

벡터오차수정모형을 이용한 우리나라
은행수익성 변동요인에 관한 연구

2006. 5

정헌용(남서울대학교)
041-580-2770 / 018-211-0922
gotoyong@nsu.ac.kr

벡터오차수정모형을 이용한 우리나라 은행수익성 변동요인에 대한 연구

정현용

I. 연구의 동기

이 연구는 최근 우리나라 은행산업의 구조개혁 과정에서 과연 은행수익성의 변동요인들이 무엇인지를 분석하고자 한다. 우리나라 은행의 수익성 결정요인이나 수익성 변동요인에 대한 연구는 다른 연구에 비해 미미한 실정이다. 그 이유 중의 하나로는 은행의 수가 다른 산업에 비하여 상대적으로 적은데다가 은행산업의 변화가 상대적으로 극심하여 분석이 용이하지 않은 점을 들 수 있을 것이다. 최근 들어 외환위기 전후의 금융 및 외환시장에 대한 연구들이 진행되고 있으나, 외환위기 이후의 본격적인 은행구조조정 과정을 중심으로 한 연구는 전무한 실정이다. 이에 본 연구에서는 외환위기 이후의 은행구조변혁기를 전후한 은행수익성 변동요인에 대해 분석하고자 한다.

우리나라의 은행산업은 확대·축소의 구조조정(restructuring) 와중에서 과잉 투자와 부실채권 누적 등의 문제점을 노출하고 있다. 우리나라는 1980년대 이후 금융자유화 및 금융 산업의 개편으로 12개의 은행이 신설 또는 업종 전환되면서 1997년 말에는 은행이 29개에 달하였으며, 이에 따라 과도한 경쟁으로 수익성이 저하되었다. 그 후 외환위기를 거치면서 은행산업의 구조조정에 따라 은행의 수가 감소되고 있다. 우리나라는 부실은행의 정리와 대형화를 통한 국제경쟁력의 강화를 위해 단기간에 은행산업을 구조 조정하고 있다. 은행구조개혁은 자원의 효율적 배분을 유도하여 은행의 수익성에 영향을 미치게 될 것이다. 최근 우리나라는 은행산업의 경쟁보다는 집중을 통한 효율성 제고에 더 무게를 두고

은행구조개혁을 이끌어왔다고 할 수 있다. 은행구조조정 과정에서 은행의 평균 자산규모가 증가하고 시장집중도가 증가하였다.

왜 일부 은행들이 다른 은행들보다 더 높은 수익성을 보이는가? 은행간 수익성의 차이는 어디에서 오는가? 이러한 의문들에 대한 해답은 은행 수익성 결정요인의 확인을 통해 은행수익성의 향상을 위한 정책입안에 도움이 될 수 있을 것이다.

국내 은행산업에서 은행규모는 규모의 경제성과 비경제성 중 어느 것을 지지하는가? 지방은행들은 대형 시중은행들과 아주 상이한 업무구조를 보일 수도 있다. 과연 시중은행과 지방은행에 있어서 수익성 변동요인의 차이가 존재하는가? 존재한다면 그 원인은 무엇인가? Gorton and Rosen(1995)이 언급한 것처럼 예금과 대출업무와 같은 은행의 전통적 업무들의 비중이 감소하고 있다. 어느 부문에서 수익성 변동요인의 차이를 결정짓고 있는지, 어느 부문을 강화하고 보완하여야 할 것인가를 분석하고 대안을 강구하는 것이 필요할 것이다.

국제적으로 2006년 말 또는 2007년 말부터 신 BIS비율이 시행되면 은행산업의 추가적인 구조조정이 유발될 것으로 보는 시각이 유력하다. 이에 따라 은행의 새로운 자본적정성 평가척도인 신 BIS 기준이 적용될 경우를 대비하여 은행산업의 자본규제의 효과를 분석하는 것이 필요할 것이다. 자본건전규제의 강화, 외국 금융기관에 대한 개방은 은행 수익성에 지대한 영향을 미칠 것이다. Basel II의 시행이 점차 다가옴에 따라 국제적으로 은행의 자본적정성에 대한 규제가 강화되는 있는데, 과연 은행산업의 자본규제가 은행의 수익성과 관련되는가? 그리고 금융시스템의 탈 중개화가 은행 수익성에 어떤 영향을 미치는가? 등에 대한 실증분석을 통해, 은행산업의 수익성에 대한 구체적인 분석을 하고자 한다.

최근 국내 은행간 인수·합병을 통한 고용과 인건비의 문제를 은행 수익성과 연계하여 분석할 것이다. 자기자본비율이 높은 은행일수록 외부자금조달의 필요성이 작아지고 수익성이 보다 높을 것으로 기대할 수 있다. 또한 자본을 잘 갖춘 은행들은 파산가능성이 더 낮을 것이며 따라서 자본조달비용이 작을 것으로 기대할 수 있다. 만약 수익성의 개선이 자본적정성의 강화를 통해 달성된다면, 국가 자본규제 프로그램에 의한 은행 자본의 강화가 시급히 추진되어야 할 것이다.

이 연구는 우리나라 은행산업의 수익성 결정요인을 분석하기 위하여 단위근과 공적분이론을 응용한 벡터오차수정모형(vector error-correction model: VECM)을 사

용하였다. 이 연구에서는 1999년부터 2004년까지의 분기 데이터를 쓴다. 분기 데이터를 사용하는 이유는 연간 데이터를 사용할 경우에 발생할 수 있는 변수간 단기변동이 상쇄되는 단점을 보완할 수 있는 장점이 있으며, 연간 데이터를 사용할 경우 표본수가 많지 않아 검정력이 떨어지는 문제도 완화될 수 있기 때문이다.

이 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2절에서는 과거의 문헌연구를 요약하였다. 3절에서는 실증분석으로서의 데이터와 모형을 설명하고, 단위근 검정 및 공적분 검정 결과와 분산분해 등의 결과를 제시한다. 마지막으로 제4절에서는 본 논문의 결론을 제시하였다.

II. 문헌연구

은행 수익성의 결정요인에 대한 연구는 단일 국가에 대한 연구(Berger, 1995; Guru et al., 2002; Barajas et al., 2001; Ben Naceur and Goaid, 2001)와 일정 국가들에 대한 연구(Abreu and Mendes, 2002; Demerguc-Kunt and Huizingha, 1999)로 구분할 수 있다.

1. 단일 국가에 대한 연구(single country studies)

단일 국가에 대한 연구는 다시 미국시장에 대한 연구와 신흥시장연구로 구분할 수 있다. 미국에 대한 실증연구(US evidence)로는 Berger(1995), Neeley and Wheelock(1997) 그리고 Angbazo(1997)의 연구 등이 있다. Berger(1995)는 1983-1992의 기간동안 미국 은행들의 ROE와 자본자산비율간의 관계를 분석하였다. 그는 그랜저 인과관계모형을 이용하여 ROE와 자본비율이 정의 관계를 보인다고 보고하였다. Neeley and Wheelock(1997)은 1980-1995의 기간동안 미국의 부보상업은행(insured commercial banks)의 수익성을 분석하였다. 이들은 은행성과가 주의 개인소득과 정의 관계가 있음을 밝혔다. Angbazo(1997)는 1989-1993의 기간동안 미국 은행들의 순이자마진의 결정요인을 분석하였다. 그는 채무불이행 위험, 무수익자산의 기회비용, 레버리지 및 경영효율성 등이 은

행의 금리스프레드와 정의 관계를 갖는다고 주장하였다.

신흥시장에 대한 연구(emerging market studies)는 콜롬비아(Barajas et al., 1999), 브라질(Afanasieff et al., 2002), 말레이시아(Guru et al., 2002) 및 튀니지(Ben Naceur and Goaid, 2001)에 대한 연구가 있다. Barajas et al.(1999)은 콜롬비아 은행의 이자마진에 대한 금융개혁의 유의한 효과를 보고하였다. Afanasieff et al.(2002)은 브라질 은행의 금리스프레드의 결정요인을 분석하였다. 분석결과, 거시경제변수들의 대부분이 은행의 금리스프레드를 설명하는 요인인 것으로 나타났다. Guru et al.(2002)은 1986-1995년의 기간동안 17개 말레이시아 상업은행의 수익성 결정요인을 분석하였다. 그는 말레이시아 상업은행의 수익성 결정요인을 내부요인과 외부요인의 두 가지 범주로 구분하였다. 내부요인으로는 유동성, 자본적정성과 비용관리를 들었으며, 외부요인으로는 소유권, 기업규모, 외부경제상황 등을 들었다. Ben Naceur and Goaid(2001)은 1980-1995년의 기간동안 튀니지 은행의 수익성 결정요인을 분석하였다. 이들은 성과가 높은 은행은 노동과 자본생산성을 개선한 은행과 자본적정성을 유지한 은행들인 것으로 보고하였다.

2. 일정 국가들에 대한 연구(panel country studies)

일정 국가들에 대한 연구는 유럽국가들에 대한 연구(Molyneux and Thornton, 1992; Abreu and Mendes, 2002)와 기타 국가들에 대한 연구(Bashir, 2000; Demerguc-Kunt and Huizingha, 1999, 2001)로 나눌 수 있다.

Molyneux and Thornton(1992)은 일부 국가집단에 대한 은행 수익성의 결정요인을 최초로 연구하였다. 이들은 1986-1989의 기간동안 18개 유럽국가의 은행을 대상으로 한 분석에서 ROE와 각국의 금리수준, 은행 집중도 그리고 정부소유권간의 유의한 정의 관계를 밝혔다. Abreu and Mendes(2002)는 일부 유럽국가 은행들을 대상으로 은행의 이자마진과 수익성의 결정요인을 분석하였다. 이들은 자본을 잘 갖추고 있는 은행들은 기대파산비용이 더 낮으며 이는 보다 높은 수익성으로 귀결된다고 하였다. Bashir(2000)은 1993-1998의 기간동안 8개 중동국가들의 은행 수익성의 결정요인을 분석하였다. 그는 레버리지가 높을수록, 자산에 대한 대출금 비율이 높을수록 수익성이 높아지는 것으로 보고하였다. Demerguc-Kunt and Huizingha(1999)는 1988-1995의 기간동안 80개 국가의

은행을 대상으로 은행의 이자마진과 수익성의 결정요인을 분석하였다. 그는 GDP에 대한 은행자산의 비율이 높을수록 그리고 시장집중도가 낮을수록 은행의 마진과 수익이 더 낮아진다고 보고하였다. 이어진 연구에서 Demerguc-Kunt and Huizinga (2001)는 1990-1997의 기간동안 개발 및 개발도상국가의 은행 수익성에 대한 금융개혁의 영향을 분석하였다. 그는 경쟁보다는 집중이 그리고 주식시장의 발전이 은행 수익을 증가시킨다고 주장하였다.

3. 국내연구

은행 수익성에 대한 국내연구로는 민상기·설원식(1999), 정지만(2001) 및 김봉한 등(2004)의 연구가 있다. 민상기·설원식(1999)은 1990-1995년의 기간동안 유럽 5개국의 개별은행자료를 이용하여 겸업은행의 성과프리미엄을 분석하였다. 이들은 은행이 겸업화를 추구하는 것이 특정 업무에 전업하는 것보다 평균적으로 보다 높은 기대성과를 가진다고 하였다. 정지만(2001)은 1990-1996년 기간 중의 우리나라 21개 일반은행의 패널자료를 이용하여 은행의 수익성에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 그는 무수익여신비율과 1인당 경비가 높을수록, 그리고 예대금리차, 자기자본비율, 1인당 자산, 시장금리수준이 낮을수록 은행의 수익성이 악화된다고 보고하였다. 그러나 은행의 총수신 증가는 수익성에 거의 영향을 주지 못한다고 하였다. 김봉한 등(2004)은 1994-2001년 기간에 우리나라 은행의 경쟁도를 평가하였다. 이들은 1999-2001년 기간 중에 우리나라의 은행산업이 독점적 경쟁상태에 있었다는 결과를 보고하였다.

이와 같이 은행 수익성에 대한 국내연구는 아직 미미한 수준이다. 특히 은행 수익성의 결정요인을 은행산업의 구조조정기를 거친 외환위기 이후의 기간을 대상으로 분석한 연구가 아직 전무한 실정이다.

Ⅲ. 실증분석

1. 추정 모형 설정 및 자료

본 절에서는 우리나라 은행산업의 수익성 변동요인을 분석하기 위하여 2절에서 설명한 선행연구들에 기초한 변수들을 설정하고 이들로 구성된 VECM을 설정·추정하며, 이 VECM에 기초하여 충격반응함수를 추정하고 분산분해를 하였다.

실증분석에서의 피설명변수로는 정지만(2001)의 연구에서와 같이 총자산이익률(ROA)을 이용하였다. 설명변수는 은행 수익성의 내부결정요인으로서 7가지의 은행 특성지표인 총자산의 자연대수(ASSET), BIS 자기자본비율(BIS), 총자산에 대한 대출금 비율(RLOAN), 고정이하 여신비율(SUBL), 예대금리차(DINT), 총자산에 대한 파생상품거래액의 비율(RDERI) 및 총자산에 대한 판매비 및 일반관리비의 비율(OVHEAD)와 통제변수로서 대출금을 기준으로 한 상위 5대 은행 집중률(CO5) 등을 고려하였다.

은행규모는 규모의 경제성과 비경제성을 고려하기 위하여 포함시켰다.

자기자본비율(BIS)이 높을수록 외부자금조달의 필요성이 작아지므로, 자기자본비율이 높은 은행의 수익성은 보다 높을 것으로 기대할 수 있다. 그리고 자본이 잘 갖추어진 은행들은 기대파산비용이 더 낮을 것이므로 자본조달비용이 더 낮을 것이다.

은행의 대출금은 주 수입원으로서 수익에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 기대된다. 다른 조건이 동일하다면, 보다 많은 예금이 대출로 전환될수록 수익이 더 커질 것이다. 그러나 은행의 총자산에 대한 대출금 비율(RLOAN)이 커지면 은행의 위험이 증가될 것이므로, 이익이 감소될 수도 있을 것이다. 특히 고정이하 여신비율(SUBL)이 높아지면 은행의 위험과 수익에 영향을 미치게 될 것이다.

총자산에 대한 고정비용의 비율(OVHEAD)은 은행시스템에 대한 고정비용의 변동에 관한 정보를 제공하기 위하여 도입하였다. 이는 인건비 등을 반영하며, 은행 수익에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있다. 왜냐 하면 효율적인 은행은 보다 낮은 비용으로 영업할 것이기 때문이다.

상위 5대 은행 집중률(CO5)은 은행산업의 집중을 합병 등을 통한 집중화가 은행산업의 수익성 변동요인에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

본 논문은 1999년 4/4분기부터 2005년 4/4분기까지의 분기자료를 이용하여 우리나라 일반은행을 대상으로 은행 수익성 변동요인을 분석하였다.

2. 단위근 검정

VECM을 설정·추정하기 위하여 Panel unit root test를 실시하였으며, 여기서는 지면 관계상 ADF 검정방법의 단위근 검정 결과만을 보고하였다. 단위근 검정의 최적차수는 Schwarz 기준에 의거하여 결정하였다. 단위근 가설의 검정은 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되면 시계열이 안정적(I(0))이고, 기각되지 못하면 시계열이 불안정적(I(1))임을 의미하게 된다. <표1>에서 전체기간의 경우 총자산이익률(ROA), BIS 자기자본비율(BIS), 총자산에 대한 대출금 비

<표 1> 각 변수에 대한 ADF 단위근 검정

a) 전체 표본

변수		상수항만 포함		상수항과 시간추세항 포함	
		검정통계량	<i>Prob.</i> **	검정통계량	<i>Prob.</i> **
수 준 변 수	ROA	227.6320*	0.0000	207.9050*	0.0000
	ASSET	41.8548	0.0447	13.3656	0.9911
	BIS	180.8860*	0.0000	136.8590*	0.0000
	RLOAN	200.9080*	0.0000	89.0430	0.0241
	SUBL	201.6530*	0.0000	168.1710*	0.0000
	DINT	218.9110*	0.0000	97.5600	0.0354
	RDERI	79.7764	0.0289	57.0703	0.0109
	OVHEAD	100.8280*	0.0000	63.4009	0.0297
	CO5	10.2007	0.9992	15.3027	0.9751
차 분 변 수	ROA	414.1220*	0.0000	392.9170*	0.0000
	ASSET	186.5560*	0.0000	138.9400*	0.0000
	BIS	261.2810*	0.0000	190.6810*	0.0000
	RLOAN	266.4300*	0.0000	215.3560*	0.0000
	SUBL	407.6260*	0.0000	440.5890*	0.0000
	DINT	398.3750*	0.0000	416.6480*	0.0000
	RDERI	336.3810*	0.0000	281.0750*	0.0000
	OVHEAD	272.1830*	0.0000	219.2080*	0.0000
	CO5	195.8540*	0.0000	153.8020*	0.0000

b) 기간1(1999년 4/4분기-2001년 3/4분기)

변수		상수항만 포함		상수항과 시간추세항 포함	
		검정통계량	<i>Prob.</i> **	검정통계량	<i>Prob.</i> **
수	ROA	45.8939	0.0179	41.8726	0.0446

준 변 수	ASSET	30.9276	0.4642	15.2096	0.9761
	BIS	46.2351	0.0144	44.8879	0.0226
	RLOAN	60.3249*	0.0002	33.5873	0.2148
	SUBL	52.8281*	0.0030	49.7805*	0.0068
	DINT	53.8457*	0.0023	42.2486	0.0411
	RDERI	51.6053*	0.0043	65.4186*	0.0001
	OVHEAD	42.4901	0.0390	43.9098	0.0284
CO5	3.4997	0.7440	3.8249	0.8726	
차 분 변 수	ROA	82.8311*	0.0000	59.1564*	0.0005
	ASSET	63.5725*	0.0001	79.1114*	0.0000
	BIS	71.5581*	0.0000	74.7677*	0.0000
	RLOAN	55.3129*	0.0006	44.1247*	0.0027
	SUBL	67.5978*	0.0000	41.7615*	0.0057
	DINT	90.2725*	0.0000	58.6748*	0.0006
	RDERI	101.0870*	0.0000	60.6786*	0.0003
	OVHEAD	58.8881*	0.0006	42.0288*	0.0037
CO5	24.7991*	0.0058	36.1912*	0.0003	

c) 기간2(2001년 4/4분기-2004년 4/4분기)

변수		상수항만 포함		상수항과 시간추세항 포함	
		검정통계량	<i>Prob.</i> **	검정통계량	<i>Prob.</i> **
수 준 변 수	ROA	169.9620*	0.0000	119.9310*	0.0000
	ASSET	20.1287	0.8597	13.6248	0.9896
	BIS	120.0260*	0.0000	89.6479*	0.0000
	RLOAN	99.4912*	0.0000	52.3574	0.0302
	SUBL	138.8790*	0.0000	96.4343*	0.0000
	DINT	109.1550*	0.0000	75.1657*	0.0000
	RDERI	42.4410	0.0394	46.9599	0.0138
	OVHEAD	60.5154*	0.0003	43.2119	0.0332
CO5	7.7821	0.9817	8.1445	0.9764	
차 분 변 수	ROA	251.1510*	0.0000	187.4070*	0.0000
	ASSET	99.7783*	0.0000	87.0208*	0.0000
	BIS	187.7040*	0.0000	140.1830*	0.0000
	RLOAN	147.9060*	0.0000	115.9850*	0.0000
	SUBL	200.0320*	0.0000	147.3310*	0.0000
	DINT	219.8120*	0.0000	175.3930*	0.0000
	RDERI	190.9070*	0.0000	142.0250*	0.0000
	OVHEAD	169.4500*	0.0000	124.6890*	0.0000
CO5	71.1143*	0.0000	71.1600*	0.0000	

주: * 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되는 것을 의미함.

** probability는 점근적 χ^2 분포를 가정하여 계산된 것임.

율(RLOAN), 고정이하 여신비율(SUBL), 예대금리차(DINT) 및 고정비용비율(OVHEAD) 상수항만을 포함하는 경우에는 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하여 안정적인 시계열로 나타났다. 그러나 상수항과 시간추세항을 포함하는 경우에는 총자산이익률, BIS 자기자본비율과 고정이하 여신비율만이 안정적인 시계열로 나타났다. 그리고 이러한 관계는 기간1과 기간2의 경우에도 비슷한 양상을 보였다. 결국 총자산이익률, BIS 자기자본비율 및 고정이하 여신비율만이 모든 기간에 걸쳐 안정적인 시계열로 나타났으며, 나머지 변수들은 시간 추세항 포함 여부에 관계없이 단위근을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 이들 변수들은 I(1)으로 취급하였다.

3. 공적분 검정

일부 변수들이 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 나타났으므로 변수들 간에 공적분 관계가 있는 지를 검토한다. 공적분 검정은 Johansen의 공적분 검정방법을 사용하였다.

Johansen의 공적분 검정방법을 사용한 것은 본 논문에서는 VECM을 추정하고 분산분해와 충격반응함수 분석을 실시하기 때문에 VECM에 기초한 공적분 검정방법을 사용하는 것이 타당할 수 있기 때문이다. 이 때 최적 차수를 결정하는 데는 Schwarz Criterion(SC)을 사용하였으며, 시차 수를 달리한 경우의 SC 값들을 비교한 결과 최적 시차 수는 2로 나타났다.

<표 2>는 요한센 검정방법을 이용한 공적분 검정 결과이다. 전체기간의 경우 검정결과 VECM에서 공적분 벡터에 선형추세를 고려하지 않은 방법1의 경우 공적분벡터수가 최대 0개에서 7개인 귀무가설이 모두 5% 유의수준에서 기각되었다. 반면 공적분벡터수가 최대 8개인 귀무가설이 기각되지 않아 8개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 판명되었다. 그리고 기간1의 경우에는 5개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 판명되었으며, 기간2의 경우에는 7개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 판명되었다. 그리고 공적분방정식에 선형추세를 고려하는 방법2의 경우에도 공적분벡터수가 최대 0개에서 7개인 귀무가설이 모두 5% 유의수준에서 기각되었다. 반면 공적분벡터수가 최대 8개인 귀무가설이 기각되지 않아 8개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

4. 충격반응함수 추정 및 분산분해

앞에서 검정한 변수들의 공적분관계에 기초하여 VECM을 추정하고 이를 사

<표 2> 요한센의 공적분 검정

귀무가설		방법1(상수항만을 고려)		방법2(상수항과 선형추세 고려)	
		Trace Statistic	임계치(5%)	Trace Statistic	임계치(5%)
전체 기간	R=0	1,014.60*	208.44	1,013.99*	197.37
	R≤1	787.18*	159.53	787.18*	159.53
	R≤2	600.15.*	134.68	599.54*	125.62
	R≤3	466.63*	103.85	466.02*	95.75
	R≤4	334.57*	76.97	333.99*	69.82
	R≤5	222.18*	54.08	221.61*	47.86
	R≤6	129.71*	35.19	129.28*	29.80
	R≤7	52.91*	20.26	52.48*	15.50
	R≤8	2.28	9.16	1.86	3.84
기간 1	R=0	403.55*	239.24	458.80*	259.03
	R≤1	283.37*	197.37	339.39*	215.12
	R≤2	217.67*	159.53	246.34*	175.17
	R≤3	155.54*	125.62	183.78*	139.28
	R≤4	106.95*	95.75	132.55*	107.35
	R≤5	68.25	69.82	86.14*	79.34
	R≤6	42.11	47.86	56.32*	55.25
	R≤7	22.78	29.80	34.11	35.01
	R≤8	9.65	15.50	16.93	18.40
기간 2	R=0	661.99*	239.24	750.82*	259.03
	R≤1	488.98*	197.37	564.57*	215.12
	R≤2	373.56*	159.53	421.32*	175.17
	R≤3	264.22*	125.62	311.98*	139.28
	R≤4	178.23*	95.75	212.42*	107.35
	R≤5	118.31*	69.82	145.00*	79.34
	R≤6	64.79*	47.86	85.84*	55.25
	R≤7	24.17	29.80	42.91*	35.01
	R≤8	13.85	15.50	15.86	18.40
	R≤8	5.46*	3.84	5.56*	3.84

주: *은 5% 유의수준에서 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되는 것을 의미한다.

용하여 오차항의 충격반응함수 및 분산분해를 실시하였다. 이 때 공적분벡터에 상수항만이 포함된 것을 고려하였고, 공적분벡터수를 8로 설정하였으며 VECM의 시차는 AIC기준을 사용하여 2로 선택하였다. 그리고 VECM의 변수배열순서는 ASSET, BIS, RLOAN, SUBL, DINT, RDERI, OVHEAD 및 CO5의 순서로 삼았다. 은행특성변수들을 앞에 설정하고 통제변수를 뒤에 설정하였다. 한편, 이러한 추정결과의 안정성을 살펴보기 위하여 변수들의 순서를 바꾼 후 충격함수와 분산분해를 실시한 추정결과와 비교하였으나 전반적으로 비슷한 양상을 보였다.

각 변수충격이 항구적인 충격인가 일시적인 충격인가를 구별하기 위하여 Lutkepohl and Reimers(1992)와 Lutkepohl and Greitung(1997)의 방법을 사용하였다. 즉, 자신변수에서 충격이 발생한 후 이 변수의 충격반응이 사라진다면 이 충격은 일시적인 충격에 해당되나, 변수값이 지속된다면 이는 항구적인 충격이라고 할 수 있다. 따라서 본 충격함수의 그림에서는 각 변수충격에 대한 자신의 충격반응을 제시하고 이를 사용하여 충격의 성질을 구분하였다.

이상에서 추정한 VECM에서 충격반응함수를 추정한 것이 <그림 1>이다. 여기에서 첫 번째 그림은 각 변수충격에 대한 ROA의 반응이고 두 번째와 세 번째 그림은 각각 기간1과 기간2에서의 각 변수충격에 대한 ROA의 반응을 나타낸 것이다.

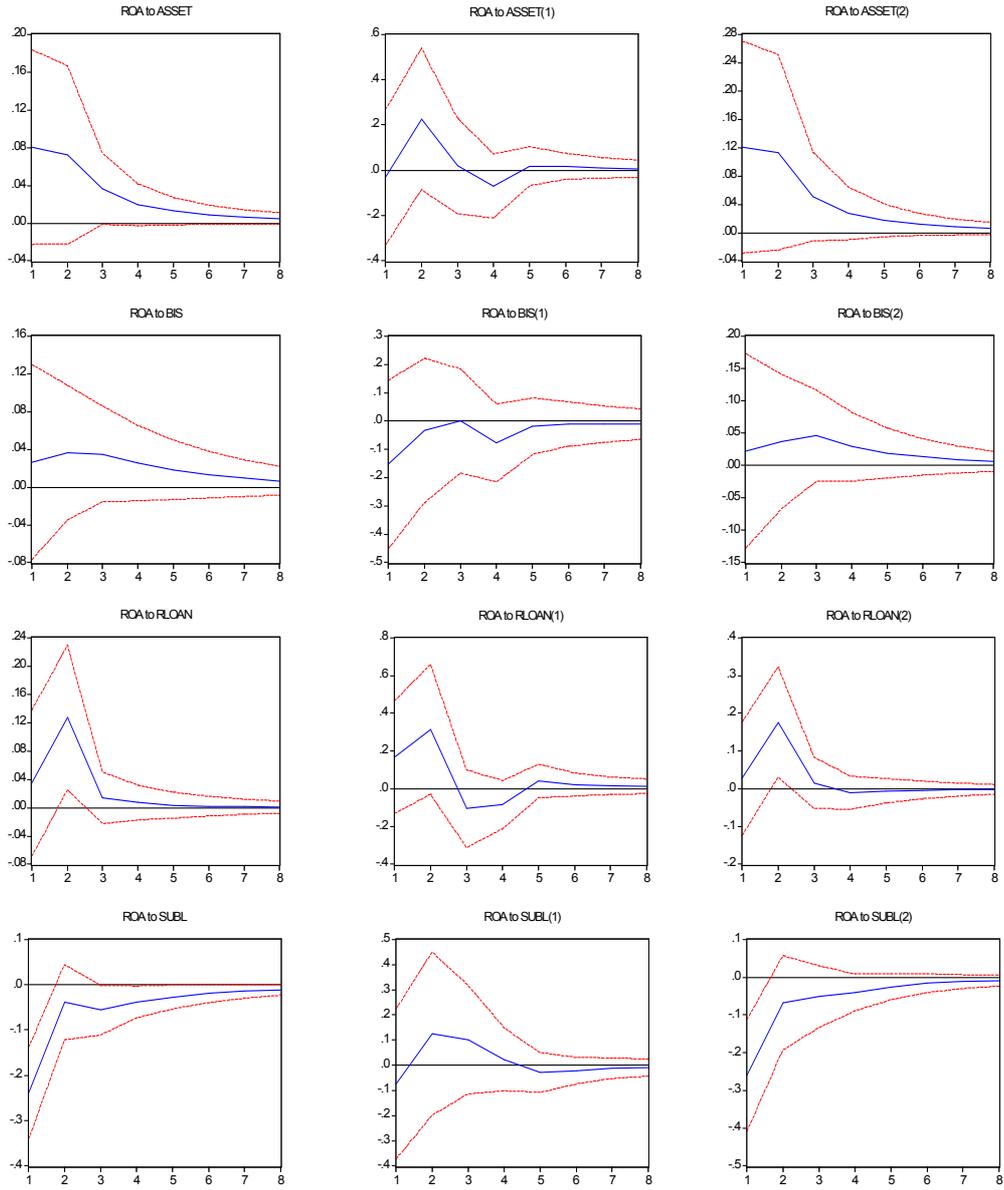
은행의 자산규모(ASSET)는 2분기까지 ROA를 크게 개선시킨 후 점차 그 영향이 감소하는 것으로 나타났다. 기간1의 경우에는 2분기에서만 ROA를 개선시키는 것으로 나타났고 기간2는 전체기간과 유사하였다.

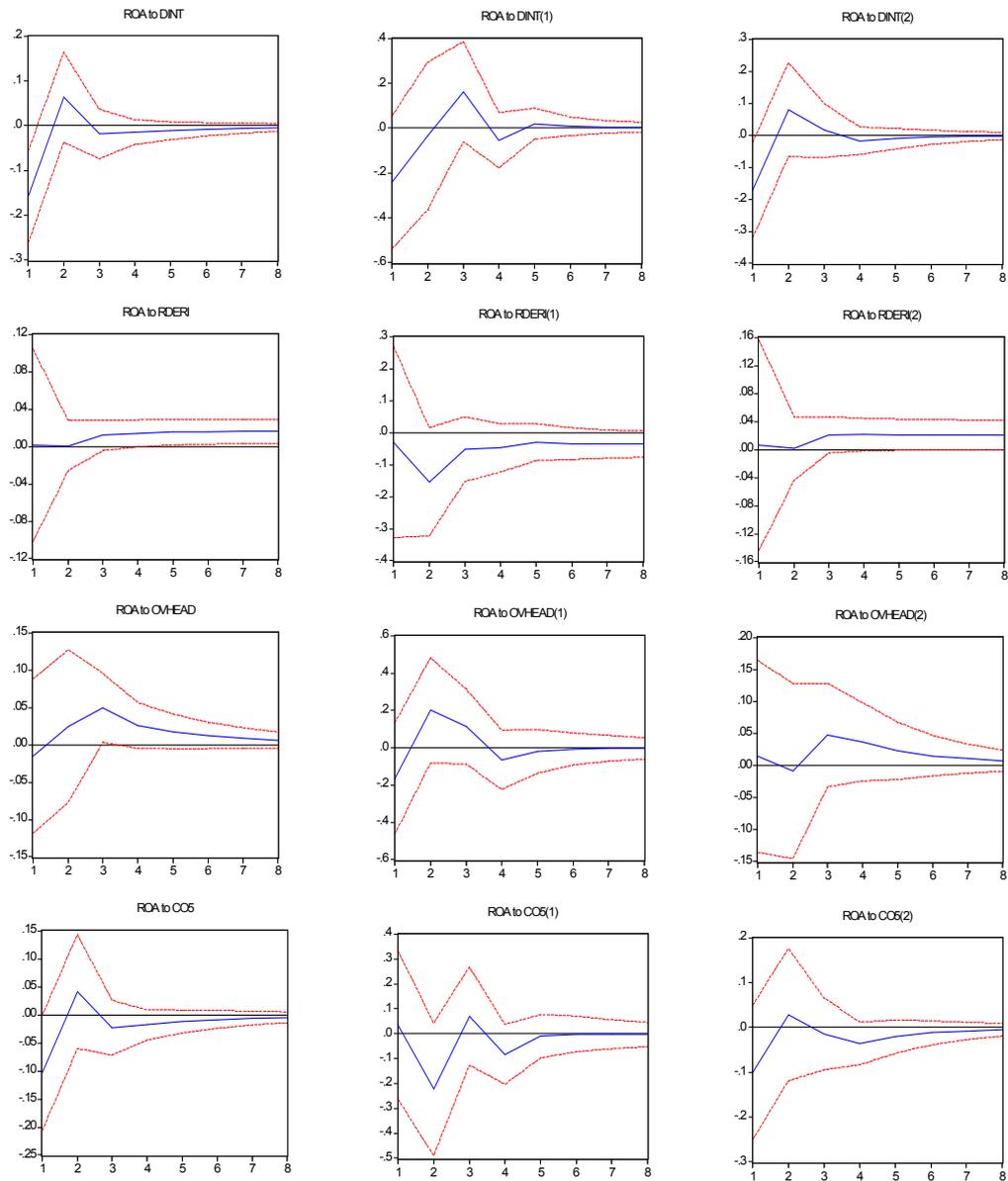
BIS 자기자본비율이 ROA에 미치는 영향은 4분기까지 ROA를 개선시킨 후 5분기부터는 그 영향력이 감소하는 것으로 나타났다. 그런데 기간1의 경우에는 1분기에서 ROA를 크게 악화시킨 후 5분기 이후에는 별 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

대출금비율(RLOAN) 충격은 2분기까지는 ROA를 개선시킨 후 3분기 이후에는 별 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

고정이하 여신비율(SUBL)은 1분기에서 ROA를 크게 악화시키며 그 이후 그 영향력이 감소되지만 계속 ROA를 악화시키는 요인으로 작용하고 있다. 기간1의 경우에는 2-4분기까지는 ROA를 개선시키고 나머지 분기에서는 ROA를 악화시키는 것으로 보이며, 기간2는 전체기간과 유사한 양상을 보였다.

<그림 1> 충격반응함수





예대금리차(DINT)는 1분기에서 ROA를 크게 악화시킨 후 이후 큰 영향을 미치지 않으며, 기간1과 기간2에서도 비스스한 양상을 보였다.

한 편, 파생상품거래비율(RDERI)은 2분기 이후 ROA를 미미하게 개선시키며,

기간1에서는 오히려 ROA를 악화시키는 것으로 나타났다. 고정비용비율(OVHEAD) 초기에 ROA를 악화시킨 후 장기적으로는 수익성 개선요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 그리고 대출금을 기준으로 한 상위 5대 은행의 집중률은 초기에 ROA를 악화시킨 후 그 영향이 미미해지는 것으로 나타났다.

기간1과 기간2을 비교해 보면 일부 변수들에서 상반된 양상을 보였다. 은행의 자산규모(ASSET)는 집중화가 강화된 기간2에서 더 뚜렷한 수익성 개선요인으로 작용하고 있다. BIS 자기자본비율의 경우에는 기간1에서는 수익성 악화요인으로 그리고 기간2에서는 수익성 개선으로 작용하고 있는 것을 볼 수 있다. 이는 은행간 M&A 등을 통해 집중화가 보다 진전된 기간2에서 규모의 경제가 작용하며, Basel II의 시행이 보다 가까워진 기간2에서 BIS 자본비율의 영향이 더 커진 것으로 추정할 수 있을 것이다. 그리고 고정이하여신비율(SUBL)의 경우에는 기간2에서 보다 뚜렷한 수익성 악화요인으로 작용하고 있다. 또한 파생상품거래비율(RDERI)의 경우에는 기간1에서 수익성 악화요인으로 기간2에서는 수익성 개선요인으로 상반된 양상을 보이고 있다.

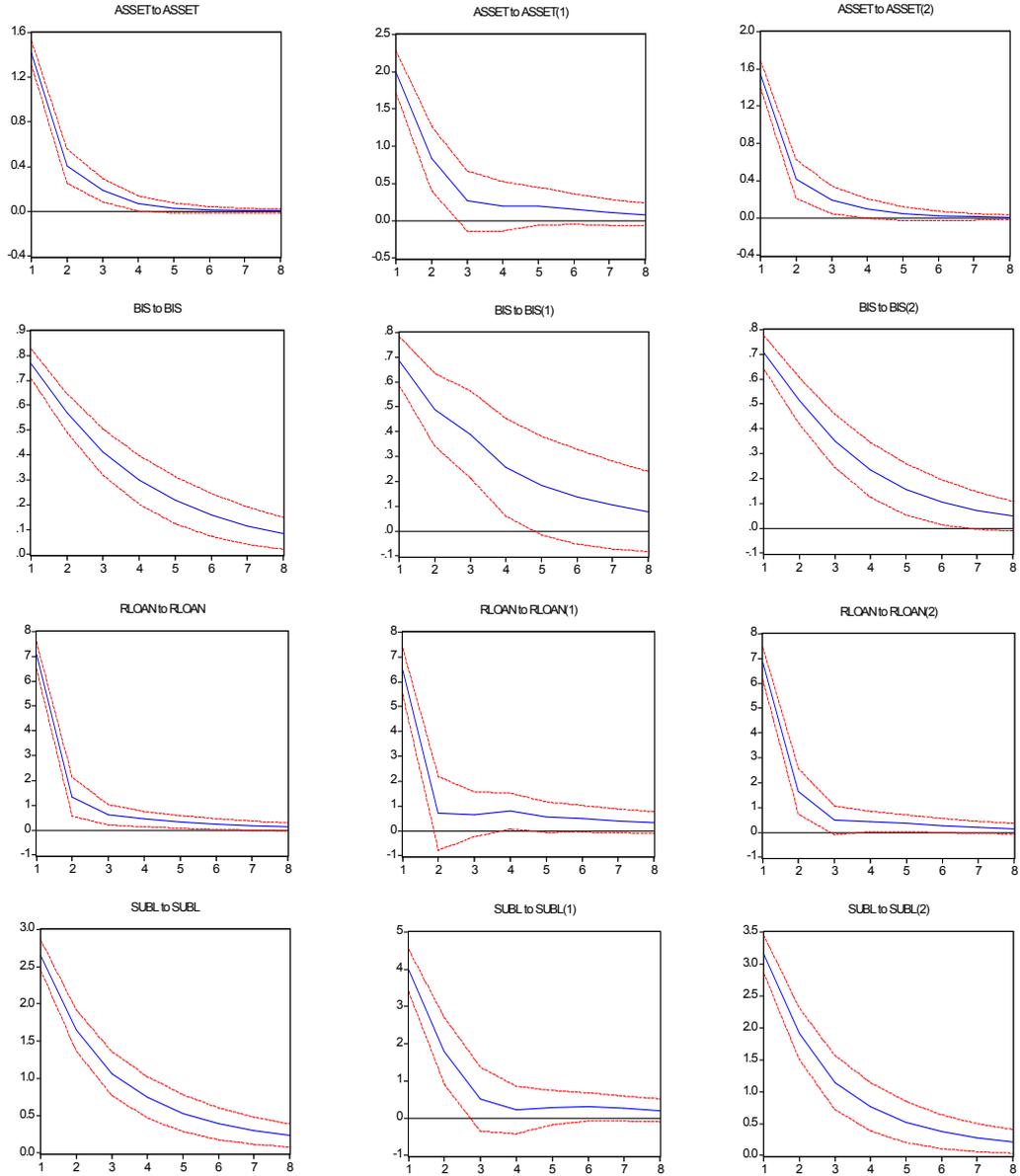
<그림 2>에서 BIS 자기자본비율, 고정이하 여신비율 및 파생상품거래비율은 항구적인 충격으로 나타났으며, 반면에 자산규모, 대출금비율, 예대금리차, 고정비용비율 및 5대 은행 집중률은 일시적인 충격으로 나타났다.

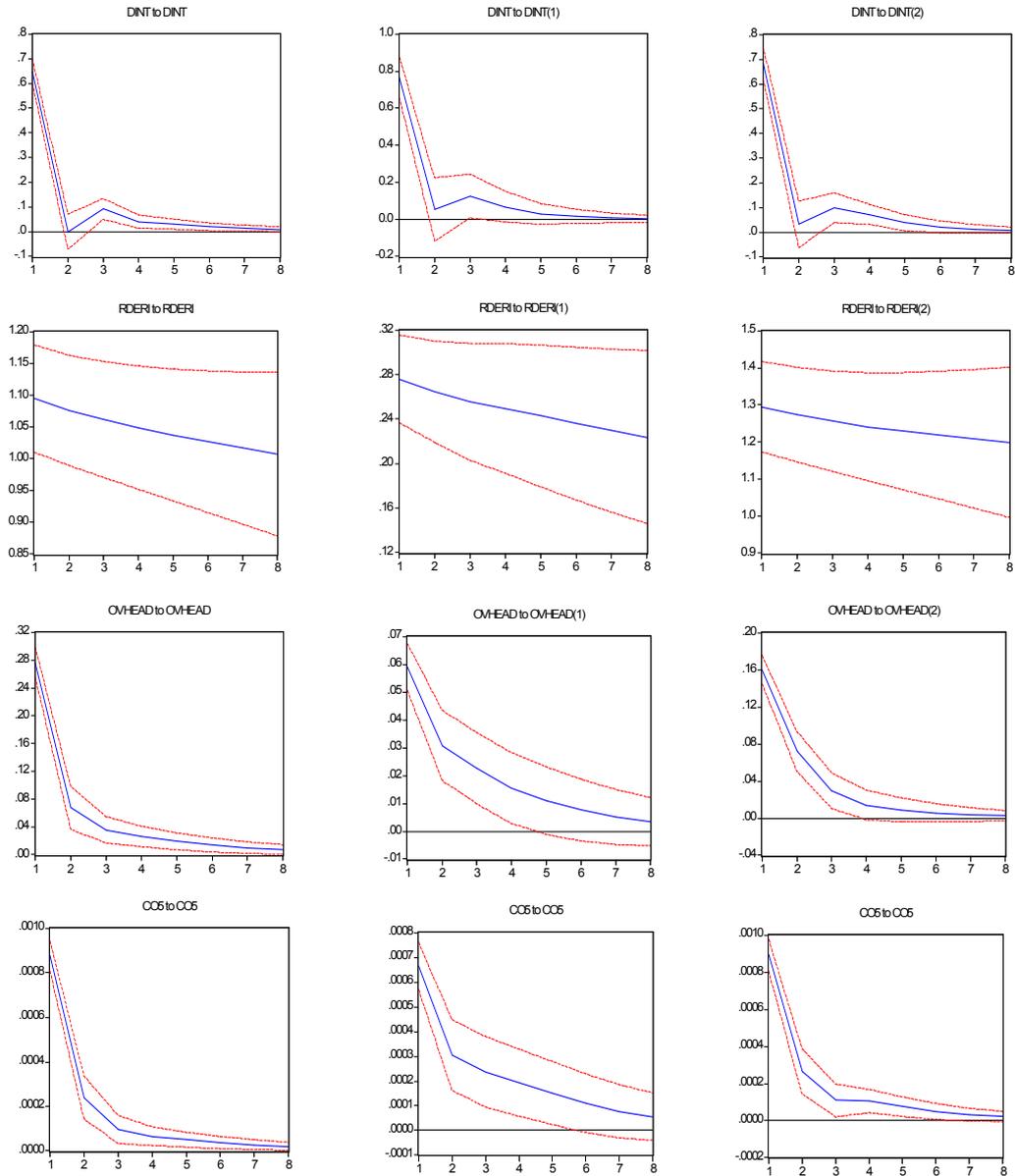
예측오차의 분산분해 결과는 <표 3>에 제시되었다. 전체 기간의 경우 최초 1년 동안 ROA 변동요인을 크기 순서로 나열하면 ROA 자신의 충격이 87.64%에 달하고, 고정이하 여신비율(SUBL)이 5.89%, 대출금비율(RLOAN)이 2.18%, 예대금리차(DINT)가 1.82%, 자산규모(ASSET)가 1.43%, 고정비용비율(OVHEAD)이 0.64%, BIS 자기자본비율이 0.23% 등의 순으로 나타났다. 그리고 8분기에도 비슷한 양상을 보였다.

기간1의 경우, 최초 1년 동안 ROA 변동요인을 크기 순서로 나열하면 ROA 자신의 충격이 73.17%에 달하고, 예대금리차(DINT)가 7.40%, 대출금비율(RLOAN)이 5.27%, 고정비용비율(OVHEAD)이 3.98%, 상위 5대 은행의 집중률(CO5)이 3.67%, 고정이하 여신비율(SUBL)이 2.15%, 자산규모(ASSET)가 2.06% 등의 순으로 나타났다. 그리고 8분기에도 그 순위가 거의 비슷하였다.

기간2의 경우에는 고정이하 여신비율(SUBL)이 4.45%, 대출금비율(RLOAN)이 3.04%, 자산규모(ASSET)가 2.31%, 예대금리차(DINT)가 1.84% 등의 순으로 나타났다. 기간1에서는 예대금리차와 대출금비율이 가장 큰 변동요인으로 작용

<그림 2> 변수충격의 장단기 여부





하였으나, 기간2의 경우에는 고정이하 여신비율의 영향력이 증가하였다. 대출금을 기준으로 한 상위 5대 은행 집중률(CO5)의 영향력은 오히려 기간1에서 더 큰 영향력을 보였다.

결국 이상의 결과에서 ROA에 항구적이며 유의한 영향을 미치는 요인으로는

<표 3> ROA 예측오차의 분산분해

a) 전체 기간

분기	S.E.	ROA	ASSET	BIS	RLOAN	SUBL	DINT	RDERI	OVHEAD	CO5
1	0.95	91.23	0.72	0.02	0.15	5.73	1.65	0.04	0.37	0.18
2	0.96	88.50	1.26	0.09	2.14	5.59	1.83	0.04	0.47	0.08
3	0.97	87.89	1.40	0.18	2.17	5.79	1.82	0.04	0.61	0.09
4	0.97	87.64	1.43	0.23	2.18	5.89	1.82	0.05	0.64	0.10
5	0.97	87.52	1.45	0.26	2.19	5.95	1.82	0.07	0.65	0.10
6	0.97	87.44	1.45	0.28	2.19	5.98	1.82	0.09	0.65	0.10
7	0.97	87.39	1.46	0.28	2.19	5.99	1.82	0.11	0.65	0.10
8	0.97	87.35	1.46	0.29	2.19	6.00	1.82	0.14	0.66	0.10

b) 기간1

분기	S.E.	ROA	ASSET	BIS	RLOAN	SUBL	DINT	RDERI	OVHEAD	CO5
1	1.48	92.11	0.05	1.03	0.82	0.12	4.16	0.01	1.18	0.54
2	1.63	76.46	1.96	1.19	4.63	1.99	6.58	0.74	2.92	3.51
3	1.66	74.08	1.91	1.16	4.91	2.17	7.48	0.93	3.95	3.40
4	1.67	73.17	2.06	1.28	5.27	2.15	7.40	1.00	3.98	3.67
5	1.67	73.04	2.07	1.30	5.32	2.16	7.40	1.05	3.98	3.69
6	1.67	72.97	2.08	1.31	5.33	2.17	7.40	1.11	3.97	3.68
7	1.67	72.91	2.08	1.31	5.33	2.17	7.38	1.16	3.97	3.68
8	1.67	72.86	2.08	1.31	5.33	2.17	7.38	1.22	3.97	3.68

c) 기간2

분기	S.E.	ROA	ASSET	BIS	RLOAN	SUBL	DINT	RDERI	OVHEAD	CO5
1	1.12	92.11	1.15	0.00	0.08	4.45	1.88	0.03	0.18	0.10
2	1.15	88.43	2.08	0.01	2.99	4.29	1.82	0.03	0.19	0.14
3	1.15	87.89	2.26	0.11	3.05	4.37	1.84	0.05	0.30	0.14
4	1.15	87.65	2.31	0.15	3.04	4.45	1.84	0.06	0.34	0.17
5	1.16	87.54	2.32	0.16	3.03	4.48	1.84	0.08	0.35	0.18
6	1.16	87.48	2.34	0.17	3.03	4.49	1.84	0.11	0.36	0.19
7	1.16	87.44	2.34	0.18	3.03	4.49	1.83	0.14	0.36	0.19
8	1.16	87.41	2.34	0.18	3.03	4.50	1.83	0.17	0.36	0.19

주: 예측오차의 분산에서 모형 내 개별 설명변수의 변동에 기인하는 부분이 차지하는 비율을 백분율로 나타낸 것이다.

고정이하 여신비율을 들 수 있다.

IV. 결론

국내 은행들은 외환위기 이후 대체로 성공적인 구조조정의 실행으로 양호한 성장과 수익을 실현하여 온 것으로 평가되고 있다. 그러나 이에 대한 세부적인 분석이 뒤따르지 못하고 있다.

국내 은행산업은 감독기관이나 은행 자체적 측면에서 모두 대내적으로도 그간의 정책들을 재고해 보아야 할 시기가 도래했다고 볼 수 있다. 과연 현재의 정책과 의사결정이 은행산업 전체와 개별 은행의 수익성에 도움을 주고 있는지를 면밀히 검토하여야 할 것이다.

본 논문에서는 1999년부터 2005년까지의 우리나라 일반은행의 분기자료를 이용하여 우리나라 은행산업 수익성의 결정요인을 살펴보았다.

첫째, 충격함수 추정결과 ROA는 자산규모(ASSET), BIS 자기자본비율, 대출금비율(RLOAN) 및 파생상품거래비율(RDERI) 충격에 대하여 개선되는 반면 고정이하 여신비율(SUBL) 충격에 대하여는 악화되었다.

둘째, 예측오차의 분산분해 결과, ROA 변동요인을 크기 순서로 나열하면 ROA 이외에 고정이하 여신비율, 대출금비율, 예대금리차 등의 순으로 나타났다. 아직까지 우리나라 은행산업의 수익성은 전통적인 은행수익원인 대출금비율과 예대금리차 등에 기인하는 것으로 보여 진다.

셋째, 충격발생 2년 내에 ROA 변동에 가장 큰 영향을 준 변수로는 고정이하 여신비율(SUBL) 충격으로 나타났다. 이는 우리나라 은행산업의 수익성 변동이 여신관리 부실에 크게 좌우되는 것으로 보여 진다. 따라서 우리나라 은행산업의 수익성을 개선하기 위해서는 이 부분의 개선이 요망된다.

참고문헌

- 김봉한, 전선애, 위오기, 2004, 「최근의 금융구조조정이 우리나라 은행산업의 경쟁도에 미친 영향」, 산업경제연구, 제17권 제1호, pp.55-80.
- 민상기, 설원식, 1999, 「자원과 전략을 고려한 겸업은행의 성과프리미엄 연구-유럽 5개국 은행을 중심으로-」 국제경영연구, 제9권 제2호, pp.1-34.
- 정지만, 2001, 「우리나라 은행의 수익성 결정요인과 정책대안」, 금융연구, 제15권 1호, pp.1-32.
- Abdel-Hameed M. Bashir, 2000, "Assessing the Performance of Islamic Banks: Some Evidence from the Middle East", *Paper presented at the ERF 8th meeting in Jordan.*
- Abreu M. and V. Mendes, 2002, "Commercial bank interest margins and profitability: evidence from E.U countries", *Porto Working paper series.*
- Afanasieff T., P. Lahcer and M. Nakane, 2002, "The Determinants of bank interest spreads in Brazil", *Banco Central di Brazil Working papers.*
- Angbazo, L., 1997, "Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate and off-balance sheet banking", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, pp.55-87.
- Allen Berger, 1995, "The relationship between capital and earnings in banking", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, pp.432-456.
- Allen N. Berger, Gerald A. Hanweck and David B. Humphrey, 1987, "Competitive viability in banking: Scale, scope and product mix economics", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, pp.501-520.
- Barajas A., R. Steiner, and N. Salazar, 1999, "Interest spreads in Banking in Colombia 1974-96", *IMF Staff Papers*, Vol. 46, pp.196-224.
- Demirguc, Asli and H. Huizinga, 1999. "Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence," *World Bank Economic Review*, Vo. 1 No. 2, pp. 379-408.

- Demirguc-Kunt, A. and H. Huizinga, 1999, "Determinants of commercial bank interest margins and profitability: Some international evidence", *World Bank Economic Review*, Vol. 13, pp.379-408.
- Demirguc-Kunt, A. and H. Huizinga, 2001, "Financial Structure and Bank Profitability", *Financial Structure and Economic Growth*, MIT Press.
- Guru, B., J. Staunton and Balashanmugam, 2002, "Determinants of commercial bank profitability in Malaysia", *University Multimedia working papers*.
- Molyneux P. and J. Thornton, 1992, "The determinants of European bank profitability", *Journal of Bank and Finance*, Vol. 16, pp.1173-1178.
- Samy Ben Naceur, 2001, "The Determinants of the Tunisian deposit banks' performance", *Applied Financial Economics*, Vol. 11,
- Smirlock, M., 1988, "Evidence of the (Non) Relationship Between Concentration and Profitability in Banking", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, pp.69-83.