

금융기관 생산 비효율의 재해석 —과소추정부분의 측정을 중심으로—

김광욱* · 이주병** · 강상목***

자료포락 분석을 활용한 금융기관의 생산효율성 연구들이 다양한 관점에서 적용되어 왔으며, 최근에는 부실여신과 같은 유해산출물을 고려할 수 있는 방향거리함수를 활용한 연구로 발전하였다. 그러나 기존 연구들은 생산프런티어의 설정 과정에서 발생할 수 있는 생산 비효율성의 과소추정문제를 고려하지 못한 한계가 있었으며, 이는 정상산출물을 가장 많이 생산하는 생산단위가 유해산출물 역시 가장 많이 생산한다는 암묵적 가정에 기인한 것이다. 따라서 본 연구는 이러한 생산 비효율성 산정의 왜곡문제를 해결하기 위한 새로운 이론모형을 적용하고, 국내 금융시장의 생산 비효율을 재해석해 보았다.

실증분석 결과 생산 비효율의 과소추정문제가 발생하는 생산단위가 표본기간 지속적으로 존재하였으며, 전반적으로 지방은행에 비해 시중은행에서 많이 나타났다. 특히, 외환위기 이후 금융시장의 급격한 구조조정 과정에 있었던 1999~2001년 시중은행 생산 비효율의 과소추정 경향이 뚜렷하게 나타났으며, 이는 당시 부실채권으로 인한 금융시장의 불안정이 매우 심각한 상황에서 상대적으로 기업과의 자금연계 규모가 큰 시중은행의 자산건전성이 상대적으로 취약하였던 상황을 반영한 것으로 보인다. 일반적인 방향거리함수를 적용한 비효율성 수치와 과소추정부분을 제어한 비효율성 수치를 각각 종속변수로 적용하여 결정요인을 분석한 결과, 비효율성의 과소추정 가능성을 제어한 수치가 은행 효율성 관련 변수들과 높은 상관성을 보였으며, 모형의 설명력 및 적합성에서도 통계적으로 더 유의한 결과를 보였다.

핵심주제어: DEA, 방향거리함수, 생산 비효율성의 과소추정, 은행의 생산효율성
경제학문헌목록 주제분류: G2, L0

* 제1저자, 부산대학교 경제학과 박사수료, 전화: (051) 510-2586, E-mail: kukim@pusan.ac.kr

** 제2저자, 부산대학교 경제학과 박사수료, 전화: (051) 510-2586, E-mail: jubyung.lee@pusan.ac.kr

*** 교신저자, 부산대학교 경제학과 교수, 전화: (051) 510-2586, E-mail: smkang@pusan.ac.kr

논문투고일: 2011. 1. 12 수정일: 2011. 1. 31 게재확정일: 2011. 2. 15

I. 서 론

금융기관의 효율성 분석은 국·내외 금융시장의 급격한 변화에 따른 적절한 대응방안을 모색하고 장기적인 경쟁력 확보전략을 제고하는 데 그 필요성이 증대하고 있다. 외환위기 이후 국내 금융시장에서는 시장지향적인 금융체제 개편을 위한 강력한 구조조정이 진행되었으며, 인수·합병 및 외국자본 유치가 적극적으로 추진되었다. 이와 같은 금융시장체제의 급변에 따른 은행기관의 생산성 변화를 추정하고, 효율적인 리스크관리를 통한 경영성과의 제고방안을 효과적으로 제안하는 과제는 필수적인 과정이다. 이러한 인식에서 본 연구는 자료포락 분석(data envelopment analysis: DEA)의 방향거리함수(directional distance function)를 적용하여 한국 일반은행의 생산효율성을 추정한다. 특히, 외환위기 이후 급격한 금융시스템 변동에 따른 개별 은행기관의 효율성을 계측하고 은행의 통합 및 대형화에 따른 효율성 변화를 분석하는 것이 주목적이다.

은행은 시장기능의 다양성으로 인해 다수의 서비스품목으로 구성된 산출물을 생산하게 되므로 기존의 전통적인 효율성 측정방법으로는 추정에 한계를 지닌다. 반면 자료포락 분석은 다수의 산출물과 투입물의 관계를 통한 효율성 추정이 가능할 뿐 아니라, 생산함수의 구체적 형태를 가정하지 않는 비모수적(non-parametric) 분석방법으로 설정오류(specification error)의 가능성에서 자유로운 장점을 가진다. 특히, 방향거리함수는 일반적인 Shephard의 투입·산출거리함수(input and output distance functions)와 달리 각각의 투입물과 산출물에 상이한 방향벡터(directional vector)를 적용함으로써 효율성을 측정할 수 있다. 이러한 특징은 정상산출물(good outputs)의 생산과정에서 필연적으로 발생하는 유해산출물(bad outputs)을 동시에 고려한 생산효율성 분석을 가능하게 한다. 은행산업의 경우 자산건전성 및 수익성 개선을 위한 부실채권 정리가 구제금융 이후의 구조조정 시기에 집중되었으며, 그 결과 부실여신(non-performing loan) 축소와 같은 은행의 리스크관리가 생산효율성 측정의 중요한 변수로 인식되기 시작하였다. 즉, 방향거리함수는 은행의 대출금, 예수금, 유가증권과 같은 정상산출물의 증가와 더불어 부실여신과 같은 유해산출물의 감소를 달성한 생산단위에게 높은 효율성을 부여할 수 있는 분석도구이다. 그러나 방향거리함수를 활용한 생산효율성 분석방법에서는 가장 많은 정상산출물을 생산하는 의사결정단위(decision making units)가 유해산출물 역시 가장 많이 발생시킨다는 암묵적인

가정에서 출발하는 문제점이 있다(Picazo-Tadeo and Prior, 2009). 즉, 생산프런티어의 설정과정에서 발생할 수 있는 비효율성 산정의 왜곡가능성을 제어할 수 있는 새로운 분석방법이 필요하게 된다. 따라서 본 연구는 기존의 방향거리함수에서 나타날 수 있는 비효율성의 과소추정부분을 제어하기 위한 새로운 거리함수를 적용하고, 과소추정된 의사결정단위를 구분한다. 나아가 개별 은행에 보다 개선된 비효율성 수치를 부여함으로써 비효율성 측정의 왜곡을 제거하고자 한다.

이하 제Ⅱ절에서는 방향거리함수 및 은행 효율성과 관련된 선행연구를 요약하고, 제Ⅲ절에서는 분석모형과 추정방법을 제시한다. 제Ⅳ절은 실증분석에 필요한 통계자료와 실증결과를 분석하고, 제Ⅴ절에서는 이에 기초한 정책적 시사점 및 결론을 맺는다.

II. 선행연구

비모수적 자료포락 분석을 통한 금융기관의 효율성 및 생산성 측정이 다양한 관점에서 적용되어 왔다. 특히, Berg *et al.*(1992), Devaney and Weber(2000), Alam(2001), Casu *et al.*(2004), Guzmán and Reverte(2008), Barros *et al.*(2009) 등은 자료포락 분석에 기초한 Malmquist 총요소생산성지수(Malmquist TFP index)를 활용하여 금융기관의 생산성 변화를 추정한 대표적인 연구들이다. 먼저 Berg *et al.*(1992)은 1980~1989년의 노르웨이 은행 데이터를 Malmquist지수에 적용하여 분석하였으며, 금융시장의 탈규제화(deregulation) 정책이 생산성 성장에 긍정적인 역할을 담당하였다고 주장하고 있다. 또한 Devaney and Weber(2000)는 유사한 모형으로 1990~1993년 탈규제정책으로 인한 미국 금융시스템의 변화가 지방은행의 시장집중도에 미치는 영향에 대하여 측정하였으며, Kumbhakar *et al.*(2001)은 이윤함수 접근방식을 통한 유럽 저축은행의 생산성 변화를 추정하였다. 다음으로 Casu *et al.*(2004)은 1994~2000년 유럽(프랑스, 독일, 이탈리아, 스페인, 영국) 대형 은행의 생산성 변화를 모수적(parametric) 및 비모수적 접근방법으로 동시에 추정하였다. 분석결과, 이탈리아와 스페인 대형 은행의 생산성 성장이 두 가지 접근방식 모두에서 뚜렷하게 나타났으며, 이는 주로 효율변화(efficiency change)에 의해 유도되었다고 주장하였다. 최근 Guzmán and Reverte(2008)는 2000~2004년 스페인 14개 시중은행의 생산성 성장과 주

주가치(shareholder value)의 관계를 분석하는 데 Malmquist지수를 활용하고 있다. 전통적인 경영성과 지표인 총자산이익률(return on assets)을 조절변수로 포함한 패널분석 결과, 생산성 및 효율성 성장이 높은 은행의 주주가치가 더 높다는 유의적인 결과를 얻었다. 마지막으로 Barros *et al.*(2009)은 2000~2006년 일본 291개 신용금고(shinkin bank)의 생산성 변화를 추정한 결과, 평균생산성의 하락이 나타났으며 이를 위한 적극적인 성과개선 노력이 필요하다고 주장하였다.

은행의 생산효율성 분석에 비모수적 분석방법을 도입한 국내 연구는 주로 외환위기를 전후한 일반은행의 생산성 변화에 초점을 맞추고 있으며, 대표적으로 김상호(2001), 백자욱(2001), 박승록·이인실(2002), 김인철·이해춘(2003), 박노경·전영삼(2004), 모수원·유진하(2008) 등이 있다. 먼저 김상호(2001)는 1985~1996년 15개 일반은행의 Malmquist지수를 측정하고 이를 기술변화(technical change), 기술적 효율성 변화(technological efficiency change), 규모효율성 변화(scale efficiency change)로 분해하였다. 분석결과 금융규제 완화 이후 은행 생산성이 하락하였으며 이는 미시적 내부 요인보다는 거시적인 외부 요인과 더욱 밀접한 관련이 있다고 주장하였다. 다음으로 박승록·이인실(2002)은 은행의 기술효율성, 규모의 경제효과, 범위의 경제효과를 측정하여 은행통합의 적절한 방향을 찾고자 하였다. 한편, 김인철·이해춘(2003)은 1994~2001년 일반은행의 생산효율성을 측정된 뒤, 효율성 지수와 공적자금 투입액 간의 관계를 규명함으로써 구조조정정책의 시차를 분석하고자 하였으며, 박노경·전영삼(2004)은 Malmquist지수를 활용하여 은행 대형화 흐름의 효과를 추정하였다. 마지막으로 모수원·유진하(2008)는 구조조정 이후 은행의 생산효율성 변화를 측정된 뒤, Tobit모형을 활용한 생산효율성 변화의 결정요인을 분석하고 있다.

한편, Chung *et al.*(1997), Färe *et al.*(2001) 등은 생산성 및 효율성 측정을 위한 기존의 비모수적 분석방법을 보다 발전시킨 방향거리함수를 제시하였으며, 최근에는 이를 활용한 은행효율성 연구가 진행되고 있다. 앞서 언급한 바와 같이 방향거리함수는 정상산출물과 투입물뿐만 아니라 유해산출물에도 특정한 방향벡터를 적용할 수 있는 장점을 가진다. 즉, 금융기관의 생산효율성을 측정하는 경우에도 부실여신과 같은 유해산출물을 고려한 분석의 필요성을 강조한 연구라고 할 수 있다. 먼저 Färe *et al.*(2004)은 1990, 1992, 1994년 미국 은행의 생산효율성을 측정된 결과, 위험기준 자산기준(risk-based capital standards)이 은행의 할당효율(allocative efficiency)에 유의한 영향을 미친다고 주장하였다. 또한 Koutsomanoli-Filippaki *et al.*(2009)와 Koutsomanoli-Filippaki and Mamatzakis

(2009)는 방향거리함수와 이에 기초한 Luenberger지수를 활용하여 유럽지역 은행의 생산효율성을 측정하였다. 방향거리함수를 적용한 Luenberger 및 Malmquist-Luenberger지수를 활용하여 국내 일반은행의 생산효율성 및 생산성 변화를 측정한 대표적인 연구로는 Park and Weber(2006), 김인철 외(2006), 이연정 외(2009) 등이 있다. 이들 연구는 외환위기를 전후한 한국 금융산업 및 개별 은행의 효율성 및 생산성 변화를 측정하고 있으며, 부실여신을 유해산출물로 규정하여 분석하였다.¹⁾

이처럼 자료포락 분석에 기초하여 효율성을 계측한 연구들이 다양하게 시도되었음에도 불구하고 이들 연구는 생산프런티어의 생성과정에서 발생하는 비효율성 산정의 왜곡가능성에 대해서는 고려하지 못한 한계가 있었다. 다시 말해, 생산프런티어의 우측에 위치하는 생산단위는 기존의 분석방법을 따를 경우 비효율성이 과소추정되는 문제가 발생한다. 따라서 본 연구는 이들 생산단위의 과소추정된 비효율성 수치를 계측하고, 나아가 정상산출물의 잠재적 증가분을 추정하여 보다 개선된 생산효율성 추정을 시도할 것이다. 이를 통하여 외환위기 이후의 금융시장 변화에 따른 개별 은행의 생산효율성 변동을 계측하고, 은행의 인수·합병에 따른 효율성 변화를 재해석해 보고자 한다.

III. 분석모형-방향거리함수

개별 생산단위가 정상산출물과 더불어 유해산출물을 동시에 생산한다고 가정할 때, 방향거리함수는 각각의 산출물에 상이한 방향벡터를 적용하여 효율성을 측정하게 된다. 먼저 주어진 투입물(x)을 활용하여 정상산출물(y)과 유해산출물(b)을 생산하는 생산기술수준(T)은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} T &= \{(x, y, b) : x \text{ can produce } y \text{ and } b\} \\ x &= (x_1, x_2, \dots, x_N) \in R_+^N, \\ y &= (y_1, y_2, \dots, y_M) \in R_+^M, \\ b &= (b_1, b_2, \dots, b_J) \in R_+^J. \end{aligned} \quad (1)$$

Färe *et al.*(2001)은 정상산출물과 함께 유해산출물이 결합생산(joint-production)

1) 부실여신은 은행의 대출업무 과정에서 발생하는 필연적 결과이며, 장기적으로 은행 수익성에 음의 영향을 미치는 중요한 변수로 인식되고 있다.

되는 경우 유해산출물의 약처분성(weak disposability)을 가정한다. 이는 유해산출물의 감소를 위해서는 정상산출물의 비례적 감소가 수반된다는 사실을 의미하며, 이를 표현하면 식 (2)와 같다. 반면 정상산출물이 유해산출물 감소의 부담 없이 자유롭게 생산가능한 경우 산출물의 강처분성(strong disposability)을 가정하며, 식 (3)과 같이 표현할 수 있다. 즉, 임의의 생산집합(x, y, b)뿐만 아니라 (x, y', b)도 생산가능집합에 포함된다면, 유해산출물이 일정한 상태에서 정상산출물의 조정이 가능하다는 것을 의미한다. 마지막으로 식 (4)는 정상산출물과 유해산출물이 항상 동시에 생산된다는 null-joint 가정을 표현한 것이다.

$$(x, y, b) \in T \Rightarrow (x, \lambda y, \lambda b) \in T, 0 \leq \lambda \leq 1, \quad (2)$$

$$(x, y, b) \in T \text{ and } y' \leq y \text{ then } (x, y', b) \in T, \quad (3)$$

$$(x, y, b) \in T \text{ and } b=0 \text{ then } y=0. \quad (4)$$

위 가정을 바탕으로 Chambers *et al.*(1998), Färe *et al.*(2001) 등은 규모수익불변(constant returns to scale)하의 방향거리함수를 다음과 같이 정의한다.²⁾

$$\begin{aligned} \vec{D}(x, y, b; -g_x, -g_y, -g_b) \\ = \text{Sup}\{\beta | (x - \beta g_x, y + \beta g_y, b - \beta g_b) \in T\}. \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 $g = (-g_x, g_y, -g_b)$ 는 각각의 투입물과 산출물에 상이한 이동방향을 고려할 수 있는 비음의 방향벡터를 의미한다. 즉, 방향거리함수는 임의의 방향벡터에 기초하여 실제 관측치와 생산프런티어의 거리를 측정함으로써 개별 생산단위의 효율성을 산정하게 된다. β 는 방향거리함수의 구체적 값으로 $\beta \geq 0$ 를 만족하며, $\beta = 0$ 인 관측치는 프런티어상에 위치하며 효율적 생산단위임을 나타내는 반면, $\beta > 0$ 의 경우는 관측치가 생산집합 내부에 위치하는 비효율적 생산단위임을 의미한다(Chambers *et al.*, 1998).

본 연구는 방향벡터 $g = (0, y, 0)$ 를 적용한 방향거리함수를 활용하여 한국 일반은행의 생산효율성을 분석하고자 한다. 즉, 투입물과 유해산출물을 유지한 상태에서 정상산출물의 최대 확장 여부를 분석하기 위한 방향벡터이다. 이는 앞서 언급한 바와 같이 생산프런티어상에서 발생하는 생산 비효율성의 과소추정

2) 자료포락 분석을 활용한 기존연구들은 일반적으로 규모수익불변을 가정하고 있다. 반면 Färe *et al.*(2004), Zhou *et al.*(2008) 등은 개별 생산단위의 환경성과(environmental performance)를 추정하는 데 가변규모수익(variables returns to scale)을 가정하여 분석을 시도하였다. 본 연구는 두 가지 가정하에서 각각 분석을 시행하였으며, 분석결과에 유의할 만한 차이가 없는 것으로 판단하여 일반적인 규모수익불변하의 추정결과만을 제시한다.

문제를 해결하고, 보다 명확한 생산기술 수준 및 효율성 비교를 위해 적용되었다.³⁾ 이를 통해 방향거리함수식은 아래와 같이 변형된다.

$$\vec{D}(x, y, b; -g_x, -g_y, -g_b) = \text{Sup}\{\beta \mid (x, y + \beta y, b) \in T\}. \quad (6)$$

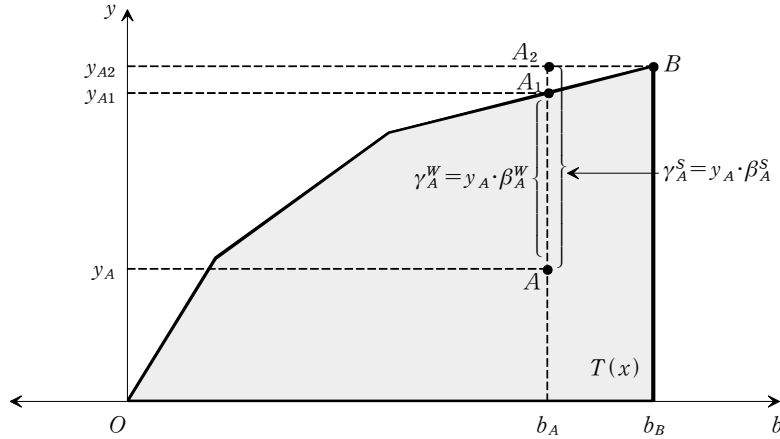
만약 식 (6)을 통한 분석결과 특정 생산단위의 $\beta=0$ 이면, 그 수준의 투입물과 유해산출물을 고정시킨 상태에서 보다 많은 정상산출물을 생산한 생산단위는 존재하지 않음을 의미한다. 생산이 관측치 $k=1, 2, \dots, K$ 에서 일어난다고 가정하면, 유해산출물의 처분성 가정에 따라 식 (7), 식 (8)과 같은 선형계획법 (Linear-Programming: LP)을 통해 β 값을 추정하게 된다.

$$\begin{aligned} \vec{D}^W(x, y, b; 0, y, 0) &= \text{Max} \beta^W \\ \text{s.t.} \\ \sum_{k=1}^K z^k y_m^k &\geq (1 + \beta^W) \cdot y_m^k, \quad m=1, 2, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z^k b_j^k &= b_j^k, \quad j=1, 2, \dots, J \\ \sum_{k=1}^K z^k x_n^k &\leq x_n^k, \quad n=1, 2, \dots, N \\ z^k &\geq 0, \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \vec{D}^S(x, y, b; 0, y, 0) &= \text{Max} \beta^S \\ \text{s.t.} \\ \sum_{k=1}^K z^k y_m^k &\geq (1 + \beta^S) \cdot y_m^k, \quad m=1, 2, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z^k b_j^k &\geq b_j^k, \quad j=1, 2, \dots, J \\ \sum_{k=1}^K z^k x_n^k &\leq x_n^k, \quad n=1, 2, \dots, N \\ z^k &\geq 0. \end{aligned} \quad (8)$$

여기서 β^W, β^S 는 각각의 처분성 가정에서 계측된 방향거리함수의 실제 이동 거리를 의미한다. 두 식은 유해산출물(b)에 대한 등호제약을 통해 구분되며, z^k 는 생산프런티어를 형성하는 일종의 가중치를 의미하는 $K \times 1$ 밀도벡터(density

3) 정상산출물을 증가시키고 동시에 유해산출물을 감소시키는 것은 현실적으로 매우 힘든 요구일 수 있다. 또한 본 연구는 각 생산단위가 생산프런티어의 어느 지점에 위치하는가를 분류하고 이로 인한 비효율성의 과소추정 경향을 확인하는 데 그 목적이 있다. 따라서 일반적인 산출지향 거리함수와의 비교가 가능한 $g=(0, y, 0)$ 의 방향벡터를 적용한다.

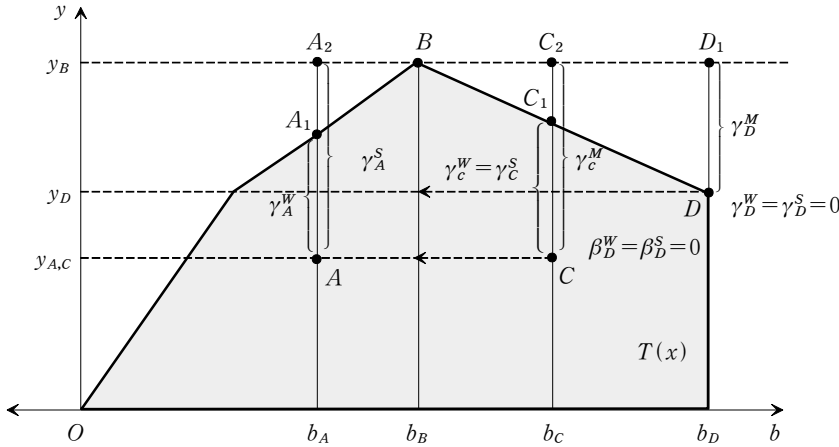


〈그림 1〉 방향거리함수와 생산가능집합

vector)이다.

〈그림 1〉의 음영부분은 유해산출물의 약처분성을 가정하고 있는 식 (7)을 통해 얻은 생산가능집합(T)을 표현한 것이다. 반면 유해산출물의 처리에 기술적 제약이 없는 강처분성을 가정한 경우의 생산가능집합은 선분 $y_{A2}B$ 아래 면적을 모두 포함하게 된다. 가령 임의의 정상산출물과 유해산출물의 생산결합점 A 가 있다고 가정하자. A 는 생산프런티어의 내부에 위치해 있으므로 기술적 비효율이 존재하는 생산단위이다. 유해산출물의 약처분성을 적용한 식 (7)에 의한 방향거리함수값 $\beta_A^W = (y_{A1} - y_A) / y_A$ 로 정의할 수 있으며, 주어진 투입물과 유해산출물 수준에서 달성가능한 최대정상산출물 수준은 $y_A + y_A \cdot \beta_A^W$ 로 측정된다. 반면 유해산출물의 강처분성을 가정한 식 (8)은 생산단위 A 의 달성가능한 최대정상산출량 수준을 A_2 로 정의하며, 이 경우의 최대산출량 수준은 $y_A + y_A \cdot \beta_A^S$ 로 표현할 수 있다. 즉, 최대산출량을 달성하기 위한 산출량 증대분은 실제산출량과 방향거리함수값의 곱으로 표현되며, 〈그림 1〉의 γ_A^W, γ_A^S 와 같다.

정상산출물과 유해산출물의 동반생산적 성격을 고려한 방향거리함수는 전통적인 효율성 분석방법으로 매우 다양하게 적용되어 왔으며, 특히 생산과정에서 필연적으로 발생하는 오염물의 환경 외부성을 추정하는 실증연구의 기초가 되었다(Färe *et al.*, 2001; Domazlicky and Weber, 2005; Managi *et al.*, 2005; Kumar, 2006; Managi and Jena, 2008; Picazo-Tadeo and Diego, 2009; 강상목 외, 2005; 김광욱·강상목, 2007). 뿐만 아니라 본 연구와 같이 은행산업의 효율성 산정에도 방향거리함수를 적용한 분석이 진행되어 왔으며, 대표적인 연구는



〈그림 2〉 생산효율성의 과소추정 가능성

Färe *et al.*(2004), Park and Weber(2006), Koutsomanoli-Filippaki *et al.*(2009), 김인철 외(2006), 이연정 외(2009) 등이 있다.

그러나 Picazo-Tadeo and Diego(2009)는 이상과 같은 방향거리함수의 유용성에도 불구하고 생산가능집합의 생성과정에서 발생할 수 있는 비효율성의 과소추정문제를 해결하는 방안을 제안하고 있다. 즉, 식 (7)에 의해 정의되는 기존의 기술수준에서는 가장 많은 정상산출물을 생산하는 생산단위가 유해산출물 역시 가장 많이 발생시킨다는 암묵적인 가정에서 출발한다. 이 경우 실제 비효율적인 생산단위의 β 값이 과소추정될 우려가 있으며, 보다 정확한 효율성 산정을 위한 수정이 필요하게 된다. 이를 그림으로 설명하면 〈그림 2〉와 같다.

〈그림 2〉의 음영부분은 식 (7)에 의해 형성되는 일반적인 생산프런티어(T)를 표현한 것이다.⁴⁾ 앞선 경우와 마찬가지로 유해산출물의 강제분성을 가정한 생산가능집합은 다각형 Oy_BBDb_D 로 확장된다. 위의 생산집합에서 생산단위 B 는 관측치 중에서 정상산출물을 가장 많이 생산하고 있으며, 프런티어를 형성하는 효율적인 의사결정단위인 반면 C, D 는 B 에 비해 정상산출물의 생산량이 적음에도 불구하고 더 많은 유해산출물을 발생시키는 비효율적 생산단위이다. 즉, 우하향의 기울기(downward-sloping)를 가지는 선분 BD 아래 위치하는 생산단위들은 정상산출물의 증가 혹은 유해산출물의 감소여지가 존재하는 비효율적 생산단위이다. 그러나 일반적인 방향거리함수의 선형프로그램 식 (7)과 식 (8)을

4) 〈그림 2〉에서도 각 생산단위의 γ 값은 실제산출량과 최대산출량의 차이, 즉 산출량의 잠재적 증가량을 의미한다.

적용하면 생산단위 D 는 생산프런티어에 위치하는 효율적인 생산단위로 계측된다. 즉, 생산단위 D 가 주어진 투입물과 유해산출물을 고정시킨 상태에서 달성 가능한 최대의 정상산출물을 생산하고 있는 효율적 생산단위로 왜곡되는 문제가 발생한다. 마찬가지로 생산단위 C 의 최대 효율적 이동지점 C_1 역시 B 와 비교할 때 더 적은 정상산출물과 더불어 더 많은 유해산출물을 발생시키는 비효율적 생산집합임에도 불구하고 우하향하는 생산프런티어의 형태로 인해 왜곡된 비효율성 산정의 가능성이 나타난다.

본 연구는 Picazo-Tadeo and Diego(2009)의 연구모형을 원용하여 생산프런티어의 우측에 위치한 생산단위를 구분해 내고, 이러한 생산단위의 비효율성이 과소추정되는 문제를 해결하기 위해 다음과 같은 방향거리함수를 추가적으로 설정한다. 여기서 T 는 투입물과 정상산출물만을 고려한 새로운 생산집합을 의미한다.

$$\bar{D}^M(x, y; -g_x, -g_y) = \text{Sup}\{\beta | (x, y + \beta y) \in \bar{T}\}. \quad (9)$$

식 (9)의 방향거리함수식은 식 (10)의 선형프로그램을 통해 계측되며, 유해산출물은 포함하지 않고 주어진 투입물 수준에서 달성 가능한 정상산출물의 최대 수준을 찾는 최적화 문제와 동일하다. 즉, <그림 2>에서 개별 생산단위가 생산할 수 있는 정상산출물의 최대수준은 Y_B 지점이 된다.⁵⁾

$$\begin{aligned} \bar{D}^M(x, y; 0, y) &= \text{Max} \beta^M \\ \text{s.t.} \\ \sum_{k=1}^K z^k y_m^k &\geq (1 + \beta^M) \cdot y_m^k, \quad m=1, 2, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z^k x_n^k &\leq x_n^k, \quad n=1, 2, \dots, N \\ z^k &\geq 0. \end{aligned} \quad (10)$$

식 (10)을 통해 얻어진 생산단위 C, D 의 최대정상산출물 수준은 각각 $C_2 = C + \beta_C^M = B$, $D_1 = D + \beta_D^M = B$ 와 같다. 마지막으로 C, D 점에서 발생할 수 있는 비효율의 과소추정수준 β^{OE} 는 각각 $\beta_C^M - \beta_C^W$ 와 $\beta_D^M - \beta_D^W$ 로 정의한다. 이상

5) 식 (10)에서 활용된 방향벡터는 주어진 투입물수준에서 달성 가능한 정상산출물의 최대수준을 벤치마킹하는 방법으로 비효율성의 과소추정부분을 산정하게 된다. 이는 연구목적에 따라 다양한 벤치마킹 대상이 적용될 수 있음을 의미하며, Picazo-Tadeo and Prior(2009)는 현재 산출량 수준에서 유해산출물의 최대감소부분을 동시에 추정하고 있다.

〈표 1〉 유형에 따른 생산효율성 산정

Type	정의	비효율성 산정기준
A	$\beta^S = \beta^M > 0$	식 (7)
B	$\beta^S = \beta^M = 0$	
C	$\beta^S < \beta^M$ and $\beta^S > 0$	식 (7), (8), (10)
D	$\beta^S < \beta^M$ and $\beta^S = 0$	

과 같은 선형프로그램 식 (7), (8), (10)을 통해 얻어진 방향거리함수 β^W , β^S , β^M 값을 활용하여 각 생산단위를 유형별로 분류하는 방법을 요약하면 〈표 1〉과 같다.

먼저 임의의 생산단위 k 가 $\beta^S = \beta^M > 0$ 를 만족한다면, k 는 생산프런티어의 왼쪽에 위치하는 *A-type*의 생산단위이다. 이 경우는 정상산출물의 증가와 더불어 유해산출물도 증가하는 형태에 속하며 식 (7)을 통한 효율성 산정이 적합하다. 다음으로 $\beta^S = \beta^M = 0$ 을 만족하는 경우는 〈그림 2〉의 점 *B*와 같은 효율적 생산단위이며 *B-type*으로 정의한다. 반면 $\beta^S < \beta^M$ 를 만족하는 경우 생산단위는 생산프런티어의 우측, 즉 우하향의 기울기를 가지는 부분 아래에 위치하며 비효율성의 과소추정이 발생할 수 있는 생산단위이다. 이 중에서 $\beta^S > 0$ 이면 *C-type*, $\beta^S = 0$ 이면 *D-type*으로 구분할 수 있으며, 추가적으로 식 (10)을 통해 생산비효율의 과소추정부분을 계측할 필요성이 있다. 본 연구에서는 기존의 비효율성 수치 β^W 와 과소추정된 비효율성 수치 β^{OE} 의 합을 기준으로 논의를 진행한다. 즉, *C*, *D-type*으로 분류된 생산단위들은 β^W 만큼의 비효율이 이미 존재하고 있으며, 이와 더불어 잠재적인 정상산출물의 증가 여지를 의미하는 β^{OE} 만큼의 추가적인 비효율이 존재하게 된다. 따라서 개별 생산단위의 최종 비효율성 $\beta^* = \beta^W + \beta^{OE}$ 로 정의한다. 한편, Picazo-Tadeo and Prior(2009)는 *C*, *D-type*으로 분류된 생산단위를 기준으로 유해산출물의 최대감축량을 동시에 추정하고 있다. 즉, 〈그림 2〉의 선분 Bb_B 수준을 최적 부실여신액으로 정의하고, 주어진 투입물과 산출물의 변화 없이 달성가능한 부실여신액의 감소분(유해산출물 기준의 비효율성 수치)을 제시하였다. 따라서 본 연구도 이를 β^E 로 정의하고 그 결과를 추정한다.⁶⁾

6) β^E 는 생산프런티어의 우측에 위치하는 생산단위, 즉 *C*, *D-type*으로 분류된 은행의 비효율 수치를 나타낸다. β^E 의 결과는 〈부록〉에 제시하였으며, 본 연구는 생산 비효율의 과소 추정문제를 분석하기 위한 β^{OE} , β^* 을 중심으로 논의를 진행한다.

IV. 자료 및 실증결과

본 연구는 금융감독원의 1998~2008년 「은행경영통계」 자료를 활용하여 국책은행을 제외한 시중·지방은행의 비효율성을 방향거리함수로 추정한다. 은행산업의 비효율성 분석은 투입물과 산출물에 대한 정의에 따라 다양한 접근방식이 존재할 수 있으며, 본 연구는 생산가능적 접근방식에 기초한다. 먼저 정상산출물로는 은행별 예수금(y_1), 대출금(y_2), 유가증권(y_3)을 사용하였으며, 유해산출물로는 부실여신(b_1)을 선정하였다. 다음으로 투입물은 은행별 임직원수(x_1), 업무용 유형자산(x_2), 지점수(x_3)를 사용하였다. <표 2>는 매년 과소추정된 비효율성 수치 β^{OE} 와 최종 비효율 수치 β^* 의 평균을 시중은행과 지방은행으로 구분하여 나타낸 것이다.⁷⁾

<표 2>를 통해 생산 비효율의 과소추정이 나타나는 *C, D-type*으로 분류되는 생산단위가 2007, 2008년을 제외하고 매년 존재하고 있으며, 전반적으로 지방은행에 비해 시중은행의 발생비율이 높다는 것을 확인할 수 있다. 특히, 외환위기 직후에 이러한 경향이 더욱 뚜렷하게 나타나며, 이는 당시 경제위기로 인한 기업부도 여파에 따라 금융시장의 부실채권 비율이 상당히 높은 상황에서, 상대적으로 기업들과의 자금연계 규모가 큰 시중은행의 자산건전성이 더욱 크게 악화된 것이 원인으로 판단된다. 다음으로 β^{OE} 의 시계열적 변화를 살펴보면,

<표 2> 시중은행과 지방은행의 평균 β^* , β^{OE} 변화 추이

		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	전체
시중 은행	β^*	0.137	0.193	0.271	0.360	0.136	0.074	0.068	0.069	0.028	0.052	0.011	0.127
	β^{OE}	0.062 (5)	0.129 (4)	0.113 (7)	0.220 (5)	0.031 (3)	0.035 (1)	0.013 (2)	0.009 (3)	0.022 (1)	0.000 (0)	0.000 (0)	0.058
지방 은행	β^*	0.648	0.306	0.591	0.255	0.291	0.167	0.230	0.110	0.045	0.165	0.134	0.267
	β^{OE}	0.125 (3)	0.000 (0)	0.019 (1)	0.000 (0)	0.006 (4)	0.004 (1)	0.009 (1)	0.000 (0)	0.000 (0)	0.000 (0)	0.000 (0)	0.015
전체	β^*	0.331	0.233	0.384	0.318	0.202	0.114	0.138	0.087	0.036	0.104	0.068	0.183
	β^{OE}	0.086 (8)	0.083 (4)	0.080 (8)	0.132 (5)	0.020 (7)	0.021 (2)	0.011 (3)	0.005 (3)	0.012 (1)	0.000 (0)	0.000 (0)	0.041

주: () 안의 수는 *C, D-type*으로 분류된 은행의 수를 의미함.

7) 분석모형에 의한 전체 추정결과는 <부록>에 제시하였다.

1998년을 제외한 모든 기간에서 시중은행이 지방은행에 비해 높게 계측되었으며, β^{OE} 격차는 금융시장의 강도 높은 구조조정이 추진되었던 1999~2001년에 가장 크게 나타났다.⁸⁾ 그러나 2001년 정점을 거치면서 β^{OE} 는 지속적인 하락 경향을 보이고 있으며, 시중·지방은행 간의 β^{OE} 격차도 점차 감소하는 추세를 확인할 수 있다. 이는 외환위기 이후 시작된 금융시장 혼란이 2002년을 기점으로 점차 안정화되었으며, 여신심사 및 리스크관리 강화에 따른 부실여신 비율의 하락이 은행산업의 전반적인 경영성과 회복을 유도한 것으로 판단된다.

다음으로 본 연구에서 제안한 최종 비효율성 수치 β^* 의 시계열적 변화를 살펴보면, 2001년을 제외한 전 기간 지방은행의 비효율이 높게 계측되었다. 2001년은 시중은행 생산 비효율의 과소추정이 가장 크게 나타난 연도이며, 그 결과로 최종 비효율성 수치가 크게 증가한 특징을 보인다. 한편, 2002년 이후부터는 은행의 경영성과가 전반적으로 개선되고 있으며, 시중은행이 더욱 빠르게 개선되는 경향을 보인다. 이는 은행 대형화 및 수익다양화를 통한 시중은행의 시장 지배력 강화에 기인한 것으로 예상할 수 있다.

각 연도별 개별 은행을 살펴보면, 1998년 *C, D-type*로 분류된 시중은행은 조흥(*C*)·제일(*D*)·한일(*C*)·서울(*C*)·외환은행(*C*)이며, 특히 제일·서울은행의 β^{OE} 값이 각각 0.274, 0.463으로 비교적 높은 수치를 보여주고 있다. 기존의 일반적인 비효율성 수치 β^W 를 기준으로 본다면, 제일·서울은행($\beta^W=0.000$)은 매우 효율적인 생산단위로 구분되나, 본 연구에서 제안된 β^* 는 각각 0.274(제일은행), 0.463(서울은행)으로 생산 비효율이 상대적으로 높게 나타난다. 당시 제일·서울은행은 거래기업의 부도로 인해 부실채권 비율이 상당히 높았으며, 이에 두 은행에 대한 정부의 경영개선 조치가 단행되었다는 점을 감안한다면 β^* 가 더욱 적절한 효율성 수치인 것으로 판단된다.⁹⁾ *C, D-type*의 지방은행은 제주(*C*)·강원(*D*)·충북은행(*C*)이며, 특히 강원은행의 β^{OE} 가 0.859로 매우 높은 수치를 보여주고 있다. 강원은행 역시 기존의 $\beta^W=0.000$ 으로 계측되었으며, 비효율성의 과소추정 경향이 매우 크게 나타난 은행이다. 당시 강원은행은 자산건전성이 매우 취약하여 정부의 부실금융기관 처리대상에 포함되었고, 그 결과

8) 1998년 지방은행 중 과소추정 경향을 보인 은행은 제주·강원·충북은행이다. 이 중 강원은행의 β^{OE} 가 0.859로 매우 크게 계측되었으며, 지방은행 평균 β^{OE} 상승의 대부분을 기여하고 있다.

9) 제일·서울은행의 경영악화는 1997년 한보그룹(세계 14위) 부도와 관련이 깊다. 당시 정부는 제일·서울은행을 대상으로 자기자본의 확충, 배당 및 신규업무의 진출제한, 지점 및 자회사의 정리, 인력 및 조직의 개선 및 경비절감, 경영진 개편 및 내부통제제도 개선, 리스크관리 강화 등의 강력한 경영개선 조치를 시행하였다.

1999년 충북은행과 함께 조흥은행으로 흡수·통합되었다는 점을 고려한다면 기술적 비효율이 높은 생산단위일 것으로 예상할 수 있다.

다음으로 1999년 분석결과에서는 *C*, *D-type*의 생산단위가 모두 시중은행에서 발생한 특징이 있다. 조흥(*C*)·한빛(*C*)·제일(*D*)·외환은행(*D*)의 β^{OE} 값이 각각 0.298, 0.383, 0.490, 0.204로 매우 높은 수치를 보이며, 이들 은행의 β^W 값이 각각 0.000(조흥), 0.033(한빛), 0.000(제일), 0.000(외환)으로 계측된 점을 감안한다면 비효율성의 과소추정 경향이 매우 심각하게 표출된 연도라고 할 수 있다. 당시 정부는 조흥은행에 대한 출자지원(2조 원)을 통해 부실금융기관으로 지목된 충북·강원은행과의 합병안을 추진하였고, 한빛은행 역시 동일 목적으로 상대적 비효율을 보인 상업·한일은행의 통합으로 이루어진 은행이다. 또한 제일·외환은행은 앞서 언급한 바와 같이 한보그룹의 부도로 인해 1997년 2월 이미 장기신용등급이 하락한 상황이었으며, 정상적인 경영성과 회복을 달성하기 어려운 처지였다.¹⁰⁾

2000년에도 시중은행 비효율성의 과소추정 경향이 뚜렷하며, 특히 한빛(*D*)·서울(*C*)·외환(*C*)·한미(*D*)의 β^{OE} 값이 매우 높게 계측되었다. 이들 은행의 β^{OE} 값은 각각 0.356(한빛), 0.338(서울), 0.184(외환), 0.247(한미)이며, 이 중 서울·외환은행은 정부의 강력한 경영개선 조치에도 불구하고 효율성 회복이 뚜렷하게 나타나지 않고 있다는 특징이 있다. 2001년은 표본기간 중 평균 β^{OE} 값(0.132)이 가장 높게 계측된 시기로서, 제일은행(*D*)의 β^{OE} 값(1.148)이 매우 높은 특징을 보인다. 2002년 이후에는 전반적으로 β^{OE} 가 크게 감소하는 추세를 보이고 있으며, 시중·지방은행의 격차도 거의 사라진 것을 확인할 수 있다. 즉, 과거 전문적인 여신심사와 신용분석이 불충분한 상황에서 이루어진 과도한 자금투자가 금융기관의 자산건전성을 크게 제약하였다는 인식이 확산되었고, 이를 개선하기 위한 리스크관리 강화 및 정부의 강도 높은 구조조정이 2002년 이후 금융시장의 전반적인 안정을 유도한 결과로 해석할 수 있다.

다음으로 본 연구는 생산 비효율성의 결정요인 및 은행 간 인수·합병과의 관계를 분석하기 위해 식 (11)과 같은 패널회귀모형을 추가적으로 추정한다.¹¹⁾

10) 당시 정부는 제일은행의 예금잔고가 28조 원에 육박한다는 점을 감안하여 빠른 시장퇴출보다는 정부지원 후 매각하는 방향으로 구조조정을 추진하였다.

11) 패널자료를 분석하는 데 오차항의 구조에 따라 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model)으로 구분할 수 있다. 두 모형의 타당성 여부는 일반적으로 하우스만 검정(Hausman test)에 따르며, <표 3>의 추정결과에서도 이를 중심으로 제시하였다.

$$\beta_{it}^j = \delta_0 + \delta_1 \cdot TA_{it} + \delta_2 \cdot NPL_{it} + \delta_3 \cdot KL_{it} + \delta_4 \cdot FIE_{it} + \delta_5 \cdot GDP_t + \delta_6 \cdot D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

여기서, β_{it}^j : i 은행의 t 시점에서의 생산 비효율성 수치, j 는 β^* 와 β^W 를 의미하는 첨자

TA_{it} : 총자산

NPL_{it} : 위험관리(=부실여신/총대출)

KL_{it} : 노동장비율(=업무용 유형자산/직원수)

FIE_{it} : 시설투자효율(=당기순이익/업무용 유형자산)

GDP_t : 경제성장률

D_{it} : 다음 기 인수·합병된 은행의 경우 1, 그렇지 않으면 0의 더미 변수

먼저, 회귀모형의 종속변수는 각 은행의 비효율성 수치이며, 일반적 비효율 수치 β^W 와 과소추정 가능성을 고려한 비효율 수치 β^* 를 각각 적용한다. 두 가지 비효율성 수치와 회귀모형이 포함된 독립변수의 통계적 유의성을 확인해 봄으로써 적절한 비효율성 수치를 비교·검증하는 것이 회귀분석의 주목적이다. 생산 비효율성과 관련된 독립변수로는 각 은행의 총자산(TA), 위험관리수준(NPL), 노동장비율(KL), 시설투자효율(FIE)이며, 대출의 수요 측면을 고려하기 위해 경제성장률(GDP)을 포함하였다. 은행산업에 규모경제가 존재한다면 총자산의 증가가 비효율성을 하락시키는 방향으로 작용할 것으로 기대할 수 있다. 반면 과도한 자산증가가 오히려 은행경영의 부담으로 작용할 수 있으며, 이 경우는 비효율성을 증가시키는 요인이 될 수 있다. 위험관리수준은 총대출에서 부실여신의 비율을 의미하며, 은행의 비효율 성과는 강한 양(+의 관계)를 가질 것으로 예상할 수 있다. 다음으로, 노동장비율은 업무용 유형자산을 직원수로 나누어 추계한 값이며, 시설투자효율은 당기순이익을 업무용 유형자산으로 나누어 구한 것이다. 마지막으로, 더미변수(D)는 다음 기 인수·합병된 은행의 절편더미를 의미한다. 외환위기 직후 정부는 「금융·기업 구조개혁 촉진방안」을 발표하여 부실금융회사에 대한 구체적인 정리방안과 원칙을 수립하였는데, 주로 우량금융회사로의 강제합병 또는 계약이전 조치를 추진하였다. 따라서 생산 비효율이 큰 은행을 중심으로 인수·합병이 진행되었으며, 더미변수의 부호 및 통계적 유의성을 통해 이를 확인하고자 한다.

위 회귀분석 추정결과를 제시한 <표 3>에서 생산 비효율의 과소추정 가능성을 고려한 β^* 를 종속변수로 사용한 경우(모형 3~4)가 일반적인 비효율 수치 β^W

〈표 3〉 패널회귀 분석 추정결과

	β^w		β^*	
	모형1(FE)	모형2(RE)	모형3(FE)	모형4(FE)
TA_{it}	6.19E-08 (1.29)	-1.28E-08 (-0.31)	6.09E-08 (1.43)	5.16E-08 (1.23)
NPL_{it}	1.96E+00 (3.33)***	3.03E+00 (4.97)***	3.57E+00 (6.80)***	4.33E+00 (7.06)***
KL_{it}	-1.19E-01 (-2.04)**	-2.30E-03 (-0.05)	-8.52E-02 (-1.64)	-5.06E-02 (-0.95)
FIE_{it}	3.10E-03 (0.12)	3.79E-02 (1.49)	-2.09E-02 (-0.87)	5.79E-03 (0.22)
D_{it}	2.39E-02 (0.30)	-2.58E-02 (-0.39)	1.47E-01 (2.07)**	1.34E-01 (1.91)*
GDP_t	-	-8.57E-03 (-2.07)**	-	-9.09E-03 (-2.31)**
<i>Cons.</i>	3.10E-01 (2.38)**	8.31E-02 (0.76)	2.18E-01 (1.88)	1.61E-01 (1.38)
R^2	0.1857	0.1708	0.4138	0.4316
<i>F-test</i>	6.20***	5.44*** [#]	19.20***	17.40***
<i>Wald Test</i>		34.93***		
<i>B-P LM</i>		17.45***		
<i>Hausman Test</i>	11.18**	8.73	12.59**	71.23***
<i>Number of Obs.</i>	165	165	165	165

주: 1) ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함.

2) () 안의 숫자는 t -통계량을 의미함.

3) #은 고정효과모형의 F -통계량을 의미함.

를 종속변수로 사용한 경우(모형 1~2)에 비해 설명력 및 적합성을 기준으로 통계적 유의성이 크게 높다는 것을 확인할 수 있다. 특히, 결정계수 R^2 가 각각 0.1708(모형 2), 0.4316(모형 4)으로 매우 큰 차이를 보이는 특징이 있다. 이는 비효율성의 과소추정을 고려한 β^* 가 회귀모형의 독립변수들과 더 깊은 관련성이 있다는 것을 의미하며, β^* 가 보다 적절한 비효율성 지표임을 나타내는 근거가 될 수 있다. 또한 분석모형의 핵심변수라 할 수 있는 인수·합병 더미변수 (D)의 경우, 모형 1~2에서는 통계적 유의성이 나타나지 않는 데 반해 모형 3~4

에서는 각각 유의수준 5%, 10%에서 양(+)¹의 통계적 유의성을 보인다. 이는 상대적으로 비효율성이 높은 은행들이 인수·통합되었다는 것을 의미하며, 외환 위기 이후 정부의 부실금융기관 처리과정을 보다 적절히 반영한 결과로 예상할 수 있다.

다음으로 위험관리수준(*NPL*)은 총대출에서 부실여신의 비율을 의미하며, 모든 모형에서 종속변수와 강한 양(+)¹의 관계를 가진다. 즉, 부실여신 축소 노력과 같은 리스크관리가 은행의 비효율성을 하락시키는 중요한 요인이며, *t*-통계량을 기준으로 β^* 를 종속변수로 사용한 모형 3~4에서 더욱 유의한 통계적 관계를 보이는 특징이 있다. 이러한 경향은 총자산(*TA*)과 경제성장률(*GDP*) 변수에서도 유사하게 나타나고, 경제성장률 변수에서 음(-)¹의 통계적 유의성을 보인다. 즉, 경제성장은 은행의 비효율성을 하락시키는 방향으로 영향을 미치며, 이는 대출수요의 증가에 따른 은행수익 증가에 따른 것으로 예상할 수 있다. 한편, 총자산은 종속변수와 양(+)¹의 관계는 보이나 강한 통계적 유의성은 나타나지 않는다.

V. 요약 및 결론

금융기관의 생산효율성을 분석한 연구는 금융제도 및 규제·감독체제의 급격한 변화에 따른 효율성 변화를 추정하는 데 다양한 관점으로 적용되어 왔으며, 최근 부실여신과 같은 유해산출물을 동시에 고려할 수 있는 방향거리함수를 활용한 연구로 발전되었다. 그러나 기존의 연구들은 생산프런티어의 설정과정에서 발생할 수 있는 비효율성의 과소추정문제를 고려하지 못한 한계가 있었으며, 이는 정상산출물을 가장 많이 생산하는 생산단위가 유해산출물 역시 가장 많이 생산한다는 암묵적 가정에 기인한다. 따라서 본 연구는 이러한 생산효율성 산정의 왜곡문제를 해결하기 위한 새로운 방안을 이론모형에 제시하고, 우리나라 금융산업에 적용해 보았다.

분석결과 비효율성의 과소추정문제를 발생시키는 *C*, *D-type*으로 분류된 생산단위가 표본기간 꾸준히 존재하였으며, 전반적으로 지방은행에 비해 규모가 큰 시중은행에서의 발생비율이 높았다. 이러한 결과는 당시 금융시장의 불안정으로 인해 부실채권 비율이 상당히 높았으며, 상대적으로 기업과의 자금연계 규모가 큰 시중은행의 자산건전성이 더 낮았기 때문으로 분석된다. 과소추정된

비효율성 수치를 의미하는 β^{OE} 는 외환위기 직후 급격하게 증가하는 경향을 보이다가 2001년을 정점으로 크게 하락하였으며, 시중은행과 지방은행의 β^{OE} 격차도 크게 완화되는 추세를 보였다. 이는 우리나라 금융시장이 강도 높은 구조조정 과정을 거치면서 비효율적 생산단위가 퇴출 및 인수·합병되었으며, 이로 인해 은행기관의 전반적인 경영정상화 및 수익안정화에 기인한 결과로 판단된다. 한편, 2001년을 제외하면 전 기간 지방은행의 비효율이 더 높았으며, 2001년은 시중은행 비효율의 과소추정이 가장 크게 나타난 연도이다. 즉, 선형계획 프로그래밍을 통한 생산가능집합의 생성과정에서 발생하는 비효율성 산정의 왜곡이 가장 크게 나타난 2001년은 오히려 시중은행의 비효율이 더 높게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 다음으로 본 연구는 생산비효율의 결정요인 및 은행 간 인수·합병과의 관계를 분석하기 위해 β^w , β^* 를 종속변수로 한 불균형 패널회귀 분석을 실시하였다. 분석결과 비효율성의 과소추정 가능성을 고려한 β^* 수치가 독립변수들과 관련성이 더 높았으며, 모형의 설명력 및 적합성에서도 통계적으로 더 유의한 결과를 보였다. 특히, 은행의 인수·합병을 나타낸 더미변수가 종속변수 β^* 와 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보였으며, 이는 외환위기 이후 부실은행 처리를 위한 인수·합병 경향을 반영한 결과로 해석할 수 있다.

마지막으로 본 연구는 생산단위의 효율성 산정과정에서 발생할 수 있는 생산성 왜곡문제를 조절하여 분석을 시도한 점에서 의의가 있으나 다음과 같은 한계점을 지닌다. 먼저 실증분석에 있어 금융시장의 특징을 더욱 잘 표현할 수 있는 변수선정에 다양한 접근이 시도될 필요가 있으며, 이에 대한 학문적 합의가 요구된다. 또한 본 연구와 같이 횡단면 단위로 추정된 효율성 수치는 프런티어를 형성하는 효율적 생산단위의 위치에 따라 민감하게 변화하는 양상을 보이므로 그 해석에 항상 주의가 필요하다.

〈부표 1〉 추정결과(1998~2000)

	1998						1999						2000									
	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^E	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^E	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^E	
조흥	0.073	0.073	0.074	C	0.001	0.074	0.025	0.000	0.000	0.298	D	0.298	0.298	0.475	0.340	0.340	0.427	C	0.087	0.427	0.001	
상업	0.127	0.159	0.159	A	0.000	0.127		0.033	0.033	0.417	C	0.383	0.417	0.397	0.000	0.000	0.356	D	0.356	0.356	0.635	
한빛								0.000	0.000	0.490	D	0.490	0.490	0.464	0.769	0.769	0.787	C	0.018	0.787	0.001	
제일	0.000	0.000	0.274	D	0.274	0.274	0.837															
한일	0.234	0.234	0.254	C	0.021	0.254	0.572															
서울	0.000	0.000	0.463	D	0.463	0.463	0.836															
외환	0.248	0.248	0.297	C	0.050	0.297	0.543															
국민	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000																
주택	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000																
신한	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000																
한미	0.285	0.512	0.512	A	0.000	0.285																
하나	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000																
보람	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000																
평화	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000																
대구	0.330	0.473	0.473	A	0.000	0.330																
부산	0.149	0.242	0.242	A	0.000	0.149																
광주	0.000	0.992	0.992	A	0.000	0.000																
제주	1.658	1.658	1.737	C	0.079	1.737	0.833															
진북	0.574	0.866	0.866	A	0.000	0.574																
강원	0.000	0.000	0.859	D	0.859	0.859	0.849															
경남	0.495	0.607	0.607	A	0.000	0.495																
충북	0.979	0.979	1.039	C	0.060	1.039	0.768															
시중	0.074				0.062	0.137	0.563															
지방	0.523				0.125	0.648	0.817															
전체	0.245				0.086	0.331	0.658															

주: $\beta^W, \beta^S, \beta^M$ 은 각각 방항거리함수의 구체적 값을 의미한다.
 $\beta^{OE} = \beta^M - \beta^W$ 로 파소추정된 비효율성의 정도를 의미하며, 최종 비효율성 수치 $\beta^* = \beta^W + \beta^{OE}$ 로 정의한다.

〈부표 2〉 추정결과(2001~2003)

	2001						2002						2003									
	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^E	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^E	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^E	
조흥	0.029	0.029	0.342	A	0.313	0.342		0.000	0.000	0.224	D	0.224	0.224	0.602	0.000	0.000	0.277	D	0.277	0.277	0.001	
한빛	0.497	0.497	0.531	C	0.034	0.531	0.141	0.220	0.220	0.234	C	0.014	0.234	0.001	0.032	0.057	0.057	A	0.000	0.032	0.032	
제일	0.000	0.000	1.148	D	1.148	1.148	0.001	0.620	0.620	0.627	C	0.008	0.627	0.102	0.285	0.512	0.512	A	0.000	0.285	0.285	
서울	0.564	0.926	0.926	A	0.000	0.564																
외환	0.000	0.000	0.170	D	0.170	0.170	0.001	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	
국민	0.170	0.170	0.473	C	0.303	0.473	0.322	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	
신한	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	
한미	0.000	0.000	0.013	D	0.013	0.013	0.294	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	
하나	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	
대구	0.424	0.670	0.670	A	0.000	0.424		0.310	0.310	0.320	C	0.009	0.320	0.185	0.207	0.207	0.230	C	0.023	0.230	0.230	0.001
부산	0.161	0.435	0.435	A	0.000	0.161		0.176	0.188	0.188	A	0.000	0.176		0.000	0.186	0.186	A	0.000	0.000	0.000	
광주	0.000	0.891	0.891	A	0.000	0.000		0.319	0.319	0.321	C	0.002	0.321	0.049	0.000	0.164	0.164	A	0.000	0.000	0.000	
제주	0.216	0.816	0.816	A	0.000	0.216		0.447	0.447	0.461	C	0.013	0.461	0.001	0.572	0.574	0.574	A	0.000	0.572	0.572	
진북	0.208	0.833	0.833	A	0.000	0.208		0.133	0.549	0.549	A	0.000	0.133		0.174	0.634	0.634	A	0.000	0.174	0.174	
경남	0.523	0.968	0.968	A	0.000	0.523		0.325	0.325	0.333	C	0.008	0.333	0.000	0.028	0.099	0.099	A	0.000	0.028	0.028	
시흥	0.140				0.220	0.360	0.151	0.105				0.031	0.136	0.235	0.040				0.035	0.074	0.074	0.001
지방	0.255				0.000	0.255	0.000	0.285				0.006	0.291	0.059	0.163				0.004	0.167	0.167	0.001
전체	0.186				0.132	0.318	0.151	0.182				0.020	0.202	0.134	0.093				0.021	0.114	0.114	0.001

〈부표 3〉 추정결과(2004~2006)

	2004						2005						2006										
	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^E	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^E	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^E		
조흥	0.377	0.391	0.391	A	0.000	0.377		0.289	0.289	0.293	C	0.004	0.293	0.001									
우리	0.013	0.013	0.101	C	0.088	0.101	0.061	0.000	0.000	0.059	D	0.059	0.059	0.148	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	0.000	
제일	0.050	0.342	0.342	A	0.000	0.050		0.190	0.190	0.201	C	0.011	0.201	0.034	0.045	0.045	0.199	C	0.153	0.199	0.001	0.001	
외환	0.000	0.000	0.019	D	0.019	0.019	0.001	0.000	0.024	0.024	A	0.000	0.000		0.000	0.007	0.007	A	0.000	0.000	0.000		
국민	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000		
신한	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.057	0.057	A	0.000	0.000	0.000		
씨티	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000		
하나	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000		
대구	0.129	0.211	0.211	A	0.000	0.129		0.007	0.116	0.116	A	0.000	0.007		0.000	0.167	0.167	A	0.000	0.000	0.000		
부산	0.000	0.204	0.204	A	0.000	0.000		0.000	0.244	0.244	A	0.000	0.000		0.071	0.215	0.215	A	0.000	0.071	0.000		
광주	0.147	0.187	0.187	A	0.000	0.147		0.066	0.128	0.128	A	0.000	0.066		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000		
제주	0.651	0.818	0.818	A	0.000	0.651		0.228	0.623	0.623	A	0.000	0.228		0.059	0.621	0.621	A	0.000	0.059	0.000		
진북	0.387	0.696	0.696	A	0.000	0.387		0.360	0.643	0.643	A	0.000	0.360		0.138	0.741	0.741	A	0.000	0.138	0.000		
경남	0.012	0.012	0.065	C	0.053	0.065	0.112	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000		
시중	0.055				0.013	0.068	0.031	0.060				0.009	0.069	0.061	0.006				0.022	0.028	0.001	0.001	
지방	0.221				0.009	0.230	0.000	0.110				0.000	0.110	0.000	0.045				0.000	0.045	0.000	0.000	
전체	0.126				0.011	0.138	0.031	0.081				0.005	0.087	0.061	0.024				0.012	0.036	0.001	0.001	

〈부표 4〉 추정결과(2007~2008)

	2007						2008					
	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*	β^W	β^S	β^M	Type	β^{OE}	β^*
우리	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000
제일	0.353	0.362	0.362	A	0.000	0.353	0.080	0.352	0.352	A	0.000	0.080
외환	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000
국민	0.008	0.022	0.022	A	0.000	0.008	0.000	0.006	0.006	A	0.000	0.000
신한	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000
씨티	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000
하나	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000
대구	0.187	0.240	0.240	A	0.000	0.187	0.159	0.454	0.454	A	0.000	0.159
부산	0.189	0.495	0.495	A	0.000	0.189	0.300	0.470	0.470	A	0.000	0.300
광주	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	0.099	0.099	A	0.000	0.000
제주	0.000	0.703	0.703	A	0.000	0.000	0.000	0.665	0.665	A	0.000	0.000
전북	0.616	0.828	0.828	A	0.000	0.616	0.345	1.132	1.132	A	0.000	0.345
경남	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	B	0.000	0.000
시중	0.052				0.000	0.052	0.011				0.000	0.011
지방	0.165				0.000	0.165	0.134				0.000	0.134
전체	0.104				0.000	0.104	0.068				0.000	0.068

참 고 문 헌

- 강상목 · 윤영득 · 이명현, “산업의 생산성 성장, 기술효율, 환경성과,” 『경제학연구』 제53집 제2호, 한국경제학회, 2005, 5~39.
- 김광욱 · 강상목, “환경효율과 국제무역: 환경쿠즈네츠곡선과 오염피난처가설 연구,” 『자원 환경경제연구』 제16권 제3호, 한국자원환경경제학회, 2007, 511~544.
- 김상호, “한국 은행산업의 생산효율성과 생산성 변화,” 『경제학연구』 제49권 제2호, 한국경제학회, 2001, 135~162.
- 김인철 · 이해춘, “DEA를 이용한 외환위기 전후의 은행 효율성 비교분석,” 『산업조직연구』 제11권 제2호, 한국산업조직학회, 2003, 1~23.
- 김인철 · 이해춘 · 안경애, “방향성 생산거리함수를 이용한 은행산업의 효율성 분석,” 『한국경제연구』 제17권, 한국경제연구학회, 2006, 199~229.
- 모수원 · 유진하, “은행의 효율성과 생산성 변화의 결정요소,” 『산업경제연구』 제21권 제5호, 한국산업경제학회, 2008, 1845~1862.
- 박노경 · 전영삼, “국내은행 산업의 대형화와 겸업화가 은행경영에 미친 효과분석,” 『산업경제연구』 제17권 제5호, 한국산업경제학회, 2004, 1613~1635.
- 박승록 · 이인실, “우리나라 일반은행의 생산효율성과 합병효과,” 『금융학회지』 제2권 제7호, 한국금융학회, 2002, 31~60.
- 이연정 · 박갑제 · 강상목, “시중은행과 지방은행의 효율성 생산성: 방향거리함수를 중심으로,” 『경제연구』 제27권 제1호, 한국경제통상학회, 2009, 47~72.
- Barros, C. P., S. Managi, and R. Matousek, “Productivity Growth and Biased Technological Change: Credit Banks in Japan,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 19(5), 2009, 924~936.
- Berg, S. A., F. R. Forsund, and E. S. Jansen, “Malmquist Indices of Productivity Growth During the Deregulation of Norwegian Banking 1980~1989,” *Scandinavian Journal of Economics* 94, 1992, 211~228.
- Casu, B., C. Girardone, and P. Molyneux, “Productivity Change in European Banking: A Comparison of Parametric and Non-parametric Approaches,” *Journal of Banking and Finance* 28, 2004, 2521~2540.

- Chung, Y.H., R. Färe, and S. Grosskopf, "Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach," *Journal of Environmental Management* 51, 1997, 229~240.
- Devaney, M. and W. Weber, "Productivity Growth, Market Structure, and Technological Change: Evidence from the Rural Banking Sector," *Applied Financial Economics* 10, 2000, 587~595.
- Domazlicky, B.R. and W. Weber, "Does Environmental Protection Lead to Slower Productivities Growth in the Chemical Industries?," *Environmental and Resource Economics* 28, 2004, 301~324.
- Färe, R., S. Grosskopf, and C. Pasurka, "Accounting for Air Pollution Emissions in Measure of State Manufacturing Productivity Growth," *Journal of Regional Science* 41, 2001, 381~409.
- Färe, R., S. Grosskopf, and W. Weber, "The Effect of Risk-based Capital Requirements on Profit Efficiency in Banking," *Applied Economics* 36, 2004, 1731~1743.
- Guzmán, I. and C. Reverte, "Productivity and Efficiency Change and Shareholder Value: Evidence from the Spanish Banking Sector," *Applied Economics* 40, 2008, 2033~2040.
- Koutsomanoli-Filippaki, A. and E. Mamatzakis, "Performance and Merton-type Default Risk of Listed Banks in the EU: A Panel VAR Approach," *Journal of Banking and Finance* 33, 2009, 2050~2061.
- Koutsomanoli-Filippaki, A., D. Margaritis, and C. Staikouras, "Efficiency and Productivity Growth in the Banking Industry of Central and Eastern Europe," *Journal of Banking and Finance* 33, 2009, 557~567.
- Kumar, S., "Environmentally Sensitive Productivity Growth: A Global Analysis Using Malmquist-Luenberger Index," *Ecological Economics* 56, 2006, 280~293.
- Kumbhakar, S.C., A. Lozano-Vivas, C. A. K. Lovell, and I. Hansan, "The Effects on Deregulation on the Performance of Financial Institutions: The Case of Spanish Savings Banks," *Journal of Money, Credit and Banking* 33, 2001, 101~120.
- Managi, S., J. Opaluch, J. Jin, and T. A. Griglaunas, "Environmental Regulations and

Technological Change the Offshore Oil and gas Industry,” *Land Economics* 81 (2), 2005, 303~319.

Managi, S. and P. R. Jena, “Environmental Productivity and Kuznets Curve in India,” *Ecological Economics*, 65, 2008, 432~440.

Park, K. H. and W. Weber, “A Note on Efficiency and Productivity Growth in the Korean Banking Industry, 1992-2002,” *Journal of Banking and Finance* 30, 2006, 2371~2386.

Picazo-Tadeo, J. Andres, and Diego Prior, “Environmental Externalities and Efficiency Measurement,” *Journal of Environmental Management* 90(11), 2009, 3332~3339.

Zhou, P., B. W. Ang, and K. L. Poh, “Measuring Environmental Performance under Different Environmental DEA Technologies,” *Energy Economics* 30, 2008, 1~14.

[Abstract]

Examining of Inefficiency Measurement in Korea Banking Industry: Using Directional Distance Function

KwangUk Kim* · JuByung Lee** · SangMok Kang***

This paper investigates the inefficiency scores of Korea banks under the specific technology sets which construct the downward sloping segment of the production frontier. Furthermore, we show that in such situations the inefficiency level of decision making units might be seriously under-estimated without consideration of the technologies. Directional distance functions and Data Envelopment Analysis(DEA) techniques are used to calculate the inefficiency of banks in Korea. Empirical data covered 20 banks in Korea approximately from 1998 to 2008 which gives rise to government's vigorous restructuring efforts after Asia financial crisis in 1997. The result shows that, during 1998~2000, the under-estimated inefficiency problems have mainly occurred in nation-wide commercial banks and the number of cases have decreased overtime. To compare the adequacy of two indexes, we construct the unbalanced panel regression model and found that statistical significant differences between the two results.

Keywords: DEA, DDF, efficiency measurement of banking industry

JEL Classification: G2, L0

* First Author, Pusan National University, Department of Economics, Ph.D Course, TEL: (051) 510-2586, E-mail: kukim@pusan.ac.kr

** Second Author, Pusan National University, Department of Economics, Ph.D Course, TEL: (051) 510-2586, E-mail: jubyung.lee@pusan.ac.kr

*** Corresponding Author, Pusan National University, Department of Economics, Professor, TEL: (051) 510-2586, E-mail: smkang@pusan.ac.kr