

# 금융시장 위기의 실물경제 부문 전이효과: 임계-VAR 모델을 이용한 실증분석\*

김 시 원\*\*

본 연구는 LSTVAR 모델을 이용하여 금융시장 충격의 실물경제 부문 전이효과와 비선형성을 분석하였다. 분석결과, 환율충격보다는 주가충격이 비선형성에 부합되는 것으로 나타났으며 거시경제 정책과 관련하여 중요한 몇 가지 유형의 금융충격 전이효과의 비선형성이 발견되었다. 첫째, 평상시에는 주가충격이 실물경제 부문에 미치는 효과가 제한적인 반면, 금융시장의 스트레스가 높거나 큰 폭의 경기후퇴 기간 중에는 실물부문으로의 전이효과가 확대되는 것으로 나타났다. 둘째, 금융충격은 충격의 방향이나 크기에 따라 비대칭적으로 실물부문에 영향을 미칠 수 있다는 가설을 검정한 결과, 가설은 대체로 지지되지만 금융시장의 상태나 경기변동 국면에 비대칭적인 효과와 관련이 있는 것은 아닌 것으로 나타났다. 셋째, 경기변동 국면에 따른 분석결과에서도 유사한 형태의 금융충격의 비선형효과가 나타나지만 금융시장 스트레스가 사용되는 경우 좀 더 명확한 비선형성이 나타났다. 이 같은 분석결과는 위기 기간 중에는 금융충격이 실물경제 부문으로 용이하게 전이된다는 것을 시사한다. 따라서 정책당국은 사소한 금융시장 교란요인에도 주의를 기울여야 하며, 경제안정화를 위해서는 이자율 정책과 같은 정통적인 실물경제 안정화 정책뿐 아니라 금융시장 안정화를 직접적인 목표로 하는 정책이 동시에 사용되어야 할 것이다.

핵심주제어: 금융충격, 실물부문전이, 비선형효과, 임계-벡터자기회기모형, 비선형충격반응함수

경제학문헌목록 주제분류: G01, E32

## I. 서론

1929~1933년의 대공황 이후에도 세계 각국들은 크고 작은 금융위기를 겪어왔다. 1987년 10월 17일에 발생한 일명 블랙먼데이로 불리는 미국 주식시장 폭

\* 본 연구는 2011년도 전남대학교 경영전문대학원 학술장학재단의 지원을 받아 수행되었다.

\*\* 전남대학 경제학부 부교수, 전화: (062) 530-1461, E-mail: seekim@jnu.ac.kr

논문투고일: 2014. 7. 29 수정일: 2014. 8. 27 게재확정일: 2014. 9. 16



〈그림 1〉 대달러 환율과 KOSPI지수 추세

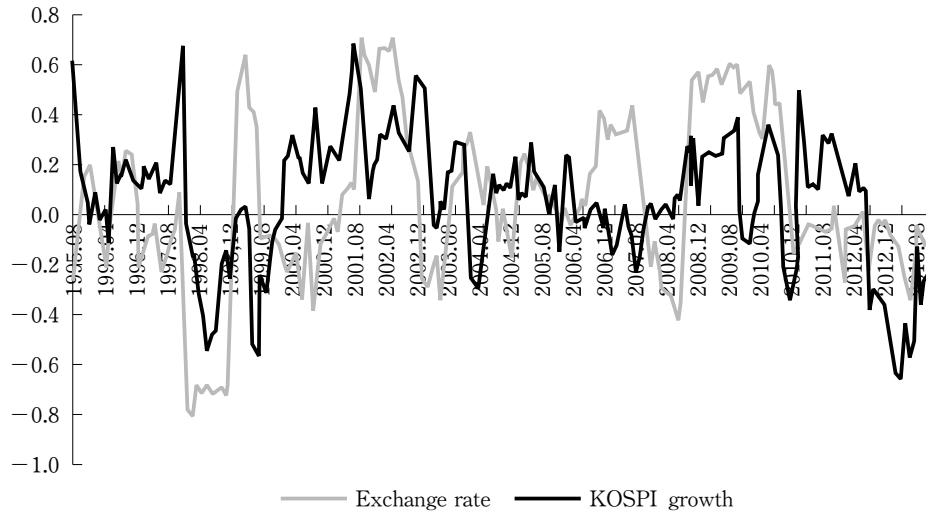
락사태, 1990년대 초의 유럽통화동맹(European Monetary Union: EMU)의 외환 위기, 1997년 말의 아시아 국가들의 외환위기 등 크고 작은 금융시장 위기가 발생하였으며, 그때마다 국제금융시장도 요동을 쳤다. 그러나 진정한 의미의 국제금융시장 위기는 2008년 미국 서브프라임 모기지 사건으로 촉발된 금융시장 충격이라 할 수 있는데, 미국 발 금융충격이 유럽과 전 세계로 전이된 국제금융시장은 대공황 이후 최대의 위기에 빠져들었다. 우리나라 금융시장도 예외는 아니어서 〈그림 1〉에 나타나는 바와 같이 2008년 말에서 2009년 초 기간 중 환율과 주가는 각각 큰 폭으로 상승, 하락하는 모습을 보였다. 그러나 더욱 극심했던 금융시장 충격은 1997년 말 외환위기 때 발생하였는데, 환율은 거의 수직으로 상승하여 2,000원에 근접했고 주가지수는 300선까지 하락하였다. 이 같은 금융충격의 영향은 금융시장에 국한된 것이 아니라 실물부문으로까지 전이되었다. 외환위기와 국제금융시장 위기 기간 중 실질소득 증가율과 실업률은 각각 전년 5.8%와 2.6%에서 1998년에는 -5.70%와 7.0%로 하락, 상승하였는데, 이는 1980년대 이후 가장 큰 변동폭을 기록한 것이었다.

금융위기에 대한 경험이 축적됨에 따라 금융충격의 효과에 대한 많은 연구들이 이루어졌는데, 이들 연구들은 주로 거시경제변수와 금융변수, 특히 주식시장 사이의 관계를 분석하였다. 주식시장과 실물의 관계는 자산가격모형에 의해 결정된다. 즉, 실물부문은 자산가격을 결정하는 펀더멘탈의 역할을 한다는 것이

다. 문제는 역인과 관계, 즉 주식가격이 실물부문에 영향을 주는가이다. Jorgenson (1971)과 Fama(1981)는 투자지출 가속이론을 제시하였다. 즉, 실물부문의 호조는 주식의 기대수익률을 높히게 되고 높아진 기대수익률은 다시 투자증가를 통해 실물부문 경기를 촉진한다는 것이다. 이 같은 직관에 기초하여 Fama(1981)와 Fama(1990)는 주식시장과 실물부문의 관계에 대한 선구적인 실증분석을 제공하였으며, 동일한 선상에서 Schwert(1990)는 100년의 장기 자료를 검토하였다. 이 같은 초기 연구 이후 실증분석들은 전형적으로 VAR 분석틀을 이용하여 주식시장과 실물부문 사이의 공적분(장기균형) 관계를 검정하거나 충격반응함수를 통한 단기효과 분석에 집중한다. Lee(1992), Cheung and Ng(1998), Mukherjee and Naka(1995) 등은 주요 선진 경제들을 분석한 대표적인 연구들이고, 이들의 분석방법은 더욱 정교화 되어 각국의 주식시장과 실물부문에 대한 분석으로 확장되었다. 우리나라 경제를 대상으로 금융충격과 실물부문의 관계를 분석한 연구로는 김규한(2001), 김종권(1999), 이해영·김종권(2005), 정성창·정석영(2002), 한덕희 등(2009)이 있다.

본 연구도 금융충격과 실물부문의 관계를 분석한다. 그러나 본 연구는 두 가지 점에서 기존 연구들과는 다른 측면에서 금융충격의 효과를 분석하였다. 첫째, 기존의 연구들은 주로 실물부문이 금융시장에 미치는 효과에 초점을 맞추어 분석하였다. 이는 금융시장 위기와 같은 특수한 상황이 아닌 한, 일반적으로 금융충격이 실물부문에 전이 되는 효과는 크지 않다는 현실인식에 기인하는 바가 크다. 반면, 본 연구는 금융충격이 실물부문에 전이 되는 효과를 분석한다.

둘째, 본 연구의 가장 큰 특징은 금융충격의 비선형적 효과를 실증분석한다는 것이다. 언급된 바와 같이 일상적인 금융충격의 실물전이 효과는 크지 않기 때문에 기존의 연구들은 주로 금융위기에 집중하는데, 문제는 위기 기간은 그 성격상 표본이 충분하지 않다는 것이다. 이 같은 이유로 많은 연구들이 주로 기술적(descriptive) 분석이나 다른 간접적인 분석방법에 의존한다. 금융충격의 효과는 단선적이지 않을 수 있다. 즉, 정상시에는 특정 금융시장 내에서 발생한 충격이 해당 금융시장 내로 한정될 수 있지만, 위기 기간에는 충격이 금융시장 전체와 실물부문으로까지 전이 되어 경제 전체가 위기 국면에 빠져들 수 있다. 예를 들어, 외부충격으로 주식시장이 대단히 불안하거나 주가하락의 폭이 지나치게 큰 시기에는, 주가충격이 환율시장이나 은행부문까지 영향을 미치게 되고, 결국 실물경제까지 위축되는 결과를 초래할 수 있다. 이는 금융충격이 실물부문에 미치는 효과가 금융시장 상황이나 경기변동 국면에 따라 비선형적일 수



〈그림 2〉 GDP 증가율과 금융변수들의 상관계수 변화

있음을 의미한다. 환율충격의 효과도 마찬가지이다. 환율의 변동은 일상적인 일이고, 설사 환율이 상당한 폭으로 변동하는 경우에도 수출입 기업이 거의 영향을 받지 않을 수 있다. 그러나 환율변동 폭이 지나치게 크거나, 환율변동은 크지 않지만 환율시장이 극도로 불안한 시기에는 수출입 기업이 환율변동에 민감한 반응을 보일 수 있다.

〈그림 2〉는 환율 변화 및 주가 변화와 실질GDP 간의 12개월 상관계수를 보여주고 있는데, 금융충격의 비선형효과 가능성과 부합하는 것으로 해석될 여지가 있어 보인다. 물론 단순상관 계수가 금융충격과 실물부문 사이의 통계적 인과관계를 의미하는 것은 아니다. 그러나 외환위기와 국제금융위기 기간을 전후해서 상관계수들이 큰 폭의 변동성을 보이고 있어, 위기 기간 중 금융충격이 실물부문에 미치는 효과에 영역전환(regime change)이 발생되었을 가능성을 추론할 수 있다. 본 연구는 TVAR(threshold vector autoregressive) 모형을 이용하여 금융충격이 실질GDP 및 인플레이션에 미치는 효과를 분석한다. TVAR 모형은 이행변수(transition variable)의 값이 특정한 임계값을 벗어나는 경우 VAR 시스템에 영역전환이 발생하는 특성을 반영하기 때문에 본 연구의 분석에 적합하다. 특별히 본 연구는 Terasvirta and Anderson(1992)이 제시하고 Weise(1999)가 통화정책 분석을 위한 VAR 모형에 응용한 LSTVAR(logistic smooth transition vector autoregressive) 모형을 사용하는데, 이는 TVAR를 포괄하는 일

반적인 모형이다.<sup>1)</sup> 저자가 아는 한, LSTVAR를 사용하여 금융충격의 실물부문 전이효과를 분석한 시도는 처음이며, 이에 본 연구의 중요한 기여가 발견된다.

본 연구는 네 개의 내생변수로 구성된 VAR 시스템을 이용하여 주가 또는 환율충격이 인플레이션과 실질생산에 미치는 효과를 분석한다. 전환변수로는 금융시장 스트레스를 대표하는 변수와 경기변동이 사용되며, 따라서 금융시장 스트레스의 정도나 특정 경기변동 국면에 따라 금융충격의 실물부문 전이효과에 영역전환이 발생되는지를 분석한다. 충격반응함수 분석결과, 특정 경기변동 기간에 금융충격의 효과에 경제적으로 의미 있는 영역전환이 발생된다는 증거는 거의 발견되지 않았다. 반면, 금융 스트레스를 전환변수로 사용한 분석에서는 금융시장 스트레스가 높은 기간 금융충격이 실물부문에 미치는 영향이 확대되는 것으로 나타났다. 이 같은 분석결과는 금융 스트레스가 높은 중, 실물부문을 안정화시키기 위해서는 통상의 경기 안정화 정책과 더불어 금융시장 안정화를 목표로 하는 정책이 요구된다는 것을 시사한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II절에서는 먼저 VAR 시스템에 비선형성이 존재하는지를 검정함으로써 LSTVAR 모형의 사용이 적절한지를 평가한다. 제III절에서는 충격반응함수를 추정하여 금융시장 조건이나 경기변동 국면에 따라 금융충격의 효과에 영역전환이 발생되는지를 분석한다. 또한 충격의 방향이나 크기에 따라 금융충격이 실물에 미치는 효과가 비대칭적인지, 이 같은 비대칭성이 금융시장 조건이나 경기변동 국면과 관계가 있는지를 분석한다. 마지막으로 제IV절에서는 주요 분석결과를 요약하고 정책적 함의를 논의한다.

## II. VAR 시스템의 비선형성 검정

본 연구는 LSTVAR 모형을 이용하여 금융시장 충격의 효과를 분석하는데, 이에 앞서 비선형-VAR의 사용이 정당화될 수 있는지를 검정할 필요가 있다. 여기서는 Terasvirta and Anderson(1992)과 Weise(1999)가 제시한 방법으로 VAR 모형의 비선형성을 검정한다. VAR를 구성하는 내생변수들이 환원(recursive)구조를 갖는다고 가정하면, 다음과 같은 축약형(reduced form) 임계

1) TVAR 모형의 사용은 1990년 중반부터 주로 통화정책의 비선형효과를 분석하기 위해 사용되기 시작하였으며, 최근에는 재정정책의 효과분석에도 적용되고 있다. 통화정책을 분석한 대표적인 연구로는 Chen and Chiang(1999)과 Balke(2000)를 들 수 있으며 재정정책의 효과를 분석한 연구는 Afonso *et al.*(2011)이 대표적이다.

(threshold)-VAR가 정의될 수 있다.

$$Y_t = C_1 + A(L)Y_{t-1} + [C_2 + B(L)Y_{t-1}]F(z_{t-d}) + u_t \quad (1)$$

$Y_t$ 는  $(n \times 1)$  벡터이고  $A(L)$ 과  $B(L)$ 은 각각 시차다항식(lag polynomial)을 나타낸다.  $F(\cdot)$ 은  $[0, 1]$ 의 값을 갖는 이행확률(transition probability)을 나타내는데, 다음과 같은 로지스틱(logistic) 함수를 가정하면, LSTVAR 모형을 얻는다.

$$F(z_{t-d}) = \frac{1}{1 + \exp[\gamma(z_{t-d} - c)]}, \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

여기서  $c$ 는 임계값(threshold value)을 나타내며, 따라서 식 (1)과 식 (2)는 이행변수(transition variable)  $z_{t-d}$ 의 값에 따라, VAR 시스템이 하나의 영역(regime)에서 다른 영역으로 이행된다는 것을 의미한다.

식 (1)과 식 (2)로 정의되는 LSTVAR 모형에서 다른 영역으로의 이행속도는 값에 의해 결정되는데,  $\gamma$ 의 값이 클수록 이행속도가 빨라지게 되어  $\gamma = \infty$ 이면 모형은 TVAR(threshold VAR) 모형이 된다.  $\gamma = 0$ 이면 모형은 일반적인 선형의 VAR 모형이 되는데, 이는 VAR 시스템의 선형성을 검정하는 한 가지 방법을 제공한다. 즉, 대립가설  $H_1: \gamma > 0$ (비선형 VAR)에 대해 귀무가설  $H_0: \gamma = 0$ (선형 VAR)를 검정할 수 있다. 본 연구는 Terasvirta(1994)와 Weise(1999)에 따라, 먼저 식 (1)의 선형근사식을 추정한다.

$$Y_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} X_{jt} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

여기서  $\alpha_{ij} = (\alpha_{ij}^1, \alpha_{ij}^2, \dots, \alpha_{ij}^p)$ 이고  $X_{jt} = (Y_{jt-1}, Y_{jt-2}, \dots, Y_{jt-p})'$ 이다. 다음 단계에서는 식 (3)으로부터 얻은 잔차항에 대해 다음과 같은 보조회귀식을 추정한다.

$$\hat{u}_{it} = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} X_{jt} + \sum_{j=1}^n \delta_{ij} z_{t-d} X_{jt} + v_{it} \quad (4)$$

Terasvirta(1994)는  $H_0: \gamma = 0$ 에 대한 검정은  $\delta_{ij} = 0$ 에 대한 검정과 동일함을

보였다.  $SSR_0 = \sum \hat{u}_{it}^2$ 와  $SSR_1 = \sum \hat{v}_{it}^2$ 를 이용하면 선형성 검정을 위한  $LM$ -통계량은 다음과 같이 구축된다.

$$LM = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad (5)$$

이 같은  $LM$ -통계량은  $\chi^2(pn)$  분포를 갖는다. 또한 VAR를 구성하고 있는 모든 식들에 동시에 비선형성이 존재하는지를 검정하기 위해서는  $LM$ -통계량을 사용한다.

$$LR = T[\ln|\hat{\Omega}_0| - \ln|\hat{\Omega}_1|] \quad (6)$$

여기서  $\hat{\Omega}_0 = \sum \hat{u}_i \hat{u}_i'$ 와  $\hat{\Omega}_1 = \sum \hat{v}_i \hat{v}_i'$ 이다.

<표 1>과 <표 2>는 VAR 시스템의 선형성을 검정한 결과이다. 본 연구는 금

<표 1> 비선형성에 대한 LM 검정(주가충격 VAR)

|            | $dy_t$           | $dp_t$           | $ds_t$           | $fs_t$            | All(LR)           |
|------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| $dy_{t-1}$ | 57.59<br>(0.000) | 28.63<br>(0.047) | 36.47<br>(0.005) | 50.53<br>(0.016)  | 165.70<br>(0.001) |
| $dy_{t-2}$ | 42.28<br>(0.002) | 19.41<br>(0.324) | 39.53<br>(0.002) | 43.21<br>(0.029)  | 143.80<br>(0.002) |
| $dy_{t-3}$ | 33.93<br>(0.011) | 23.18<br>(0.154) | 23.78<br>(0.136) | 46.18<br>(0.028)  | 122.50<br>(0.004) |
| $dy_{t-4}$ | 17.69<br>(0.409) | 19.95<br>(0.286) | 20.57<br>(0.245) | 24.26<br>(0.156)  | 81.10<br>(0.088)  |
| $fs_{t-1}$ | 63.91<br>(0.000) | 35.87<br>(0.006) | 39.17<br>(0.001) | 115.60<br>(0.000) | 268.80<br>(0.000) |
| $fs_{t-2}$ | 51.61<br>(0.000) | 27.84<br>(0.059) | 32.32<br>(0.012) | 74.68<br>(0.002)  | 193.10<br>(0.000) |
| $fs_{t-3}$ | 29.23<br>(0.041) | 25.19<br>(0.093) | 30.13<br>(0.021) | 61.31<br>(0.009)  | 148.20<br>(0.001) |
| $fs_{t-4}$ | 19.86<br>(0.295) | 15.28<br>(0.551) | 27.94<br>(0.043) | 44.64<br>(0.022)  | 113.40<br>(0.007) |

주: 괄호 안은 bootstrapped-p 값이다.

〈표 2〉 비선형성에 대한 LM 검정(환율충격 VAR)

| 전환변수       | $dy_t$           | $dp_t$           | $ds_t$           | $fs_t$           | All(LR)           |
|------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|
| $dy_{t-1}$ | 57.56<br>(0.000) | 22.69<br>(0.165) | 24.68<br>(0.109) | 33.90<br>(0.047) | 128.81<br>(0.000) |
| $dy_{t-2}$ | 47.02<br>(0.000) | 21.02<br>(0.239) | 26.93<br>(0.065) | 20.97<br>(0.237) | 109.14<br>(0.005) |
| $dy_{t-3}$ | 20.43<br>(0.256) | 22.71<br>(0.173) | 22.60<br>(0.170) | 28.59<br>(0.088) | 80.28<br>(0.080)  |
| $dy_{t-4}$ | 16.18<br>(0.532) | 16.38<br>(0.488) | 18.94<br>(0.337) | 27.08<br>(0.104) | 66.80<br>(0.317)  |
| $fs_{t-1}$ | 54.05<br>(0.000) | 23.13<br>(0.144) | 26.29<br>(0.067) | 88.02<br>(0.000) | 197.40<br>(0.000) |
| $fs_{t-2}$ | 47.12<br>(0.000) | 23.17<br>(0.150) | 21.33<br>(0.219) | 24.48<br>(0.148) | 107.46<br>(0.008) |
| $fs_{t-3}$ | 35.71<br>(0.005) | 21.50<br>(0.215) | 23.62<br>(0.127) | 35.67<br>(0.039) | 107.01<br>(0.006) |
| $fs_{t-4}$ | 14.95<br>(0.607) | 17.34<br>(0.434) | 17.29<br>(0.433) | 32.72<br>(0.062) | 76.19<br>(0.134)  |

주: 괄호 안은 bootstrapped-p 값이다.

용시장 조건이나 경기변동 국면에 따라 금융시장 충격이 실물경제에 미치는 효과가 달라질 수 있는지를 분석한다. 분석에 사용되는 VAR 시스템은 네 가지 내생변수, 생산변화( $dy_t$ ), 인플레이션( $dp_t$ ), 금융시장 충격( $ds_t$ ) 및 금융시장 스트레스( $fs_t$ )의 네 가지 내생변수들로 구성된다. 이 중 경기변동을 대표하는 생산변화와 금융시장 스트레스를 대표하는 변수를 전환변수로 선택하였으며 4차까지의 시차변수들이 사용되었다. VAR 시스템을 구성하는 내생변수들과 시차의 선택 및 사용된 자료에 대한 자세한 논의는 다음 절에서 설명한다.

금융시장 충격을 대표하는 변수로는 주가 변화와 환율 변화 두 가지 변수가 사용되었는데, 먼저 〈표 1〉의 주가충격 효과의 분석을 위한 VAR 모형에 대한 선형성 검정결과를 보면 선형성이 강하게 기각되고 있다. 표의 마지막 열은 VAR를 구성하고 있는 네 개의 방정식 모두가 동시에 선형식이라는 귀무가설에 대한 검정결과인데, 두 가지 전환변수들에 대해 선형성이 강하게 기각되는 것으로 나타났다. 개별 방정식들을 보면, 먼저 생산방정식은 4시차 전환변수를 제외하고 모든 경우에서 선형성이 기각되고 있다. 주가변화방정식과 금융시장



스트레스 방정식에 대한 검정결과에서도 대부분의 전환변수들에 대해 선형성이 기각되는 것으로 나타났다. 반면, 인플레이션 방정식은 다른 방정식들보다는 상대적으로 약하게 비선형성과 부합하는 검정결과들이 나타난다. <표 2>의 환율 충격 효과의 분석을 위한 VAR 모형에 대한 검정결과에서도 추가충격에 대한 분석모형과 유사하게 비선형성이 존재한다는 증거가 발견되었다. 눈에 띄는 것은 인플레이션 방정식은 모든 전환변수들에 대해 비선형성이 존재하지 않는 것으로 나타났다는 것이다.

이상은 선형근사식(linear approximation)에 의한 비선형성 검정법이다. 또 하나의 가능한 검정방법은 LSTVAR 모형을 직접 추정하여 비선형성을 검정하는 것이다. 그러나 이 경우 과소식별(underidentification)로 인해 계수값들이 유일하게(unique) 추정되지 않는 문제가 발생된다. 여기서는 Terasvirta and Anderson (1992)과 Weise(1999)에 따라, 임계값이 알려져 있다는 가정함으로써 과소식별 문제를 우회하는 방법을 택하였다. 본 연구의 목적은 영역전환이 발생하는 정확한 임계점을 추정하는 것이 아니기 때문에 이 같은 가정이 분석에 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다.

<표 3>에는 주어진 임계값에 대해  $\gamma$ 의 추정값이 보고되어 있다. 여기서는 표본의 하위 30% 값을 임계값으로 선택하였는데, 전환변수 시차의 차수에 따라 평활화계수의 값이 다양하게 추정되는 것으로 나타났다. 1시차 전환변수에 대해서는  $\gamma$ 의 값이 사실상 0에 가깝게 추정되어 <표 1>과 <표 2>의 비선형성과 상충되는 결과를 보였다. 이에 대한 가능한 한 해석은 실제 임계값이 선택된 하위 30% 표본값보다 대단히 작다는 것이다. 반면, 다른 시차의 전환변수들에 대해서는  $\gamma$ 가 0보다 큰 값으로 추정되어 비선형성과 부합하는 결과를 보였다. 한 가지 눈에 띄는 것은 큰 차수의 시차변수에 대해  $\gamma$ 값이 증가하는 경향이 있다는 것이다. 이는 경제가 금융충격에 반응하여 조정될 시간이 충분할수록 영역전환이 빠르게 발생된다는 것으로 해석될 수 있으며, 따라서 직관에 부합하는 것으로 받아들여진다. 특히, 금융 스트레스의 4시차 변수가 사용되는 경우의 값이 100을 초과하는 것으로 나타나 추가충격에 대한 영역전환의 속도가 TVAR와 거의 비슷한 것으로 나타났다. 한편, 표에는 TVAR 가정( $\gamma = \infty$ ) 하에 임계값을 추정한 결과도 보고되어 있다. 첫 번째 패널에서 1시차 전환변수에 대해 임계값은 각각  $-0.479$ 와  $-1.150$ 으로 추정되었는데 이는 하위 30% 표본값인  $0.032$ 와  $-0.280$ 보다 대단히 작은 값인데, 이는  $\gamma$ 의 값이 0에 가깝게 추정되는 이유에 대한 추론을 확인하는 것으로 해석된다.

〈표 3〉 최적의 평활계수와 임계점 추정

| 전환변수       | 주가충격 VAR |                    | 환율충격 VAR |                    |
|------------|----------|--------------------|----------|--------------------|
|            | $\gamma$ | $c(\gamma=\infty)$ | $\gamma$ | $c(\gamma=\infty)$ |
| $dy_{t-1}$ | 0.015    | -0.479             | 0.017    | -0.479             |
| $dy_{t-2}$ | 25.707   | -0.134             | 34.432   | -0.134             |
| $dy_{t-3}$ | 3.485    | 0.390              | 3.538    | 0.390              |
| $dy_{t-4}$ | 17.304   | 0.656              | 29.131   | 0.656              |
| $fs_{t-1}$ | 0.014    | -1.150             | 0.015    | -1.150             |
| $fs_{t-2}$ | 1.371    | -1.150             | 0.466    | -0.760             |
| $fs_{t-3}$ | 1.700    | -1.380             | 1.435    | -1.150             |
| $fs_{t-4}$ | 129.670  | -1.380             | 2.195    | -1.380             |

〈표 4〉 임계효과에 대한 검정

| 개별 방정식 | 주가충격 VAR         |                  |                   |                   | 환율충격 VAR         |                  |                  |                   |
|--------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|
|        | $dy_{t-2}$       | $dy_{t-3}$       | $fs_{t-2}$        | $fs_{t-3}$        | $dy_{t-2}$       | $dy_{t-3}$       | $fs_{t-2}$       | $fs_{t-3}$        |
| $dy_t$ | 2.169<br>(0.106) | 3.520<br>(0.006) | 3.624<br>(0.017)  | 2.316<br>(0.128)  | 1.434<br>(0.447) | 2.299<br>(0.083) | 2.629<br>(0.270) | 2.533<br>(0.111)  |
| $dp_t$ | 1.360<br>(0.473) | 1.830<br>(0.196) | 1.846<br>(0.314)  | 1.952<br>(0.238)  | 1.046<br>(0.739) | 1.466<br>(0.398) | 1.717<br>(0.621) | 2.179<br>(0.178)  |
| $ds_t$ | 3.283<br>(0.014) | 2.192<br>(0.110) | 3.578<br>(0.023)  | 2.800<br>(0.064)  | 2.223<br>(0.054) | 2.129<br>(0.056) | 3.121<br>(0.099) | 3.008<br>(0.017)  |
| $fs_t$ | 2.842<br>(0.003) | 4.172<br>(0.000) | 16.886<br>(0.000) | 15.132<br>(0.000) | 1.941<br>(0.056) | 3.218<br>(0.002) | 7.565<br>(0.002) | 10.117<br>(0.000) |
| All    | 5.672<br>(0.001) | 5.422<br>(0.000) | 10.615<br>(0.000) | 10.356<br>(0.000) | 3.833<br>(0.019) | 4.286<br>(0.004) | 7.745<br>(0.017) | 9.431<br>(0.000)  |

주: 괄호 안은 bootstrapped-p 값이다.

〈표 4〉에서는 〈표 3〉에서 선택된 임계값(하위 표본 30%)과 추정된 값을 이용하여 금융시장 충격의 비선형성 효과를 검정한 결과가 보고되어 있다. 즉,  $H_0:C_2=0, B(L)=0$ 에 대한  $F$ -검정결과이다. 〈표 3〉에서 1시차 전환변수에 대해서는  $\gamma$ 값이 0에 가깝게 추정되어 모형이 선형에 가까운 것으로 나타났고 4시차 전환변수에 대해서는  $\gamma$ 값이 대단히 큰 값으로 추정되어 모형이 TVAR에 가까운 것으로 나타났다. 이 같은 결과를 반영하여, 〈표 4〉에는 2시차와 3시차 전

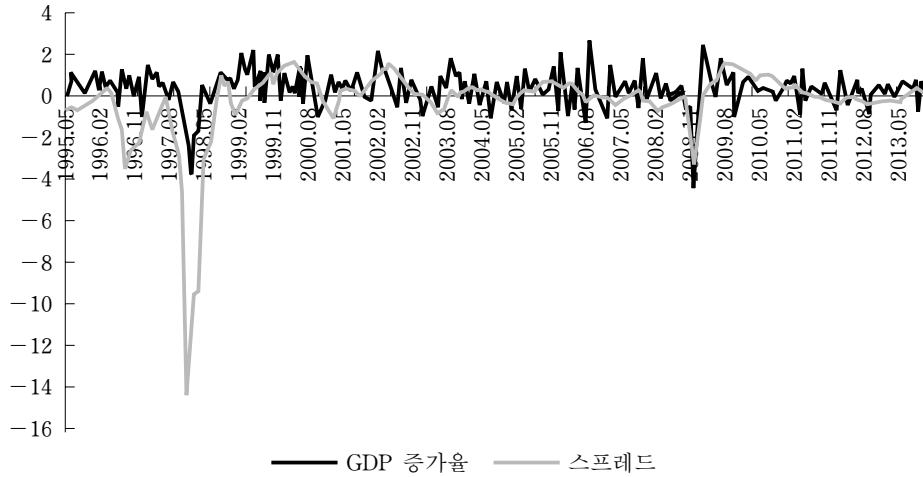
환변수를 사용한 결과만을 보고하였다. 먼저, 마지막 행에는 VAR 시스템의 모든 방정식에 동시에 비선형효과가 존재한다는 가설에 대한 검정통계량이 보고되어 있는데, <표 1>과 <표 2>의 결과와 마찬가지로 선형성이 압도적으로 기각되는 것으로 나타났다. 개별 방정식에 대한 검정결과를 보면, 추가충격 분석을 위한 VAR 모형의 경우 <표 1>과 비슷한 결과를 보인다. 생산방정식, 추가변화 방정식 및 금융 스트레스 방정식에서는 비선형성에 대한 강한 증거가 발견되는 반면, 인플레이션 방정식은 비선형성과 부합하지 않는 것으로 나타났다. 환율충격 분석을 위한 VAR 모형에 대한 결과도 <표 2>와 대체로 비슷하나 차이도 발견된다. 가장 큰 차이는 생산방정식인데, <표 2>에서와는 달리 비선형성에 대한 증거는 거의 발견되지 않는 것으로 나타났다.

### Ⅲ. 금융시장 충격이 실물부문 경제에 미치는 효과

#### 1. 자료와 비선형 충격반응함수

비선형성 검정과 충격반응함수 분석에 사용되는 VAR 시스템은 네 개의 내생변수—실질GDP 증가율, 인플레이션, 금융시장 충격, 금융시장 스트레스—로 구성되어 있다. 변수의 순서는 가정된 VAR 환원(recursive)구조와 경제적 의미에 부합되도록 결정되었다. 즉, GDP 증가율은 인플레이션율과 금융시장 변수들에 동시적(contemporaneous) 영향을 미치지만 금융시장 변수들은 시차를 두고 실질GDP에 영향을 미치는 것으로 가정되었다. 또한 금융시장 스트레스가 마지막에 위치한 것은 실물부문 변수들과 금융시장 변수들 모두 금융시장 스트레스에 동시적인 영향을 미친다는 가정에 따른 것이다. 이분산(heteroskedasticity) 하에서 변수들의 동시적 관계는 상태(state) 의존성을 보이기 때문에, 가정된 변수의 순서로는 실물부문의 충격에 대한 금융부문의 충격반응함수 추정은 부적합하다. 따라서 분석의 초점은 금융충격에 대한 실물부문의 충격반응함수 추정에 두어진다. 모든 변수들은 변화율 또는 비율이기 때문에 안정적(stationary) 시계열이며, 따라서 VAR 방정식들에 오차수정항(error correcting term)은 불필요하다. 마지막으로 VAR의 시차는 Akaike 정보기준에 의해 4시차로 결정되었다.

금융시장 충격을 대표하는 변수들로는 KOSPI 증가율과 달러환율의 변화율이 사용되었다. 금융시장 스트레스를 나타내는 변수로는 자료의 가용성을 반영하



〈그림 3〉 월별 실질GDP 증가율과 스프레드

여 91일 CP 수익률과 3년 만기 국채 수익률의 차이, 즉 스프레드가 사용되었다.<sup>2)</sup> 따라서 사용된 금융시장 스트레스지수는 장단기 금리 스프레드뿐 아니라 신용위험을 반영한다. 인플레이션은 소비자물가지수 증가율로 정의되었다. 모든 변수들은 1995년 1월에서 2013년 12월까지 월별 자료들이 사용되는데, GDP 자료는 분기별로만 공표된다는 문제가 있다. 대안으로 산업생산지수를 사용할 수 있으나 산업생산지수에는 제조업과 광업만이 포함되는 한계가 있으며, 이와 더불어 지수이기 때문에 수준(level)에 대한 분석은 불가능하다는 문제점이 있다. 본 분석에서는 Chow and Lin(1971)의 외삽법(interpolation)에 의해 분기별 GDP를 월별 자료로 전환하여 사용하였다. Chow and Lin의 외삽법은 분기별 자료를 관련된 월별 자료에 대해 회귀분석하여 월별 자료를 추정하는 방법인데, 본 분석에서는 산업생산지수, 수출액, 통화량의 세 가지 관련된 자료를 사용하여 추정하였다. 〈그림 3〉은 추정된 월별 실질GDP와 스프레드를 보여주고 있는데, 두 시리즈 모두 외환위기 기간과 국제금융위기 기간 중 큰 폭으로 하락하였음을 나타내고 있다.

본 연구는 금융시장의 충격이 실물부문에 전이되는 효과에 비선형성이 존재

2) 미국의 경우 연준이 다양한 금융시장 지표를 이용하여 금융시장 스트레스지수를 공식적으로 추정하고 있다. 우리나라의 경우 한국금융연구원(2011)에서 다양한 금융지표를 이용하여 금융상황지수를 추정한 경우가 있으나 공식적인 지표는 아니며 지속적으로 추정되고 있지는 않다. 한편, KOSPI 증가율도 대안적인 스트레스지수로 사용될 수 있으나 본 분석의 결과 VAR의 비선형성과는 부합하지 않는 것으로 나타났다.

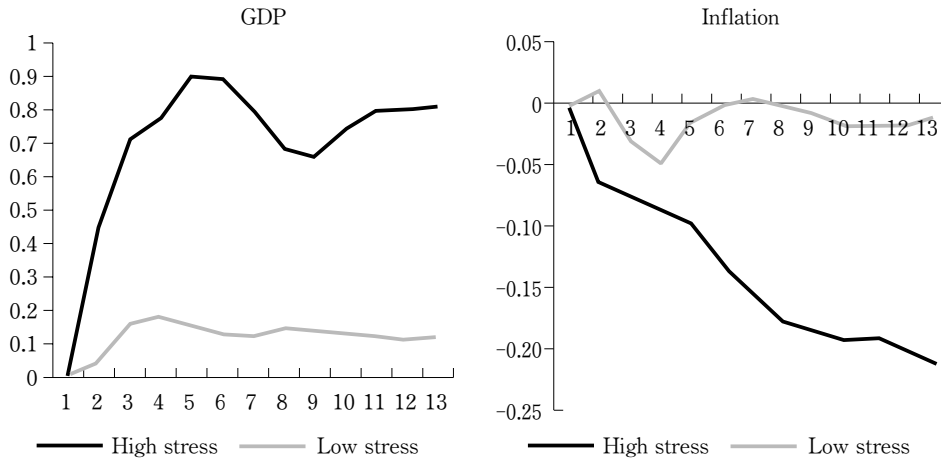
하는지를 분석한다. 특히, 금융시장의 초기 조건에 따라 금융시장 충격의 실물 부문으로의 전이효과에 영역전환이 발생하는지를 분석한다. 또한 금융시장 충격의 방향(양의 충격 또는 음의 충격)이나 강도에 따라 금융충격의 실물부문으로의 전이효과에 비대칭성이 나타나는지를 분석하며, 이 같은 종류의 비대칭효과가 금융시장의 초기 조건과 관계가 있는지를 분석한다. 이를 위해 충격반응 함수를 추정하여 분석한다. 먼저, 선택된 임계값과 <표 3>에서 추정된 값을 이용하여 LSTVAR 모형을 추정한다. 이렇게 추정된 LSTVAR 모형의 잔차(residuals)로부터 0에서  $q$ 기까지의 충격을 생성하고, 주어진 초기 조건에 대해 생성된 충격을 모형에 대입하여 시뮬레이션 자료를 생성한다. 선형모형에 대해서도 동일한 과정을 반복하여 자료를 생성할 수 있는데, 이같이 얻은 자료와 LSTVAR로부터 얻은 시뮬레이션 자료의 차이가 LSTVAR의 예측함수(forecasting function)이며 이것이 주어진 초기 조건과 충격에 대한 충격반응함수이다.<sup>3)</sup> 이상의 과정을 100번 반복하여 평균을 한 결과가 최종 충격반응함수이다. 자세한 과정은 Weise(1999)에 나타난다.

## 2. 금융시장 스트레스와 금융충격의 실물부문 전이효과

### (1) 금융시장 스트레스와 주가충격의 전이효과

<그림 4>~<그림 6>은 금융시장 스트레스지표, 즉 CP 수익률과 국고채 수익률 사이의 스프레드를 전환변수로 사용한 충격반응함수 추정결과이다. 먼저 <그림 4>는 금융시장 초기 조건에 따라 주가충격의 전이효과에 영역전환이 발생하는지를 보여주고 있는데, 여기서 충격반응은 1% 표준오차의 주가 변화 충격에 대한 누적 반응이다. 먼저 주가충격이 GDP 증가율에 미치는 효과의 부호는 일반적인 관념과 부합하는 것으로 나타났다. 반면, 양(+ )의 주가충격이 인플레이션을 하락시키는 것으로 나타나 일반적인 관념과는 부합하지 않는 것으로 보인다. 피셔(Fisher) 가설에 따르면, 주식과 채권은 인플레이션에 대해 헤지(hedge)수단이 된다. 즉, 명목수익률과 인플레이션은 같은 방향으로 움직여야 된다는 것이다. 그러나 이 같은 가설은 현실 데이터에 의해 지지되지 않는 것으로 알려져 있으며, 많은 시도에도 불구하고 완전히 설명되지 않은 채 여전히

3) Balke(2000)가 밝혔듯이 선형의 VAR와는 달리 비선형 VAR의 예측함수(forecasting function)의 표준오차는 예측오차와 동일한 것은 아니며, 따라서 비선형 VAR의 충격반응함수의 정확한 신뢰구간을 구축할 수 없다.



〈그림 4〉 초기 금융시장 조건에 따른 충격반응(1% 표준오차 주가충격)

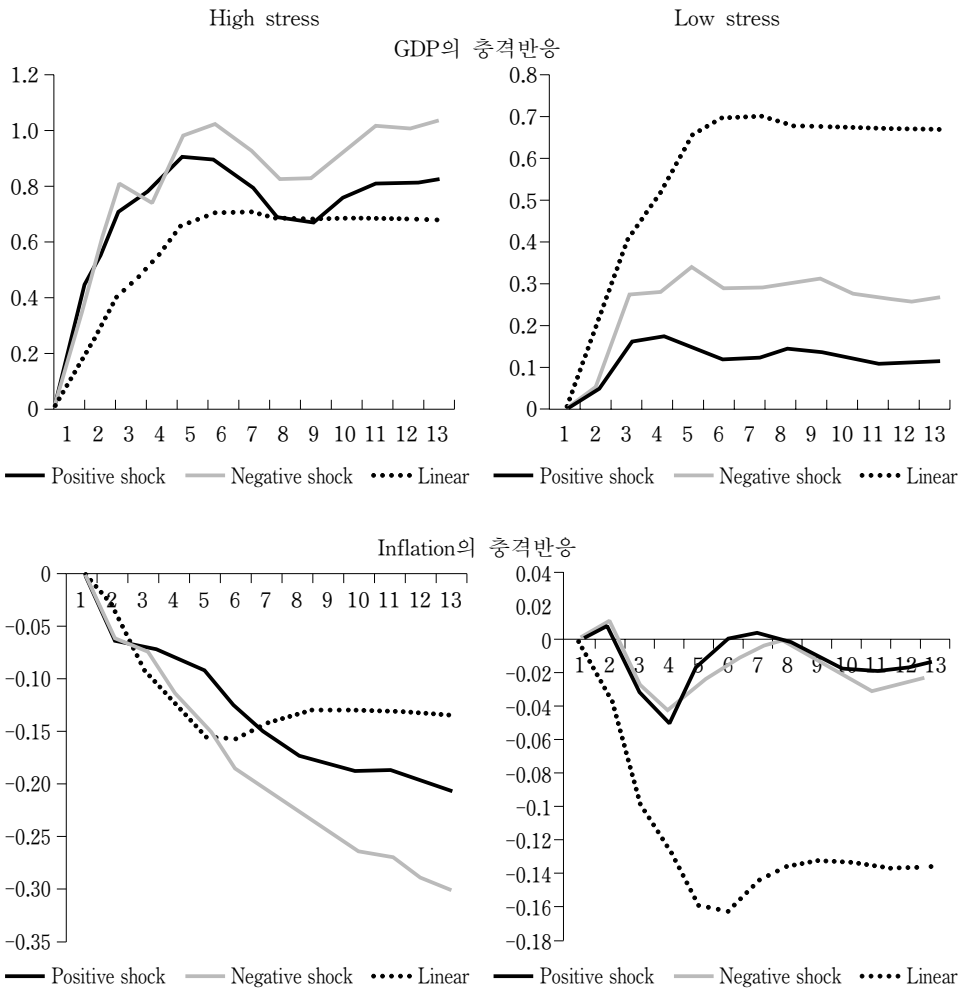
퍼즐로 남아 있다.<sup>4)</sup> 본 연구의 임계효과를 고려한 비선형 VAR 모형도 퍼즐을 설명하는 데는 실패했다고 할 수 있다. 또 다른 가능한 설명은 그러나 본 연구의 목적은 주가와 인플레이션 사이의 정확한 인과관계를 밝히는 것은 아니며 금융충격이 실질생산에 미치는 효과에 분석의 초점이 있기 때문에 더 이상의 분석을 시도하지는 않았다.

그림에서는 금융시장의 초기 조건에 따른 주가충격의 효과를 보기 위해 표본을 초기의 금융시장 스트레스가 높은 기간과 낮은 기간으로 나누어 시뮬레이션을 수행하여 충격반응함수를 추정하였다. 스트레스(high stress)가 높은 기간의 충격반응함수는 전환변수의 값이 하위 표본 30% 값보다 작은 경우, 이를 초기 금융시장 조건으로 하여 추정된 결과이고 스트레스(low stress)가 낮은 기간은 하위 30% 값보다 높은 경우의 충격반응함수이다. 그림에서 보는 바와 같이, 명확하게 금융시장이 초기에 스트레스가 낮은 상태보다는 높은 상태에 있을 때 주가충격이 생산에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 스트레스가 낮은 기간에는 1% 표준오차 주가충격에 대해 생산증가율의 반응은 0.2%를 초과하지 않는 반면, 높은 스트레스 기간에는 1%에 육박하는 반응을 보인다. 인플레이션의 충격반응에서도 유사한 패턴이 발견된다. 평상시에는 주가충격이 인플레이션에 거의 영향을 미치지 못하는 반면, 높은 스트레스 기간에는 1% 표준오차

4) 퍼즐을 설명하고자 한 선구적인 연구는 Fama(1981)이며, 후속 연구들의 기준의 역할을 하였다.

충격에 대해  $-0.2\%$ 를 초과하는 정도까지 인플레이션이 반응하는 것으로 나타났다. 따라서 분석결과는 금융시장 위기 기간에 금융충격의 실물전이 효과에 영역전환이 발생한다는 가설과 부합하는 것으로 해석된다.

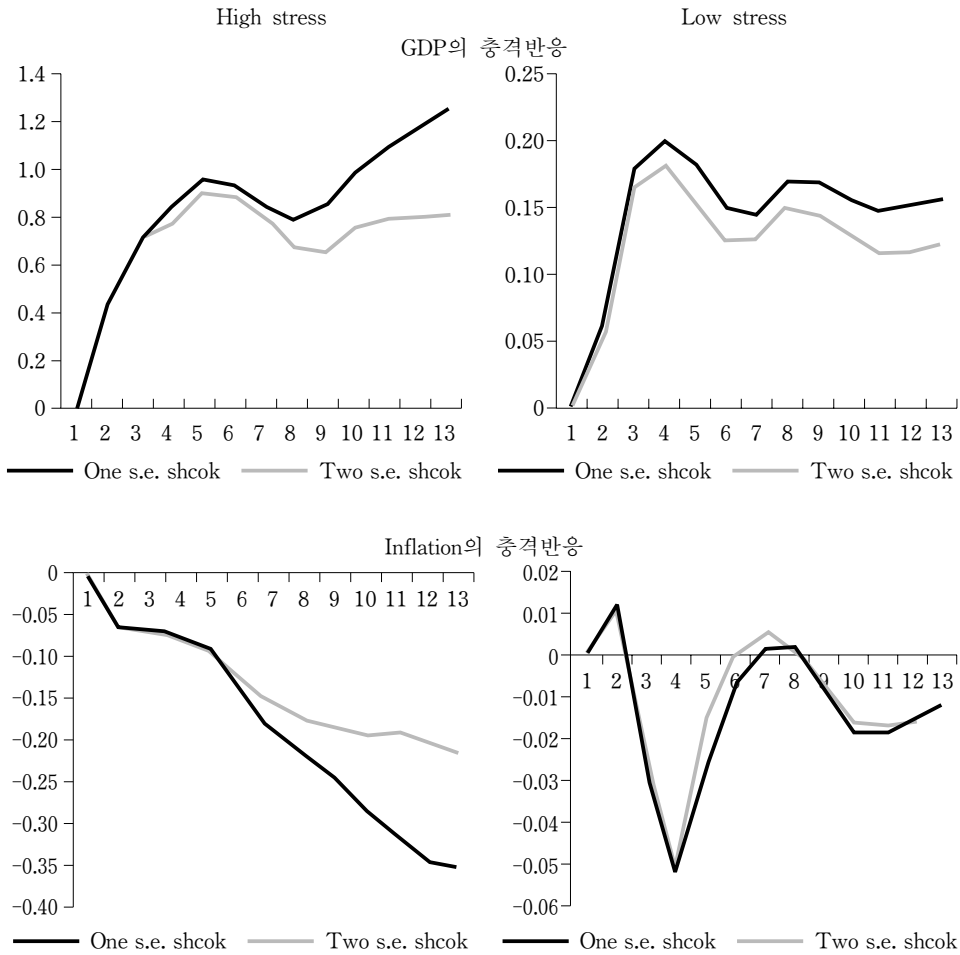
다음으로 <그림 5>는 주가충격의 방향에 따라 실물부문의 반응이 비대칭적인지를 분석한 결과이다. 여기서 명확한 비교를 위해 음(-)의 주가충격에 대한 충격반응에는  $-1$ 을 곱하였으며, 비교를 위해 선형 VAR를 가정한 충격반응함수도 보고하였다. 먼저 GDP 증가율의 반응을 보면, 양(+)  
의 주가충격보다는 음(-)의 주가충격에 대해 강한 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이는, 예컨대



<그림 5> 주가충격 방향에 따른 충격반응함수(1% 표준오차 주가충격)

투자자들이 주식시장의 긍정적 충격보다는 부정적 충격에 더욱 민감하다는 것을 암시한다. 그러나 이 같은 비대칭적 전이효과는 금융시장의 스트레스 정도와는 상관없이 나타나고 있다. 금융시장의 초기 조건이 중요한 역할을 하는 경우는 인플레이션의 충격반응에서 발견된다. 금융시장 스트레스가 낮은 기간에는 양의 주가충격과 음의 주가충격에 대해 인플레이션의 반응은 사실상 대칭적인 반면, 스트레스가 높은 기간에는 음의 주가충격에 대해 상대적으로 강하게 반응하는 것으로 나타났다.

마지막으로 <그림 6>은 주가충격의 강도에 따른, 즉 1% 및 2% 표준오차 주가충격에 대한 실물부문의 반응인데 주가충격의 방향에 따른 반응과 유사한 패



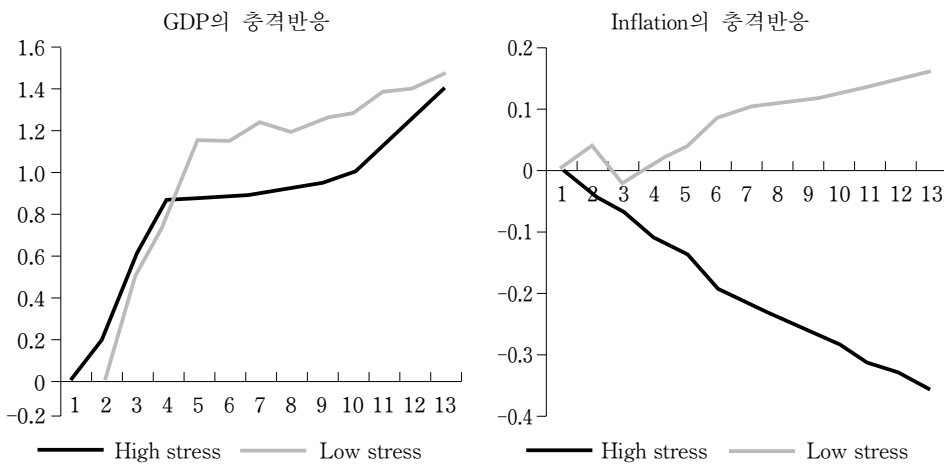
<그림 6> 주가충격의 강도에 따른 충격반응(1%, 2% 표준오차 주가충격)



턴의 비대칭성이 나타나고 있다. 그림에는 비교를 쉽게 하기 위해 2% 표준오차 충격에 대한 충격반응은 2로 나누었다. 실질GDP 증가율은 강한 주가충격에 대해 상대적으로 강하게 반응하는 것으로 나타났다. 이 같은 비선형 반응은 금융시장 스트레스와 상관없이 관찰되나, 한편으로는 높은 스트레스 기간에 다소 강한 비대칭성이 나타나고 있다. 인플레이션은 좀 더 명확하게 주가충격의 강도에 따라 다른 반응을 보이는 것으로 나타났다. 낮은 스트레스 기간에는 인플레이션의 충격반응이 주가충격의 강도와 상관없이 사실상 대동소이한 반면, 높은 스트레스 기간 중에는 강한 주가충격이 인플레이션에 상대적으로 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

(2) 금융시장 스트레스와 환율충격의 전이효과

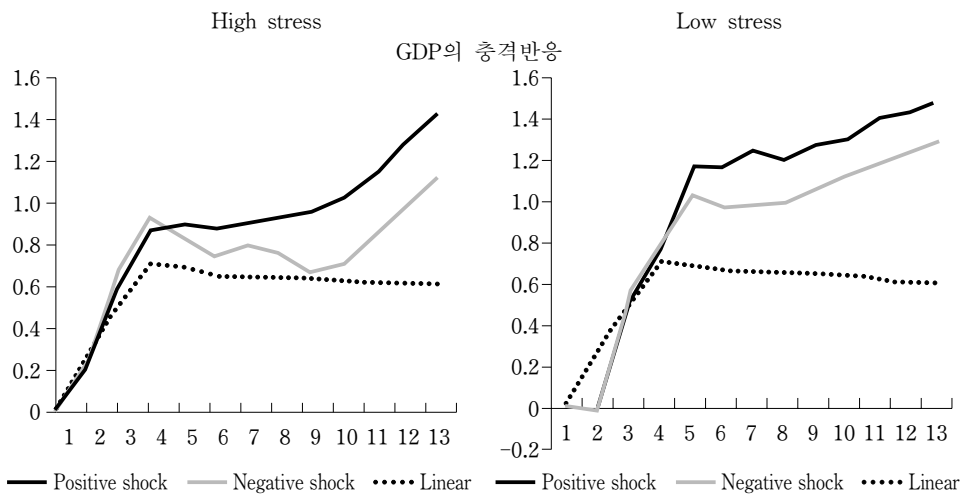
우리나라는 수출입의 비중이 높을 뿐 아니라 금융시장의 개방도 상당히 진전되어 환율변동에 민감한 경제구조를 갖고 있다. 따라서 환율충격의 효과에 대한 정확한 이해가 중요하다. <그림 7>~<그림 9>는 환율충격에 대해 <그림 4>~<그림 6>과 동일한 방식으로 충격반응함수를 추정한 결과들을 보여주고 있다. <그림 7>은 금융시장의 초기 상태에 따른 환율충격(원화가치 하락)의 효과를 보여주고 있다. 먼저 환율충격이 생산과 인플레이션에 미치는 효과의 부호는 (적어도 정상적인 기간에는) 일반적인 관념과 부합하는 것으로 나타났다. 다음으로 금융시장 초기 조건에 따른 환율충격의 효과를 보면, 금융시장 스트레



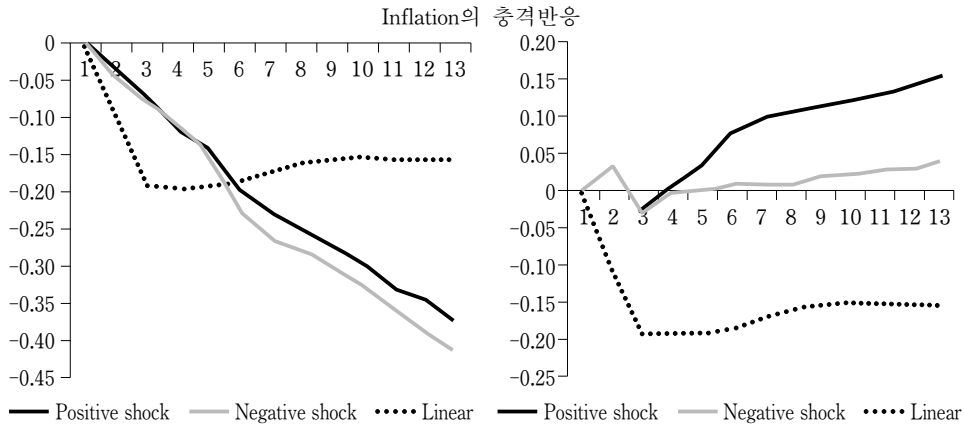
<그림 7> 초기 금융시장 조건에 따른 충격반응(1% 표준오차 주가충격)

스가 높은 기간과 낮은 기간 중 환율충격이 생산에 미치는 효과에는 큰 차이는 없으며, 오히려 스트레스가 낮은 기간 환율충격이 다소 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 주가충격에 대한 충격반응과 대비되며 의외로 받아들여질 수 있다. 이에 대한 가능한 한 설명은 <그림 1>에서 찾아질 수 있다. 즉, 금융시장 위기는 환율불안(원화가치 하락)과 깊은 관계가 있으며, 따라서 환율의 상승은 한편에서는 수출 촉진을 통해 실물경제를 회복시키는 효과가 있지만, 다른 한편에서는 금융시장 불안을 가중시킬 수 있다. 결국 이 같은 두 가지 상반된 효과의 결과로 금융시장 스트레스가 높은 기간에 환율충격의 효과가 약하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 인플레이션의 충격반응에서는 주가충격에 대한 충격반응과 유사한 비선형성이 발견된다. 스트레스가 낮은 기간에는 양의 환율충격(원화가치 하락)에 대해 인플레이션이 소폭 상승하는 반면, 스트레스가 높은 기간에는 반대로 인플레이션이 하락하는 반응을 보이는 것으로 나타났다.

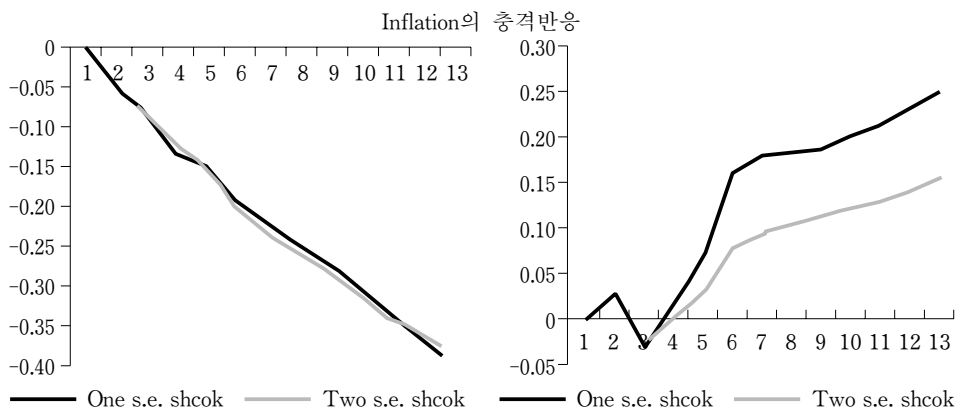
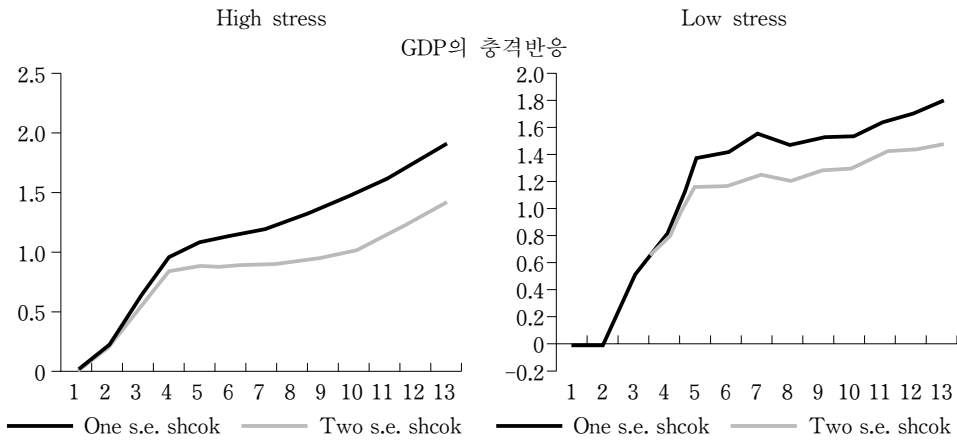
<그림 8>은 충격의 방향에 따른 환율충격의 실물부문 전이효과를 보여주고 있는데, 양의 환율충격(원화가치 하락)이 음의 환율충격(원화가치 상승)보다 생산에 더 큰 효과를 미치는 것으로 나타났다. 이 같은 비대칭성은 원화가치 상승에 대해 수출기업들이 상당한 내성이 있다는 것을 시사한다. 인플레이션에 대한 영향은, 오히려 금융시장이 정상상태인 시기에 비대칭적인 것으로 나타났는데, 음의 환율충격은 인플레이션에 거의 영향을 미치지 못하는 반면, 양의 충



<그림 8> 환율충격의 방향에 따른 충격반응함수(one s.e. shock)



<그림 8> 계속



<그림 9> 환율충격의 강도에 따른 충격반응(Positive shock)

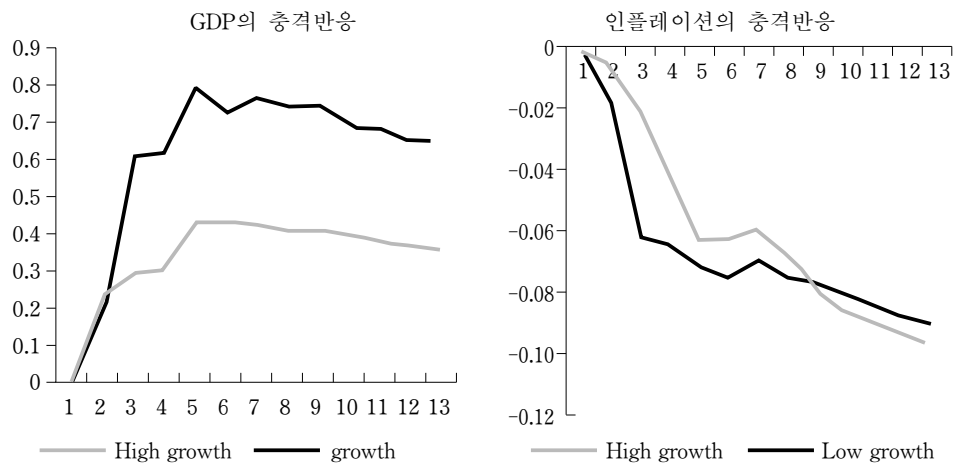
격은 인플레이션을 증시키는 것으로 나타났다. 반면, 높은 스트레스 기간에는 양의 환율충격과 음의 환율충격의 효과에 거의 차이가 없는 것으로 나타났다. 이상과 같이 환율충격의 방향에 따른 실물부문의 비대칭 반응은 금융시장의 초기 조건과 상관없이 나타나고 있다.

마지막으로 <그림 9>는 환율충격의 효과가 충격의 강도에 의존하는지를 보여주고 있는데, 대체로 강한 강도의 환율충격의 효과가 큰 것으로 나타났다. 그러나 환율충격에 대한 비대칭적 반응은 높은 스트레스 기간에 국한된 것은 아니며, 오히려 인플레이션의 경우에는 높은 스트레스 기간에는 선형의 반응을 보이는 반면, 정상적인 기간에는 충격의 강도에 따라 비선형적인 반응을 보이는 것으로 나타났다.

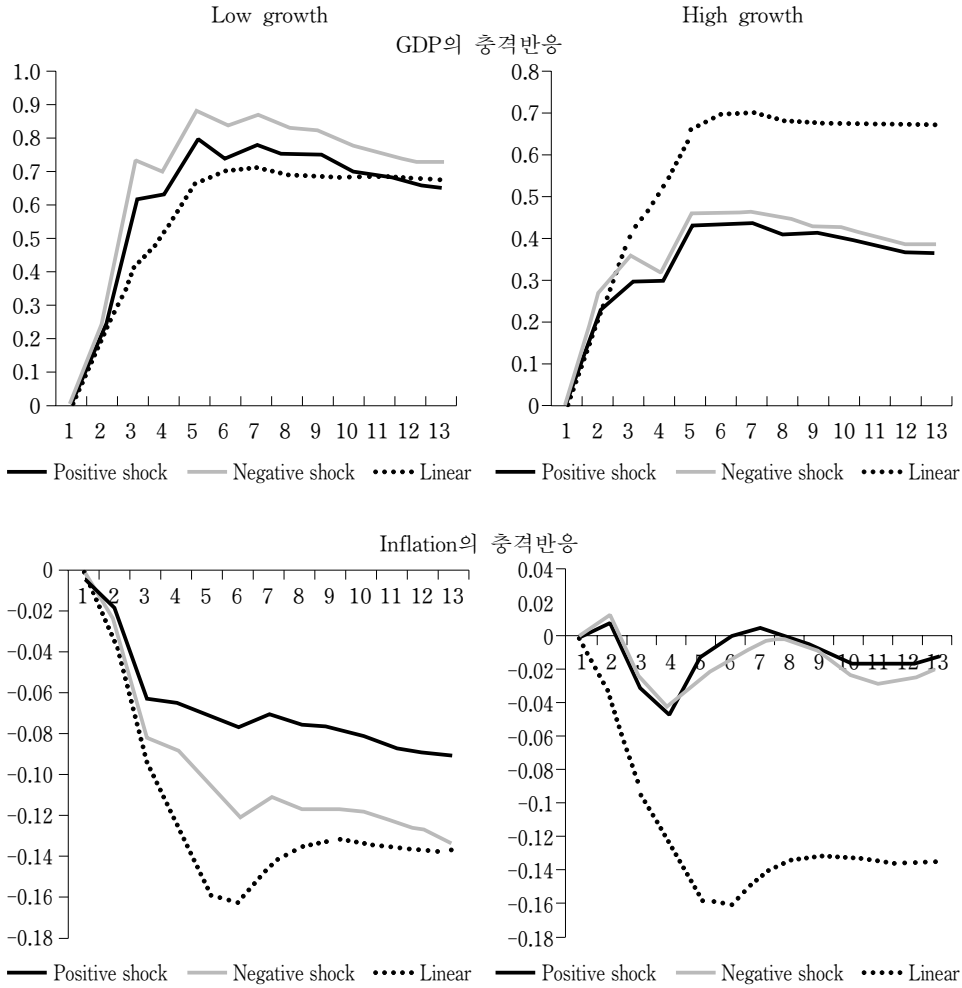
### 3. 경기변동과 금융충격의 실물부문 전이효과

#### (1) 경기변동과 주가충격의 전이효과

이상에서는 금융시장 위기와 연관시켜 주가충격 효과의 비선형을 분석하였다. 비선형성에 대한 또 다른 관심은 경기변동의 국면과의 관련성이다. 이를 보기 위해 <그림 10>~<그림 12>는 실질GDP 증가율을 전환변수로 사용한 충격 반응함수 추정결과들을 보고하고 있다. <그림 10>은 초기 경기변동 국면에 따른 주가충격의 효과를 보여주고 있다. 여기서 낮은 성장률(low growth)은 실질

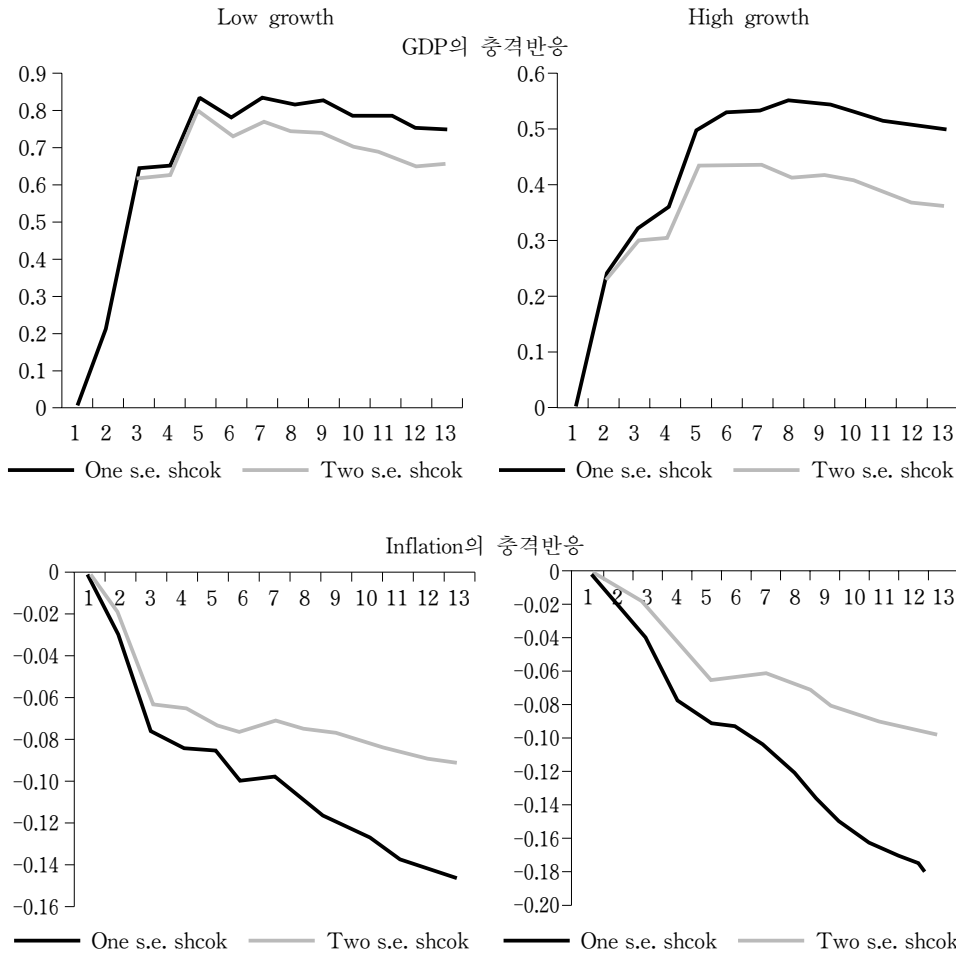


<그림 10> 초기 경기조건에 따른 충격반응(1% 표준오차 충격)



〈그림 11〉 추가충격 방향에 따른 충격반응함수(one s.e. shock)

GDP 성장률이 하위 표본 30% 값보다 작은 경우를 초기 조건으로 하여 추정된 충격반응함수를 나타내고, 높은 성장률(high growth)은 하위 30% 값보다 높은 경우를 초기 조건으로 한 충격반응함수를 나타낸다. 성장률이 높거나 정상인 시기보다는 성장률이 낮은 시기에 추가충격이 상대적으로 강하게 생산에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 〈그림 4〉의 금융시장 조건에 따른 추가충격 효과의 영역전환과 유사한 것으로 간주되며 〈그림 3〉에서와 같이 금융위기는 큰 폭의 실물경기 후퇴를 동반한다는 점에서 당연한 것으로 받아들여질 수 있다. 다만, 비대칭성의 강도는 다소 약하게 나타나고 있어 경기후퇴보다



〈그림 12〉 주가충격의 강도에 따른 충격반응(Positive shock)

는 금융시장 스트레스가 주가충격 반응의 영역전환에 더욱 중요한 것으로 해석될 수 있다. 반면, 인플레이션에 미치는 주가충격의 효과에서는 뚜렷한 비대칭성이 발견되지는 않으며, 이 또한 경기변동보다는 금융시장 스트레스가 영역전환에 중요한 역할을 한다는 해석의 근거가 된다.

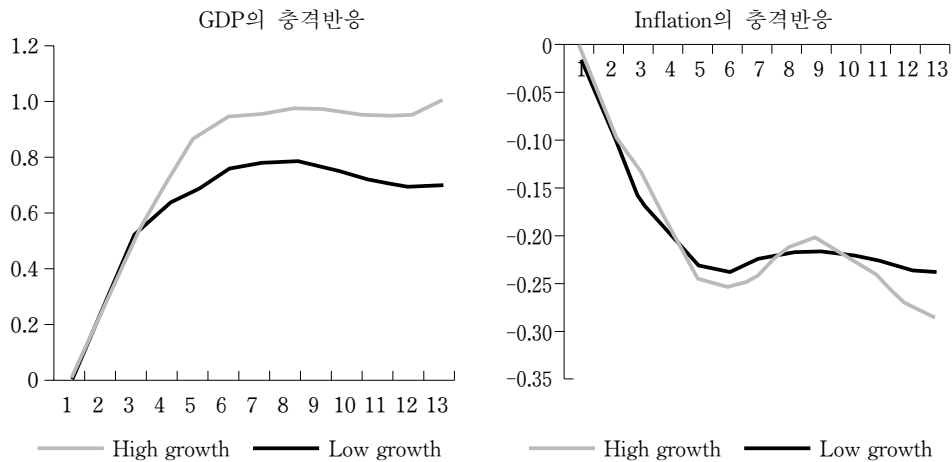
〈그림 11〉은 주가충격의 방향에 따른 실물부문의 반응을 보여주는데, 성장률이 높거나 정상수준인 시기에는 GDP와 인플레이션의 충격반응 모두 사실상, 대칭적인 모습을 보이고 있다. 그러나 성장률이 낮은 시기에는 주가충격이 생산에 미치는 효과에 강하지는 않지만 비대칭효과가 존재하는 것으로 보이며, 인플레이션에 미치는 효과에서는 명확하게 음의 충격이 양의 충격보다 강한 영

향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로 <그림 12>의 주가충격의 강도에 따른 실물부문의 반응을 보면, 경기 국면과는 상관없이 주가충격이 강할수록 실물부문에 대한 영향도 커지는 것으로 나타났다. 이상과 같이 경기변동 국면과 관련하여 서로 다른 방향이나 서로 다른 크기의 금융충격의 효과는 비대칭적인 것으로 나타났다. 그러나 그 비대칭성은 금융시장 스트레스와 관련된 비대칭성 보다는 명확하지 않은 것으로 나타났다.

(2) 경기변동과 환율충격 전이효과

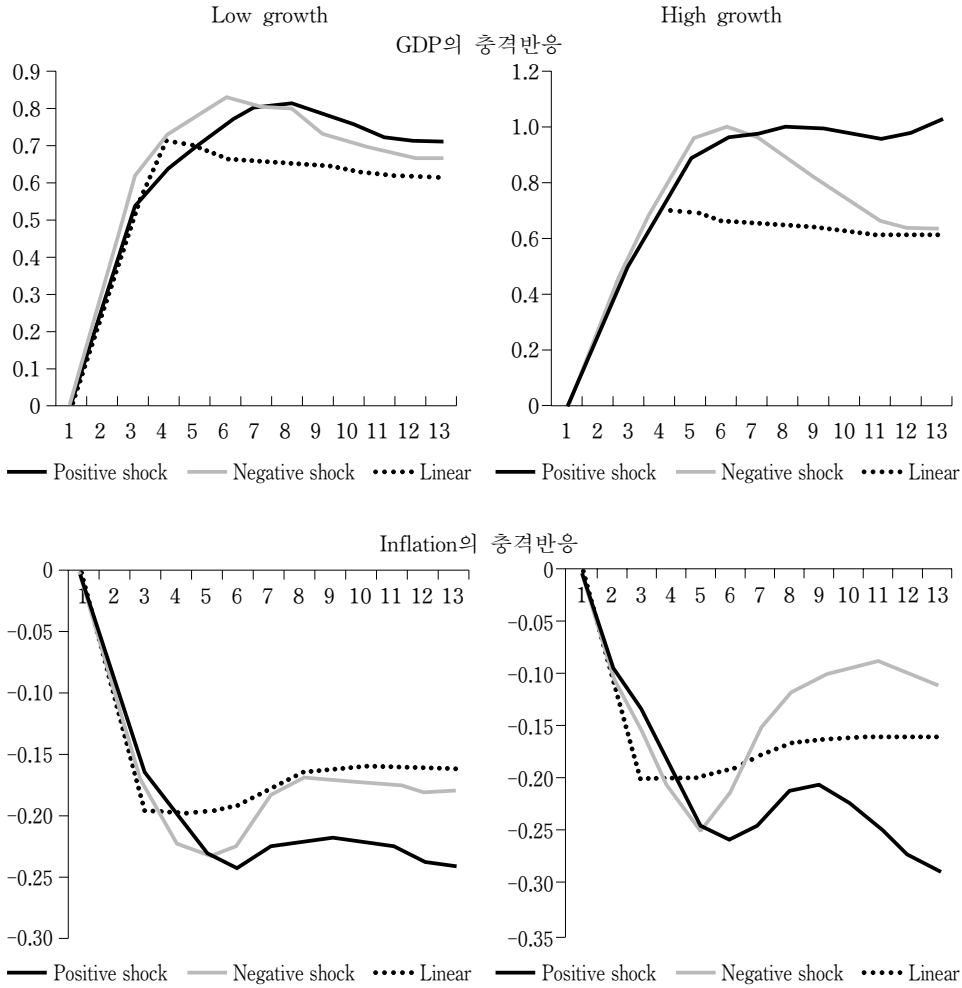
<그림 13>~<그림 15>는 실질GDP 증가율을 전환변수로 사용한 환율충격에 대한 충격반응함수를 보여주고 있는데, 대체로 경기변동은 환율충격 효과의 비선형성과 관계가 적은 것으로 나타났다. 초기 경기변동 국면에 따른 충격반응을 비교한 <그림 13>을 보면 생산에 미치는 효과에서 비선형적인 충격반응이 관찰되기는 하지만, 경기불황기보다는 정상 기간에 충격반응이 강하게 나타난다. 이에 대해서는 <그림 7>과 동일한 해석이 가능하다. 반면, 인플레이션의 충격반응은 경기변동 국면과는 무관하게 사실상 동일한 것으로 나타났다.

<그림 14>에서 환율충격의 방향에 따른 실물부문의 반응의 비대칭성은 경기불황기보다는 오히려 정상 기간에 강하게 나타나고 있다. 특히, 경기불황기의 생산의 충격반응은 충격의 방향과 상관없이 사실상 대칭적이다. 마지막으로 <그림 15>의 충격의 강도에 따른 충격반응에서도 강한 환율충격이 생산과 인플



<그림 13> 초기 경기변동 국면에 따른 충격반응(1% 표준오차 충격)

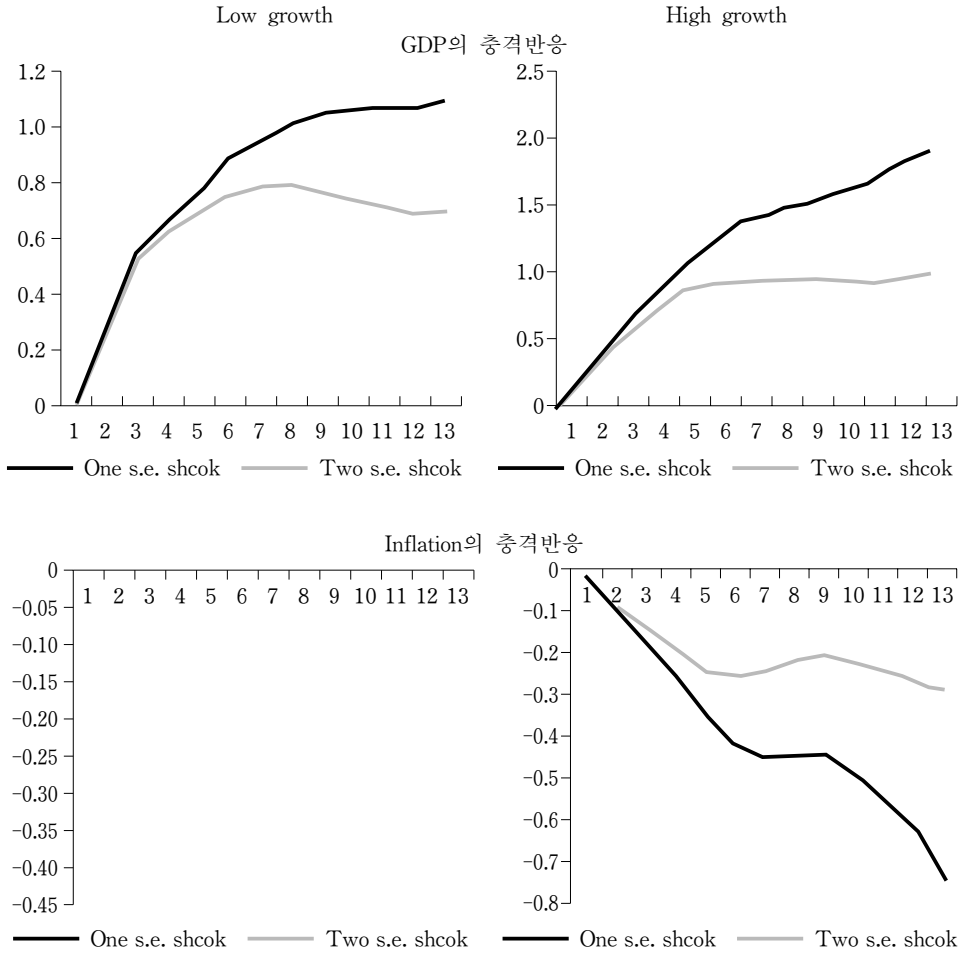
150 금융시장 위기의 실물경제 부문 전이효과: 임계-VAR 모델을 이용한 실증분석



<그림 14> 환율충격 방향에 따른 충격반응함수(1% 표준오차 충격)

레이션에 상대적으로 강한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 이 같은 비대칭적인 충격반응은 특정 경기변동 국면과는 상관없이 관찰되고 있다.





〈그림 15〉 환율충격의 강도에 따른 충격반응(Positive shock)

#### IV. 결론

금융시장 위기와 같은 특수한 상황 하에서는 경제 주체들이 동일한 금융충격에 대해서도 평상시와는 다른 반응을 보일 수 있으며, 이에 따라 금융충격의 실물경제 부문으로의 전이효과도 다르게 나타날 수 있다. 이 같은 관념에 기초하여, 본 연구는 금융시장의 상태에 따라 금융시장 충격의 실물부문으로의 전이효과에 영역전환이 발생하는지를, 즉 금융시장 상태와 관련하여 금융시장 충격의 비선형적 효과를 검정하였다. 이를 위해 LSTVAR 모형으로부터 추정된

충격반응함수를 이용하여 주가충격과 환율충격이 실질생산과 인플레이션에 미치는 효과를 분석하였다. 주요 분석결과는 다음과 같이 요약된다.

첫째, 금융시장의 상태에 따라 주가충격의 실물경제 전이효과에 영역전환이 발생된다는 가설은 명확하게 지지되는 것으로 나타났다. 평상시에는 주가충격이 실질생산과 인플레이션과 같은 실물경제 부문에 미치는 효과가 제한적인 반면, 1998년의 외환위기나 2008년의 국제금융시장 위기와 같이 금융시장의 스트레스가 높은 기간 중에는 실물부문으로의 전이효과가 확대되는 것으로 나타났다. 이 같은 주가충격 전이효과의 영역전환은 경기변동을 전환변수로 사용한 충격반응함수 분석에서도 유사하게 나타난다. 즉, 실질생산 증가율이 높은 기간에 비해, 낮은 기간 중 주가충격의 실물부문으로의 전이효과가 확대되는 것으로 나타났다.

둘째, 환율충격(원화가치 하락)의 효과에서도 영역전환이 발생하나, 오히려 금융시장이 정상상태 또는 실질생산 증가율이 높은 기간에 실물부문으로의 전이효과가 큰 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 우리나라의 경우 금융시장 위기가 급격한 환율상승을 수반했다는 사실을 반영하는 것으로 해석된다. 즉, 위기 기간 중 환율의 추가적인 상승은 한편으로는 실물경기 회복에 기여할 수 있지만, 다른 한편으로는 금융시장의 불안요인으로 작용할 수 있다.

셋째, 금융충격은 충격의 방향이나 크기에 따라 비대칭적으로 실물부문에 영향을 미칠 수 있다는 가설을 검증한 결과, 가설은 대체로 지지되지만 금융시장의 상태나 경기변동 국면이 비대칭적인 효과에 영향을 미치는 것은 아닌 것으로 나타났다. 금융시장 스트레스를 전환변수로 사용한 분석에서는 양(+ )의 주가충격보다는 음(-)의 주가충격이, 약한 주가충격보다는 강한 주가충격이 상대적으로 실물부문에 강하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 환율충격에 대한 분석에서도 충격의 강도에 따른 실물부문으로의 환율충격 전이효과는 유사하게 나타난다. 반면, 음의 환율충격(원화가치 상승)보다는 양의 환율충격(원화가치 하락)이 다소 강한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 우리나라 경제가 원화가치 상승충격에 어느 정도 내성이 있다는 것을 의미한다.

넷째, 금융시장 스트레스나 경기변동 국면이 전환변수로 사용된 경우 모두에서 유사한 형태의 금융충격의 비선형적인 효과가 나타나지만 금융시장 스트레스가 사용되는 경우 좀 더 명확한 비선형성이 나타났다. 이는 금융충격의 실물경제 부문으로의 전이효과에 관한 한, 실물경제 부문의 구조적 취약성보다는 금융시장의 구조적 취약성이 더욱 중요할 수 있다는 것을 시사한다.

마지막으로 언급할 필요가 있는 점은 VAR의 비선형성 검정에서 인플레이션 방정식에 대해서는 비선형성이 상대적으로 약하게 나타났으며, 따라서 인플레이션의 충격반응에 대해서는 보수적으로 해석할 필요가 있다는 것이다.

금융시장 위기 기간 중 금융충격의 실물경제 부문으로의 전이효과의 구조를 이해하는 것은 경제 안정화 정책메뉴 선택에 중요한 의미가 있다. 본 연구의 분석결과는 위기 기간 중에는 금융충격이 실물경제 부문으로 용이하게 전이된다는 것을 시사한다. 따라서 정책당국은 위기 기간 중에는 사소한 금융시장 교란요인에도 주의를 기울여야 하며, 경제 안정화를 위해서는 이자율 정책과 같은 정통적인 실물경기 안정화 정책뿐 아니라 금융시장 안정화를 직접적인 목표로 하는 정책이 동시에 사용되어야 할 것이다. 분석결과는 환율하락 충격(원화 가치 상승)에 대해서는 실물경제가 어느 정도 내성이 있다는 것을 의미한다. 우리나라의 경우 금융위기는 원화 가치 폭락을 수반하였다. 따라서 분석결과는 원화 가치 회복을 통해 금융시장을 안정화시키는 경우, 환율하락이 실물 부문에 미치는 부정적 영향은 제한적이라는 것을 시사한다.

## 참 고 문 헌

- 김규한, “금융시장 변동성과 실물경제—한국과 미국의 비교분석을 중심으로,” 『한국경제연구』 제7권, 2001, 121~154.
- 김종권, “주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석,” 『재무관리연구』 제16권 제1호, 1999, 155~170.
- 이해형·김종권, “주가수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석,” 『경영교육논총』 제40집, 2005, 251~270.
- 정성창·정석영, “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기균형 관계,” 『재무연구』 제15권 제2호, 2002, 205~235.
- 한국금융연구원, KIF 금융상황지수, 2011.
- 한덕희·이상원·김진수, “금융시장과 실물경제간의 파급효과: 주식, 채권, 유가, BDI를 대상으로,” 『금융공학연구』 제8권 제4호, 2009, 1~23.
- Afonso, A., J. Baxa, and M. Slavik, “Fiscal Developments and Financial Stress: A Threshold VAR Analysis,” ECB Working Paper 1319, 2011.
- Balke, N., “Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation

- of Shocks,” *Review of Economics and Statistics* 82(2), 2000, 344~349.
- Cheng, A. C. S., “The UK Stock Market and Economic Factors: A New Approach,” *Journal of Business Finance and Accounting* 22, 1995, 129~142.
- Cheng, Y-W. and L. K. Ng, “International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity,” *Journal of Empirical Finance* 5, 1998, 281~296.
- Fama, E. F., “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money,” *American Economic Review* 71, 1981, 545~565.
- \_\_\_\_\_, “Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity,” *Journal of Finance* 45, 1990, 1089~1108.
- Joegenson, D. W., “Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey,” *Journal of Economic Literature* 9, 1971, 1111~1147.
- Lee, B-S., “Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation,” *Journal of Finance* 47(4), 1992, 1591~1603.
- Mukherjee, T. K. and A. Naka, “Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model,” *Journal of Financial Research* 18, 1995, 223~237.
- Schwert, G. W., “Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence,” *Journal of Finance* 45(4), 1990, 1237~1257.
- Shen, C-H. and C-N. Chiang, “Retrieving the Vanishing Liquidity Effect—A Threshold Vector Autoregressive Model,” *Journal of Economics and Business* 51, 1999, 259~277.
- Terasvirta, T., “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models,” *Journal of the American Statistical Association* 89 (425), 1994, 208~218.
- Terasvirta, T. and H. M. Anderson, “Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models,” *Journal of Applied Econometrics* 7, 1992, S119~136.
- Weise, C. L., “Asymmetric Effect of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 31(1), 1999, 85~108.

[Abstract]

## Contagion Effects of Financial Market Shocks to Real Sector: An Empirical Evaluation Using a Threshold VAR Model

Seewon Kim\*

Using a LSTVAR model, this study examines the nonlinear effects of financial market shocks on real sector economy in association with financial market condition. The empirical result indicates that shocks to stock price rather than foreign exchange rate are more consistent with the nonlinear effects and reveals several types of nonlinear effects of financial shocks. First, stock price shocks are more contagious to the real sector during the periods of high stress in financial market or low growth of real GDP than during normal periods. Second, the results support that the effects of financial shocks on the real sector are asymmetric depending on the magnitude or the direction of the shocks. However, such asymmetric effects are not associated with the financial market conditions. Finally, the nonlinear effects are more associated with financial market conditions than specific points in business cycle. The current results imply that policy makers should even pay attention to mild shocks to financial market during the periods of financial market crisis.

**Keywords:** financial shock, real sector, nonlinear effects, threshold-VAR, nonlinear impulse response function

**JEL Classification:** G01, E32

---

\* Professor, Department of Economics, Chonnam National University, Tel: +82-62-530-1461, E-mail: seekim@jnu.ac.kr

\_ |

| \_

| \_