

외국자본유입이 우리나라 은행산업의 효율성에 미치는 영향

Effects of Foreign Capital Inflow on Efficiency of Bank Industry

김창범(Chang-Beom Kim)

조선대학교 경제학과 조빙객원교수

목 차

I. 서론
II. 모형의 도입과 추정
III. 분산분해와 충격반응

IV. 요약 및 결론
참고문헌
Abstract

Abstract

The purpose of this study is to estimate and analyse the relationship between efficiency of bank industry and macroeconomic variables. We employ Johansen's multivariate cointegration methodology, since the model must be stationary to avoid the spurious results. The empirical results show that our model is stationary as well as mean-reverting. This paper also applies impulse-response functions to get additional information regarding the responses of the bank spread to the shocks economic variables such as long and short term interest rates differential, banking organ liquidity, business cycle index, and foreigner's net equity investment. The results indicate that while the bank spread respond positively to liquidity and equity investment shocks and then decay very quickly.

Key Words : bank spread, foreigner's net equity investment, dynamic causality linkages

I. 서론

금융산업의 개방은 우리나라 은행들에게 경영의 전문성과 서비스의 질적 개선을 가져와 높은 저축률에 의해 확보된 금융자원을 보다 효율적인 생산부분에 투자할 수 있게 하였다. 과거에는 국제감독제도의 미비로 인해 투명하지 못한 투자가 이루어졌으나 금융시장의 개방을 통해 실업증가 및 외국자본의 국내시장 잠식이라는 부정적인 효과에도 불구하고 금융기관의 투명한 기업가치에 대한 긍정적 평가와 더불어 금융기관의 효율성에 긍정적 영향을 가져왔다.

외환위기 이후 은행산업에서 외국인이 큰 비중을 차지하고 있다. 증권선물거래소에 상장된 국내일반은행의 외국인 지분율은 2005년 12월말 현재 65.3%에 달하고 있다. 외환위기 이후 외국자본이 지점설치보다는 국내은행을 인수하는 형태로 외국자본의 진입이 확대되고 있다. 외국계 사모펀드가 은행산업의 구조조정 과정에서 은행의 경영권 인수를 통해 진입한 사례로는 1999년 뉴브릿지 캐피탈의 제일은행 인수, 2000년 칼라일의 한미은행 인수, 2003년 론스타의 외환은행 인수를 들 수 있다. 최근에는 2004년 씨티은행의 한미은행 재인수와 2005년 스탠다드차터드 은행의 제일은행 재인수와 같이 외국의 대형은행이 국내은행을 인수하는 형태로 이루어지고 있다. <표 1>을 보면 2005년말 현재 HSBC 등 외국은행 국내지점의 총자산은 96조원으로, 국내 은행산업에서 차지하는 비중은 7.5% 수준이다. 외국인이 실질적인 경영권을 행사하고 있는 외국계 은행의 총자산은 273조원, 시장점유율은 21.4%이다. 이중에서 제일은행, 외환은행, 한국씨티은행의 총자산은 177조원, 시장점유율은 13.9%에 달한다.

<표 1> 외국계은행의 은행산업 시장점유율

(단위: 조원, %)

구분	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
외은지점	34 (4.2)	41 (5.0)	36 (4.4)	48 (5.5)	58 (6.8)	64 (6.3)	78 (6.7)	88 (7.1)	96 (7.5)
제일·외환· 한국씨티은행	- (0.0)	- (0.0)	36 (4.4)	40 (4.6)	27 (3.2)	30 (3.0)	103 (8.8)	171 (13.9)	177 (13.9)
외국계은행계	34 (4.2)	41 (5.0)	72 (8.8)	87 (10.2)	85 (10.0)	94 (9.3)	181 (15.5)	259 (21.0)	273 (21.4)
은행산업 계	812 (100.0)	825 (100.0)	812 (100.0)	860 (100.0)	854 (100.0)	1,008 (100.0)	1,169 (100.0)	1,230 (100.0)	1,278 (100.0)

주) 1. 총자산은 평균기준임.

2. 괄호안은 은행산업 전체 대비 점유비중임.

3. 외국계 일반은행은 제일은행(1999년이후), 외환은행(2003년이후), 한국씨티은행(2004년이후)이 포함됨.

자료) 금융감독원, "2005년 외국은행 국내지점 영업실적 분석," 보도자료, 2006, pp.1-11.

금융산업의 효율성에 관한 연구는 국내외적으로 다양하게 시도되고 있다. McFadden(1994)은 한국, 터키, 오스트리아에서 외국자본의 국내금융업 진출로 국내은행의 효율성이 개선되었다는 사실을 발견하였다. Demirgüç-Kunt and Huizinga(1999)는 국내총생산에서 은행 총자산 규모가 차지하는 비중이 높을수록 금리스프레드와 수익성은 낮아지는 것으로 분석하였다. Deniz(1999)는 터키 은행들을 분석하여 외국자본 진입이 국내은행 수익성과 운영경비를 낮추는 효과가 있음을 분석하였다. Clarke *et al.*(1999)은 아르헨티나 은행들을 대상으로 외국은행들이 대출을 많이 해주는 제조업분야에 대한 대출비중이 높은 국내은행들은 수익성이 악화된 반면 외국은행들의 대출비중이 낮은 소비자대출 분야에 많이 대출하고 있는 국내은행들은 수익성이 향상된 것으로 나타났다. Brock and Suarez(2000)은 라틴아메리카 국가들에 대상으로 은행의 스프레드의 결정요인을 분석하여 스프레드가 커짐에 따라 금융체제를 유지하는 비용이 잠재적인 차입자들을 제한함을 밝히고 있다. Unite and Sullivan(2003)은 필리핀 은행산업을 분석하였는데, 외국자본 진입정도가 기업집단 소속은행의 금리스프레드와 수익성에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Martinez Peria and Mody(2004)는 외국은행이 국내은행보다 낮은 금리스프레드를 부과함으로써 외국은행의 진입이 금융증개를 촉진시킨다고 주장하였다. 특히 국내은행을 인수한 경우보다 국내에 새롭게 진입할 경우 이러한 현상이 더욱 뚜렷하였다. Classens *et al.*(2001)은 국별 은행자료를 이용하여 외국자본의 국내진입이 국내은행의 순이자마진, 운영경비, 세전이익에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 선진국과 개도국에서 외국자본 도입 기업과 국민소득 사이의 체계적인 연결관계를 고려하여 외자도입 은행의 진입이 국내은행보다 더 높은 이자마진과 이윤을 실현하는 한편 외국자본의 자본의 진입이 국내 은행산업의 효율성을 개선시키는 것으로 나타났다.

국내의 대표적인 연구로는 이병윤(2002), 강종구·김현의(2005), 변현수(2006)을 들 수 있다. 이병윤(2002)는 외은지점의 국내진입이 국내은행의 수익성에는 유의한 영향을 미치지 않으나 운영경비나 총비용은 감소시키는 것으로 분석하였다. 강종구·김현의(2005)는 외국계 사모펀드의 국내진입이 내국계 은행의 안정성을 높이는데 기여한 반면 내국계 은행의 비용효율성 개선에는 영향을 주지 못한 것으로 나타났다. 또한 국내은행은 대기업 대출을 줄이고 중소기업대출을 증가시키는 것으로 보고하였다. 그리고 변현수(2006)의 연구결과에 따르면 외국인 지분율이 높은 은행일수록 금리스프레드가 유의하게 낮았으며, 외국자본의 국내대출 비중이 증가할수록 금리스프레드가 감소한 것으로 나타났다. 그는 외국자본의 진입으로 인해 은행간 경쟁이 치열해짐에 따라 국내은행의 효율성이 증대된 것으로 해석하였다.

이를 위해 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제II장에서 도입하는 변수들과 모형의 안정성 검정을 위해 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한다. 그리고 오차수정모형을 통해 공적분 방정식에서 변수들 간에 균형관계가 성립하고 있음을 보인다. 제III장에서는 금리스프레드가 모형을 구성하는 변수들로부터 어느 정도로 영향받았는가를 살펴보기 위해 분산분해와 충격반응을 이용하고, 제IV장에서 요약 및 결론을 제시한다.

II. 모형의 도입과 추정

본고는 다음과 같은 벡터자기회귀(Vector Autoregressive)모형을 이용하여 분석한다.

$$\Delta X_t = c + \sum_{i=0}^{n-1} A_i \Delta X_{t-i} + Z X_{t-n} + e_t$$

여기서 X_t 는 은행의 금리 스프레드(*spread*), 장단기금리차(*lsrate*), 금융기관 유동성(*lf*), 경기동행지수(*ci*), 외국인 주식순매수(*fstock*)의 벡터를 나타낸다.¹⁾ 은행의 스프레드는 예금은행의 이자수익과 이자비용의 차이로 사후적 스프레드를, 경기동행지수는 순환변동치를, 금융기관 유동성은 예금취급기관의 유동성을, 장단기 금리차는 국고채 유통수익률(3년물)과 CD 유통수익률(3개월물)의 차이를, 그리고 외국인 주식투자 순매수는 외국인 주식순매수액을 주식거래액으로 나눈 값을 나타낸다. 분석기간은 2002년 1월부터 2006년 10월까지이며, 이용되는 자료는 한국은행과 통계청의 웹사이트에서 구하였다. 먼저 변수가 안정적인가를 살펴보기 위하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정법을 이용한다.

<표 2>는 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 표에서 수준변수는 5% 수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 성공하고 있다. 따라서 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열 $I(1)$ 으로 확인되면, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다.

<표 2> 단위근 검정

	수준변수	차분변수
<i>spread</i>	-2.35	-8.84**
<i>lsrate</i>	-2.92(1)	-3.60**
<i>lf</i>	-1.61(3)	-3.50**(2)
<i>ci</i>	-2.53(1)	-4.11**
<i>fstock</i>	-2.90(3)	-6.46**(2)

- 주) 1. 상수항과 추세항이 포함된 경우이며, 괄호 안의 숫자는 시차길이를 나타냄.
 2. **는 유의수준 5%에서 단위근을 가진다는 가설이 기각됨을 의미함.

이를 위해 Johansen(1988)의 다변량공적분기법(이하 Johansen검정)을 이용하여 살펴본다. 우도비검정 통계량(likelihood ratio test statistic)을 구하기 이전에 투입되는 시차길이는 Ljung -Box Q 검정통계량을

1) 장단기금리차를 제외한 모든 변수는 자연대수를 취하였다.

이용하여 잔차가 백색오차인 최소의 시차길이를 선택한다. 그 결과 λ_{trace} 통계량과 λ_{max} 통계량 모두 5% 유의수준에서 귀무가설의 기각에 성공하고 있다.

다음으로 오차수정모형을 추정한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 오차수정항(*ECT*: error-correction term)이 5%에서 음의 부호로 유의함으로써 공적분관계가 존재함을 증명할 뿐만 아니라 공적분 방정식에서 변수들간에 균형관계가 성립하고 있음을 보여주고 있다(Doyle, 2001). 또한 오차수정항의 계수는 은행스프레드의 실제치와 균형치 간의 괴리가 매월 제거되거나 수정되는 비율을 나타내므로 매월 42.3%의 속도로 장기균형으로 빠르게 수렴되고 있음을 알 수 있다. 그리고 장단기 금리차가 5%수준에서 단기조정 역할을 수행하고 있는 것을 알 수 있다.

<표 3> 공적분 검정과 장기균형식

공적분 검정					
	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$
$\lambda_{trace}(r)$	79.45 ^a	44.58	23.80	10.87	0.944
	$r = 0 r = 1$	$r = 1 r = 2$	$r = 2 r = 3$	$r = 3 r = 4$	$r = 4 r = 5$
$\lambda_{max}(r, r+1)$	34.87 ^a	20.78	12.93	9.029	0.944
장기균형식					
<i>constant</i>	48.87				
<i>lsrate</i>	-0.153** (-10.36)				
<i>lf</i>	3.259** (9.332)				
<i>ci</i>	2.276** (2.629)				
<i>fstock</i>	0.009* (1.910)				

- 주) 1. 괄호안의 숫자는 t 통계량임.
 2. 'a'는 5% 유의수준에서 공적분관계가 없다는 귀무가설이 기각됨을 나타냄.
 3. '**'는 5%, '*'는 10% 수준에서 유의함을 의미함.

<표 4> 오차수정모형의 추정 ($\Delta spread_t$)

<i>constant</i>	-0.082** (-2.538)
$\Delta lsrate_{t-1}$	-0.019** (-3.595)
ECT_{t-1}	-0.423**

	(-3.259)
R^2	0.238
F -statistics	8.284(0.000)

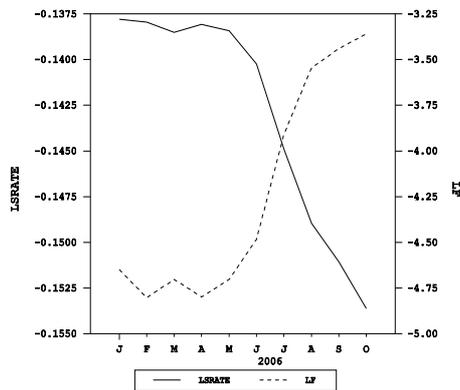
주) 1. 추정계수 밑의 괄호 안의 숫자는 계수의 t 통계량을, 괄호 옆의 숫자는 유의수준을 의미함
 2. '**'는 5% 수준에서 유의함을 의미함.

공적분벡터가 존재하는 것으로 나타남에 따라 벡터오차수정모형을 도입하여 동태적 인과성을 살펴 본다. <표 5>에서 장단기 금리차가 은행스프레드에, 은행스프레드와 경기가 금융기관 유동성에 영향을 미쳐 일방적 인과관계가 확인되고 있으나 단기적인 효과에 그치고 있다.

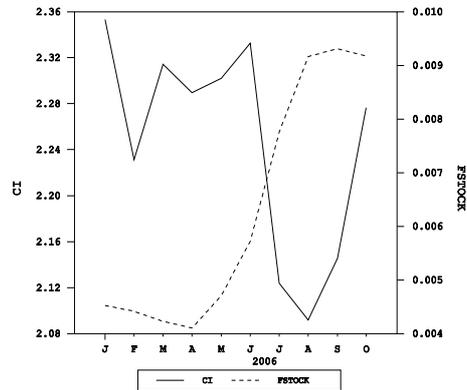
<표 5> 동태적 인과관계 검정

	$\Delta spread$	$\Delta lsrate$	Δlf	Δci	$\Delta fstock$
$\Delta spread$		2.414*	0.003	0.687	0.474
$\Delta lsrate$	0.765		0.295	1.088	1.026
Δlf	2.799*	0.125		8.711**	0.108
Δci	0.594	1.291	1.369		0.322
$\Delta fstock$	0.322	0.736	0.846	0.089	

주) 1. '**'는 5%, '*'는 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 2. 표 안의 숫자는 F 통계량임.



[그림 1] 이동회귀계수: 금리차와 유동성



[그림 2] 이동회귀계수: 경기지수와 주식순매수

이제 시간이 흐름에 따른 장단기금리차, 금융기관 유동성, 경기동행지수, 외국인 주식순매수의 설명력 변화를 살펴보기 위하여 전향적 이동회귀(rolling regression)를 실시한다. <그림 1>과 <그림 2>는 전향적 이동회귀의 계수를 나타낸다. 금융기관 유동성 계수는 시간의 흐름에 따라 작아지고 장단기 금리차 계수와 외국인 주식순매수 계수는 커지고 있다. 이것은 외국인 주식순매수의 확대가 금융기관의 효율성을 증가시킬 수 있음을 나타내고 있다.

III. 분산분해와 충격반응

이제 은행스프레드가 모형을 구성하는 변수들에 의해 어느 정도 설명되는가와 변수들에 일정한 충격을 가할 경우 은행스프레드가 어떠한 반응경로를 갖는가를 살펴본다. 먼저 설명변수들의 영향력을 비교평가하기 위하여 예측오차의 분산분해를 실시한다. <표 6>은 은행스프레드에 대한 예측오차의 분산분해를 보여준다.

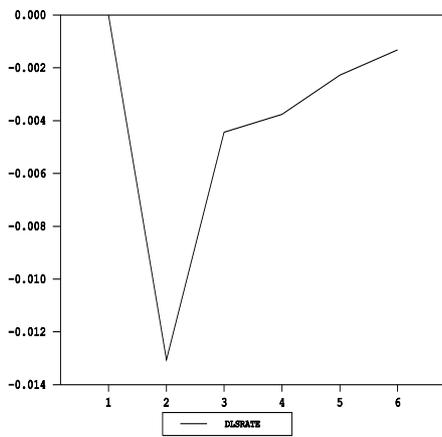
은행스프레드의 분산분해의 결과를 보여주는 <표 6>에서, 제 1예측단계에서는 은행스프레드의 자체 교란에 의해서 모두 설명되고 장단기 금리차, 금융기관 유동성, 경기동행지수, 외국인 주식투자에 의해서는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 그러나 제12단계에서 자체에 의해서는 38.18%가 설명되는 데 비해 장단기 금리차, 금융기관 유동성, 경기동행지수, 외국인 주식투자에 의해서 각각 17.09%, 11.70%, 24.71%, 7.942% 설명됨으로써 은행스프레드가 거시경제변수의 분산에 의해 상당한 영향을 받는다는 것을 보여주고 있다.

<표 6> 분산분해

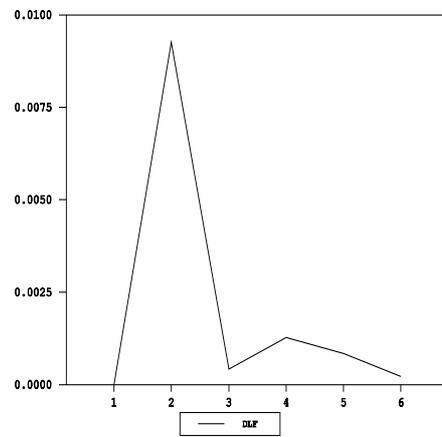
	1	3	6	9	12
<i>spread</i>	100.0	76.31	58.52	47.34	38.18
<i>lsrate</i>	0.000	18.78	19.09	20.38	17.09
<i>lf</i>	0.000	0.384	5.047	7.374	11.70
<i>ci</i>	0.000	3.938	16.45	23.54	24.71
<i>fstock</i>	0.000	0.576	0.884	1.359	7.942

이러한 분산분해의 결과를 시각적으로 살펴봄과 동시에 그 반응경로를 파악하기 위하여 충격반응함수를 이용한다.

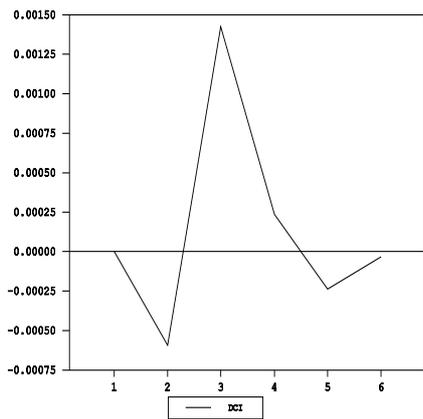
<그림 3> ~ <그림 6>은 각각 장단기 금리차, 금융기관 유동성, 경기동행지수, 외국인 주식투자 충격에 대한 은행스프레드의 반응을 보여주고 있다. 그림에서 장단기 금리차 충격과 경기 충격을 제외하고 은행스프레드는 큰 폭의 증가를 보인 후 빠르게 그 효과가 소멸되고 있다. 이것은 금융기관 유동성 증가와 외국인 주식투자의 증가는 초기에 은행스프레드의 증가를 유발하나 그 효과는 단기적이라는 것을 의미한다.



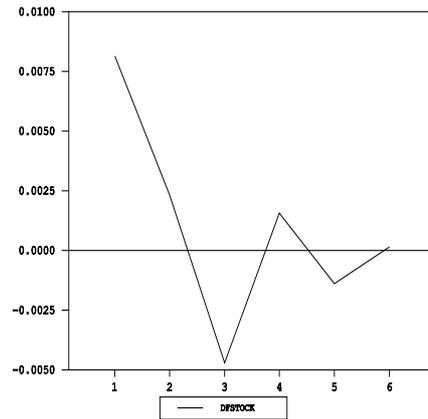
[그림 3] $\Delta lsrate - \Delta spread$



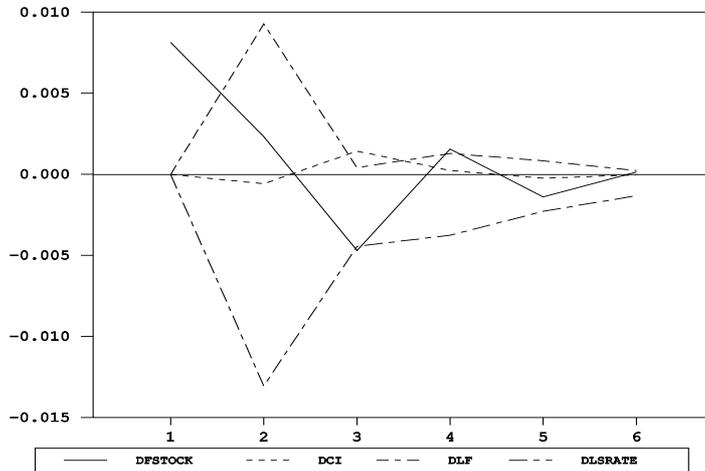
[그림 4] $\Delta lf - \Delta spread$



[그림 5] $\Delta ci - \Delta spread$



[그림 6] $\Delta fstock - \Delta spread$



[그림 7] 종합

IV. 요약 및 결론

외국자본의 유입은 실업증가 및 외국자본의 국내시장 잠식이라는 부정적인 효과와 금융기관의 투명성기업의 미래가치에 대한 긍정적 평가와 더불어 금융기관의 효율성에 긍정적 효과가 상존한다. 많은 문헌들이 은행스프레드를 은행산업의 효율성의 대리변수로 사용하여 다양한 분석을 시도하고 있다. 본고는 거시경제적 요인이 은행산업의 효율성에 미치는 효과를 분석하는데 목적을 두었다.

분석을 시작하기 이전에 먼저 단위근검정과 공적분검정을 이용하여 변수와 모형이 안정적인가를 살펴보았다. 만약 안정적이지 못할 경우 은행스프레드, 장단기 금리차, 경기동행지수, 금융기관 유동성, 외국인 주식 순매수간에 안정적인 관계가 성립하지 못함으로써 분석결과가 허구적일 가능성이 있기 때문이다. 단위근 검정 결과 1차차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 성공함에 따라 Johansen검정을 실시하여 적어도 하나의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타났다. 이에 따라 오차수정모형을 이용하여 동태적 인과성을 분석하여 장단기 금리차가 은행스프레드에, 은행스프레드와 경기가 금융기관 유동성에 영향을 미쳐 일방적 인과관계가 존재함을 밝힐 수 있었다. 이와 더불어 충격반응함수를 도입하여 장단기 금리차와 경기충격을 제외하고 은행스프레드는 큰 폭의 증가를 보인 후 빠르게 그 효과가 소멸됨을 알 수 있었다. 이것은 금융기관 유동성 증가와 외국인 주식투자의 증가는 초기에 은행스프레드의 증가를, 장단기 금리차의 확대와 경기상승은 은행스프레드의 감소를 유발하나 그 효과는 단기적이라는 것을 의미한다.

참 고 문 헌

- 모수원의 2인, “담배소비의 추정과 예측”, 「산업경제연구」, 제16권 제3호, 2003, pp.271-282.
- 변현수, “외국자본 진입과 은행산업 집중화가 국내은행의 효율성에 미친 영향”, 「산은조사월보」, 제610호, 2006, pp.1-32.
- 이병윤, “외국은행 국내진출의 결정요인 및 국내은행 경영성과에 미치는 영향”, 「경제분석」, 제8권 제1호, 2002, pp.66-99.
- 조현상·모수원, “환율과 경기가 지역무역에 미치는 효과의 비교분석: 광주와 전남을 중심으로”, 「산업경제연구」, 제15권 제3호, 2002, pp.1-11.
- Brock, P. L. and L. R. Suarez, “Understanding the Behavior of Bank Spreads in Latin America,” *Journal of Development Economics*, Vol.63, 2000, pp.113-134.
- Clarke, G. R., Cull, L. D'Amato, and A. Molinari, “The Effect of Foreign Entry on Argentina's Domestic Banking Sector,” *World Bank Working Paper*, No.2158, 1999.
- Classens, S., A. Demirgüç-Kunt, and H. Huizinga, “How Does Foreign Entry Affect Domestic Banking Markets?” *Journal of Banking and Finance*, Vol.25, 2001, pp.891-911.
- Classens, S. and L. Laeven, “What Drives Bank-Competition? Some International Evidence,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.36, 2004, pp.563-583.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A., “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 1979, pp.427-431.
- Demirgüç-Kunt, A. and H. Huizinga, “Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence,” *World Bank Economic Review*, Vol.13, 1999, pp.379-408.
- Denizer, C., “Foreign Entry in Turkey's Banking Sector: 1980-1997,” *World Bank Working Paper*, No.2462, 1999.
- Doyle, E., “Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979 ~ 1992,” *Applied Economics*, Vol.33, 2001, pp.249-265.
- Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley, 1976.
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 1988, pp.231-254.
- Marinez, Peria, M. S. and A. Mody, “How Foreign Participation and Market Concentration Impact Bank Spreads: Evidence from Latin America,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.36, 2004, pp.511-537.
- McFadden, C., “Foreign Banks in Australia,” *Working Paper*, The World Bank, 1994.
- Osterwald-Lenum, M., “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, 1992, pp.461-471.
- Unite, A. A. and M. J. Sullivan, “The Effect of Foreign Entry and Ownership Structure on the Philippine Domestic Banking Market,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.27, 2003, pp.2323-2345.

<http://www.bok.or.kr>

<http://www.nso.go.kr>