

금융시장 변동성과 실물경제*

— 한국과 미국의 비교분석을 중심으로 —

김 규 한**

본 연구는 실증분석을 통해서 1980년대 이후 한국에서 금융시장 간 연계성 그리고 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 관련성을 분석하고, 이를 금융시장이 고도로 발달된 미국과 비교해 보았다.

연구결과는 한국에서는 변동성 면에서 금융시장 간 연계성이 어느 정도 형성되어 있으며 금융시장의 변동성이 실물경제의 변동성에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이에 반하여 미국의 경우 변동성 면에서 금융시장 간 연계성은 물론 금융시장과 실물경제 간의 연계성도 미미한 것으로 나타나 금융시장이 발달하게 되면 오히려 변동성 면에서 금융시장 간 그리고 금융시장과 실물경제 간 연계성이 줄어드는 것으로 판단된다.

핵심주제어: 금융시장 변동성, 실물경제 변동성, 금융시장 간 연계성
경제학문헌목록 주제분류: G1, E0

I. 서 론

한국은 1990년대에 들어와 외환 및 자본자유화가 크게 진전되면서 금융시장은 커다란 변화를 겪고 있으며, 특히 1997년 외환위기의 발발 이후 자유변동환율제도를 도입하고 자본에 대한 규제를 대부분 철폐하면서 금융시장의 본격적인 변화가 예상되고 있다. 금융시장에서는 거래량과 참가자수의 증가, 금융시장의 구조변화, 신상품의 출현, 가격변동성의 증대 등 여러 변화가 감지되고 있다. 이와 같은 금융시장의 여러 변화 중 주가, 이자율 및 환율의 변동성 증대는 투자자뿐만 아니라 정책당국에게도 매우 중요한 의미를 갖는다. 그 이유는 금융시장에서의 가격적인 주가, 이자율 및 환율의 변동성이 증대하면 가격변동에

* 이 논문은 상명대학교에서 교내연구비의 지원을 받아 작성되었음. 필자는 본 논문을 읽고 유익한 논평을 해 주신 두 분 심사위원께 감사드리며, 논문에 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 책임임.

** 상명대학교 경상행정학부

따른 불확실성이 커져서 실물경제에 나쁜 영향을 줄 뿐만 아니라 변동성 면에서 주식시장, 채권시장 그리고 외환시장 간의 연계성을 높임으로써 개별금융시장에서의 충격이 금융시장 전체로 파급되어 금융시장의 불안정성을 증폭시키게 되기 때문이다.

본 연구는 다음의 두 가지 목적을 갖는다. 첫째, 한국에서 1990년대에 들어와 외환 및 자본자유화가 본격적으로 추진되면서 금융시장의 변동성이 증대하였으며, 이에 따라 변동성 면에서 금융시장 간 연계성은 과연 높아졌는지를 확인하고, 이와 같은 현상이 장기적으로 지속될 것인가를 예측하는 것이다. 둘째, 금융시장의 변동성과 실물경제의 변동성 간의 관련성을 규명하고, 그 관련성의 정도를 예측하는 것이다. 이는 경제정책의 효율적 수행을 위해서는 금융시장과 실물경제 변동성 간의 관련성을 정확히 파악할 필요가 있기 때문이다. 만약 금융시장의 변동성 확대에 대해서 실물경제의 변동성이 증가한다면 정책담당자들은 실물경제의 안정을 위한 지표로 금융시장의 변동성을 사용할 필요가 있다. 하지만 반대로 금융시장의 변동성이 실물경제의 변동성에 의해서 영향을 받는다면, 정책담당자들은 실물경제의 안정화를 위해서 금융시장의 변동성에 그다지 집착할 필요가 없을 것이다.

본 연구는 이와 같은 목적을 달성하기 위해서 실증분석을 이용하여 1980년대 이후 한국과 미국의 금융시장 변동성 크기와 변동성 측면에서 금융시장 간 연계성 정도를, 다음으로는 한국과 미국의 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 관련성을 분석하고자 한다. 여기서 미국을 한국의 비교대상으로 선정한 이유는 미국은 일찍이 1970년대 초 외환 및 자본자유화를 완료한, 금융시장이 고도로 발달한 국가이므로 미국 금융시장의 분석을 통해서 제한적이기는 하나 한국 금융시장에 대한 장기적인 예측을 할 수 있기 때문이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선, 제Ⅱ절에서는 금융시장의 변동성에 관한 이론적 연구를 정리한다. 구체적으로, 금융시장 변동성의 결정요인을 주가, 이자율, 환율의 변동성으로 나누어 정리하고, 금융시장의 변동성 증대가 실물경제에 미치는 영향과 금융시장의 발달과 실물경제의 안정성과의 관련성을 이론적으로 개관한다. 제Ⅲ절에서는 1980년대 이후 한국과 미국의 금융시장 변동성(주가, 이자율, 환율)과 실물경제(물가, 산업생산)의 변동성 추이를 살펴보고 그 크기를 비교·분석하며, 상관관계분석과 그랜저 인과관계검정을 통해서 한국의 금융시장 변동성 간 그리고 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 인과관계를 규명하고 미국과 비교·분석한다. 제Ⅳ절에서는 다변수자기회귀모형(VAR)을

이용하여 한국과 미국의 변동성 면에서 금융시장 간 연계성과 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 구체적 관련성을 실증적으로 비교·분석한다. 끝으로 제V절에서는 본 연구의 내용을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 이론적 연구의 개관

1. 금융시장 변동성의 결정요인

1980년대에 들어와 국가 간 자본이동이 활발해지고 금융혁신으로 파생금융상품 등 신금융상품의 거래가 급증하면서 금융시장의 가격인 주가, 이자율 및 환율의 변동성(금융시장 변동성)에 대한 관심이 증대하고 있다.

일반적으로 금융시장의 변동성은 국가 간의 자본이동이 자유로워지면 단기적으로는 불확실성이 커져 변동성이 증가하게 되나, 장기적으로는 거래량과 참가자수가 늘어나면서 시장이 두터워지고 변동성은 오히려 감소하게 된다.¹⁾

이제 주가, 이자율 및 환율변동성의 결정요인에 관한 연구결과를 살펴보기로 하자. 우선, 주가의 변동성을 결정하는 요인에 관한 연구는 주식시장의 가격은 기초경제여건의 움직임에 반영하여 결정된다는 Fama(1976)의 효율적 시장가설(efficient markets hypothesis)을 기초로 1980년대 후반 이후 활발히 진행되었다. Fortune(1989)에 따르면 주가의 변동성은 이자율기간의 변동성과 주가프리미엄의 변동성에 좌우되며, 그 결정요인으로는 거시경제적 요인, 기업건전성 요인과 주식거래요인으로 구성된다. 거시경제적 요인으로는 통화정책의 운용전략, 통화량, 실업률, 예상단기이자율과 인플레이션, 정부의 재정수지, 경제성장률, 환율의 변동성 등이, 기업건전성 요인으로는 기업의 수익성지표, 금융거래지표 등이, 그리고 주식거래요인으로는 주가지수선물, 프로그램거래, 주식시장 제도 등이 주가의 변동성에 영향을 주게 된다. 한편, Shiller(1988)에 따르면 주가변동성의 결정요인은 잘 알려져 있지는 않지만, 효율적 시장이론에 따르면, 주가의 변동성은 우선적으로 산업생산, 물가, 단기이자율 등 기초경제변수의 변동을 반영하게 되며, 다음으로는 주가지수선물, 재정프로그램거래, 자산선택보험 등 주식시장에서의 기술혁신에 영향을 받게 되며, 시장심리 또한 중요한 결정요인이

1) Corsetti, Grilli, and Roubini(1990)는 자본의 자유화가 진전됨에 따라 외환시장에서 환율의 변동성이 단기적으로는 커지나 장기적으로는 줄어들게 됨을 이론적·실증적으로 분석하였다.

된다. Scott(1991)는 1987년 미국의 주식시장 붕괴 이후 기초경제여건과 시장가격의 괴리로 나타나는 주가의 과도한 변동성을 설명하는 이론으로서 투기적 버블모형(speculative bubbles model)과 소음거래모형(noise trading models)을 소개하고 있다.

다음으로, 이자율의 변동성을 결정하는 요인에 관한 연구결과를 정리하면 아래와 같다.²⁾ 첫째, 실물부문의 변동성이 클수록 이자율의 변동성이 커지게 된다. 예를 들어, 어느 경제에서 산출이 증대하고 실업이 감소하는 등 경기가 빠른 속도로 호황국면에 접어들거나 앞으로 이와 같은 추세가 예상되는 경우, 이는 민간기업과 가계로 하여금 통화에 대한 수요와 대출수요를 급속히 늘리는 요인으로 작용하기 때문에 이자율이 큰 폭으로 상승하게 된다. 한편, 경기가 급속히 하강할 경우에는 같은 논리로 이자율이 큰 폭으로 하락하게 된다. 실제 또는 기대인플레이션의 변동성이 클수록 이자율의 변동성이 커지게 된다. 이러한 현상은 기대인플레이션과 명목이자율 간에는 장기적으로 1:1의 관계가 성립된다는 Fisher효과에 의하여 설명이 가능하다. 둘째, 이자율에 대한 규제철폐, 즉 금리자유화조치가 이자율의 변동성을 증대시킨다. 셋째, 통화당국의 정책변화가 잠정적이기는 하나 강력하게 이자율의 변동성에 영향을 주게 된다. 구체적인 예로서, 우선 통화당국이 통화증발에 따른 인플레이션압력을 수습하고자 대출한도제 등 직접적인 통화정책수단을 이용하여 강력한 긴축정책을 실시할 경우 이자율이 큰 폭으로 상승하는 사실을 들 수 있다. 다음으로, 통화당국이 통화정책의 운용목표를 변경하는 경우로서, 미국의 연방준비은행이 1979년 10월 통화정책의 운용목표를 이자율에서 통화량(구체적으로 지급준비금 총액)으로 변경한 후 이자율의 변동성이 증대된 것이 좋은 예가 된다. 넷째, 통화증가율, 재할인율, 인플레이션 등 경제활동에 관한 새로운 정보의 공표가 단기이자율의 변동성에 영향을 주게 된다. 구체적으로, 통화공급이 기대수준 이상으로 증가할 것이라는 정보가 공시될 경우 시장의 참가자들은 중앙은행이 향후 통화공급량을 줄일 것이라는 기대를 형성하므로 이자율은 즉시 상승하게 된다. 한편, 실업률, 산업생산지수 등 실물경제에 관한 지표가 공포될 경우에도 이자율에 영향을 주게 된다. 기대 이상으로 실물경제의 움직임이 양호하다는 지표가 공포될 경우, 이는 시장참가자들로 하여금 통화수요의 기대치를 높이고 중앙은행이 안정화정책을 실시할 것이라는 기대를 갖게 함으로써 이자율을 상승시키

2) Garner(1986), Levine(1976), Lombra and Struble(1979), Rosenblum and Strongin(1983), Roley and Troll(1983) 등 참조.

게 된다.

끝으로 환율의 변동성은 기본적으로 환율제도의 선택에 좌우된다. 자유변동 환율제도에 가까운 환율제도를 선택할수록 환율의 변동성은 증대하게 된다. 이 밖에 환율의 변동성에 영향을 주는 요인으로서 Hakkio(1984)는 물가에 영향을 주는 예기치 못한 통화량의 변동, 이자율에 영향을 주는 예기치 못한 재정적자의 변동, 미래의 통화증가율 및 재정적자 등 예상되는 미래의 시장요인의 변화와 오버슈팅현상을 제시하고 있다.

2. 금융시장과 실물경제

(1) 금융시장의 변동성 증대가 실물경제에 주는 영향

금융시장의 변동성은 투자자와 경제정책 담당자에게 중요한 의미를 갖는다. 왜냐하면, 투자자의 입장에서 금융시장의 변동성은 바로 투자의 위험 정도를 나타내므로 투자자의 의사결정에 지대한 영향을 주게 되며, 경제정책 담당자의 입장에서 금융시장의 변동성 증대는 금융부문뿐만 아니라 실물부문에도 좋지 않은 영향을 미치기 때문이다. 금융시장의 변동성은 금융이 자금분배의 기능을 수행할 때 발생하는 정상적인 현상이지만, 변동성이 과도해질 경우에는 금융기관의 건전성을 위협하게 되고 금융의 자금배분기능을 약화시킬 뿐만 아니라 소비, 투자 등 실물경제에도 악영향을 주게 된다.

이제 주식시장, 채권시장 및 외환시장에서 가격변수, 즉 주가, 이자율, 환율의 변동성 증대가 실물경제에 미치는 영향을 구체적으로 살펴보자.

우선, 주식시장의 변동성 증대는 여러 측면에서 실물경제에 영향을 주게 된다.³⁾ 주가의 변동성이 커지면(주가가 크게 하락하게 될 경우), 소비자의 부를 감소시키고 미래에 대한 불확실성을 증대시킴으로써 소비의욕을 떨어뜨리고 소비지출을 줄이게 된다. 또한 주가의 변동성 증대는 기업의 투자지출에도 악영향을 준다. 주가의 변동성 확대는 주식투자의 위험을 증대시켜 투자자로 하여금 주식투자를 회피하게 함으로써 기업 특히 중소기업과 신규설립기업의 주식발행을 통한 투자재원의 마련을 어렵게 한다. 이 밖에도 주식시장의 붕괴현상은 금융제도의 정상적 기능을 저하시키는 문제를 발생시킨다.

다음으로, 이자율의 변동성은 다음과 같은 경로를 통하여 실물경제에 부정적인 영향을 미친다.⁴⁾ 이자율의 변동성이 확대되면 이자율 움직임에 대한 불확실

3) Becketti and Sellon(1990), Garner(1988) 참조.

성이 증대되어 확정부이자를 지급하는 채권의 투자위험이 커짐에 따라 투자자들은 채권보다는 현금을 선호하게 되며, 이로써 통화수요가 증대한다는 사실이다.⁵⁾ 통화수요가 증가하면 경제에서 총수요가 감소하여 산출량이 줄게 된다. 또한 이자율변동성이 커지면 채권 등 장기금융자산의 가격변동이 불확실하게 되어 장기금융자산의 리스크프리미엄이 증대하므로 이자율이 상승하게 된다는 점이다. 이자율이 상승하면 실물경제에서 투자와 소비가 위축될 뿐만 아니라 자본이 국내에 유입됨으로써 환율이 하락하여 수출도 타격을 받게 된다. 그리고 이자율의 상승은 통화의 유통속도를 하락시키며, 이는 통화량과 명목소득 간의 관계를 변화시킴으로써 유통속도가 변동하기 이전에 설정된 통화공급목표가 부적절하게 되는 문제점을 야기한다. 예를 들어, 통화의 유통속도가 하락하면 중앙은행은 통화공급을 목표치 이상으로 늘려야 거시경제목표를 달성할 수 있다. 이 밖에도 이자율변동성의 증대는 금융시장의 효율성과 금융중개기능을 저하시키고, 이는 민간의 저축-투자과정과 금융자원의 효율적 배분을 저해시킴으로써 경제성장에 부정적인 영향을 미치게 된다. 또한 민간과 금융기관의 자산선택에 영향을 줌으로써 산출량의 수준과 구성을 변화시킨다는 점이다. 한국을 대상으로 이자율의 변동성이 실물경제에 미치는 효과를 실증적으로 분석한 연구로는 김규한·이명훈(1999) 등이 있다.

환율의 변동성 증대는 무역거래뿐만 아니라 직접투자, 증권투자 등 자본거래에도 부정적인 영향을 주게 된다.⁶⁾ 우선 무역거래에 미치는 영향을 살펴보면, 환율의 변동성 증대는 수출입업자의 이윤을 불안정하게 함으로써 환위험을 증가시키고, 수출입업자는 이러한 환위험의 증가에 따른 비용을 최소화하고자 수출(입)의 수요와 공급을 감소시킴으로써 수출(입)의 가격변동으로 전가되거나 물량을 줄이게 된다. 구체적으로, 수출업자는 환위험을 수출가격의 인상으로 전

4) Lombra and Struble(1979)은 이자율의 변동성이 가져올 경제적 해악은 이자율변동 그 자체에 있는 것이 아니라 일정 기간에 발생하는 변동의 성격, 즉 분산의 크기에 좌우된다고 밝히고 있다. 이들에 따르면, 그렇다고 분산의 크기와 경제의 해악 정도가 1:1의 대응관계에 있는 것은 아니며, 이자율변동성의 해악을 정확히 분석하기 위해서는 이자율변동성을 예상된 부분과 예상하지 못한 부분으로, 그리고 잠정적인 부분과 지속적인 부분으로 구분해야 할 필요가 있음을 주장하였다.

5) Garner(1986)는 M1을 대상으로 이자율의 변동성 증대가 통화수요를 늘린다는 사실을 실증분석을 통하여 입증하려 하였으나 명확한 결론을 얻지 못했음을 밝히고 있다. 그 이유로서 만일 이자율의 변동이 실질이자율이 아닌 인플레이션의 변동에서 비롯되었다면, 투자자들이 실물자산이나 저축성 예금을 선호하게 됨으로써 통화수요는 오히려 감소할 수 있음을 지적하고 있다.

6) Maskus(1986), Akhtar and Hilton(1984), Gotur(1985) 등 참조.

가시키고 수출공급을 감소시키고자 할 것이며, 수입업자 역시 수입국의 통화로 표시한 수입가격이 불확실해짐에 따라 수입규모를 줄이고자 할 것이다. 그 밖에 환율변동성의 증대는 경제력의 집중, 물가상승 등 경제에 바람직하지 못한 영향을 준다. 곧, 중소기업은 대기업에 비하여 환위험의 회피능력이 뒤떨어질 뿐만 아니라 환위험의 증대에 따른 수익성 감소를 대기업보다 감당하기 어렵기 때문에 경제력을 대기업으로 집중시키는 효과를 갖는다. 그리고 환율변동성의 증대는 물가상승의 압력으로 작용한다. 왜냐하면, 환율의 상승(절하)은 국내물가를 상승시키고 환율의 하락(절상)은 국내물가를 하락시키지만 물가의 하방경직성으로 말미암아 환율의 상승만이 물가변동의 요인으로 작용하기 때문이다. 이와 같은 국내물가의 상승은 국제경쟁력을 약화시킴으로써 국제수지를 악화시키는 요인으로 작용하게 된다. 한국을 대상으로 환율의 변동성 증대가 실물경제에 미치는 효과를 실증적으로 분석한 연구로는 김규한(1998), 이우리·김기홍(1994) 등이 있다.

(2) 금융시장의 발달과 실물경제의 안정성

금융시장이 발전함에 따라 실물경제의 안정성은 제고된다. 다시 말하면, 금융시장이 발달한 경제는 그렇지 못한 경제에 비해서 실물경제의 변동성이 작다는 것이다. 이와 같은 사실을 설명하려는 이론적 연구가 다음의 세 관점에서 활발히 진행되고 있다. 첫째, 금융시장이 발달한 국가의 경제는 충격을 흡수할 능력이 커져서 실물경제의 변동성이 작게 된다는 관점이다. 이와 같은 관점의 연구로서 Aghion, Banerjee, and Piketty(1999)와 Acemoglu and Zilibotti(1997)를 들 수 있다. 전자의 연구에 따르면, 금융시장이 발달하지 못한 경제에서는 투자를 원하는 기업의 대출시장 접근이 어렵기 때문에 경제충격에 쉽게 노출되어 실물경제의 변동성은 커지게 된다는 것이다. 다시 말하면, 금융시장이 발달한 경제에서는 저축자와 투자자가 효율적으로 연결되어 있으므로 경제는 충격을 잘 흡수할 수 있다는 것이다. 이 때문에 금융시장이 발달하지 못한 경제는 경기변동의 파장이 큰 반면, 금융시장이 발달한 경제에서는 실물경제가 단지 경제충격이 발생할 때만 변동하므로 경기변동의 폭이 작다. 후자의 연구는 금융시장이 발달하면 투자자의 분산투자가 수월해지고, 이에 따라 위험이 줄게 되면서 실물경제의 변동성이 작아진다는 설명이다. 둘째, 금융시장이 발달하지 못한 경제에서는 정보의 비대칭성 문제가 발생하게 되므로 실물경제의 변동성이 커진다는 관점이다. 이와 관련한 연구로는 Bernanke and Gertler(1990), Greenwald and

Stiglitz(1993), Kiyotaki and Moore(1997)가 있다. 이의 연구에 따르면, 금융시장은 정보를 생산하고 관리하는 역할을 하고 있기 때문에 금융시장이 발달되지 못한 경제에서는 정보의 비대칭성 문제가 발생하게 된다. 셋째, 금융시장이 발달할수록 경제의 장기적인 기능이 호전되어 실물경제의 변동성이 작게 된다는 관점이다. 이와 관련한 연구로서 Gertler(1988)와 Levine(1997)에 따르면, 금융시장의 발달은 거래비용을 줄이며, 정보의 비대칭성 문제를 해결하고, 기업의 지배구조를 개선하며, 종국적으로 자원배분의 효율성을 제고시킨다는 것이다. 또한, Bencivenga and Smith(1991), Greenwood and Smith(1997)는 금융시장이 발달하면 위험관리를 개선시키며, 유동성을 제공하고, 가장 생산적인 부문으로 자금을 공급한다는 점을 강조하고 있다.

III. 금융시장과 실물경제의 변동성 분석

1. 변동성의 측정

경제변수의 변동성은 변수값의 변동폭과 빈도의 정도를 나타내며 통상적으로 수준 및 증가율의 표준편차를 이용하거나 자기회귀조건부 이분산(autoregressive conditional heteroskedasticity: ARCH)모형과 이를 일반화시킨 일반화 자기조건부 이분산(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity: GARCH)모형으로 추정된 분산을 자료로 사용하게 된다.

본고에서는 금융시장과 실물경제의 변동성 자료를 구하기 위해서 다음과 같은 방법을 사용하였다. 우선 금융시장의 변동성 자료로서 주식시장, 채권시장 그리고 외환시장에서의 가격변수인 주가, 이자율, 환율의 변동성을 구하였다. 이들은 가격변수 일별 자료가 공표되므로 변동성으로 각 변수의 일일증가율의 월중 표준편차(σ_t)를 사용하였으며, 수식으로 표현하면 식 (1)과 같다.

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{N_t - 1} \sum_{i=1}^{N_t} (r_{ti} - \bar{r}_t)^2} \quad (1)$$

여기서, r_{ti} : 일중증가율
 \bar{r}_t : 일중증가율의 월평균

다음에 실물경제의 변동성 자료로는 월별 자료가 공표되는 물가(CPI)와 산업

생산의 변동성을 구하였는데, 이를 위해서 Schwert(1989)의 방법을 이용하였다. 이 방법은 자기회귀조건부 이분산모형을 이용하여 분산을 구하는 방법과 유사하며 구체적인 절차는 다음과 같다. 첫째, 물가지수와 산업생산지수의 전년동월 비증가율(R_t)을 식 (2)에서처럼 12차의 자기회귀항과 12개의 계절더미(D_{jt})를 설명변수로 두고 추정하여 잔차항을 구한다.

$$R_t = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

둘째, 식 (2)에서 구한 잔차항의 절대값을 대상으로 12차 자기회귀항과 12개의 계절더미를 설명변수로 둔 식 (3)을 추정한 값으로 해당 자료의 변동성을 구한다.

$$|\hat{\varepsilon}_t| = \sum_{j=1}^{12} \gamma_j D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \delta_i |\hat{\varepsilon}_{t-i}| + \mu_t \quad (3)$$

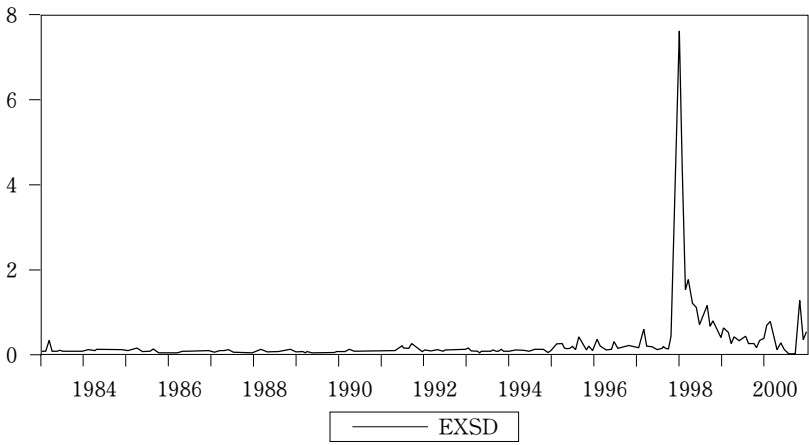
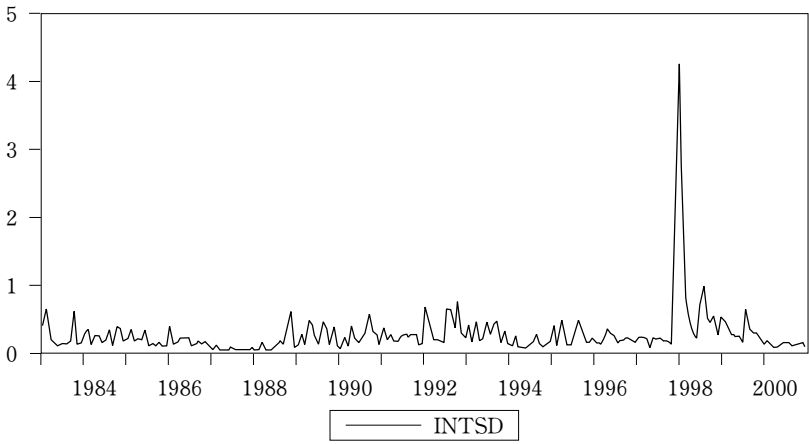
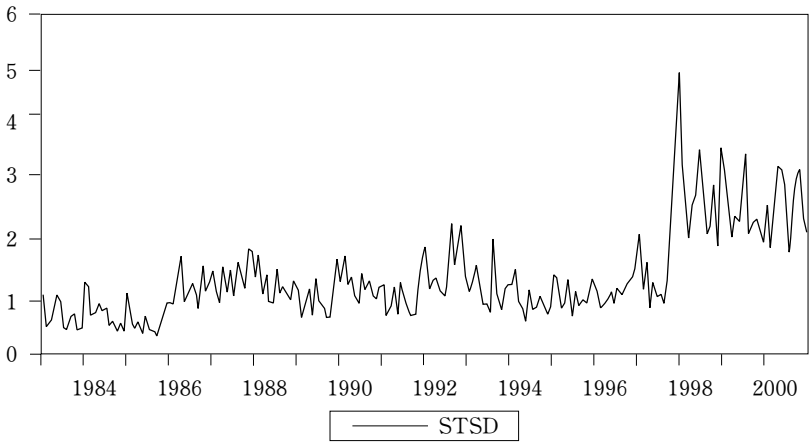
2. 변동성 추이

앞에서 기술한 방법에 따라 1983년 1월~2000년 12월의 한국과 미국의 금융시장의 변동성(주가, 이자율, 환율의 변동성)과 실물경제의 변동성(물가, 산업생

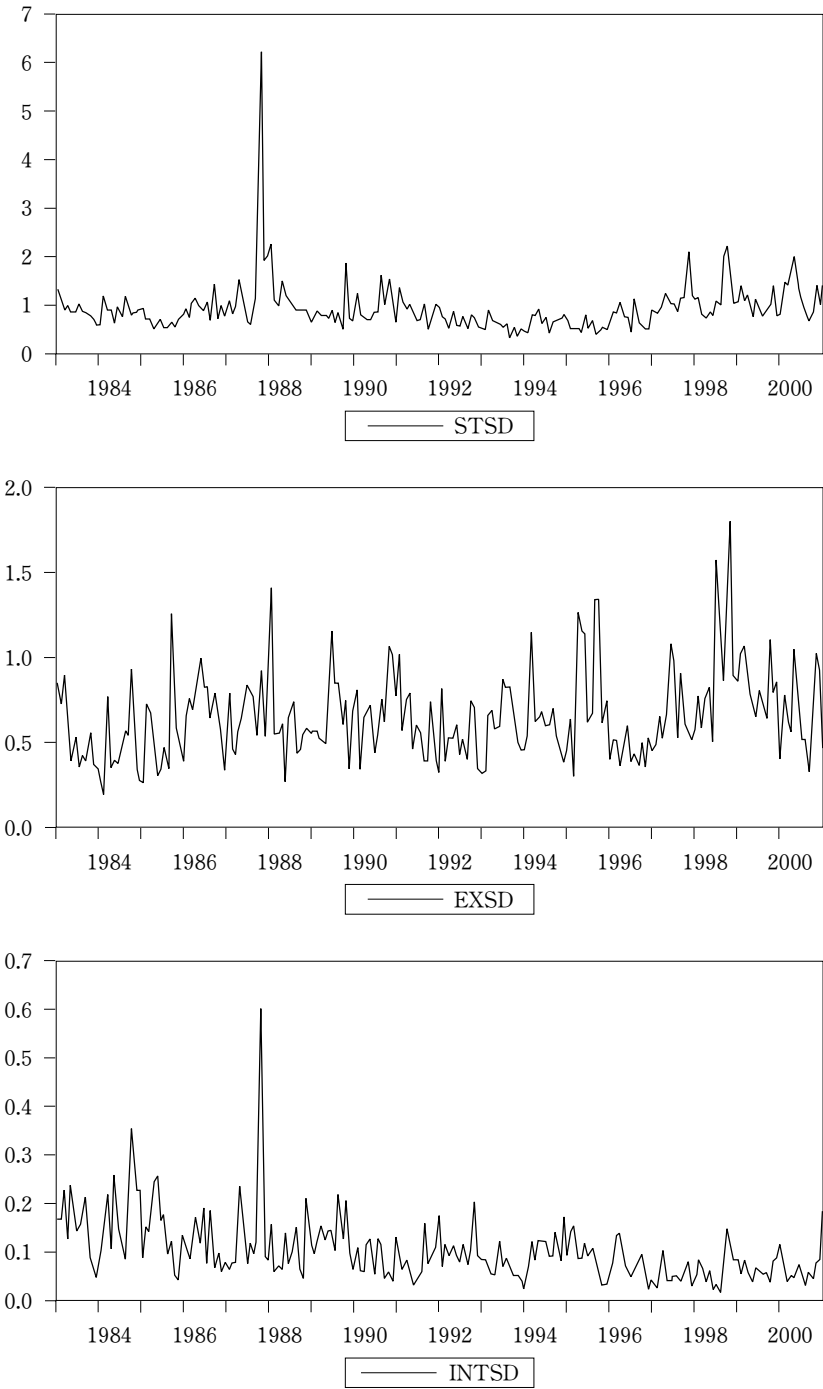
<표 1> 금융시장과 실물경제의 변동성 추이(기간평균)

(단위: %)

	1983. 1~2000. 12		1983. 1~1991. 12		1992. 1~2000. 12	
	한 국	미 국	한 국	미 국	한 국	미 국
주가변동성 (STSD)	1.3207	0.9091	0.9412	0.9667	1.7002	0.8515
이자율변동성 (INTSD)	0.2292	0.0984	0.1586	0.1233	0.2999	0.0734
환율변동성 (EXSD)	0.2419	0.6447	0.0718	0.6030	0.4120	0.6862
물가변동성 (CPISD)	0.3244	0.1350	0.3303	0.1494	0.3185	0.1206
산업생산 변동성 (IPISD)	2.5464	0.4233	2.5598	0.4456	2.5333	0.4010



<그림 1> 한국 금융시장의 변동성 추이



<그림 2> 미국 금융시장의 변동성 추이

산의 변동성) 자료를 구하였다. 이 자료들을 토대로 우선 금융시장 변동성의 크기와 추이를 분석대상 기간, 전체 기간 그리고 한국에서 주식시장을 개방하기 시작하였던 1992년 이전과 이후의 기간으로 나누어 살펴보았다. 우선, 변동성의 추이를 살펴보면 <표 1>과 <그림 1>에서처럼 한국에서는 주가, 이자율 그리고 환율의 변동성이 모두 최근에 올수록 변동성이 증대하고 있으며, 특히 1997년 외환위기를 겪었던 기간에는 금융시장의 변동성이 급등한 것으로 나타났다. 이처럼 금융시장의 변동성이 증대하고 있는 것은 1990년대에 들어와 금리자유화, 자본자유화 등 금융시장에 대한 규제가 대폭 완화됨에 따라 금융시장에서의 불확실성이 그 이전보다 커졌음을 반영하고 있는 것이며, 외환위기의 기간에는 금융시장이 극도로 불안정하였음을 보여 주고 있다. 이에 반하여 미국에서는 <표 1>과 <그림 2>에서처럼 환율을 제외한 주식과 이자율의 변동성이 오히려 감소추세를 보이고 있다. 다음으로, 한국과 미국의 변동성 크기를 비교해 보면, 금융시장 변동성의 경우 환율의 변동성은 한국이 미국보다 변동성이 작은 반면, 주식과 이자율의 경우 한국이 미국보다 변동성이 큼을 보여 주고 있다. 이처럼 환율의 변동성에서 한국이 미국보다 작게 나온 것은 1980년대에는 복수통화바스켓환율제도를, 1990년대에 들어와서는 시장평균환율제도를 유지하면서 정부가 환율의 움직임에 제한을 가하였기 때문이다. 미국이 한국보다 금융시장의 변동성이 작게 나온 것은 금융시장이 발달한 경제일수록 거래량이 증대하고 참가자가 늘어나 금융시장이 두터워짐에 따라 장기적으로는 금융시장의 변동성이 작게 된다는 이론적 연구결과와 일치하고 있다. 이러한 결과는 외환위기를 겪으면서 자본자유화를 거의 완결한 한국에서도 장기적으로 볼 때 금융거래가 증대하고 참가자가 확대되는 등 금융시장이 두터워진다면 미국처럼 금융시장의 변동성이 감소할 수 있음을 시사하고 있다.⁷⁾

한편, 실물경제의 변동성으로서 물가와 산업생산의 변동성을 살펴보면 미국이 한국보다 실물경제의 변동성이 훨씬 작음을 알 수 있다. 이는 금융시장이 발달한 경제일수록 실물경제의 변동성이 작아진다는 이론적 연구결과와 일치하고 있으며, 금융시장의 발달이 실물경제의 안정화에 큰 영향을 미치고 있음을 보여 주고 있다.

7) 한국처럼 대외의존성이 높고 미국에 비해서 규모가 작은 영국의 경우도 금융시장이 고도로 발달되어 금융시장의 변동성은 미국과 비슷한 수준이다.

〈표 2〉 금융시장과 실물경제의 변동성간 상관관계

	1983. 1~1991. 12		1992. 1~2000. 12	
	한 국	미 국	한 국	미 국
주가변동성→이자율변동성	-0.2434	0.5064	0.5188	0.0214
주가변동성→환율변동성	-0.2480	0.2759	0.5722	0.2995
이자율변동성→환율변동성	0.1124	0.0714	0.9130	-0.0453
주가변동성→물가변동성	0.2689	-0.1604	0.2517	0.1137
주가변동성→산업생산 변동성	0.2002	0.1331	0.1284	-0.0367
이자율변동성→물가변동성	-0.2660	-0.2205	0.1259	-0.1065
이자율변동성→산업생산 변동성	-0.0770	0.0400	0.0151	0.1500
환율변동성→물가변동성	-0.0723	0.1505	0.2644	0.0289
환율변동성→산업생산 변동성	-0.0448	0.0632	0.0781	-0.0308

3. 금융시장과 실물경제의 연계성

본절에서는 상관관계분석 그리고 그랜저 인과관계검정방법(Granger's causality test)을 실시함으로써 한국과 미국에서의 금융시장 변동성 간의 연계관계와 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 인과관계를 비교·분석하고자 하였다.

우선 금융시장의 변동성 그리고 실물경제의 변동성의 상관관계분석을 실시한 결과, 〈표 2〉에서처럼 한국의 경우에는 전반적으로 금융시장 변동성 간 상관관계가 높으며, 특히 이자율변동성과 환율변동성 간의 상관관계가 대단히 높은 것으로 나타났다. 한편, 1992년 주식시장의 일부 개방 이후의 기간이 그 이전의 기간보다 변동성 간 상관관계가 높아진 것으로 나타났는데, 이는 주식시장 등 자본시장의 개방으로 금융시장 간 연계성이 높아진 사실을 보여 주고 있다.⁸⁾

8) 금융시장 변동성 간의 연계성이 1992년 이전의 기간에 비해서 그 이후의 기간에 증가하였는가를 분석하기 위해서 1983년 1월~1991년 12월까지의 기간(기간 1)과 1992년 1월~2000년 12월까지의 기간(기간 2)을 각각 더미변수(d_1 , d_2)로 나타내어 두 기간중 계수의 차이가 유의적인가를 검정하였다. 추정결과는 1992년 이후의 기간이 그 이전의 기간보다 금융시장 변동성 간의 상관관계가 증대하였다는 가설의 유의성이 입증되었다. 참고로, 추정식과 추정결과를 기술하면 다음과 같다. 기간 1의 관계식이 $y_t = \lambda_1 + \beta_1 x_t + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j D_{jt} + \varepsilon_t$ 이고, 기간 2의 관계식이 $y_t = \lambda_2 + \beta_2 x_t + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j D_{jt} + \varepsilon_t$ 이라 할 때, $\beta_1 < \beta_2$ 의 가설을 검정하기 위해서 $y_t = \lambda_2 + (\lambda_1 - \lambda_2)d_1 + \beta_1 x_t + (\beta_2 - \beta_1)d_2 x_t + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j D_{jt} + \varepsilon_t$ 의 추정식을 사용하였다. 여기서, y 와 x 의 변수로는 이자율의 변동성과 주가의 변동성, 환율의 변동성과 주가의 변동성, 그리고 환율의 변동성과 이자율의 변동성을 각각 사용하였다. 추정결과를 표로 나타내면 아래와 같다.

그리고 금융시장의 변동성과 실물경제의 변동성 간의 상관관계는 전반적으로 낮으나 주가변동성과 물가변동성, 환율변동성과 물가변동성 간에는 다소 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 미국의 경우에는 금융시장 변동성 간의 상관관계가 한국보다 훨씬 낮은 것으로 나타났다. 또한 미국은 금융시장 변동성과 실물경제 변동성의 상관관계에서 이자율변동성과 산업생산 변동성의 상관관계를 제외하고는 한국보다 낮은 것으로 나타났다.

다음으로는 그랜저 인과관계검정을 통하여 금융시장 간 그리고 금융시장과 실물경제의 변동성 면에서의 연계성을 살펴보았다. 그랜저 인과관계검정이란 한 변수의 과거값이 다른 변수의 현재값을 유의성 있게 설명하는지를 검정하는 것이다.⁹⁾ 금융시장 변동성 간의 그랜저 인과관계검정결과에 따르면, <표 3>에 처처럼 한국의 경우 이자율변동성과 환율변동성에 유의적으로 영향을 미치고 있는 것으로, 그리고 환율과 이자율은 상호 영향을 주고 있는 것으로 나타났으며, 주가의 변동성은 이자율변동성과 환율변동성에 비해서 상대적으로 외생성이 크다는 사실을 보여 주고 있다.¹⁰⁾ 한편, 금융시장과 실물경제의 변동성 간의 인과관계를 살펴보면 대체로 실물경제의 변동성은 모두 금융시장의 변동성에는 영향을 미치지 않지만, 환율, 주가변동성 그리고 이자율변동성은 물가상승률의 변동성에 영향을 주고 있어 금융시장의 변동성이 실물경제의 변동성에 어느 정도 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이는 한국에서는 실물경제의 안정화를 위해서는 금융시장의 안정성 유지가 필요하다는 사실을 보여 주고 있다.

이에 반하여 미국은 한국과는 달리 금융시장의 변동성 사이에 인과관계가 형성되어 있지 않으며, 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 사이에도 인과관계가 미미한 것으로 나타났다.

이상의 한국과 미국의 금융시장 변동성 간 상관관계분석과 인과관계검정결과

	$(\beta_2 - \beta_1)d^2$
y: 이자율변동성, x: 주가변동성	0.3873(4.290)
y: 환율변동성, x: 주가변동성	0.6659(4.183)
y: 환율변동성, x: 이자율변동성	1.760(8.264)

주: ()는 t 값임.

9) 여기서는 모든 변동성 자료가 단위근이 없는 것으로 나타남에 따라 변수 간 인과관계의 검정을 위해서 다음과 같이 변동성 변수로 구성된 추정식을 이용하였다.

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

10) 이와 같은 결과는 김명기·무소상(1998)의 연구결과와 일치하고 있다.

〈표 3〉 그랜저 인과관계검정결과¹¹⁾

인과관계가설	F 값		인과관계가설	F 값	
	한 국	미 국		한 국	미 국
주가↔이자율	7.285***	1.626	이자율↔물가	4.064**	1.321
이자율↔주가	1.864	1.879	물가↔이자율	0.417	1.743
주가↔환율	8.438***	1.348	이자율↔산업생산	1.457	0.824
환율↔주가	1.100	1.664	산업생산↔이자율	0.207	0.430
환율↔이자율	2.895**	1.057	환율↔물가	4.652***	1.524
이자율↔환율	9.717***	1.651	물가↔환율	0.232	0.380
주가↔물가	2.140*	0.831	환율↔산업생산	1.629	1.007
물가↔주가	1.135	0.443	산업생산↔환율	0.352	1.157
주가↔산업생산	1.707	0.321	물가↔산업생산	10.14***	7.574***
산업생산↔주가	2.091*	0.059	산업생산↔물가	3.362**	3.510**

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의함을 나타냄.

를 토대로 볼 때, 한국의 경우 미국에 비해서 금융시장 변동성 간 연계성이 높게 나온 것은 한국이 미국에 비해서 주식시장, 외환시장, 채권시장이 불안정함을 의미하고 있는 것으로서 한 시장에서의 충격이 다른 시장으로 크게 그리고 급격히 전파되고 있음을 의미하고 있다.

한편, 한국의 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 연계성이 미국보다 크게 나온 것도 한국 금융시장의 불안정성을 의미한다고 하겠다.

IV. 금융시장 간 그리고 금융시장과 실물경제의 연계성 분석

본절에서는 한국과 미국의 금융시장 간 연계성 그리고 금융시장과 실물경제 간 연계성의 구체적인 내용을 비교·분석하기 위해서 각 국가의 금융시장과 실물경제의 변동성을 대상으로 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression: VAR)을 이용하여 충격반응분석과 예측오차분산의 분해분석을 실시하였다. 구체적으로, 금융시장 간 연계성을 분석하기 위해서는 주가변동성, 이자율변동성, 환율변동성의 3변수 VAR모형을, 그리고 금융시장과 실물경제의 연계성을 분석하기 위

11) 여기서 각 변수는 수준이 아니라 변동성을 나타낸다. 인과관계검정결과는 시차가 3일 때의 결과이며, 시차를 달리 주어도 변수 간 인과관계의 유의성 여부는 크게 바뀌지 않았다.

해서 추가변동성, 이자율변동성, 환율변동성과 실물경제 변동성(물가변동성 또는 산업생산 변동성)으로 구성된 4변수 VAR모형을 이용하였다.

1. 실증분석모형

우선, 분석모형의 설정을 위해서 단위근검정(unit root test)을 통해서 사용변수의 시계열의 안정성(stationarity) 여부를 분석하였다. 단위근검정은 Phillips-Perron(PP)과 ADF(augmented Dicky-Fuller)검정식에 의해서 실시하였는데, 이 검정에 사용된 방정식은 식 (4)와 같다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \text{ 귀무가설 } H_0: \rho = 1 \quad (4)$$

단위근검정의 결과를 보여 주는 <표 4>와 <표 5>에 따르면 모든 변수의 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 유의적으로 기각하여 모든 시계열은 안정적이라 할 수 있다.

단위근검정을 통해서 볼 때 모든 변수의 시계열이 안정적이므로 변동성변수로 VAR모형을 구성하였으며, 추정식은 식 (5)~(8)과 같다. VAR모형에서 변수간의 순서배열은 그랜인 과관계검정을 토대로 하여 추가변동성, 이자율변동성, 환율변동성, 실물경제 변동성으로 결정하였다.

$$s_t = c + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} b_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} e_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{11} \theta_{1i} D_{t-i} + d1 + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$b_t = c + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} b_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{2i} e_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{11} \theta_{2i} D_{t-i} + d1 + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

<표 4> 단위근검정 결과(한국)

	ADF 단위근검정				PP 단위근검정			
	시차=1	시차=2	시차=3	시차=4	시차=1	시차=2	시차=3	시차=4
추가변동성	-6.48**	-5.30**	-5.21**	-4.59**	-9.39**	-9.86**	-10.5**	-10.5**
이자율변동성	-6.98**	-5.73**	-5.19**	-4.61**	-9.89**	-10.3**	-10.8**	-10.8**
환율변동성	-7.25**	-5.44**	-4.88**	-4.26**	-9.51**	-9.63*	-10.2**	-10.5**
물가변동성	-6.65**	-4.60**	-4.71**	-4.57**	-10.3**	-10.5**	-11.5**	-11.7**
산업생산 변동성	-8.77**	-7.59**	-7.76**	-7.00**	-9.79**	-9.51**	-9.51**	-9.31**

주: **와 *는 각각 1%, 5%의 수준에서 유의적임을 나타낸다.

〈표 5〉 단위근검정 결과(미국)

	ADF 단위근검정				PP 단위근검정			
	시차=1	시차=2	시차=3	시차=4	시차=1	시차=2	시차=3	시차=4
주가변동성	-3.60*	-3.17*	-2.52	-1.98	-3.94**	-4.03**	-3.82**	-3.87**
이자율변동성	-7.89**	-6.15**	-5.98**	-4.84**	-6.20**	-6.78**	-6.59**	-6.20**
환율변동성	-7.06**	-4.98**	-5.14**	-4.31**	-5.41**	-5.64**	-5.45**	-5.41**
물가변동성	-8.02**	-5.89**	-6.22**	-6.27**	-10.7**	-10.8**	-11.5**	-11.3**
산업생산 변동성	-10.0**	-7.70**	-6.58**	-4.68**	-14.5**	-14.5**	-14.5**	-14.5**

주: **와 *는 각각 1%, 5%의 수준에서 유의적임을 나타낸다.

$$e_t = c + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} b_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{3i} e_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{3i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{11} \theta_{3i} D_{t-i} + d1 + \varepsilon_{3t} \quad (7)$$

$$x_t = c + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} b_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{4i} e_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{4i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{11} \theta_{4i} D_{t-i} + d1 + \varepsilon_{4t} \quad (8)$$

- 여기서, s_t : 주가변동성
- b_t : 이자율변동성
- e_t : 환율변동성
- x_t : 실물경제(물가와 산업생산)의 변동성
- c : 상수항
- ε : 오차항¹²⁾

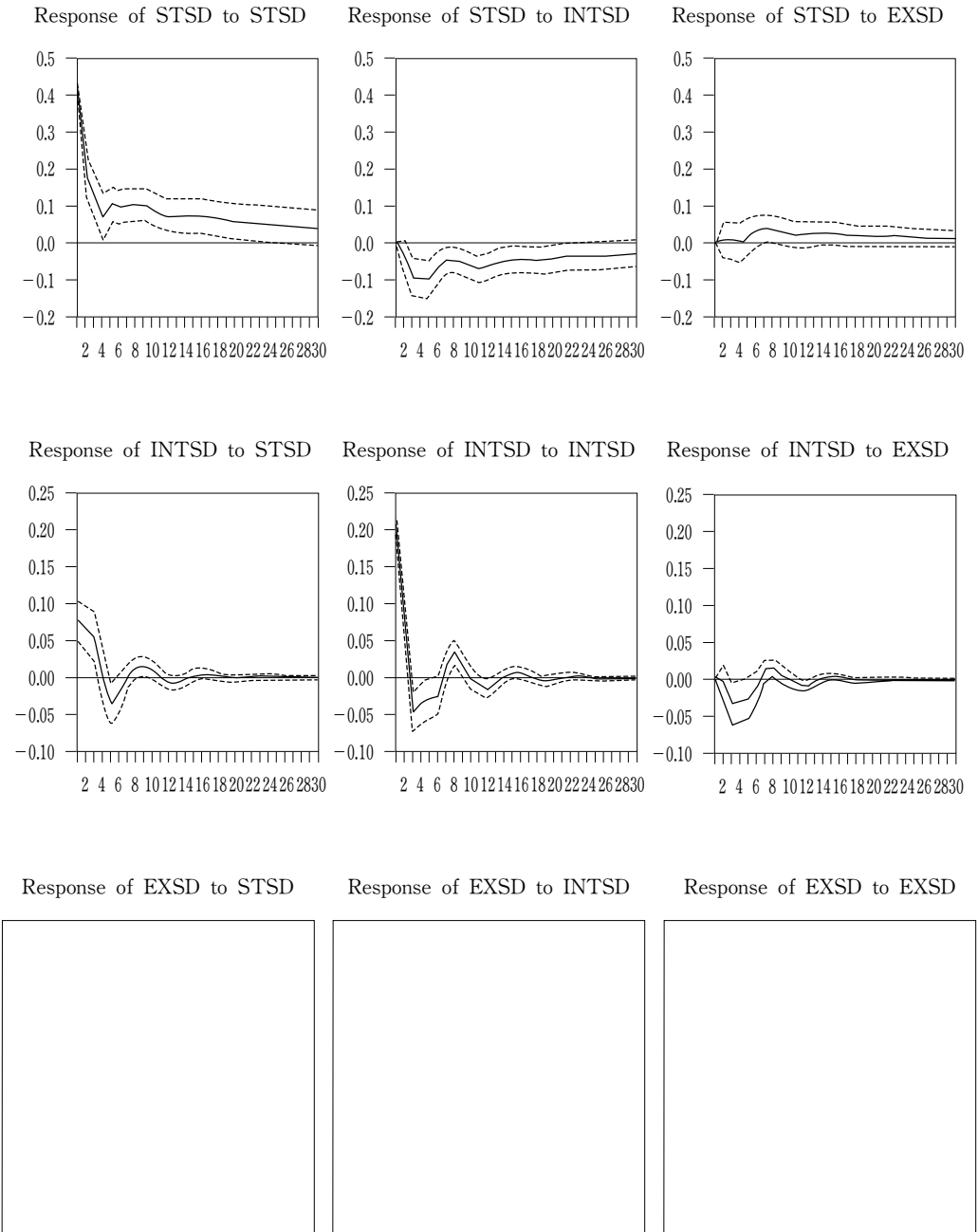
모든 자료의 계절변동요인을 감안하기 위해서 계절더미(D_{t-i})를 포함시켰으며 외환위기기간(1997년 11월~1998년 5월)의 더미변수(d1)를 사용하여 외환위기기간 중 변동성이 크게 증대한 특수한 상황을 포착하였다. 실증분석의 대상 기간은 1983년 1월~2000년 12월까지로서 월별 자료를 이용하였다.

2. 금융시장 간의 연계성 분석

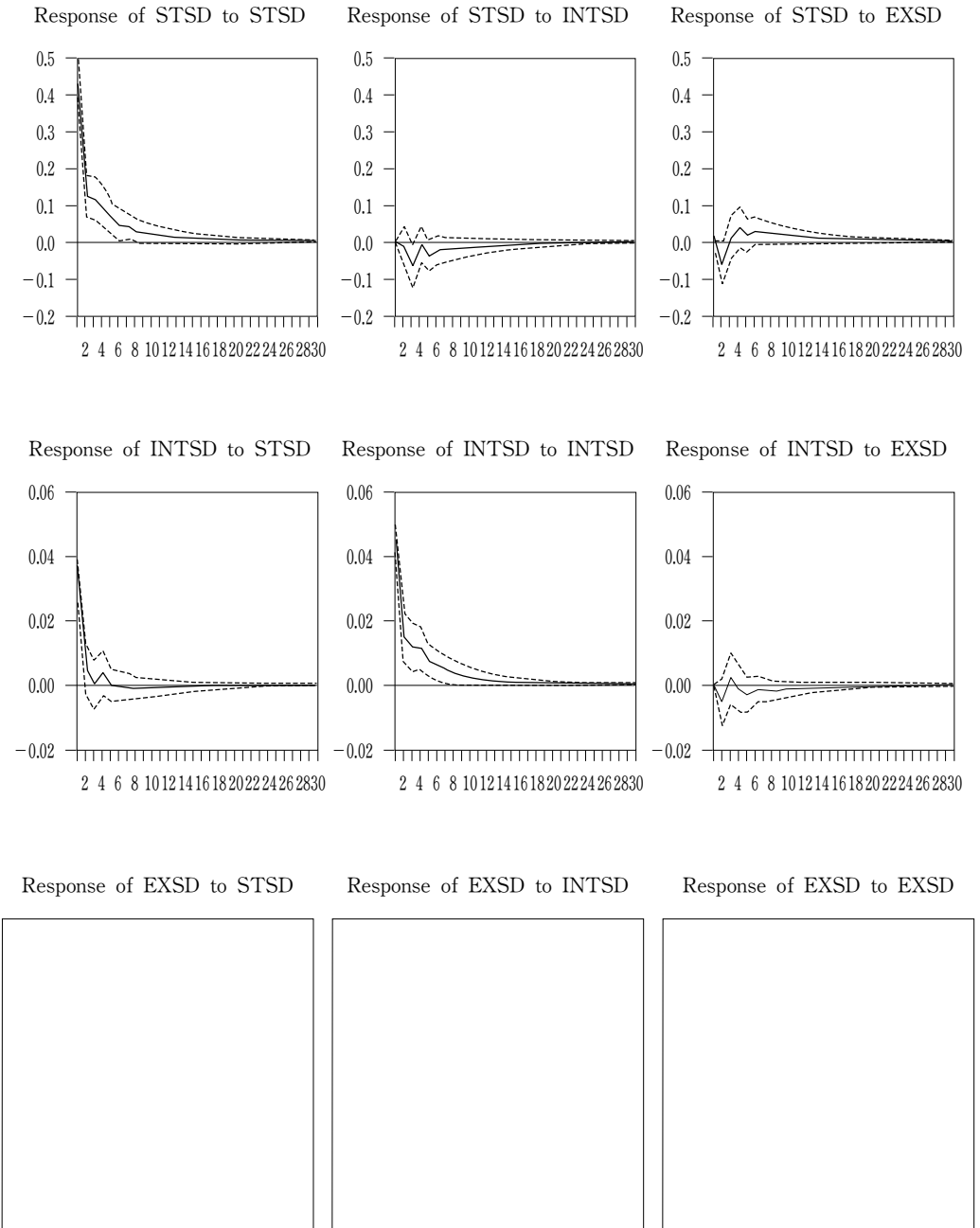
우선, 한국의 금융시장 변동성을 대상으로 어느 변수의 1단위 표준편차의 충격에 대한 다른 변수의 반응을 동태적으로 보여 주는 충격반응분석¹³⁾을 실시한

12) VAR모형에서 상수항을 포함하고 있기 때문에 오차항의 기대값은 0이 될 것이다.

13) 금융시장 변동성 간의 충격반응분석은 주가변동성, 이자율변동성 그리고 환율변동성으로 구성된 3변수 VAR의 추정을 기초로 각 변수의 1 표준편차의 증가가 시간이 흐름에 따라 자기뿐만 아니라 다른 변수에 주는 영향의 크기를 측정하는 것이다. 추정에 사용한 VAR모형에서 최적시차를 AIC와 SC를 기준으로 한국의 경우는 4, 미국의 경우는 3을 선택



<그림 3> 한국 금융시장 변동성 간 충격반응분석 결과



〈그림 4〉 미국 금융시장 변동성 간 충격반응분석 결과

〈표 6〉 한국 금융시장 변동성 간 예측오차의 분산분해

(단위: %)

월	주가변동성의 분산분해		
	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	100.00	0.00	0.00
2	99.09	0.89	0.02
3	94.92	5.04	0.03
4	90.87	9.10	0.03
5	87.57	12.23	0.19
6	86.26	13.11	0.63
12	81.79	16.04	2.17
18	79.64	17.54	2.81
24	78.44	18.45	3.14
30	77.75	18.98	3.27

월	이자율변동성의 분산분해		
	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	13.46	86.54	0.00
2	18.85	81.09	0.06
3	21.91	76.15	1.94
4	21.18	75.49	3.33
5	22.34	73.48	4.18
6	22.64	73.08	4.29
12	22.45	72.65	4.90
18	22.50	72.56	4.94
24	22.50	72.55	4.95
30	22.50	72.55	4.95

월	환율변동성의 분산분해		
	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	8.85	41.63	49.52
2	16.08	46.87	37.04
3	17.10	49.35	33.55
4	15.69	53.40	30.92
5	16.26	53.57	30.17
6	16.29	54.47	29.24
12	17.98	53.49	28.55
18	18.52	53.17	28.30
24	18.74	53.11	28.15
30	18.91	53.04	28.06

<표 7> 미국 금융시장 변동성 간 예측오차의 분산분해

(단위: %)

월	주가변동성의 분산분해		
	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	100.00	0.00	0.00
2	97.92	0.13	1.95
3	95.95	2.22	1.83
4	95.38	2.15	2.47
5	94.76	2.71	2.53
6	94.21	2.92	2.87
12	92.78	3.20	3.67
18	92.54	3.55	3.80
24	92.50	3.68	3.82
30	92.50	3.68	3.82

월	이자율변동성의 분산분해		
	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	33.10	66.90	0.00
2	31.01	68.00	0.97
3	29.73	69.20	1.07
4	28.90	70.00	1.10
5	28.38	70.26	1.36
6	28.11	70.46	1.43
12	27.74	70.45	1.81
18	27.75	70.37	1.88
24	27.75	70.35	1.90
30	27.75	70.35	1.90

월	환율변동성의 분산분해		
	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	1.62	0.00	98.37
2	1.50	2.00	96.50
3	2.61	3.38	94.01
4	4.36	3.41	92.23
5	5.05	3.95	91.00
6	5.60	4.31	90.09
12	7.05	5.06	87.89
18	7.24	5.19	87.57
24	7.27	5.21	87.52
30	7.27	5.21	87.52

결과는 다음과 같다.¹⁴⁾ <그림 3>에서 보는 바와 같이, 주가의 변동성은 이자율 변동성의 증대에 대하여 감소하는 반응을, 환율변동성의 확대에 대하여는 4개월 후부터 서서히 증가하는 반응을 보이고 있는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 그리고 이자율의 변동성은 주가의 변동성 증대에 대하여 초기에는 확대하는 모습을 보이고 있으며, 환율의 변동성에 대해서는 단기에 감소하는 반응을 나타냈다. 환율의 변동성은 주가변동성의 확대에 대하여 초기에 증가하다가 서서히 감소하는 반응을, 그리고 이자율변동성 확대에 대해서는 초기에 크게 증가하다가 급격히 감소하는 반응을 보이고 있다. 충격반응의 크기를 비교해 볼 때 이자율변동성에 대한 환율변동성의 반응이 가장 크고, 그 다음으로는 주가의 변동성 확대에 대한 이자율과 환율변동성의 반응이 큰 것으로 나타났다. 이와 같은 분석결과는 한 변수의 변동에 대한 다른 변수의 설명력을 보여 주는 예측오차분산의 분해분석 결과에서도 비슷한 결과를 보여 주고 있다. <표 6>에서 보는 바와 같이, 환율의 변동성 변화가 이자율과 주가의 변동성 변화를 설명하는 정도는 극히 미미한 반면, 이자율변동성의 변화는 환율변동성 변화의 50% 정도 비중 있게 설명하고 있으며, 주가변동성의 변화는 이자율변동성과 환율변동성 변화의 약 20% 정도를, 그리고 이자율변동성의 변화도 주가변동성 변화의 20% 정도를 설명하고 있는 것으로 분석되었다.

이와 같은 실증분석의 결과는 한국의 경우 주식시장, 채권시장 그리고 외환시장 간 변동성 면에서 어느 정도 상호연계성이 형성되어 있음을 보여 주고 있다. 구체적으로, 주식시장에서 불확실성이 확대될 경우, 이는 즉각적으로 외환시장과 채권시장에서 불확실성을 증폭시키고 있으며, 그리고 채권시장에서 불확실성이 증대하면 이는 초기에 외환시장의 불확실성을 증대시키는 연계성을 보여 주고 있다.

한편, 미국의 경우 금융시장 변동성 사이의 충격반응효과는 <그림 4>에서 보는 바와 같이 모든 반응이 초기에 발생하다가 단기에 소멸되는 안정적인 양상을 보여 반응기간이 상대적으로 긴 한국과 다른 모습을 보이고 있으며, 반응의 크기도 대부분 한국보다 작게 나타나고 있다. 예측오차의 분산분해분석 결과에

정하였다. 참고로, 변수 간 인과관계가 불확실한 미국의 경우 변수 간 배열을 달리하여도 분석결과는 별다른 변화가 없었다.

- 14) <그림 3>의 충격반응분석의 결과에서 점선은 95% 신뢰구간을 보여 주고 있는 것으로서 Eviews에서 Monte Carlo 시뮬레이션방법으로 구한 것이며, <그림 4> 이하 충격반응분석의 결과도 동일하다.
- 15) 주가변동성의 반응함수는 30개월보다 오랜 기간이 지난 이후에 0으로 수렴하는 것으로 나타났다.

있어서, <표 7>에서와 같이 미국은 한국과는 달리 주가변동성의 변화가 이자율변동성의 변화를 30% 정도 설명하고 있는 것 이외에는 금융시장 변동성 간 설명력은 극히 낮은 것으로 나타나 변동성 면에서 한국보다 금융시장 간 연계성이 낮음을 보이고 있다. 이는 미국의 경우 한국보다 금융시장이 안정적임을 보여 주고 있다.

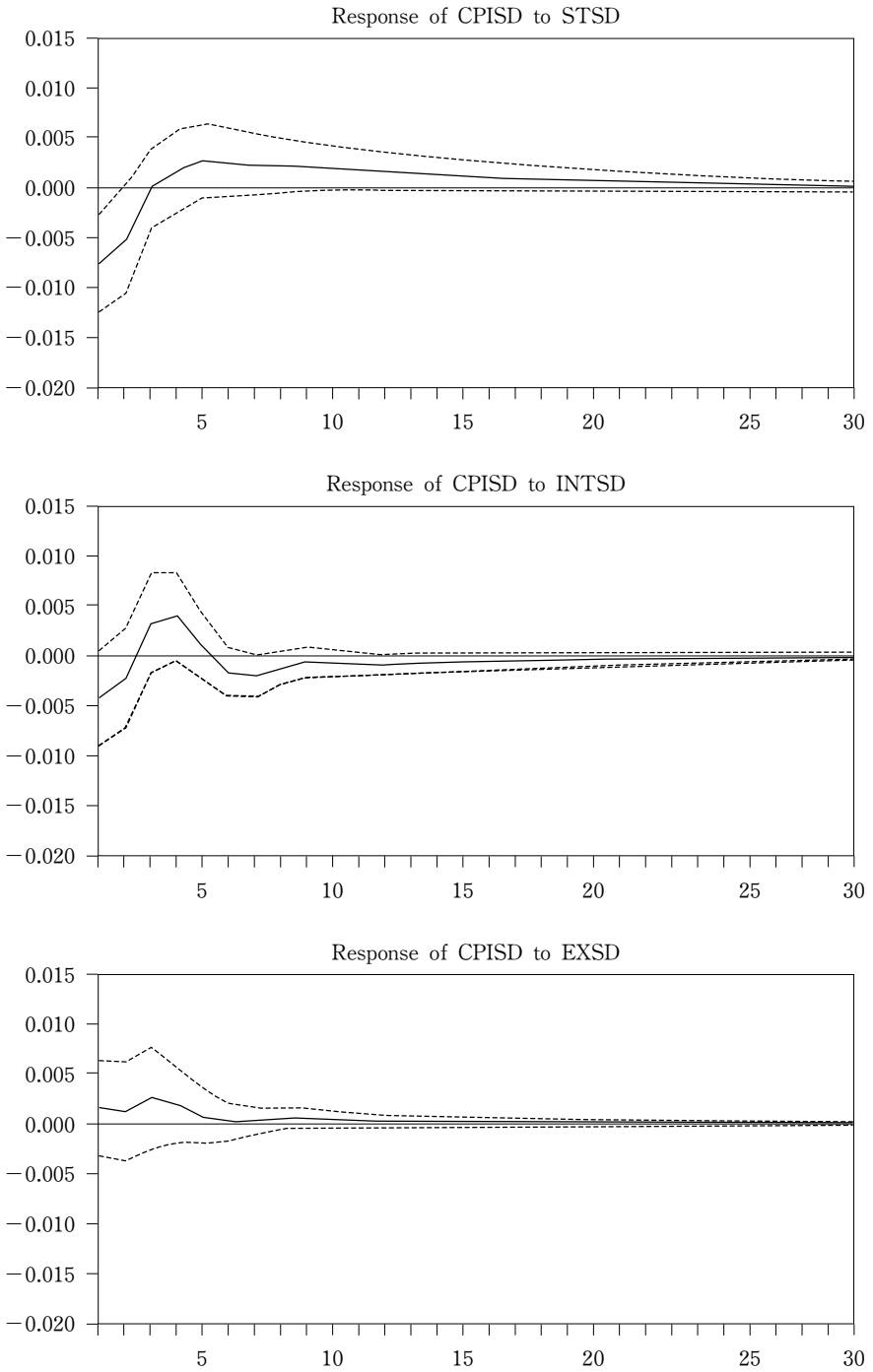
3. 금융시장과 실물경제의 연계성 분석

본절에서는 충격반응분석¹⁶⁾과 예측오차분산의 분해분석을 통하여 금융시장의 변동성 증대가 물가, 산업생산 등 실물경제의 변동성에 미치는 영향을 비교·분석하였다.

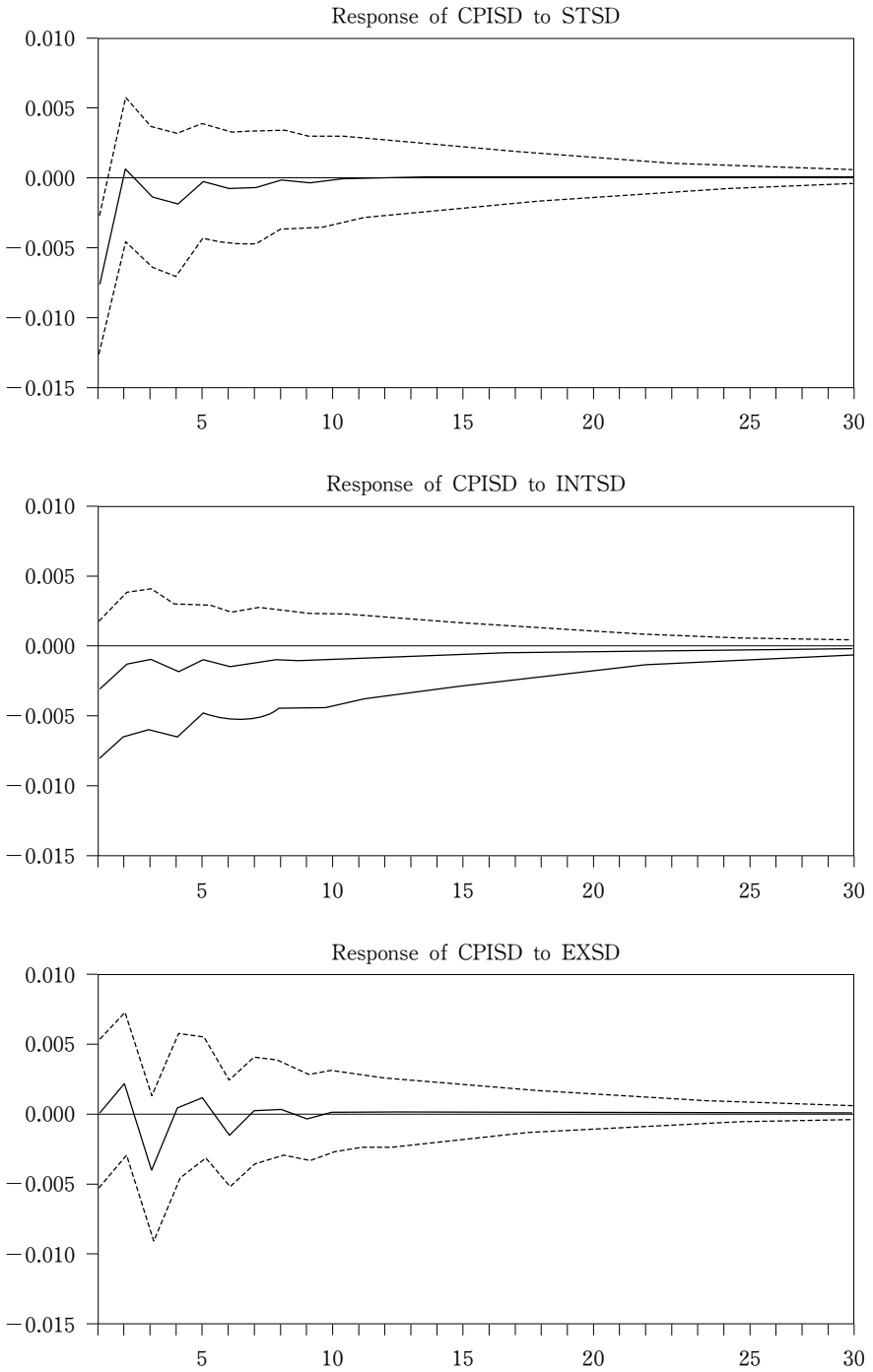
우선, 한국을 대상으로 금융시장 변동성 증가가 물가변동성에 미치는 영향을 살펴보면, <그림 5>의 충격반응분석 결과에서 보는 바와 같이 물가의 변동성은 환율변동성의 증가에 대해서는 초기에 증가하는 반응을 보이고 있으며, 이자율변동성과 주가변동성의 증가에 대해서는 초기에는 감소하다가 증가하는 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 한국에서는 극히 작은 규모이기는 하나 외환시장에서의 불확실성 증대는 초기에 그리고 채권시장과 주식시장에서의 불확실성 증대는 서서히 물가의 불확실성을 높이고 있는 것을 보여 주고 있다. 한편, 미국의 경우 <그림 6>에서 보는 바와 같이 물가의 변동성은 주가변동성과 이자율변동성 증대에 대해서는 초기에 감소하며 환율의 변동성 증대에 대해서는 증가하는 방향으로 즉각적인 반응을 보이나 그 크기는 한국과 마찬가지로 극히 미미한 것으로 나타났다. 예측오차의 분산분해 결과에 따르면 <표 8>과 <표 9>에서 보는 바와 같이 한국과 미국 모두 주가변동성이 5% 정도 작은 규모로 물가의 변동성을 설명할 뿐 환율변동성과 이자율변동성이 물가의 변동성을 설명하는 부분은 무시할 정도로 작은 것으로 분석되었다.

다음으로, 금융시장의 변동성 변화가 산업생산의 변동성에 미치는 영향을 살펴보면 한국의 경우 <그림 7>에서 보는 바와 같이 산업생산의 변동성은 이자율

16) 이를 위해서 주가변동성, 이자율변동성, 환율변동성 그리고 실물변동성(물가변동성 또는 산업생산 변동성)으로 구성된 4변수 VAR의 추정을 토대로 주가변동성, 이자율변동성 그리고 환율변동성의 표준편차의 증대가 시간이 흐름에 따라 실물변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석에 사용한 VAR모형에서 최적시차를 AIC와 SC를 기준으로 금융시장 변동성과 물가변동성을 변수로 하는 경우 한국은 2, 미국은 3으로, 금융시장 변동성과 산업생산 변동성을 변수로 하는 경우 한국은 3, 미국은 2로 설정하였다. 참고로, 변수 간 인과관계가 불확실한 미국의 경우 변수 간 배열을 바꿔도 분석결과는 별다른 변화는 없었다.



〈그림 5〉 한국의 금융시장 변동성에 대한 물가변동성의 충격반응분석 결과



<그림 6> 미국의 금융시장 변동성에 대한 물가변동성의 충격반응분석 결과

〈표 8〉 물가변동성 예측오차의 분산분해(한국)

(단위: %)

월	물가변동성	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	94.03	4.34	1.42	0.21
2	93.33	4.95	1.45	0.29
3	93.17	4.39	1.82	0.62
4	92.36	4.35	2.50	0.79
5	92.02	4.68	2.49	0.81
6	91.59	4.97	2.63	0.81
12	89.94	6.19	3.01	0.86
18	89.42	6.62	3.11	0.88
24	89.27	6.70	3.14	0.88
30	89.23	6.73	3.15	0.89

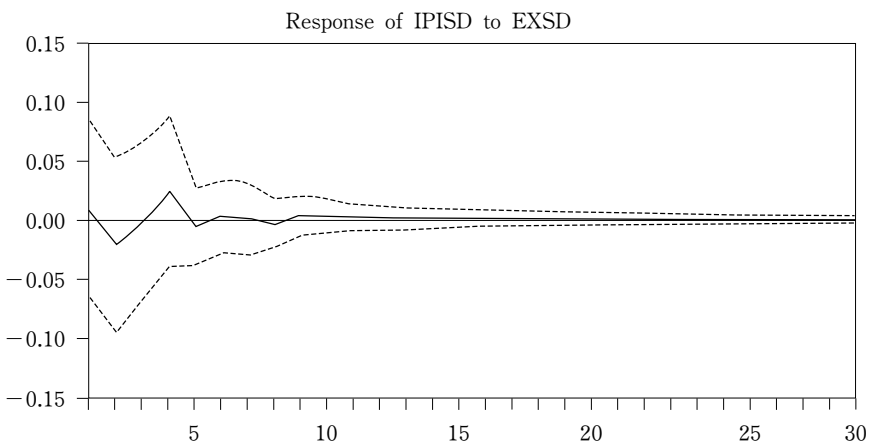
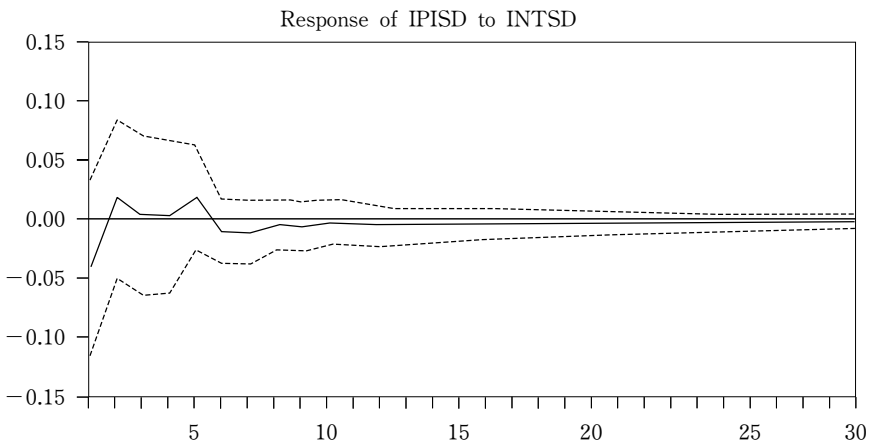
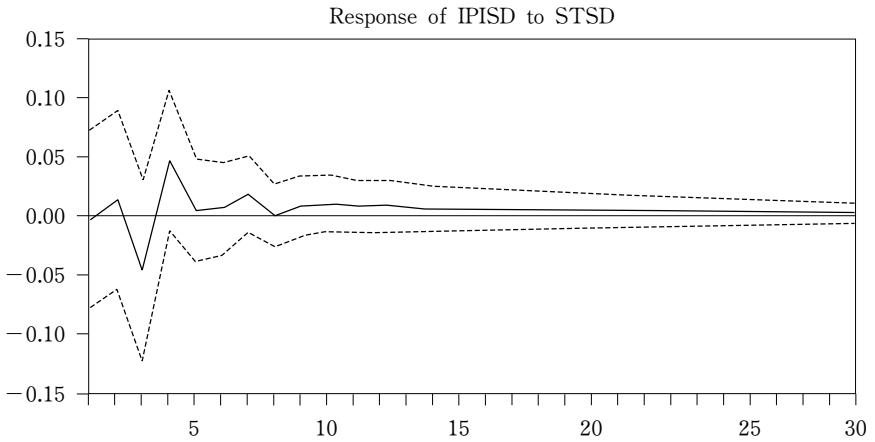
〈표 9〉 물가변동성 예측오차의 분산분해(미국)

(단위: %)

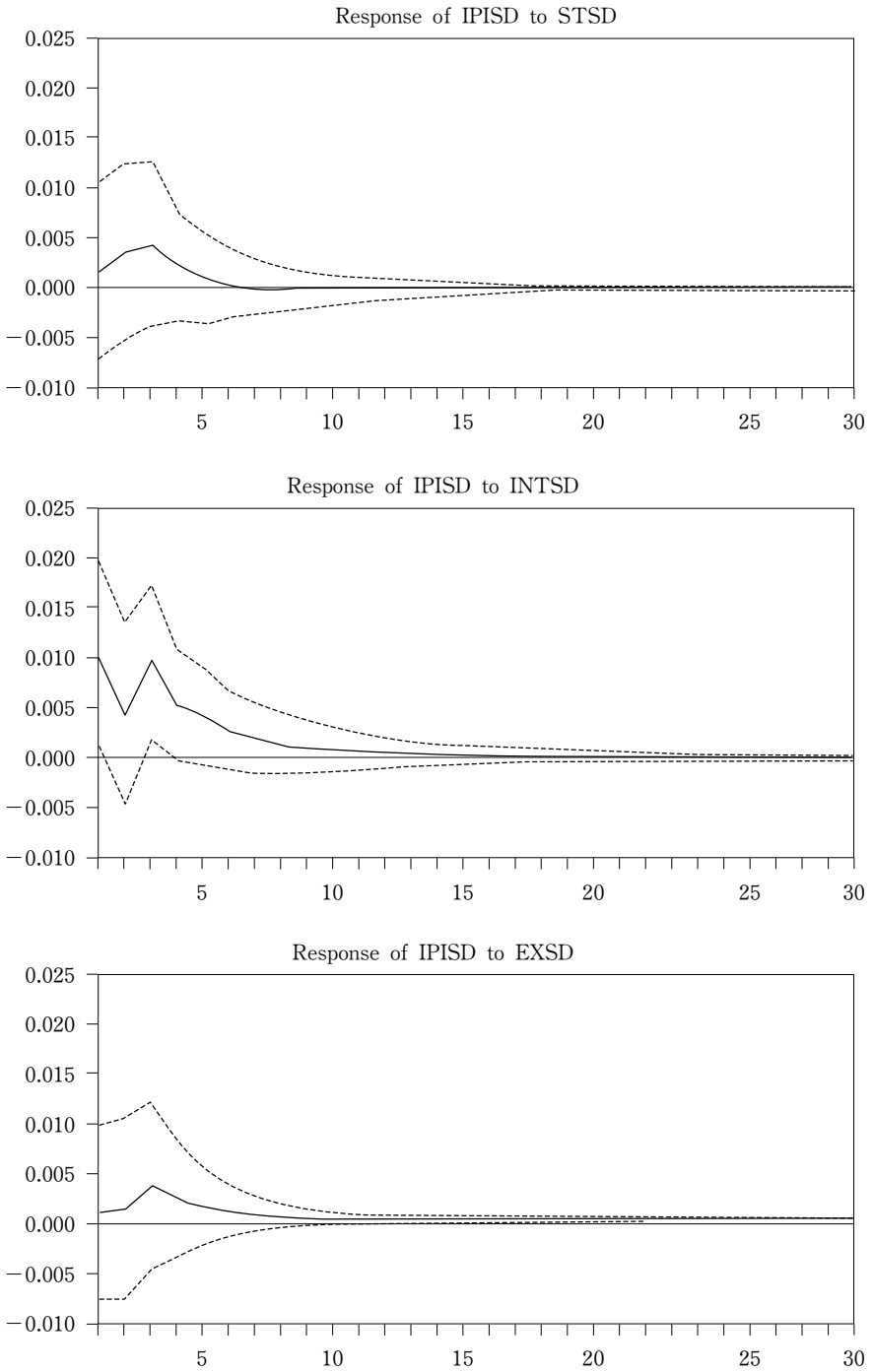
월	물가변동성	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	94.96	4.32	0.72	0.00
2	94.85	4.05	0.79	0.31
3	93.81	4.00	0.82	1.37
4	94.35	3.59	0.89	1.17
5	94.46	3.45	0.90	1.19
6	94.36	3.38	0.98	1.27
12	94.63	3.06	1.15	1.16
18	94.65	3.00	1.22	1.14
24	94.64	2.99	1.24	1.14
30	94.63	2.98	1.24	1.14

변동성의 증대에 대해서는 초기에 감소하다가 증가하고 주가변동성과 환율변동성 증대에 대해서는 초기에는 별 반응이 없다가 서서히 감소와 증가를 반복하는 반응을 보이고 있다.

이에 비하여 미국의 경우는 〈그림 8〉에서 보는 바와 같이 금융시장의 변동성 증대가 산업생산 변동성에 미치는 영향은 전반적으로 한국에 비해서 작으며 빠르게 소멸되고, 특히 이자율변동성 증대는 산업생산 변동성을 초기에 증대시키는 것으로 나타났다. 예측오차의 분산분해 결과를 살펴보면 〈표 10〉과 〈표 11〉에서 보는 바와 같이 미국의 경우 이자율변동성 변화가 산업생산 변동성 변화



<그림 7> 한국 금융시장 변동성에 대한 산업생산 변동성의 충격반응분석 결과



<그림 8> 미국 금융시장 변동성에 대한 산업생산 변동성의 충격반응분석 결과

〈표 10〉 한국의 산업생산 변동성 예측오차의 분산분해

(단위: %)

월	산업생산 변동성	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	99.40	0.00	0.58	0.02
2	99.09	0.07	0.68	0.16
3	98.51	0.71	0.64	0.15
4	97.73	1.34	0.61	0.32
5	97.63	1.34	0.70	0.32
6	97.61	1.34	0.73	0.32
12	97.34	1.53	0.79	0.34
18	97.22	1.61	0.82	0.35
24	97.16	1.64	0.84	0.35
30	97.14	1.66	0.85	0.35

〈표 11〉 미국의 산업생산 변동성 예측오차의 분산분해

(단위: %)

월	산업생산 변동성	주가변동성	이자율변동성	환율변동성
1	97.62	0.07	2.31	0.00
2	97.10	0.35	2.51	0.04
3	94.70	0.75	4.27	0.28
4	94.01	0.84	4.78	0.36
5	93.63	0.86	5.11	0.40
6	93.49	0.86	5.24	0.41
12	93.32	0.87	5.39	0.42
18	93.31	0.87	5.40	0.42
24	93.31	0.87	5.40	0.42
30	93.31	0.87	5.40	0.42

를 5% 정도 작은 규모로 설명하고 있는 것을 제외하고는 한국과 미국 모두 금융시장의 변동성이 산업생산의 변동성을 거의 설명하지 못하고 있는 것으로 나타났다.

V. 요약과 결론

본 연구는 금융시장에서의 가격변동성이 금융시장의 안정화를 위해서뿐만 아니라 실물경제의 안정화를 위해서도 점차 그 중요성이 커지고 있다는 인식하에 1980년대 이후 한국에서 금융시장 변동성의 추이, 변동성 면에서 금융시장 간

연계성 그리고 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 관련성을 분석하고 이를 금융시장이 고도로 발달된 미국과 비교해 보았다.

본 연구의 결과와 그 함축된 의미를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 한국에서 금융시장 변동성의 크기와 추이를 살펴보면 변동성의 크기에 있어서는 주가의 변동성이 가장 크고, 이어서 이자율변동성, 환율변동성의 순으로 변동성이 큰 것으로 나타났으며 주가, 이자율 그리고 환율 모두 최근에 올수록 변동성이 증대하고 있는 것으로 나타났다. 이처럼 금융시장의 변동성이 증대하고 있는 것은 1990년대에 들어와 금리자유화, 외환 및 자본자유화 등 금융시장에 대한 규제가 대폭 완화되었음을 반영하고 있다. 한편, 일찍이 외환 및 자본자유화를 완료한 미국은 한국보다 금융시장의 변동성 크기가 훨씬 작은 것으로 나타났다. 이는 금융시장의 변동성이 외환 및 자본자유화 이후 단기적으로는 한국의 예에서 보는 바와 같이 금융시장에서의 불확실성이 커지면서 증대하지만, 장기적으로는 금융시장이 발달할수록 미국의 예에서 보는 바와 같이 금융시장의 변동성이 줄어들어 금융시장의 안정성이 강화되는 것을 시사하고 있다.

둘째, 금융시장 변동성 간 그리고 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 상관관계분석과 그랜저 인과관계검정결과에 따르면, 한국에서는 주가의 변동성은 이자율변동성과 환율변동성에 유의적인 영향을 미치고 있는 것으로, 그리고 환율변동성과 이자율변동성은 상호 영향을 주고 있는 것으로 나타나 금융시장 간 변동성 면에서 어느 정도 연계성이 형성된 것으로 보인다. 한편, 한국의 금융시장과 실물경제의 변동성 간의 인과관계를 살펴보면 환율변동성, 이자율변동성 그리고 주가변동성이 물가변동성에 영향을 주고 있는 것으로 나타나 대체로 금융시장의 변동성이 실물경제의 변동성에 영향을 주는 것으로 보인다. 이와 같은 결과는 실물경제의 안정화를 위해서는 금융시장의 변동성을 중요한 지표로 활용할 필요가 있음을 의미한다. 그러나 미국의 경우에는 금융시장 간 연계성은 물론 금융시장과 실물경제 간의 연계성도 미미한 것으로 나타나 한국의 경우 금융시장이 발달하게 되면 오히려 변동성 면에서 금융시장 간 그리고 금융시장과 실물경제 간 연계성이 줄어들어 금융시장의 안정성이 제고될 수 있을 것으로 추측된다.

셋째, 금융시장 변동성 간의 연계성 내용을 살펴보기 위해서 충격반응분석과 예측오차분산의 분해분석을 실시한 결과, 한국의 경우는 주식시장, 채권시장 그리고 외환시장 간 변동성 면에서 상호 연계가 형성되어 있음을 보여 주고 있

다. 구체적으로 이와 같은 실증분석 결과는 한국의 경우 주식시장, 채권시장 그리고 외환시장 간 변동성 면에서 어느 정도 상호 연계성이 형성되어 있음을 보여 주고 있다. 구체적으로 주식시장에서 불확실성이 확대될 경우 이는 즉각적으로 외환시장과 채권시장에서 불확실성을 증폭시키고 있으며, 채권시장에서 불확실성이 증대하면 이는 초기에 외환시장의 불확실성을 증대시키는 연계성을 보여 주고 있다. 한편, 미국의 경우 한국보다 금융시장 간 연계성이 낮으며 급격히 소멸되는 안정적인 양상을 보여 반응기간이 상대적으로 긴 한국과 다른 모습을 보이고 있다. 이와 같은 실증분석 결과는 한국에서 금융시장의 안정화를 도모하기 위해서는 특히 주식시장의 안정화가 무엇보다도 중요하다는 사실을 암시하고 있다.

넷째, 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 연계성 내용을 살펴보기 위해서 충격반응분석과 예측오차의 분산분해분석을 실시한 결과, 한국에서는 극히 작은 규모이기는 하나 외환시장에서의 불확실성 증대는 초기에, 그리고 채권시장과 주식시장에서의 불확실성 증대는 서서히 물가의 불확실성을 높이고 있는 것을 보여 주고 있다. 산업생산의 변동성은 이자율변동성의 증대에 대해서는 초기에 감소하다가 증가하고, 주가변동성과 환율변동성 증대에 대해서는 초기에는 별 반응이 없다가 서서히 감소와 증가를 반복하는 반응을 보이고 있다. 이에 비하여 미국의 경우 금융시장의 변동성 증대가 물가변동성과 산업생산 변동성에 미치는 영향이 한국에 비해서 훨씬 작으며 빠르게 소멸되는 것으로 나타났다.

향후 연구과제는 본 연구에서 실증분석을 통해서 얻은 금융시장 변동성 간 그리고 금융시장 변동성과 실물경제 변동성 간의 연계성에 관한 한국과 미국의 비교·분석결과—금융시장이 고도로 발달된 미국의 경우 한국에 비해서 금융시장 간 연계성도 낮을 뿐만 아니라 금융시장의 변동성이 실물경제의 변동성에 미치는 효과가 그 크기면에서도 작고 더욱 빨리 소멸됨—를 금융시장의 발달 정도와 관련하여 이론적으로 일반화시키는 것이다.

참 고 문 헌

김규한, 「한국의 환율 유동화 진전과 경제의 안정성」, 『경제분석』 제4권 제2호,

한국은행, 1998, 196~219.

김규한·이명훈, 「이자율 변동성의 증대와 경제안정」, 『금융학회지』 제4권 제2호, 한국금융학회, 1999.12, 1~26.

김명기·문소상, 「환율, 금리, 주가 변동의 상호관련성 분석」, 『경제분석』 제4권 제2호, 한국은행, 1998. 11, 93~113.

이우리·김기홍, 「환율의 가변성이 우리나라 국제무역에 미치는 효과 분석: 유도형의 GARCH-M 모형의 추정」, 『경제학 연구』 제42집 제2호, 1994. 97~115.

Acemoglu, D. and F. Zilibotti, “Was Prometheus Unbound by Chance? Risk, Diversification and Growth,” *Journal of Political Economy* 105(4), Aug. 1997, 709~51.

Aghion, P., A. Banerjee, and T. Piketty, “Dualism and Macroeconomic Volatility,” *Quarterly Journal of Economics* 114, Nov. 1999, 1359~1397.

Akhtar, M. A. and R. S. Hilton, “The Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade,” *Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review* 14, 1984, 7~16.

Becketti, S. and G.H. Sellon, “Has Financial Market Volatility Increase?” *Economic Review*, FRB of Kansas City, June 1989.

Bencivenga, V.R. and B.D. Smith, “Financial Intermediation and Endogenous Growth,” *Review of Economic Studies*, 1991, 195~209.

Bernanke, B. and M. Gertler, “Financial Fragility and Economic Performance,” *Quarterly Journal of Economics* 105(1), 1990, 87~114.

Corsetti, G., V. Grilli, and N. Roubini, “Exchange Rate Volatility in Integrated Capital Markets,” *NBER Working Paper* No. 3570, Dec. 1990.

Fortune, P., “An Assessment of Financial Market Volatility: Bills, Bonds, and Stocks,” *New England Economic Review*, FRB of Boston, Nov./Dec. 1989, 13~28.

Garner, C. A., “Does Interest Rate Volatility Affect Money Demand?,” *Economic Review*, FRB of Kansas City, Jan. 1986.

Garner, C. S., “Has the Stock Market Crash Reduced Consumer Spending?,” *Economic Review*, FRB of Kansas City, Apr. 1988.

Gertler, M., “Financial Structure and Aggregate Economic Activity: An Overview,”

- Journal of Money, Credit, and Banking* 20, 1988, 25~50.
- Gotur, P., "Effects of Exchange Rate Volatility on Trade," *IMF Staff Papers* 32, 1985, 475~512.
- Greenwald, B. and J. Stiglitz, "Financial Market Imperfections and Business Cycles," *Quarterly Journal of Economics* 108, 1993, 77~114.
- Greenwood, J. and B. Smith, "Financial Markets in Development, and the Development of Financial Markets," *Journal of Economic Dynamics and Control* 21, 1997, 145~186.
- Kiyotaki, N. and J. Moore, "Credit Cycles," *Journal of Political Economy* 105, 1997, 211~248.
- Levine, D. A., "The Causes and Dangers of Interest Rate Volatility," *Journal of Portfolio Management* 3(1), Fall 1976, 14~21.
- Levine, R., "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda," *Journal of Economic Literature* 35(2), June 1997, 688~726.
- Lombra R. and F. Struble, "Monetary Aggregate Targets and the Volatility of Interest Rates," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 11, No. 3, August 1979, 284~300.
- Maskus, K. E., "Exchange Rate Risk and U.S. Trade: A Sectoral Analysis," *Economic Review*, FRB of Kansas City, Mar. 1986.
- Roley, V. V. and R. Troll, "The Impact of New Economic Information on the Volatility of Short-Term Interest Rates," *Economic Review*, FRB of Kansas City, February 1983, 3~15.
- Rosenblum, H. and S. Strongin, "Interest Rate Volatility in Historical Perspective," *Economic Perspectives*, FRB of Chicago, 1983, 10~18.
- Scott, L. O., "Financial Market Volatility," *IMF Staff Papers*, Vol. 38, No. 3, Sept. 1991, 582~625.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time?," *Journal of Finance* 44, 1989, 1115~1153.

[Abstract]

Financial Market Volatility and Real Economy —Comparing Korea with the U.S.—

Gyuhan Kim

This paper analyzes the relationship among financial market volatilities(stock price volatility, interest rate volatility and exchange rate volatility) and the relationship between financial market volatility and real economy volatility (price volatility and industrial output volatility) in Korea and the U.S.

The results are as follows. The financial market volatilities are found to be rather strongly related each other and lead the real economy volatilities in Korea. However, in the U.S. both the relationship among financial market volatilities and the relationship between financial market volatility and real economy volatility are found to be very weak. These results imply that the better financial market is developed, the weaker the relationship among financial market volatilities and the relationship between financial market volatility and real economy volatility is.

Keywords: financial market volatility, real economy volatility, relationship between financial markets

JEL Classification: G1, E0

