

국내 은행수익성의 장단기적 변동구조

김태호* · 박지원** · 김미연***

The Structure of the Short and the Long-Run Variations in the Domestic Bank Earnings

Tae-Ho Kim* · Ji-Won Park** · Mi-Yun Kim***

■ Abstract ■

This study analyzes the structure of the variations in the domestic bank earnings and examines their dynamic features by estimating the short-run response and the long-run adjustment process after the changes in financial market variables. A system of the equations for the bank stock price index and KOSPI is formulated to utilize the whole information in the market and simultaneously estimated to identify the relationships between the market variables and the bank earnings. Since the bank stock price is found to be responsive to changes in none of the market variables in the short run, while being relatively responsive to dollar exchange rate and business state, it implies that a good economic conditions and a stable foreign exchange rate should be maintained to improve the level of the stock price in the long run. In addition, the dynamic structure of the responses of the bank stock price index and KOSPI to the initial changes in the market variables are compared and analyzed. The response of the bank stock price appears to take much longer in adjusting to the long-run equilibrium level than that of KOSPI. As a result, the cumulative response of the bank stock price index over time is found much bigger than that of KOSPI.

Keyword : Dynamic Structure, Asymptotic Stability, Simultaneous Equations, Short-run Response, Long-run Adjustment Process

논문접수일 : 2003년 7월 20일 논문게재확정일 : 2003년 12월 2일

* 충북대학교 통계학과 교수

** 충북대학교 통계학과 대학원

*** 서울대학교 경영학과 대학원

1. 서론

외환위기 이후 부실금융기관의 정리가 중요한 현안으로 대두되면서 정부는 희생 가능한 금융기관은 공적자금 투입 등을 통해 경영정상화를 도모하는 한편 금융기관의 부실화 방지와 경영의 투명성을 제고하기 위한 제도적인 기반도 마련하여 경쟁력 있는 금융시스템을 육성하기 위한 개혁을 지속적으로 추진하여 왔다. 금융구조조정은 거시적으로는 효율적 자원배분 기능을 수행하면서 내적으로는 건전성과 역동성을 가진 금융산업을 구축하는 것이 목표라 할 수 있을 것이며, 이러한 구조조정의 결과는 결국 금융산업의 수익성으로 나타나게 된다. 그러나 정부 주도하에 전례 없는 구조조정을 추진하였음에도 불구하고 그 동안 누적되어 온 부실채권과 잠재부실의 규모가 상당한 수준에 이르는 것으로 추정되어, 건전성 및 수익성 면에서 여전히 취약한 모습을 벗어나지 못하고 있다.

특히 은행의 경우 건전성 비율이 퇴출여부를 결정하는 중요한 기준으로 적용되면서 은행들이 수익성보다는 국제결제은행(BIS) 기준 자기자본비율을 높이는 데에 주력하게 되었다. 이는 정부의 규제 이외에도 예금자와 금융시장의 은행 건전성 제고에 대한 압력이 높아졌기 때문이다. 은행들의 이러한 행동변화는 신용도 향상에는 긍정적 요인으로 작용하였으나, 금융시장 전반에 걸쳐 신용경색 현상을 초래하고 수익성 또한 절하시키는 결과를 가져오게 되었다.

금융·외환위기는 은행의 대출금과 투자 자산의 운용성과나 부실화 양상의 차이, 신탁계정의 운용형태 변화 등을 통해 수익측면에도 급격한 변화를 초래했을 것으로 예상된다. 은행의 수익성은 은행 외부요인에 의해서도 많은 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 은행산업에 대한 사회통념, 외부압력, 경쟁 제한적 규제 및 감독, 파산관련제도, 통화신용정책, 금리수준, 시장집중도, GDP대비 은행자산, 은행여신, 은행사가총액 비중 등 사회문화요인과 거시경제요인이 병존한다(지동현, 2000).

특히 1990년대 들어 국제적으로 금융자율화가 심화되고 은행의 유가증권거래가 활발해짐에 따라 수익성은 금리, 환율 및 주가 등 시장가격변수들에 의해서도 큰 영향을 받게 되었다. 선진국은 이러한 현실을 그들의 경영업무에 반영하여 은행의 여신 심사 과정에서 얻을 수 있는 미시적 정보와 거시경제 분석결과를 효율적으로 활용해 리스크 관리 능력을 크게 제고시키고 있다. 그러나 현재 대부분의 우리나라 은행은 정부에서 발표하는 거시경제지표를 업무계획 수립시 단순 참고하는 수준에 머물러 있다. 따라서 은행의 안정성 및 건전성 제고를 위해 경기동향 및 경제상황을 나타내는 거시경제변수들과 은행의 수익성간의 관계를 분석해 볼 필요성이 제기된다.

2. 국내은행의 수익성

그간 진척되어온 금융자율화와 개방화 및 금리규제의 완화로 인해 금융시장간에 연계성이 증대되면서 상대적 수익성에 따라 자금의 대규모 이동 현상이 발생하고 금융시장의 불안정성이 증대하게 되었다. 이와 같이 금융시장의 환경이 변화하면서 국내 은행들은 구조조정과정을 거치면서 타 금융기관들과 치열하게 경쟁하게 되었으며 경영내용에 있어서도 질적인 변화를 겪게 되었다.

국내 일반은행은 1998년에는 자산과 부채의 이전방식에 의한 인수와 퇴출, 1999년에는 은행간 합병의 형태로 구조조정과정을 거쳤다. 은행 구조조정의 궁극적인 목표는 재무건전성의 강화와 운영효율성의 제고를 통해 날로 변화하는 금융환경 하에서 여타 금융기관 및 외국은행들과 동등한 입장에서 경쟁할 수 있는 자생력을 갖추는데 있다고 할 수 있다.

국내 은행들이 경쟁우위를 확보하기 위해서는 효율적인 경영을 통한 수익성 향상이 무엇보다 중요하나 수익성은 지속적으로 악화되는 추세를 보여왔다. 경쟁력은 높아지는 추세에 있음에도 불구하고, 금융기법과 운영상의 효율성에 있어서 선진

외국은행들에 비해 상당히 낙후되어 있으며, 특히 열악한 수익구조로 인해 외환위기 이후 3년간 19 조원의 적자를 기록하면서 OECD 국가 중 가장 낮은 수준의 총자산수익률(ROA)을 보이고 있다.

국내 은행들의 낮은 수익성은 금융환경의 변화에 대한 대응이 비효율적이었음을 입증하고 있으며, 수익성을 개선시키기 위한 방안 마련이 시급한 과제로 떠오르게 되었다. 금융환경의 변화와 은행의 구조조정 및 수익성에 관한 연구로는 유용주(2000), 정지만(2000), 조정환, 이원기(2001) 등이 있다.

은행의 수익성을 나타내는 지표로는 ROA와 자기자본이익률(ROE)이 대표된다. ROA는 은행 총자산에 대한 당기순이익의 비율로 은행의 경영성과를 총체적으로 평가할 수 있으며, ROE는 자기자본에 대한 당기순이익의 비율로 자기자본에 대한 수익성을 나타낸다. 국내 은행들의 수익성은 1980년대에는 중반까지 감소세를 보였으나 1990년에 경제호황에 따라 누적되었던 은행의 부실여신이 감소하는 등의 효과로 인해 수익성이 호전되는 듯했다. 이후 금리자유화 및 금융개방 등에 따른 금융시장에서의 경쟁이 치열해지면서 수익기반이 약화되어 1995년부터는 <표 1>에서 보듯이 현저한 하락세를 띄기 시작했다.

특히 1998년에는 수익성을 나타내는 지표들이 가장 낮은 수치를 기록하면서 외환위기의 실상을 그대로 보이고 있는 바 이는 한보 등 거액여신업체의 부실화와 외환위기에 따른 기업들의 연쇄 도산으로 수익성이 크게 악화된 데 따른 것으로 보인다. 1999년부터는 금융기관의 구조조정 결과로

개선된 수치를 보여주며, 2001년에는 IMF 이전의 수준을 어느 정도 회복한 듯 보였다. 이는 부실대출 감축 등에 따른 자산건전성 향상과 더불어 안정성 중시 자금의 지속적인 유입에 따른 이자손익의 증가, 신용카드 사용 확대에 따른 수수료 수입의 대폭 증가 등에 기인한다.

외환위기 이후 국내 금융업계에서는 규제 완화 및 국제화가 가속화되면서 경쟁은 다각적인 측면에서 더욱 치열해지는 양상을 보이고 있다. 이러한 환경 하에서 국내 은행들에게는 경쟁 우위를 확보하기 위한 수익창출경영이 가장 중요한 경영전략으로 대두하게 되었으며, 이에 따라 이윤을 중심으로한 은행산업의 효율성 및 생산성을 분석하려는 연구가 활발히 이루어지게 되었다.

양원근(1996)은 국내 은행의 합병효과를 분석한 결과 ROA, ROE의 평균 표준편차는 감소하였으나 평균적으로 비효율적이며 규모의 비경제를 보였음을 밝혔다. 위정범(2001)은 외환위기 이후 국내 은행들의 영업효율성을 초월대수 이윤함수를 이용하여 분석하였으며, 그 외의 관련 연구로 이상규(1998), 한동호(1998), 김인기, 유재균(1999), 그리고 Berger and Humphrey(1997)가 있다.

은행산업의 이윤효율성을 분석한 선행연구들은 이윤함수를 추정하기 위해 필요한 은행의 수가 부족한 관계로 분석기간 동안의 패널자료를 사용하게 되며, 이 경우 이윤함수 추정은 패널기간 중에 발생하는 기술변화를 충분히 포착하지 못하게 된다. 이에 따라 Grifell and Lovell(1999), 이상규 등(2001)은 기존의 모수적 접근법 대신 비모수적 방법을 적용시켜 은행산업의 이윤에 대해 분석하였

<표 1> 국내은행의 수익률 변동 추이

(단위 : %, 억원)

| | 1980 | 1985 | 1990 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 |
|-------|-------|------|-------|-------|-------|---------|----------|---------|---------|--------|--------|
| ROA | 0.86 | 0.21 | 0.77 | 0.32 | 0.26 | △0.93 | △3.25 | △1.31 | △0.57 | 0.8 | 0.6 |
| ROE | 12.68 | 4.65 | 6.28 | 4.19 | 3.8 | △14.18 | △52.53 | △23.13 | △11.9 | 15.9 | 11.7 |
| 당기순이익 | 1,040 | 710 | 7,060 | 8,678 | 8,469 | △39,199 | △125,106 | △59,960 | △28,405 | 35,723 | 33,532 |

자료 : 금융감독원 「은행경영통계」.

으며, 특히 후자는 국내 은행산업의 이윤변화를 6가지 요인으로 분해하여 금융위기 이전과 이후에 대해 기간별로 비교, 분석하였다.

그외 박경서, 김동원(2000)은 국내의 은행구조조정인 은행의 자산운용행태에 미친 영향을 분석하고, 기업대출시장에서 발생한 신용경색이 은행의 자기자본비율을 높이기 위한 자산구성변화의 결과인지를 실증적으로 분석하였다. 또한 강준구, 임찬우(2001)는 은행의 유동성 위기가 기업가치에 미치는 영향에 대해서 은행의 자금조달 시스템을 중심으로 분석하였다.

국내 은행들의 비즈니스 현황을 보면 외국계 은행들이 기업컨설팅이나 파생상품 중개, 금융상품 판매대행 같은 다양한 수수료 수입비중이 높은 고부가가치 첨단 비즈니스에 집중하고 있는 반면 한국의 은행들은 전통적 대출비즈니스가 주종인 저수익형 영세사업구조를 가지고 있어서 안정적 수익기반을 확보하지 못하고 있다. 앞으로 5~7년 후면 10~20개 정도의 일류은행이 세계 금융을 지배할 것이며, 그 안에 규모를 키우고 경쟁력을 높여 일류그룹에 끼지 못하면 국내 은행들은 도태될 것이라고 전문가들은 지적한다. 외환위기 후 국내 은행들은 건실한 재무구조를 만드는데 어느 정도 성과를 올렸으나 이제 다양한 수익기반을 만들고, 경영시스템을 근본적으로 바꾸는 제 2단계 개혁이 필요한 시점이다. 이에 따라 은행의 수익성 관계를 새로운 관점에서 근본적으로 조명해 볼 필요가 있다.

은행의 수익성은 경기동향 및 거시경제변수들과 밀접한 관계가 있을 것으로 사료된다. 한국은행의 분석팀은 은행의 부실은 거시경제변수들의 변동에 크게 영향을 받으며 따라서 이들 변수들의 변동에 대한 분석을 통해 상당 부분 예측과 관리가 가능할 것으로 보고하였다(정유성, 윤재호, 2001). 이는 기업의 도산이 경제 여건의 변동과 밀접한 관계가 있으며 기업의 도산은 은행의 부실화로 이어진다는 원리에 기인한다. IMF 외환위기 이후 금융구조조정으로 인해 금융시장에서는 환율과 금리가 급

등하고, 실물경제에서는 산업생산이 급격하게 감소하고 기업도산이 급증하였다. 경제의 지불·결제를 담당하는 은행의 부실은 은행과 거래관계가 있는 많은 가계, 기업, 타 금융기관에 영향을 미칠 수 있는 외부효과를 창출하게 된다.

외환·금융위기 이후 은행을 비롯한 금융기관 구조조정과정에서 금융기관의 순자산가치를 평가할 때 과거와는 달리 해당 금융기관의 시장가치, 즉 주가의 중요성이 부각되었다. 예를 들어 은행은 영업특성상 금리에 민감한 명목자산과 부채를 많이 보유하고 있으나 양자의 만기구조가 일치하지 않으므로 은행의 순자산가치는 금리 변동에 민감하게 변동하며, 따라서 은행주가에도 영향을 미치게 된다. 박형근, 정익준(2000)은 금융위기 이후에는 은행주가가 금융시장의 불안정성 등 전반적인 경제상황에 좌우되는 것으로 분석하였다.

은행의 수익성을 평가하기 위해 사용되는 지표인 ROA와 ROE 등은 개별은행, 지방은행, 일반은행평균 등으로 구분되어 금융감독원 은행경영통계에서 연간자료로 제공된다. 경제여건과 경기동향은 빠르게 변화하므로 연간자료 보다는 자료의 단위기간이 짧은 월간자료가 분석에 더 적합하고 의미가 있을 것이다. 따라서 은행의 수익성을 ROA나 ROE 못지 않게 대변하면서도 수익성과 거시경제 변수들간의 관계에 대한 다양한 정보를 제공해 줄 수 있는 변수로 거래소시장의 은행업주가지수를 선택한다. 1998년 1월 이후 세후 당기순이익과 은행업주가지수의 추이를 살펴보면 매우 유사한 추세를 보이고 있으며, 이러한 사실을 통계학적으로 확인하기 위해 두 변수간의 상관관계를 분석한 결과, Pearson 상관계수의 값이 0.898로 나타났으며, 이는 은행업주가지수가 은행의 수익성을 90% 정도 대변할 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 본 연구에서 은행업주가지수가 은행수익성의 대표지수로 사용되는데 타당한 근거를 제시해 준다.

현실적으로 시장변수들의 변화가 은행주가에 미치는 영향은 그 시점 뿐만 아니라 이후에도 여파가 지속되므로 이를 실증적으로 분석하는 일은 은

행주가 변동의 동적 구조를 파악하고, 은행들이 시장변동의 동태적 행태에 부응하는 경영전략을 수립하는데 유익한 정보를 제공한다는 점에서 매우 중요하다. 그러나 이에 관한 연구는 아직 없으며, 선행연구들과 같이 회계자료에 의한 이윤이나 손실, 효율성에 대한 분석으로는 은행수익성 변동의 구조적 특징을 거시적 관점에서 총체적으로 파악하기는 어렵다. 따라서 본 연구의 목적은 국내 은행수익성 변동의 구조를 분석하고, 경제동향에 따른 은행수익의 단기적 반응 및 시간이 흐름에 따른 장기적 조정과정을 추정하여 봄으로써 그 동태적 변동의 특징을 파악해 보고자 하는데 있다.

3. 실증분석

3.1 모형체계의 설계

은행업주가지수는 주식시장에서 독립적으로 변동하는 것이 아니라 경제여건에 따라 타 산업분야의 주가와 상호 연관되어 함께 변동한다. 은행업주가지수의 변동에 영향을 미치는 변수들은 집약되어 종합주가지수의 변동에도 영향을 미치게 되며 두 지수값은 주식시장에서 동시에 결정된다. 따라서 은행수익성 변동의 구조를 분석하기 위해서는 전체 거래소시장에 존재하는 정보가 충분히 반영되도록 종합주가지수 변동과 함께 고려되어야 현실적인 분석 결과가 구해진다. 이에 따라 은행주가지수와 종합주가지수의 변동에 영향을 미치는 시장변수들과의 관계를 계량적으로 설명하는 식을 각각 설정한 후 전체를 하나의 모형체계로서 동시에 추정하기로 한다.

먼저 설명변수로서 주가는 해외지수인 NASDAQ, DOWJONES와 함께 국내지수인 종합주가지수, 코스닥지수가 고려되고, 금리변수로 콜금리, 국고채, 회사채, 또 환율변수로 달러, 엔, 그리고 경기지수로 경기동행지수(순환변동치), 경기선행지수(전년동월비)가 고려된다. 여기에 외국인 거래를 보여주는 지표들과 은행 관련변수로서 은행의 수익성을

대표하는 거래소시장의 은행업주가지수와 함께 일반은행 예대율, 시중은행 예금회전을 등의 변수들이 추가로 포함된다. 추정을 위해 1998년 1월부터 2002년 12월까지 각 변수들의 월간자료를 한국은행 경제통계와 통계청 통계 DB, 산업자원부 정보자료, 금융감독원 업무자료 등에서 발췌하였다.

모형체계는 각 지수의 변동을 설명하는 두 개의 연립방정식으로 구성되며, 총 25개의 거시경제지표들을 설명변수로 사용하여 3단계 최소제곱 추정법이 적용된다. 추정과정에서 통계적으로 또 현실적으로 최상의 결과를 얻기 위해 시차관계까지 모두 고려한 설명변수들의 다양한 조합을 지속적으로 반복 추정한 끝에 아래와 같은 최적모형이 선정되었으며, t 는 현기간, $t-1$ 은 전기간을 뜻하고 () 안의 숫자는 t 점정값이다.

$$\text{System } R^2 = 0.9948, \quad \chi^2 = 268.26$$

$$\begin{aligned} \text{BANK}_t = & 17.8990 + 0.6169 \text{BANK}_{t-1} \\ & (0.888) \quad (5.669) \\ & + 0.2073 \text{KOSPI}_t + 3.2445 \text{CALL}_t \\ & (4.088) \quad (5.363) \\ & - 12.125 \text{BILL}_{t-1} - 0.7992 \text{DOLLAR}_t \\ & (-1.992) \quad (-3.363) \\ & + 1.1927 \text{ALDR}_t + 0.4346 \text{FKD}_t \\ & (4.552) \quad (1.843) \\ & + 0.8826 \text{ECI}_t \\ & (2.873) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.8411 \quad DW = 1.8850$$

$$\text{RMSE} = 22.13 \quad \text{RMS percent error} = 0.15$$

여기에서

- BANK* : 은행업주가지수
- KOSPI* : 종합주가지수
- CALL* : 콜금리
- BILL* : 어음부도율
- DOLLAR* : 달러 환율
- ALDR* : 일반은행 예대율 변화분
- FKD* : 금융업 코스닥지수
- ECI* : 경기동행지수(순환변동치)

$$\begin{aligned}
 KOSPI_t = & 8.2748 + 0.0356 KOSPI_{t-1} \\
 & (1.059) \quad (1.207) \\
 & - 0.7126 YEN_t + 0.0046 DOW_t \\
 & (-6.007) \quad (3.741) \\
 & + 7.9090 \Delta KOSPI2_t + 2.1835 \Delta ELI_t \\
 & (2.736) \quad (1.846) \\
 & + 2.0130 FD_t \\
 & (2.763)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9679 \quad DW = 1.8612$$

$$RMSE = 7.61 \quad RMS \text{ percent error} = 0.45$$

여기에서

- YEN : 엔화 환율
 DOW : 다우존스지수
 $\Delta KOSPI2$: 코스피200지수 변화분
 ΔELI : 경기선행지수(전년동월비) 변화분
 FD : 외국인 주식거래 비중

3.2 추정결과

추정결과를 보면 최종적으로 선정된 모형은 전체가 하나의 체계로서 설명력이 99.5%에 이르고 있으며, χ^2 값 268.26은 모형체계의 구성이 통계적으로 매우 유의함을 나타낸다. 또한 평균제곱오차근(RMSE)과 평균제곱오차근비율(RMS percent error)의 값들은 각 주가지수의 추정값과 실제값간에는 오차가 거의 없음을 시사하고 있다.

은행업주가지수는 종합주가지수, 콜금리, 달러 환율, 어음부도율, 일반은행 예대율, 금융업 코스닥지수 그리고 경기동향에 따라 유의하게 변동하며, 어음부도율과 달러 환율만이 은행의 수익성 향상에 부정적 영향을 미친 것으로 나타났다. 은행주는 거래소시장의 종합주가지수, 또 코스닥시장의 금융업지수와 동반관계를 유지해 왔으며, 경기가 향상되면 어음부도율이 감소하고, 주가는 오르며 이들은 모두 은행의 수익성에 동반 상승작용을 한다는 현실이 입증된다.

각 설명변수의 단위가 모두 다르므로 이들의 변

화에 따라 은행주가지수가 보이는 반응의 크기는 추정계수들만 가지고는 일률적으로 비교할 수가 없다. 은행주가지수가 어떤 변수의 변화에 상대적으로 민감한 반응을 보이는가를 검토하기 위해 각 설명변수의 일정변화율에 대한 은행주가지수의 반응도를 계산한 결과는 <표 2>와 같다.

<표 2> 은행업주가지수의 탄력도

| 설명변수 | 탄력도 |
|--------------|---------|
| KOSPI | 0.0103 |
| CALL | 0.1604 |
| BILL | -0.0441 |
| DOLLAR | -0.5951 |
| ΔELI | 0.0165 |
| FKD | 0.1465 |
| ECI | 0.5650 |

은행주는 환율과 경기 변동에 가장 민감한 반응을 보이며, 달러 환율이 1% 상승할 때 마다 0.60%씩 하락하는 반면 경기여건이 1% 호전될 때는 0.57%씩 상승하는 것으로 나타났다. 따라서 환율이 상승하고 경기가 호전되거나 또는 그 반대 현상이 발생하면 두 변수의 영향은 대부분 상쇄되지만, IMF 이후 겪은 바와 같이 환율이 상승하는 가운데 경기가 침체되면 은행의 수익성은 크게 약화된다는 점을 그대로 나타내고 있다. 한편 콜금리가 1% 상승하면 수익성은 0.16% 향상되지만 일반은행 예대율의 효과는 콜금리의 1/10에 불과하다. 다른 주가지수와의 관계를 보면 은행주는 코스닥시장의 금융업 주가가 1% 변화할 때는 0.15%의 반응을 보이지만 같은 거래소시장의 종합주가지수가 1% 변화할 때는 단지 0.01%의 반응만 보여 수익성에 있어서 비슷한 업종간의 상호 동반 및 보완관계가 강한 것으로 나타났다.

종합해 보면 은행업주가지수는 환율과 경기 변동에 상대적으로 민감한 반응을 보이며, 금리 변동에는 이들의 1/3에도 미치지 못하는 반응을 보이는 반면 종합주가지수와 예대율의 변동에 대한 반응

은 아주 약하다는 것을 알 수 있다. 그러나 은행업 주가지수는 전반적으로 어느 변수의 변동에도 탄력적 반응을 보이지는 않는 것으로 나타났다. 연구 기간의 대부분은 공식적으로 IMF 구제금융체제 하에 있었으며 그 동안 은행의 수익성은 여러 가지 정책적인 제약으로 인해 관련 거시경제 변수들의 변화에 비탄력적이었던 것으로 분석된다. 따라서 탄력도 분석결과는 무엇보다도 경기부양과 환율의 안정기조가 장기적으로 유지되는 것이 은행의 수익성을 향상시키는데 가장 효율적이라는 점을 시사해 준다.

참고로 종합주가지수의 모형을 검토하면 엔화 환율, 다우존스지수, 코스피200지수와 경기선행지수의 변화분, 외국인의 주식거래비중이 종합주가지수의 변화를 통계적으로 유의하게 설명하며, 이중 엔화 환율만이 주가지수의 상승을 억제하는 것으로 나타났다. 국내 주식시장은 미국 증시와 외국인 투자자들에 의해 많은 영향을 받는데다 미래의 경기가 낙관적이면 주식시장에서 더 많은 투자가 몰리므로 이들은 모두 주가지수에 상승작용을 하게 된다.

반대로 엔화 환율의 변동은 경쟁관계에 있는 우리 경제 전반에 걸쳐 역영향을 미치게 되며, 이는 국내 주식시장에까지 부정적 영향이 파급된다. 수출 경쟁국인 일본의 엔화 환율이 달러 환율보다 더 큰 폭으로 상승하면 국내 수출기업의 가격경쟁력을 약화시켜 경기회복을 늦추며, 환차손으로 인해 국내 증시에의 투자요인이 감소하게 되고 외국인들의 증시 이탈 가능성을 높이므로 주가는 하락한다. 엔화의 환율이 상승할 때 국내 증시는 항상 하락하는 현상을 보여왔다. 따라서 종합주가지수의 변동을 설명하는 모형은 국내 증시의 전반적 현실을 그대로 반영하고 있다.

3.3 은행수익성의 동적 변동 구조

현실적으로 어느 시점 경제여건의 변동이 주가에 미치는 영향은 그 시점에서 끝나는 것이 아니

라 시간이 흐르면서 여파는 지속된다. 이는 추정된 모형에서 기간 t 에 어느 설명변수에 변동이 발생할 때 은행주가지수가 보이는 반응은 기간 $t, t+1, t+2, \dots$ 등 여러 기간에 걸쳐 지속되며 감소해 감을 뜻하며, 변동의 여파가 진척되는 과정을 알 수 있다면 은행주가의 동적 변동의 구조적 특징이 파악될 수 있을 것이다. 각 설명변수 변화의 장기적 영향을 추적해 보기 위해서는 앞의 추정 결과를 이용하여 두 주가지수가 모두 선결 혹은 외생변수들에 의해 결정되는 유도형(reduced form)방정식체계로 전환시켜 주어야 하며 그 결과는 아래와 같이 나타난다.

$$\begin{aligned}
 BANK_t &= 19.6144 + 0.6169 BANK_{t-1} \\
 &+ 0.0074 KOSPI_{t-1} - 0.7992 DOLLAR_t \\
 &- 0.1477 YEN_t + 3.2445 CALL_t \\
 &+ 0.8826 ECI_t + 0.4526 \Delta ELI_t \\
 &+ 1.1927 \Delta LDR_t - 12.125 BILL_t \\
 &+ 0.4173 FD_t + 1.6395 \Delta KOSPI_{2t} \\
 &+ 0.4346 FKD_t + 0.00095 DOW_t \\
 KOSPI_t &= 8.2748 + 0.0356 KOSPI_{t-1} \\
 &- 0.7126 YEN_t + 0.0046 DOW_t \\
 &+ 7.9090 \Delta KOSPI_{2t} + 2.1835 \Delta ELI_t \\
 &+ 2.0130 FD_t
 \end{aligned}$$

모형에 의하면 예를 들어 다우존스지수가 10 포인트 상승할 때 마다 종합주가지수에는 직접적으로 0.046 포인트, 동시에 은행업지수에는 간접적으로 0.0095 포인트 상승효과를 미친다. 또한 경기전망이 한 단계씩 낙관적일수록 종합주가지수는 2.18 포인트, 동시에 은행업지수는 0.45 포인트씩 상승하게 되며, 국내 증시에서 외국인 거래비중이 1% 증가할 때 마다 종합주가지수와 은행업지수는 동시에 2.01 포인트와 0.42 포인트씩 각각 상승한다.

위의 방정식체계의 특성치(eigenvalue)는 각각 0.6169와 0.0356으로 모두 절대값 1보다 작으므로

모형은 점근적 안정성을 유지하고 있음을 알 수 있다(Luenberger, 1979 ; Pindyck and Rubinfeld, 1998 ; 김태호 등, 1998). 각 특성치는 외생적 변동의 여파가 은행업지수의 경우 서서히 감소해 가는 반면, 종합주가지수는 급감하는 성질을 갖는다는 점을 시사해 준다. 즉 각 설명변수들의 변동에 대해 은행주가가 보이는 반응은 시간이 흐르면서 서서히 수렴해 가지만 종합주가지수의 반응은 지속성이 없으므로 은행주가가 받는 영향이 훨씬 오래 지속된다는 것이다.

유도형 방정식 체계의 각 계수는 해당 설명변수의 변화가 종속변수에 얼마나 영향을 미치는가를 예측할 수 있는 우선적 접근방법이지만 단지 단기적 영향의 크기만 알 수 있을 뿐 시간이 흐름에 따른 장기적 조정과정에 대한 정보까지 제공하지는 않는다. 모형이 안정성을 유지하고 있으므로 시점 t 때의 각 설명변수의 변화가 은행주가에 미친 영향은 $t, t+1, t+2, \dots$ 의 미래 기간에 걸쳐 장

기적으로 어떻게 변화해 가는가를 계산해 보고자 한다.

특정 설명변수들의 변화에 따른 종속변수의 동태적 반응을 계량화시키는 방법에 대한 문헌으로는 Kmenta(1986), Chow(1988), Greene(1997), Pindyck and Lubinfeld 등이 있으나 본 연구에서는 각 방정식의 특성치와 각 설명변수의 계수값을 이용해 계산한다. <표 3>은 주요 설명변수 한 단위 변화에 따른 은행주가의 기간별 적응과정을 보여주며, 이에 따라 장기적 변동패턴이 식별된다.

<표 3>을 보면 각 설명변수 한 단위 변화가 은행주가에 미치는 영향의 크기는 첫 기간에는 유도형 방정식의 해당 설명변수의 계수와 같고, 이후 시간이 지나며 서서히 약화되면서 원상태로 수렴해 가는 것을 알 수 있다. 예를 들어 경기상태를 나타내는 경기동행지수가 한 포인트 상승하면 은행주가지수는 같은 기간 0.8826 포인트 상승하고, 다음 기간에는 0.5462, 또 다음 기간에는 0.3381, 그

<표 3> 은행업주가의 장기적 적응과정

| 기 간 | DOLLAR | YEN | CALL | ECI | Δ ELI | BILL | FD | DOW |
|-----|----------|----------|--------|--------|--------------|----------|--------|-----------|
| 0 | - 0.7992 | - 0.1477 | 3.2245 | 0.8826 | 0.4526 | - 12.125 | 0.4173 | 0.00095 |
| 1 | - 0.4946 | - 0.0914 | 2.008 | 0.5462 | 0.2801 | - 7.5042 | 0.2583 | 0.0006 |
| 2 | - 0.3061 | - 0.0566 | 1.2428 | 0.3381 | 0.1734 | - 4.6443 | 0.1598 | 0.0004 |
| 3 | - 0.1895 | - 0.0350 | 0.7691 | 0.2092 | 0.1073 | - 2.8744 | 0.0989 | 0.0002 |
| 4 | - 0.1173 | - 0.0217 | 0.4760 | 0.1295 | 0.0664 | - 1.7789 | 0.0612 | 0.0001 |
| 5 | - 0.0726 | - 0.0134 | 0.2946 | 0.0801 | 0.0411 | - 1.1010 | 0.0379 | 8.626E-05 |
| 6 | - 0.0449 | - 0.0083 | 0.1823 | 0.0496 | 0.0254 | - 0.6814 | 0.0235 | 5.339E-05 |
| 7 | - 0.0278 | - 0.0051 | 0.1128 | 0.0307 | 0.0157 | - 0.4217 | 0.0145 | 3.304E-05 |
| 8 | - 0.0172 | - 0.0031 | 0.0698 | 0.0190 | 0.0097 | - 0.2610 | 0.0090 | 2.045E-05 |
| 9 | - 0.0106 | - 0.0020 | 0.0432 | 0.0118 | 0.0060 | - 0.1615 | 0.0056 | 1.266E-05 |
| 10 | - 0.0066 | - 0.0012 | 0.0268 | 0.0073 | 0.0037 | - 0.1000 | 0.0034 | 7.833E-06 |
| 11 | - 0.0041 | - 0.0008 | 0.0166 | 0.0045 | 0.0023 | - 0.0619 | 0.0021 | 4.848E-06 |
| 12 | - 0.0025 | - 0.0005 | 0.0102 | 0.0028 | 0.0014 | - 0.0383 | 0.0013 | 3E-06 |
| 13 | - 0.0016 | - 0.0003 | 0.0063 | 0.0017 | 0.0009 | - 0.0237 | 0.0008 | 1.857E-06 |
| 14 | - 0.0010 | - 0.0002 | 0.0039 | 0.0011 | 0.0005 | - 0.0147 | 0.0005 | 1.149E-06 |
| 15 | - 0.0006 | - 0.0001 | 0.0024 | 0.0007 | 0.0003 | - 0.0091 | 0.0003 | 7.133E-07 |
| 총변화 | - 2.0970 | - 0.3875 | 8.5132 | 2.3158 | 1.1876 | -31.8145 | 1.0949 | 0.0025 |

주) E - a = 10^{-a} 를 나타냄.

다음에는 0.2092, ... 식으로 상승여력이 이어지며 결국은 0에 수렴해 가는 것으로 나타난다. 따라서 경기동행지수가 1 포인트 변화하면 은행업주가지수는 장기적으로 총 2.3158 포인트 같은 방향으로 변화하는 결과로 이어진다.

한편 달러 환율이 상승하면 이번 기간 은행지수는 단위당 0.7992 포인트, 다음 기간에는 0.4946 포인트가 추가로 감소하는 식의 감소세가 계속 이어지며, 그 결과 장기적으로는 은행지수를 총 2.097 포인트 하락시키는 것으로 나타났다. 나머지 설명 변수들에 대해서도 같은 방식으로 해석하며, 어음부도율이 은행주가지수에 장기적으로 가장 큰 여파를 미치고, 다음으로는 콜금리인 것으로 밝혀졌다. 은행업주가의 장기적 적응과정은 임의로 15기간까지 계산했으나 실질적 가시효과는 대체로 10기간 전에 끝나는 것으로 보인다.

한편 종합주가지수의 경우 예상했던 바와 같이 각 설명변수의 변화가 종합주가지수에 미치는 영향은 초기 이후 급격히 감소하여 몇 기간 내로 적응과정이 종료된다. 엔화의 경우를 비교해 보면 변화당시 은행주가지수는 0.1477 포인트, 종합주가지수는 0.7126 포인트 각각 감소하지만 다음 기간부터는 감소세가 역전, 전자는 0.0914, 0.0566 ... 등의 감소세가 지속되는데도 후자는 0.0254, 0.0009 ... 등으로 영향력이 급격히 사라진다는 것을 알 수 있다. 외국인 거래비중의 경우를 보면 비중이 1% 증가할 때 은행주가지수는 초기의 0.4173에서 다음 기간에는 0.2583 포인트의 상승세가 이어지지만 종합주가지수는 초기의 2.0130에서 다음에는 0.0717 포인트로 그 영향력이 급격히 위축되는 것으로 나타난다.

그 결과 <표 4>에서 보듯이 종합주가지수의 장기 총변화는 초기 변화와 차이를 보이지 않으며, 가시효과는 첫 두 기간 정도에 불과해 앞의 은행업주가의 경우와는 확연히 다른 동적 변동패턴을 보이고 있다. 종합주가지수와 은행업주가지수 변동의 공통요인인 다우존스지수, 경기선행지수, 외국인거래비중, 그리고 엔화 변화의 여파를 비교

하면 변화후 기간 5까지 종합주가지수의 누적변동은 대략 4% 정도만 추가됐으나 은행지수는 전반적으로 150% 가까이 추가되었음을 알 수 있다. 은행의 수익성은 거시경제변수들의 영향이 비탄력적이면서 오래 지속되며 누적되는데다 일부 거시경제변수들은 정부의 정책에 많이 좌우되는 실정이므로 특히 수익성 향상에 부정적 영향을 미치는 변수들에 대해서는 장기적인 안목을 가지고 세심히 관리해야 할 필요성이 있다는 점을 시사해 준다.

<표 4> 종합주가지수의 장기적 적응과정

| 기 간 | DOW | ΔELI | FD | YEN |
|-----|----------|-----------|-----------|----------|
| 0 | 0.0046 | 2.1835 | 2.0130 | -0.7126 |
| 1 | 0.0002 | 0.0777 | 0.0717 | -0.0254 |
| 2 | 5.83E-06 | 0.0028 | 0.0026 | -0.0009 |
| 3 | 2.08E-07 | 9.852E-05 | 9.082E-05 | -3.2E-05 |
| 4 | 7.39E-09 | 3.507E-06 | 3.233E-06 | -1.1E-06 |
| 5 | 2.63E-12 | 1.249E-07 | 1.151E-07 | -4.1E-08 |
| 총변화 | 0.0048 | 2.2641 | 2.0873 | -0.7389 |

주) E - a = 10^{-a}를 나타냄.

4. 결 론

본 연구는 IMF 외환위기 직후인 1998년 1월부터 5년동안 금융환경의 변화와 은행의 구조조정이 진행된 과정에서 발생한 은행수익성 변동의 단장기 구조적 특징을 분석하였다.

은행주가지수는 독립적으로 변동하는 것이 아니라 거래소시장에서 종합주가지수와 함께 변동하므로 현실적으로 타당한 분석을 위해 경제동향에 따른 은행업주가지수와 종합주가지수간의 연계관계를 동시에 분석할 수 있는 연립방정식모형을 구축하여 하나의 모형체계로서 동시에 추정하였다.

선정된 최적모형에 의하면 은행주가는 종합주가지수, 콜금리, 달러 환율, 어음부도율, 일반은행 예대율, 금융업 코스닥지수 그리고 경기동향에 따라 유의하게 변동하며, 이중 어음부도율과 달러 환율은 은행의 수익성 향상에 부정적 영향을 미치는

것으로 나타났다. 탄력도 분석에 의하면 은행주가는 달러 환율과 경기변동에 가장 민감한 반응을 보였으며, 금리변동에는 이들의 1/3에도 미치지 못하는 반응을 보인 반면 종합주가지수와 예대율의 변동에 대한 반응은 미약했다.

환율과 경기동향은 서로 은행주가에 상반된 영향을 미치므로 환율이 상승하고 경기가 침체되면 두 가지 민감한 악재가 겹치므로 은행의 수익성은 크게 악화된다는 것을 외환위기 이후의 상황이 그대로 입증해 준다. 은행주가지수는 그러나 관련 거시경제 변수들의 변화에 전반적으로 비탄력적인 반응을 보인 것으로 분석된다. 따라서 은행의 수익성을 단기적으로 증진시키는데 기여할 수 있는 통계적으로 유의하면서도 탄력적인 변수가 존재하지 않아 무엇보다도 경기부양과 환율의 안정이 장기적으로 유지되어야 수익성이 꾸준히 향상될 수 있다는 점을 시사해 준다.

한편 종합주가지수의 변동요인 중에서는 엔화 환율만이 주가 상승을 억제하는 변수로 밝혀졌다. 엔화 환율이 상승하면 수출시장에서는 일본에 비해 가격경쟁력이 약화되므로 경기 회복이 늦어지고, 국내 증시에서는 환차손으로 인해 해외 투자요인이 감소하므로 주가는 하락한다. 국내 증시와 미국 증시는 동조화현상을 보이는데다 외국인 투자가 증가할수록, 또 미래의 경기 전망이 낙관적일수록 상승장세의 경합을 보였으므로 종합주가지수 모형 역시 현실을 잘 대변하고 있다.

현실적으로 시장변수 변동의 여파는 여러 기간에 걸쳐 지속되므로 이러한 원리를 은행주가지수와 종합주가지수에 적용시켜 두 지수간 동적 변동구조의 차이점을 비교, 분석해 보았다. 모형체계가 점근적 안정성을 유지하고 있는 가운데 각 경제변수들의 변동이 은행주가에 미치는 영향은 시간이 흐르면서 서서히 감소하며 그 여파가 오래 지속되지만, 종합주가지수에 미치는 영향은 급격히 감소하며 사라지는 서로 대조적인 장기적 변동패턴을 보이는 것으로 판명되었다.

두 지수에 공통적으로 영향을 미치는 변수들의

변동에 대한 장기적 반응을 직접 비교하면 초기에는 종합주가지수가 더 큰 반응을 보이지만 다음 기간부터는 반응도가 급감하여 은행주가지수의 반응이 더 크며 지속성을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 은행주가는 거시경제변수들의 영향에 비탄력적이면서 여파가 오래 지속되며 누적되는데다 일부 거시경제변수들은 정부의 정책에 의해 좌우되므로 은행의 수익성을 향상시키기 위해서는 이에 긍정적 또는 부정적 영향을 미치는 변수들을 식별하여 장기적 안목을 가지고 세심히 관리해야 할 필요성이 있다는 점을 시사해 준다.

참 고 문 헌

- [1] 강준구, 임찬우, “은행 중심 자금조달 시스템의 문제점 : 은행의 유동성 위기가 기업가치에 미치는 영향”, 『재무연구』, 제14권, 제1호(2001), pp.161-188.
- [2] 김인기, 유재균, “이윤함수를 이용한 우리나라 은행산업의 X-비효율성 측정”, 『금융학회지』, 제4권, 제2호(1999), pp.53-84.
- [3] 김태호, 김영권, 한정혜, “모형체계의 안정성 진단”, 『응용통계연구』, 제11권, 제1호(1998), pp.65-81.
- [4] 박경서, 김동원, “한국의 경제위기 하에서 은행구조조정과 신용경색현상에 대한 실증연구”, 『재무연구』, 제13권, 제2호(2000), pp.311-330.
- [5] 박형근, 정익준 “은행주가의 금리민감도 분석”, 『경제분석』, 제6권, 제1호(2000).
- [6] 양원근, “우리나라 은행합병의 효과 분석-모의합병은행의 비용, 위험, X-효율성 감소(증대)효과”, 『재무연구』, 제9권, 제1호(1996), pp.143-169.
- [7] 유용주, 『은행구조조정 3년간의 평가와 과제』, 삼성경제연구소, 2001.
- [8] 위정범, “우리나라 은행의 구조조정과 효율성”, 『증권학회지』, 제29집(2001), pp.29-56.

- [9] 이상규, “예금은행 지점의 X-효율성 및 규모 효율성 : 확률적 후론티어 모형의 적용”, 『금융학회지』, 제3권, 제2호(1998), pp.177-213.
- [10] 이상규, 지홍민, 권영준, “우리나라 은행산업의 이윤변화 결정요인 분해”, 『재무연구』, 제14권, 제1호(2001), pp.121-160.
- [11] 정유성, 윤재호 “경기변동이 은행부실에 미치는 영향”, 『금융시스템리뷰』, 제4호(2001).
- [12] 정지만, 『금융환경의 변화와 우리나라 은행의 수익성』, 한국금융연구원, 2000.
- [13] 조정환, 이원기 “국내은행의 수익성 분석”, 『금융시스템리뷰』, 제5호(2001).
- [14] 지동현, 『은행의 수익성제고를 통한 경쟁력 강화방안』, 한국금융연구원, 2000.
- [15] 한동호, “이윤함수를 이용한 은행의 X-비효율성에 대한 실증연구”, 『재무연구』, 제11권, 제2호(1998), pp.237-263.
- [16] Berger, A.N. and D.B. Humphrey, “Efficiency of Financial Institutions : International Survey and Directions for Future Research,” *European Journal of Operational Research*, 98(1997), pp.175-212.
- [17] Chow, Gregory C., *Econometrics*, McGraw-Hill, 1988.
- [18] Greene, William H., *Econometric Analysis*, 3rd edition, Prentice-Hall, 1997.
- [19] Grifell-Tatje, E. and C.A.K. Lovell. “Profits and Productivity,” *Management Science*, 45(9), pp1177-1193.
- [20] Kmenta, Jan, *Elements of Econometrics*, 2nd edition, Macmillan Publishing co., 1986.
- [21] Luenberger, David G., *Introduction to Dynamic Systems*, John Wiley & Sons, 1979.
- [22] Pindyck, Robert S. Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, 1998.