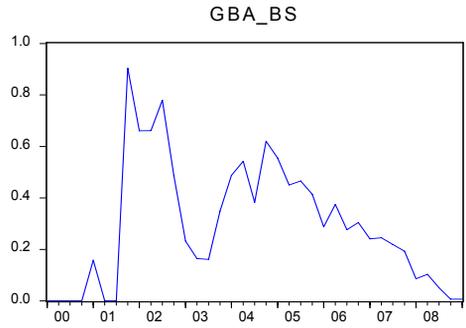
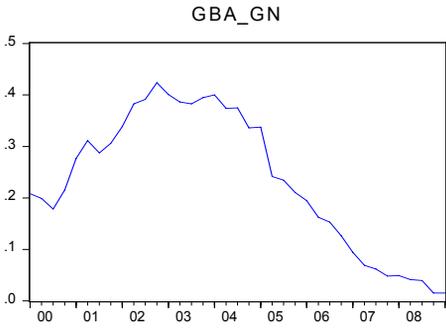


<부록 [그림 8]> 시중은행의 국채투자비중 추이



<부록 [그림 9]> 지방은행의 국채투자비중 추이





The Impact of BIS Regulation on Bank Behavior in Asset Management

Hyun-Tak Oh* · Seok-Gyu Choi*

〈abstract〉

The primary purpose of this study is to examine the impact of new BIS regulation, which is the preparations to incorporate not only credit risk but also market and operation risk, on the bank behaviors. As methodology, SUR(seemingly unrelated regression) and pool unit test are used in the empirical analysis of banks survived in Korea. It is employed that quarterly data of BIS capital ratio, ratio of standard and below loans to total loans, ratio of liquid assets to liquid liabilities, allowances for credit losses, real GDP, yields of corporate bonds(3years, AA) covering the period of 2000Q1 ~2009Q1.

As a result, it could be indicated that effectiveness and promoting improvements of BIS capital regulation policy as follows:

First, it is explicitly seen that weight of lending had decreased and specific gravity of international investment had increased until before BIS regulation is built up a step for revised agreement in late 2001.

Second, after more strengthening of BIS standard in late 2002, banks had a tendency to decrease the adjustment of assets weighted risk through issuing of national loan that is comparatively low profitability. Also, it is implicitly sought that BIS regulation is a bit of a factor to bring about credit crunch and then has become a bit of a factor of economic stagnation.

Third, as the BIS regulation became hard, it let have a effort to raise the soundness of a credit loan because of selecting good debtor based on its credit ratings.

Fourth, it should be arranged that the market disciplines, the effective superintendence system and the sound environment to be able to raise enormous bank capital easily, against the credit stringency and reinforce the soundness of banks etc. in Korea capital market.

Keywords : Effectiveness of BIS Capital Regulation, Assets Weighted Risk, Soundness of Credit Loan, Credit Stringency, Effective Superintendence.

* Professor, Chonbuk National University, Jeonbuk, Korea