

국내외 자본시장 통합도 분석

김 준 일

(본원 선임연구위원)

* 본고의 내용에 대해 귀중한 조언을 해주신 본원의 조동철·홍기석 연구위원, 숙명여자대학교의 이영섭 교수는 물론 보고서 작성에 있어서 자료처리를 도와준 본원의 홍성철·김윤기 주임연구위원 및 원고정리를 도와준 이향숙 주임연구조원께 감사드린다

◇ 요 약 ◇

우리 경제는 외환위기를 계기로 단기금융시장을 포함한 국내 자본시장이 전면 개방된 동시에 외환거래 역시 대폭 자유화됨에 따라 실물부문은 물론 금융부문에 있어서도 완전한 개방경제체제로 전환하였다. 이러한 전면적인 자본시장 개방은 국내외 자본시장의 통합을 촉진하는 동시에 환율, 금리, 물가 등 거시·금융변수간의 상충관계(trade-off)에 변화를 초래함으로써 거시경제정책 환경도 크게 변모시킬 것으로 기대된다.

본고에서는 국내외 금리 및 주가간의 동조화 현상에 초점을 맞추어 자본시장 개방에 따른 국내외 자본시장 통합 효과를 살펴본 후, 자본시장 개방이 환율변동패턴의 통계적 특성에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 특히 외환위기를 계기로 국내 자본시장이 제도적으로 완전 개방된 점을 고려하여 위기 이전과 이후에 자본시장 통합도와 환율 변동패턴에 어떠한 변화가 발생하였는지를 실증분석하였다. 금리에 대한 실증분석 결과는 외환위기 이후 金利裁定去來(interest parity)가 국내금리 변화에 미치는 영향이 크게 확대되고 있음을 나타내고 있다. 주가에 대한 실증분석의 경우에도 미국과 국내주가 간의 동조화 현상이 외환위기 이후 심화되고 있으며, 국내 주식시장이 효율적 시장가설(efficient market hypothesis)을 지지하는 방향으로 변화하고 있음을 나타내고 있다. 환율의 경우에도 외환위기 이후 환율변동패턴에 임의보행(random walk)적 특성이 보다 강화된 것으로 나타나고 있어 외환시장의 효율성이 제고되었음을 시사하고 있다.

I. 서 론

우리 경제는 외환위기 이후 단기금융시장을 포함한 국내 자본시장이 전면 개방된 동시에 외국금융기관의 국내진출 및 외환거래 역시 대폭 자유화됨에 따라 실물부문은 물론 금융부문에 있어서도 완전한 개방경제체제로 전환되었다. 이러한 개방경제체제로의 전환은 우리의 경제운영에 있어서 새로운 기회를 제공하는 동시에 잠재적 위험요인으로 작용하는 양면성을 지니고 있다고 할 수 있다.

자본시장 개방에 따라 국내 기업과 금융기관의 국제금융시장에 대한 접근이 제고되면서 우리 경제의 지속성장을 위한 자본조달이 용이해지는 동시에 선진화된 기술과 경영기법에 대한 학습이 촉진될 것으로 기대된다. 또한 국제자본시장에 대한 용이한 접근은 경제주체들의 동태적 효용극대화(dynamic utility maximization) 차원에서 보다 안정적인 소비와 투자를 가능케 함으로써 경제주체들의 효용을 높일 수 있는 여건이 조성된다는 점을 의미한다. 그러나 이러한 순기능과 함께 국내 자본시장 개방은 우리 경제의 해외충격에 대한 노출을 과거에 비해 크게 확대시키는 동시에 변동환율제로의 전환을 불가피하게 함으로써 환율변동에 따른 환위험을 증가시킨다는 점을 동시에 의미하고 있다.

이러한 자본시장 개방은 대내적으로 금융자유화를 촉진하는 유인으로 작용하는 동시에 거시경제정책환경도 크게 변모시킬 것으로 기대된다. 즉, 자본시장 개방과 대내적인 금융자유화가 동시에 진행되고 있다는 점은 향후 정부의 시장개입 수단이 축

소되고 거시·금융변수간의 상충관계(trade-off)가 과거와 다른 형태로 변모할 것이라는 점을 시사하고 있다.

특히 국내의 자본시장이 통합되는 과정에서 환율, 금리, 물가 등 가격변수간의 연계관계가 긴밀해지는 동시에 자본 유출입이 확대되면서 이들 가격변수에 교란요인으로 작용할 가능성이 점차 확대될 것으로 판단된다.¹⁾ 대내적인 측면에서 다양한 거시·금융변수간에 보다 긴밀한 연계관계가 형성될 것이라는 예상은 근본적으로 국내외 거시·금융변수간에 동조화 현상이 심화될 것이라는 예상에 기초하고 있다. 즉, 국제자본 이동이 자유롭고 국내 자본시장이 전면 개방될 경우 국내외 금리와 주가 간에 동조화 현상이 발생할 가능성이 높으며, 이에 따라 금리와 환율 간의 관계도 변모할 것으로 판단된다. 한 예로, 국내 금리에 대한 규제 등으로 인하여 금리재정거래로 인한 국내외 금리간의 관계가 괴리를 보일 경우, 환율에 조정부담이 가중되는 문제가 발생하게 될 것이다.²⁾

이러한 점에서 볼 때, 우리나라의 자본시장 개방정책에 대한 평가를 위해서는 우선 제도적인 측면에서 이루어진 자본시장 개방의 실질적인 효과를 분석할 필요가 있다. 이를 위하여 본고에서는 국내외 금리 및 주가간의 동조화 현상에 초점을 맞추어 자본시장 개방에 따른 국내외 자본시장 통합 효과를 분석하고자 하였다. 특히 외환위기를 계기로 국내 자본시장이 제도적으로 완전 개방된 점을 고려하여 위기 이전과 이후에 자본시장 통합도에 어떠한 변화가 발생하였는지를 실증분석하였다.

1) 외환위기 이후 환율, 금리 등 거시·금융변수간의 관계에 대해서는 조동철·West·홍성철(2000)을 참조.

2) 우리나라 자본시장 개방에 따른 경제환경 변화 및 문제점들에 대해서는 김경수(1996)를 참조. 특히 개도국과 관련한 문제점들에 대한 연구는 Fernandez-Arias and Montiel(1996)과 Obstfeld(1988)를 참조.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 우리나라 자본시장 개방정책의 변천과정을 개략적으로 살펴보았다. 1990년대 이후 점진적인 자본시장 개방과정을 간략히 요약하였으며, 자본시장 개방에 따른 국내 금융시장의 변화를 간단히 소개하였다. 제Ⅲ장에서는 금리와 주가를 중심으로 국내외 동조화 현상을 분석함으로써 국내외 자본시장의 통합도를 추정하고자 하였다. 국내외 금리간의 동조화 현상에 대한 분석은 Haque and Montiel(1991)의 연구에 기초하여 이루어졌으며, 분석의 기본체계는 국내 균형금리가 자본시장이 완전 개방된 경우와 폐쇄된 경우의 국내금리의 가중평균이라는 가설을 바탕으로 하고 있다. 실제의 실증분석에 있어서는 이러한 가설과 금리재정거래 관계식을 활용하여 국내 통화함수를 추정하는 방식을 사용하였다. 국내외 주가 동조화 현상에 대한 분석은 미국의 주가변화를 설명변수로 채택한 국내 주가변화 방정식을 직접 추정함으로써 미국주가 변화의 설명력을 검증하였으며, 분석결과를 바탕으로 외환위기 이후의 대폭적인 자본시장 개방이 국내 주식시장의 효율성에 미친 영향도 살펴보고자 하였다.

제Ⅳ장에서는 자본시장 개방 및 이에 따른 국내외 자본시장 통합 과정에서 환율의 변동패턴에 어떠한 변화가 발생하였는지를 살펴보았다. 특히 외환위기 이후의 자본시장 개방과 일관성을 유지하기 위하여 환율제도가 이전의 시장평균환율제에서 자유변동환율제로 전환한 것에 초점을 맞추어 환율변동의 통계적 특성 변화를 살펴보고자 하였다. 제Ⅴ장은 본고의 결론과 정책적 시사점을 제시하고 있다.

II. 자본시장 개방과 경제환경 변화

1. 자본시장 개방정책의 변천

우리나라의 자본시장은 1990년대 초반부터 점진적으로 개방되어 왔으며, 1997년의 외환위기 이후 모든 자본시장이 실질적으로 완전 개방되었다. <표 1>에서 보듯이 국내 주식시장은 1992년 1월에 국내 상장주식에 대한 외국인의 직접투자를 10%의 한도 내에서 최초로 허용하였으며, 1998년 5월에 외국인 투자한도가 전면 폐지되기 전까지 모두 8차례에 걸쳐 외국인 주식투자한도가 점진적으로 확대되었다. 채권시장은 <표 2>에 제시된 바와 같이 주식시장보다 늦은 1994년 7월부터 중소기업 무보증 전환사채(CB)에 대한 외국인 직접투자가 최초로 허용되었으며, 주식시장과 마찬가지로 투자대상 채권의 범위와 투자한도를 점진적으로 확대하는 방식으로 시장개방이 진행되었다. 이와 함께 1998년 7월 1일 증권거래법상 모든 유가증권에 대하여 외국인투자를 허용함으로써 사실상의 국내 자본시장 개방이 완료되었다.

이러한 자본시장 개방에 따라, 1999년 말 현재 외국인 투자 등록자수는 총 66개국 9,954명으로 집계되고 있으며, 국가별로는 미국과 영국이 전체 등록자수의 48.9%를 차지하고 있다. 이와 함께 1999년 말 현재 외국인 투자자의 주식보유 비중은 거래소 시장과 코스닥(KOSDAQ) 시장의 경우 각각 시가총액의 21.9% 및 7.5%에 이르고 있다. 외국인 투자를 투자목적별로 분류할 경우에는 거래소시장의 경우 단순 주식투자가 직접투자의 약 12

<표 1> 주식시장 개방 관련 주요 제도변화

일 시	내 용	비 고
91. 3. 15	외국증권사 지점 설립 허용	
92. 1. 3	외국인에 대한 국내 주식시장 직접투자 허용 (10%) ¹⁾	3% ²⁾
94. 7. 1	외국인에 대한 채권시장 개방 내국인의 해외 증권투자 허용	
94. 12. 1	외국인 상장주식 투자한도 확대 (10%→12%) ¹⁾	
95. 3. 1	일일 추가변동폭 확대 (4.6%→6%)	
95. 7. 1	외국인 상장주식 투자한도 확대 (12%→15%) ¹⁾	
96. 4. 1	외국인 상장주식 투자한도 확대 (15%→18%) ¹⁾ 내국인(기업·개인)의 해외 증권투자 제한 폐지 외국기업의 국내 주식시장 상장 허용	4% ²⁾
96. 5. 3	주가지수 선물시장 개장 KOSDAQ의 장외시장 개장	
96. 10. 1	외국인 상장주식 투자한도 확대 (18%→20%) ¹⁾	5% ²⁾
96. 11. 25	일일 추가변동폭 확대 (6%→8%)	
97. 5. 2	외국인 상장주식 투자한도 확대 (20%→23%) ¹⁾	6% ²⁾
97. 11. 3	외국인 상장주식 투자한도 확대 (23%→26%) ¹⁾	7% ²⁾
97. 11. 21	IMF구제금융(Bail-out fund) 신청	
97. 12. 11	외국인 상장주식 투자한도 확대 (26%→50%) ¹⁾	50% ²⁾
97. 12. 31	외국인 상장주식 투자한도 확대 (50%→55%) ¹⁾ 채권시장에서의 외국인에 대한 모든 제한 폐지	
98. 3. 2	일일 추가변동폭 확대 (8%→12%)	
98. 5. 25	외국인 상장주식 투자한도 전면 폐지 ¹⁾	폐지 ²⁾
98. 12. 7	일일 추가변동폭 확대 (12%→15%)	

주 : 1) 일반법인의 전체한도 기준.

2) 일반법인의 1인한도 기준.

자료 : 한국증권거래소, 「2000 Korea Stock Exchange」.
금융감독원, 「'99년도 외국인 투자동향 분석」, 2000.

〈표 2〉 채권시장 개방 관련 주요 제도변화

			94.7.1	97.1.3	97.6.2	97.11.17	97.12.12	97.12.23	97.12.30	98.5.25	98.7.1	
회 사 채	중 소 기 업	일반	×	×	전체 50%	⇒	한도 폐지					
		CB	전체 30% (1인5%)	전체 50% (1인10%)	⇒	⇒	한도 폐지					
		BW EB	×	×	×	전체 50% (1인10%)	한도 폐지					
		보증	×	×	×	×	전체 30% (1인10%)	전체 30%	한도 폐지			
	대 기 업	일반	×	×	×	×	전체 30% (1인10%)	전체 30%	한도 폐지			
		CB	×	×	전체 30% (1인6%)	⇒	전체 50% (1인10%)	전체 50%	한도 폐지			
		BW EB	×	×	×	×	전체 50% (1인10%)	전체 50%	한도 폐지			
		보증	-	×	×	×	전체 30% (1인10%)	전체 30%	한도 폐지			
	국공채, 특수채			×	×	×	×	×	전체 30%	한도 폐지		
	상장채권장의거래			×	×	×	×	×	×	×	투자 허용	
	RP 거래			×	×	×	×	×	×	×	투자 허용	
	비상장채권			×	×	×	×	×	×	×	×	투자 허용

자료 : 금융감독원, 「'99년도 외국인 투자동향 분석」, 2000.

배에 이르고 있는 반면, 코스닥시장은 직접투자가 단순 주식투자의 4.7배에 이르고 있다.

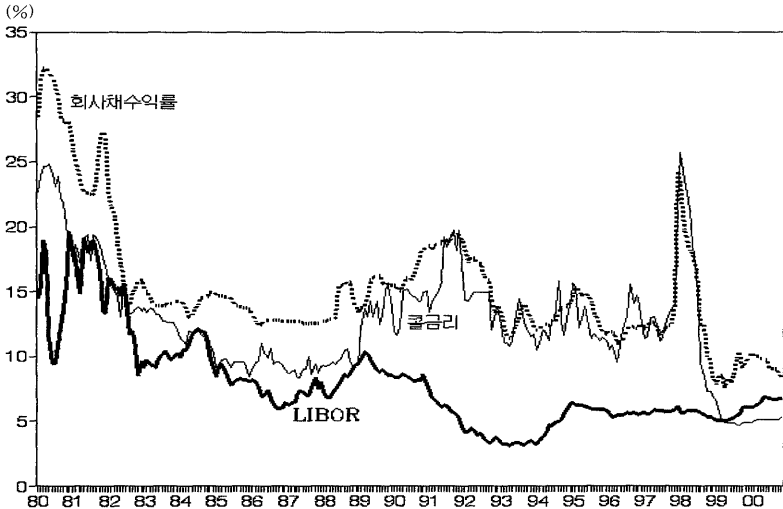
채권시장의 경우 외환위기 이전까지는 제도적인 개방에도 불구하고 실질적인 개방효과는 미미하였던 것으로 나타나고 있다. 외국인 투자자들의 국내채권시장에서의 거래규모를 살펴보면, 1994년 7월 이후 1999년 말까지의 기간 중 외국인 투자자의 국내채권에 대한 순매수 규모는 약 4조원 수준이며, 이 중 1998~99년 기간에 발생한 순매수 규모가 전체 누적 순매수 규모의 90%를 상회하는 약 3.8조원에 이르고 있는 것으로 집계되고 있다. 또한 외국인의 채권보유 비중을 살펴보면, 1999년 말 현재 전체 상장채권의 0.32%에 불과하여 주식시장이나 코스닥시장에 비해 외국인 투자자의 비중이 아직은 낮게 나타나고 있다.

2. 거시·금융변수의 변화

국내 자본시장이 외국인 투자자에 전면 개방됨에 따라 국내외 금리변동의 동조화 현상과 함께 주가변화의 동조화 현상도 확대될 가능성이 높다고 할 수 있다. 먼저 국내외 금리의 변화추이를 살펴보면, [그림 1]에서 보듯이 회사채 금리가 1980년대 전반기에 급속한 물가안정 정책에 힘입어 크게 하락한 후 외환위기 이전까지는 1990년대 초반에 상승한 것을 제외하고는 전반적으로 15% 내외 수준을 유지하였다. 외환위기 직후 고금리 정책으로 인하여 금리가 크게 상승하였으나 1998년 하반기 이후의 저금리 정책과 물가안정 기조에 힘입어 1999년부터는 10% 미만 수준에서 등락하고 있다.

해외금리(LIBOR) 역시 1980년대 초반에 세계적인 물가안정을 바탕으로 크게 하락한 후 단기적인 등락은 있으나 전반적으로

[그림 1] 국내외 금리변화 추이



완만한 하향추세를 나타내고 있다. 특히 1990년대 전반기에 뚜렷한 국제금리 하락추세가 나타나고 있으며, 1990년대 후반기에는 뚜렷한 변화를 보이지 않았지만 1999년 이후 최근까지 기간 중에는 국제금리가 상승하는 모습을 보이고 있다.

이러한 국내외 금리변화 패턴은 1990년대보다는 오히려 1980년대에 국내외 금리간의 상관관계가 높게 나타날 가능성을 시사하고 있다. 그러나 국내외 금리간의 관계를 분석함에 있어 기초가 되는 금리재정거래 관계식(uncovered interest parity)은 국내외 금리의 단순비교가 아니라 환율의 변화까지 포함하여야 한다는 점을 의미하고 있다. 환율변동까지 고려한 국내외 금리간의 관계는 제Ⅲ장의 국내외 자본시장 통합도 분석에서 보다 구체적으로 다루었다.

외환위기 이전부터 실질적인 시장개방이 이루어진 주식시장의 경우를 살펴보면, [그림 2]에서 보듯이 추세변동에 있어서는 큰

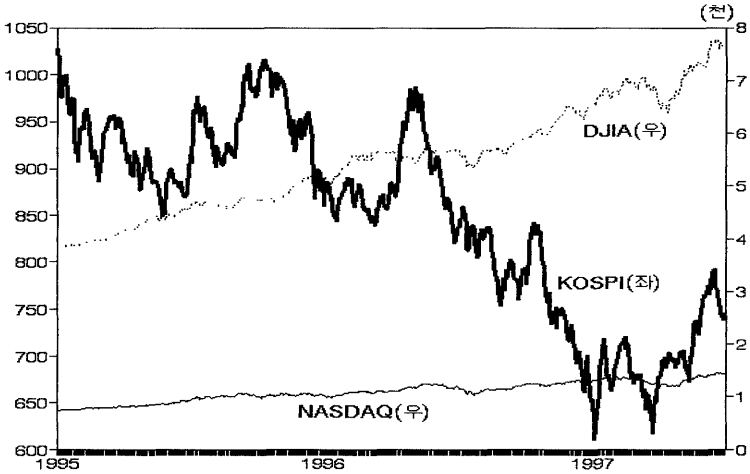
차이를 보이고 있으나 단기적인 변동에 있어서는 국내주가와 미국주가 간의 동조화 현상이 1999년 이후 두드러진 것으로 나타나고 있다. 이러한 현상은 외환위기 이후 자본시장이 대폭적으로 개방된 동시에 1998년 4/4분기부터는 우리 경제가 극심한 침체를 벗어나 회복세를 나타냄에 따라 국내증시에 대한 외국인 투자가 활성화된 것에 주로 기인하고 있는 것으로 판단된다.

보다 구체적으로 미국의 다우존스 주가지수(DJIA), 나스닥(NASDAQ) 지수 및 우리나라 주가지수(KOSPI)의 일일변동을 시계열에 대한 교차상관관계(cross correlation)를 살펴보면 [그림 3]과 [그림 4]에서 보듯이 국내주가 변화와 미국주가 변화 사이에는 1일의 시차를 두고 상관관계가 가장 높은 것으로 나타나고 있다. 미국과 우리나라의 지리적 거리로 인하여 약 1일간의 시차가 존재한다는 점을 감안할 때 이러한 상관관계 패턴은 미국주가 변화에 대하여 국내주가가 거의 동시에 반응하고 있음을 시사하고 있다.

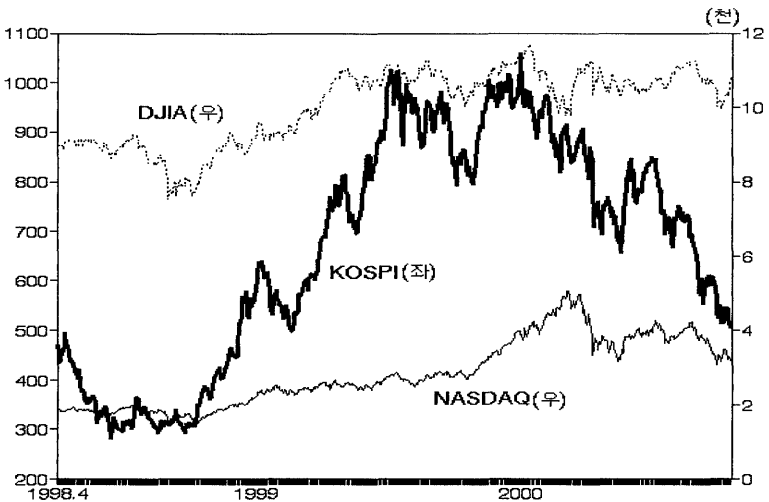
미국의 주가변동과 우리나라 주가변동의 상관관계를 분석함에 있어 기본적인 가정은 미국의 주가변화는 우리나라의 주가에 영향을 미치지만 우리 주가의 변동은 미국주가에 영향을 미치지 않는다는 점이다. 아시아 외환위기와 같은 대규모 충격이 발생하지 않는 한 현실적으로 국내주가의 변화가 미국증시에 영향을 미칠 가능성은 거의 없다고 해도 과언이 아닐 것이다. 이러한 전제하에 미국주가가 국내주가에 영향을 미치는 경로는 실물부문과 금융부문으로 나누어 생각해 볼 수 있다. 우선 실물부문의 연계관계는 주로 대외부문을 통하여 발생한다고 할 수 있다. 즉, 미국의 경기가 하강할 경우 미국주가가 하락하는 동시에 우리나라 수출기업의 수익성이 악화되고 경상수지 적자가 확대될 가능성이 크다는 점에서 다른 조건이 일정하다면(*ceteris paribus*)

[그림 2] 한국과 미국의 주가변화 추이

(1) 외환위기 이전

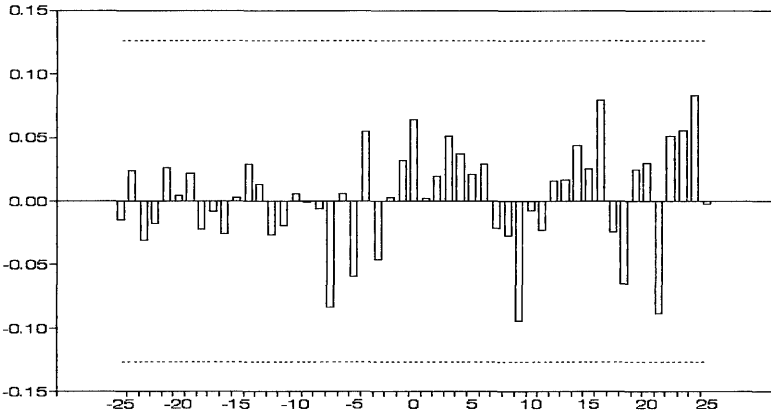


(2) 외환위기 이후



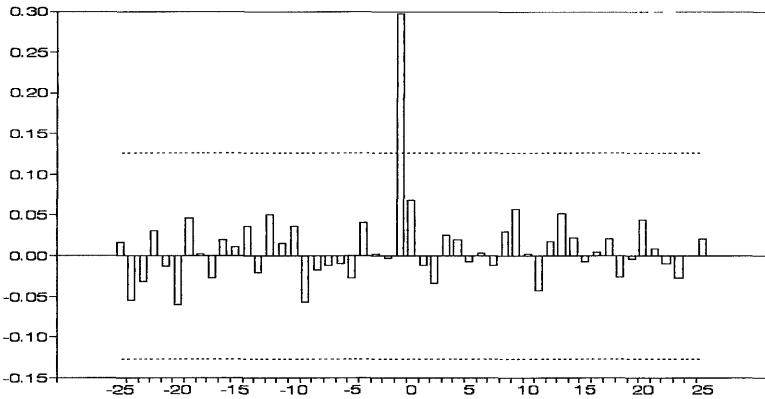
[그림 3] 국내주가(KOSPI)와 미국주가(DJIA) 변화간의 교차상관관계

(1) 외환위기 이전(1995. 1~1997. 6)



주 : X축의 (-)값은 현재의 한국주가 변화와 과거의 미국주가 변화 간의 시차를 의미하며, 반대로 (+)값은 현재의 한국주가 변화와 미래의 미국주가 변화 간의 시차를 의미. 점선은 상관계수들의 95% 신뢰구간을 표시.

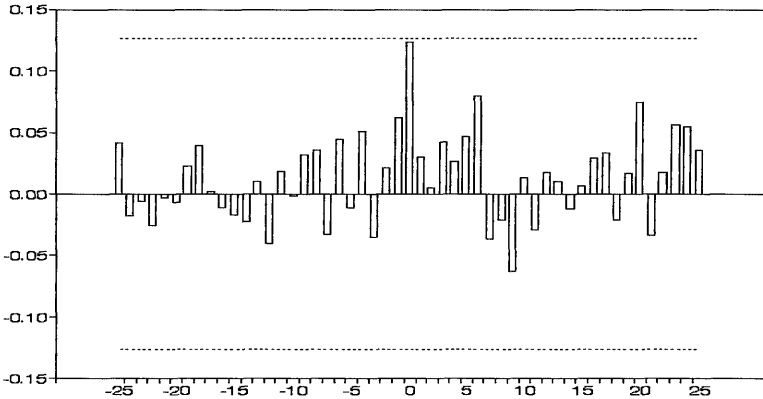
(2) 외환위기 이후(1998. 4~2000. 10)



주 : X축의 (-)값은 현재의 한국주가 변화와 과거의 미국주가 변화 간의 시차를 의미하며, 반대로 (+)값은 현재의 한국주가 변화와 미래의 미국주가 변화 간의 시차를 의미. 점선은 상관계수들의 95% 신뢰구간을 표시.

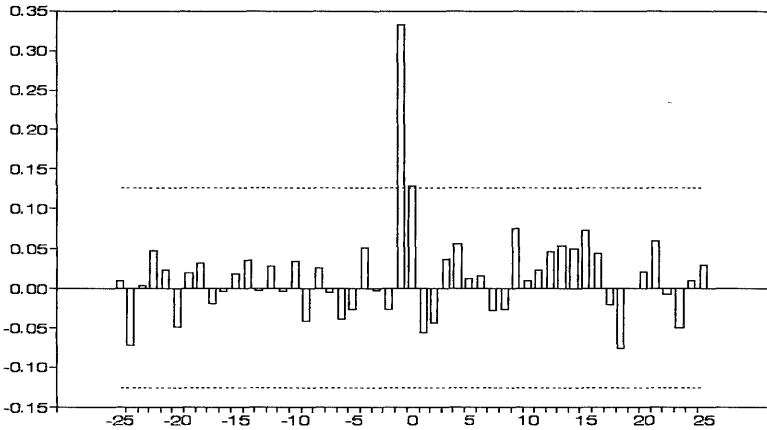
[그림 4] 국내주가(KOSPI)와 미국주가(NASDAQ) 변화간의 교차상관관계

(1) 외환위기 이전(1995. 1~1997. 6)



주 : X축의 (-)값은 현재의 한국주가 변화와 과거의 미국주가 변화 간의 시차를 의미하며, 반대로 (+)값은 현재의 한국주가 변화와 미래의 미국주가 변화 간의 시차를 의미. 점선은 상관계수들의 95% 신뢰구간을 표시.

(2) 외환위기 이후(1998. 4~2000. 10)



주 : X축의 (-)값은 현재의 한국주가 변화와 과거의 미국주가 변화 간의 시차를 의미하며, 반대로 (+)값은 현재의 한국주가 변화와 미래의 미국주가 변화 간의 시차를 의미. 점선은 상관계수들의 95% 신뢰구간을 표시.

국내주가도 동반 하락할 가능성이 높아지게 된다.

금융부문의 연계는 국내 자본시장이 개방되면서 증권투자 목적의 자본유출입이 확대됨에 따라 발생하는 경로를 고려해 볼 수 있다. 금융부문을 통한 연계관계는 미국의 주가하락이 단기적인 현상인지 아니면 보다 추세적인 현상인지에 따라 두 가지 상반된 힘이 작용한다고 할 수 있다. 미국의 주가하락이 단기적인 현상이라고 인식될 경우 이는 미국증시에 대한 투자의 기대수익률이 높아지게 된다는 점을 의미한다. 따라서 단기적인 미국주가의 하락이 발생할 경우 외국인 투자자금이 국내증시로부터 미국증시로 이동하면서 국내주가를 하락시키는 요인으로 작용할 가능성을 고려해 볼 수 있다.

또 다른 경로는 선진국 기관투자자들의 글로벌 포트폴리오(global portfolio) 운영패턴과 관련이 있다. 미국주가의 하락으로 인하여 선진국 기관투자자가 손실을 입게 될 경우 이러한 손실에 따른 유동성 위험 증가를 보전하기 위하여 해외증시에서 취득한 주식을 현금화(unwinding)함으로써 위험자산 보유를 축소하려는 유인이 발생하게 된다. 이에 따라 국내증시에서 외국인 투자자들이 주식을 매도할 경우 국내주가도 동반 하락하는 경향을 보일 가능성도 배제하기 어렵다.

반면 미국의 주가하락이 경기국면의 변화 등을 반영하면서 상당기간 지속될 가능성이 있는 추세적인 현상으로 인식될 경우 외국인 투자자들은 미국증시로부터 한국증시로 자금을 이동할 유인이 발생하며, 이러한 자금이동은 국내증시의 유동성을 증가시켜 다른 조건이 일정하다면 국내주가를 상승시키는 요인으로 작용하게 될 것이다. 이 경우 미국주가와 국내주가의 움직임은 반대방향으로 나타나게 될 것이다.

그러나 현실적으로 미국주가와 국내주가를 상반된 방향으로

움직이게 하는 힘은 미약할 것으로 판단된다. 앞에서 살펴본 바와 같이 경기하장으로 인하여 미국주가가 상당기간 동안 추세적으로 하락할 경우 실물부문의 연계를 통하여 우리나라의 국내주가가 동반 하락할 가능성이 크며, 이 경우 우리나라 국내증시가 미국증시에 비해 상대적으로 매력적인 투자대상이 되기 어렵다는 점에서 미국증시로부터 국내증시로의 자금이동은 크지 않을 것으로 판단된다. 따라서 금융부문의 연계관계도 미국과 국내의 주가변화를 동일한 방향으로 유도하는 힘으로 작용할 가능성이 높다. 더욱이 외환위기 이후 국내 자본시장이 대폭 개방됨에 따라 국내증시에서의 외국인 투자자 비중이 증가하면서 국내 투자자들이 외국인 투자자의 투자패턴을 모방하는 경향이 심화됨에 따라 국내외 주가의 동조화 현상이 더욱 심화된 것으로 판단된다.

국내 자본시장 개방과 함께 우리나라의 환율제도도 점진적으로 변화하였다. 1990년 3월에 시장평균환율제도가 도입된 이후 외환위기 이전까지 기간 중 원달러 환율의 일일변동폭 허용한도가 초기 $\pm 0.4\%$ 에서 $\pm 2.25\%$ 까지 점진적으로 확대되었다. 이러한 환율변동폭 한도 확대가 국내 자본시장 개방과 직접적으로 연계되어 이루어진 것은 아니라 하더라도, 적어도 자본시장 개방에 따른 자본유출입 증가가 외환시장에서의 환율변동폭 확대의 한 요인으로 작용하였을 개연성은 높다고 판단된다.

실제로 <표 3>과 [그림 5]에서 보듯이 환율의 일일변동폭 허용한도가 점진적으로 확대되면서 환율의 실제 변동폭도 일부 구간을 제외하고는 점차 확대되었음을 알 수 있다. 특히 외환위기 이후 변동환율제가 채택되고 일일변동폭 허용한도가 폐지되면서 환율의 변동폭이 위기 이전에 비해 2배 이상 크게 확대된 것으로 나타나고 있다. 물론 외환위기를 전후한 1997년 11월부터

1998년 3월까지의 기간 중에는 IMF 국제금융 신청 직후의 대폭적인 환율절하로 인하여 원달러 환율의 일일변동폭이 무려 4.7%를 초과하고 있다.

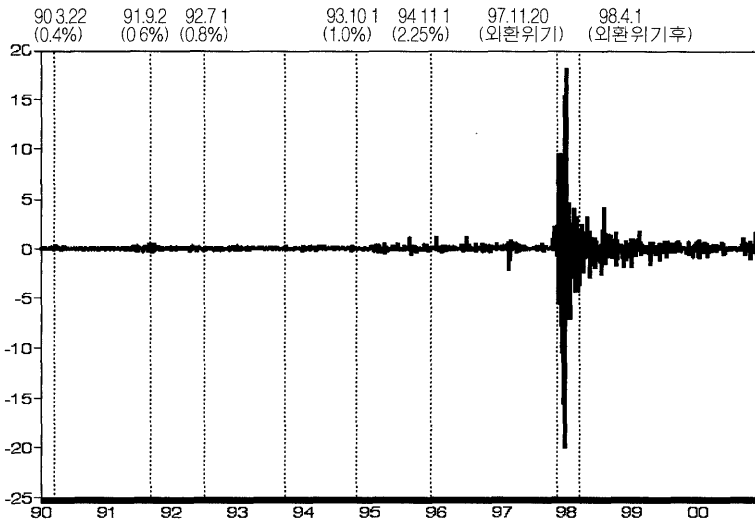
이상에서 살펴본 바와 같이 자본시장 개방, 특히 외환위기 이후의 전면적인 시장개방으로 인하여 국내 자본시장의 구조는 물론 거시·금융변수에 중요한 변화들이 나타나고 있다. 이러한 변화는 제도적인 개방이 점차 실질적인 변화로 정착되고 있음을 시사하고 있으며, 향후 거시경제운용은 물론 미시적 차원의 금융·외환시장 인프라 구축 등과 관련하여 새로운 정책환경이 조성되고 있음을 의미하고 있다. 이하에서는 이상의 기초적인 관찰을 바탕으로 보다 구체적인 이론과 실증분석의 틀을 사용하여 국내외 자본시장의 통합도를 분석하였다.

〈표 3〉 환율제도 변화에 따른 일일 환율변동 관련 기본 통계량

(단위: %)

	일일변동폭	표본수	평균	표준편차	최소값	최대값
1990.3.22~1991.9.1	±0.4%	428	0.013	0.090	-0.386	0.315
1991.9.2~1992.6.30	±0.6%	247	0.029	0.112	-0.514	0.542
1992.7.1~1993.9.30	±0.8%	371	0.006	0.089	-0.254	0.266
1993.10.1~1994.10.31	±1.0%	323	-0.005	0.088	-0.359	0.358
1994.11.1~1995.11.30	±1.5%	324	-0.011	0.177	-0.720	1.070
1995.12.1~1997.11.19	±2.25%	583	0.047	0.256	-2.233	2.216
1997.11.20~1998.3.31 (외환위기)	97.12.16 완전자유화	106	0.297	4.720	-20.121	18.088
1998.4.1~2000.11.30 (외환위기 이후)	완전자유화	793	-0.019	0.556	-2.948	4.117

[그림 5] 1990년대 이후 원달러 환율의 일별변동 추이



Ⅲ. 국내의 자본시장 통합도 분석

1. 채권시장

가. 분석모형

국내의 채권시장이 얼마나 밀접하게 연계되어 있는가에 대한 분석의 출발점은 국내의 金利裁定去來 관계(UIP: uncovered interest parity)라 할 수 있다. UIP는 자본시장이 완전 개방되고 국내의 채권이 완전대체재(perfect substitute)라 가정할 경우 다음과 같은 관계식이 성립한다는 점을 의미한다.

$$(3-1) \quad i_t = f_t + E_t e_{t+1} - e_t$$

여기서 i_t , f_t 와 e_t 는 각각 t 기에 있어서의 국내 금리, 국제 금리 및 로그변환된 명목환율을 의미하며, $E_t e_{t+1}$ 은 $t+1$ 기의 명목환율에 대한 기대값을 나타낸다. 이러한 UIP 관계식은 국제 자본이동이 자유로울 경우 국내채권의 수익률과 환위험(환율변동)을 감안한 해외채권 수익률이 동일해지도록 국내외 금리수준이 결정된다는 점을 시사하고 있다.

그러나 현실적으로 특히 개도국의 경우에는 자본시장 개방이 불완전하여 자본이동이 제약받거나 국내금리와 환율변동에 정책적인 제약이 시행되고 있다는 점에서 이러한 UIP 관계식이 성립하지 않을 가능성이 높다. 이러한 시각에서 볼 때 현실과 UIP 관계식 간의 괴리 정도를 분석함으로써 국내외 자본시장의 통합 정도를 간접적으로 분석할 수 있다.

국내외 자본시장의 통합정도를 분석하기 위하여 본 연구에서는 Haque and Montiel(1991)의 연구를 참조하여 국내 채권시장의 균형금리 수준은 자본시장이 완전 개방되었을 경우의 금리 수준과 자본시장이 폐쇄되었을 경우의 금리의 가중평균이라는 가설을 설정하였다. 이러한 가설을 구체적으로 표현하면 다음과 같은 관계식으로 나타낼 수 있다.

$$(3-2) \quad i = \phi i^* + (1-\phi)i', \quad 0 \leq \phi \leq 1$$

여기서 i , i^* 및 i' 은 각각 국내 균형금리, 자본시장이 완전 개방되었을 경우의 금리 및 자본시장이 폐쇄된 경우의 금리를 각각 의미한다. 가중치 ϕ 는 0과 1 사이의 값을 지니게 되며 ϕ 이 1에 가까울수록 국내외 자본시장간의 통합도가 높은 반면 0에 가까울수록 자본시장이 폐쇄적이라는 점을 의미한다.

관계식 (3-2)에 포함된 i^* 는 자본시장이 완전 개방되었을 경우의 국내금리를 의미하므로 관계식 (3-1)의 우변에 해당하는 금리(즉, $i_t^* = f_i + E_t e_{t+1} - e_t$)라 할 수 있다. 반면 i 의 경우, 선진국과 같이 국내적으로 금리에 대한 인위적인 규제가 없다면 국내 균형금리는 실제로 관찰되는 시중금리를 의미하게 되나 우리 경제의 현실을 감안할 때 회사채수익률이나 콜금리 등이 규제로부터 완전히 자유롭다고 보기 어렵다는 점에서 실제로 관찰되지 않는 변수라 할 수 있다. 자본시장이 완전 폐쇄되었을 경우의 금리를 나타내는 i' 의 경우도 역시 실제로 관찰되지 않는 변수에 해당한다. 따라서 관계식 (3-2)를 직접적으로 추정하기는 현실적으로 불가능하다.³⁾

이러한 문제점들은 통화수요함수 추정을 통하여 관찰되지 않는 변수들을 관찰 가능한 변수로 대체하는 방법을 사용하여 극복할 수 있다. 먼저 관계식 (3-3)에서는 통상적인 통화수요 함수를 정의하고 있다.

$$(3-3) \log(M/P)_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_t + \alpha_2 \log Y_t + \alpha_3 \log(M/P)_{t-1}$$

여기서 $\log(M/P)$ 와 $\log Y$ 는 각각 로그변환된 실질통화량과 실질GDP를 의미하며 이론적으로 $\alpha_1 < 0$ 및 $\alpha_2, \alpha_3 > 0$ 라는 부등식이 성립한다.

반면 자본시장이 폐쇄되었을 경우의 국내 금리수준 i' 은 (3-3)에서 정의된 통화수요함수를 이용하여 다음과 같이 표현될 수 있다.

3) Helmut and Yeches(1993)의 경우, 한국과 대만의 1980년대 사채시장 금리(curb market rate) 자료를 대상으로 식 (3-2)를 변동계수(time-varying parameter) 추정방식을 사용하여 직접 추정하였다.

$$(3-4) \log(M/P)_t = \alpha_0 + \alpha_1 i'_t + \alpha_2 \log Y_t + \alpha_3 \log(M/P)_{t-1}$$

$$M' = M - KA_p$$

여기서 M' 은 자본시장이 폐쇄되어 있을 경우의 국내통화량을 의미하며, 관찰된 국내통화량 M 에서 해외민간자본 유입규모 (KA_p)를 차감한 통화량으로 구성된다. 관계식 (3-4)를 i' 의 함수로 재구성하면 다음과 같은 등식이 성립한다.

$$(3-5) i'_t = (1/\alpha_1)[\log(M/P)_t - \alpha_0 - \alpha_2 \log Y_t - \alpha_3 \log(M/P)_{t-1}]$$

이상에서 정의된 관계식 (3-2) 및 (3-5)를 (3-3)에 대입하여 재구성하면 다음과 같은 관계식을 도출할 수 있다.

$$(3-6) \log(M/P)_t = \pi_0 + \pi_1 i_t^* + \pi_2 \log Y_t + \pi_3 \log(M/P)_{t-1}$$

$$+ \pi_4 \log(M/P)_t$$

$$\pi_0 = \alpha_0 \phi, \pi_1 = \alpha_1 \phi, \pi_2 = \alpha_2 \phi, \pi_3 = \alpha_3 \phi, \pi_4 = (1 - \phi)$$

관계식 (3-6)은 국내 금리변수가 포함되지 않은 동시에 우변의 모든 설명변수가 실제적으로 관찰이 가능하거나 대응변수 설정이 가능한 변수로 구성되어 있음을 알 수 있다.

나. 실증분석 결과

이하에서는 추정방정식 (3-6)에 대한 실증분석 결과를 제시하고 있다. 국내외 자본시장의 통합 정도를 살펴보기 위한 실증분석의 초점은 ϕ 값의 추정을 통하여 ϕ 의 변화를 분석하는 것이라 할 수 있다. 이를 위하여 실증분석에서는 1980년 4월부터 2000년 6월까지의 월별 시계열자료를 사용하였으며 해외금리변수로는 3개월 만기 미국 재정증권(treasury bill) 금리, 국내 통화량 지표로 M1, 물가변수로는 소비자물가, Y(실질GDP)의 대응변

수로는 산업생산 자료를 각각 사용하였다. 산업생산 자료의 경우 계절성(seasonality)이 뚜렷하게 나타나는 관계로 실제 추정에 있어서는 계절 조정된 산업생산 시계열을 사용하였다.

실증분석에 있어 가장 문제가 되는 변수는 자본시장이 완전 개방되었을 경우의 국내금리 수준을 나타내는 i^* 라 할 수 있다. 구체적으로 i^* 를 구성하기 위해서는 각 시점에서의 미래의 원달러 환율변동에 대한 기대치가 필요하나 우리 나라의 경우 대표성이 있다고 인정되는 선물환율의 시계열자료가 1997년 6월 이후부터 가능한 관계로 i^* 를 구성하는 데 어려움이 존재한다. 이러한 자료의 제약요인으로 인하여 실제의 실증분석에 있어서는, 1997년 6월 이전 기간에 대해서는 환율변동에 대한 기대치 대신 원달러 환율의 실제 변화율을 사용하였으며, 1997년 이후 기간에 대해서는 NDF 선물환율을 사용하여 구성한 원달러 환율변동에 대한 기대값을 국제금리 수준에 더하여 i^* 를 구성하였다.

M' 을 구성하기 위하여 필요한 민간자본 유입규모(KA_P)는 국제수지표상의 증권투자수지와 직접투자수지의 합계로 한정하였다. 이론적으로는 증권투자수지와 직접투자수지 이외에 기타자본수지를 포함하는 것이 KA_P 의 정의에 보다 부합하지만, 실증분석의 기본목적이 투자목적의 자본유출입 자유화가 국내외 자본시장의 통합도에 미치는 영향을 분석하는 것이라는 점에서 KA_P 의 범위를 축소하였다. 즉, 기타자본수지의 경우 대부분이 금융기관의 해외차입과 무역신용 등으로 구성되어 있어 순수한 투자목적의 자본유출입으로 보기 어렵다고 할 수 있다. 또한 투자수지의 구성항목인 기타투자수지의 경우 주로 정부부문의 자본유출입을 반영하고 있어 제외하였다. 실제 추정에 있어서는 원화 기준으로 환산된 KA_P 의 값을 $M1$ 에서 차감하여 M' 을

구성하였다.

M' 구성에 사용된 KA_P 와 관련하여 발생하는 또 하나의 문제는 국제수지표상의 오차 및 누락(errors and ommission) 항목을 어떻게 해석할 것인가 하는 점이다. 오차 및 누락이 주로 투자목적의 자본유출입과 관련하여 발생한다면 추가적으로 이 항목을 M1에서 차감하여 M'을 구성하는 방법을 고려해 볼 수 있다. 본 연구에서는 오차 및 누락 항목을 포함시킨 경우와 그렇지 않은 경우 모두에 대하여 실증분석을 시도하였다.

추정방정식 (3-6)의 경우 추정계수에 대하여 비선형 형태를 나타내고 있어 실제추정 방식은 비선형 최소자승법(NLS: non-linear least square)을 사용하였으며 이러한 추정방식은 통화수요함수의 계수($\alpha_0 \sim \alpha_3$)를 직접 추정할 수 있다는 점에서 유용성을 지니고 있다. 실증분석에 있어서는 전체 시계열자료 및 우리나라의 주식시장이 제도적으로 개방되기 시작한 1992년을 전후한 2개의 구간에 대하여 각각 추정함으로써 추정계수의 변화를 살펴보았다. 이러한 추정기간 구분은 비록 국내 채권시장이 1994년 7월부터 제도적으로 개방되었으나, 1992년의 주식시장 개방에 따른 해외자금 유입이 국내 채권시장에도 간접적인 영향을 미쳤을 것이라는 고려에 따른 것이다. 또한 제II장에서 살펴보았듯이, 채권시장 개방이 초기 3년 동안 중소기업 무보증 전환사채에만 외국인 투자가 허용되는 등 실질적으로는 매우 제한적으로 이루어진 측면이 강하다는 점도 동시에 고려하였다.

이와 함께 제도적인 측면에서의 국내 자본시장 개방이 외환위기 이전까지는 점진적인 방식으로 진행되었으나 외환위기를 계기로 일시에 전면적인 개방이 이루어졌다는 특성을 고려할 때, 자본시장 개방의 효과를 동태적인 측면에서 살펴볼 필요가 있다. 이를 위하여, 추정에 사용된 표본수를 60개월(5년)로 고정된 후

<표 4> 국내외 채권시장 통합도 추정결과

	M'=M1-(직접·증권투자 수지)				M'=M1-(직접·증권투자수지+오차누락)			
	1980. 4~ 2000. 6	1980. 4~ 1991. 12	1992. 1~ 2000. 6	1998. 1~ 2000. 6	1980. 4~ 2000. 6	1980. 4~ 1991. 12	1992. 1~ 2000. 6	1998. 1~ 2000. 6
α_0	-0.101 (-1.34)	-0.542 (-0.81)	0.075 (0.32)	0.653* (1.77)	-0.014 (-0.23)	0.289 (1.39)	0.093 (-0.40)	0.620 (1.51)
α_1	0.000 (0.59)	0.004 (0.46)	-0.000 (-0.04)	-0.000 (-1.82)	-0.000 (-1.41)	-0.002 (-0.58)	-0.000 (-1.28)	-0.000* (-2.29)
α_2	0.039 (1.24)	-0.201 (-1.02)	0.041 (1.45)	0.331** (5.36)	0.041 (1.54)	0.123* (2.16)	0.018 (0.64)	0.335** (5.31)
α_3	0.994** (27.29)	1.268** (4.72)	0.958** (20.62)	0.602** (6.27)	0.973** (31.66)	0.849** (11.03)	0.972** (20.94)	0.604** (5.86)
φ	0.326** (11.56)	0.075** (2.78)	0.525** (11.95)	0.801** (12.11)	0.452** (15.20)	0.355** (9.20)	0.581** (12.67)	0.834** (11.49)
R^2	0.998	0.998	0.955	0.952	0.997	0.994	0.947	0.946
\bar{R}^2	0.998	0.998	0.953	0.944	0.997	0.993	0.945	0.937
DW	1.82	1.78	2.12	2.48	1.90	1.96	1.98	2.40

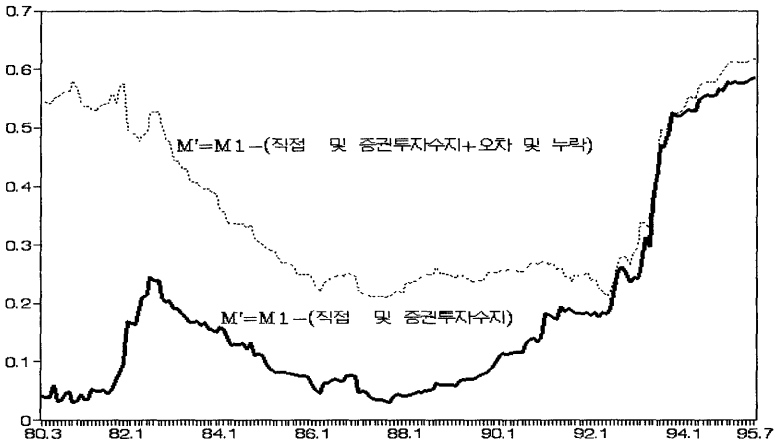
주 : 1) () 안의 수치는 t 값.

2) **: 1% 수준에서 유의, *: 5% 수준에서 유의, †: 10% 수준에서 유의.

추정기간을 1개월씩 이동시키는 방식의 rolling regression을 통하여 자본시장 통합도의 변화추이를 살펴보았다.

<표 4>에 제시된 추정결과를 살펴보면 전반적으로 추정방정식들이 높은 설명력을 보이고 있으나 금리변수의 추정계수(α_2)는 추정의 정확도가 낮은 동시에 직접 및 증권투자 수지만을 고려한 경우(M'=M1-직접·증권투자수지) 추정계수의 부호가 이론적 예상에 부합하지 않는 것으로 나타나고 있다. 반면, 분석의 초점인 φ 값은 모든 경우에 있어서 이론적 경계선인 0과 1 사이의 값을 나타내고 있으며 모든 추정구간에서 1% 수준의 통계

[그림 6] 채권시장 통합도(ϕ)의 변화추이



적 유의성을 보이고 있다. 특히 추정된 ϕ 의 값이 1992년 이전 기간 중에는 0.07~0.36 수준으로 낮게 나타나고 있으나 1992년 이후 기간에는 0.5~0.6 내외로 높게 나타나고 있다. 마지막으로 비록 표본수에 제한이 있기는 하나 외환위기 이후의 기간에 국한하여 추정할 경우에는 ϕ 값이 0.8을 소폭 상회하는 수준으로 더욱 높게 나타나고 있다.⁴⁾

[그림 6]은 우리나라 채권시장이 1994년 이후 점진적으로 확대 개방된 점을 감안하여 시도한 rolling regression을 통하여 추정된 ϕ 값의 동태적 변화를 제시하고 있다. 그림에서 보듯이 추정된 ϕ 값의 변화패턴은 1980년대 전반기 중 M' 의 구성내용(즉, 오차 및 누락 항목의 차감 여부)에 따라 커다란 차이를 보이고 있으나 1992년 이후부터는 거의 동일한 수준과 패턴을 나

4) 식 (3-6)에서 보듯이 ϕ 와 π_4 간에는 선형관계(linear relationship)가 존재하므로 식 (3-6)을 OLS로 추정할 후 추정된 π_4 를 이용하여 ϕ 를 식별하는 것이 가능하다. 이러한 방식으로 추정된 ϕ 값 역시 비선형 최소자승법으로 추정할 경우와 거의 동일하게 나타나고 있다.

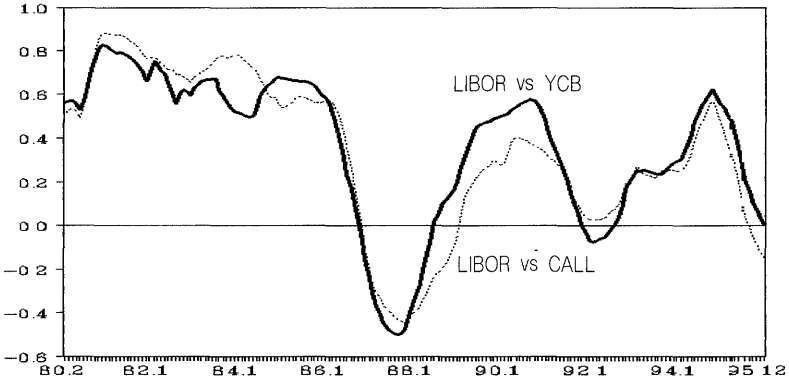
타내고 있다. 특히 rolling regression 과정에서 1993년 이후의 표본을 대상으로 추정된 ϕ 값들은 급속히 증가한 후 0.55 내외 수준에 수렴하고 있다.

[그림 6]에서 나타나는 또 다른 중요한 특징은 추정된 ϕ 값이 1983년 이후 하락추세를 보이다가 1990년을 전후하여 다시 증가하고 있다는 점이다. 이러한 현상은, 제II장의 [그림 1]에서 보듯이 1980년대 후반과 1990년대 전반기가 국내외 금리간의 괴리가 크게 확대된 시기라는 사실과 무관하지 않은 것으로 판단된다. 즉, rolling regression이 5년 단위의 표본구간을 1개월씩 이동하면서 추정되었다는 점을 고려할 때, [그림 6]에서 1990년을 전후한 시점의 ϕ 값은 1980년대 후반기와 1990년대 전반기를 포함하는 표본구간에서 추정된 값에 해당한다. 역으로, M' 의 구성내역에 따라 1980년대 초반에 추정된 ϕ 값이 일시적으로 증가하거나 혹은 1980년대 후반에 비해 크게 높게 나타나고 있는 것은 제II장의 [그림 1]에서 보듯이 국내적으로는 물론 세계적으로도 물가가 안정되면서 국내외 금리가 동반 하락하는 모습을 보이고 있는 것과 무관하지 않은 것으로 해석된다. 또한 ϕ 의 의미를 단순히 수리적으로 해석하면 $\log(M/P)$ 와 $\log(M'/P)$ 간의 상관관계를 반영하고 있다고 할 수 있다. 즉, 식 (3-6)에서 보듯이 $\phi = (1 - \pi_4)$ 라는 관계식이 성립하므로 ϕ 는 $\log(M/P)$ 와 $\log(M'/P)$ 간의 상관관계 변화와 반대방향의 변화를 나타내게 된다.

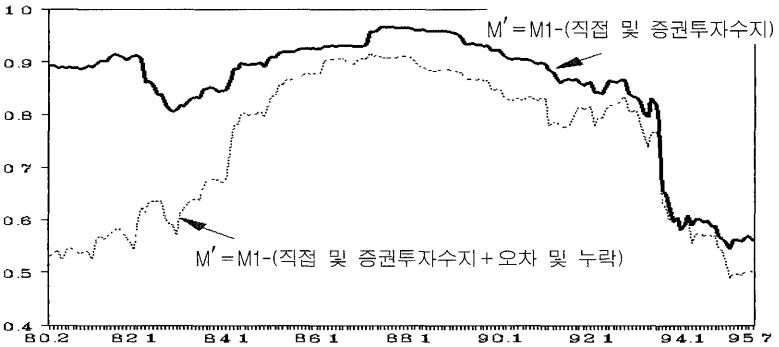
이러한 해석의 타당성을 간접적이거나 검증하기 위해 [그림 7]과 [그림 8]에서는 rolling regression 방식을 원용하여 5년 단위의 표본구간을 1개월씩 이동하면서 시산한 국내외 금리간의 상관관계 및 $M1$ 과 M' 의 증가율(로그 1차차분)간의 상관관계의 동태적 변화를 제시하였다.

[그림 7]에서 보듯이 1980년대 초반에는 국내외 금리간의 상

[그림 7] 국내외 금리간의 상관관계 변화추이



[그림 8] M1과 M' 증가율 간의 상관관계 변화추이



관관계가 상대적으로 높은 정(+)의 값을 나타나고 있으나 1986년 이후 기간을 포함하는 표본구간에서는 급격히 감소하여 마이너스 값으로 반전된 후, 1990년대 이후 기간을 포함하는 표본구간에서는 일부 구간을 제외하고는 다시 플러스 값을 나타내고 있음을 알 수 있다. [그림 7]에서 나타나고 있는 또 다른 특징은,

점진적이거나 상당한 수준의 자본시장 개방이 이루어진 1990년대에 비해 오히려 제도적으로 국내 자본시장 개방이 거의 이루어지지 않은 1980년대 초반에 국내외 금리간의 상관관계가 높게 나타나고 있다는 점이다. 이러한 현상은 자본시장 개방과 직접적인 관련이 있다기보다는, 1979년에 발생한 제2차 오일쇼크에 따른 고인플레이션이 1980년대 초반에 세계적으로 완화·해소되면서 금리도 동반 안정된 사실에 크게 기인하는 것으로 해석된다.

[그림 8]은 M1과 M' 간의 상관관계 변화패턴이 [그림 6]에 제시된 ϕ 의 변화패턴과 정반대의 모습(mirror image)을 나타내고 있음을 알 수 있다.⁵⁾ 그림에서 보듯이 1980년대 후반 이후 기간을 포함하는 표본구간에서 M1과 M' 간의 상관관계가 축소되고 있다는 점은 국내 통화량 대비 증권투자 관련 자본수지의 비중이 확대되고 있음을 간접적으로 시사하고 있다. 이러한 간접적인 증거에도 불구하고 [그림 6]에서 보듯이 민간자본 유입규모(KA_p)에 국제수지표상의 오차 및 누락 항목을 포함시켜 M'을 구성한 경우 1980년대 초반에 국내외 금리간의 동조화 현상이 외환위기 이후 수준과 유사할 정도로 높게 나타나고 있는 것은 현실적으로 해석하기가 어렵다는 문제점은 여전히 남아있다.

이상의 분석결과는 전반적으로 국내외 자본시장(채권시장)간의 통합정도가 심화되는 추세에 있음을 반영하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 특히 rolling regression을 통하여 추정된 ϕ 값이 외환위기 이후 기간의 시계열자료가 추정기간에 포함되는 시점부터 급속히 증가하고 있다는 점은 외환위기 이후의 대폭적인 자본시장 개방에 따른 국내외 시장통합 효과가 컸음을 시사하고

5) M1과 M'의 시계열이 단위근을 지니고 있어 두 변수간의 단순상관계수는 그 의미를 해석하기가 어려운 관계로, M1과 M'의 로그 1차차분을 대상으로 시산한 상관계수를 제시하였다.

있다. 또한 <표 4>에서 보듯이 1998년 이후의 시계열자료만을 사용하여 추정할 경우 ϕ 값이 0.8을 소폭 상회하는 높은 수준으로 나타나고 있다는 점은 이러한 추론을 잘 반증하고 있다.

그러나 다른 한편으로는, 외환위기 이후 국내외 채권시장의 통합도(ψ)가 0.8 이상의 수준으로 높아졌다는 추정결과는 우리나라의 채권시장에 아직도 상당한 신용위험이 상존하고 있음을 고려할 때 다소 이례적인 결과라 할 수 있다. 즉, 금융기관의 부실채권 정리가 아직 마무리되지 못한 동시에 기업의 잠재부실 규모가 크다는 점에서 국내채권은 해외채권에 비해 상당한 신용위험을 수반하고 있다고 할 수 있다. 이와 함께 국내 채권시장, 특히 유통시장(secondary market)의 발전단계가 아직 미흡하다는 점도 채권투자의 위험을 높이는 요인으로 작용하고 있다. 따라서 이러한 신용위험을 보상하고도 남을 수준으로 국내외 금리차가 확대되지 않는 한 국내 채권시장으로의 해외자본 유입에는 한계가 있을 것으로 판단된다.

따라서 <표 4>와 [그림 6]에 제시된 추정결과는 채권시장 개방이라는 직접적인 요인 이외에 주식시장 개방에 따른 국내외 투자자금의 이동과 이에 따른 국내 자본시장의 유동성 변화라는 간접적인 요인을 반영하고 있는 것으로 추론해 볼 수 있다. 이상의 논의를 종합할 때, 향후 국내 금융 및 기업 구조조정이 상당부분 마무리되는 시점에서는 주식시장을 통한 자본유출입 이외에 채권시장을 통한 자본유출입이 보다 활성화되면서 국내외 금리간의 동조화 현상이 더욱 심화될 것으로 전망된다.

2. 주식시장

가. 분석모형

제II장에서 제시된 국내 주식시장의 점진적인 개방과 관련된 논의를 바탕으로 이하에서는 국내외 주가 동조화 현상에 대한 실증분석 방법으로 국내주가에 대한 회귀모형 분석을 시도하였다. 국내외 금리간의 동조화 현상의 경우와는 달리 자유로운 국제자본이동과 개방된 자본시장을 전제로 국내외 주가간에 동조화 현상을 설명할 수 있는 확립된 이론적 연구를 찾기 어려운 관계로 국내주가 모형을 직접 추정하는 방식을 채택하였다.

실증분석에 있어서는 국내외 주가지수가 모두 통계적으로 불안정한 시계열(nonstationary time series)임을 고려하여 假性回歸(spurious regression) 문제를 회피하기 위하여 실증분석 대상을 우리나라와 미국의 일일 주가변화율로 설정하였다. 우선 회귀모형 분석에 사용된 추정방정식은 [그림 3]~[그림 4]에 제시된 국내주가 변화와 미국주가 변화 간의 교차상관 관계 및 국내주가 변화의 자기상관 관계 등을 반영할 수 있도록 다음과 같이 설정하였다.

$$(3-7) \quad \Delta \ln KOS_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^I \delta_j \Delta \ln KOS_{t-j} + \sum_{j=1}^J \beta_j \Delta \ln USS_{t-j} + \varepsilon_t$$

여기서 $\ln KOS$, $\ln USS$ 는 각각 한국과 미국 주가지수의 로그 변환치를 나타내며, Δ 은 1차차분(first difference)을 의미한다. 이러한 추정방정식의 실제 추정에 있어서는 Akaike 및 Schwarz 통계량을 이용하여 추정방정식에 포함될 시차변수들의 적정 시차(I 및 J)를 설정하였다.

나. 실증분석 결과

실증분석에 사용된 주가 자료는 미국의 경우 다우존스(DJIA) 지수와 나스닥(NASDAQ) 지수를 모두 사용하였으며, 우리나라의 경우에는 KOSPI 지수를 사용하였다. 분석에 사용된 자료는 일별 자료이며, 추정기간은 1994년부터 2000년 10월까지이다. 각국 주가의 일일변화율은 로그변환한 주가지수의 1차차분(first difference)으로 구성하였다.

먼저 국내주가에 대한 추정방정식 (3-7)의 실제 추정에 있어서는 AIC 통계량(Akaike Information Criterion)과 SC(Schwarz information criterion) 통계량을 사용하여 설명변수로 포함된 시차변수의 적정 길이(I 및 J)를 설정하고자 하였다. 구체적으로 AIC 및 SC 통계량은 다음과 같이 정의된다.

$$(3-11) \quad AIC(Akaike) = -2 \log L/T + 2K/T$$

$$SC(Schwarz) = -2 \log L/T + (K \log T)/T$$

여기서 T , L , K 는 각각 추정대상 표본수, 추정방정식의 우도 함수(likelihood) 값 및 추정모형에 포함된 설명변수의 개수를 의미한다. 식 (3-11)에서 알 수 있듯이 SC 통계량은 AIC 통계량에 비해 추정모형에 포함된 설명변수의 수가 늘어나는 것에 대해 보다 많은 penalty를 부여한다는 특징이 있다.

각각의 통계량을 산출하는 과정에 있어서는 국내주가 시차변수($\Delta \ln KOS_{t-i}$)와 미국주가 시차변수($\ln USS_{t-j}$)의 최대 길이를 각각 25개로 설정한 후 각 시차변수의 길이를 1부터 최대시차까지 변화시키면서 모두 625회($25 \times 25 = 625$)의 회귀모형 추정을 시도한 후, 각각의 모형 추정결과에 대하여 AIC 및 SC 통계량을 산출하였다.

〈표 5〉는 이와 같이 산출된 통계량을 기초로 추정방정식에 포함된 각 시차변수의 최적 길이 조합을 표시하고 있다. 〈표 5〉에서 보듯이 전체 표본구간은 물론 외환위기를 전후하여 설정된 각 구간에 있어서도 대부분의 경우 국내 주가변화율과 미국 주가변화율 시차변수의 적정 시차는 각각 1(즉, I, J=1)로 나타나고 있다. 우선 미국의 주가지수로 나스닥지수(NASDAQ)를 사용하였을 경우, 전체 표본구간을 대상으로 한 AIC 통계량을 제외하고는 모두 국내주가 및 미국주가 변화율 시차변수의 적정 길이가 모두 1로 나타나고 있다.

그러나 나스닥 지수 대신 다우존스 지수를 사용할 경우, SC 통계량과 AIC 통계량 간에 상반된 결과가 나타나고 있다. 즉, SC 통계량에 따를 경우 국내주가 및 미국주가 시차변수의 최적 길이가 각각 1인 반면, AIC 통계량의 경우에는 외환위기 이전구간을 제외하고는 국내 주가변화율의 시차변수 길이가 12 혹은

〈표 5〉 AIC 및 SC 통계량에 기초한 최적 시차변수 조합

추정기간	DJIA		NASDAQ	
	Akaike (I, J)	Schwarz (I, J)	Akaike (I, J)	Schwarz (I, J)
1994. 1. 3~ 2000. 10. 30	(21,2)	(1,1)	(25,2)	(1,1)
1994. 1. 3~ 1997. 10. 31	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)
1998. 4. 1~ 2000. 10. 30	(1,1)	(1,1)	(12,1)	(1,1)
1999. 1. 4~ 2000. 10. 30	(1,1)	(1,1)	(12,1)	(1,1)

25(즉, $I = 12$ 혹은 25)로 나타나고 있으며, 미국 주가변화 시차 변수의 경우 전체 표본에서는 2(즉, $J=2$)로 나타나고 있다.

AIC 및 SC 통계량이 표본구간 및 미국주가지수의 종류에 따라 부분적으로 상이한 결과를 나타내고 있으나 전반적으로 시차 변수의 최적조합이 ($I=1, J=1$)로 나타나고 있음을 고려하여 실제 모형추정에 있어서는 ($I=1, J=1$)의 조합을 전제로 추정을 시도하였다. 이러한 모형설정은 추정에 사용된 자료가 일별 자료(daily data)라는 점에서 12 혹은 25라는 시차변수 길이에 대한 의미 있는 경제적 해석이 쉽지 않다는 고려도 반영된 것이라 할 수 있다.

실증분석에 있어서는 외환위기 이후의 전면적인 자본시장 개방 효과를 살펴보기 위하여 전체 표본구간을 외환위기 이전과 이후로 구분하여 회귀모형을 추정하였다. 다만, 1997년 11월부터 1998년 3월까지의 기간은 외환위기라는 특수한 요인으로 인하여 주식시장이 이례적인 변화를 보인 것으로 간주하여 전체 표본구간에 대한 추정에는 포함시켰으나, 표본구간별 추정에서는 제외하였다.

회귀모형 (3-7)의 추정과 관련하여 유의해야 할 점은 회귀모형의 잔차항이 異分散性(heteroskedasticity)을 보일 가능성에 대한 고려가 필요하다는 점이다. 제II장에서 살펴보았듯이, 국내 일일 주가변동폭에 대한 허용한도가 수차례에 걸쳐 점진적으로 확대되었다는 점을 고려할 때 국내 주가변화가 이분산성(heteroskedasticity)을 나타낼 가능성이 높다고 할 수 있다. 더욱이 외환위기라는 특수한 요인으로 인하여 외환위기 이전과 이후를 비교할 경우 주가의 변동폭에 상당한 변화가 있을 것으로 판단되는 우리나라의 경우 이분산성에 대한 고려가 필요할 것으로 판단된다. 이러한 점을 고려하여 이하의 추정결과에서 제시된 추

정계수의 표준오차(standard error)는 White(1980)가 제시한 방식을 사용하여 구성하였다.

이상의 논의를 기초로 하여 회귀모형 (3-7)을 추정한 결과는 <표 6> 과 <표 7>에 제시되어 있다. 먼저 <표 6>은 미국주가 변수로 다우존스(DJIA) 지수를 사용한 경우의 추정결과를 제시하고 있다. 추정결과에서 알 수 있듯이 모든 추정기간에 대하여 미국 주가변화 시차변수의 추정계수(β_1)가 양(+)의 부호를 나타내는 동시에 통계적 유의성이 높게 나타나고 있다. 이미 앞에서 지적하였듯이 추정모형에서 미국주가 변수에 적용된 J=1이라는 시차는 미국과 우리나라 간의 지리적 거리에 따른 1일간의 시차를 고려할 때 실질적으로는 동일한 날짜의 국내주가와 미국주간의 상관관계를 반영한다는 점을 인식할 필요가 있다.

추정결과에서 나타나는 중요한 특징은 외환위기 이전과 이후를 비교할 경우 국내주가 시차변수의 추정계수(δ_1)는 외환위기 이후 크기가 위기 이전에 비해 작게 나타나는 동시에 통계적 유의성을 상실하고 있는 반면, 미국주가 시차변수의 경우에는 반대로 추정계수(β_1)의 크기가 추정기간이 보다 최근시점으로 이동함에 따라 확대되고 있다는 점이다. 특히 우리나라 주식시장이 급속한 회복세를 나타냈던 1999년 이후로 추정기간을 국한할 경우 미국주가 시차변수의 추정계수가 0.8을 상회하는 것으로 나타나고 있어 국내외 주가간의 동조화 현상이 심화되었음을 알 수 있다.

이러한 특징은 다우존스(DJIA) 지수 대신 나스닥(NASDAQ) 지수를 사용하여 추정한 결과에서도 그대로 나타나고 있다. <표 7>에서 보듯이 나스닥 지수 일일변화율의 추정계수 역시 표본기간이 최근 시점으로 이동함에 따라 크기가 증가하고 있는 반면, 국내주가의 추정계수는 외환위기 이후 크기도 작아지는 동시에

<표 6> 국내 주가변화 추정결과(DJIA 지수 사용)

추정계수	$\Delta \ln KOS_t = \gamma_0 + \delta_1 \Delta \ln KOSPI_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln DJIA_{t-1}$			
	1994. 1. 3~ 2000. 10. 30	1994. 1. 3~ 1997. 10. 30	1998. 1. 5~ 2000. 10. 30	1999. 1. 4~ 2000. 10. 30
γ_0	-0.001 (-1.11)	-0.001 ⁺ (-1.69)	-0.000 (-0.12)	-0.000 (-0.40)
δ_1	0.073* (2.17)	0.134** (3.03)	0.060 (1.48)	0.047 (1.01)
β_1	0.479** (6.77)	0.202* (2.51)	0.678** (6.76)	0.805** (6.71)
R^2	0.054	0.036	0.092	0.127
\bar{R}^2	0.053	0.034	0.089	0.123
$D.W.$	1.97	2.00	1.98	1.98

주 : 1) () 안의 수치는 heteroskedasticity-consistent error를 사용하여 계산한 t 값.
 2) ** : 1% 수준에서 유의, * : 5%수준에서 유의, + : 10% 수준에서 유의

<표 7> 국내 주가변화 추정결과(NASDAQ 지수 사용)

추정계수	$\Delta \ln KOS_t = \gamma_0 + \delta_1 \Delta \ln KOSPI_{t-1} + \beta_1 \ln NASDAQ_{t-1}$			
	1994. 1. 3~ 2000. 10. 30	1994. 1. 3~ 1997. 10. 30	1998. 1. 5~ 2000. 10. 30	1999. 1. 4~ 2000. 10. 30
γ_0	-0.001 (-1.15)	-0.001 ⁺ (-1.72)	-0.000 (-0.30)	-0.001 (-0.57)
δ_1	0.059 ⁺ (1.75)	0.129** (2.88)	0.040 (0.99)	0.005 (0.12)
β_1	0.359** (7.80)	0.195** (3.08)	0.425** (7.92)	0.467** (7.88)
R^2	0.069	0.039	0.112	0.159
\bar{R}^2	0.068	0.037	0.109	0.155
$D.W.$	1.97	1.99	1.96	1.98

주 : 1) () 안의 수치는 heteroskedasticity-consistent error를 사용하여 계산한 t 값.
 2) ** : 1% 수준에서 유의, * : 5%수준에서 유의, + : 10% 수준에서 유의

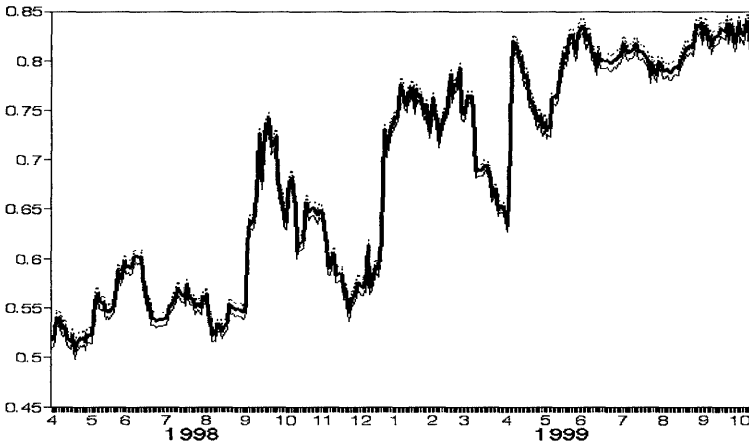
통계적 유의성을 상실하고 있음을 알 수 있다. 다만 <표 6>과 <표 7>을 비교할 경우, 미국 주가변화의 추정계수(β_1)의 크기가 다우존스 지수를 사용한 경우에 비해 나스닥 지수를 사용한 경우 모든 표본 구간에 걸쳐 상대적으로 작게 나타나고 있어, 국내주가가 다우존스 지수의 변화에 보다 민감하게 영향받고 있음을 시사하고 있다.

이상의 추정결과는 「효율적 시장가설(efficient market hypothesis)」과 관련하여 중요한 시사점을 제공하고 있다. 구체적으로, 국내 주가변화의 시차변수가 외환위기 이후 설명력을 상실하고 있다는 추정결과는 미국주가 변화에 따른 국내주가 변동을 제외하고는 국내주가를 사전적으로 예측하기 어렵다는 점을 의미하고 있다. 바꾸어 말하면, 국내주가의 흐름이 외환위기 이후 任意步行(random walk)에 가까운 통계적 특성을 나타내고 있다는 점에서 효율적 시장가설을 뒷받침하는 증거로 간주될 수 있을 것이다.

채권시장에 대한 분석에서와 마찬가지로, 우리나라 주식시장이 점진적으로 개방되어 왔음을 감안할 때 rolling regression 방식을 이용하여 주식시장 개방에 따른 국내외 자본시장 통합효과를 동태적으로 살펴보았다. 이를 위하여 외환위기 이후의 기간에 국한하여, 추정에 사용된 표본 수를 약 1년에 해당하는 250개로 고정한 후 추정기간을 1일씩 이동시키는 방식의 rolling regression을 시도하였다. [그림 9]와 [그림 10]은 rolling regression을 통하여 추정된 미국 주가변화의 추정계수(β_1)의 변화를 나타내고 있다.

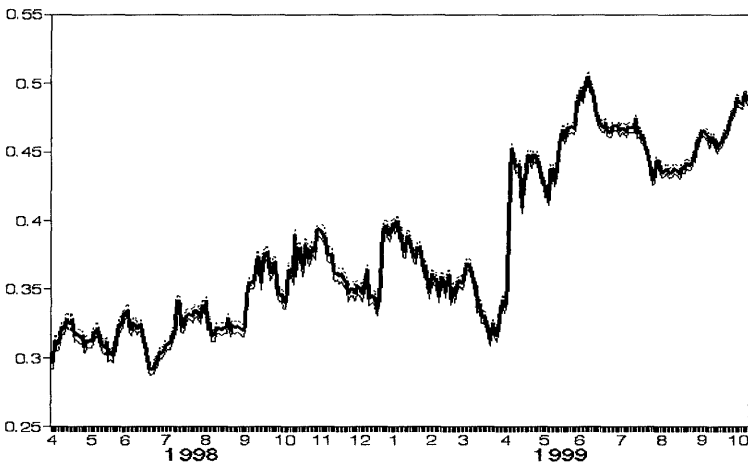
그림에서 나타나는 중요한 특징은, 이미 <표 6>과 <표 7>의 추정결과에서 예견할 수 있듯이 추정계수(β_1)의 크기가 단기적인 등락은 있으나 전반적으로 상승하는 추세에 있다는 점이라

[그림 9] 국내외 주가 동조화(β_1) 변화추이(DJIA)



주 : 점선은 추정계수 β_1 의 표준오차를 사용하여 구성한 95% 신뢰구간임.

[그림 10] 국내외 주가 동조화(β_1) 변화추이(NASDAQ)



주 : 점선은 추정계수 β_1 의 표준오차를 사용하여 구성한 95% 신뢰구간임.

할 수 있다. 특히 NASDAQ 지수를 미국주가 변수로 사용한 경우 국내증시에 해외자본 유입이 본격화된 1999년 1/4분기 이후 추정계수(β_1)의 크기가 급격히 확대된 것으로 나타나고 있다. 이러한 현상은 국내에 유입된 해외자금이 소위 신경제 부문으로 간주되고 있는 정보통신 관련 기업에 집중 투자되면서 미국의 나스닥 주가지수와 국내주가 간의 동조화 현상이 심화된 것으로 해석된다.

IV. 환율의 변동성 분석

제III장의 실증분석 결과는 특히 외환위기 이후 국내외 자본시장이 실질적으로 통합되고 있음을 시사하고 있다. 이러한 국내외 자본시장의 통합과정은 불가피하게 환율변동 패턴의 변화를 초래할 것으로 예상된다. 이미 제II장에서 살펴보았듯이 환율의 일일변동폭이 외환위기 이전부터 확대되는 추세에 있었으며, 외환위기 이후 크게 증가한 것으로 나타나고 있다.

또한 자유 변동환율제로의 전환 및 국내 자본시장 개방에 따른 자본유출입 증가로 인하여 외환시장의 효율성에도 변화가 발생하였을 것으로 예상해 볼 수 있다. 실제로 선진국의 경우 변동환율제가 도입된 이후 명목환율이 시계열상으로 임의보행(random-walk)에 가까운 특성을 보인다는 것이 이미 많은 연구를 통하여 제시되었다.⁶⁾ 따라서 우리나라의 경우에도 이러한 환

6) 환율의 임의보행적 특성에 대한 연구로는 Meese and Rogoff(1983)을 참조. 이 외에도 외환시장의 효율성 분석과 관련해서는 Mussa(1984), Engel and Hamilton(1990), Dooley and Shafer(1983) 등을 참조.

율변동패턴의 변화 여부를 분석함으로써 외환위기를 계기로 이루어진 자본시장 개방 및 외환자유화의 효과를 검증해 볼 필요가 있다.

이하에서는 Cochrane(1988)이 제시한 분석기법을 사용하여 환율의 변화 중에서 확률적 추세, 즉 임의보행(ransom-walk) 요인이 차지하는 비중을 추정함으로써 외환위기 이전과 이후에 변화된 환율변동 패턴을 분석하고자 하였다.

1. 분석모형

Cochrane의 분석방법은 일종의 分散比率(variance ratio)의 개념을 도입하고 있다. 보다 구체적으로 살펴보기 위하여 z_t 가 단위근을 가지는 시계열이라고 가정하면 z_t 는 일반적으로 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$(4-1) \Delta z_t = \alpha(L)\mu_t, \quad \alpha(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j L^j$$

$$z_t = rw_t + v_t$$

$$rw_t = rw_{t-1} + \alpha(1)\mu_t$$

여기서 L 은 Lag-operator를 의미한다. 모형의 교란항벡터 μ_t 는 정규분포 $N(0, \sigma^2)$ 을 따르는 백색오차항(white noise)이며 분석의 편의상 모형에서 상수항은 제외하였다. 또한 식 (4-1)의 rw_t 와 v_t 는 각각 임의보행(random-walk)을 따르는 시계열과 안정적(stationary) 시계열을 의미함으로써 단위근을 가지는 시계열은 임의보행 시계열과 안정적인 시계열의 합으로 표시될 수 있음을 나타내고 있다.

이러한 구조설정을 바탕으로 Cochrane의 분산비율 개념을 단 순화시키면 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$(4-2) \quad \gamma = \frac{\text{var}(rw_t - rw_{t-1})}{\text{var}(\Delta z_t)}$$

즉, 분산비율 γ 는 rw_t 의 1차차분의 분산을 Δz_t 의 분산으로 나눈 비율로 정의되며 따라서 전체 Δz_t 의 분산 중에서 random-walk 시계열의 변화에 따른 분산의 비중을 나타낸다. z_t 자체가 random-walk일 경우에는 식 (4-1)에서 $rw_t = z_t$ 이므로 $\gamma = 1$ 이 성립하게 된다.

단위근을 가지는 일반적인 시계열에 대하여 γ 를 실증적으로 추정하기 위해서는 한정된 표본수에 따른 편의문제(bias) 등을 해소하기 위하여 단순한 시계열상의 분산을 구하기보다는 spectrum 추정방법을 이용하였다. 구체적으로 식 (4-1)에서 정의된 γ 의 추정은 다음과 같은 방식을 통하여 이루어졌다.

$$(4-3) \quad \hat{\gamma} = 1 + 2 \sum_{j=1}^N \lambda_j \rho_j$$

ρ_j 는 Δz_t 의 j -차 시계열상관(serial correlation)으로서 $\rho_j = \text{cov}(\Delta z_t, \Delta z_{t-j})/\text{var}(\Delta z_t)$ 로 정의된다. 반면, λ_j 는 각각의 ρ_j 에 대한 가중치(window)를 의미하므로 식 (4-3)에 제시된 추정식은 γ 가 Δz_t 의 시계열상관의 가중평균치에 해당한다는 것을 의미하고 있다.

환율이 순수한 random-walk를 따를 경우에는 0보다 큰 j 에 대해서 $\rho_j = 0$ 이므로 $\gamma = 1$ 이 성립한다. 따라서 추정된 γ 가 1로부터 얼마나 큰 편차를 보이는가 하는 것은 바로 실질환율이 random-walk로부터 얼마나 괴리를 나타내는가에 대한 척도가

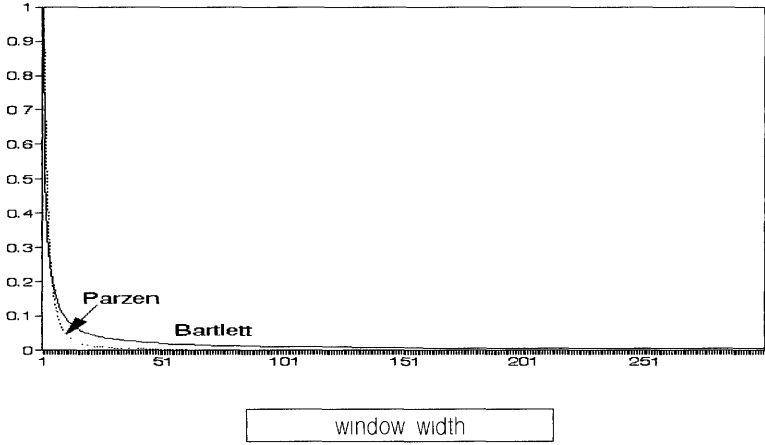
될 수 있다. γ 의 실제추정에 사용된 가중치 λ_j 는 Bartlett window와 Parzen window를 사용하였으며 window width의 크기를 나타내는 N 의 최대 크기는 전체 표본수의 80%에 해당하는 값으로 설정하였다.

2. 실증분석 결과

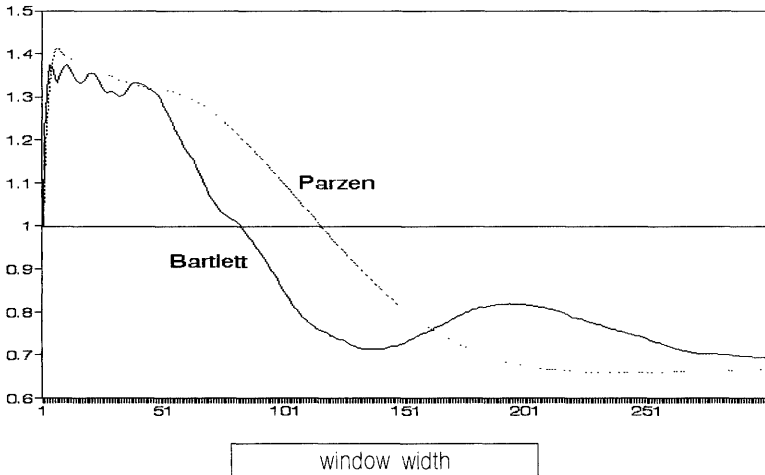
실증분석의 주요 목적이 외환위기를 계기로 이루어진 자본시장 전면 개방과 환율제도의 변화가 환율변동의 통계적 특성에 어떠한 변화를 초래하였는가를 분석하는 데 있으므로, 외환위기 이전과 이후로 구분하여 Cochrane의 분산비율을 추정하였다. 제Ⅲ장에서의 주가 변화에 대한 분석에서와 마찬가지로 추정기간을 구분함에 있어 1997년 7월부터 1998년 3월까지의 외환위기를 전후한 기간은 추정대상에서 제외하였다. 따라서 외환위기 이후 기간은 1998년 4월부터 2000년 10월까지이며, 외환위기 이전 기간은 표본수를 동일하게 맞추기 위하여 1995년 1월부터 1997년 6월까지로 국한하였다. 실증분석에 사용된 자료는 일별 원달러 명목환율 자료이며 환율의 일일변동은 로그변환된 환율의 1차차분으로 구성하였다.

Cochrane의 분산비율 추정결과는 [그림 11]과 [그림 12]에 제시되어 있으며, 각각의 그림에서 가로축은 추정에 사용된 window width를 의미한다. 논의의 편의상 N (window width)을 300까지로 국한하여 표시하였다. 먼저 [그림 11]에 제시된 외환위기 이전 기간에 대한 추정결과를 살펴보면 추정에 사용된 window에 관계없이 분산비율이 초기값 1로부터 지속적으로 하락하여 장기적으로 0에 수렴하고 있다. 식 (4-2)에서 보듯이 분산비율은 환율변동(로그환율의 1차차분)의 시계열상관을 가중 평

[그림 11] 원달러 환율의 Random-Walk 요인 비중변화
(외환위기 이전)



[그림 12] 원달러 환율의 Random-Walk 요인 비중변화
(외환위기 이후)



균한 값이므로, 분산비율이 지속적으로 하락한다는 결과는 환율 변동의 시계열상관이 단기적인 시차에서도 마이너스(-) 값을 나타내고 있음을 의미하고 있다. 즉, 이러한 결과는 외환위기 이전에는 환율이 하락(상승)할 경우 조기에 다시 상승(하락)하는 경향이 있음을 의미하며, 이는 결국 환율 수준을 안정적으로 유지하려는 정책적 고려를 반영한 것으로 해석된다.

반면, [그림 12]에 제시된 외환위기 이후 기간에 대한 추정 결과는 분산비율이 상대적으로 작은 N (window width)에 대해서는 1을 상회하다가 N 의 크기가 일정규모를 초과하면서부터는 감소하여 장기적으로 0.7 내외 수준으로 수렴하고 있다. 상대적으로 작은 $N(N \leq 10)$ 에 대하여 추정된 분산비율이 1을 상회하다가 다시 감소한 후 장기적인 수준에 수렴하고 있는 현상은 환율변동의 시계열 상관이 10일 이내의 단기적인 시차에서는 양(+)의 값을 보이다가 그 이후에는 전반적으로 마이너스 값을 보인다는 점을 의미하고 있다.

이러한 현상은 외환위기 이후에도 환율변동에 있어서 부분적인 평균복귀(mean reversion) 현상이 나타나고 있음을 시사하고 있다.⁷⁾ 환율변동에서 평균복귀 현상이 발견되고 있다는 사실은 환율의 지나친 급등락을 완화하기 위한 smoothing operation에 일부 기인한 것으로 판단된다. 즉, 외환위기 이후의 지속적인 외환보유고 및 통안증권 발행규모 증가에서 보듯이 환율절상 압력을 완화하기 위한 중앙은행의 외환시장 개입이 중요한 원인이라는 추론이 보다 현실성이 있는 해석이라 할 수 있을 것이다.

그러나 장기적으로는 random-walk 요인에 의한 환율변동이

7) 환율의 DGP(data generating process)가 fractional unit root(FUR)을 포함할 경우 통계적 불안정성과 평균복귀 현상이 동시에 나타날 수 있다. 자세한 내용은 Cheung(1993)을 참조.

전체 환율변동의 약 70% 수준을 차지하고 있다는 점에서 외환위기 이전과는 커다란 차이를 보이고 있어 실질적으로 외환위기 이후 환율변동의 통계적 특성에 상당한 변화가 발생한 것으로 평가할 수 있다. 보다 구체적으로, 외환위기 이후 기간 중의 환율변동에 있어서 임의보행(random-walk) 성격이 심화되고 있다는 결과는 우리나라 외환시장이 「효율적 시장가설」에 보다 근접하고 있음을 시사하는 것으로서, 외환위기 이후의 대폭적인 자본시장 개방, 외환자유화 및 변동환율제 도입 등이 우리나라 외환시장의 효율성을 제고하는 데 기여하였다는 평가도 가능할 것으로 해석된다.

V. 결론 및 정책적 시사점

우리 경제는 외환위기를 계기로 대폭적인 자본시장 개방과 함께 변동환율제를 채택함으로써 제도적으로 명실공히 개방경제 체제를 갖추게 되었다. 본 연구에서 나타난 결과는 금리와 주가를 중심으로 국내외 금융변수의 동조화 추세가 외환위기 이후의 자본시장 개방에 따라 빠르게 심화되고 있다는 점이다. 이러한 분석결과는 국내 거시경제정책이 해외변수와 장기간 괴리되어 움직이기 어렵다는 점을 의미하는 동시에 향후 독자적인 경제운용에 있어서 상당한 제약요인이 잠재해 있음을 시사하고 있다.

국내외 금리의 동조화 추세에 따른 핵심적인 정책적 시사점은 향후 금리정책과 환율정책 간의 연계관계(linkage)가 더욱 강화될 것이라는 점이다. 국내외 채권시장간의 통합이 심화되는 가운데 환율이 인위적으로 특정수준에서 유지될 경우 국내채권 투자

와 관련된 환위험(currency risk)이 축소되므로 자본유입 유인이 더욱 확대되는 결과를 초래할 수 있다. 이 경우 환율절상 압력이 확대되는 것은 물론 유입된 자본으로 인하여 거시경제적 왜곡이 발생할 가능성이 높다. 이를 역으로 해석하면 안정적인 거시경제 운용에 실패할 경우 금리가 상승하면서 국내외 금리차가 확대되고 이에 따라 환율안정을 유지하기가 어렵다는 점을 의미한다.

다른 한편으로 국내외 금리의 동조화 추세는 단기적으로 금리 정책을 통하여 환율안정을 도모할 수 있는 여력이 과거에 비해 확대되었다는 점을 의미한다고 할 수 있다. 즉, 제Ⅲ장에서 제시된 바와 같이 φ 값이 점차 상승하고 있다는 사실은 UIP 관계식이 점차 현실을 보다 잘 설명하게 된다는 것을 의미하므로 국내 금리와 환율변동 간의 연계관계(linkage)가 강화된다고 할 수 있다. 따라서 국내 금리조절에 따른 환율변동의 탄력성 역시 증대될 것으로 예상된다.

국내외 주가간에 동조화 현상이 점차 강화되고 있다는 점은 실물부문을 통한 연계(linkage)보다는 자본거래를 통한 연계가 보다 중요한 비중을 차지하고 있음을 시사하고 있다. 특히 외환위기 이후의 대폭적인 자본시장 개방은 국내외 주가 동조화 현상을 더욱 심화시키는 중요한 요인으로 작용한 것으로 판단된다. 국내외 주가 및 금리간의 동조화 현상이 점차 심화되고 있다는 사실은 우리 경제가 대외충격에 더욱 광범위하게 노출되는 가운데 자본시장의 통합이 진전되고 있음을 의미하며, 동시에 해외경제의 흐름과 독립적인 거시경제운영이 점차 어려워질 것이라는 점을 의미하고 있다. 따라서 미국을 비롯한 선진국의 자본시장에 이상기류가 발생할 경우 그 충격은 바로 우리 경제에 타격을 입힐 수 있으며, 이 과정에서 우리 경제의 대외거래 및 외환시장의 교란요인으로 작용할 가능성이 매우 크다고 할 수 있다.

이러한 시각에서 볼 때 비록 우리 경제의 환율제도가 변동환율제로 전환되었다고는 하나 국내외 자본시장의 통합정도가 점차 높아지고 있는 동시에 아직도 국내 금융부문의 대규모 잠재부실이 상존하고 있음을 감안하여 충분한 외환보유고를 확보하는 일이 무엇보다도 중요할 것으로 판단된다. 2000년 10월 말 현재 외환보유고가 900억달러를 상회하고 있으나 주식시장을 포함한 국내 금융시장으로의 단기자본 유입 및 단기외채 규모 등을 감안하여 당분간은 외환보유고 확충 노력이 지속될 필요가 있다.

그러나 다른 한편으로는 환율의 가격기능을 최대한 보장하는 방향으로 정책방향의 선회가 이루어질 필요가 있다. 즉, 국내외 자본시장의 통합과정에서 확대되고 있는 대외자본거래 및 이에 따른 경제적 파급효과를 적절히 제어하기 위해서는 신축적인 환율변동을 허용하는 것이 불가피하다는 점을 분명히 인식할 필요가 있다. 따라서 경제기초여건 변화에 따른 환율의 추세적 변화는 최대한 수용하되 *smoothing operation*을 통하여 지나친 환율의 급등락을 부분적으로 완화하는 정책이 바람직하다. 이와 함께 국내 금융부문의 잠재부실을 하루속히 제거하여 대외신인도를 제고함으로써 우리 경제의 충격흡수 능력을 증대시키려는 노력이 반드시 전제되어야 할 것이다.

마지막으로 확고한 거시경제 안정기조를 유지함으로써 지나친 자본유입과 급속한 자본유출이라는 악순환이 반복되는 것을 사전에 예방할 필요가 있다. 이와 함께 국내 금융부문의 구조적 취약성이 상존하고 있고 환율변동에 따른 위험을 적절히 관리할 수 있는 시장인프라도 아직은 미흡한 실정이다. 따라서 이러한 국내외 환경간의 괴리로 인하여 우리 경제가 완전한 개방경제체제로 이행하는 과정에서 상당기간 과도기적 어려움에 직면할 가능성이 높다고 할 수 있다. 이러한 상황을 고려할 때, 정부의

외환정책 및 거시경제운영에 있어서 발생하는 정책적 딜레마를 최대한 완화하기 위한 제도적인 방안이 마련되어야 할 것이다.

▷ 참고 문헌 ◁

- 금융감독원, 「'99년도 외국인 투자동향 분석」, 2000년 1월.
- 김경수, 「자본시장 개방의 문제와 정책교훈」, 『한국경제분석』, 금융연구원, 1996.
- 김준일, 「환율변동의 추세분석과 시사점」, 『KDI 정책연구』, 1995 여름호, 한국개발연구원, 1995.
- 조동철 · Kenneth D. West · 홍성철, 「외환위기 이후 환율안정화에 대한 통화정책의 효과 — 우리나라의 일별자료를 중심으로」, 『KDI 정책연구』, 1999, III · IV 합병호, 한국개발연구원, 2000.
- Cheung, Y., "Long Memory in Foreign Exchange Rates," *Journal of Business and Economic Statistics* 11, 1993.
- Cochrane, J., "How Big is the Random Walk in GNP?" *Journal of Political Economy* 96, 1988.
- Dooley, Michael P. and J. Shafer, "Analysis of Short-run Exchange Rate Behavior: Mar. 1973 to 1981," *Exchange Rate and Trade Instability*, Cambridge, MA, 1983.
- Engel, C. and J. Hamilton, "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?" *American Economic Review* 80(4), September, 1990.
- Fernández-Arias, Eduardo and Peter J. Montiel, "The Surge

in Capital Inflows to Developing Countries: An Analytical Overview," *The World Bank Economic Review*, Vol. 10, No. 1, 1996.

Haque, Nadeem, and Peter Montiel, "Capital Mobility in Developing Countries: Some Empirical Tests," *World Development*, Vol 19, No. 10, 1991.

Helmut, Reisen and H. Yeches, "Time-varying Estimates on the Openness of the Capital Account in Korea and Taiwan," *Journal of Development Economics* 41, 1993.

Meese, R. and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample," *Journal of International Economics* 14(2), February, 1983.

Mussa, M., "The Theory of Exchange Rate Determination," *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago University Press, 1984.

Obstfeld, Maurice, "The Global Capital Market: Benefactor or Menace?" Department of Economics, University of California, Berkeley, Center for International and Development Economic Research Working Paper No. C98-098, May 1998.

Taylor, M., "The Economics of Exchange Rates," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIII, March 1995.

White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, 1980.

■ 논 평

이 영 섭

(숙명여자대학교)

1. 개 요

이 연구는 자본시장 개방 이후 국내외 자본시장의 통합 효과를 고찰하고자 하였다. 이를 위해 금리, 주가 및 환율의 움직임에 초점을 맞추고 국내금융시장이 외국, 특히 미국금융시장과 동조화 현상을 보이고 있는지 그리고 이러한 동조화 현상이 환율의 움직임에 새로운 패턴변화를 가져왔는지 심층적으로 분석하고 있다. 아울러 자본시장 개방, IMF 위기 등 중요한 사건들이 자본시장의 통합추세에 구조적인 변화를 유발하고 있는지도 분석하고 있다.

실증분석방법으로는 Haque and Montiel 분석, 회귀분석 및 Cochrane 분석기법 등 세 가지 방법을 이용하고 있다. 금리, 주가 및 환율의 움직임을 분석해 본 결과, 1990년대에 들어와 국내외 금융시장의 동조화 현상이 심화되고 있고 금융시장의 통합이 가속화되고 있다는 사실을 확인할 수 있었다.

이 연구는 크게 두 가지 면에서 중요한 의미가 있다고 생각한다. 하나는 연구의 주제 자체가 현실적으로 가장 중요한 이슈인 금융시장의 행태에 대한 분석이라는 점이다. 일반적으로 학술적인 연구는 중요한 현실이슈를 바로 쫓아가지 못하는 경향이 있는데 이 연구는 그러한 문제점을 극복하고 있다. 다른 하나는 국내외 금융시장의 동조화 현상과 관련해 거의 모든 분석이 국내

주가지수와 외국주가지수 간의 상관관계 정도만 보여주고 있는데 반해 이 연구는 정밀한 분석기법을 동원해 동조화 사실을 체계적으로 입증하고 있다는 것이다.

2. 논 평

이 연구의 실증분석 내용은 채권시장의 통합도 분석, 주식시장의 통합도 분석 및 자본시장 통합이 환율변동에 미치는 영향 분석 등 크게 세 부분으로 구성되어 있다. 이 중 채권시장과 주식시장의 통합도 분석은 기본적으로 외국시장이 국내시장에 미치는 영향을 파악할 수 있는 회귀방정식에 기초해 이루어지고 있다. 반면 자본시장 통합이 환율에 미치는 영향 분석은 앞에서와 같은 주관적인 모형을 설정하지 않고 환율변동의 요인을 임의보행 요인과 안정적 요인으로 분리해 이 중 임의보행 요인이 차지하는 비중을 추정하는 방식에 기초하고 있다.

이 논문의 실증분석 과정에서 몇 가지 문제점을 지적할 수 있다. 첫째, 전체적인 분석체계와 관련해, 자본시장의 통합도를 분석하기 위한 체계가 단일하지 않고 변수마다 달라진다는 문제점이 발견되고 있다. 따라서 실증분석 결과가 변수에 따라 다르게 나오는 경우 그것이 분석체계의 상이성 때문인지 아니면 변수행태의 차이 때문인지 구분할 수 없게 된다.

둘째, 환율변동의 분석결과와 관련해서도, 저자의 분석방법을 따르는 경우 임의보행 비중이 증대한 것을 자본시장의 통합도가 증대했기 때문에 나타난 결과라고 해석하기가 쉽지 않다는 것이다. 물론 저자의 주장처럼 ‘환율변동에 있어서 임의보행 성격이 심화되고 있다는 결과는 우리나라 외환시장이 효율적 시장가설에 보다 근접하고 있음을 시사하는 것으로서’ 외환위기 이후의 자본시장 개방에 따른 자본시장 통합의 효과라고 해석할 수도

있다. 그러나 자본시장 통합에 따라 환율변동의 패턴이 변화되었음을 보여주기 위해서는 환율변동의 요인을 임의보행 요인 및 안정적 요인으로 구분하기보다 국내요인 및 해외요인으로 구분해 자본시장 통합에 따라 해외요인의 비중이 증대해감을 보여주는 것이 더 설득력이 있다고 본다.

전체적으로 분석체계의 일관성을 상실하지 않으면서 환율변동의 패턴변화에 대한 해외요인의 영향을 파악해낼 수 있는 방법 중의 하나로 금융시장의 정보전이 모형을 고려해 볼 수 있다.¹⁾ 이 중 환율변동의 전이에 초점을 맞추면 다음과 같은 GARCH 모형을 이용해 해외요인의 환율변동에 대한 영향을 파악해 볼 수 있을 것이다.

$$\begin{aligned} s_t &= f(k) + \varepsilon_t, & \varepsilon_t | \Omega_t &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= a_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} + g(x_1, x_2) \end{aligned} \quad (1)$$

이 식에서 $f(k)$ 는 환율에 영향을 미치는 기초경제변수들(economic fundamentals: k)의 함수이고, $g(x)$ 는 분산에 영향을 미치는 국내요인들(x_1) 및 해외요인들(x_2)의 함수이다. 해외요인들 중 대표적인 것으로는 미국주가지수, 엔-달러 환율 등을 들 수 있을 것이다.

자본시장의 통합에 따른 환율변동의 패턴변화는 (1)식 중 분산방정식을 통해 파악될 수 있을 것이다. 가장 단순한 방법으로, 위의 GARCH 모형을 추정된 후 분산방정식에서 자본시장 개방 이후 국내요인들의 중요성이 감소하는 반면 해외요인들의 중요성이 증가한다면 이를, 채권시장 및 주식시장 동조화 결과와 더불어, 자본시장 통합이 환율변동패턴에 영향을 주고 있다는 것을

1) Hakkio(1990), Kanas(2000), Lee and Mathur(1999), Niarchos et al.(1999) 등을 참조할 것.

의미한다고 해석할 수 있다.

또 다른 방법으로, 외환시장의 전이모형 문헌들처럼 환율변동성에 영향을 미치는 요인을 제도적인 요인과 시장 요인으로 나누어 분석하는 것이다. 예를 들어 우리나라의 환율변동에 영향을 미치는 요인들을 일일환율변동폭 확대, 외환자유화 등과 같은 제도적인 요인과 미국주가지수, 엔-달러 환율 등과 같은 시장요인으로 나누고 이 중 어느 요인의 중요성이 커져가고 있는지 추정해 보는 것이다. 미국주가지수, 엔-달러 환율 등과 같은 시장요인들은 금융시장의 통합이 심화될수록 영향력이 증대될 것이므로 추정결과 이들의 중요성이 커져간다면 이를 금융시장의 통합에 따라 환율변동성이 증대되어간다고 해석할 수 있을 것이다.

제도 및 시장 요인 중 어느 것이 환율변동성에 더 큰 영향을 미치는가를 고찰하기 위해 위에서처럼 각각의 요인들을 모두 분산방정식에 포함시켜 추정한 후 상대적인 중요성을 비교할 수도 있지만, 이와는 약간 다른 접근을 시도해볼 수도 있다. 즉, (1)식의 분산방정식에서 제도요인은 생략한 채 시장요인만을 포함시킨 후 이러한 시장요인의 영향이 제도변화에 따라 달라지는가 아니면 제도와 관계없이 유의한가를 살펴보는 것이다. 만일 제도변화에 따라 유의성이 달라지면 제도적인 요인이 상대적으로 중요하고, 제도와 무관하게 유의하다면 시장요인이 상대적으로 중요하다고 해석할 수 있을 것이다.

마지막으로, 실증분석과 관련해 다른 것들은 명쾌하게 받아들여지지만 채권시장의 통합도 분석에서 오차 및 누락의 문제는 부연 설명을 필요로 한다고 생각된다. 즉, 오차 및 누락을 포함시키는 경우 1980년대 초반에 1990년대 후반에 버금갈 정도로 금융시장이 통합된 것으로 나타나고 있는데 이는 현실과 부합되지 않는 결과라고 생각된다. 물론 p.388에서 제시한 바와 같이

전 세계적으로 물가가 안정되면서 금리가 동반하락하는 모습 등 여러 요인이 있을 수 있겠지만 그러한 요인들을 고려하더라도 이 결과는 추가적인 설명을 필요로 할 만큼 너무 강한 특징을 보이고 있다. 특히 오차 및 누락을 제외한 경우가 현실과 부합되는 결과를 보이고 있음을 고려할 때 오차 및 누락문제에 대해서는 보다 자세한 설명을 첨부할 필요가 있다고 생각된다.

● 참고문헌

- Hakkio, R., "Exchange Rate Volatility and Federal Reserve Policy," *Financial Market Volatility*, Federal Reserve Board of Kansas City, 1990, pp.51~68.
- Kanas, A., "Volatility Spillovers between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence," *Journal of Business Finance and Accounting*, 2000, pp.447~467.
- Lee, C. and I. Mathur, "The Influence of Information Arrival on Market Microstructure: Evidence from Three Related Markets," *Financial Review*, 1999, pp.1~26.
- Niarchos, N., Y. Tse, C. Wu, and A. Young, "International Transmission of Information: A Study of the Relationship between the US and Greek Stock Markets," *Multinational Financial Journal*, 1999, pp.19~40.

조 동 철

(본원 연구위원)

외환위기 이후 자본시장이 파격적으로 개방되면서 국내 자본시장이 해외 자본시장의 변화에 민감하게 반응하게 되었다는 인

식이 널리 퍼져 왔으나, 그와 같은 인식을 체계적으로 분석한 논문은 그리 많지 않은 듯하다. 이 연구는 바로 이 부분에 대한 체계적 연구결과를 제시하고 있다는 점에서 기여하는 바가 크다고 하겠다. 특히 논문의 분석결과가 채권시장, 주식시장 및 외환시장 전반에서 일관되게 외환위기 이후 자본시장의 통합도가 상승한 것으로 나타나고 있다는 점은 흥미로운 결과라고 하겠다. 아울러 외환위기 이후의 자료에 대하여 주가와 환율이 random walk 가설에 훨씬 더 부합하는 것으로 나타나고 있다는 점도 의미있는 분석결과인 것으로 보인다.

단, 채권시장 통합도 분석의 경우, 논의를 금리관계식 (3-2)에서 출발하였으나, 실제 추정은 통화함수 추정방식으로 변환되면서 다소 논의의 초점이 흐려진 듯하다. 제시된 이자율들이 관찰 가능하지 않다는 의미에서 이와 같은 추정식의 변환은 불가피한 측면이 있으나, 여전히 추정결과를 명확히 해석하는 데에는 어려움이 따른다고 하겠다. 논평자의 추측대로, 그리고 수정된 논문의 [그림 8]에서 확인되는 바와 같이 핵심적인 파라미터 φ 의 추정치는 사용된 자료 M과 M'의 상관관계에 크게 의존하는 것으로 보인다. 즉, M과 M'의 차이인 KA_p (직접·증권투자 수지)가 외환위기 이후 크게 증가된 사실이 M과 M'의 상관관계를 작게 만드는 요인으로 작용하고, 이것이 φ 의 추정치를 증가시키는 요인으로 작용한 것이라면, 이는 외환위기 이후 φ 값이 작게 추정되는 이유가 금리를 사용한 식 (3-2)와는 비교적 거리가 있는 요인에 의한 결과임을 시사하는 것으로 보인다.

이와 관련하여 M- KA_p 로 정의된 M'의 의미도 정확히 이해하기 어려운 측면이 있는 듯하다. 논문의 논리전개로 미루어 볼 때, M'은 “자본시장이 개방되지 않았을 경우 공급되었을 가상의 통화량” 정도의 의미가 되어야 할 듯하다. 즉, 해외로부터 직접

및 증권투자가 유입되지 않았더라면 통화량이 그만큼 작게 공급되었을 것이라는 의미로 해석되어야 할 듯하나, 과연 그와 같은 해석이 설득력이 있는지는 의문의 여지가 남는다. 한 예로, 고정환율제를 채택하고 있어 자본 유출입이 직접적으로 통화량에 영향을 미치는 경제라면 이와 같은 분석의 의미가 보다 명확해질 수 있으나, 우리나라의 경우 고정환율제는 아니었으며, 외환위기 이후에는 더욱 고정환율제와 거리가 생긴 것이 사실이다. 아울러 실제 실증분석 과정에서 사용한 통화량이 직접 및 증권투자와는 직접적인 관련이 없는 협의의 통화량 M1이라는 점은 더욱 더 이와 같은 변수 해석을 어렵게 하는 부분이라고 하겠다.

이와 같은 잠재적 문제점에도 불구하고 이 연구는 채권시장·주식시장·외환시장으로 대변되는 우리나라 자본시장 전반에서 외환위기 이후 해외시장과의 통합 정도가 크게 증가하고 있다는 사실을 분석적으로 보여주고 있다는 데에 의미가 있는 듯하다. 아울러 그와 같은 환경변화에 따라 금융 및 통화정책의 운영 방식도 해외 자본시장의 상황을 함께 고려하여 면밀히 설계되어야 한다는 정책적 시사점을 주고 있는 것으로 사료된다.

빈 면

THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY

A Quarterly Journal Published in Korean by the Korea Development Institute

Vol. 22, No. 1, 2

2000. I · II

Comparing the Predictive Power of Various
Revenue-Forecasting Models

Youngsun Koh

Comment : *Jongkyu Park / Dong-chul Cho*

Real Estate Prices in Korea : Variations in Tax
Rates and Long-Run Land Prices

Dongchul Cho

Comment : *E. Young Song / Jay-Hyung Kim*

Solvency Constraint of Government and Inflation

Sangdal Shim

Comment : *Baekin Cha / Inseok Shin*

Kiseok Hong

The Impact of Budget Deficits on Inflation
and Private Savings

Youngsun Koh

Comment : *Ehung Gi Baek / Kiseok Hong*

Are They Really Cheap and Good? An Evaluation
of North Korean Labor and Its Implication in
North Korea

Dongho Jo

Comment : *Dai-Seok Choi / Gyeongjoon Yoo*

Post-crisis Financial Market Integration in Korea

Jun-Il Kim

Comment : *Yeongseop Rhee / Dong-chul Cho*

For subscription to THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY, please contact
Korea Development Institute, P.O. Box 113, Chongnyang, Seoul, Korea

Fax : (961) 5092. Tel : (958) 4114

■ 論評 및 書評 寄稿案内 ■

本誌 編輯委員會는 本誌에 발표된 論文과 本院에서 발간된 單行本 및 각종 報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評과 書評의 寄稿를 기다리고 있습니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 또는 國家政策上의 爭點을 表出시켜 앞으로의 研究課題와 政策方案 設定에 寄與하고, 아울러 實質的이고 建設的인 批判과 討論의 習慣을 造成하자는 趣旨에서 아래와 같은 要領으로 원고를 모집하고 있습니다. 讀者 여러분의 많은 參與를 바랍니다.

> 아 래 <

1. 원고분량 : 200자 원고지 기준 30장 안팎(PC로 작성한 원고는 걸장에 200자 원고지 기준 충분량을 표시할 것)
2. 원고내용 : 論評은 해당 논문에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 내용으로 하여 가급적이면 論文이 발표된 후 3개월 이내로, 書評은 해당 보고서의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 앞으로의 研究課題 提示를 내용으로 하되 원칙적으로 보고서가 발간된 후 6개월 이내로 작성하여 주시기 바랍니다.
3. 제출처 : 우편 또는 인편으로 『KDI 政策研究』編輯委員長에게 제출하여 주시기 바랍니다.
4. 기 타 : 제출된 원고는 本院이 정한 審査節次를 거쳐 신게 되며, 채택된 원고는 稿料를 드립니다.

研究報告書 案內

第71-01卷	企業整理에 대한 意見	金滿堤
第71-02卷	金利引下の 可能性	金滿堤
第71-03卷	農業開發戰略과 米穀需給政策의 評價	金滿堤
第72-01卷	總資源豫算을 위한 成長戰略(1972~73年)	KDI
第72-02卷	새 政策의 選擇을 위한 決斷	金滿堤
第72-03卷	1973年度 豫算規模의 計測	朴宗淇 金完淳
第72-04卷	開館紀念 심포지움 發表論文集	KDI
第72-05卷	韓國經濟 安定化를 위한 提言	下村治
第72-06卷	成長과 安定政策에 관한 研究	KDI
第72-07卷	長短期計劃을 위한 諸模型(잡정)	金榮奉 外
第73-01卷	主要原資材에 대한 國際市場 分析和 價格展望	KDI
第73-02卷	社會保障年金制度를 위한 方案	朴宗淇 金大泳
第73-03卷	韓國經濟의 產業聯關分析	宋丙洛
第73-04卷	主要穀物の 國際需給事情과 價格動向	KDI
第73-05卷	우리나라 教育投資의 經濟的 價値分析	南祐鉉 鄭暢泳
第73-06卷	우리나라 交通計劃과 政策	宋丙洛
第74-01卷	政府 主要農產物 備蓄事業效果分析	文八龍 柳炳瑞
第74-02卷	輸出 100億弗 目標와 歐洲市場展望	洪元卓 外
第74-03卷	重化學工業推進을 위한 國家持株會社의 活用方案	司空壹 外
第74-04卷	公企業 任員의 社會的 背景	俞 焄
第75-01卷	豫算制度 改善에 관한 研究	金迪教
第75-02卷	서울市內 生産 및 所得推計(1973)	金大泳
第75-03卷	우리나라 商品輸出의 長期展望(1973~81)	宋熙季 外

第75-04卷	우리나라 教育의 需要形態 및 經濟成長 寄與分析	金榮奉
第75-05卷	우리나라 人口의 推計(1960~2040)	金大泳
第75-06卷	鐵鋼景氣의 測定分析과 豫測模型	金胤亨
第75-07卷	鐵鋼產業의 景氣와 長期需要展望	宋熙季
第75-08卷	서울市內 生産 및 市民分配所得(1974)	金大泳 洪性德
第75-09卷	韓國製造業의 賃金隔差構造	金光錫 外
第75-10卷	韓國 首都圈의 空間經濟分析	宋丙洛
第75-11卷	韓國 에너지產業의 需要分析和 豫測	金胤亨 金炳穆
第75-12卷	우리나라 貿易構造의 推定(1977~86)	洪元卓
第75-13卷	內國稅의 稅目別 稅收豫測方法	朴宗淇
第75-14卷	纖維工業의 成長過程과 生産構造	金榮奉
第76-01卷	우리나라 人口移動의 特徵(1965~70)	金大泳 李孝求
第76-02卷	長期雇傭 및 技術人力計劃	金秀坤
第76-03卷	서울市內 生産 및 市民分配所得(1975)	金大泳 洪性德
第77-01卷	農家所得의 決定要因 分析	姜奉淳 文八龍
第77-02卷	IBRD借款 中規模型 水利事業 評價分析	文八龍 外
第78-01卷	1968~73年 韓國鑛工業 産業資本스톡推計	朱鶴中
第78-02卷	合板工業의 成長	宋熙季 孫炳岩
第79-01卷	우리나라 製造業의 生産性分析(1966~75)	金迪教 孫讚鉉
第79-02卷	輸送部門의 投資事業審査指針	鄭丙壽
第79-03卷	韓國海外移民研究	洪思媛 金思憲
第79-04卷	石油化學工業의 長期展望	金浩卓
第79-05卷	韓國의 育兒費와 出産力	具成烈
第79-06卷	韓國機械工業의 構造와 展望	金迪教 編
第79-07卷	韓國의 칼라TV工業	金榮奉
第79-08卷	韓國經濟의 短期豫測模型	李天杓

第79-09卷	韓國의 輸入構造 및 輸入政策	徐錫泰
第80-01卷	水資源·工業團地造成部門의 投資事業審査分析	林栽煥
第80-02卷	인플레이와 企業成長能力	張榮光
第80-03卷	農業機械化의 政策課題	文八龍
第80-04卷	產業別 投入係數의 變化와 推定	金圭洙
第80-05卷	韓國의 自動車工業	李徹熙
第80-06卷	農業機械化의 投資效果分析	林栽煥
第81-01卷	社會保障制度改善을 위한 研究報告書	朴宗淇 外
第81-02卷	韓國金屬工業의 展望과 政策課題	南宗鉉 編
第81-03卷	自動車工業의 發展方向과 政策	金榮奉
第81-04卷	福祉社會의 人力政策과 職業安定	金秀坤 外
第81-05卷	固體廢棄物 管理現況과 改善方案	鄭文植
第81-06卷	5次計劃을 위한 都市化問題의 研究	宋丙洛
第81-07卷	韓國製造業의 產業集中分析	李奎億 徐鎮教
第81-08卷	農業信用事業의 經濟性分析	林栽煥
第81-09卷	韓國 資本主義經濟體制 發展을 위한 研究	黃秉泰
第81-10卷	韓國의 產業誘因政策과 產業別 保護構造分析	南宗鉉
第81-11卷	對外去來自由化와 韓國經濟	金重雄
第81-12卷	景氣綜合指數作成에 관한 研究報告書	徐相穆 編
第81-13卷	貧困의 實態와 零細民對策	徐相穆 外
第82-01卷	糧政轉換을 위한 食糧安保備蓄制度	柳炳瑞
第82-02卷	名目 및 實效保護率 構造의 長期的 變化	金光錫 洪性德
第82-03卷	韓國製造業의 產業別 生産構造	金栽元
第82-04卷	勞使關係 事例研究	金秀坤 外
第82-05卷	國家豫算과 政策目標(1982年度)	朴宗淇 編 李奎億
第82-06卷	1960~77年 韓國產業資本스톡推計	朱鶴中 外

第82-07卷	農外所得増大를 위한 綜合對策	柳炳瑞 外
第82-08卷	主要農業政策 改善方案	柳炳瑞 外
第82-09卷	產業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案	楊秀吉
第83-01卷	醫療保險의 政策課題와 發展方向	延河清 外
第83-02卷	世界經濟環境變化와 當面課題	金重雄
第83-03卷	勞使關係 政策課題와 方向	金秀坤 編
第83-04卷	80年代 勞使關係發展을 위한 懇談會 報告書	KDI
第83-05卷	勞使協議制 研究	朴世逸 外
第83-06卷	都給組織의 現況 및 都給去來의 增進方案	金栽元
第83-07卷	國家豫算과 政策目標(1983年度)	崔洸 編
第83-08卷	短期金融市場의 當面課題와 發展方向	李德勳
第83-09卷	經濟安定化政策과 企業經營의 改善	洪炳裕
第83-10卷	都市行政의 發展的 機能과 改善方向	黃仁政
第84-01卷	韓國稅制의 主要政策課題와 改善方向	崔洸 編
第84-02卷	退職金制度의 問題點과 改善方向	閔載成 外
第84-03卷	國家豫算과 政策目標(1984年度)	金重雄 編
第84-04卷	金融國際化의 當面課題와 政策方向	崔洸 外
第84-05卷	인플레이期待와 經濟安定	李啓植
第84-06卷	市場과 市場構造	李奎億 外
第85-01卷	產業高度化에 따른 農業構造의 改編方向	宋大熙 柳炳瑞
第85-02卷	企業結合과 經濟力集中	李奎億 外
第85-03卷	乘法 季節ARIMA模型의 構造識別方法	呂運邦 孫英淑
第85-04卷	海外先物市場의 活用方案	李炆 外
第85-05卷	減價償却制度와 資本所得課稅	郭泰元
第85-06卷	第2金融圈의 發展과 業務領域調整	李德勳
第85-07卷	國家豫算과 政策目標(1985年度)	李啓植 編 郭泰元

第85-08卷	特許制度의 經濟的 效果分析	鄭鎮勝
第86-01卷	租稅政策과 稅制發展	郭泰元 編 李啓植
第86-02卷	金融產業發展에 관한 研究, 1985~2000	朴英哲 外
第86-03卷	私學運營의 課題와 改善方案	朴烜求 外
第86-04卷	國家豫算과 政策目標(1986年度)	郭泰元 編 李啓植
第86-05卷	國民年金制度의 基本構想과 經濟社會 波及效果	閔載成 外
第86-06卷	Social Development in Action	黃仁政
第86-07卷	Financial Development Policies and Issues	金重雄 編
第86-08卷	Industrial Development Policies and Issues	李奎億 編
第86-09卷	證券市場의 發達과 機關投資家의 役割	李德勳 編 張忠植
第87-01卷	商品去來所의 設立에 관한 研究	李 煥 外
第87-02卷	公企業經營評價의 理論的 背景과 技法	宋大熙 外
第87-03卷	우리나라 金融政策運營現況과 改善方案	鄭健溶
第87-04卷	Macroeconomic Policy and Industrial Development Issues	司空壹 編
第87-05卷	Human Resources and Social Development Issues	司空壹 編
第87-06卷	國家豫算과 政策目標(1987年度)	延河清 編 李啓植
第87-07卷	에너지部門의 政策課題와 改善方案	李 煥
第87-08卷	住宅金融의 現況과 發展方向	姜文秀 金重雄
第87-09卷	地方工業의 特性과 育成政策	金鍾基 外
第88-01卷	公企業의 民營化에 관한 研究	姜信逸
第88-02卷	社會保障制度의 政策課題와 發展方向	延河清 外
第88-03卷	金融先物과 옵션市場의 活用方案	李 煥 外
第88-04卷	社會福祉傳達體系의 改善과 專門人力活用方案	徐相穆 外
第88-05卷	國家豫算과 政策目標(1988年度)	郭泰元 編 李啓植
第88-06卷	日本經濟社會의 進化和 韓日貿易	李奎億 外

第88-07卷	輸入自由化의 經濟的 效果와 產業調整政策	金光錫
第89-01卷	리스產業의 發展方案	李 焯 外 金迪教
第89-02卷	研究開發과 市場構造 및 生産性	趙炳澤
第89-03卷	產業技術開發支援政策의 現況과 改善方案	鄭俊石
第89-04卷	國家報勳報償制度의 改編方案	閔載成 金龍夏
第89-05卷	經濟規制와 競爭政策	李奎億 編
第89-06卷	國家豫算과 政策目標(1989年度)	沈相達 編 李啓植
第89-07卷	金融環境變化와 綜合金融會社의 位相	南相祐 外
第89-08卷	經濟의 國際化와 中小企業의 產業調整	朴峻卿
第90-01卷	稅收推計 模型開發에 관한 研究	盧基星 外
第90-02卷	韓國의 適正賃金	張鉉俊 金在源
第90-03卷	地方公企業의 課題와 發展方向	宋大熙
第90-04卷	企業集團과 經濟力集中	李奎億 李在亨
第90-05卷	醫療保險制度의 改善을 위한 政策方案	權純源 外
第90-06卷	證券產業發展을 위한 研究	李永琪 外
第90-07卷	地域發展과 地方財政	李啓植 外
第90-08卷	韓國의 退職金制度와 企業年金制度 導入方案	閔載成 外
第90-09卷	中產層實態分析과 政策課題	延河清 外
第90-10卷	中小企業의 產業調整과 中小企業支援施策의 改善方向	姜文秀 外
第90-11卷	經濟規制와 競爭政策(II)	李奎億 編
第90-12卷	國家豫算과 政策目標(1990年度)	宋大熙 編 權純源
第90-13卷	經濟開放과 巨視經濟運用	朴元巖 外
第90-14卷	國民年金財政의 安定化를 위한 政策課題 및 方向	南相祐 外
第91-01卷	開放化와 下都給體制의 改編	金周勳 趙觀行
第91-02卷	法經濟研究(I)	李奎億 外

第91-03卷	金利自由化의 課題와 政策方向	南相祐 外
第91-04卷	國家豫算과 政策目標(1991年度)	李啓植 編 盧基星
第91-05卷	國民年金基金의 福祉部門 活用方案	閔載成 外
第91-06卷	產業化過程과 經濟制度의 對應	李奎億 編
第92-01卷	우루과이라운드의 規律分野協商과 產業·貿易政策의 改善方向	南宗鉉 泰 張義
第92-02卷	地方自治制 實施에 따른 中央·地方財政機能의 再定立	宋大熙 編 盧基星
第92-03卷	廣告의 產業組織과 規制	李奎億 旻 劉承
第92-04卷	舊東獨의 私有化方案 및 失業對策	高日東 外
第92-05卷	構造變化와 僱傭問題	朴竣卿 鎬 金政
第92-06卷	製造業의 總要素生產性動向과 그 決定要因	金光錫 外 宋大熙 編 柳
第92-07卷	國家豫算과 政策目標(1992年度)	柳
第92-08卷	韓國經濟의 產業貿易模型	李元暎
第93-01卷	國內銀行의 經營效率性 比較分析	孫承泰
第93-02卷	產業保護와 誘因體系의 歪曲	俞正鎬 外
第93-03卷	國家豫算과 政策目標(1993年度)	宋大熙 編 文亨杓
第93-04卷	韓國의 老齡化 推移와 老人福祉對策	閔載成 外
第93-05卷	低所得層의 生活安定과 自立對策	權純源 外
第94-01卷	地域金融의 活性化와 새마을금고의 發展	李德勳 外
第94-02卷	產災保險 財政運營方式 開發에 관한 研究	閔載成 外
第94-03卷	美日構造調整協議의 展開와 競爭政策	崔鍾元
第94-04卷	國際化時代의 韓國經濟運營	左承喜
第94-05卷	國家豫算과 政策目標(1994年度)	盧基星 編 柳
第94-06卷	外國人直接投資와 投資政策	李弘求
第94-07卷	우리나라 自動車產業의 當面課題와 產業組織政策	劉承旻 外
第94-08卷	競爭政策의 國際比較:美國·日本·獨逸	申光湜

第95-01卷	金融自律化에 따른 生命保險產業의 對應方案	羅東敏
第95-02卷	韓·臺·日的 輸入依存構造比較	俞正鎬
第95-03卷	法經濟研究(II)	李奎億 外
第95-04卷	國際化時代의 金融制度	崔範樹 李炯周
第95-05卷	北韓의 外國人投資制度和 對北投資 推進方案	全洪澤 外
第95-06卷	調達市場의 效率化·開放化 方案	南逸聰 外
第95-07卷	國民年金制度의 財政健實化를 위한 構造改善 方案	文亨杓
第95-08卷	韓國教育財政의 現況과 改革方向	尹建永
第96-01卷	OECD加入과 資本自由化	朴元巖
第96-02卷	金融의 效率性提高와 金融規制 緩和	姜文秀 外
第96-03卷	金融自由化와 金融監督	姜文秀
第96-04卷	製造業 總要素生產性的 長期的 變化	洪性德 金政鎬
第96-05卷	北韓의 經濟特區	朴貞東
第96-06卷	金融의 汎世界化와 證券產業의 構造改編	李德勳 崔範樹
第96-07卷	南北韓 經濟統合時의 經濟·社會 安定化 對策	朴進
第96-08卷	中小企業의 構造調整과 知識集約化	金周勳
第96-09卷	韓國 物價變動構造의 分析과 政策對應	朴佑奎 外
第96-10卷	雇傭對策과 人的資源開發	李周浩
第96-11卷	地域利己主義의 經濟的 理解와 效率的 葛藤調整 方案	金在亨
第96-12卷	經濟世界化時代의 巨視經濟運營	左承喜 編
第96-13卷	與信專門金融產業의 特性和 發展方案	李德勳 外
第96-14卷	中小·벤처企業의 發展과 場外市場의 活性化	崔範樹 李基煥
第96-15卷	中央·地方政府間 關係 및 財源調整	李啓植 外
第96-16卷	경제체제 전환기의 노동정책	조동호
第96-17卷	地方化時代의 政策課題와 制度改善方向	盧基星 編

第97 - 01卷	社會間接資本施設에 대한 民資誘致制度的 改善方向	盧基星 鄭源浩
第97 - 02卷	産業構造의 長期變化와 中小企業의 發展方向	朴俊卿
第97 - 03卷	海外直接投資의 要因 및 效果分析	金承填
第97 - 04卷	WTO時代의 新通商議題	申光湜 編
第98 - 01卷	研究開發의 世界化·地域化와 技術革新政策	朴俊卿
第98 - 02卷	轉換期の 對北政策과 南北經協	朴進外
第98 - 03卷	우리나라 金融産業의 發展構圖	李德勳外
第98 - 04卷	수도권 정책의 평가와 기본방향	노기성 외
第98 - 05卷	社會保險과 民營保險의 效率的 連繫方案	李德勳外
第98 - 06卷	通信料金 規制制度의 發展方案	南逸聰外
第98 - 07卷	企業退出的 經濟分析과 改善方案	具本天
第99 - 01卷	21世紀를 指向한 生命保險産業의 發展方向	羅東敏外
第99 - 02卷	事業者團體와 競爭政策	李在亨
第99 - 03卷	북한의 노동제도와 노동력 실태	조동호
第99 - 04卷	韓國 市場經濟와 民主主義의 歷史的 特質	李榮薰
第99 - 05卷	危機克服 以後 韓國經濟의 成長動力	金承填外
第99 - 06卷	지주회사의 본질과 정책과제	이재형
第99 - 07卷	민영화와 집단에너지사업	임원혁 외
第2000 - 01卷	金融環境變化에 따른 保證保險의 中長期 發展戰略	羅東敏外
第2000 - 02卷	北韓의 經濟開發戰略에 대한 一考察	朴貞東
第2000 - 03卷	財閥改革의 政策課題와 方向	申光湜

新刊案内

IMF 이후 분배구조 및 빈곤의 변화와 외국의 정책방향

반양장/16절판/54쪽/정가 4,000원/유경준 저

Reforming Labor Management Relations

반양장/16절판/96쪽/정가 4,000원/박세일 저

金融環境變化에 따른 保證保險의 中長期 發展戰略

半洋裝/18切判/212쪽/定價 8,000원/羅東敏 外

北韓의 經濟開發戰略에 대한 一考察

半洋裝/18切判/144쪽/定價 6,000원/朴貞東 著

지주회사의 본질과 정책과제

반양장/18절판/274쪽/정가 11,000원/이재형 저

The Origin and Evolution of the Korean Economic System

반양장/16절판/68쪽/정가 4,000원/임원혁 저

危機克服 以後 韓國經濟의 成長動力

半洋裝/18切判/452쪽/定價 17,000원/金承堧 外

OECD 한국경제보고서

반양장/18절판/416쪽/정가 17,000원/한국개발연구원·재정경제부 공역

The Political Economy of the Linear Earnings Profile for Teachers in Korea

반양장/16절판/32쪽/정가 3,000원/이주호·유경준 저

한국도시근로자 가구에 대한 연구

반양장/16절판/84쪽/정가 4,400원/정광수 저

Wages in Korea

반양장/18절판/192쪽/정가 9,000원/김윤배·유경준 저

KDI 圖書會員制 案內

■ 會員에 대한 特典

- 會員加入期間(1년)중 本 研究院이 발간하는 모든 刊行物을
우송해 드립니다. (단, 自體資料 및 配布制限資料는 제외)

■ 會 費 : 개인회원 : 10만원/기관회원 : 15만원

■ 加入方法 :

- 직접 本院 發刊資料相談室에 회비를 납입하거나,
• 가까운 우체국의 本院 우편대체계좌
(계좌번호 : 010983-31-0514919)에 납입하면 됨.

■ 問議處

서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41 우편번호:130-012
KDI 발간자료상담실(Tel. 958/4326~7)

KDI 圖書 販賣處

- | | |
|----------------------|---------------|
| • 서울 : 교보문고(정부간행물코너) | Tel. 397-3628 |
| 종로서적(3층 사회관) | Tel. 733-2331 |
| 영풍문고(정부간행물코너) | Tel. 399-5632 |
| • 부산 : 영광도서(정부간행물코너) | Tel. 816-9500 |
| • 대구 : 학원서림(1층 2매장) | Tel. 425-0050 |