

KDI 政策研究

제25권 제1호(통권 제91호)

**국내 은행산업의 대형화에 따른
경쟁도 변화 분석**

김 현 육

(한국개발연구원 연구위원)

Assessing Concentration and Competition in
Korean Banking Industry

Hyeon-Wook Kim

(Korea Development Institute)

- 핵심주제어: 은행산업, 대형화, 경쟁도, Bresnahan-Lau 방법
- JEL 코드: G18, G21, L11

ABSTRACT

This paper examines the hypothesis that states consolidation and concentration within Korean banking industry have impaired competition and escalated market power of banks. Competition is measured using Bresnahan-Lau method, which estimates a structural model consisting of a demand function and a supply function of banking services, based on aggregate monthly data of January 1996 to December 2002. Estimations indicate that pricing behavior of Korean banks during the period is consistent with perfect competition, and they behave more competitively even after the increase in concentration ratio. The results imply that, contrary to the concerns over the potential for monopoly power, bank competition may not be damaged by the consolidation.

.....

본 연구는 국내 은행산업의 대형화 및 시장집중도 상승에 따른 은행서비스 시장의 경쟁저하 및 독과점화 우려에 대해 실증적인 분석을 시도한 것이다. 실증분석은 1996년 1월부터 2002년 12월까지 84개월 동안의 은행산업 관련 자료를 이용한 Bresnahan-Lau 방법, 즉 은행서비스에 대한 수요함수와 공급 함수를 추정하는 방법으로 진행되었다. 추정결과는 전체 표본기간 동안에는 국내 은행산업이 완전경쟁 수준의 가격설정행태(pricing behavior)를 보였으며, 시장집중도 상승을 고려하여 표본기간을 구분할 경우 구분시점에 따라 다소 차이는 있으나, 일반적인 우려와는 달리 시장집중도가 상승한 이후에 적어도 현재까지는 경쟁이 저하되지는 않았다는 것을 시사하고 있다.

I. 서 론

1980년대 이후 전 세계적으로 금융규제의 완화 움직임이 확대되면서 각국에서는 은행들이 인수·합병(M&A) 등을 통해 대형화되는 추이가 나타났다. 이러한 대형화 추세는 유럽의 경제통합으로 인해 1990년대에 들어서 더욱 강화되는 모습을 보였으며, 최근에는 신흥시장(emerging market) 국가들에서도 확대되고 있다. 우리나라 은행산업에서도 외환위기 이후 금융구조조정과정에서 다수의 부실은행들이 퇴출·합병되고, 최근에는 금융지주회사의 설립 및 대형은행들의 합병을 통한 거대은행의 탄생 등으로 대형화 추세가 확고하게 자리잡은 것으로 보인다.

은행의 대형화는 은행산업에서의 시장집중도를 상승시키게 되는데, 이 경우 일반적인 산업에서와 같이 집중도 상승이 은행산업 내 경쟁을 저하시킬 것으로 예상할 수 있다. 만약 그렇다면 정책담당자들에게는 은행 대형화의 속도를 조절할 필요가 있는지 혹은 은행산업의 경쟁도를 확보 또는 유지하기 위해 정책수단이 개발되어야 하는지 등의 질문이 던져질 것이며 이에 대한 답변은 정책담당자는 물론 학자들에게도 매우 흥미로운 과제일 것이다. 대부분의 국가에서는 지금까지 은행산업에서 경쟁을 촉진하는 것이 은행의 신뢰도를 제고하기 위한 수익창출을 저해한다고 판단했기 때문에 경쟁정책이 그리 중요하지 않게 취급되어 왔으며, 은행은 일반 회사들과 구분되는 특수한 것으로 간주되어 은행산업 경쟁정책은 건전성 감독정책의 테두리 안에서 이루어져 왔다.¹⁾ 그러나 최근 각국의 은행산업에 대형화 추세가 확산되고 점차 은행도 이윤을 추구하는 기업이라는 인식이 확산되면서 은행산업에 대해서도 경쟁유지정책이 필요하며,²⁾ 여타 산업들에 적용되는 기준과 일관성이 있어야

1) 금융산업의 대표적인 경쟁정책수단은 설립자본금 기준, 시장진입에 대한 적격성 심사(fit and proper test), 자기자본비율 등으로 일반 산업의 경우와는 큰 차이가 있다.

2) 예를 들어, 멕시코의 경우 은행간 인수·합병(M&A)은 중앙은행과 은행감독위원회(Banking Commission)의 의견을 청취하여 재무부(Ministry of Finance)가 허가하는 제도를 마련하고 있다. 만약 은행간 합병이 공정경쟁을 저해할 수 있다고 판단할 경우 멕시코의 연방경쟁국(CFC; The Federal Competition Bureau)이 합병에 반대할 수 있다.

한다는 주장도 제기되고 있다.

그러나 이러한 정책수단의 필요성에 관한 질문을 던지기 이전에 현재 우리나라 은행산업의 시장구조를 살펴보고 경쟁도를 측정해 봄으로써 과연 집중도 상승이 경쟁을 저하시키고 있는지를 짚어보는 것이 중요하다고 생각한다. 이는 외환위기 이후 금융시스템의 안정성을 제고하는 방향으로 수립·추진되었던 은행산업의 구조조정정책을 평가할 수 있는 또 다른 기준을 제공한다는 측면에서도 중요하다. 물론 시장집중도 상승이 은행시스템의 안정성을 제고했는지를 살펴보는 것은 또 다른 실증분석의 과제이기는 하지만, 예를 들어 안정성이 제고됨과 동시에 경쟁도도 높아졌다며 경영효율성을 높일 수 있는 여건을 조성하는 데에 그동안의 구조조정정책이 기여한 바가 큰 것으로 평가할 수 있기 때문이다.

이에 본 연구는 국내 은행산업의 경쟁수준과 이의 변화를 실증적으로 분석하여 시장집중도가 높아지면서 은행서비스시장에서의 경쟁이 저하되었는가, 즉 우리나라 은행산업의 시장집중도와 경쟁도간에 과연 음(-)의 관계가 존재하는가 하는 질문에 대한 답변을 시도하고자 한다. 이를 위해 다음의 Ⅱ장에서는 은행산업의 시장집중도 상승과 관련된 논의의 배경과 기존의 연구를 소개하고, Ⅲ장에서는 연구의 방법과 분석 모형을 제시할 것이다. 실증분석에 사용된 자료와 분석결과는 Ⅳ장에서 정리할 것인데, 여기에는 모형의 가정 등에서 나타날 수 있는 실증분석 결과에 대한 해석의 한계도 언급할 것이다. 마지막으로 Ⅴ장에서는 본 연구의 결론과 향후 연구과제들을 제시한다.

II. 논의의 배경과 관련 연구

1. 국내 은행산업의 대형화와 시장집중도 상승

우리나라의 은행산업정책은 과거 개발연대에 은행을 경제성장정책의 도구로 인식하던 기조에서 1980년대 이후 금융자율화조치들과 더불어 은행의 신설 또는 업종전환이 허용되면서 12개 은행이 추가로 시장

에 진입하는 등 은행산업 내에 경쟁촉진을 통해 효율성을 제고시키는 기조로 정책방향이 전환되었다. 그러나 은행수가 급격히 증가한 상황에서 은행들간의 경쟁이 수신고 및 국내외 점포망 확대 등 외형성장 경쟁을 위주로 전개됨에 따라 오버뱅킹(overbanking)의 논란이 제기되기도 하였는데, 이러한 논란은 외환위기 이후 금융구조조정과정에서 경쟁촉진보다는 은행의 대형화를 통해 금융시스템의 안정성(stability)을 높이는 쪽으로 정책방향을 설정하게 되는 중요한 근거로 작용하게 되었다.

이러한 정책기조의 변화는 은행들간의 합병 및 금융지주회사의 설립을 촉진하여 부실은행의 퇴출과 함께 은행수를 감소시키면서 은행산업의 대형화 및 집중도 상승을 가속화시키는 요인이 되었다. <표 1>은 그 예로서 1998년 말부터 2002년 말까지의 국내 은행대출시장의 집중도 변화를 나타내고 있는데, 허핀달-허쉬만 지표(HHI)가 713에서 1,397로,³⁾ 상위 3대 은행의 시장점유율인 CR₃가 31.6%에서 53.8%로⁴⁾ 각각 크게 증가하였음을 알 수 있다.⁵⁾

이처럼 짧은 기간중에 나타난 은행산업 내 시장집중도의 급등현상은 외환위기 이후 국내은행의 대외신인도 제고 및 국제경쟁력 강화를 위해 추진된 부실은행 퇴출 및 금융시스템 안정을 위한 은행 대형화에 따른 불가피한 결과라는 것이 일반적인 평가이지만, 초대형은행의 등장 등 국내 은행산업의 집중도 상승이 경쟁을 저하시키고 은행서비스 이용자의 부담 증가, 통화신용정책의 유효성 제약 및 시스템리스크 증대 가능성 등 부작용이 커질 수 있다는 우려가 제기되기도 하였다.⁶⁾ 특히 공

3) 허핀달-허쉬만지표(Herfindahl-Hirschman Index)는 각 시장참가자 시장점유율의 제곱을 합한 값으로 작성되며, 주요 시장참가자의 점유율이 높아질수록 HHI 값은 기하급수적으로 증가한다. 즉, α_i 가 i 번째 은행의 시장점유율(%)이며 은행산업 내에 n 개의 은행이 존재할 경우 HHI는 다음과 같이 계산된다. $HHI = \sum_{i=1}^n \alpha_i^2$

4) CR(Concentration Ratio)지표는 특정 시장 또는 산업에서 상위 n 대 참가자의 시장점유율 합계(통상 CR_n으로 표시)로 작성된다. 우리나라의 공정거래위원회는 시장지배적 사업자의 확인을 위해 CR₁, CR₂, CR₃를 사용하고 있는데, 공정거래위원회는 통상 CR₁이 50% 이상 또는 CR₃이 75% 이상인 경우에만 시장지배적 사업자로 추정(공정거래법 제4조)한다.

5) HHI가 상대적으로 빠른 상승세를 보이는 것은 최근의 은행간 합병 등 대형화가 대형은행을 중심으로 추진된 데 주로 기인한 것으로 보인다.

6) 집중도 상승에 따른 부작용에 관한 논의는 김육중(2002)을 참조할 수 있다.

〈표 1〉 우리나라 은행대출시장¹⁾의 집중도 추이

| | 1998년 말 | 1999년 말 | 2000년 말 | 2001년 말 | 2002년 말 |
|---------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| HHI | 713 | 883 | 962 | 1,420 | 1,397 |
| CR ₁ (%) | 10.9 | 13.4 | 14.5 | 28.2 | 26.5 |
| CR ₃ (%) | 31.6 | 38.8 | 42.1 | 55.5 | 53.8 |
| CR ₅ (%) | 47.6 | 58.1 | 60.8 | 70.7 | 72.2 |

주 : 1) 총대출금 기준임. (총대출금 = 원화대출금 + 외화대출금 + 내국수입유산스 + 지급보증대지급금 + 신탁대출금)

자료 : 한국은행.

적자금이 투입되었던 은행들의 민영화과정에서 예금보험공사 지분을 다른 은행에 매각하는 형태의 합병이 추진되면서 이를 반대하는 논리의 하나로 은행산업의 독과점화 가능성이 거론되기도 하였다. 향후 우리나라의 은행산업에는 합병 및 금융지주회사의 추가 설립 등으로 은행수가 더욱 감소할 것으로 예견되고 있는데, 이와 함께 은행서비스시장에서의 경쟁저하 여부에 대한 관심도 더욱 높아질 것으로 보인다.

2. 시장집중도와 경쟁구조의 이론적 관계

시장집중도의 상승을 경쟁저하, 나아가 독과점적 가격설정으로 인해 소비자 후생이 감소될 가능성이 커진 것과 동일시하는 견해는 시장집중도가 상승할 경우 담합행위의 비용이 감소하여 비경쟁적 가격설정 유인이 증대한다는 전통적인 독점력 가설(monopoly power hypothesis)에 기초 한다. 즉, 경쟁적인 가격에 비해 높은 수준에서 가격이 설정되어 소비자의 부담이 증가하고 공급규모도 축소됨에 따라 전체적인 후생비용(welfare cost)은 늘어나게 된다는 것이다.

이러한 가설을 뒷받침하는 논리는 산업구조(structure)에 따라 산업내 기업의 행동(conduct)이 다르게 나타나고, 그 결과는 기업의 성과(performance)에도 영향을 미친다는 구조-행동-성과 패러다임(S-C-P paradigm)에 의해 제공된다.⁷⁾ 이에 따르면 은행산업의 경쟁정도가 은행의 수에 비례하고 평균적인 시장점유율에 반비례하기 때문에, 대형화로 나타나

게 되는 과점(oligopoly)상태에서는 은행들이 담합 등을 통해 완전경쟁에서보다 적은 규모의 대출자금을 공급하게 되며, 이에 따라 소비자들의 금융비용이 높아지는 대신 은행의 수익성은 높아질 것이라는 추론이 가능하다.

그러나 이러한 구조-행동-성과(S-C-P) 패러다임은 산업구조의 차이를 가정하는 산업조직론의 여러 이론 및 가설들에 의해 비판을 받아 왔는데, 이들 중 가장 대표적인 것이 잠재경쟁이론(theory of contestability)이다. 잠재경쟁이론은 기업의 고정비용 중 회수 불가능한 부분, 즉 매몰비용(sunk cost)이 없고 상품이 차별화될 수 없으며 자유로운 진입과 퇴출이 보장되는 산업에서는 협존하는 기업의 수와 관계없이 경쟁적인 환경이 유지될 수 있다는 결론을 제공한다. 은행산업의 경우 매몰비용 또는 상품차별화 가능성이 여타 실물산업에 비해 상대적으로 낮아 잠재경쟁(contestability)의 위협이 강하므로 시장집중도가 높더라도 은행들이 매우 경쟁적으로 행동할 수 있다는 견해가 있다. 그러나 은행산업이 매우 정보집약적(information intensive)이어서 거래기업에 대한 신용정보의 질적 수준과 축적정도가 은행의 경영성과에 매우 중요하기 때문에 잠재적인 진입장벽이 높다는 견해도 있어, 이를 따를 경우 은행산업에 대해 잠재경쟁이론을 적용하기는 어렵게 된다.

다른 한편으로는 은행산업의 집중도 상승이 결국 은행의 대형화와 연계되는데, 은행이 대형화될수록 효율성(efficiency)이 높아지기 때문에 결과적으로 고객들에게 보다 나은 금리와 질 높은 서비스 제공이 가능하며, 따라서 시장집중도가 높다고 하더라도 은행들의 수익성이 높은 것을 경쟁저하에 따른 담합행위의 증거로 볼 수 없다는 주장도 있다. 즉, 은행들이 예금금리 인상 및 대출금리 인하를 통해 시장점유율을 확대하여 이윤을 극대화한다는 전략을 선택하는 경우 은행의 효율성 정도에 따라 퇴출, 인수·합병이 나타나게 되고, 이로 인해 시장집중도가 제

7) 구조-행동-성과(S-C-P) 패러다임은 한 산업 내의 경쟁정도(degree of competition)에 따른 성과(performance)는 담합정도(degree of collusion), 혁신(innovation), 광고(advertising) 등 기업들의 행동(conduct)에 의해 설명될 수 있으며, 기업의 행동은 다시 기업의 수(number and size of firms), 비용 및 수요여건(cost and demand conditions) 등 시장의 구조적 특성(structural characteristics of the market)에 의존한다고 본다.

고된다는 것이다.

이상의 논의들을 고려할 때, 은행산업의 경쟁도는 시장집중도와 관련된 지표들만에 의존하여 측정할 수는 없으며, 결국 은행의 가격설정 및 서비스 공급과 관련된 경영행위를 실증적으로 분석하여 판단해야 하는 문제임을 알 수 있다.

3. 기존의 실증연구

1980년대 이후 세계적으로 은행간 합병 움직임이 확산되면서 시장집중도 상승과 경쟁저하 및 독과점 폐해간의 이론적 가설이 은행산업에도 실제로 적용되는지 여부를 검증해보는 시도가 나타났다. 특히 미국에서는 저축대부조합위기(S&L Crisis) 이후 은행의 퇴출 및 합병이 증가하면서 은행산업의 독점력(monopoly power) 증가 여부에 대한 관심이 높아졌고, 유럽에서는 1993년 유럽연합(EU)의 2차 은행지침(Second Banking Directive) 발효 이후 국가간 은행시장 통합에 대한 관심이 높아지면서 은행산업의 집중도와 경쟁정도에 관한 논쟁과 분석이 활발히 진행되었다.

Shaffer(1989) 등 미국 은행산업을 실증적으로 분석한 많은 연구들은 집중도의 상승이 은행들간의 경쟁을 저하시키고 담합(collusion)을 조장한다는 가설이 강하게 기각됨을 발견하였으며, 시장지배적 은행이 대출금리를 인상하는 등 비경쟁적으로 가격을 설정한다는 증거를 찾지 못하였다. 따라서 은행산업의 시장집중도가 상승함에 따라 은행 수익성도 높아지는 집중도·수익성 관계(concentration-profitability relationship)가 발견되기도 했지만, 이는 독과점적 요인보다는 은행경영 효율성 제고에 기인한 것으로 평가되었다.

이와 같은 미국 은행산업의 시장집중도 상승의 영향에 대한 관심은 경제여건이 유사하지만 이미 시장집중도가 높은 상황에 있었던 캐나다의 은행산업 경쟁도에 대한 연구로 연결되었다. 이들 연구에서도 은행산업에서 집중도가 높다는 것이 반드시 경쟁저하를 의미하는 것은 아니라는 결론이 도출되었는데, 먼저 1982~84년간 캐나다 개별 은행들의 재무자료를 이용하여 실증분석을 시도한 Nathan and Neave(1989)는

캐나다 은행들이 시장집중도가 높음에도 불구하고⁸⁾ 독점력을 행사하지 않았으며, 합병 등 구조조정의 결과 금융기관수가 감소했던 캐나다의 신탁회사(trust company)와 저당회사(mortgage company) 등 비은행 금융산업에서도 경쟁도가 저하되었다는 증거를 찾을 수 없었다. 1965~89년간 캐나다 은행산업 자료를 실증분석한 Shaffer(1993)도 은행산업의 경쟁수준이 완전경쟁에 가까우며 독과점 가설을 지지할 수 없다고 보고하였다.⁹⁾

은행산업의 시장집중도가 높아진 환경에서 1991~92년에 추진되었던 멕시코의 은행 민영화과정에서도 은행산업 내에 독과점적 폐해가 나타날 것이라는 우려가 제기된 바 있다. 멕시코 정부는 1982년 금융위기 직후 60개 은행 중 58개 은행을 국유화했으며, 이후 구조조정을 통해 이들을 18개 은행으로 통합함에 따라 1991년 멕시코 은행산업의 HHI가 1,600 수준에 달하는 등 집중도가 이미 크게 높아져 있었는데, 이러한 상황에서 은행을 민영화할 경우 경쟁을 통한 효율성 제고효과가 나타나지 않을 뿐 아니라 담합이 용이하여 사회적 후생이 감소할 것이라는 우려가 많았다. 그러나 경쟁수준을 실증분석한 결과는 오히려 반대로 나타났는데, Gruben and McComb(2003)는 1987~93년간 멕시코 은행산업의 월별 통계자료를 분석한 결과 민영화 추진기간중에 은행들이 시장점유율 확보경쟁에 진력하면서 멕시코 은행산업 내에 超경쟁적(super-competitive) 행태가 나타났다고 보고하였다. 초경쟁적 행태는 은행들이 대출자금의 공급규모를 한계비용이 한계수입을 초과하는 수준으로까지 확대하여 손실이 발생할 정도의 경쟁이 나타나는 상황을 의미하는데, 은행들이 시장점유율 확대로 예상되는 미래수익의 현재가치가 초경쟁으로 발생하는 손실을 충분히 보상할 것으로 기대할 경우 나타날 수 있

8) 1980년대 초반 캐나다 은행산업은 자산기준으로 CR₅가 87%로서 현재의 우리나라 은행산업보다 훨씬 집중된 구조를 가지고 있었다.

9) 캐나다에는 1980년까지 12개의 연방인가은행(chartered bank)이 있었으나, 1980년에 은행법(Bank Act)이 개정된 이후 은행수가 증가하여 1989년에는 8개의 Schedule I(캐나다 국내)은행, 59개의 Schedule II(외국)은행이 영업하고 있었다. 2002년 말 현재는 10개의 Schedule I 은행과 33개의 Schedule II 은행(모두 외국은행의 현지법인)이 영업중이며, 은행산업의 자산기준 CR₃은 58% 정도로서 우리나라 은행산업의 CR₃(2001년 말 현재 약 57%)과 시장집중도가 유사한 수준이다.

다. Gruben and McComb(2003)는 1990년대 초에 멕시코 은행산업에서 초 경쟁이 나타나게 된 것은 민영화 등 전반적인 금융자유화와 더불어 북 미자유무역협정(NAFTA)의 체결 등으로 은행산업의 진입장벽이 크게 저하된 데에 근본적으로 기인하며, 민영화 직후 멕시코 은행의 예대마진이 상승한 것은 금융산업 내 경쟁저하보다는 금융자유화 초기에 자율적 경영경험의 미흡 및 금융기법의 후진성 등으로 효율성이 제고되지 못한 데에 원인이 있다고 분석하였다. 이와 같은 Gruben and McComb (2003)의 연구결과는 금융감독이 미흡한 상황에서 시장점유율 확보를 위한 은행들의 경쟁심화로 급팽창한 대출이 대규모 부실로 이어졌다는 1994년 멕시코 경제위기의 발생원인에 대한 설명과 일맥상통한 측면이 있다. 그러므로 은행산업 내 경쟁심화는 금융서비스 소비자들의 후생을 증진시키는 효과가 있지만, 이러한 경쟁이 은행의 경영효율성 제고와 병행되지 않을 경우 은행산업의 건전성과 수익성의 저하를 초래할 수 있으며, 따라서 은행 대형화에 따른 집중도 상승에 대응한 경쟁촉진정책은 은행산업의 건전성 및 자생력(viability)을 저해하지 않도록 금융감독 당국과의 충분한 협의를 통해 수립·시행되어야 함을 시사한다.

한편, 1990년대 들어서 경제통합이 본격화되었던 유럽에도 은행의 대형화 추세가 경쟁구도 및 소비자 후생에 미치는 영향에 대한 연구가 다수 존재하는데, 특히 은행중심적(bank-based) 금융시스템에 더하여 지역별로 시장이 분할되어 있어 소규모 은행이라도 지역경제에서는 상당한 시장지배적 지위를 가지고 있었던 이탈리아의 은행산업에 관한 연구가 주종을 이룬다.¹⁰⁾ 1989년 유럽연합(EU) 내 자본이동 자유화조치 등의 영향으로, 대부분 소규모 은행들로 구성되어 있었던 이탈리아 은행 산업에서는 1990년대부터 경쟁력 강화를 위해 은행간 합병 움직임이 확산되고 있었다.¹¹⁾ 이러한 기간을 전후로 하는 1988~96년간 이탈리아 은행들의 재무자료를 분석한 Coccorese(1998)는 1990년대 이후 은행산업

10) 이탈리아 이외에 1993~95년간 그리스 은행들의 연간 재무자료를 분석하여 은행산업이 독점적 경쟁상태에 있었음을 보고한 Hondroyannis et al.(1999) 등 여타 유럽국가들의 은행산업 경쟁도에 관한 연구도 물론 존재한다.

11) 이탈리아 정부도 1990년에 은행의 합병을 장려하고, 이의 은행간 경쟁구도에 대한 영향을 모니터링하는 책임을 중앙은행에 부여하는 법을 제정했는데, 이후 은행간 합병이 본격화되었다.

집중도가 크게 높아졌음에도 불구하고 전반적으로 독과점 가설이 성립되지 않음을 실증적으로 증명하였다. 그러나 이탈리아의 은행산업이 완전경쟁이라기보다 독점적 경쟁(monopolistic competition) 시장이었다고 평가했으며, 이는 각 지역경제 내에 기업들과 기존 은행간의 긴밀한 금융관계에서 형성된 암묵적인 진입장벽이 있었던 데 기인한다고 분석했다.

대형화를 통한 은행산업의 시장집중도 상승이 단기적으로는 소비자의 금융비용을 증가시키지만, 점진적인 구조조정이 추진되면서 효율성이 제고되면 결국 소비자 후생에 긍정적인 효과를 가지고 온다는 연구도 있다. 1990년대 중반까지는 이탈리아의 각 지역별 은행합병으로 인한 경쟁저하로 소비자 피해가 증가한다는 연구결과가 많았으나, Focarelli and Panetta(2002)는 1990~98년의 이탈리아 은행산업 자료를 이용한 은행합병에 따른 예금금리 변화의 실증분석을 통해 단기적으로는 시장지배력효과로 예금금리가 하락하지만 장기적으로는 경영효율성효과로 예금금리가 상승함을 발견하고, 이는 장기적인 경영효율성 제고효과가 시장지배력효과보다 크게 나타나는 것을 의미한다고 분석하였다. 그러나 그들은 예금금리의 지역별 비교를 통해 시장집중도가 높은 지역에서 예금금리가 낮고 새로운 은행의 진입이 있는 지역에서는 예금금리가 높아지는 현상을 관찰할 수 있으므로, 시장집중도 상승에 따른 독과점 효과를 완전히 배제할 수는 없다고 주장하였다.

유럽국가들의 은행산업 내 경쟁도를 측정한 연구로서는 De Bandt and Davis(2000)가 있는데, 이들은 EMU국가들의 1992~96년간 자료를 분석하여 대형은행들간의 경쟁이 미국의 경우만큼 심하지 않다고 보고 했다. 비유럽국가들을 포함한 다수 국가의 은행산업을 대상으로 경쟁수준을 평가한 연구도 있는데, Bikker and Haaf(2002)는 우리나라를 포함한 23개국 5,444개 은행들의 재무자료를 이용하여 이들 국가의 은행산업이 독점적 경쟁의 성격을 나타내고 있으며, 대형은행들간의 경쟁도가 소형은행들간의 경쟁도보다 높은 것을 발견했는데, 이는 대형화된 은행들이 국제적인 경쟁에 노출되어 있기 때문이라고 해석하였다.

III. 연구의 방법 및 분석모형

1. 연구의 방법

앞에서 언급한 바와 같이 은행산업의 시장집중도와 경쟁도간의 관계는 많은 연구에서 실증분석의 대상이 되어왔는데, 초기 연구에서는 은행산업의 구조와 은행들의 수익성 또는 가격설정간의 통계적 상관관계를 찾는 데에 관심이 집중되었다. 이들 초기 연구는, 구조-행동-성과(S-C-P) 패러다임의 견해와 같이, 집중도가 높은 시장에서 불완전경쟁(imperfect competition)이 존재한다면 이는 바로 시장집중도와 수익성간의 상관관계가 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타날 것이라는 인식에 바탕을 두고 있다. 그러나 양(+)의 상관관계가 나타나더라도, 준거대상(benchmark)이 없어 그 경쟁도가 어떤 수준인지를 가늠하기 어렵다는 단점이 있었다.

이와 같은 한계를 극복하기 위해 다양한 계량경제학적인 시도가 나타났는데, 은행산업의 경쟁도와 관련된 기준의 실증연구에서 주로 채택되고 있는 방법은 다음의 Panzar-Rosse 방법과 Bresnahan-Lau 방법이다. 이들 방법은 단순화된 은행의 수입함수 또는 수요·공급함수 등을 추정하여 그 결과를 해석한다. 따라서 누락변수편의(omitted variable bias)를 얼마나 잘 제어(control)하는가가 분석의 관건이 될 수 있다. 또 이들 방법은 부분균형분석(partial equilibrium analysis)으로서 주어진 산업의 균형가격 및 산출량이 여타 관련 시장의 가격에 유의한 영향을 주지도 않고 받지도 않아야 한다는 것을 전제로 하고 있는데, 경제시스템이 분업의 성격을 띠고 있으며 각각의 산업들이 필요한 투입요소의 획득을 위해 서로 연관될 수밖에 없다는 점을 감안할 때 이와 같은 조건은 다소 비현실적이라는 점을 고려할 필요가 있다.

가). Panzar-Rosse(P-R) 방법

Panzar and Rosse(1987)는 어떤 산업의 경쟁수준을 측정하기 위해 개

별기업들의 자료(bank-specific data)를 이용하여 축약형 수입함수(reduced-form revenue equation)를 추정하는 방법을 개발하였는데 이 방법을 P-R 방법(Panzar-Rosse method)이라고 한다. 일반적으로 기업의 총수입은 균형산출량과 균형가격의 곱으로 주어지는데, 산출량과 가격은 모두 비용, 수요, 경영행위(conduct)에 의존하므로 축약형 수입함수에는 비용과 수요에 영향을 미치는 모든 변수가 포함될 것이다. 따라서 P-R 방법은 시장지배력(market power)에 따라 투입요소가격의 변화가 은행의 균형수입에 미치는 영향이 다르다는 점을 이용하여, 투입요소가격에 대한 축약형 수입함수의 탄력성의 합인 H-통계량을 구하여 경쟁도를 측정한다. 이러한 H-통계량은 수입함수가 로그전환(translog) 함수일 경우 투입요소 가격들에 대한 추정계수들의 합과 동일한데, 개별은행이 이윤극대화를 추구하는 독점일 경우 H-통계량은 양(+)의 값을 가질 수 없으나 독점적 경쟁(monopolistic competition)의 경우 양(+)의 값을 가지며, 이론적인 완전경쟁(perfect competition)의 경우에는 1의 값을 가지게 된다.

H-통계량의 추정은 총수입 및 투입요소가격 이외의 은행관련 자료를 필요로 하지 않기 때문에 뒤에 설명될 B-L 방법보다 간편하다는 장점이 있으며, 이에 따라 보다 광범위하게 사용된다. P-R 방법을 이용하여 은행산업의 경쟁수준을 분석한 기존 연구는 Nathan and Neave(1989), Molyneux et al.(1996), Coccorese(1998), Hondroyannis et al.(1999), De Bandt and Davis(2000), Bikker and Haaf(2002) 등이 있다.

나. Bresnahan-Lau(B-L) 방법

특정산업에 있어서의 경쟁도는 수요함수와 공급함수로 구성되는 구조모형(structural model)을 산업전체의 자료(aggregate data)를 이용하여 추정함으로써 측정할 수도 있다. 이러한 방법은 기업간의 추측행위 (conjectural variation)를 계량경제학적으로 추정하는 방법을 제시한 Iwata (1974)에 바탕을 두고 있는데, 구조모형에서 추정되는 추측행위탄력성 (conjectural variation elasticity)을 통해 산업 내 경쟁도를 측정하는 것이다. 이러한 방법은 추측행위방법(conjectural variation method)으로 알려져 있었는데, Bresnahan(1982)과 Lau(1982)가 과거의 추측행위방법을 통한

계량분석에 식별문제(identification problem)가 존재함을 보이고 이를 해결하기 위한 방법을 제시한 이후, 동 방법은 B-L 방법(Bresnahan-Lau method)으로 알려지게 되었다.

B-L 방법론에서 사용되는 구조모형은 두개의 방정식으로 구성되는데, 첫 번째 방정식은 수요함수의 역함수(inverse market demand function)이며, 두 번째 방정식은 기업의 이윤극대화를 위한 1차조건(first-order condition)으로부터 도출되는 공급함수이다. 이때, 공급함수의 계수들 중 하나는 산출량의 변화에 대하여 경쟁기업들의 예상되는 반응이라 할 수 있는 추측행위(conjectural variation)와 같은데, 이 계수의 추정치로 시장의 경쟁도를 측정할 수 있다. B-L 방법을 이용하여 은행산업의 경쟁수준을 분석한 기존 연구는 Shaffer(1989, 1993), Suominen(1994), Angelini and Cetorelli(2000), Toolsema(2002), Bikker(2003), Gruben and McComb (2003) 등이 있다.

2. 분석모형

본 연구의 분석은 B-L 방법을 이용하여 진행된다. IV장에서 추정될 모형을 좀더 자세히 설명하기 위해 Bresnahan(1982)에 따라 논의를 전개하면, 은행서비스시장의 총수요함수는

$$Q = Q(P, Y, \alpha) \quad (1)$$

로 표현될 수 있는데, 이때 P 는 은행서비스의 가격이며, Y 는 국민소득과 같이 거시경제적 상황을 측정하는 외생변수들의 벡터(vector)이다. 이 때 은행들의 총수입은 $TR = PQ^\circ$ 이므로, 은행산업 전체의 실제(actual) 한계수입(marginal revenue)은

$$MR = \frac{\partial PQ}{\partial Q} = P + \frac{\partial P}{\partial Q} Q$$

이다. 이와 같은 실제(actual) 한계수입은

$$MR = P + h(Q, Y, \alpha)$$

로 나타낼 수 있으며, 여기서 $h(Q, Y, \alpha)$ 는 수요의準탄력성(semi-elasticity of demand)이다.

$$h(Q, Y, \alpha) = \frac{Q}{\partial Q / \partial P} \leq 0 \quad (2)$$

그러나 개별은행이 인지하는 한계수입(perceived MR)은 은행들간의 경쟁정도에 따라 은행산업 전체의 실제 한계수입(actual MR)과 다를 수 있다. 이러한 개별은행의 한계수입은

$$MR_i^P = P + \lambda_i h(Q, Y, \alpha)$$

로 나타낼 수 있는데, 여기에서 λ_i 는 i 번째 은행이 서비스 산출량을 1% 증가시켰을 때 은행산업 전체의 산출량 규모가 얼마나 변할 것인가에 대한 i 번째 은행의 예상을 나타내는 추측행위탄력성(conjectural variation elasticity)이다. 즉, q_i 가 i 번째 은행의 산출량이고 Q 가 전체 은행산업의 총산출량이라 할 때, $\lambda_i = \frac{dQ/Q}{dq_i/q_i}$ 이다.

B-L 방법은 전체 은행산업의 자료(aggregate data)를 이용하여 각 개별 은행의 추측행위탄력성의 평균으로 이해할 수 있는 $MR^P = P + \lambda h(Q, Y, \alpha)$ 에서의 λ , 즉 은행산업 전체의 추측행위탄력성(aggregate conjectural variation elasticity)을 추정함으로써 경쟁도를 측정하는데, 은행산업이 완전경쟁적일 경우 λ 는 영(0)의 값을 가지며 독점 또는 완전한 담합(perfect collusion)하의 과점인 경우에는 1의 값을 가진다. 또한 완전담합의 경우가 아닌 과점의 경우 λ 는 0과 1 사이의 값을 가지게 되는데, 그중에서도 모든 은행들(n 개의)이 동일한 산출량을 생산하는 대칭적 쿠르노 과점(symmetric Cournot oligopoly)에서는 $1/n$ 의 값을 가진다.¹²⁾

12) 이러한 λ 추정값의 해석은 은행서비스시장의 범위에 대한 어떠한 설정에 대해서도 동일하게 적용된다. 분석의 표본이 적어도 하나의 완전시장(complete market)을 포괄한다면, λ 추정값은 불편(unbiased)추정치이다. 또 은행서비스시장을 여러 가지 종류의 금융상품시장이 결합되어 형성된 것으로 인식하더라도, λ 추정값은 각각의 분리된 금융상품시장에서 측정될 수 있는 경쟁도의 평균을 의미한다. 또한 λ 는 표본에 포함되는 은행들 중에서 평균적인 은행의 행태를 묘사하기 때문에 모든 은행이 동일한 수준의 시장지배력을 가져야 할 필요도 없다. 예를 들어, 하나의 지배적

<표 2> B-L 방법을 이용하여 추정된 λ 값의 해석

| λ | 시장의 경쟁환경에 대한 판단 |
|-------------------|---|
| $\lambda = 0$ | 완전경쟁 |
| $\lambda = 1$ | 독점 또는 완전한 담합하의 과점 |
| $0 < \lambda < 1$ | 과점(독점적 경쟁) |
| $\lambda = 1/n$ | 대칭적 쿠르노 과점(symmetric Cournot oligopoly) (n : 은행수) |

이와 같은 λ 는 아래와 같이 두개의 방정식으로 구성되는 연립방정식체계(simultaneous system)로부터 추정할 수 있다. 먼저, 은행이 제공하는 서비스에 대한 수요함수, 즉 전체 은행산업에 대한 총수요함수이다. 이는 Shaffer(1993)에서와 같이

$$Q = a_0 + a_1 P + a_2 Y + a_3 Z + a_4 PY + a_5 YZ + a_6 PZ \quad (3)$$

로 표현되는데, 여기에서 P 는 앞에서와 같이 은행서비스의 가격이며, Y 는 국민소득과 같이 거시경제적 상황을 측정하는 외생변수이고, Z 는 은행서비스 대체재의 가격과 같은 또 다른 추가적인 외생변수이다.

추가적인 외생변수 Z 는 λ 의 값을 추정함에 있어서 나타나는 식별문제(identification problem)를 해결하기 위해 도입된 것인데, 이를 위해서는 은행서비스 가격변수인 P 가 수요함수에서의 외생변수와 상호 작용하도록(interactively) 나타나게 하는 것이 중요하다.¹³⁾ 따라서 위의 식 (3)에 대한 추정결과에서 a_4 또는 a_6 가 영(0)이 아니어야 한다 ($a_4 \neq 0$

인 은행(또는 카르텔)과 다수의 경쟁적인 소형은행이 존재할 경우에도 λ 는 이들의 경쟁도(competitive value)와 담합도(collusive value)가 가중평균되어 나타나게 되므로 완전경쟁의 경우 ($\lambda = 0$)에 비해 높은 값을 가지게 되는 것이다. 그리고 λ 를 이용한 분석은 순수하게 시계열자료에만 의존하기 때문에 은행서비스의 질적 수준이 은행들간에 서로 다르다고 할지라도 그 분포가 분석기간 동안(over time) 안정적이라면 평균적인 은행의 λ 는 편의(bias) 없이 추정될 수 있다.

13) 추가적인 외생변수를 도입할 경우, 동 외생변수의 변화에 반응하여 수요함수 기울기가 변할 수 있게 되어 λ 가 비로소 식별(identify)된다. Lau(1982)는 λ 가 식별될 수 있는 필요충분조건은 수요함수(또는 이의 역함수)가 적어도 하나의 외생변수에 대해 분리가능(separable)하지 않아야 하며, 그 외생변수는 수요함수에는 포함되지만 한계비용함수에는 포함되지 않아야 한다고 주장하였다.

이거나 $a_6 \neq 0$). 한편, 이와 같은 형태의 총수요함수는 앞에서의 식 (1)에서 표현된 실제(true) 총수요함수의 선형화된 형태(linearization) 또는 일차부분근사형태(first-order local approximation)라고 할 수 있다.

연립방정식체계의 두 번째 방정식은 은행의 이윤극대화 가정에 기초한 공급함수이다. 공급함수는 한계비용(marginal cost)함수로부터 도출될 수 있는데, Shaffer(1993)는 은행의 비용함수가 로그전환함수(translog function) 형태를 가진다고 가정하고 이로부터 도출되는 한계비용과 한계수입간의 관계를 이용하여 공급함수를 표현하였다. 즉, Q 가 은행의 서비스 산출량, W_1 와 W_2 가 각각 은행이 서비스를 생산, 공급하기 위해 필요로 하는 (단위)요소비용이라고 할 경우, 은행의 비용함수는 $C = C(Q, W_1, W_2)$ 로 표현할 수 있으며, 이를

$$\begin{aligned}\ln C &= b_0 + b_1 \ln Q + b_2 \frac{(\ln Q)^2}{2} + b_3 \ln W_1 + b_4 \ln W_2 \\ &\quad + b_5 \frac{(\ln W_1)^2}{2} + b_6 \frac{(\ln W_2)^2}{2} + b_7 \ln W_1 \ln W_2 \\ &\quad + b_8 \ln Q \ln W_1 + b_9 \ln Q \ln W_2\end{aligned}$$

로 가정할 경우, $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \frac{\partial C}{\partial Q} \frac{Q}{C}$, 즉 $MC = \frac{C}{Q} \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q}$ 이므로

$$MC = \left(\frac{C}{Q} \right) [b_1 + b_2 (\ln Q) + b_8 (\ln W_1) + b_9 (\ln W_2)]$$

가 된다. 이와 함께 은행의 이윤이 극대화될 경우, 앞에서 언급한 MR^P 가 MC 와 같아지므로, 즉 $MR^P = P + \lambda h(Q, Y, \alpha) = MC$ 이므로

$$P = -\lambda h(Q, Y, \alpha) + MC$$

로 나타낼 수 있다. 앞의 식 (2)에서 $h(Q, Y, \alpha) = \frac{Q}{\partial Q / \partial P} \leq 0$ 이며,¹⁴⁾

14) 이와 같은 관계를 이용하면 λ 의 또 다른 의미를 찾을 수 있다. 즉, 실제가격 (P^A)은 경쟁균형가격 (P^C)인 MC 와 $-\lambda Q / (\partial Q / \partial P)$ 만큼의 차이를 가지는데 ($P^A - P^C = -\lambda Q / (\partial Q / \partial P)$), 실제산출량 (Q^A)과 경쟁균형산출량 (Q^C)의 차이는 $Q^A - Q^C = (P^A - P^C) \partial Q / \partial P = -\lambda Q$ 로 표현되므로 결국 λ 는 실제산출량이 경쟁균형산출량에 비해 얼마나 작은지를 비율로 나타낸 것이 된다. 따라서 $\lambda > 0$ 이면 산업 내에 시장지배력의 존재로 인해 산출량이 경쟁균형산출량보다 적은

식 (3)으로부터

$$\frac{\partial Q}{\partial P} = a_1 + a_4 Y + a_6 Z$$

를 구할 수 있기 때문에, 연립방정식체계(simultaneous system)의 두 번째 방정식인 공급함수는 다음과 같이 표현된다.¹⁵⁾

$$P = -\lambda \frac{Q}{(a_1 + a_4 Y + a_6 Z)} + \left(\frac{C}{Q}\right)[b_1 + b_2 \ln Q + b_8 \ln W_1 + b_9 \ln W_2] \quad (4)$$

그러나 이와 같이 로그전환 비용함수(translog cost function)를 통해 도출된 공급함수를 계량경제학적 추정에 일반적으로 이용하는 데에는 다소 한계가 있다. 왜냐하면 위의 식 (4)에서도 나타나듯이 추정에 있어서 은행의 총비용 (C)을 표현할 수 있는 자료가 필요하게 되는데, 이러한 자료는 연간별 또는 반기별, 그리고 아주 드물게 분기별로 제공되기 때문에 표본기간이 충분히 길지 않으면 유의한 추정결과를 얻기가 불가능할 것이기 때문이다.¹⁶⁾ 따라서 본 연구에서는 Bresnahan(1982), Suominen(1994) 등에서 제시된 바와 같이, 총비용함수에 대한 명시적인 설정을 생략하고 은행의 한계비용함수가 $MC = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W_1 + \beta_3 W_2$ 와 같은 선형비용함수(linear MC function)의 형태를 가진다고 가정한다.¹⁷⁾

경우라고 할 수 있다.

- 15) 식 (4)를 보면 앞에서 언급한 λ 를 식별(identify)하기 위한 조건, 즉 식 (3)에 대한 추정결과에서 a_4 또는 a_6 가 영(0)이 아니어야 한다 ($a_4 \neq 0$ 이거나 $a_6 \neq 0$)는 조건의 의미가 보다 분명히 나타난다. 예를 들어, a_4 또는 a_6 가 모두 영(0)인 경우, λ 를 b_2 로부터 정확히 구분해 내기가 어렵게 됨을 알 수 있다. 따라서 앞에서의 수요함수 식 (3)이 비록 실제(true) 수요함수의 부분근사형태(local approximation)를 표현한 테 불과하더라도, 그러한 수요함수가 분리가능(separable)하지 않아야 λ 가 식별되는 것이다.
- 16) 뒤의 실증분석에서는 월별 자료를 이용하여 분석을 시도하는데, 우리나라 은행들의 경우 분기마다 재무제표를 공시하고 있으며 이마저도 2000년 이후에 의무화되어 자료의 길이도 길지 않기 때문에 추정을 위해 총비용 자료를 사용해야 한다면, 추정 자체가 불가능하다는 한계가 있다.
- 17) 본 연구와 유사한 분석을 시도한 Suominen(1994)과 Toolsema(2002)도 한계비용함수가 선형함수(linear MC function)의 형태를 지닌다고 가정하였다. 한편, 본 연구에서는 로그선형(log-linear)한계비용함수를 가정한 실증분석도 시도되었는데, 추정결과

그러므로 다음 장의 실증분석에서는 다음과 같이 두개의 식 (5)와 식 (6)으로 정리되는 구조모형을 이용하여 λ 의 값을 추정함으로써 우리나라 은행산업의 경쟁수준을 파악한다.

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 Z + \alpha_4 PY + \alpha_5 YZ + \alpha_6 PZ + \varepsilon \quad (5)$$

$$P = -\lambda \frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_4 Y + \alpha_6 Z)} + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W_1 + \beta_3 W_2 + u \quad (6)$$

IV. 실증분석 및 결과

1. 분석의 범위와 자료

가. 분석의 범위

1) 우리나라 은행산업의 범위

일반적으로 한 산업의 경쟁수준을 계량적으로 측정하는 데에는 우선 그 산업의 범위를 확정하는 것이 매우 중요한 문제로 등장한다.¹⁸⁾ 특히 통계자료의 산업범위가 경제학적 의미의 범위보다 좁게 확정되어 있을 경우에는 실제보다 경쟁수준이 낮게 나타날 수 있으며, 반대로 산업범위가 넓게 확정될 경우에는 실제보다 경쟁수준이 높은 것으로 나타날 수 있기 때문이다. 이러한 문제는 본 연구와 같은 은행산업의 경쟁수준을 분석함에 있어서도 고려되어야 한다. 예를 들어, 향후 겹업화의 진전으로 금융권역간의 구분이 모호해지는 상황에서는, 은행법에 근거하여 설립된 ‘은행’들만에 한정하여 집중도 및 경쟁도를 파악하는 것이 무의미해질 수 있기 때문이다.

그러나 다행스럽게도 우리나라의 금융권역은 아직 각각의 핵심업무를 중심으로 명확히 구분될 수 있다고 판단된다. 현행 은행법에 따르면 은행은 예금을 수취하거나 유가증권 등을 발행하여 조달한 자금을 대출

는 선형한계비용함수를 가정한 경우와 유사했으나 극대화된 로그우도(log likelihood)함수의 값이 다소 낮게 나타났다.

18) 자세한 논의는 이재형(2002)의 제2장 제2절을 참고할 수 있다.

하는 업무와 이에 부수되는 업무를 영위하는 법인이다. 따라서 은행의 핵심업무는 크게 예금업무, 채무증서의 발행업무, 대출업무, 어음할인업무, 내·외국환업무 등으로 구분할 수 있다.¹⁹⁾ 물론 비은행 예금취급기관들도 예금업무 및 어음할인업무를 영위하고 있고 또한 이들과 보험회사도 대출업무를 영위하고 있으므로 각각의 개별업무에 대해서는 비은행 금융기관들의 경쟁압력이 존재할 수 있다. 그러나 이들이 금융권역 별로 각각 다른 핵심업무를 영위함에 따라 자산운용 등에 있어서 대상 및 개별거래규모에 대한 규제도 서로 다르게 적용된다는 점과 특히 비은행 예금취급기관의 경우에는 그 규모가 영세한 수준이라는 점 등을 감안할 때, 은행의 핵심업무들을 뮤어서 은행서비스시장을 은행산업과 동일한 의미로 여타 금융산업과 구분하여 표현할 수 있으며 은행산업만을 대상으로 시장집중도 및 경쟁수준을 살펴보는 것은 의미가 있을 것이라고 생각된다.

2) 은행산업의 산출물과 투입요소의 범위

은행산업의 수요 및 공급함수를 이용한 실증분석에 있어서 중요한 또 다른 문제는 은행산업의 산출물(output)에 대한 정의인데, 이와 관련해서는 생산접근법과 중개접근법의 두 가지 접근법이 제시될 수 있다.²⁰⁾ 먼저, 생산접근법(production approach)은 은행을 자본과 노동을 이용하여 다양한 종류의 대출 및 예금상품을 생산하는 기업으로 간주하며, 산출물은 계좌의 수 또는 관련된 거래량으로, 총비용은 이러한 산출물을 생산하는 데 소요되는 모든 영업비용으로 측정한다.²¹⁾ 반면, 중개접근법(intermediation approach)은 은행을 대출과 예금서비스의 생산자라

19) 현행 은행법 제2조 제1항 제1호는 “‘은행업’이라 함은 예금의 수입, 유가증권 기타 채무증서의 발행에 의하여 불특정다수인으로부터 채무를 부담함으로써 조달한 자금을 대출하는 것을 업으로 행하는 것을 말한다”고 정의하고 있다. 또한, 은행법 제27조 제2항의 위임을 받은 은행법시행령 제18조의 2는 ① 예금·적금의 수입 또는 유가증권 기타 채무증서의 발행, ② 자금의 대출 또는 어음의 할인, ③ 내·외국환, ④ ①~③의 업무에 부수되는 업무로서 재정경제부장관이 정하여 고시하는 업무로 은행업무의 범위를 정하고 있다.

20) 자세한 논의는 Colwell and Davis(1992)와 Shaffer(1993) 등을 참조할 수 있다.

21) 생산접근법은 예금 및 대출거래 횟수 등으로 은행의 산출물을 측정하는데, 이러한 자료를 구할 수 없기 때문에 생산접근법을 따르는 데에는 근본적인 한계가 있다.

기보다 금융서비스의 중개자로 인식하고, 대출 및 투자자산의 가치로 산출량을 측정하며 이러한 과정에 투입된 노동과 자본, 즉 영업비용과 이자비용을 합산하여 비용을 측정한다. 본 연구에서는 이와 같은 중개 접근법에 따라 은행산업의 산출량을 자산 측면의 규모변수로 측정하고,²²⁾ 예금은 은행산업의 투입요소로 인식하였다.²³⁾

또한 실증분석에서는 투입요소(input)로서 예금과 더불어 노동(labor)을 사용하였다. 이들 투입요소 이외에 물적 자본(physical capital)을 은행의 생산함수에서 추가적인 제3의 투입요소로 상정하는 연구도 있다. 그러나 물적 자본의 유지비용이 나타나는 재무제표가 월별로 제공되지 않고 있다는 점과 더불어, 이를 위한 대용변수 등 새로운 자료를 구성하더라도 물적 자본의 내구연수(vintage) 및 감가상각(depreciation)을 정확히 측정하기 어렵기 때문에 자료의 구축과 분석이 조잡(noisy)해지는 위험이 있으며, 표본수가 충분하지 않을 경우 자유도가 불필요하게 제약될 수 있다는 점 등을 고려하여 본 연구의 실증분석에서는 이를 포함하지 않기로 하였다.²⁴⁾

-
- 22) Gilligan and Smirlock(1984)는 자산 측면의 규모변수를 이용하여 은행의 산출량을 측정하는 것이 예금을 포함한 규모를 이용하는 것보다 우월하다는 증거를 제시하였다. 이에 따라 B-L 방법을 이용한 기존의 연구 중에서 Shaffer(1993), Angelini and Cetorelli(2000), Gruben and McComb(2003) 등은 은행의 총자산 규모를 이용하였으며, Suominen(1994), Toolsema(2002), Bikker(2003) 등은 대출자산 규모를 통해 산출량을 측정하여 은행대출시장의 경쟁도를 분석하였다.
- 23) 한편, 본 연구에서 제시된 모형은 은행이 제공하는 개별 대출상품에 대해 각각의 경쟁도를 추정하는 복수상품(multiple products)모형으로 확장될 수도 있다. 그러나 실증분석의 표본기간이 복수의 상품을 구분하여 분석할 정도로 길지 않고 투입요소들을 상품별로 구분하는 것도 불가능하기 때문에 이를 실증분석에 적용하기 어렵다.
- 24) 본 연구에서는 월별자료를 이용하여 실증분석을 진행할 것인데, 물적 자본의 비용 및 이에 관한 대용변수를 월별 시계열 자료로 구하기는 매우 어렵다. 그렇지만, 국내 5대 시중은행의 2000~2002년 연간 손익계산서상에 나타나는 임차료 및 감가상각비가 영업비용의 1~3% 수준으로서, 이를 포함하여 분석하더라도 경쟁도 추정결과에 대한 영향은 미미할 것이다. Shaffer(1993)도 1965~89년중 캐나다 은행들의 물적 자본 유지비용이 총비용의 2~9%에 불과하며 이를 포함한 경우와 포함하지 않은 경우의 추정결과가 크게 다르지 않음을 보였는데, 이에 따라 Suominen(1994), Bikker(2003), Gruben and McComb(2003) 등의 실증분석들은 물적 자본의 유지비용을 고려하지 않고 있다.

나. 자 료

본 연구의 실증분석에 사용된 자료는 우리나라 전체 은행산업에 대해 1996년 1월부터 2002년 12월까지 월별로 정리된 시계열자료이다. 따라서 표본은 아래에서 설명될 변수들에 대해 각각 84개의 관측값(observations)을 제공한다. 이러한 표본기간의 설정은 1997년 말의 외환위기 이후 1998~2000년에 걸친 은행산업 구조조정과 그 결과로 인해 은행산업의 시장집중도가 높아진 시점을 전후로 하여 어느 정도 균등한 수의 관측값을 제공할 수 있다는 장점을 가진다.²⁵⁾ 한편, 외환위기 이후 은행산업의 구조가 크게 변화되어 그 이전 기간을 모두 포함하는 것이 분석의 의미를 저하시킬 수 있다는 점을 고려하여 분석기간을 1998년 9월부터 2002년 12월까지의 52개월로 하는 추가적인 분석도 실시한다.²⁶⁾

은행의 산출량(Q)은 앞에서 언급한 바와 같이 부채인 예금을 산출물로 고려하지 않는 중개접근법(intermediation approach)을 따라 은행의 총대출자산 규모를 이용하여 측정되었다.²⁷⁾ 여기서 총대출은 한국은행『조사통계월보』에 수록되어 있는 예금은행계정의 총대출금 규모에서 외국은행 국내지점계정의 대출금 규모를 차감한 값과 은행신탁계정의 대출금 규모를 합한 것으로서, 여기에는 일반자금대출은 물론 재정자금대출, 무역금융 및 할인어음 등 대차대조표상의 대출금(loans & discounts)에 포함되는 모든 자산이 포함된다.²⁸⁾

-
- 25) 외환위기 이전 기간의 국내 은행산업 내 시장집중도에 관해 보다 정확히 판단하기 위해서는 분석기간을 보다 앞으로 확대할 필요가 있다. 그러나 뒤에 설명될 예금은행의 대출 및 수신평균금리가 1996년 1월부터 한국은행에 의해 작성·발표되었는 바, 이는 분석기간을 확대하는 데 결정적인 제약으로 작용하였다.
 - 26) 추가적인 분석의 기간은 외환위기 직후의 고금리정책 등 외부요인에 따른 비정상적인 충격이 어느 정도 해소된 이후를 상정하고 있으나, 1998년 9월을 시점으로 한 것은 역시 뒤에서 설명될 예금은행의 잔액기준 대출 및 수신평균금리가 동월부터 작성·발표되기 시작한 데 기인한다.
 - 27) 각주 22)에서 언급된 기존연구들과 같이 총대출 규모와 더불어 총자산 규모가 은행의 산출물 측정에 이용될 수 있다. 그러나 분석에서 사용되는 산출물의 가격자료가 대출금리라는 점을 고려할 때, 총자산보다는 대출자산을 이용하는 것이 보다 적절할 것이다. (이 점을 지적해 주신 익명의 두 분 검토자들께 감사드린다.)
 - 28) 국내은행의 해외지점계정의 대출금 규모는 제외된다. 한국은행『조사통계월보』는 한국수출입은행을 포함하지 않는 예금은행을 일반은행과 특수은행으로 나누고 있다. 일반은행은 또다시 시중은행, 지방은행과 외국은행 국내지점으로 구분된다. 따

산출물의 가격(P)은 한국은행의 예금은행 대출평균금리를 이용하였다.²⁹⁾ B-L 방법을 이용하여 실증분석한 기존의 연구는 산출물의 가격을 구하기 위해 기간중 이자수익을 총자산 또는 대출규모로 나누는 방법을 사용하고 있는데, 이러한 방법을 고수할 경우 이자수익 자료가 월별로 제공되지 않으면 월별 분석이 불가능하다. 이에 비해 한국은행의 예금은행 대출평균금리는 월별 시계열로 제공되는 장점이 있는데, 특히 잔액기준 대출평균금리는 이자수취액을 대출금 평잔으로 나누는 방식으로 작성되기 때문에 기존의 연구들이 택하고 있는 방법과 크게 다르지 않다. 그러나 신규취급액기준 평균금리와 달리 잔액기준 평균금리는 1998년 9월부터 편제되기 시작하여 본 연구의 분석기간 전체를 포함하지 못하는 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 기본적으로 예금은행의 신규취급액기준 대출평균금리를 산출물의 가격으로 인식하고 잔액기준 대출평균금리는 보조적으로 이용하였다.³⁰⁾ 한편, 대출평균금리는 연율로 나타나 있기 때문에 $(1 + \text{연간금리})^{1/12} - 1$ 의 식을 이용하여 산출물의 월별 단위가격 개념으로 전환하였다.

거시경제적 상황을 고려(control)하기 위한 외생변수(Y)로는 통계청에서 제공되는 월별 산업생산지수(2000년=100)를 이용하였다. 일반적인

라서 분석의 대상이 되는 은행의 범위는 한국수출입은행과 외국은행 국내지점을 제외한 국내은행 전체라고 할 수 있다. 뒤에 설명될 예금은행의 대출 및 수신 평균금리의 산정에 있어서도 외국은행 국내지점이 제외된다.

- 29) 한국은행의 예금은행 대출평균금리와 수신평균금리는 각각 신규취급액과 잔액의 두 가지 기준으로 작성되는데, 신규취급액기준 평균금리는 1996년 1월부터, 잔액기준 평균금리는 1998년 9월부터 매월 발표되고 있다.
- 30) 분석기간 전체에 신규취급액기준 평균금리를 사용하는 대신, 잔액기준 평균금리를 이용하되 동 금리가 편제되지 않았던 기간에 대해서만 신규취급액기준 평균금리를 사용하는 방법이 고려될 수 있다. 그러나 예금은행의 잔액기준 평균금리자료를 구할 수 있는 1998년 9월부터 2002년 12월까지의 잔액기준 평균금리와 신규취급액기준 평균금리간의 상관관계가 대출평균금리의 경우 0.95, 수신평균금리의 경우 0.97로서 매우 높았다는 점을 고려할 때, 신규취급액기준 평균금리를 잔액기준 평균금리 대신 사용함에 따른 정보의 상실이 측정방법이 서로 다른 시계열을 이어서 사용함에 따른 일관성의 상실보다 경미할 것이다. 따라서 신규취급액기준 평균금리를 일관적으로 사용하기로 하였다. 한편, <부록>에 제시한 외환위기 이후 기간만의 실증분석에서는 앞에서 언급한 대로 분석기간을 1998년 9월 이후로 하여 잔액기준 평균금리를 일관적으로 사용할 수 있었다. 이와 같은 두 가지 기준의 평균금리간 선택은 산출물의 가격인 대출평균금리는 물론 투입요소가격의 하나인 수신평균금리의 경우에도 동일하게 적용된다.

이론모형에서는 Y 가 소득으로 인식되며 실증분석에서는 주로 GDP가 사용되지만 월별로 제공되는 GDP 자료가 없기 때문에 산업생산지수로 대신하였다. 그리고 추가적인 외생변수(Z), 즉 은행 대출서비스의 대체재 가격으로는 3년 만기 국고채 유통수익률을 채택하였다. 수요함수에 필요한 추가적인 외생함수로서 단기시장금리(money market rate)를 사용할 수도 있지만,³¹⁾ 우리나라의 경우 표본기간 전체에 적용할 수 있는 단기 국채의 시장금리를 구하는 데에 어려움이 있으며, 대표적 단기시장금리로서 91일물 CD 유통수익률이 있지만 비용함수에서 사용되는 평균수신금리와 상관관계가 밀접하여 추정의 정확도가 떨어질 수 있다는 점, 그리고 만기구조의 측면에서 대출평균금리에 상응한 대체성이 낮다는 점 등을 고려하여 3년 만기 국고채 유통수익률을 이용하기로 하였다. 동 금리에 대해서도 앞의 식을 이용하여 월간금리로 변환하였다.

투입요소가격(W_1, W_2)은 앞에서 설명한 대로 예금과 노동을 투입요소로 설정하였기 때문에 각각 예금금리와 임금을 의미함을 알 수 있다. 먼저, 예금금리(W_1)의 경우 앞서 언급한 산출물 가격의 경우와 유사하게 기준의 연구들처럼 이자비용을 총부채 규모로 나누어 구할 수 있으나 이자비용 자료가 월별로 제공되지 않는다는 한계가 있다. 따라서 월중 이자지급액을 예수금 평잔으로 나누는 방식으로 작성된 한국은행의 잔액기준 수신평균금리 통계를 이용하는 것이 바람직할 것이나, 여기에도 잔액기준 평균금리 시계열이 본 연구의 분석기간 전체를 포함하지 못하는 문제가 있어 대출평균금리의 경우와 같이 예금은행의 신규취급액기준 수신평균금리를 주로 이용하고 잔액기준 수신평균금리는 보조적으로 이용하는 방식을 택하였다. 또 예금금리의 경우에도 위와 같은 방식으로 월별 단위가격 개념으로 전환하였다. 임금(W_2)도 기준의 연구와는 달리³²⁾ 월별 자료를 구성하기 위해 노동부의 『매월노동통계조사보고

31) 실제로 B-L 방법을 은행산업의 경쟁도 분석에 응용한 Shaffer(1993)는 3개월 만기 미국 국채 유통수익률을 이용하였고 Gruben and McComb(2003)도 28일물 멕시코 국채 수익률을 이용하였는데, Toolsema(2002)와 같이 수요함수에 10년 만기 네덜란드 국채 유통수익률을 사용한 경우도 있다.

32) Shaffer(1993)는 임직원 1인당 연봉(annual compensation per employee)을, Gruben and McComb(2003)은 총인건비를 총직원수로 나누어 단위임금을 산출하였으나, Suominen (1994)과 Toolsema(2002)는 본 연구에서와 유사하게 금융업 임금지수와 은행의 시간

서에 제공되는 산업별 임금의 금융업 임금자료 중에서 상호저축은행, 신협을 비롯한 중소규모 비은행 금융기관들이 상당수 제외될 것으로 판단되는 상용근로자 300인 이상 금융기관의 월평균임금 자료를 이용하였다.³³⁾

한편, 분석에 사용된 명목변수는 통계청에서 제공되는 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 실질변수화(deflate)하였으며, 은행의 영업행위에 계절성이 있을 가능성을 감안하여 변수들을 계절조정(seasonal adjustment)하였다.³⁴⁾

2. 추정방법 및 결과

가. 추정방법

앞에서 제시한 바와 같이 전체 은행산업의 서비스 수요함수인 식 (5)에서 도출되는 시장수요의 준탄력성(semi-elasticity)이 서비스 공급함수인 식 (6)에 나타나고 있는 것은 구조모형(structural model)을 구성하는 함수들이 서로 긴밀하게 연관되어 있음을 의미한다. 따라서 이러한 구조모형을 추정하는 데에는 2단계 최소자승추정법(2SLS; two stage least squares)과 같은 단일방정식 추정방법보다는 3단계 최소자승추정법(3SLS; three stage least squares) 또는 완전정보최우추정법(FIML; full

당 임금지수를 각각 사용하였다.

- 33) 노동부 『매월노동통계조사보고서』의 월평균임금은 월급여총액(정액급여+초과급여+특별급여)을 월평균 근로자수(전월 말 근로자수와 당월 말 근로자수의 단순평균)로 나누어 계산된다. 동 보고서의 금융부문은 ① 금융업, ② 보험 및 연금업, ③ 금융 및 보험관련서비스업으로 구분되는데, 금융업을 영위하는 대규모 사업장이라 하더라도 은행은 물론 증권사, 종금사 등 비은행 금융기관이 포함되기 때문에, 위의 자료가 은행산업의 1인당 인건비를 적절히 반영하는 것인지 의문이 있을 수 있다. 그러나 은행의 재무제표가 매 분기마다 공시되기 시작한 2000년 1/4분기 이후 은행 산업의 임직원 1인당 인건비와 본 연구에서 사용된 금융업 월평균임금을 분기별로 재구성하여 각각의 변동률을 살펴본 결과 거의 동일한 수준과 유형으로 변동하고 있었다. 따라서 은행산업의 월별 단위노동비용을 구하기 위해 금융업 월평균임금을 대용함에 따른 왜곡은 미미할 것으로 판단되지만, 추정계수 등의 해석에 있어서는 이러한 자료의 한계를 염두에 두어야 할 것이다.
- 34) 물론 실질변수로서 계절조정 통계가 제공되는 산업생산지수는 실질변수화 및 계절조정과정을 거치지 않았다.

information maximum likelihood)과 같은 연립방정식체계 추정방법이 필요하다. 본 연구에서는 두개의 식으로 구성되는 비선형 연립방정식체계를 추정하기 위해 FIML을 이용하였다. FIML은 3SLS에 비해 수단변수(instruments)를 사용하지 않아도 된다는 이점이 있다.³⁵⁾ 이와 같은 FIML 추정은 Eviews에서 제공되는 프로그램에 의해 실행되었는데, 비선형 연립방정식체계의 최적화는 Marquardt 알고리듬(Marquardt optimization algorithm)을 이용하였다.³⁶⁾

한편, 은행산업의 구조적 변화에 따른 시장의 경쟁도 변화를 측정하기 위해서는 이러한 구조적 변화가 나타나는 시점을 전후로 더미변수를 사용한 분석이 필요하다. 따라서 아래의 추정에서는 앞에서 제시된 식(5)와 식(6)으로 구성되는, 즉 국내 은행산업의 구조적 변화에 대한 고려가 없는 기본모형을 이용하여 표본기간 전체에서 나타나는 경쟁수준을 살펴본 후, 다음의 식(5), (6')와 같이 더미변수가 추가된 모형을 통해 구조적 변화를 전후로 하여 경쟁도가 어떻게 변하였는가를 살펴본다.

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 Z + \alpha_4 PY + \alpha_5 YZ + \alpha_6 PZ + \varepsilon \quad (5)$$

$$\begin{aligned} P = & -\lambda \frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_4 Y + \alpha_6 Z)} + (\beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W_1 + \beta_3 W_2) \\ & - \beta_4 D \frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_4 Y + \alpha_6 Z)} + u \end{aligned} \quad (6')$$

여기에서, 더미변수 D 가 구조적 변화시점 이전에 0, 이후에 1의 값을 각각 가질 경우, 은행산업의 경쟁도는 구조적 변화가 나타나기 전의 기간에는 λ 를, 그 이후의 기간에는 $\lambda + \beta_4$ 를 각각 이용하여 평가할 수 있다.

한편, 국내 은행산업 구조변화를 의미하는 더미변수는 외환위기 이후

35) 항상 그러한 것은 아니지만 3SLS를 사용할 경우 수단변수의 선택에 따라 추정의 결과가 크게 달라질 수 있다. 또 Toolsema(2002)는 비선형(non-linear) 3SLS 추정결과가 각 계수들의 추정을 위해 설정된 초기값의 선택에 따라 매우 민감하게 달라지는 것을 발견하였다.

36) Marquardt 알고리듬은 Gauss-Newton 알고리듬을 변형한 것인데, 변형방식은 2차 등산(quadratic hill climbing)법이 Newton-Raphson법을 변형하는 것과 일치한다. BHHH(Berndt, Hall, Hall, and Hausman) 알고리듬이라고도 불리는 Gauss-Newton 알고리듬을 이용한 분석도 실시하였는데, 추정계수의 부호 및 유의수준, 극대화된 로그우도(log likelihood)함수의 값 등 추정의 결과가 크게 다르지 않았다.

의 구조적 변화와 1998년 6월 말 5개 은행의 퇴출에 따른 시장집중도 변화 및 2001년 11월 초에 발표된 국민·주택은행의 합병에 따른 시장집중도 변화를 각각 고려하여 설정되었다. 외환위기에 따른 은행산업의 구조 변화를 고려한 더미변수 D_1 은 1997년 11월 이후 1의 값을 가지며, 5개 은행 퇴출에 따른 시장집중도 상승을 고려한 더미변수 D_2 는 1998년 7 월 이후 1의 값을 가지고, 국민·주택은행의 합병에 따른 시장집중도 상승을 고려한 더미변수 D_3 는 2001년 11월 이후 1의 값을 가진다.³⁷⁾

FIML 추정을 위한 계수들의 초기값은 연립방정식체계 내 두 개의 함수 각각에 대해 최소자승법(least squares)법을 적용하여 구하였다. 그리고 추정결과의 견실성(robustness)을 확인해 보기 위해 계수들의 초기 추정값 조합의 근처에 있는 수치들의 조합을 초기값으로 사용하여 추가적인 FIML 추정을 시도해 보았는데,³⁸⁾ 추정의 결과가 크게 다르지 않은 것으로 나타났다.

나. 추정결과

전체 분석기간을 대상으로 한 구조모형의 추정결과는 <표 3>과 <표 4>에 요약되어 있다. 먼저, 은행서비스 수요함수의 추정결과들을 보면 예금은행의 대출평균금리를 이용한 대출서비스 가격 (P)의 계수 (α_1) 가 네 가지 경우에서 모두 음(-)의 값으로 나타났으며, D_3 더미변수를 사용한 모형을 제외한 3개 모형에서 유의하게 추정되었다. 또한 수요함수의 기울기는 $\partial Q / \partial P$ 의 추정값 ($\alpha_1 + \alpha_4 Y + \alpha_6 Z$)으로 결정되는데, P 와 외생변수들의 상호작용을 표현하는 항목들인 PY 와 PZ 의 계수들 (α_4 와 α_6)이 모든 경우에 유의한 음(-)의 값을 각각 가지는 것으

37) 그리고 앞에서 언급한 바와 같이, 외환위기의 영향이 크게 완화된 이후 기간인 1998 년 9월부터 2002년 12월까지를 대상으로 하는 실증분석에서는 D_1 과 D_2 로 기간을 구분할 의미가 없어지기 때문에 분석기간 전체를 기본모형으로 분석한 후, D_3 을 이용하여 국민·주택은행의 합병에 따른 은행산업 경쟁도의 변화를 살펴보았다. 그 결과는 <부록>에 정리되어 있다.

38) [0.5, 2.0] 구간에 존재하는 임의의 값들을 처음의 추정값 조합에 곱하는 방법으로 구해진 다양한 초기값 조합을 사용하여 FIML 추정을 시도하였는데, 추정된 계수들의 수준, 부호 및 유의성에 별다른 차이는 없었으나 극대화된 우도함수의 값이 초기 추정결과보다 대부분 낮게 나타났다.

로 나타나고 있어 수요함수가 전반적으로 우하향하는 기울기를 가지는 것으로 파악되었다.

산업생산지수를 이용한 Y 는 은행서비스 소비자들의 소득(income)이라고 할 수 있는데, 소득이 높을수록 소비자들의 대출상환능력이 높아지므로 은행대출 수요가 높아질 수 있다는 점을 고려할 때 이의 계수 (α_2)는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상되지만, 다른 한편으로는 소득이 높아질 경우 대출을 통해 자금을 확보하지 않더라도 재화를 구매하거나 투자를 확대할 수 있는 능력이 높아지면서 은행대출 수요가 낮아지므로 음(-)의 계수가 나타날 수 있는 가능성도 있다. 추정결과는 모든 경우에 Y 가 은행대출 수요와 유의한 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 그리고 은행 대출서비스의 대체재 가격이라 할 수 있는 Z 의 계수 (α_3)는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상할 수 있는데, 추정된 계수는 일관되게 예상과 같이 양(+)의 부호를 나타내었으나 D_2 더미변수를 사용한 모형을 제외한 대부분의 경우 유의한 값을 가지지 못하였다.

공급함수의 경우에는 은행 산출물 공급량의 계수 (β_1)가 양(+)의 값으로 추정되었으나, 통계적으로 유의한 추정값을 나타내지는 않아 그 기울기에 관해서는 정확한 정보를 제공하지 못했다. 반면, 첫 번째 투입요소의 가격인 예금금리 (W_1)는 예상된 바와 같이 모든 경우에 은행서비스 공급가격과 유의한 양(+)의 관계를 나타내고 있었으며, 두 번째 투입요소의 가격인 임금 (W_2)은 유의한 관계를 가지는 것으로 나타났으나 그 계수 (β_3)는 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타났다.

분석의 본래 목적인 은행산업 경쟁수준의 추정결과는 각 모형에서 유의수준이 서로 다르지만 대체로 우리나라의 은행산업이 완전경쟁의 수준 또는 완전경쟁에 매우 가까운 超경쟁적인(supercompetitive) 수준에 있음을 나타내고 있었다. 먼저, <표 3>에는 시장집중도 변화를 고려하지 않은 구조모형의 추정결과가 제시되어 있다. 첫 번째 기본모형의 추정결과에 나타난 λ 는 영(0)과 전혀 구분할 수 없는데, 이는 본 연구의 분석기간중에 국내 은행들이 완전경쟁적 행태를 보이고 있었음을 의미한다.

<표 3>의 두 번째 추정결과인 외환위기 더미를 사용한 분석에서도 λ 가 영(0)과 유의하게 다르지 않은 것으로 나타나 외환위기 이전의 우리나라 은행산업이 완전경쟁적 상태에 있었음을 의미하고 있으나, 수익성

〈표 3〉 시장집중도 변화를 고려하지 않은 구조모형의 추정결과

| | 기본모형 ¹⁾ ($D = 0$) | 외환위기 더미 ²⁾ 사용 ($D = D_1$) |
|--------------------------|--------------------------------|--|
| α_0 | 4.6396 (0.2661) *** | 4.0410 (0.2010) *** |
| α_1 | -1.8807 (0.5308) *** | -0.7500 (0.2266) *** |
| α_2 | 12.1597 (1.0954) *** | 12.5350 (0.9996) *** |
| α_3 | 0.9591 (0.6691) | 1.1638 (0.7514) |
| α_4 | -9.8084 (1.9661) *** | -9.7756 (1.9650) *** |
| α_5 | -4.7246 (1.5740) *** | -5.1741 (1.4726) *** |
| α_6 | -1.9081 (0.5000) *** | -2.6572 (0.5191) *** |
| β_0 | 0.3922 (0.0924) *** | 0.3318 (0.1227) *** |
| β_1 | 0.0213 (0.0296) | 0.0342 (0.0445) |
| β_2 | 0.9708 (0.0593) *** | 1.0108 (0.0788) *** |
| β_3 | -0.0789 (0.0207) *** | -0.0787 (0.0266) *** |
| β_4 | — | -0.0021 (0.0011) ** |
| λ | 0.0001 (0.0006) | 0.0011 (0.0009) |
| $\lambda + \beta_4$ | — | -0.0010 (0.0006) * |
| Wald 통계량 ³⁾ | — | 3.0106 (P=0.0827) |
| Log Likelihood | 168.3166 | 170.7691 |
| 수요함수 R^2 [Adjusted] | 0.9002 [0.8924] | 0.9027 [0.8951] |
| 공급함수 R^2 [Adjusted] | 0.9428 [0.9375] | 0.9349 [0.9279] |

- 주 : 1) 기본모형은 국내 은행산업의 시장집중도 변화를 고려하지 않은, 즉 더미변수가 전체 표본기간에 걸쳐 영(0)이라고 가정한 구조모형을 의미함.
- 2) 외환위기 더미는 1997년 10월 이전에 영(0)의 값을, 1997년 11월 이후에 1의 값을 가짐.
- 3) Wald 통계량은 귀무가설 $\lambda + \beta_4 = 0$ 에 대한 Wald 검정통계량으로서 자유도 1인 χ^2 분포를 따름.
- 4) () 안은 추정치의 표준편차.
- 5) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
 ** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
 * : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

위주의 경영과 같이 외환위기와 더불어 우리나라 은행들의 영업행태에 구조적 변화가 나타난 이후의 경쟁도를 나타내는 $\lambda + \beta_4$ 의 값은 -0.001의 유의한 수준으로 나타나 은행들간의 경쟁이 위기 이후 더욱 심화되어 아주 미약하나마 超경쟁적 행태를 보이고 있음을 시사한다.

한편, 은행산업의 시장집중도가 높아진 시점을 전후로 하여 경쟁수준의 변화가 있었는가를 살펴보기 위한 추정의 결과는 <표 4>에 요약되어 있다. 여기에서는 시장집중도 상승 이전의 은행산업 내 시장지배력 수준을 λ 로 파악할 수 있으나, 시장집중도가 상승한 이후의 시장지배력 수준은 $\lambda + \beta_4$ 와 같이 λ 와 더불어 더미변수가 있는 항의 계수를 고려해야 한다. 더미변수의 추정계수인 β_4 가 양(+)의 값을 가질 경우 이는 은행산업에 시장집중도가 높아지면서 시장지배력도 높아지는, 즉 경쟁도가 저하되는 효과가 있음을 의미하며, 반대로 음(-)의 값을 가지는 경우 시장집중도의 지표는 상승했지만 실제 은행들의 행태는 보다 경쟁적인 모습을 가진다는 것을 의미한다.³⁹⁾

먼저, 1998년 6월 말의 5개 은행 퇴출에 따른 시장집중도의 상승과 관련한 경쟁수준의 변화를 보면, 앞에서 살펴본 외환위기 전후의 분석과 유사하게, 5개 은행이 퇴출된 시점 이전의 경쟁수준을 의미하는 λ 가 영(0)과 유의하게 다르지 않은 것으로 나타나 은행들이 완전경쟁적인 행태를 보이고 있었음을 알 수 있다. 그러나 5개 은행 퇴출 이후의 시장지배력 수준인 $\lambda + \beta_4$ 는 -0.0059의 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있어, 여기에서도 시장집중도가 높아졌음에도 불구하고 오히려 은행들간의 경쟁은 한층 심화되었음을 시사하는 증거를 발견할 수 있었다.

2001년 11월 초에 발표된 국민·주택은행 합병의 결과로 나타난 시장집중도 상승을 전후로 국내 은행산업의 경쟁도가 어떻게 변했는가를 실증분석한 결과는 <표 4>의 두 번째 분석에 요약되어 있다. 여기에서도 시장집중도 상승 이전의 경쟁도를 나타내는 λ 가 영(0)과 유의하게

39) 시장집중도가 높아진 기간에 1의 값을 가지는 더미변수가 곱해진 항의 추정계수 (β_4)는 은행산업에 시장집중도가 높아지면서 독과점적 가격설정이 나타날 경우 양(+)의 값을 가지지만 은행산업의 대형화가 시장원리의 확산에 따른 경쟁의 결과로 나타난 것일 수 있다는 점을 감안하면 오히려 음(-)의 값을 가질 수도 있어 추정값의 부호를 미리 예상하기는 어렵다.

<표 4> 시장집중도 변화를 고려한 구조모형의 추정결과

| | D_2 더미 사용 ¹⁾ | D_3 더미 사용 ²⁾ |
|--------------------------|---------------------------|---------------------------|
| α_0 | 3.9339 (0.1908) *** | 3.6844 (0.4039) *** |
| α_1 | -0.5785 (0.2045) *** | -0.0983 (0.6031) |
| α_2 | 12.6702 (0.9911) *** | 12.9458 (1.1670) *** |
| α_3 | 1.2298 (0.7119) * | 1.3081 (0.8241) |
| α_4 | -10.1943 (1.9427) *** | -9.6398 (1.9460) *** |
| α_5 | -4.8218 (1.4780) *** | -5.5707 (1.4583) *** |
| α_6 | -2.7691 (0.5130) *** | -3.0458 (0.7738) *** |
| β_0 | 0.3091 (0.1141) *** | 0.3711 (0.1560) ** |
| β_1 | 0.0331 (0.0369) | 0.0262 (0.0547) |
| β_2 | 0.9776 (0.0774) *** | 1.0036 (0.0817) *** |
| β_3 | -0.0642 (0.0231) *** | -0.0843 (0.0246) *** |
| β_4 | -0.0072 (0.0018) *** | 0.0094 (0.0376) |
| λ | 0.0012 (0.0009) | 0.0004 (0.0008) |
| $\lambda + \beta_4$ | -0.0059 (0.0014) *** | 0.0097 (0.0376) |
| Wald 통계량 ³⁾ | 17.7333 (P=0.0000) | 0.0671 (P=0.7956) |
| Log Likelihood | 176.8120 | 168.7580 |
| 수요함수 R^2 [Adjusted] | 0.9017 [0.8940] | 0.9029 [0.8953] |
| 공급함수 R^2 [Adjusted] | 0.9386 [0.9321] | 0.9322 [0.9249] |

- 주 : 1) D_2 는 1998년 6월 말의 5개 은행 퇴출에 따른 시장집중도 상승을 고려한 더미 변수로서 1998년 6월 이전에는 영(0)의 값을, 1998년 7월 이후에는 1의 값을 가짐.
- 2) D_3 는 2001년 11월 초에 발표된 국민·주택은행의 합병에 따른 시장집중도 상승을 고려한 더미변수로서 2001년 10월 이전에는 영(0)의 값을, 2001년 11월 이후에는 1의 값을 가짐.
- 3) Wald 통계량은 귀무가설 $\lambda + \beta_4 = 0$ 에 대한 Wald 검정통계량으로서 자유도 1인 χ^2 분포를 따름
- 4) () 안은 추정치의 표준편차.
- 5) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

다르지 않았으나, 앞의 추정결과와 달리 시장집중도 상승 이후의 시장 지배력 증가를 나타내는 β_4 는 경쟁이 저하되었음을 의미하는 양(+)의 값을 나타내고 있었다. 하지만, $\lambda + \beta_4$ 가 영(0)과 유의하게 다르지 않아 국민·주택은행의 합병 이후에도 국내은행들은 여전히 완전경쟁적인 행태를 나타내고 있다고 할 수 있다. 이러한 분석결과는 국민·주택은행의 합병 이후에 해당되는 분석기간이 매우 짧다는 단점이 있기 때문에 단정하기는 어렵지만, 거대은행들의 등장으로 인해 시장집중도가 크게 상승했더라도 은행산업의 경쟁도가 저하되었다는 증거를 찾아볼 수 없다는 의미에서 앞에서 나타난 분석결과와 일관성을 가지는 것이라 할 수 있다.

마지막으로 외환위기로 인한 비정상적인 충격의 영향을 가급적 배제하고 구조조정으로 국내은행들의 경영행태가 크게 변화된 이후의 기간 동안에 은행산업의 시장집중도 상승을 전후로 한 경쟁수준의 변화를 분석한 결과는 <부록>의 <부표>에 요약되어 있다. 1998년 9월부터 2002년 12월까지의 분석기간 동안 추정된 λ 는 앞의 분석결과들과 같이 영(0)과 전혀 구분할 수 없는 수준으로서 국내 은행산업이 완전경쟁적임을 의미하고 있었다. 국민·주택은행 합병 더미변수인 D_3 을 이용한 모형에서는 앞의 분석결과들과는 달리 λ 가 0.1048의 유의한 수준으로서 시장집중도 상승 이전에는 독점적 경쟁상태에 있었던 것으로 나타났으나, 합병 이후의 시장지배력 수준인 $\lambda + \beta_4$ 는 영(0)과 유의하게 다르지 않아 은행들이 보다 완전경쟁적인 행태를 보이고 있음을 시사하였다. 따라서 분석기간을 달리한 경쟁도 추정결과에서도 시장집중도의 상승으로 은행들의 경쟁이 저하되었다는 증거를 찾을 수 없었다.

3. 추정결과의 해석

본장에서 제시된 추정결과는, 우리나라 은행산업 내에 대형화가 진행되면서 시장집중도가 상승하는 추이를 보이고 있으나, 집중도 상승에 따르는 경쟁저하 및 독과점 폐해의 가능성에 대한 우려와는 반대로 은행들의 영업행태는 과거에 비해 오히려 더욱 경쟁적으로 변화되었음을 나타내고 있다. 이와 같은 결과는 외환위기 이후의 금융구조조정과정에

서 우리나라 은행산업에도 시장원리가 도입·정착되면서 은행들이 영업기반 확보 등을 위해 보다 경쟁적으로 행동할 수밖에 없는 환경에 처해 있음을 시사하는 것으로서 최근 은행들의 예금 및 대출금리 조정에 대한 일반인들의 시각과 정부의 금융산업정책, 특히 은행산업의 경쟁정책 및 감독정책에 대해 시사하는 바가 크다고 생각된다. 다시 말해, 적어도 현재까지는 거대은행들이 등장하고 중소형 은행들이 합병을 추진하는 과정에서 독과점의 폐해를 걱정할 정도로 경쟁이 저하되지는 않았다는 것이다.

본 연구에서 제시된 추정결과는, 어떠한 실증분석의 기준에서 보아도 국내 은행산업에 독과점화로 인한 담합적 가격결정(collusive pricing) 가설을 기각하고 있음은 분명하지만, 이의 의미와 원인을 정확히 해석하기 위해서는 다음과 같이 실증분석모형의 여러 가지 가정과 함께 우리나라 금융시스템의 변화에 대한 이해가 우선될 필요가 있다.

가. 분석모형의 가정에 대한 고려

앞에서 언급한 바와 같이, B-L 방법을 이용한 은행산업의 경쟁도 분석은 실증분석모형에 있어서 다음과 같은 몇 가지 중요한 가정에 의존한다. 첫째, 은행들이 이윤을 극대화한다는 가정이다. 둘째, 은행들이 투입요소에 대해 가격수용자(price takers)라는 가정이다. 셋째, 은행들은 위험중립적(risk-neutral)이라는 가정이다. 그러나 은행들이 실제로 이러한 가정들을 만족하는가에 대해서는 이론이 있을 수 있다.

첫째, 과거 우리나라의 금융산업은 경제개발을 위한 정책수단으로 인식되어 왔으며, 이에 따라 금융기관, 특히 은행에 대해서는 공공성이 강조되었고 경영목표도 이윤극대화보다는 수신고 및 점포망 확대 등 외형성장을 위주로 설정되어 왔다. 물론 1990년대 들어서 수익성 제고의 필요성이 강조되기도 했으나, 외환위기 이후 본격적인 구조조정이 실시되기까지 영업행태가 과거와 크게 달라진 것으로 보이지는 않는다. 비용측면에서도 이윤극대화가 경영목표로 확립되지 못할 경우 경영진의 비용선호행태(expense preference behavior)로 인해 은행의 비용구조가 왜곡될 수 있는데, 이 경우 한계비용이 증가하면서 장부상의 이윤을 감소

시키므로 가격 (P)과 한계비용 (MC) 간의 격차를 줄이게 되고 이는 λ 의 추정값이 영(0)에 가깝게 나타나도록 하는, 즉 시장지배력이 과소평가(underestimated)되도록 하는 요인으로 작용한다. 따라서 본 연구에서 시장집중도 상승에도 불구하고 경쟁도가 완전경쟁 또는 超경쟁적 수준으로 나타나는 것은 아직도 은행들이 이윤극대화를 추구하지 않고 있거나 추구하더라도 완전히 정착되지 못한 상태에 있다는 것을 의미하는 것일 수 있다.⁴⁰⁾

둘째, 은행들이 투입요소의 가격에 대해 수용자적 입장이었는가는 은행서비스의 산출물에 대한 정의에 따라 판단이 달라질 수 있다. 즉, 은행이 인건비 또는 직접금융시장에서 조달되는 자금의 금리 등의 투입요소가격에 대해 가격수용자의 입장이라고 가정하는 것은 현실과 크게 다르지 않을 것이지만, 은행의 수신을 산출물이 아닌 투입요소로 인식할 경우에 과연 은행이 예금금리에 대해 가격수용자의 입장이었는가에 의문이 있을 수 있다. 물론 비은행 금융기관들과의 수신경쟁이 존재하는 경우라든지, 1980년대 이전의 미국 은행산업과 같이 예금금리에 대한 정부의 규제가 있는 경우에는 은행들이 가격수용자의 입장이라는 가정이 보다 현실적일 수 있다. 그러나 은행들이 예금시장에서 시장지배력(monopsony power)을 가진다고 하더라도, 이러한 수신측면의 시장지배력은 여신측면에서 나타나게 되므로 모형의 추정결과에서 나타나는 시장지배력을 과대평가(overestimate)한다는 점에서 본 연구의 결과에 대해 큰 영향을 주지는 않을 것으로 보인다.⁴¹⁾

셋째, 은행들이 위험중립적(risk-neutral)이지 않고 위험회피적(risk-averse) 성향을 가지고 있는 경우에도 추정결과에서 나타나는 시장지배력이 과대평가될 가능성이 존재한다. 즉, 위험회피적인 은행은 양(+)의 위험프리미엄(risk premium)을 대출금리에 가산할 것이므로, 완전경쟁균형에서도 은행들이 위험회피적이라면 대출서비스 가격이 한계비용으로부터

40) 은행산업의 구조 자체는 독과점적 가격설정을 통한 이윤추구가 충분히 가능하다고 할지라도, 이러한 모습의 새로운 장기균형으로 수렴하는 과도기(adjustment period)에는 은행산업의 시장지배력이 일시적으로 낮게 나타날 수도 있는 것이다.

41) 이러한 점을 고려하여 Shaffer(1993)는, 적어도 λ 가 영(0)으로 추정될 경우($\lambda = 0$) 이러한 추정결과가 은행산업 내에 시장지배력이 행사되지 않는다는 것을 확인한다는 점에서, B-L 방법이 경쟁수준의 검증에 있어 견실(robust)하다고 주장하였다.

얼마나 벗어나는가를 나타내는 λ 값이 영(0)보다 클 수 있는 것이다 ($\lambda > 0$). 그런데 외환위기 이후 국내 은행들이 위험관리를 강화하면서 차주의 신용위험에 따라 대출금리를 차별화하는 경향이 확산되었음에도 불구하고 시간이 갈수록 λ 값이 영(0)에 가깝거나 더욱 작게 나타나고 있다. 따라서 은행들이 위험중립적이라는 가정의 변화가 결과의 해석에 영향을 미치지는 않을 것으로 보인다.

나. 직접금융시장으로부터의 경쟁압력

다음으로 본 연구의 실증분석결과를 해석하는 데 고려되어야 하는 것은 금융시스템 변화의 은행산업 경쟁도에 대한 영향이다. 우리나라의 금융시스템이 은행중심적(bank-based) 시스템에서 영·미와 같은 시장중심적(market-based) 시스템으로 전환되었다고 말하기는 어렵지만, 본 연구의 분석결과를 해석함에 있어서는 우리나라에서 직접금융시장의 역할과 비중이 과거에 비해 훨씬 강하고 높은 모습을 분명히 가지게 되었다는 점을 고려할 필요가 있다.

특히 외환위기 이후 다양한 금융거래수단과 상품이 개발되고 기업들의 부채비율 축소노력이 강화되면서 직접금융시장을 통한 자금조달의 비중이 증가했는데, 이에 따라 은행들은 우량 중소기업을 중심으로 대출고객 기반을 확보하기 위해 부단한 노력을 경주해 왔으며 지금도 이러한 상황은 지속되고 있다. 만약 은행들이 현재는 손실이 나더라도 직접금융시장에 대출고객을 뺏기지 않는 것이 미래의 수익을 확보하는 길이며 이러한 미래수익의 현재가치가 대출고객 유지를 위해 노력하는 과정에서 발생하는 손실을 충분히 보상할 것으로 기대할 경우, 단기적으로 담합을 통해 대출금리를 한계비용이 한계수입을 초과하는 수준으로 까지 내릴 수 있을 것이다. 이러한 경우 은행들간에 경쟁이 심화되지 않더라도 모형의 분석에서 나타나는 전체 은행산업의 경쟁수준은 거대은행의 출현 등 시장집중도가 높아졌음에도 불구하고 완전경쟁, 나아가 경쟁이 보다 심화된 초경쟁적 수준으로 나타날 수 있다.

따라서 분석에서 나타나는 경쟁수준은 직접금융시장의 경쟁압력과 은행산업 내부에서의 은행간 경쟁수준이 혼재된 것이라 할 수 있으며,

분석모형에서 직접금융시장의 확대가 은행산업 전체에 주는 경쟁압력이 적절히 고려되어야 은행산업의 시장집중도 상승을 전후로 한 경쟁수준의 변화를 보다 정확히 분석할 수 있을 것이다.

V. 결 론

본 연구는 외환위기 이후의 금융구조조정과정에서 은행의 퇴출, 인수 및 합병 등으로 국내 은행산업의 시장집중도가 높아지면서 제기되어 왔던 은행서비스시장의 경쟁저하 및 독과점화 우려에 대해 실증적인 분석을 시도한 것이다. 이와 같은 우려는 집중도가 높은 시장에서 기업들이 담합적인 행위(collusive behavior)를 통해 영업성과를 높일 것이라는 산업조직론의 구조-행동-성과(structure-conduct-performance) 패러다임에 근거를 두고 있다. 그러나 다른 한편으로는 잠재경쟁이론과 더불어 기업들의 영업성과가 시장지배력보다는 경영효율성이 제고되면서 나타난 결과라고 주장하는 이론적 가설도 있기 때문에, 경쟁저하 우려를 차치하고도 우리나라 은행산업의 시장집중도와 경쟁도간에 과연 음(-)의 관계가 존재하는가를 실증적으로 분석하는 것은 학술적 차원에서도 흥미로운 과제라고 생각된다.

실증분석은 1996년 1월부터 2002년 12월까지 84개월 동안의 은행산업 관련 자료를 이용하여 은행서비스에 대한 수요함수와 공급함수를 추정하는 방법으로 진행되었다. 추정결과는 전체 표본기간 동안에는 국내 은행산업이 완전경쟁수준의 가격설정행태(pricing behavior)를 보였으며, 시장집중도 상승을 고려하여 표본기간을 구분할 경우 구분시점에 따라 다소 차이는 있으나, 일반적인 우려와는 달리 시장집중도가 상승한 이후에 은행산업에서 경쟁이 더욱 심화되었다는 것을 시사하고 있다. 이러한 결과는 다소 역설적이라고 할 수도 있겠지만 외환위기 이후 시장원리가 우리 금융산업에도 도입·정착되는 가운데 경쟁을 통해 경영의 효율성을 제고하는 과정에서 은행들간의 합병 등 대형화가 진전되었다고 한다면 그리 어렵지 않게 이해할 수도 있을 것이다.

이러한 분석결과는 또한 은행민영화를 통해 마무리되고 있는 은행산

업 구조조정정책에 대한 평가는 물론 향후 금융산업정책과 금융감독정책의 수립에 대해 시사하는 바가 클 것으로 생각된다. 우리나라의 은행산업정책은 1980년대 이후 금융자율화조치들과 더불어 경쟁촉진을 통한 효율성 제고를 목표로 하였으나, 은행수의 급증 및 수신고 증대, 국내외 점포망 확대 등 외형성장 경쟁으로 인한 오버뱅킹(overbanking)이 은행산업의 구조적 취약요인으로 지목되면서 외환위기 이후의 금융구조조정과정에서는 경쟁촉진보다는 은행의 대형화를 통해 금융시스템의 안정성(stability)을 높이는 쪽으로 정책방향이 설정되었다. 그런데 안정성을 추구하는 정책이 추진될 경우 경쟁촉진을 통한 효율성(efficiency) 제고가 어려워지는 상황이 나타날 수 있다. 하지만 은행산업의 시장집중도가 높아졌음에도 불구하고 경쟁이 오히려 심화된 것으로 나타난 본 연구의 추정결과는 결국, 최근의 은행산업 정책기조가 금융시스템의 안정성과 더불어 경쟁을 통해 경영효율성도 동시에 높일 수 있는 여건을 조성한 것으로 평가할 수 있는 배경을 제공하는 것이다.

그러나 국내 은행산업의 집중도를 획기적으로 높였던 국민·주택은행의 합병 이후 아직 그리 많은 시간이 지난 것은 아니며, 월별 자료를 분석함에 따라 은행들의 재무제표에서 제공되는 정보를 충분히 활용하지 못하고 대용변수를 일부 이용한 점을 고려할 때 실증분석결과의 해석에 있어 주의를 기울일 필요는 있다. 또, 이와 같은 표본의 문제와 더불어 분석모형의 가정들과 최근의 국내 금융시스템의 변화 등도 분석결과를 보다 정확히 이해하기 위해 고려되어야 한다. 특히 분석모형은 은행들이 이윤극대화를 추구하는 것을 가정하고 있는데, 그렇지 않을 경우 모형에서 추정되는 경쟁이 실제 경쟁정도에 비해 더욱 심한 것으로 나타날 수 있다. 그리고 은행산업만을 대상으로 분석한 결과는 외환위기 이후 직접금융시장의 비중이 증대되면서 나타난 기업자금시장의 경쟁압력을 적절히 반영하지 못한다는 비판도 가능하다. 이러한 요인들이 추정결과에 미치는 영향과 이에 따른 실증분석의 한계에 대해 정확히 이해하기 위해서는 개별은행들의 경영성과 및 기업들의 자금조달행태에 대한 보다 미시적인 접근이 필요하다. 특히 시장집중도가 높아진 시점을 전후로 하여 은행들의 비용·수익구조가 구조조정 및 가계대출 확대 등 소매금융 강화전략의 추구 등에 따라 어떻게 변했는가를 보다 자

세히 살펴볼 필요가 있을 것인데, 필자는 이를 앞으로의 과제로 남겨두고자 한다.

마지막으로 시장집중도의 상승에도 불구하고 국내 은행산업의 경쟁이 더욱 심화된 것으로 나타난 추정결과가 앞으로 은행의 대형화가 더욱 진전되어 시장집중도가 더욱 높아지는 경우에도 계속 유효할 것인가는 현 시점에서 판단하기 어렵다. 특히 은행산업이 정보집약적(information intensive)인 측면이 강하고 거래기업에 대한 신용정보의 질적 수준과 축적정도가 은행의 경영성과에 매우 중요하기 때문에 잠재적인 진입장벽이 높다는 견해를 따르면 대형은행들이 담합행위를 통해 과점이윤을 추구할 가능성이 커질 것이다. 그러나 회계제도의 투명성 제고와 더불어 정보의 유통속도도 더욱 빨라지면서 정보측면의 진입장벽은 앞으로 크게 낮아질 것이며, 이에 따라 은행산업에 잠재경쟁시장(contestable market)이 형성될 것이기 때문에 소수의 대형은행들만 잔존하더라도 경쟁이 저하되지는 않을 것이라는 견해도 있다. 이러한 논의들에 대한 실증적인 분석은 보다 긴 기간이 지난 후에 가능할 것이므로, 향후 금융산업의 연구자 또는 정책담당자들의 흥미로운 과제가 되리라 생각한다.

참 고 문 헌

- 김옥중, 『우리나라 은행산업의 집중도 변화분석』, 『금융시스템 리뷰』, 제6호, 한국은행, 2002. 2.
- 김현욱, 『금융기관 소유구조 개선방안』, 『금융산업 발전방안 : 금융시스템 개혁을 위한 부문별 주요과제』(제5장), 연구보고서 2001-02, 한국개발연구원, 2001. 12, pp.125~190.
- 김현욱 · 박창균, 『인터넷뱅킹의 확산에 따른 금융산업 구조변화에 관한 연구 : 은행산업의 수익 · 경쟁구조를 중심으로』, 연구보고서 2002-03, 한국개발연구원, 2002. 12.
- 이재형, 『한국의 시장집중분석 : 광공업부문을 중심으로』, 연구보고서 2002-10, 한국개발연구원, 2002. 12.
- 한국은행, 『최근 우리나라 은행산업의 집중도 현황』, 보도자료, 2002. 9. 12.
- Angelini, Paolo and Nicola Cetorelli, "Bank Competition and Regulatory Reform: The Case of the Italian Banking Industry," Working Paper Series, No. WP 99-32, Federal Reserve Bank of Chicago, February 2000.
- Berger, Allen N., Gerald A. Hanweck, and David B. Humphrey, "Competitive Viability in Banking: Scale, Scope, and Product Mix Economies," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, 1987, pp.501~520.
- Berger, Allen N., Richard J. Rosen, and Gregory F. Udell, "The Effect of Market Size Structure on Competition: The Case of Small Business Lending," Finance and Economics Discussion Series Working Paper, No. 2001-63, The Federal Reserve Board, December 2001.
- Bikker, Jacob A., "Testing for Imperfect Competition on EU Deposit and Loan Markets with Bresnahan's Market Power Model," Research Series Supervision, No. 52, De Nederlandsche Bank, February 2003.
- Bikker, Jacob A. and Katharina Haaf, "Competition, Concentration and Their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, 2002, pp.2191~2214.
- Bresnahan, Timothy F., "The Oligopoly Solution Concept Is Identified," *Economic Letters*, No. 10, 1982, pp.87~92.
- Coccorese, Paolo, "Assessing the Competitive Conditions in the Italian Banking

- System: Some Empirical Evidence," *BNL Quarterly Review*, No. 205, June 1998, pp.171~191.
- Colwell, R. J. and E. Philip Davis, "Output and Productivity in Banking," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 94(Supplement), 1992, pp.111~129.
- De Bandt, Olivier and E. Philip Davis, "Competition, Contestability and Market Structure in European Banking Sectors on the Eve of EMU," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24, 2000, pp.1045~1066.
- Gilligan, Thomas W. and Michael L. Smirlock, "An Empirical Study of Joint Production and Scale Economies in Commercial Banking," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 8, 1984, pp.67~77.
- Gruben, William C. and Robert P. McComb, "Privatization, Competition, and Supercompetition in the Mexican Commercial Banking System," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 27, 2003, pp.229~249.
- Focarelli, Dario and Fabio Panetta, "Are Mergers Beneficial to Consumers?: Evidence from the Market for Bank Deposits," FRB Chicago Conference Paper, April 2002.
- Focarelli, Dario, Fabio Panetta, and Carmelo Salleo, "Why Do Banks Merge?," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 34, No. 4, November 2002, pp.1047~1066.
- Hondroyiannis, George, Sarantis Lolos, and Evangelia Papapetrou, "Assessing competitive conditions in the Greek banking system," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol 9, 1999, pp.377~391.
- Iwata, G., "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly," *Econometrica*, No. 42, 1974, pp.947~966.
- Lau, Lawrence J., "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data," *Economic Letters*, Vol. 10, 1982, pp.93~99.
- Molyneux, Philip, John Thornton, and D. Michael Lloyd-Williams, "Competition and Market Contestability in Japanese Commercial Banking," *Journal of Economics and Business*, Vol. 48, 1996, pp.33~45.
- Nathan, Alli and Edwin H. Neave, "Competition and Contestability in Canada's Financial System: Empirical Results," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 22, No. 3, August 1989, pp.576~594.
- Panzar, John C. and James N. Rosse, "Testing for Monopoly Equilibrium," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, No. 4, June 1987, pp.443~456.
- Shaffer, Sherrill, "Competition in the U.S. Banking Industry," *Economic Letters*, Vol. 29, 1989, pp.321~323.

- Shaffer, Sherrill, "A Test of Competition in Canadian Banking," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 25, No. 1, February 1993, pp.49~61.
- Shaffer, Sherrill and Edmond David, "Economies of Superscale in Commercial Banking," *Applied Economics*, 1991, pp.283~293.
- Smirlock, Michael and William Marshall, "Monopoly Power and Expense-Preference Behavior: Theory and Evidence to the Contrary," *The bell Journal of Economics*, Vol. 14, Spring 1983, pp.166~178.
- Suominen, Matti, "Measuring Competition in Banking: A Two-Product Model," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 96, No. 1, 1994, pp.95~110.
- Toolsema, Linda A., "Competition in the Dutch Consumer Credit Market," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, 2002, pp.2215~2229.

<부록> 외환위기 이후의 은행산업 경쟁수준 변화

본 부록에서는 외환위기 직후의 고금리정책 등 외부요인에 따른 비정상적인 충격의 영향을 가급적 배제하고 구조조정으로 국내은행들의 경영행태가 크게 변화된 이후의 기간 동안에 은행산업의 경쟁수준이 초대형은행의 탄생, 특히 국민·주택은행의 합병을 전후로 어떻게 변했는가를 분석한 결과를 제시하고자 한다.

먼저 본 부록의 분석기간은 1998년 9월부터 2002년 12월까지의 52개월이다. 외환위기 발생 직후 급상승했던 금리가 다시 하락하여 금융시장에서의 자금순환이 정상을 되찾은 시점을 임의로 정할 수는 없겠지만, 1998년 7~8월 이후에는 금리, 환율 등 금융시장지표들이 적어도 비정상적으로 크게 등락하지는 않았던 것으로 보인다. 하지만 여기에서 1998년 9월을 시점으로 한 것은 한국은행이 예금은행의 잔액기준 대출 및 수신평균금리를 동월부터 작성·발표한 데 기인한다.

그러므로 분석에 사용된 자료는 본문의 자료들과 모두 동일하지만, 산출량의 가격 및 투입요소 중 예금의 가격인 대출금리와 수신금리의 경우에는 본문에서 언급한 바와 같이 모형에 보다 적합하다고 판단되는 잔액기준 대출 및 수신평균금리를 사용했다는 점이 다르다. 또 모형의 선택에 있어서 분석기간 전체를 기본모형을 통해 분석할 수 있으나, 분석기간의 축소로 D_1 및 D_2 더미변수를 사용할 필요가 없기 때문에 더미변수 중에서 D_3 를 이용한 분석만 실시했다는 점에서도 차이가 있다.

그러나 분석결과는 대체로 크게 다르지 않게 나타났는데, 이는 <부표>에 요약되어 있다. 먼저, 분석기간중 은행산업의 시장집중도 상승을 고려하지 않는 기본모형을 추정한 결과 λ 가 본문의 다른 분석결과들과 같이 영(0)과 전혀 구분할 수 없는 수준으로서 국내 은행산업이 외환위기 이후 기간중에 완전경쟁적임을 나타내었다. 그러나 국민·주택은행 합병 더미변수인 D_3 을 이용한 모형에서는 본문의 분석결과들과는 달

리 λ 가 0.1048의 유의한 수준으로 나타나 국민·주택은행 합병 이전의 국내 은행산업은 독점적 경쟁의 상태에 있었던 것으로 파악되었다. 한편, 합병 이후의 경쟁도를 나타내는 $\lambda + \beta_4$ 는 0.0948로 나타났으나, 영(0)과 유의하게 구분될 수 없는 것으로 나타났다. 여기에서도 역시 국민·주택은행 합병 이후의 기간이 길지 않아 표본의 한계가 고려되어야 하지만, 위의 결과는 은행산업의 시장집중도가 상승했음에도 불구하고 은행들간의 경쟁이 더욱 심화되었음을 시사하는 것으로서 본문의 분석 결과들과 같이 시장집중도의 상승으로 은행들의 경쟁이 저하되었다는 증거를 찾을 수 없었다는 동일한 결론을 제공하는 것이라 할 수 있다.

〈부표〉 외환위기 이후 기간(1998년 9월~2002년 12월) 구조모형의 추정결과

| | 기본모형 ¹⁾ ($D=0$) | 국민은행 합병 더미 ²⁾ 사용 ($D=D_3$) |
|--------------------------|------------------------------|---|
| α_0 | 4.1991 (2.8722) | 5.9401 (0.5363) *** |
| α_1 | -0.9723 (3.9225) | -3.4958 (0.7972) *** |
| α_2 | 16.5596 (4.3070) *** | 12.9344 (2.1834) *** |
| α_3 | 3.8630 (5.0373) | 1.6189 (0.6414) ** |
| α_4 | -16.6143 (1.4710) *** | -12.4886 (2.0061) *** |
| α_5 | -4.0119 (6.1784) | -4.3476 (4.4368) |
| α_6 | -6.0503 (6.8480) | -2.6958 (0.7590) *** |
| β_0 | 0.0146 (0.1339) | 0.5359 (0.1536) *** |
| β_1 | 0.0564 (0.0282) ** | 0.0435 (0.0250) * |
| β_2 | 1.1750 (0.1135) *** | 0.5641 (0.1411) *** |
| β_3 | -0.0053 (0.0139) | 0.0005 (0.0107) |
| β_4 | — | -0.0101 (0.0235) |
| λ | 0.0002 (0.0010) | 0.1048 (0.0557) * |
| $\lambda + \beta_4$ | — | 0.0948 (0.0580) |
| Wald 통계량 ³⁾ | — | 2.6652 (P=0.1026) |
| Log Likelihood | 199.4649 | 216.6912 |
| 수요합수 R^2 [Adjusted] | 0.9708 [0.9669] | 0.9684 [0.9642] |
| 공급합수 R^2 [Adjusted] | 0.9678 [0.9627] | 0.9941 [0.9930] |

주 : 1) 기본모형은 국내 은행산업의 시장집중도 변화를 고려하지 않은, 즉 더미변수가 전체 표본기간에 걸쳐 영(0)이라고 가정한 구조모형을 의미함.

2) D_3 는 2001년 11월 초에 발표된 국민·주택은행의 합병에 따른 시장집중도 상승을 고려한 더미변수로서 2001년 10월 이전에는 영(0)의 값을, 2001년 11월 이후에는 1의 값을 가짐.

3) Wald 통계량은 귀무가설 $\lambda + \beta_4 = 0$ 에 대한 Wald 검정통계량으로서 자유도 1인 χ^2 분포를 따름.

4) () 안은 추정치의 표준편차.

5) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).