

# 동아시아 금융시장에서 금융위기 · 일본대지진의 Regime Switching Effect 연구

경희대학교 경영학과 학사과정 김준용  
경희대학교 경영학과 학사과정 장재혁  
경희대학교 수학과 학사과정 신재혁

# Contents

Contents	2
Abstract	3
1. Introduction	5
2. Literature Review	7
3. Economic Model	9
3.1. ADF 단위근검정	9
3.2. Johansen 공적분검정	9
3.3. 벡터자기회귀모형	10
3.3.1. 충격반응함수	11
3.3.2. Granger 인과성검정	11
3.3.3. 벡터오차수정모형	12
3.4. Kalman-Filter 추정법	13
4. Data Description	14
4.1. 내생변수	14
4.2. 외생변수	16
5. Main Results	18
5.1. ADF 단위근검정 결과	18
5.2. Johansen 공적분검정 결과	20
5.3. VAR·VECM 모형 추정 결과	21
5.3.1. 콜디락스 기간 추정 결과	21
5.3.2. 금융위기 기간 추정 결과	23
5.3.3. 일본대지진 기간 추정 결과	25
5.4. Granger 인과성검정 결과	28
6. Conclusion	30
6.1. 연구 요약	30
6.2. 연구 의의	30
6.3. 연구 한계	31
Bibliography	32
요약본	33

## Abstract

금융시장에서 중요사건에 대한 국면전환효과(regime switching effect) 존재 여부는 언제나 중요한 주제로 다뤄져 왔다. 특히 거시경제변수 간 상관성은 긴 시간에 걸쳐 점진적으로 변하기도 하지만, 현실적으로 시장의 불완전성 때문에 특정 시점을 기준으로 상관성이 사라지거나 급변하는 경우가 더 많은 것으로 알려져 있다. 대표적으로, 파생상품시장을 잘 설명하는 것으로 알려져 있던 Black-Scholes 옵션가격결정모형(Black-Scholes Option Pricing Model: BSOPM)이 1987년 10월 검은 월요일(Black Monday) 사건 이후 내재변동성을 잘 설명하지 못하게 되었던 사례가 있다.

따라서 금융시장에서 국면전환효과에 대한 분석이 적시에 이뤄지는 경우 시장에 대한 더 나은 이해, 새로운 모형 개발, 현실 적용 및 새로운 경제이론에 이르기까지 다양하게 응용될 수 있다. 하지만, 2008년 금융위기 이후 발생한 이벤트에 대한 적절한 논의가 이루어지지 않았으며, 이에 대한 실증적 분석 없이 투자자 간에 통용되어 온 것 또한 부정할 수 없는 사실이다. 지난 2011년 3월 발생한 일본대지진은 일본은 물론 산업 구조 상 일본과 밀접한 관계를 맺고 있는 동아시아 시장 전체에 큰 충격을 초래한 사건으로, 반년이 지난 현 시점은 일본에 막대한 피해를 초래한 일본대지진의 파급효과가 동아시아 금융시장에 어떠한 국면전환효과를 가져왔는지 실증적으로 분석할 적기라고 판단된다.

이러한 배경을 바탕으로 본 연구는 최근 동아시아 금융시장에서 금융위기, 일본대지진의 두 이벤트가 거시경제변수 간 상관성에 국면전환효과(regime switching effect)를 발생시키는지 실증적으로 분석하였다. 특히 금융위기, 일본대지진 두 사건 전후로 동조화(synchronization), 탈동조화(unsynchronization)가 관찰되는지, 금융시장과 상관성을 갖는 여러 거시경제변수의 영향력은 시간의 흐름에 따라 어떻게 달라지는지 중점적으로 검토하였다.

본 연구는 2007년 1월 1일부터 2011년 7월 31일까지 약 4년 7개월동안 동아시아 금융시장을 대표하는 4개 내생변수와 국제시장을 대표하는 3개의 외생변수 시계열 데이터를 바탕으로 다변량모형을 설계하고 분석하였다. 먼저 국면전환효과가 정확한 시점에 발생하지 않은 금융위기의 경우 Kalman-Filter 추정법을 통한 CUSUM 및 CUSUMSQ 검정을 실시해 추정했고, 일본대지진의 경우 사건이 발생한 정확한 시점을 알고 있기 때문에 계량경제학적 방법을 동원하지 않고 기간을 분할하였다.

또 사용된 변수의 안정성 여부를 검토하고자 ADF 단위근검정을 실시한 결과 수준변수에 단위근이 존재하고 있음을 확인하였다. 또한 사용된 변수 간 공적분 여부를 검토하고자 Johansen 공적분검정을 실시한 결과 제1기간(골디락스 기간)과 제2기간(금융위기 기간)에선 공적분이 없으나 제3기간(일본대지진 기간)에선 동아시아 금융시장 간 동조화 현상 때문에 공적분이 존재하고 있음을 확인하였다. 따라서 제1기간과 제2기간에선 차분변수를 바탕으로 외생변수를 고려한 VAR(1) 모형을 세워 분석하였으며, 공적분이 나타난 제3기간에선 수준변수를 바탕으로 외생변수를 고려한 VECM(2) 모형을 세워 분석하였다. 이때 기초통계량 분석 시 Jacque-Bera 정규성검정 결과 차분변수 시계열의 분포가 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났기 때문에, 벡터모형 설계 시 외생변수의 비대칭적 상관성을 고려하도록 했다.

VAR 모형 분석 결과 동아시아 금융시장에 작용하는 내생변수는 물론 미국 다우지수,

국제 WTI 가격 등 외생변수 또한 국면전환효과에 의해 시간가변적일 뿐만 아니라 비대칭적인 상관성을 보이는 것을 실증적으로 확인하였다. 구체적으로 정보전이경로를 탐색한 결과, 골디락스 기간엔 정보전이효과가 발생하지 않았던 반면, 금융위기 기간엔 대만에서 한국으로, 한국·중국·대만에서 일본으로, 한국에서 대만으로 뚜렷한 정보전이효과가 관찰했으며, 일본대지진 기간엔 한국·대만에서 일본으로, 한국·중국에서 대만으로 정보전이효과가 나타났다. 또한 VECM 모형 분석 결과 일본대지진 이후 기간에서 발생했던 변수 간 공적분은 일본증시를 중심으로 나타난 동조현상에서 비롯된 것임을 발견하였다. 또한 일본대지진 이후 대만증시의 영향력이 부각되고 있음을 관찰했다.

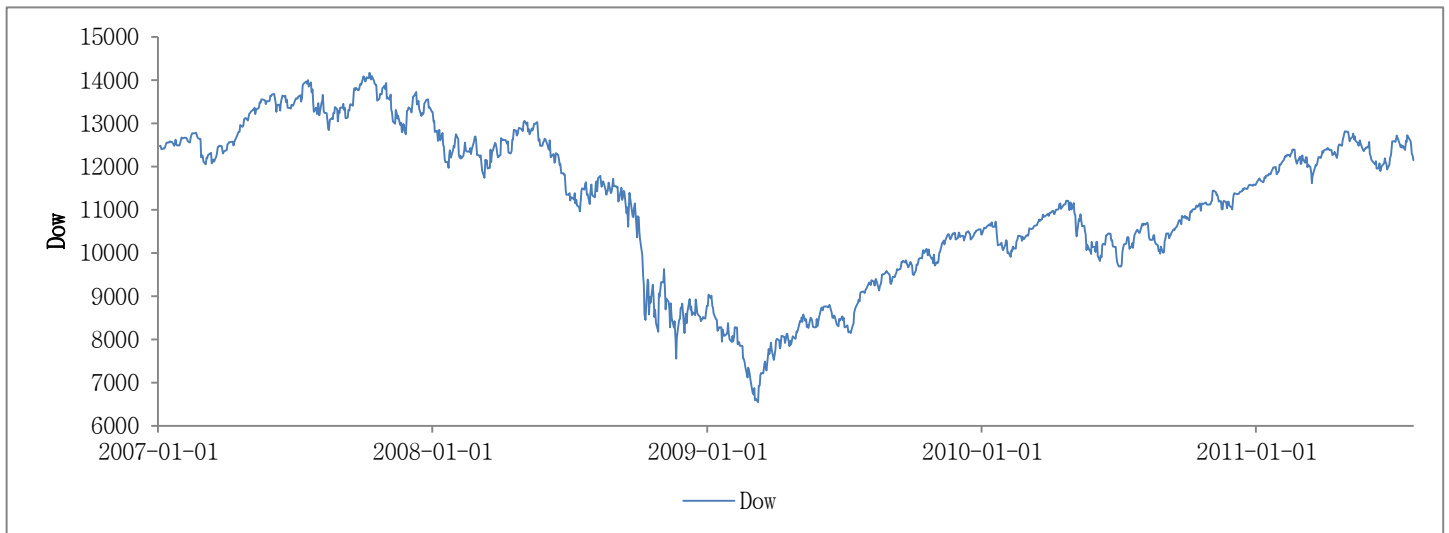
본 연구는 일본대지진의 regime switching effect를 정량적으로 밝혀냈다는 점에서 시사하는 바가 크다고 할 수 있다. 지금까지 금융위기의 국면전환효과를 정성적, 정량적으로 다뤘던 연구가 있었고, 일본대지진의 여파와 향후 전망을 정성적인 관점에서 풀어낸 연구는 꾸준히 있었으나 아직 축적된 정보가 부족했기 때문에 일본의 지진으로 실물경제에 발생한 타격이 일본을 비롯한 동아시아 시장에 어떻게 작용했는지, 미국의 금융위기와 어떻게 같고 어떻게 다른지 정량적인 관점에서 분석한 연구는 부족했던 것이 사실이다. 따라서 지진 발생 후 약 6개월 간 누적된 데이터를 바탕으로 거시경제가 어떻게 변화했는지 면밀히 조사할 수 있었으며, 변수 간 상관성이 구체적으로 어떻게 변화했는지 파악할 수 있었다.

또한 위험관리 측면에서 일본대지진이 미국의 금융위기와 어떤 공통점과 어떤 차이점을 갖는지, 더 나아가서는 local risk factor와 global risk factor가 시사하는 바가 어떻게 다른지 확인하였는데, 구체적으로 global risk factor인 금융위기의 경우 국면전환효과의 파급효과는 아주 큰 것으로 나타났으나, 변수 간 상관성의 종류가 크게 달라지는 않았던 반면, local risk factor인 일본대지진은 충격 자체는 금융위기보다 작은 것으로 나타났으나 이를 통해 변수 간 교호작용 순서는 물론 선·후행관계가 크게 달라지는 것으로 나타났다.

이는 금융시장에서 발생한 충격이 금융시장에 더 큰 영향을 미칠 수 있든지, 혹은 선진시장에서 발생한 충격일수록 더 크고 빠르게 영향을 준다고 판단할 수 있으며, 다른 한편으로는 실물경제에 발생한 충격이든지, 국지적 시장에 발생한 충격일수록 금융시장보다는 산업전반에 파급효과가 나타나기 때문에 당장 금융시장에 큰 충격으로 다가오지는 않지만 장기간에 걸쳐 산업지도를 바꾸는 형태로 나타나는 것으로 판단할 수 있다. 이에 따라, 재해 복구 과정의 일본에 대해서는 인도적인 형태의 협력을, 중국·대만 및 국제경제에서는 이를 산업발전·수출경제 활성화 및 국가경쟁력 강화의 계기로 삼아 공조를 모색하는 노력이 필요할 것으로 전망된다.

# 1. Introduction

금융시장에서 큰 사건의 발생이 국면전환(regime shift)효과를 발생시켜, 기존의 거시 경제 및 금융변수 간 관계가 다시 정의되는 것은 이미 널리 알려진 사실이다. 특히 한 국가의 신규증시 도입이라든지, 채권의 부도 등 금융시장의 내부적 요인은 물론 정권 전환, 체제 붕괴, 국제정세, 천재지변 등 외부적 요인까지 다양한 사건이 시장 전반을 뒤흔드는 중요한 변수로 작용하게 된다.



《그림 1》 2007년 이후 미국 다우지수 시계열

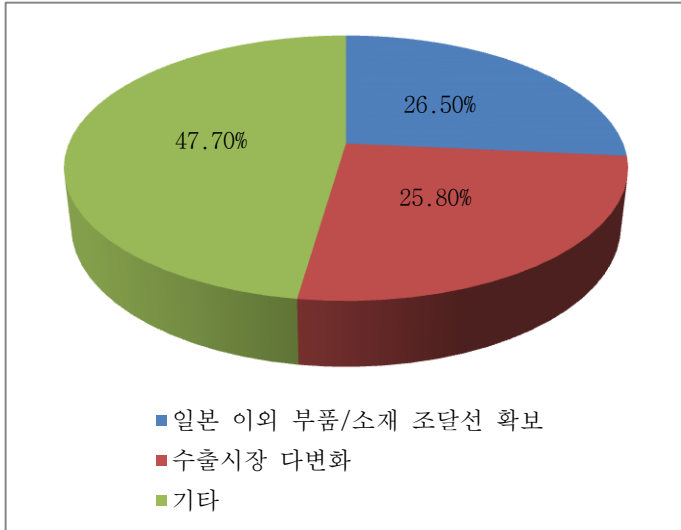
특히 2007년 이후 전세계 금융시장은 미국을 중심으로 큰 변동성을 보이며 움직이고 있는데, 전세계적으로 금융시장이 성숙하면서 금융시장과 상관성을 갖는 변수가 더 많아지고 복잡해지기 때문인 것으로 생각된다. 따라서 이를 예측하려는 움직임도 더욱 가속화되었는데 일반적인 경제모형뿐만 아니라 가격결정모형, 변동성모형까지 동원하여 시장을 이해하려는 다양한 시도가 이루어져 왔다.

우리나라를 비롯한 동아시아 금융시장 또한 2000년대 후반부터 2010년대 초반에 걸쳐 크고 작은 변화를 겪고 있는데, 이 중에서 특히 주목할 만한 사건을 들자면 전세계적으로는 2008년 미국에서 시작되어 전세계로 확산되었던 금융위기, 국지적으로는 2011년 발생한 일본대지진을 가장 먼저 꼽을 수 있다.

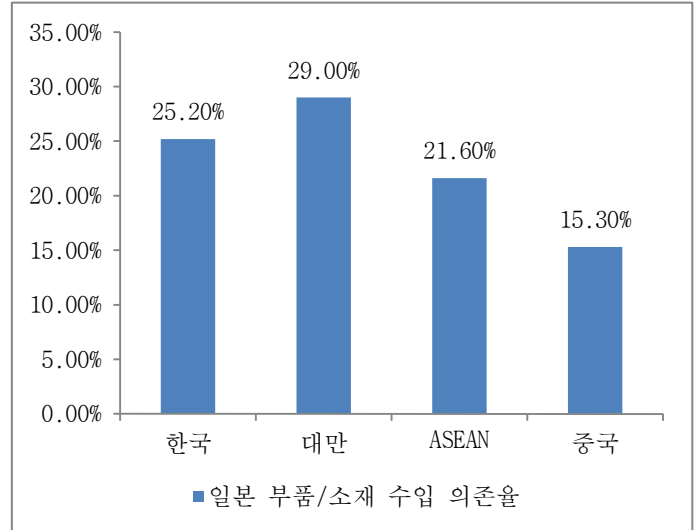
동아시아 금융시장에서 두 사건은 단·중기적으로 부정적 효과를 초래했으며 이후로도 오랫동안 경제구조, 즉 경제적 체질에 지속적으로 영향을 미치고 있다는 점에서 공통점을 지니는 반면, 그 속성과 작용범위에 대해선 차이점도 지니고 있다. 먼저 금융위기는 부실채권문제 등 금융시장내부에서 출발해 실물경제로 전이되었던 반면, 일본대지진은 자연재해가 거꾸로 금융시장으로 옮겨왔다는 점에서 차이를 보이고 있다. 또한, 금융위기의 파급효과는 전세계적이었던다고 볼 수 있지만, 일본대지진의 경제적 영향은 일본 실물경제와 밀접한 관계를 맺고 있는 일부 국가로 한정된다는 점에서도 두 요인은 서로 다른 의미를 지닌다.

특히 일본대지진은 금융시장에 단기적 효과를 미쳤을 뿐만 아니라 일본 경제와 산업계에 광범위한 파급효과를 미칠 것으로 보이는데, 대체로 실물경제에 미치는 영향이 장

기간에 걸쳐 진행될 것이기 때문에 단기간에 회복하기는 어렵다는 전망이 지배적이다. 복구비용이 1995년 고베지진 때 3조 2천억 엔의 세 배인 10조 엔에 달하는 것으로 추정되면서 일본정부는 지진재해부흥채권을 발행하였으나, 일본 가계의 소득 정체현상 및 인플레이션 등 문제가 꾸준히 제기되고 있으며, 세계 생산 네트워크 중 가장 중요한 부품소재 공급원으로 기능을 중단함에 따라 세계 생산 체인에 이상이 생겨 세계 생산활동 위축에 대한 우려 또한 커지고 있다. 우리나라 기업들도 부품·소재에 대한 대 일본 의존도를 축소하고 있다.<sup>1</sup>



《그림 1》 국내 기업의 일본대지진 이후 대응양상



《그림 2》 동아시아 국가 일본 부품 수입 의존율

일본은 핵심 원천 기술을 바탕으로 동아시아 분업구조에서 핵심 부품 공급자 역할을 수행해 왔다. 그러나 일본 기업들은 대지진과 전력난으로 생산 차질을 겪고 있으며 그 영향으로 우리를 비롯한 동아시아 국가들은 부품 조달에 어려움을 겪고 있다. 반면 전쟁이나 지진과 같은 재해가 유효 수요를 창출해 성장의 발판을 마련한다는 ‘재난의 역설’ 주장 또한 전문가를 중심으로 제기되어 왔으나, 이에 대한 체계적인 실증분석 없이 투자자 간에 통용되고 있는 것 또한 사실이다.

이러한 배경을 바탕으로 본 연구는 최근 동아시아 금융시장에서 금융위기, 일본대지진의 두 이벤트가 거시경제변수 간 상관성에 국면전환효과(regime switching effect)를 발생시키는지 실증적으로 분석하였다. 특히 이벤트 전후로 동조화(synchronization), 탈동조화(unsynchronization)가 관찰되는지, 금융시장과 상관성을 갖는 여러 거시경제변수의 영향력은 시간의 흐름에 따라 어떻게 달라지는지 중점적으로 검토하였다.

<sup>1</sup> 대한상공회의소(2011)

## 2. Literature Review

안병국(2008)은 벡터오차수정모형을 도출하여 미국·일본의 주식시장과 아시아 주식시장 간 주가변동 과급경로를 분석하고 중국 주식시장을 별도로 선진주식시장과의 관계를 바탕으로 국제 주식시장의 흐름에 편입되어있는지 분석하였다. 대부분의 아시아 주식시장은 미국과 일본 등 선진시장의 주가변동에 영향을 받지만, 중국 주식시장의 경우 유일하게 영향을 거의 받지 않는 것으로 나타났다.

김규형·사안기(2010)는 여러 시계열분석방법을 적용하여 1996년 4월부터 2009년 12월까지 한국, 중국, 미국 주식시장 간 동조현상을 검증하였다. 그 결과 외환위기와 금융위기를 막론하고 세 국가 간 동조현상은 존재하지 않으며, 외환위기 시 아시아 금융시장에서 중국은 폐쇄적인 경향을 보이며 미국과 영향을 주고받지 않는 것으로 드러났으나, 한국은 그보다 개방의 역사가 오래되어 미국과 영향을 주고받는 것을 확인했다. 또한 이러한 관계가 시간이 흘러 미국의 금융위기 기간을 거치며 중국과 미국증시 간 상호작용하는 관계로 발전하는 것을 확인했으나, 한국과 미국 간 관계와는 달리 중국과 미국증시 간에는 금융위기 이후에도 변동성의 역동조화 현상이 지속되고 있음을 확인하였고, 이에 따라 중국시장은 금융위기를 통해 서로 영향을 주고받는 관계로 발전했지만, 여전히 국제금융시장에 편입되는 과정에 있다고 보고하였다.

박종해·정대성·김태혁·변영태(2010)는 한국과 중국의 주식시장 동조화 문제를 금융위기 전후로 구분하여 동조화 현상에 대해서 수익률 전이현상과 변동성 전이현상에 대해서 분석하였다. 그 결과 미국 주식시장이 한국 및 중국시장에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 한국의 시가 gap은 중국시장에 parameter 값이 작지만 통계적으로 유의한 양의 값을 가지며, 금융위기 이후 영향력이 높아지는 경향을 보인 반면, 중국의 시가 gap에 대한 영향력은 검증되지 않았다. 또한 변동성 전이를 분석한 결과, 한국의 예상 밖의 변동성은 이후 중국시장 시작과 동시에 짧지만(1분) 크게 반영되는 것으로 나타난 반면, 중국의 예상 밖의 변동성은 장중에 반영되기 때문에 길고(7~8분) 점진적으로 시장에 반영되는 것을 확인하였다.

이근영(2010)은 아시아 외환위기 이후 금리, 주가, 환율 등에 대한 국제금융시장에서의 충격이 한국, 중국, 일본, 대만 등의 동북아 금융시장에 어떠한 영향을 미쳤는가를 Jorda(2005)의 국소투영모형을 통해 동태적으로 분석하였다. 그 결과 다우지수의 충격에 따른 주가의 누적충격반응은 한국의 경우 외국인 국내주식투자의 급속한 감소로 글로벌 금융위기 이전 기간보다 금융위기 기간에 더 작게 나타난 반면, 일본·중국에서는 이와 반대로 나타났으며, 대만의 경우에는 시점에 따라 차이가 크지 않은 것을 확인하였다. 또한 같은 충격에 대한 환율의 누적충격반응은 한국과 대만의 경우 금융위기 이전 기간보다 금융위기 기간에 더 크게 나타나며, 특히 이 두 국가에선 주가와 환율의 반응에 비대칭효과가 존재하지만 그 크기가 금융위기 이전 기간보다 작은 것을 확인하였다. 한편 엔/달러환율의 충격에 따른 주가의 누적충격반응은 4개국 모두 금융위기 기간에 더 큰 것을 확인하였으며, 반면 원/달러환율의 누적충격반응은 한국과 대만의 경우 이와 반대로 금융위기 기간에 더 작은 것을 확인하여, 이를 엔/달러환율에 대한 동조현상이 2000년대 중반부터 약화되면서 나타난 현상이라고 보고하였다. 또한 금융위기 기간을 지나면서 엔/달러환율에 대한 한국·대만 반응의 비대칭효과가 사라지는 것을 확인하였다.

김경수(2011)는 APARCH 모형을 통하여 금융위기 기간을 포함하는 2005년 10월부터

2010년 9월까지 한국과 ASEAN 증시 간 동조화 현상을 연구하였다. 분석 결과 전체 기간과 금융위기 이전 기간에서 말레이시아  $\Rightarrow$  인도네시아, 금융위기 기간에서 말레이시아  $\Rightarrow$  태국, 말레이시아  $\Rightarrow$  싱가포르의 전이효과(spillover effect)가 가장 컸음을 확인하였다. 또한 전체 기간의 한국, 금융위기 이전 기간의 싱가포르, 금융위기 기간의 말레이시아에서 조건부 분산과 기대수익률의 높은 상관성을 확인하였다. 그리고 변동성의 경우, 금융위기 이전 기간의 한국, 금융위기 기간의 말레이시아가 가장 크며, 국가 간의 경우엔 전체 기간의 한국  $\Rightarrow$  말레이시아, 금융위기 이전 기간의 필리핀  $\Rightarrow$  인도네시아, 금융위기 기간의 태국  $\Rightarrow$  필리핀, 금융위기 이후 기간의 말레이시아  $\Rightarrow$  필리핀에서 가장 높은 전이효과를 확인하였다. 마찬가지로 기간별로 증시의 규모효과 및 leverage 효과, 비대칭효과를 조사한 결과, 여러 기간 한국과 ASEAN 증시 간 조건부 평균과 조건부 분산의 전이효과, 규모효과, leverage 효과, 비대칭효과가 존재하였고 시장 간 동조화가 존재하였음을 보고하였다.

김윤영(2011)은 한국과 미국의 주가를 fundamental로 설명되는 장기균형 수준과 이와 관련이 없는 잔여 오차 부분, 즉 non-fundamental factor로 분해하여 이들이 동태적으로 상호 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다. 따라서 주가 장기균형의 오차 수정항을 종속변수로 도입했으며, 동태적 관계를 확인할 수 있는 VAR 변환 모형을 사용했다. 그 결과 외환위기 이후 한국과 미국의 주가 중 장단기이자율, 인플레이션, 산업생산지수, 통화량, 환율 등 6개 거시변수로 구성된 fundamental과 non-fundamental factor 간에 동태적 동조화가 존재함을 발견했고, 이러한 현상의 원인을 심리적 요인 등에 의한 추종 매매를 반영한 전염효과(contagion-effect)가 반영되어 있을 가능성을 제기하며, 증시 거품의 국제적 전이 과정에 대한 추가 분석과 정책마련의 필요성을 주장했다.

송재은·이규복(2011)은 금융위기 기간 중 미국 금융시장에 대한 국내 금융시장의 동조 현상 및 국내 각 금융시장 사이의 상호의존성에 어떤 변화가 있었는지 실증적으로 분석하였다. 구체적으로 벡터오차수정모형(VECM)을 사용하여 공적분 관계를 갖는 금융시장 가격변수들 사이의 장기균형관계를, 벡터자기회귀(VAR)모형으로 변형된 VECM 모형을 사용하여 단기적인 불균형 상태에서 나타나는 시장 간 동태적 관계를 파악하였다. 그 결과 금융위기 이전에 비해 금융위기 기간 중 미국증시 수익률이 한국증시 수익률과 원/달러환율 수익률에 미치는 영향이 더 커졌던 것을 발견하였다. 또한 미국증시 수익률 충격이 한국 금융시장 자산수익률에 미치는 영향 및 국내 주식수익률과 원화절상 충격 간 상호관련성 역시 금융위기 기간에 증폭된 것을 확인하였다. 이와 관련하여 금융위기 기간 중 미국 주식수익률 변동이 국내 주식수익률 등에 미치는 인과관계 상의 경로가 더 복잡적이 되고 뚜렷해졌다고 보고했다.

최종일·이기동(2011)은 미국과 중국의 경기순환에 대한 한국의 경기순환의 동조성에 관해서 한국의 대미, 대중수출의존도에 초점을 두어 분석하고자, 한국·중국·미국의 양국 간 수출변화와 각국의 경기순환과 수출과의 변화추이를 관찰하고, VAR 모형을 이용하여 미국의 경기순환이 한국의 대중수출 및 경기순환에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과 미국의 경기변동에 따른 대중수출의 변동이 미국의 경기변동에 따른 대미수출의 변동보다 큰 것을 확인했으며, 이러한 결과는 미국의 경제성장이 한국의 대중수출에 크게 영향을 미치고 있음을 의미하며, 이는 중국이 한국의 최대 수출국으로 부상하였다 할지라도 여전히 미국의 경기순환에 의존하는 정도가 크며, 미국에 대한 의존은 중국  $\Rightarrow$  미국 수출 증가에서 기인한 한국  $\Rightarrow$  중국 수출 증가를 통해서 이루어진다는 점을 시사한다고 주장했다.



### 3. Economic Model

#### 3.1. ADF 단위근검정

Dickey et al(1984)에 의해 제안된 ADF단위근검정은 시계열자료에 단위근(unit root)이 존재하는지 확인하는 검정이다. 시계열자료에서 단위근이 존재하면 가성적 회귀(spurious regression)가 발생할 가능성이 있어 모수 추정치에 대한 신뢰성이 떨어지게 된다. ADF단위근검정은 광범위하고 복잡한 시계열자료를 검정하기 위해 Dickey & Fuller(1979)에 의해 제안된 DF검정(Dickey-Fuller Test)이 발전된 형태다. ADF단위근검정의 통계량은 음의 값을 가지며, 그 절대치가 클수록 각 신뢰구간에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 확률이 높아진다. 검정 수식은 아래와 같다.

$$\text{Case Zero Mean: } \Delta Y_t = \theta Y_t + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Case Single Mean: } \Delta Y_t = \mu + \theta Y_t + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Case Trend: } \Delta Y_t = \mu + \theta Y_t + \gamma t + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

ADF 단위근검정의 통계량은 아래와 같다.

$$ADF_\tau = n(\hat{\rho} - 1)$$

$$H_0: \text{There exists unit root}$$

$$H_1: \text{There does not exist unit root}$$

통계량의 절대치(absolute value)가 임계치(critical value)보다 크면 귀무가설을 기각하며, 단위근이 존재하지 않는다고 판단할 수 있다.

#### 3.2. Johansen 공적분검정

$$y_{1,t} \sim I(1), y_{2,t} \sim I(1)$$

$$Ay_{1,t} + By_{2,t} \sim I(0) \Rightarrow y_{1,t}, y_{2,t} \sim CI(1,1)$$

위 식에서 변수  $y_{1,t}$ 와  $y_{2,t}$ 의 관계와 같이 비록 개별변수들이 불안정성을 띄고 있더라도 변수들의 선형결합이 안정적일 나타내는 경우 변수 간에 공적분이 존재한다고 한다. 시계열을 안정화시키고자 차분하는 경우 변수 간 장기적 관계를 잃어버릴 수 있다. 대부분의 경제이론은 수준변수에서 변수 간 장기적 관계를 의미한다. 따라서 비록 단위근이 존재할지라도 변수 간 공적분이 있는 경우 가성적 회귀가 아니라고 볼 수 있다.

Johansen 공적분검정은 공적분 관계의 수와 모형의 계수들을 최대우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 통해 추정해 검정하는 방법으로, 모든 변수들을 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며 여러 개의 공적분 관계를 식별할 수 있는 장점이 있다.

공적분 검정은 절편과 선형추세 여부에 따라 아래 3가지 모형을 통해 설명할 수 있다.

$$\text{Case I: } Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Case II: } Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Case III: } Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma t + \varepsilon_t$$

위 식의 경우 단위근을 갖는다면 공적분은 존재하지 않는다. 반면, 단위근이 없는 안정적 선형결합일 경우 시계열 간에 공적분이 존재한다고 할 수 있다. 일반적인 모형에 대한 검정은 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$H_0: \alpha = \beta = \gamma = 0$$

귀무가설이 기각되면 공적분 관계가 성립된다.

### 3.3. 벡터자기회귀모형

한 단변량 시계열변수가 현재 값이 과거 q기까지 충격에 따라 결정되는 경우, 변수가 MA(q) 과정을 따른다고 하며, 다음과 같은 수식으로 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \forall t$$

반복적 대입을 통해 MA( $\infty$ )는 AR(1) 과정으로 다시 표현될 수 있으며, 이는 다음과 같은 수식으로 나타낼 수 있는데, MA( $\infty$ )와 달리 AR(1)은 추정해야 할 계수가 단 한 개에 불과하므로, 더 효율적이다.

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \forall t$$

한편, 이를 다변량 시계열변수가 이러한 특성을 지닐 때 변수가 VAR(1) 과정을 따른다고 하며, 마찬가지로 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma) \forall t$$

$$Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, y_{3,t}, \dots, y_{r,t})'$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \varepsilon_{3,t}, \dots, \varepsilon_{r,t})'$$

Sims(1980)의 VAR 모형(Vector Auto-Regressive Model)은 어떤 단변량 시계열변수가 자신의 과거 값뿐만 아니라 다른 시계열변수의 과거 값에도 영향을 받아 결정될 때 유용한 모형이다. 최소자승추정법(Least Square Estimation)을 이용하여 추정할 수 있다.

VAR 모형에서 시차를 넓게 잡으면 잡을수록 residual의 자기상관성은 줄어들지만 모형의 효율성은 떨어지게 되는 관계가 존재한다. 따라서 적절한 시차를 선택해야만 하는데, 일반적으로 Akaike 정보기준과 Schwarz 베이esian기준을 사용한다.

$$AIC = n \times \ln\left(\frac{SSE}{n}\right) + 2 \times k$$

$$SBC = n \times \ln\left(\frac{SSE}{n}\right) + \ln(n) \times k$$

### 3.3.1. 충격반응함수

충격반응함수(Impulse Response Function)은 VAR 모형의 결과를 해석하는데 가장 많이 사용되는 방법이다. 변수가 VAR(p) 과정을 따르는 경우 아래와 같은 표현이 가능하다.

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + \dots + \varepsilon_t$$

위로부터 이동평균계수( $\psi_i$ )를 구하고, 이 계수들로부터 다음과 같은 VMA( $\infty$ ) 형태로 전환할 수 있다.

$$Y_t = \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \psi_3 \varepsilon_{t-3} + \dots$$

충격반응함수는 VAR로 추정된 계수를 바탕으로 모형 내의 어떤 변수에 대하여 일정한 크기의 충격을 가할 때 모형의 모든 변수들이 시간의 흐름에 따라서 어떻게 반응하는가를 나타내 주는 것이다. 이를 통해 변수 간 상호작용과 파급효과를 분석할 수 있다.

충격반응함수 해석 시 residual이 계열상관성은 없으나 동시상관성이 존재해 그 공분산행렬이 대각행렬이 될 수 없는 문제가 있으며, 따라서 한 변수의 충격이 나머지 변수들의 충격과 맞물려 움직일 수 있어 해당 충격에 대한 정확한 반응을 독립적으로 관찰하기 어렵다. 따라서 특정변수의 독립적 충격에 대한 반응을 분석하려면 예측오차를 직교화시켜야 한다. 본 연구는 Cholesky 분해를 통해 이러한 문제점을 해결하였다.

### 3.3.2. Granger 인과성검정

선·후행관계가 규명되지 않은 변수 간의 선·후행 양상을 계량경제학적으로 추정하는 방법으로 위  $Y_t$ 를 구성하는  $y_t$ 들 중 하나의 변수를 종속변수로, 나머지 변수의 과거

값을 독립변수로 하는 AR 모형을 추정한 다음 계수를 추정하여 이를 판단한다.

Granger 인과성검정은 아래와 같은 방법을 통해  $y_2$ 의 충격이  $y_1$ 에 Granger 인과성을 갖는지 분석한다.

$$y_{1,t} = \mu + \alpha_1 y_{1,t-1} + \alpha_2 y_{1,t-2} + \alpha_3 y_{1,t-3} + \cdots + \alpha_p y_{1,t-p} + \beta_1 y_{2,t-1} + \beta_2 y_{2,t-2} + \beta_3 y_{2,t-3} + \cdots + \beta_p y_{2,t-p} + \varepsilon_t$$

$y_2$ 가  $y_1$ 에 대해 Granger 인과성을 띄지 않는다는 귀무가설은 다음과 같다.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \cdots = \beta_p = 0$$

위 식을 최소자승추정법에 따라 계산한 다음 귀무가설에 대해 F 검정을 하면 된다. F 통계량은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$y_{1,t} = \mu + \alpha_1 y_{1,t-1} + \alpha_2 y_{1,t-2} + \alpha_3 y_{1,t-3} + \cdots + \alpha_p y_{1,t-p} + \varepsilon_t^*$$

$$SSE_1 = \sum_{i=1}^n \widehat{\varepsilon}_t^2, SSE_0 = \sum_{i=1}^n \widehat{\varepsilon}_t^{*2}, \tau_1 = \frac{\frac{(SSE_0 - SSE_1)}{p}}{\frac{SSE_1}{(n - 2p - 1)}}$$

이를 구한 다음 이 값이  $F_{p,(n-2p-1)}$  분포의 임계치보다 크면  $y_2$ 가  $y_1$ 에 대해 Granger 인과성을 띄지 않는다는 귀무가설을 기각하게 된다. 단, 유한표본에서  $\tau_1$ 과 점근적으로 같은 통계량으로 아래와 같은 검정통계량을 사용할 수 있다.

$$\tau_2 = \frac{n(SSE_0 - SSE_1)}{SSE_1}$$

위 통계량  $\tau_2$ 는 점근적으로  $\chi^2(p)$  분포를 따르므로  $\chi^2(p)$  분포의 임계치보다 크면  $y_2$ 가  $y_1$ 에 대해 Granger 인과성을 띄지 않는다는 귀무가설을 기각하게 된다.

### 3.3.3. 벡터오차수정모형

일단 변수 간 공적분 관계가 있는 것이 확인되는 경우 Engle과 Granger에 의해 개발된 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)을 통해 추정할 수 있다. VECM 모형은 이번 기에 공적분 변수 사이에서 나타난 불균형이 다음 기에 일부 조정된다는 개념을 포함하고 있다. 따라서 VECM 모형은 수준변수와 차분변수를 동시에 포함하여 분석하는 특징이 있는데, 불안정성을 띄는 수준변수들은 데이터의 장기균형을 결정하는 것으로 해석된다.

VECM(p) 모형의 일반형식은 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \delta + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

이를 아래와 같이 단변량 모형으로 나타낼 수도 있다.

$$y_t = \delta + (I_k + \Pi + \Phi_1)y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p-1} (\Phi_i - \Phi_{i-1})y_{t-i} - \Phi_{p-1}y_{t-p} + \varepsilon_t$$

### 3.4. Kalman-Filter 추정법

Kalman-Filter 추정법은 기존에 추정된 계수에 업데이트되는 정보를 반영하여 계수추정치를 업데이트할 수 있는 기법을 의미한다. 그러므로 Kalman-Filter는 step-by-step의 recursive 구조를 갖추고 있어 각 데이터가 추가될 때마다 parameter estimate가 자동으로 업데이트되도록 하며 각 단계마다 계수추정치의 업데이트 및 계수추정치 분산(variance)의 업데이트, 1단계 예측치(one-step ahead forecast) 및 1단계 예측치의 분산, 1단계 예측오차(one-step-ahead forecast error) 및 1단계 예측오차의 분산 등이 자동으로 업데이트되도록 하는 알고리즘으로 구성되어 있다.

계량경제학에는 1980년대에 recursive estimation에 의한 각 시점의 예측오차를 이용하고자 Kalman-Filter가 적극적으로 사용되기 시작했다. 예를 들어 회귀모형의 구조변화를 검정하는 방법 중 CUSUM(Cumulative Sum of One-Step-Ahead-Forecast-Error: OSAFE)과 CUSUMSQ(Cumulative Sum of Squares of OSAFE)는 1단계 예측오차를 이용하는 것이다. 1단계 예측오차의 분포는 아주 쉽게 구할 수 있기 때문에 이러한 점을 이용하여 여러 계량경제학의 검정에 자주 사용되고 있다.

일반적인 회귀식에서 Kalman-Filter 추정법의 간략한 알고리즘 및 CUSUM 통계량과 CUSUMSQ 통계량의 계산식은 다음과 같다.

$$\text{Estimation Step: } \beta_{t|t} = (X'_{1 \sim t} X_{1 \sim t})^{-1} X'_{1 \sim t} Y_{1 \sim t} = \beta_{t+1|t}$$

$$\text{Estimation Step: } \Phi_{t|t} = (X'_{1 \sim t} X_{1 \sim t})^{-1} = \Phi_{t+1|t}$$

$$\text{One - Step - Ahead - Forecast - Error: } \varepsilon_{t+1|t} = Y_{t+1} - X_{t+1}\beta_{t+1|t}$$

$$\text{Kalman's } K: K = \Phi_{t+1|t} X'_{t+1} (1 + X_t \Phi_{t+1|t} X'_t)^{-1}$$

$$\text{Update Step: } \beta_{t+1|t+1} = \beta_{t+1|t} + (K \times \text{OSAFE})$$

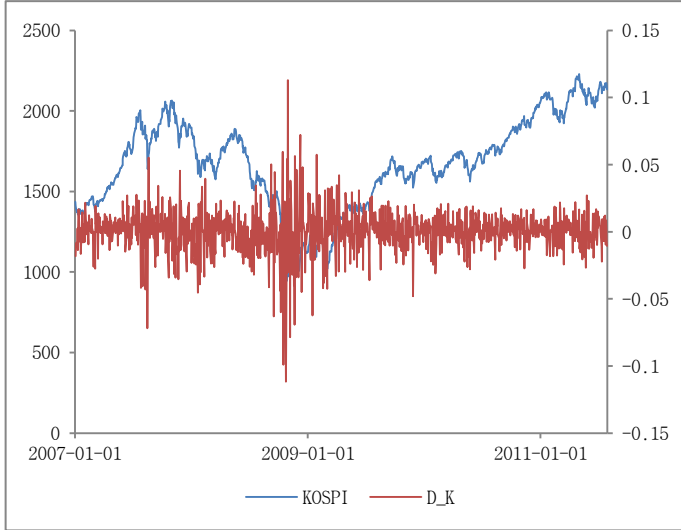
$$\text{Update Step: } \Phi_{t+1|t+1} = \Phi_{t+1|t} - K \times X_{t+1} \times \Phi_{t+1|t}$$

$$\text{CUSUM}_t = \sum_{i=k+1}^t \frac{w_i}{\sigma_w}, w_t = \left( \frac{\varepsilon_{t+1|t}}{\sqrt{\Phi_{t+1|t}}} \right)$$

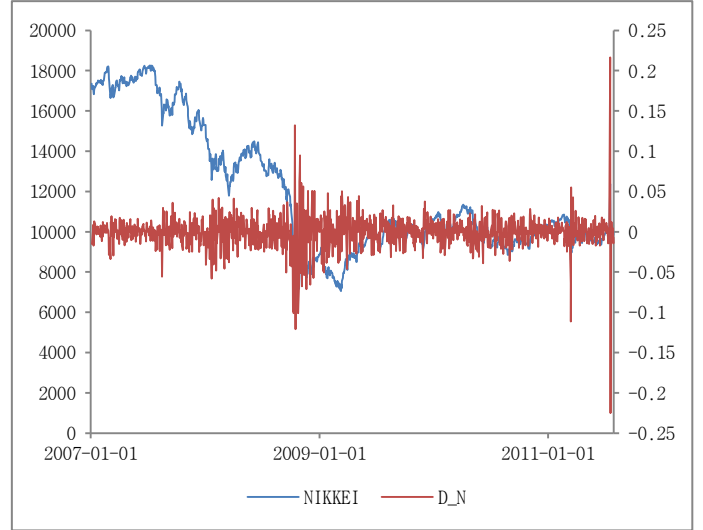
$$\text{CUSUMSQ}_t = \frac{\sum_{i=k+1}^t w_i^2}{\sum_{i=k+1}^T w_i^2}$$

## 4. Data Description

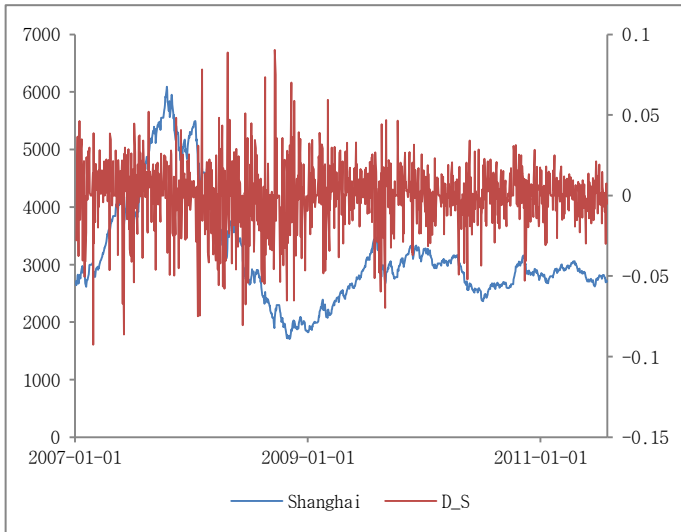
### 4.1. 내생변수



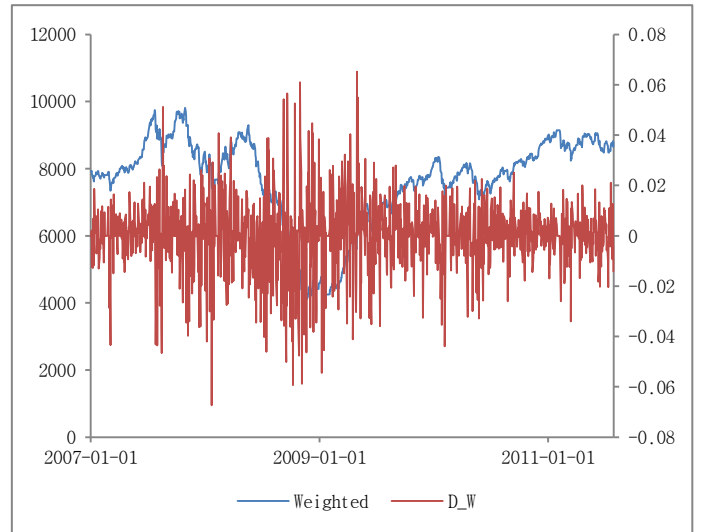
《그림 3》 KOSPI 지수 및 로그차분 시계열



《그림 4》 NIKKEI 지수 및 로그차분 시계열



《그림 5》 상해지수 및 로그차분 시계열



《그림 6》 가권지수 및 로그차분 시계열

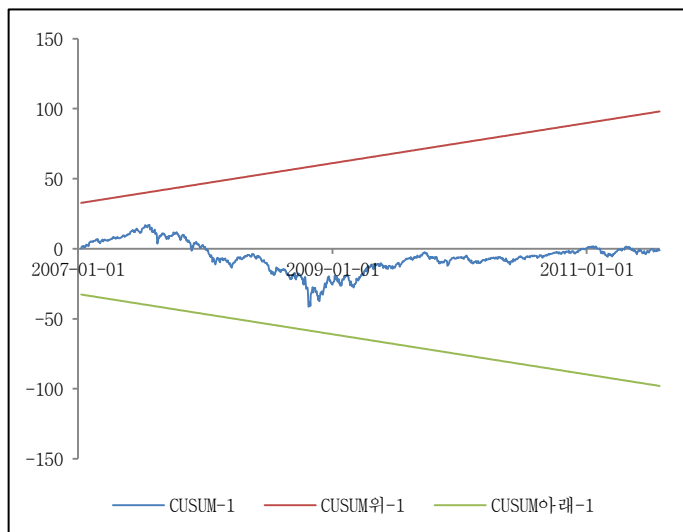
본 연구는 다변량 모형의 내생변수로 한국 KOSPI 지수 및 일본 NIKKEI225 지수, 중국 상해지수, 대만 가권지수 시계열을 사용하였으며, 표본기간은 금융위기 이전인 2007년 1월 1일부터 일본대지진 이후인 2011년 7월 31일까지 1195개 관측치를 사용하였다. 각 시계열 및 기초통계량은 《그림 3, 4, 5, 6》과 《표 1》에 수록하였다.

Regime Switching 효과가 발생한 지점을 탐색하고자 사전적으로 1기간(골디락스 기간), 2기간(금융위기 기간), 3기간(일본대지진 기간)으로 설정하였으며, 정확한 시점을 파악하는 방법으로 KOSPI 지수를 종속변수로 하는 아래와 같은 간단한 모형을 세워 Kalman-Filter 추정법을 통해 잔차를 분석하는 CUSUM & CUSUMSQ 검정을 사용하였다.

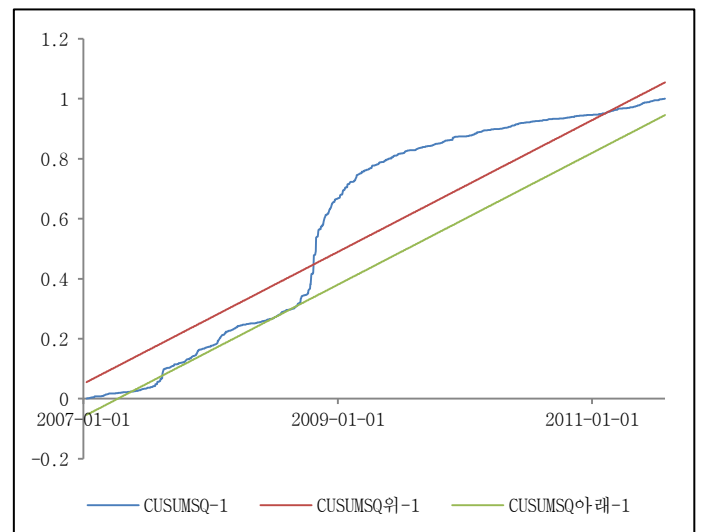
$$\Delta KOSPI_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Dow_{t-1} + \beta_2 \Delta Oil_{t-1} + \beta_3 \Delta Gold_{t-1} + \varepsilon_t$$

		KOSPI지수	NIKKEI225지수	상해지수	가권지수
수준변수	평균	1670.35	11842.78	3166.00	7637.25
	중앙값	1684.58	10382.09	2923.43	7891.27
	최대값	2228.96	18261.98	6092.06	9809.88
	최소값	938.75	7054.98	1706.70	4089.93
	표준편차	281.67	3125.34	913.11	1322.22
	왜도	-0.34	0.76	1.23	-1.10
	첨도	-0.39	-0.80	1.03	0.57
	Jacque-Bera	30.24	145.54	349.52	257.59
	(Probability)	<.0001*	<.0001*	<.0001*	<.0001*
로그차분변수	평균	0.000332	-0.000477	-0.000000	0.000073
	중앙값	0.000553	0.000000	0.000700	0.000374
	최대값	0.112844	0.216470	0.090343	0.065246
	최소값	-0.111720	-0.225003	-0.092562	-0.067351
	표준편차	0.015946	0.020366	0.020105	0.014664
	왜도	-0.593845	-0.503646	-0.392694	-0.354015
	첨도	7.908897	27.839151	2.579226	2.736396
	Jacque-Bera	3149.32	38174.79	356.61	392.60
	(Probability)	<.0001*	<.0001*	<.0001*	<.0001*

《표 1》 내생변수 시계열의 기초통계량



《그림 7》 KOSPI 기준 CUSUM 검정 결과

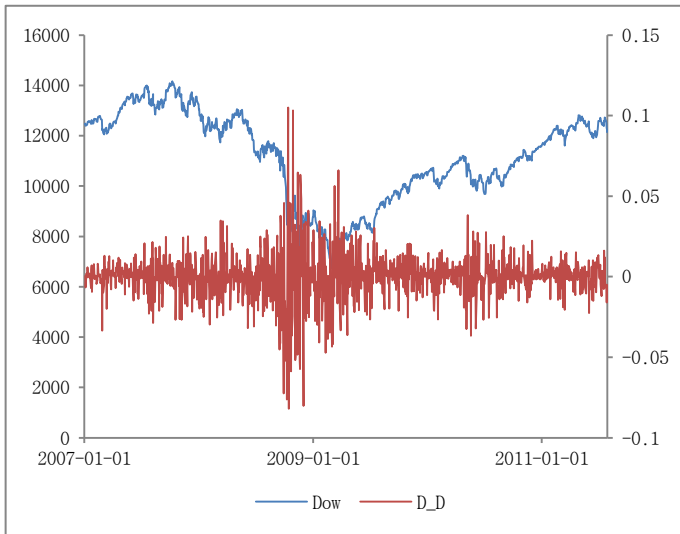


《그림 8》 KOSPI 기준 CUSUMSQ 검정 결과

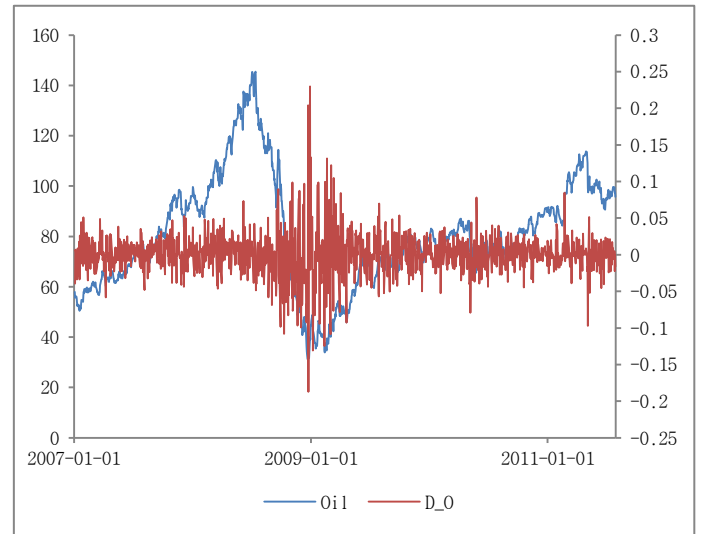
검정 결과 CUSUM 검정에서는 아무런 변화가 없는 것처럼 나타났으나, CUSUMSQ 검정에서는 2008년 10월 24일을 기준으로 CUSUMSQ 통계량이 급격히 상승해 상한선을 돌파하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구는 2007년 1월 1일부터 2008년 10월 23일까지 1기간으로 설정하였다. 반면, 금융위기와 달리 일본대지진은 시점(2011년 3월 12일)에 대한 정확한 파악이 가능했기 때문에, 특별한 방법을 동원하지 않고, 바로 시계열을 분할하였다.

한편, 《표 1》의 Jacque-Bera 통계량을 살펴보면, 4개 시계열 모두 수준변수는 물론 로그차분변수까지 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타나 금융시계열에서 흔히 나타나는 편의(Bias), 급첨(Leptokurtic), 두꺼운 꼬리(Fat-Tail) 등 비정상적 분포의 가능성을 확인하였다.

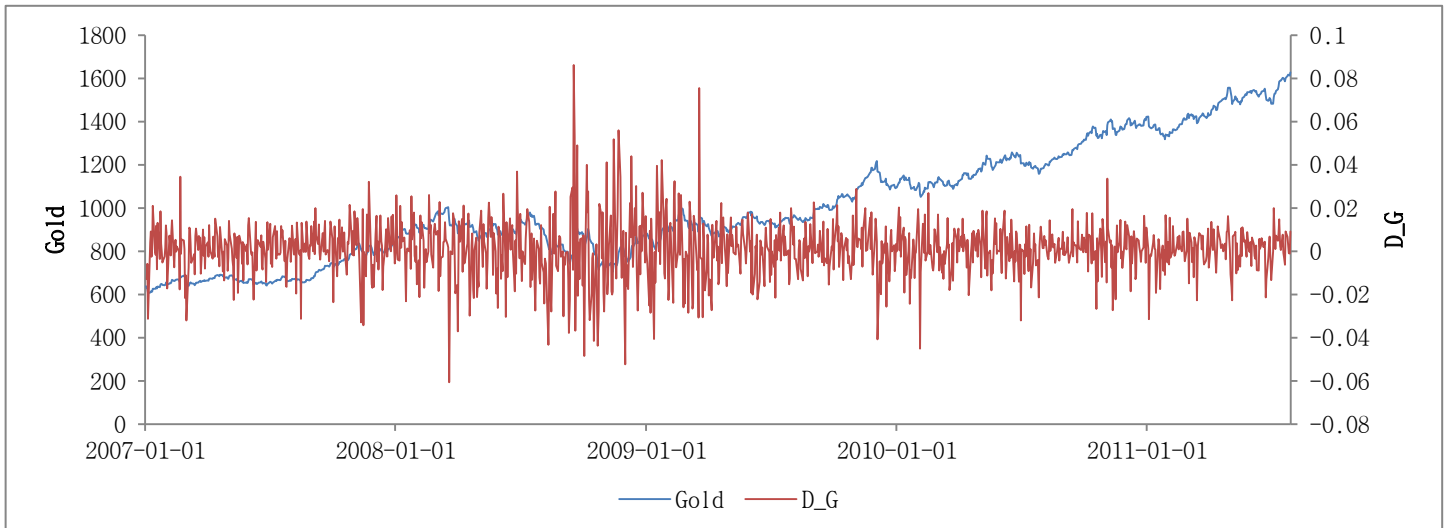
## 4.2. 외생변수



《그림 9》 다우지수 및 로그차분 시계열



《그림 10》 국제 WTI 가격 및 로그차분 시계열



《그림 11》 국제 금 가격 및 로그차분 시계열

본 연구는 다변량 모형에 사용한 내생변수뿐만 아니라 동아시아 외부에서 체계적으로 작용하는 정보, 즉 외생변수를 도입하여 기간에 따라 각국에 작용하는 효과가 구체적으로 어떻게 달라지는지 분석하였다. 본 연구는 다변량 모형의 외생변수로 미국 다우지수 및 국제 WTI 가격, 국제 금 가격 시계열을 사용하였으며, 표본기간은 내생변수와 마찬가지로 2007년 1월 1일부터 2011년 7월 31일까지 1195개 관측치를 사용하였다. 각 시계열 및 기초통계량 《그림 9, 10, 11》과 《표 2》에 수록하였다.

《표 2》의 Jacque-Bera 통계량을 살펴보면 내생변수와 마찬가지로 외생변수 또한 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났다. 따라서, 본 연구는 외생변수를 포함한 모형 구축 시 문턱효과(Threshold Effect)가 있는 모형을 가정해 분포의 비대칭성을 고려하도록 하였다.



		다우지수	국제 WTI 가격	국제 금 가격
수준변수	평균	11147.52	80.84	1008.41
	중앙값	11362.19	78.69	939.90
	최대값	14164.53	145.49	1628.30
	최소값	6547.05	31.12	606.90
	표준편차	1755.74	21.90	261.58
	왜도	-0.43	0.40	0.48
	첨도	-0.77	0.17	-0.78
	Jacque-Bera	65.54	33.67	76.02
	(Probability)	<.0001*	<.0001*	<.0001*
로그차분변수	평균	-0.000023	0.000422	0.000785
	중앙값	0.000370	0.000000	0.001026
	최대값	0.105084	0.230068	0.086250
	최소값	-0.082005	-0.186996	-0.060544
	표준편차	0.014704	0.029404	0.013104
	왜도	0.033210	0.357747	0.098189
	첨도	8.403497	8.623150	4.128358
	Jacque-Bera	3474.1092	3683.3413	839.9772
	(Probability)	<.0001*	<.0001*	<.0001*

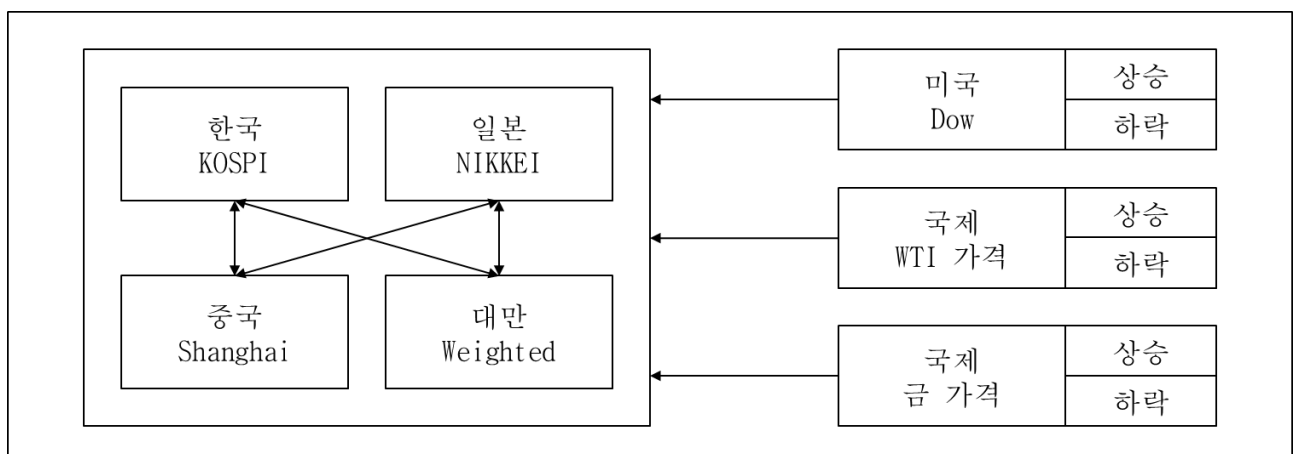
《표 2》 외생변수 시계열의 기초통계량

Jacque-Bera 통계량을 계산하는 수식과 대립가설 및 귀무가설은 아래와 같다.

$$T_N = \left\{ \frac{N}{6} b_1^2 + \frac{N}{24} (b_2 - 3)^2 \right\} \sim \chi^2_{2, b_1} = \frac{\sqrt{N} \sum \widehat{\varepsilon}_t^3}{(\sum \widehat{\varepsilon}_t^2)^{\frac{3}{2}}}, b_2 = \frac{N \sum \widehat{\varepsilon}_t^4}{(\sum \widehat{\varepsilon}_t^2)^2}$$

$$H_0: X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$H_1: \text{Variable } X \text{ does not come from normal distribution}$$



《그림 12》 다변량모형 설계도

본 연구는 위 데이터를 바탕으로 4개의 내생변수와 3개의 외생변수를 고려한 다변량모형을 구성해 분석을 실시하였다. 내생변수는 변수의 단위근 및 공적분 존재 여부를 실증적으로 분석하여 결과에 따라 VAR 모형, VECM 모형을 유동적으로 설정하도록 했고, 외생변수는 ADF 검정을 실시한 다음 문턱효과를 반영해 비대칭적 분포를 고려했다.

## 5. Main Results

### 5.1. ADF 단위근검정 결과

		한국 KOSPI 지수		일본 NIKKEI 지수		중국 상해지수		대만 가권지수	
Type	Lags	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau
Zero	0	0.66	0.8586	-1.42	0.1466	-0.35	0.5573	-0.01	0.6784
	1	0.69	0.8646	-1.48	0.1314	-0.32	0.5688	-0.03	0.6729
	2	0.72	0.871	-1.52	0.1208	-0.34	0.5635	-0.04	0.6703
	3	0.7	0.8673	-1.58	0.108	-0.4	0.5385	-0.03	0.6744
	4	0.72	0.871	-1.5	0.1251	-0.43	0.5259	0	0.6822
	5	0.74	0.875	-1.49	0.1281	-0.4	0.5393	0.01	0.6876
Single	0	-1.1	0.7174	-1.77	0.3978	-1.26	0.6523	-1.25	0.6537
	1	-1.12	0.7082	-1.64	0.4612	-1.26	0.6505	-1.31	0.6283
	2	-1.11	0.7146	-1.62	0.474	-1.21	0.6716	-1.32	0.6237
	3	-1.17	0.689	-1.64	0.4621	-1.3	0.6337	-1.36	0.6018
	4	-1.18	0.684	-1.58	0.491	-1.37	0.5973	-1.37	0.5984
	5	-1.14	0.7016	-1.55	0.5064	-1.34	0.6143	-1.27	0.6468
Trend	0	-1.39	0.8641	-1.83	0.6914	-1.8	0.7036	-1.29	0.8887
	1	-1.39	0.8635	-1.57	0.8062	-1.84	0.6831	-1.35	0.8753
	2	-1.36	0.8706	-1.47	0.84	-1.78	0.7168	-1.36	0.8726
	3	-1.42	0.8562	-1.42	0.8545	-1.8	0.7041	-1.4	0.8612
	4	-1.42	0.8562	-1.44	0.8489	-1.86	0.6759	-1.4	0.8601
	5	-1.38	0.8675	-1.41	0.8572	-1.85	0.6785	-1.3	0.8863

《표 1》 내생변수 수준변수의 ADF 단위근검정 결과

		미국 다우지수		국제 WTI 가격		국제 금 가격	
Type	Lags	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau
Zero	0	-0.3	0.5797	0.07	0.7044	2.3	0.9952
	1	-0.28	0.5863	0.13	0.7244	2.17	0.9933
	2	-0.25	0.5973	0.15	0.7309	2.31	0.9954
	3	-0.26	0.5926	0.13	0.7251	2.36	0.996
	4	-0.26	0.5944	0.08	0.7077	2.4	0.9964
	5	-0.26	0.591	0.12	0.7216	2.3	0.9953
Single	0	-1.48	0.544	-1.72	0.4228	0.28	0.9772
	1	-1.32	0.6224	-1.68	0.4403	0.16	0.9698
	2	-1.21	0.6721	-1.64	0.4612	0.24	0.9752
	3	-1.28	0.6438	-1.67	0.4467	0.19	0.9722
	4	-1.26	0.6505	-1.78	0.3916	0.24	0.9748
	5	-1.28	0.6431	-1.76	0.3992	0.19	0.972
Trend	0	-1.29	0.8894	-1.7	0.7494	-2.19	0.4958
	1	-1.08	0.93	-1.66	0.768	-2.34	0.4132
	2	-0.95	0.9488	-1.62	0.7848	-2.17	0.5057
	3	-1.03	0.9378	-1.65	0.773	-2.12	0.5362
	4	-1.01	0.9405	-1.76	0.7252	-2.07	0.5627
	5	-1.03	0.9382	-1.74	0.7352	-2.17	0.504

《표 2》 외생변수 수준변수의 ADF 단위근검정 결과

ADF 단위근검정 결과 본 연구에서 사용한 7개 수준변수 시계열 모두 다른 금융시계열과 마찬가지로, 단위근이 존재하는 것으로 나타나, 모든 변수에 대해 로그차분을 실시하여 다시 단위근검정을 실시하였으며, 그 결과 모든 차분변수에서 안정성이 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

		한국 KOSPI 지수		일본 NIKKEI 지수		중국 상해지수		대만 가권지수	
Type	Lags	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau
Zero	0	-34.29	<.0001	-38.46	<.0001	-35.15	<.0001	-33.16	<.0001
	1	-24.3	<.0001	-27.48	<.0001	-24.87	<.0001	-22.96	<.0001
	2	-19.42	<.0001	-22.76	<.0001	-19.04	<.0001	-19.15	<.0001
	3	-17.37	<.0001	-18.56	<.0001	-15.6	<.0001	-17.08	<.0001
	4	-15.86	<.0001	-16.52	<.0001	-14.48	<.0001	-16.08	<.0001
	5	-14.46	<.0001	-15.05	<.0001	-13.71	<.0001	-15.31	<.0001
Single	0	-34.29	<.0001	-38.47	<.0001	-35.13	<.0001	-33.15	<.0001
	1	-24.31	<.0001	-27.49	<.0001	-24.85	<.0001	-22.95	<.0001
	2	-19.43	<.0001	-22.78	<.0001	-19.04	<.0001	-19.14	<.0001
	3	-17.39	<.0001	-18.59	<.0001	-15.59	<.0001	-17.07	<.0001
	4	-15.87	<.0001	-16.55	<.0001	-14.47	<.0001	-16.07	<.0001
	5	-14.48	<.0001	-15.08	<.0001	-13.7	<.0001	-15.31	<.0001
Trend	0	-34.28	<.0001	-38.47	<.0001	-35.13	<.0001	-33.14	<.0001
	1	-24.3	<.0001	-27.5	<.0001	-24.86	<.0001	-22.95	<.0001
	2	-19.43	<.0001	-22.8	<.0001	-19.04	<.0001	-19.14	<.0001
	3	-17.38	<.0001	-18.6	<.0001	-15.59	<.0001	-17.07	<.0001
	4	-15.87	<.0001	-16.56	<.0001	-14.47	<.0001	-16.08	<.0001
	5	-14.48	<.0001	-15.1	<.0001	-13.71	<.0001	-15.31	<.0001

《표 3》 내생변수 차분변수의 ADF 단위근검정 결과

		미국 다우지수		국제 WTI 가격		국제 금 가격	
Type	Lags	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau	Tau	Pr < Tau
Zero	0	-39.13	<.0001	-37.39	<.0001	-32.63	<.0001
	1	-28.59	<.0001	-25.6	<.0001	-24.96	<.0001
	2	-20.72	<.0001	-20.21	<.0001	-20.25	<.0001
	3	-17.84	<.0001	-15.76	<.0001	-17.5	<.0001
	4	-15.81	<.0001	-14.95	<.0001	-14.99	<.0001
	5	-14.86	<.0001	-14.03	<.0001	-14.84	<.0001
Single	0	-39.11	<.0001	-37.39	<.0001	-32.73	<.0001
	1	-28.58	<.0001	-25.6	<.0001	-25.08	<.0001
	2	-20.71	<.0001	-20.21	<.0001	-20.4	<.0001
	3	-17.83	<.0001	-15.76	<.0001	-17.66	<.0001
	4	-15.81	<.0001	-14.96	<.0001	-15.16	<.0001
	5	-14.85	<.0001	-14.04	<.0001	-15.04	<.0001
Trend	0	-39.12	<.0001	-37.37	<.0001	-32.72	<.0001
	1	-28.6	<.0001	-25.59	<.0001	-25.07	<.0001
	2	-20.73	<.0001	-20.21	<.0001	-20.39	<.0001
	3	-17.86	<.0001	-15.76	<.0001	-17.65	<.0001
	4	-15.83	<.0001	-14.95	<.0001	-15.16	<.0001
	5	-14.88	<.0001	-14.03	<.0001	-15.03	<.0001

《표 4》 외생변수 차분변수의 ADF 단위근검정 결과

이에 따라, 분석대상변수인 KOSPI 지수, NIKKEI 지수, 상해지수, 가권지수 등 내생변수는 물론, 외생변수인 다우지수, 국제 WTI 가격, 국제 금 가격 모두 1차 적분되어 단위근이 존재하는 것을 확인했다. 따라서 단위근이 존재하는 시계열에서 나타나는 가성적 회귀를 방지하고자 이후 분석에서는 공적분이 존재하지 않는 경우 로그차분한 시계열을 사용하도록 했다.

## 5.2. Johansen 공적분검정 결과

Johansen 공적분검정 실시에 앞서 모형의 적절한 차수를 결정하고자 아래와 같이 AIC 및 SBC 통계량을 계산하였다. 두 정보기준이 모두 최소값인 경우 해당 차수로 모형을 결정하였으며, 최적차수가 서로 다른 경우 모형에서 추정계수의 parsimony를 더 잘 고려한다고 알려져 있는 SBC 통계량을 기준으로 모형을 결정하였다.

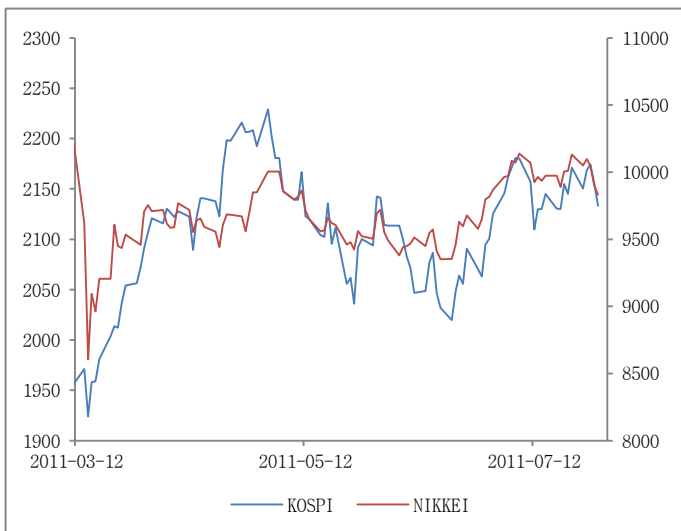
Lag	골디락스 기간		금융위기 기간		일본대지진 기간	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
1	<b>34.56394</b>	<b>34.70531</b>	31.42073	<b>31.53505</b>	32.03867	<b>32.45809</b>
2	34.59909	34.88229	31.38368	31.6126	<b>31.97395</b>	32.81802
3	34.63279	35.05827	31.36838	31.71218	32.24073	33.51482
4	34.67061	35.23884	31.34011	31.79909	32.46898	34.17854
5	34.71054	35.42199	<b>31.2693</b>	31.84375	32.6401	34.79073

《표 5》 AIC 통계량 및 SBC 통계량

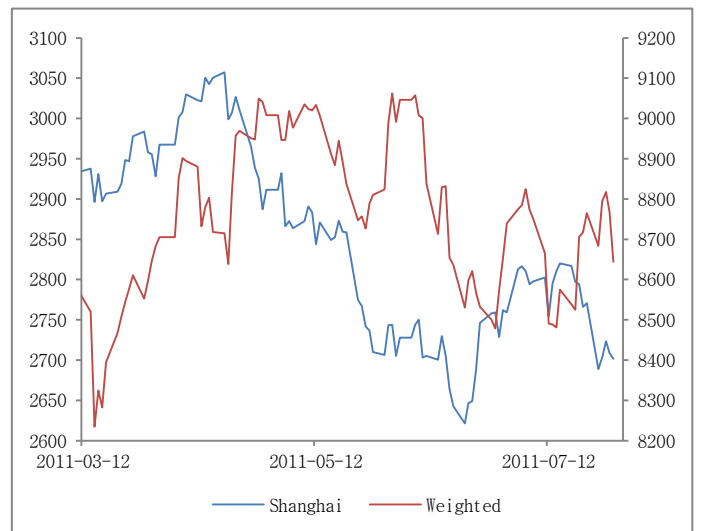
위 통계량에 따라 결정된 최적차수모형을 적용하여 기간별로 내생변수 간 공적분 존재 여부를 검정하였다.

H1: Rank>r	골디락스 기간		금융위기 기간		일본대지진 기간		5% Critical Value
	Eigenvalue	Trace	Eigenvalue	Trace	Eigenvalue	Trace	
0	0.0316	33.7001	0.0298	31.0419	0.4055	<b>64.5332</b>	39.71
1	0.0218	18.6033	0.0107	12.3136	0.0667	13.0568	24.08
2	0.0098	8.2584	0.0087	5.6634	0.0541	6.2195	12.21
3	0.0077	3.6344	0.0004	0.2177	0.0072	0.7116	4.14

《표 6》 Johansen 공적분검정 결과



《그림 13》 일본대지진 이후 KOSPI·NIKKEI 시계열



《그림 14》 일본대지진 이후 상해·가권 시계열

그 결과 제3기간인 일본대지진 이후(2011년 3월 12일부터 2011년 7월 31일까지)에 내생변수 간 공적분 효과가 존재하고 있는 것으로 드러났다. 이는 국지적 금융시장이 금융위기와 같은 global risk에 비해 국지적 risk에 대해 더 잘 동조화 경향을 일으킬 수 있음을 시사한다.

### 5.3. VAR·VECM 모형 추정 결과

#### 5.3.1. 골디락스 기간 추정 결과

본 연구는 CUSUM·CUSUMSQ 검정에 따라 2007년 1월 1일부터 2008년 10월 24일까지를 금융위기 이전인 제1기간으로 설정하고 분석을 실시하였다. 해당 기간에 통계적으로 유의한 수준의 공적분이 발견되지 않았으므로, 최적시차결정에 AIC·SBC 통계량을 고려하여 차분변수 시계열을 바탕으로 VAR(1) 모형을 통해 분석을 실시하였다.

Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variable
한국	CONST1	0.3877	1.81579	0.21	0.831	1
	XLO_1_1	600.293	139.053	4.32	<b>0.0001</b>	다우(+)
	XLO_1_2	1144.49	119.874	9.55	<b>0.0001</b>	다우(-)
	XLO_1_3	-50.584	96.3167	-0.53	0.5997	WTI(+)
	XLO_1_4	-118.62	91.8305	-1.29	0.1971	WTI(-)
	XLO_1_5	288.711	150.932	1.91	<b>0.0564</b>	금 가격(+)
	XLO_1_6	19.7084	143.392	0.14	0.8907	금 가격(-)
	AR1_1_1	0.07838	0.0718	1.09	0.2755	KOSPI(t-1)
	AR1_1_2	-0.0111	0.00712	-1.55	0.1209	NIKKEI(t-1)
	AR1_1_3	-0.0034	0.01278	-0.27	0.79	Shanghai(t-1)
	AR1_1_4	-0.0109	0.01267	-0.86	0.389	Weighted(t-1)
일본	CONST2	-13.898	14.0813	-0.99	0.3242	1
	XLO_2_1	9028.58	1078.35	8.37	<b>0.0001</b>	다우(+)
	XLO_2_2	10403.7	929.614	11.19	<b>0.0001</b>	다우(-)
	XLO_2_3	44.4435	746.929	0.06	0.9526	WTI(+)
	XLO_2_4	-690.69	712.139	-0.97	0.3326	WTI(-)
	XLO_2_5	761.471	1170.47	0.65	0.5157	금 가격(+)
	XLO_2_6	435.886	1112	0.39	0.6953	금 가격(-)
	AR1_2_1	0.60922	0.55677	1.09	0.2744	KOSPI(t-1)
	AR1_2_2	-0.1121	0.05519	-2.03	<b>0.0428</b>	NIKKEI(t-1)
	AR1_2_3	-0.081	0.09909	-0.82	0.4141	Shanghai(t-1)
	AR1_2_4	0.03025	0.09825	0.31	0.7583	Weighted(t-1)

《표 7-1》 골디락스 기간 VAR(1) 모형 추정 결과: KOSPI 지수, NIKKEI 지수

Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variable
중국	CONST3	-5.3234	6.97365	-0.76	0.4456	1
	XL0_3_1	564.118	534.04	1.06	0.2914	다우(+)
	XL0_3_2	1554.15	460.383	3.38	<b>0.0008</b>	<b>다우(-)</b>
	XL0_3_3	-202.01	369.91	-0.55	0.5853	WTI(+)
	XL0_3_4	-517.02	352.68	-1.47	0.1433	WTI(-)
	XL0_3_5	950.463	579.663	1.64	0.1018	금 가격(+)
	XL0_3_6	-273.35	550.705	-0.5	0.6199	금 가격(-)
	AR1_3_1	0.31146	0.27573	1.13	0.2593	KOSPI(t-1)
	AR1_3_2	-0.0134	0.02733	-0.49	0.6232	NIKKEI(t-1)
	AR1_3_3	-0.0116	0.04907	-0.24	0.8137	Shanghai(t-1)
	AR1_3_4	-0.0169	0.04866	-0.35	0.7293	Weighted(t-1)
대만	CONST4	-2.1746	8.79131	-0.25	0.8047	1
	XL0_4_1	3600.26	673.237	5.35	<b>0.0001</b>	<b>다우(+)</b>
	XL0_4_2	3555.45	580.38	6.13	<b>0.0001</b>	<b>다우(-)</b>
	XL0_4_3	-805.64	466.326	-1.73	<b>0.0847</b>	<b>WTI(+)</b>
	XL0_4_4	43.2667	444.605	0.1	0.9225	WTI(-)
	XL0_4_5	1602.06	730.751	2.19	<b>0.0289</b>	<b>금 가격(+)</b>
	XL0_4_6	518.621	694.245	0.75	0.4554	금 가격(-)
	AR1_4_1	0.13385	0.3476	0.39	0.7004	KOSPI(t-1)
	AR1_4_2	0.01178	0.03445	0.34	0.7326	NIKKEI(t-1)
	AR1_4_3	-0.005	0.06186	-0.08	0.9353	Shanghai(t-1)
	AR1_4_4	-0.0475	0.06134	-0.77	0.4395	Weighted(t-1)

《표 7-2》 골디락스 기간 VAR(1) 모형 추정 결과: 상해지수, 가권지수

분석 결과 제1기간에서 NIKKEI 지수에서 전일 수익률의 feedback 현상이 나타난 것을 제외하면 내생변수 간 상관성은 없는 것으로 나타났다. 따라서 금융시장이 대세상승국면을 맞이하고 있는 경우, 각 국가의 증시는 각자의 fundamental에 따라 독립적인 양상을 띄는 것으로 판단되며, 공적분과 같은 동조화도 일어나지 않는다고 볼 수 있다.

반면 외생변수의 파급효과는 4개 증시 모두에서 관찰되었는데, 특히 전일 미국 다우지수 등락은 동아시아 금융시장 전반에 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 다만, 다른 동아시아 증시와 달리 중국 상해지수의 경우 다우지수의 하락에만 영향을 받고 다우지수의 상승은 통계적으로 유의한 영향력을 받지 않는 것으로 나타나, 중국 증시가 매일 이루어지는 금융시장의 전세계적 흐름에 대해 다소 둔감한 것으로 판단하였다.

그리고 한국 KOSPI 지수와 대만 가권지수가 국제 금 가격 상승에 반응하는 것으로 나타났다는데, 국제 금 가격이 갖는 속성으로 미루어 볼 때, 비록 금융위기 기간이 아닐지라도, 안전자산에 대한 전세계적인 수요 증가가 두 국가의 증시에도 전이효과(spillover effect)를 초래할 수 있는 것으로 판단할 수 있다. 반면 일본 NIKKEI 지수와 중국 상해지수에서는 이러한 전이효과가 나타나지 않았다.

### 5.3.2. 금융위기 기간 추정 결과

본 연구는 2008년 10월 24일부터 일본대지진이 발생한 2011년 3월 12일까지 금융위기인 제2기간으로 설정하고 분석을 실시하였다. 해당 기간에 통계적으로 유의한 수준의 공적분이 발견되지 않았으므로, 최적시차결정에 SBC 통계량을 고려하여 차분변수 시계열을 바탕으로 VAR(1) 모형을 통해 분석을 실시하였다.

Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variable
한국	CONST1	1.65821	1.22729	1.35	0.1772	1
	XL0_1_1	<b>220.797</b>	87.3777	2.53	<b>0.0118</b>	다우(+)
	XL0_1_2	<b>687.705</b>	98.6074	6.97	<b>0.0001</b>	다우(-)
	XL0_1_3	43.0682	37.6293	1.14	0.2529	WTI(+)
	XL0_1_4	<b>-109.01</b>	45.3289	-2.4	<b>0.0165</b>	WTI(-)
	XL0_1_5	120.399	105.83	1.14	0.2557	금 가격(+)
	XL0_1_6	28.0036	119.561	0.23	0.8149	금 가격(-)
	AR1_1_1	<b>-0.153</b>	0.05846	-2.62	<b>0.0091</b>	KOSPI(t-1)
	AR1_1_2	-0.0049	0.00651	-0.75	0.4561	NIKKEI(t-1)
	AR1_1_3	-0.0202	0.01876	-1.07	0.2831	Shanghai(t-1)
	AR1_1_4	<b>0.02543</b>	0.01216	2.09	<b>0.037</b>	Weighted(t-1)
일본	CONST2	4.48468	8.27729	0.54	0.5882	1
	XL0_2_1	<b>5171.11</b>	589.308	8.77	<b>0.0001</b>	다우(+)
	XL0_2_2	<b>6397.38</b>	665.046	9.62	<b>0.0001</b>	다우(-)
	XL0_2_3	285.42	253.786	1.12	0.2612	WTI(+)
	XL0_2_4	35.435	305.715	0.12	0.9078	WTI(-)
	XL0_2_5	<b>1305.7</b>	713.76	1.83	<b>0.0678</b>	금 가격(+)
	XL0_2_6	1098.52	806.363	1.36	0.1736	금 가격(-)
	AR1_2_1	<b>-0.8217</b>	0.39428	-2.08	<b>0.0376</b>	KOSPI(t-1)
	AR1_2_2	<b>-0.0784</b>	0.04388	-1.79	<b>0.0745</b>	NIKKEI(t-1)
	AR1_2_3	<b>-0.3407</b>	0.12653	-2.69	<b>0.0073</b>	Shanghai(t-1)
	AR1_2_4	0.06385	0.08204	0.78	0.4367	Weighted(t-1)
중국	CONST3	2.67408	2.82913	0.95	0.3449	1
	XL0_3_1	292.926	201.422	1.45	0.1464	다우(+)
	XL0_3_2	<b>521.554</b>	227.309	2.29	<b>0.0221</b>	다우(-)
	XL0_3_3	26.2131	86.7426	0.3	0.7626	WTI(+)
	XL0_3_4	144.725	104.492	1.39	0.1665	WTI(-)
	XL0_3_5	200.987	243.959	0.82	0.4103	금 가격(+)
	XL0_3_6	-174.29	275.61	-0.63	0.5274	금 가격(-)
	AR1_3_1	-0.0343	0.13476	-0.25	0.799	KOSPI(t-1)
	AR1_3_2	-0.0165	0.015	-1.1	0.2725	NIKKEI(t-1)
	AR1_3_3	0.01327	0.04325	0.31	0.759	Shanghai(t-1)
	AR1_3_4	-0.0333	0.02804	-1.19	0.2358	Weighted(t-1)

《표 8-1》 금융위기 기간 VAR(1) 모형 추정 결과: KOSPI 지수, NIKKEI 지수, 상해지수

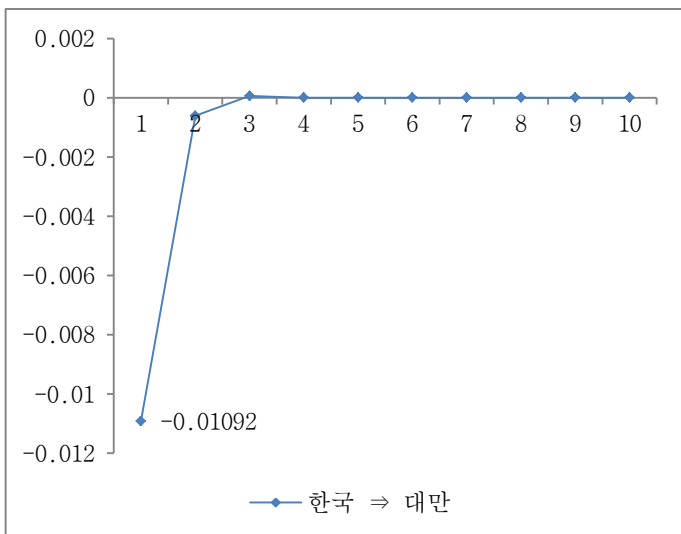


Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variable
대만	CONST4	9.11975	5.204	1.75	0.0802	1
	XL0_4_1	1217.21	370.503	3.29	0.0011	다우(+)
	XL0_4_2	2315.63	418.12	5.54	0.0001	다우(-)
	XL0_4_3	371.894	159.557	2.33	0.0201	WTI(+)
	XL0_4_4	32.5541	192.206	0.17	0.8656	WTI(-)
	XL0_4_5	258.877	448.747	0.58	0.5642	금 가격(+)
	XL0_4_6	748.424	506.967	1.48	0.1404	금 가격(-)
	AR1_4_1	-0.4358	0.24788	-1.76	0.0792	KOSPI(t-1)
	AR1_4_2	-0.027	0.02759	-0.98	0.3289	NIKKEI(t-1)
	AR1_4_3	0.00079	0.07955	0.01	0.9921	Shanghai(t-1)
	AR1_4_4	0.10362	0.05158	2.01	0.045	Weighted(t-1)

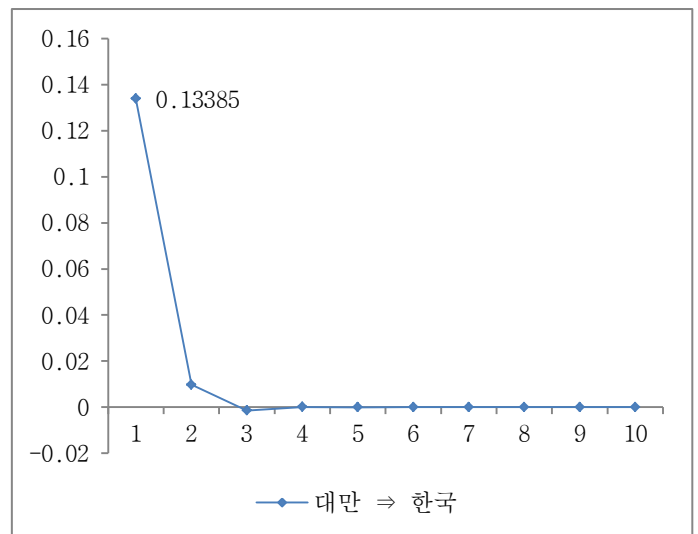
《표 8-2》 금융위기 기간 VAR(1) 모형 추정 결과: 가권지수

분석 결과 제1기간과는 달리 제2기간에서는 내생변수 간 상관성이 나타나는 것을 확인할 수 있다. 변수 내부에서 나타나는 feedback 현상을 제외하는 경우, 대만 ⇒ 한국, 한국·중국 ⇒ 일본, 한국 ⇒ 대만으로 증시 간 전이효과가 발생하는 것을 확인할 수 있다. 따라서 각국의 경제적 fundamental에 따라 각자 개별적인 움직임을 보였던 금융위기 이전과는 달리 동아시아 외부에서 발생한 금융위기라는 일대 사건을 통해 각국이 서로의 동향에 밀접한 영향을 받는 관계로 전환된 것을 알 수 있다.

그러나 중국은 이러한 금융위기가 닥쳤음에도 불구하고 어떠한 국면전환도 일어나지 않은 채 여전히 다우지수의 하락에만 통계적으로 유의하게 반응하는 것으로 나타나 금융시장의 국제정세에 둔감한 모습을 나타내며 독립적인 움직임을 보였다고 판단할 수 있다. 반면, 한국과 대만 간에 국면전환 이후 교호작용이 발생하기 시작한 것을 확인할 수 있는데, 이는 공통적으로 실물경제에서 대 중국 수출 의존도, 특히 하드웨어 부문이 높은 비중을 차지하고 있는 두 국가의 공통점이 반영된 것으로 보인다. 단, 한국 ⇒ 대만은 음의 효과가, 대만 ⇒ 한국은 양의 효과가 나타나 두 국가 금융시장에서 서로 지니는 의미가 다른 것을 확인할 수 있었다.



《그림 15》 제2기간 한국 ⇒ 대만 충격반응함수



《그림 16》 제2기간 대만 ⇒ 한국 충격반응함수



### 5.3.3. 일본대지진 기간 추정 결과

다음으로 본 연구는 일본대지진이 발생한 2011년 10월 24일부터 2011년 7월 31일까지 일본대지진이 발생한 제3기간으로 설정하고 분석을 실시하였다. Johansen 공적분검정 결과 제3기간에 내생변수 간 공적분이 발견되었으므로, 최적시차결정에 SBC 통계량을 고려하여 수준변수 시계열을 바탕으로 VECM(2) 모형을 통해 분석을 실시하였다.

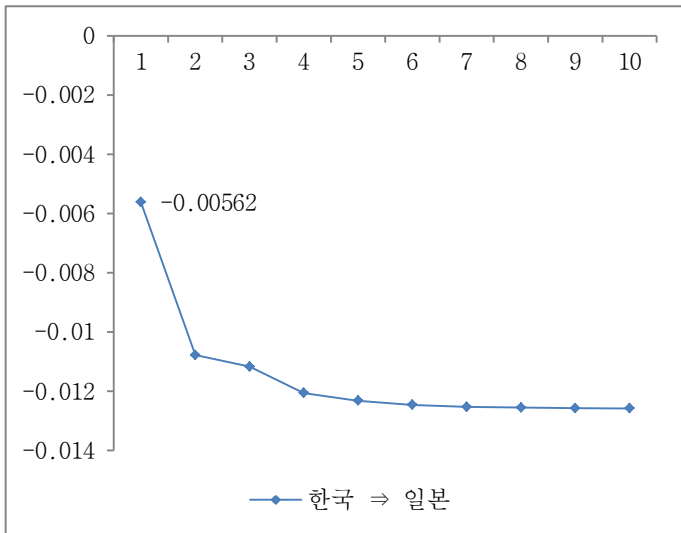
Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variable
한국	CONST1	139.701	102.622	1.36	0.1771	1
	XL0_1_1	<b>1164.28</b>	556.625	2.09	<b>0.0395</b>	다우(+)
	XL0_1_2	<b>845.62</b>	496.104	1.7	<b>0.092</b>	다우(-)
	XL0_1_3	21.22	232.25	0.09	0.9274	WTI(+)
	XL0_1_4	<b>371.326</b>	194.026	1.91	<b>0.0591</b>	WTI(-)
	XL0_1_5	-171.82	503.62	-0.34	0.7338	금 가격(+)
	XL0_1_6	<b>-967.67</b>	545.687	-1.77	<b>0.0798</b>	금 가격(-)
	AR1_1_1	0.06769	0.05053	1.34		KOSPI(t-1)
	AR1_1_2	-0.0122	0.00913	-1.34		NIKKEI(t-1)
	AR1_1_3	-0.009	0.00674	-1.34		Shanghai(t-1)
	AR1_1_4	-0.0155	0.0116	-1.34		Weighted(t-1)
	AR2_1_1	-0.2207	0.13535	-1.63	0.1067	D_KOSPI(t-1)
	AR2_1_2	0.00661	0.00706	0.94	0.3517	D_NIKKEI(t-1)
	AR2_1_3	0.01556	0.08387	0.19	0.8533	D_Shangh(t-1)
	AR2_1_4	-0.0154	0.03834	-0.4	0.6897	D_Weight(t-1)
일본	CONST2	<b>9282.74</b>	1362.67	6.81	<b>0.0001</b>	1
	XL0_2_1	-10982	7391.13	-1.49	0.1411	다우(+)
	XL0_2_2	<b>14165.6</b>	6587.51	2.15	<b>0.0344</b>	다우(-)
	XL0_2_3	<b>6585.88</b>	3083.93	2.14	<b>0.0357</b>	WTI(+)
	XL0_2_4	-949.68	2576.36	-0.37	0.7134	WTI(-)
	XL0_2_5	-8077.7	6687.32	-1.21	0.2305	금 가격(+)
	XL0_2_6	-4179.2	7245.9	-0.58	0.5657	금 가격(-)
	AR1_2_1	<b>4.54028</b>	0.67101	<b>6.77</b>		KOSPI(t-1)
	AR1_2_2	<b>-0.8205</b>	0.12126	<b>-6.77</b>		NIKKEI(t-1)
	AR1_2_3	<b>-0.6054</b>	0.08948	<b>-6.77</b>		Shanghai(t-1)
	AR1_2_4	<b>-1.0423</b>	0.15404	<b>-6.77</b>		Weighted(t-1)
	AR2_2_1	<b>-3.4337</b>	1.79731	-1.91	<b>0.0595</b>	D_KOSPI(t-1)
	AR2_2_2	-0.0914	0.09373	-0.98	0.3321	D_NIKKEI(t-1)
	AR2_2_3	0.45405	1.11369	0.41	0.6845	D_Shangh(t-1)
	AR2_2_4	<b>1.25957</b>	0.50906	2.47	<b>0.0154</b>	D_Weight(t-1)

《표 9-1》 일본대지진 기간 VECM(2) 모형 추정 결과: KOSPI 지수, NIKKEI 지수

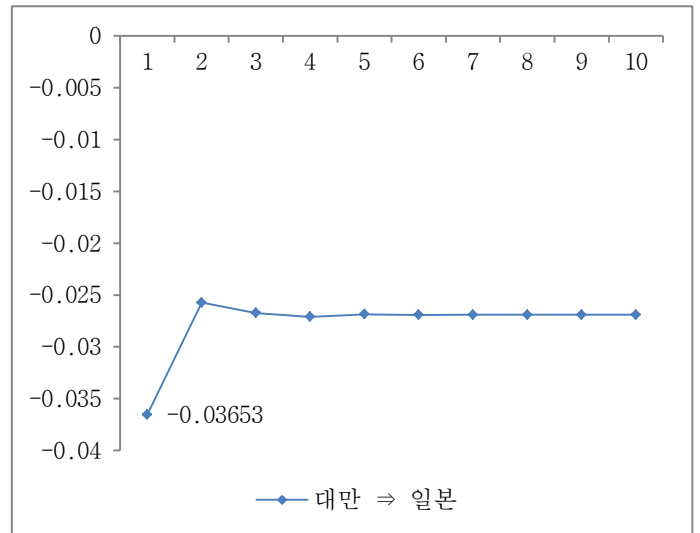
Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variable
중국	CONST3	110.187	134.112	0.82	0.4137	1
	XL0_3_1	-72.034	727.427	-0.1	0.9214	다우(+)
	XL0_3_2	<b>1264.04</b>	648.336	1.95	<b>0.0546</b>	<b>다우(-)</b>
	XL0_3_3	304.423	303.517	1	0.3188	WTI(+)
	XL0_3_4	254.773	253.563	1	0.3179	WTI(-)
	XL0_3_5	72.5106	658.158	0.11	0.9125	금 가격(+)
	XL0_3_6	<b>-1942</b>	713.134	-2.72	<b>0.0079</b>	<b>금 가격(-)</b>
	AR1_3_1	0.05588	0.06604	0.85		KOSPI(t-1)
	AR1_3_2	-0.0101	0.01193	-0.85		NIKKEI(t-1)
	AR1_3_3	-0.0075	0.00881	-0.85		Shanghai(t-1)
	AR1_3_4	-0.0128	0.01516	-0.84		Weighted(t-1)
	AR2_3_1	-0.0974	0.17689	-0.55	0.5832	D_KOSPI(t-1)
	AR2_3_2	0.00422	0.00922	0.46	0.6482	D_NIKKEI(t-1)
	AR2_3_3	-0.0879	0.10961	-0.8	0.4251	D_Shangh(t-1)
	AR2_3_4	-0.0023	0.0501	-0.04	0.9644	D_Weight(t-1)
대만	CONST4	259.345	341.467	0.76	0.4497	1
	XL0_4_1	<b>3327.74</b>	1852.12	1.8	<b>0.076</b>	<b>다우(+)</b>
	XL0_4_2	<b>3030.22</b>	1650.75	1.84	<b>0.07</b>	<b>다우(-)</b>
	XL0_4_3	227.567	772.793	0.29	0.7691	WTI(+)
	XL0_4_4	691.003	645.604	1.07	0.2876	WTI(-)
	XL0_4_5	-303.82	1675.76	-0.18	0.8566	금 가격(+)
	XL0_4_6	<b>-3250.3</b>	1815.73	-1.79	<b>0.0771</b>	<b>금 가격(-)</b>
	AR1_4_1	0.12888	0.16815	0.77		KOSPI(t-1)
	AR1_4_2	-0.0233	0.03039	-0.77		NIKKEI(t-1)
	AR1_4_3	-0.0172	0.02242	-0.77		Shanghai(t-1)
	AR1_4_4	-0.0296	0.0386	-0.77		Weighted(t-1)
	AR2_4_1	<b>0.15571</b>	0.45038	0.35	<b>0.7304</b>	<b>D_KOSPI(t-1)</b>
	AR2_4_2	-0.0132	0.02349	-0.56	0.5745	D_NIKKEI(t-1)
	AR2_4_3	<b>-0.5036</b>	0.27908	-1.8	<b>0.0748</b>	<b>D_Shangh(t-1)</b>
	AR2_4_4	0.04819	0.12756	0.38	0.7066	D_Weight(t-1)

《그림 9-2》 일본대지진 기간 VECM(2) 모형 추정 결과: 상해지수, 가권지수

VECM 모형 추정 결과 일본 증시에서 error correction factor가 통계적으로 유의하게 나타남에 따라 일본대지진 이후 동아시아 로컬에서 일본을 중심으로 공적분이 나타나는 것을 확인하였다. 동시에 일본증시는 미국증시의 하락과 국제 유가 상승에 모두 통계적으로 유의하게 반응한다는 결과가 나타났는데, 이는 일본증시가 금융경제와 실물경제 전반에서 뚜렷하게 국제정세를 반영하게 되었음을 시사하고 있다. 뿐만 아니라, 전일 한국증시와 음의 상관성을 띄는 것이 관찰되었는데, 이는 산업구조에서 일본과 여러 가지 유사성을 보여 대체재로 평가되는 한국에 대한 선호경향이 일본증시에 지속적으로 악영향으로 작용했을 가능성을 시사하고 있다. 반대로 일본증시의 한국에 대한 영향력은 관찰되지 않았다는 점이 이를 뒷받침한다. 이와 반대로 대만증시에서 일본증시로 양의 파급효과가 관찰되었는데, 대만증시가 동아시아 금융시장에서 한국증시의 반대급부로 기능하게 되는 것으로 판단된다.



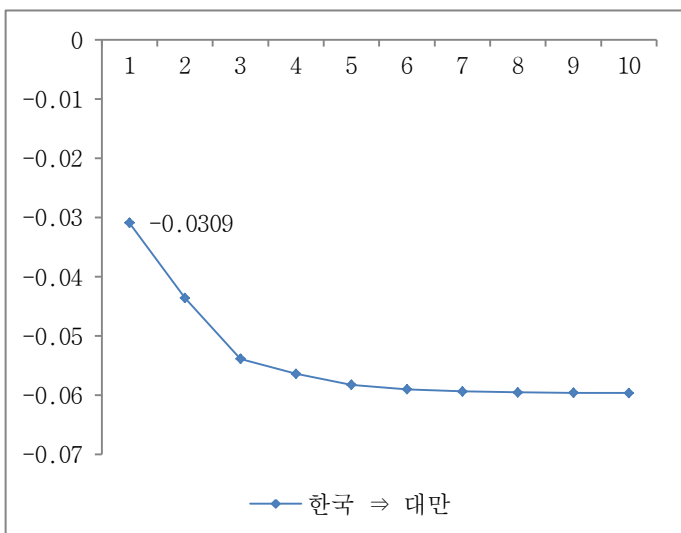
《그림 17》 제3기간 한국 ⇒ 일본 충격반응함수



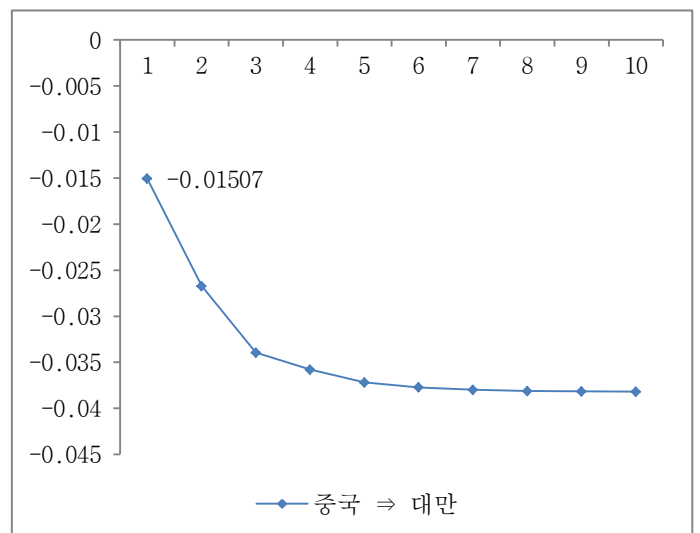
《그림 18》 제3기간 대만 ⇒ 일본 충격반응함수

한편 금융위기 기간을 지나면서 한국증시와 대만증시와 교호작용이 사라지고, 한국 ⇒ 대만의 파급효과만 남게 되었는데, 이는 한국이 부품 등 일본 제조업의 대체재로 부각되면서 대만의 대 중국 수출경쟁국의 의미가 증시에서 많이 퇴색되었기 때문으로 판단된다. 또 한국증시는 국제 WTI 가격 하락(원자재 가격 하락), 국제 금 가격 하락(안전 자산 수요 감소)에 반응한 반면, 그 반대로는 반응하지 않았는데, 이는 일본대지진 이후 국제금융시장에서 한국이 투자대상의 산업국으로 그 가치가 높아졌기 때문으로 해석할 수 있다. 반대로 일본은 국제 WTI 가격 상승에 반응하고 있는 것이 이를 뒷받침하고 있다.

반면 대만증시는 여전히 한국증시의 전이효과를 보이고 있으며, 국면전환을 통해 중국 증시의 영향 또한 받게 되는 것으로 나타나는데, 이는 일본대지진의 영향으로 2011년 2분기부터 대만 수출경제에 큰 부분을 차지하고 있는 디스플레이산업 등을 중심으로 대만기업이 부품·소재 공급차질을 겪게 되면서, 이들이 대 일본 투자를 줄이는 대신 중국 내수에 적극 투자하게 된 것이 하나의 요인으로 판단된다. 실제로 대만증시는 국제 금 가격 상승에는 반응하지 않는 반면, 하락에는 반응하는 것으로 나타나 안전자산 수요 감소, 즉 투자수요가 확대되는 국면에서 대만증시가 반등효과를 거두고 있는 것으로 나타났다.



《그림 19》 제3기간 한국 ⇒ 대만 충격반응함수



《그림 20》 제3기간 중국 ⇒ 대만 충격반응함수

## 5.4. Granger 인과성검정 결과

본 연구는 국면전환에 따라 금융변수 간 선행·후행 관계가 어떻게 달라지는지 구체적으로 분석하고자 기간별 Granger 인과성검정을 실시했으며, 그 결과를 《표 10》에 수록하였다.

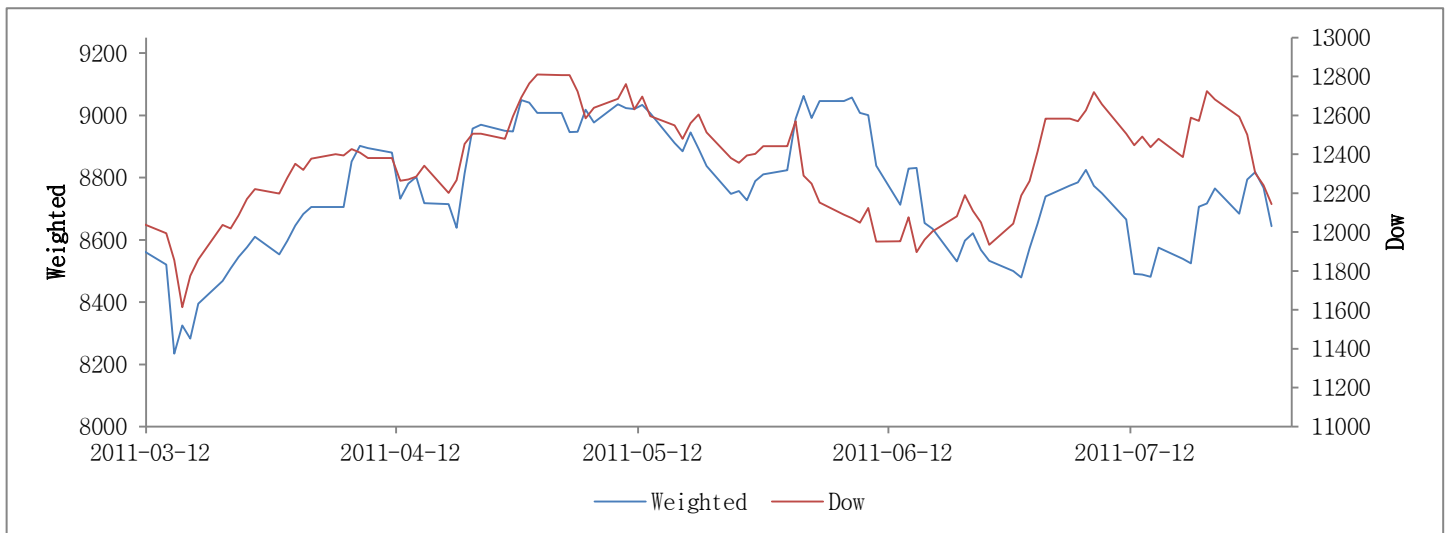
Test			제1기간: 콜디락스		제2기간: 금융위기		제3기간: 일본대지진	
			Chi-2	Pr > Chi2	Chi-2	Pr > Chi2	Chi-2	Pr > Chi2
내생변수	한국	일본 ⇒ 한국	<b>3.03</b>	<b>0.0816</b>	0.14	0.7034	1.26	0.5325
		중국 ⇒ 한국	0.63	0.4285	1.23	0.2666	2.18	0.3365
		대만 ⇒ 한국	2.44	0.1184	<b>2.77</b>	<b>0.096</b>	<b>7.91</b>	<b>0.0191</b>
	일본	한국 ⇒ 일본	<b>4.99</b>	<b>0.0255</b>	1.36	0.2435	<b>7.81</b>	<b>0.0201</b>
		중국 ⇒ 일본	0.39	0.5312	<b>3.12</b>	<b>0.0774</b>	0.57	0.7519
		대만 ⇒ 일본	0.42	0.5182	0.66	0.4179	<b>6.28</b>	<b>0.0433</b>
	중국	한국 ⇒ 중국	1.12	0.29	0.81	0.3689	4	0.1351
		일본 ⇒ 중국	0.08	0.7786	2.69	0.1012	1.74	0.4194
		대만 ⇒ 중국	0.07	0.7968	<b>2.89</b>	<b>0.0892</b>	4.12	0.1275
	대만	한국 ⇒ 대만	<b>3.18</b>	<b>0.0747</b>	0.3	0.5812	0.81	0.6665
		일본 ⇒ 대만	1.11	0.2917	1.08	0.2991	<b>7.15</b>	<b>0.0281</b>
		중국 ⇒ 대만	0.02	0.8998	0.01	0.9187	<b>6.93</b>	<b>0.0313</b>
외생변수	한국	다우(+) ⇒ 한국	0.79	0.3738	<b>7.27</b>	<b>0.007</b>	3.56	0.1686
		다우(-) ⇒ 한국	0.2	0.6577	2.29	0.1301	1.53	0.4652
		WTI(+) ⇒ 한국	0.35	0.5568	1	0.3183	1.5	0.4719
		WTI(-) ⇒ 한국	2.37	0.1241	0.27	0.6025	2.13	0.3448
		금(+) ⇒ 한국	0.82	0.364	0.03	0.8564	0.83	0.659
		금(-) ⇒ 한국	<b>3.04</b>	<b>0.0814</b>	0.59	0.4433	1.32	0.5179
	일본	다우(+) ⇒ 일본	0.8	0.3698	<b>3.4</b>	<b>0.0652</b>	1	0.6078
		다우(-) ⇒ 일본	1.1	0.2936	2.07	0.1504	2.11	0.3483
		WTI(+) ⇒ 일본	0.28	0.6	0	0.9859	0.77	0.6817
		WTI(-) ⇒ 일본	<b>5.16</b>	<b>0.0231</b>	1.6	0.2053	1.01	0.6022
		금(+) ⇒ 일본	1.33	0.2497	0.53	0.4681	<b>8.68</b>	<b>0.013</b>
		금(-) ⇒ 일본	<b>4.36</b>	<b>0.0368</b>	0.14	0.7093	0.42	0.812
	중국	다우(+) ⇒ 중국	0.17	0.6825	1.22	0.2703	2.56	0.2787
		다우(-) ⇒ 중국	<b>3.41</b>	<b>0.0647</b>	<b>2.9</b>	<b>0.0886</b>	1.67	0.4348
		WTI(+) ⇒ 중국	0.77	0.3789	0.76	0.3834	1.91	0.385
		WTI(-) ⇒ 중국	0.12	0.7314	<b>4.99</b>	<b>0.0255</b>	0.14	0.9333
		금(+) ⇒ 중국	0.92	0.3373	0.03	0.8524	3.18	0.2044
		금(-) ⇒ 중국	0.88	0.3488	0.04	0.8421	0.24	0.8873
	대만	다우(+) ⇒ 대만	0.04	0.8369	1.18	0.278	<b>5.44</b>	<b>0.0659</b>
		다우(-) ⇒ 대만	0.53	0.4656	1.99	0.1584	1.45	0.4855
		WTI(+) ⇒ 대만	0.99	0.3202	0.13	0.7156	2.85	0.2409
		WTI(-) ⇒ 대만	2.5	0.1139	1.81	0.1787	1.25	0.5352
		금(+) ⇒ 대만	0.96	0.3275	0.01	0.9079	0.3	0.8593
		금(-) ⇒ 대만	1.83	0.1765	0.32	0.57	0.64	0.7258

《표 10》 Granger 인과성검정 결과

그 결과 국면전환효과가 가장 극적으로 발생하는 시장은 역시 일본증시로 나타났다. 원래 내생변수 중 한국증시만 제1기간부터 일본증시에 선행하는 경향을 드러냈었는데,

금융위기 과정에서 중국증시가 일본증시에 선행하게 되었으며, 기존의 한국증시 선행 효과는 일시적으로 사라졌다가 일본대지진 이후로 넘어오면서 대만증시와 함께 한국증시의 선행구도가 다시 나타나고 있다. 이는 일본대지진 이후 일본증시가 일본경제의 fundamental과는 무관하게 주변국 금융시장의 영향을 크게 받고 있다고 해석할 수 있다. 특히 소재와 부품으로 대표되는 국제경제에서 일본의 투자가치가 다시 평가되고 있는 과정으로 보이는데, 국제 금 가격 상승(안전자산 선호경향)이 일본증시에 선행하고 있다는 결과가 나타났기 때문이다. 이는 금융위기 이전 일본증시에 금 가격 하락만 선행관계를 갖고 있었던 것과 대조적인 양상인데, 이는 금융시장의 어떤 변수의 등락이 부호와 무관하게 종속변수에 동일한 정도로 영향을 줄 것이라는 기존 벡터모형의 가정이 현실과 다를 수 있음을 알려주는 결과로 볼 수 있다.

금융위기와 일본대지진 이후로 동아시아 금융시장에서 다른 국가와 대만의 상호작용이 계속 증대되고 있는 점 또한 주목해야 할 것으로 보인다. 이러한 현상이 나타나는 원인으로서는 한국과 대만 모두 수출중심의 유사한 산업구조를 지녔다는 점 및 2010년 6월 체결된 중국·대만 간 양안 경제협력 기조협약(Economic Cooperation Framework Agreement: ECFA), 2010년 대만 경제성장률이 9.64%로 역대 최고 수준을 기록한 것 등 동아시아 거시경제에서 대만의 입지가 개선된 것에서 찾을 수 있다. 일본대지진 이후 대만증시가 미국증시의 상승에 뒤따르는 것 또한 이를 뒷받침하는 것으로 여겨진다.



《그림 21》 일본대지진 이후 대만 가관지수 및 미국 다우지수 시계열

본 연구는 이에 따라 금융시장에 이벤트가 발생하는 경우 국제증시에 실질적인 국면전환 효과가 나타나며 이벤트가 발생한 지점에서 특히 크게 나타나는 것을 관찰하였다. 뿐만 아니라, 이벤트가 로컬경제 내부에서 발생했든 외부에서 발생했든, 금융시장에서 발생했든 신품시장에서 발생했든 끊임없이 국면전환효과를 초래하는 것을 발견하였다. 또한 변수 간 동조화(synchronization) 및 교호작용(interaction)뿐만 아니라, 거시경제학에서 다루지는 변수 간 선·후행관계(leading & lagging correlation) 또한 시간이 지남에 따라 동태적으로 변화하고 있음을 확인하였다.

## 6. Conclusion

### 6.1. 연구 요약

본 연구는 2007년 1월 1일부터 2011년 7월 31일까지 약 4년 7개월동안 동아시아 금융시장을 대표하는 4개 내생변수와 국제시장을 대표하는 3개의 외생변수 시계열 데이터를 바탕으로 다변량모형을 설계하고 분석하였다. 먼저 국면전환효과가 정확한 시점에 발생하지 않은 금융위기의 경우 Kalman-Filter 추정법을 통한 CUSUM 및 CUSUMSQ 검정을 실시하여 그 결과 2008년 10월 24일경 국면전환효과가 있을 것으로 추정하였다. 또한 일본대지진의 경우 정확한 시점(2011년 3월 12일)을 알고 있기 때문에 계량경제학적 방법을 동원하지 않고 기간을 분할하였다.

다음으로 사용된 변수의 안정성 여부를 검토하고자 시차를 일주일(5거래일)까지 고려하여 ADF 단위근검정을 실시한 결과 수준변수에 단위근이 존재하고 있음을 확인하였다. 또한 사용된 변수 간 공적분 여부를 검토하고자 AIC 및 SBC 통계량을 기준으로 최적시차를 고려하여 Johansen 공적분검정을 실시한 결과 제1기간(골디락스 기간)과 제2기간(금융위기 기간)에선 공적분이 없으나 제3기간(일본대지진 기간)에선 동조화 현상 때문에 공적분이 존재하고 있음을 확인하였다. 따라서 제1기간과 제2기간에선 차분변수를 바탕으로 외생변수를 고려한 VAR(1) 모형을 세워 분석하였으며, 공적분이 나타난 제3기간에선 수준변수를 바탕으로 외생변수를 고려한 VECM(2) 모형을 세워 분석하였다.

그 결과 동아시아 금융시장에 작용하는 내생변수는 물론 미국 다우지수, 국제 WTI 가격 등 외생변수 또한 국면전환효과에 의해 시간가변적이고 비대칭적인 상관성을 보이는 것을 실증적으로 확인하였다. 구체적으로 정보전이경로(spillover path)를 탐색한 결과, 골디락스 기간엔 정보전이효과가 발생하지 않았으며, 금융위기 기간엔 대만에서 한국으로, 한국·중국·대만에서 일본으로, 한국에서 대만으로 정보전이효과가 나타났으며, 일본대지진 기간엔 한국·대만에서 일본으로, 한국·중국에서 대만으로 정보전이효과가 나타났다. 또한 일본대지진 이후 기간에서 발생했던 변수 간 공적분은 일본증시를 중심으로 나타난 동조현상에서 비롯된 것임을 발견하였다. 또한 일본대지진 이후 대만증시의 영향력이 부각되고 있음을 관찰하였다.

### 6.2. 연구 의의

본 연구는 일본대지진의 regime switching effect를 정량적으로 밝혀냈다는 점에서 시사하는 바가 크다고 할 수 있다. 지금까지 금융위기의 국면전환효과를 정성적, 정량적으로 다뤘던 연구가 있었고, 일본대지진의 여파와 향후 전망을 정성적인 관점에서 풀어낸 연구가 있었으나 아직 축적된 정보가 부족했기 때문에 일본의 지진으로 실물경제에 발생한 타격이 일본을 비롯한 동아시아 시장에 어떻게 작용했는지, 미국의 금융위기와 어떻게 같고 어떻게 다른지 정량적인 관점에서 분석한 연구는 부족했던 것이 사실이다. 따라서 지진 발생 후 약 6개월 간 누적된 데이터를 바탕으로 거시경제가 어떻게 변화했는지 면밀히 조사할 수 있었으며, 변수 간 상관성이 구체적으로 어떻게 변화했는지 파악할 수 있었다.

또한 위험관리 측면에서 일본대지진이 미국의 금융위기와 어떤 공통점과 어떤 차이점을 갖는지, 더 나아가서는 local risk factor와 global risk factor가 시사하는 바가

어떻게 다른지 확인하였는데, 구체적으로 global risk factor인 금융위기의 경우 국면 전환효과의 파급효과는 아주 큰 것으로 나타났으나, 변수 간 상관성의 종류가 크게 달라지는 않았던 반면, local risk factor인 일본대지진은 충격 자체는 금융위기보다 작은 것으로 나타났으나 이를 통해 변수 간 교호작용 순서는 물론 선·후행관계가 크게 달라지는 것으로 나타났다.

이는 금융시장에서 발생한 충격이 금융시장에 더 큰 영향을 미칠 수 있든지, 혹은 선진시장에서 발생한 충격일수록 더 크고 빠르게 영향을 준다고 판단할 수 있으며, 다른 한편으로는 실물경제에 발생한 충격이든지, 국지적 시장에 발생한 충격일수록 금융시장보다는 산업전반에 파급효과가 나타나기 때문에 당장 금융시장에 큰 충격으로 다가오지는 않지만 장기간에 걸쳐 산업지도를 바꾸는 형태로 나타나는 것으로 판단할 수 있다. 이에 따라, 재해 복구 과정의 일본에 대해서는 인도적인 형태의 협력을, 중국·대만 및 국제경제에서는 이를 산업발전·수출경제 활성화 및 국가경쟁력 강화의 계기로 삼아 공조를 모색하는 노력이 필요할 것으로 전망된다.

### 6.3. 연구 한계

금융시장은 경제전반의 선도적인 역할만 할 뿐 각국의 경제를 온전히 계량화한 지표라고 할 수 없다는 점에서 증권시장 데이터를 통한 국면전환효과 분석은 다소 한계를 갖고 있다. 본 연구의 분석을 뒷받침하고 일본대지진이 금융시장은 물론 동아시아 전반의 거시경제에 어떠한 파급효과를 가져오고 있는지 정량적으로 파악하려면 산업생산지수, 생산자물가지수 등 특히 실물경제의 측면에서 다양한 데이터를 더 오랫동안 수집한 다음 분석이 이루어져야 할 것이다.

또한 일본대지진과 같은 재해가 경제에 미치는 파급효과를 분석하는 경우 특정 산업을 중심으로 변화를 진단하는 것이 바람직할 수도 있다. 실제로 이번 지진으로 자동차공업 등 일본 관동지역의 산업은 경제적으로 타격을 입었으나, 관동지역 이외의 일본경제에 결정적인 영향은 없다는 분석 또한 보고되고 있다. 지진이 향후 주변국 산업전반에 어떻게 작용할지 예측하려면 금융시장뿐만 아니라 산업별, 지역별 변수를 분석하는 등 더 미시적인 관점으로 접근하며 관찰해야 할 것으로 보인다.



## Bibliography

- [1] **곽노선**, 2004, “구조적 벡터자기회귀모형의 방법론: 구조적 충격의 식별과 적용”, 『시장경제연구』, 서강대학교 경제연구소
- [2] **김경수**, 2011, “글로벌 금융위기 전후의 아시아 주식시장 동조화 분석”, 『기업경영연구』, 18(2), 한국기업경영학회
- [3] **김명직·장국현**, 1998, 『금융시계열분석』, 경문사
- [4] **김민규·장우진**, 2010, “벡터자기회귀모형(VAR)과 벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 외국인의 국제선물 투자 분석”, 『추계학술대회논문집』, 대한산업공학회
- [5] **김윤영**, 2011, “한,미간 주가의 非 편더멘탈 부문 간 동조화 여부 검정”, 『한국증권학회지』, 40(2), 한국증권학회
- [6] **송유철·원용걸**, 2011, “동아시아 국가들의 실질환율, 순수출 및 경제성장간의 상호관계 비교연구: 시계열 및 패널자료 인과관계 분석”, 『금융연구』, Working Paper, 한국금융연구원
- [7] **송재은·이규복**, 2011, “금융위기 전후 국내외 금융시장간 상호연관성의 변화 및 시사점”, 『한국경제의 분석』, 한국금융연구원
- [8] **박종해·정대성·김태혁·변영태**, 2010, “한국과 중국 주식시장의 동조화 현상에 관한 연구: 글로벌금융위기 전후 비교를 중심으로”, 『금융공학연구』, 9(2), 한국금융공학회
- [9] **안병국**, 2008, “WTO 가입 이후 중국과 국제주식시장 간 정보전이 효과 및 비동조화 요인 분석”, 『중국학연구』, 43, 중국학연구회
- [10] **이종원**, 2007, 『전정판 계량경제학』, 박영사
- [11] **임경원**, 2004, “자본시장 개방 이후 주가와 환율변동에 대한 인과관계 검증 및 충격반응분석”, 『경희대학교 박사학위논문』, 경희대학교
- [12] **조인호**, 2010, 『SAS 강좌와 통계컨설팅 Second Edition』, 영진닷컴
- [13] **장국현·윤병조**, 2011, “KOSPI 200 현·선물 거래량 변동성과 주가변동성에 관한 연구”, 『선물연구』, 19(2), 한국파생상품학회
- [14] **정재만·정태영**, 2010, “한,중 주식시장간 동조화는 강해지고 있는가?”, 『재무관리연구』, 27(3), 한국재무관리학회
- [15] **최종일·이기동**, 2011, “한국의 경기순환과 대미·대중 수출의존도”, 『경제연구』, 29(2), 한국경제통상학회
- [16] **최창열·함형범**, 2010, “금융통상환경 변화와 한중일 환율 동조화 분석”, 『통상정보연구』, 12(1), 한국통상정보학회
- [17] **한광수**, 2011, “일본 지진 여파, 우리 부품·소재산업에 기회”, 『CHINDIA Journal』, 포스코경영연구소
- [18] **Greene, William H.**, 2008, *Econometrics Analysis*, 6th ed., Prentice-Hall
- [19] **Hwang, Yoon-Jae and Chang-Jin Kim**, 2009, 『Econometrics(II)』, Seoul, Korea, Republic of: Korea University Press
- [20] **Lee, Ki-Seok**, 2005, 『Econometrics with Applications』, Seoul, Korea, Republic of: Kyung Hee University Press
- [21] **University of Chicago Press Staff**, 2003, *The Chicago Manual of Style*, Chicago, IL, USA: University of Chicago Press



## 동아시아 금융시장에서 금융위기 · 일본대지진의 Regime Switching Effect 연구

경희대학교 경영학과 학사과정 김준용  
경희대학교 경영학과 학사과정 장재혁  
경희대학교 수학과 학사과정 신재혁

금융시장에서 중요사건에 대한 국면전환효과(regime switching effect) 존재 여부는 언제나 중요한 주제로 다뤄져 왔다. 특히 거시경제변수 간 상관성은 긴 시간에 걸쳐 점진적으로 변하기도 하지만, 현실적으로 시장의 불완전성 때문에 특정 시점을 기준으로 상관성이 사라지거나 급변하는 경우가 더 많은 것으로 알려져 있다. 대표적으로, 파생상품시장을 잘 설명하는 것으로 알려져 있던 Black-Scholes 옵션가격결정모형(Black-Scholes Option Pricing Model: BSOPM)이 1987년 10월 검은 월요일(Black Monday) 사건 이후 내재변동성을 잘 설명하지 못하게 되었던 사례가 있다.

따라서 금융시장에서 국면전환효과에 대한 분석이 적시에 이뤄지는 경우 시장에 대한 더 나은 이해, 새로운 모형 개발, 현실 적용 및 새로운 경제이론에 이르기까지 다양하게 응용될 수 있다. 하지만, 2008년 금융위기 이후 발생한 이벤트에 대한 적절한 논의가 이루어지지 않았으며, 이에 대한 실증적 분석 없이 투자자 간에 통용되어 온 것 또한 부정할 수 없는 사실이다. 지난 2011년 3월 발생한 일본대지진은 일본은 물론 산업구조 상 일본과 밀접한 관계를 맺고 있는 동아시아 시장 전체에 큰 충격을 초래한 사건으로, 반년이 지난 현 시점은 일본에 막대한 피해를 초래한 일본대지진의 파급효과가 동아시아 금융시장에 어떠한 국면전환효과를 가져왔는지 실증적으로 분석할 적기라고 판단된다.

이러한 배경을 바탕으로 본 연구는 최근 동아시아 금융시장에서 금융위기, 일본대지진의 두 이벤트가 거시경제변수 간 상관성에 국면전환효과(regime switching effect)를 발생시키는지 실증적으로 분석하였다. 특히 금융위기, 일본대지진 두 사건 전후로 동조화(synchronization), 탈동조화(unsynchronization)가 관찰되는지, 금융시장과 상관성을 갖는 여러 거시경제변수의 영향력은 시간의 흐름에 따라 어떻게 달라지는지 중점적으로 검토하였다.

본 연구는 2007년 1월 1일부터 2011년 7월 31일까지 약 4년 7개월동안 동아시아 금융시장을 대표하는 4개 내생변수와 국제시장을 대표하는 3개의 외생변수 시계열 데이터를 바탕으로 다변량모형을 설계하고 분석하였다. 먼저 국면전환효과가 정확한 시점에 발생하지 않은 금융위기의 경우 Kalman-Filter 추정법을 통한 CUSUM 및 CUSUMSQ 검정을 실시해 추정했고, 일본대지진의 경우 사건이 발생한 정확한 시점을 알고 있기 때문에 계량경제학적 방법을 동원하지 않고 기간을 분할하였다.

또 사용된 변수의 안정성 여부를 검토하고자 ADF 단위근검정을 실시한 결과 수준변수에 단위근이 존재하고 있음을 확인하였다. 또한 사용된 변수 간 공적분 여부를 검토하

고자 Johansen 공적분검정을 실시한 결과 제1기간(골디락스 기간)과 제2기간(금융위기 기간)에선 공적분이 없으나 제3기간(일본대지진 기간)에선 동아시아 금융시장 간 동조화 현상 때문에 공적분이 존재하고 있음을 확인하였다. 따라서 제1기간과 제2기간에선 차분변수를 바탕으로 외생변수를 고려한 VAR(1) 모형을 세워 분석하였으며, 공적분이 나타난 제3기간에선 수준변수를 바탕으로 외생변수를 고려한 VECM(2) 모형을 세워 분석하였다. 이때 기초통계량 분석 시 Jacque-Bera 정규성검정 결과 차분변수 시계열의 분포가 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났기 때문에, 벡터모형 설계 시 외생변수의 비대칭적 상관성을 고려하도록 했다.

VAR 모형 분석 결과 동아시아 금융시장에 작용하는 내생변수는 물론 미국 다우지수, 국제 WTI 가격 등 외생변수 또한 국면전환효과에 의해 시간가변적일 뿐만 아니라 비대칭적인 상관성을 보이는 것을 실증적으로 확인하였다. 구체적으로 정보전이경로를 탐색한 결과, 골디락스 기간엔 정보전이효과가 발생하지 않았던 반면, 금융위기 기간엔 대만에서 한국으로, 한국·중국·대만에서 일본으로, 한국에서 대만으로 뚜렷한 정보전이효과가 관찰했으며, 일본대지진 기간엔 한국·대만에서 일본으로, 한국·중국에서 대만으로 정보전이효과가 나타났다. 또한 VECM 모형 분석 결과 일본대지진 이후 기간에서 발생했던 변수 간 공적분은 일본증시를 중심으로 나타난 동조현상에서 비롯된 것임을 발견하였다. 또한 일본대지진 이후 대만증시의 영향력이 부각되고 있음을 관찰했다.

본 연구는 일본대지진의 regime switching effect를 정량적으로 밝혀냈다는 점에서 시사하는 바가 크다고 할 수 있다. 지금까지 금융위기의 국면전환효과를 정성적, 정량적으로 다뤘던 연구가 있었고, 일본대지진의 여파와 향후 전망을 정성적인 관점에서 풀어낸 연구는 꾸준히 있었으나 아직 축적된 정보가 부족했기 때문에 일본의 지진으로 실물경제에 발생한 타격이 일본을 비롯한 동아시아 시장에 어떻게 작용했는지, 미국의 금융위기와 어떻게 같고 어떻게 다른지 정량적인 관점에서 분석한 연구는 부족했던 것이 사실이다. 따라서 지진 발생 후 약 6개월 간 누적된 데이터를 바탕으로 거시경제가 어떻게 변화했는지 면밀히 조사할 수 있었으며, 변수 간 상관성이 구체적으로 어떻게 변화했는지 파악할 수 있었다.

또한 위험관리 측면에서 일본대지진이 미국의 금융위기와 어떤 공통점과 어떤 차이점을 갖는지, 더 나아가서는 local risk factor와 global risk factor가 시사하는 바가 어떻게 다른지 확인하였는데, 구체적으로 global risk factor인 금융위기의 경우 국면전환효과의 파급효과는 아주 큰 것으로 나타났으나, 변수 간 상관성의 종류가 크게 달라지는 않았던 반면, local risk factor인 일본대지진은 충격 자체는 금융위기보다 작은 것으로 나타났으나 이를 통해 변수 간 교호작용 순서는 물론 선·후행관계가 크게 달라지는 것으로 나타났다.

이는 금융시장에서 발생한 충격이 금융시장에 더 큰 영향을 미칠 수 있든지, 혹은 선진시장에서 발생한 충격일수록 더 크고 빠르게 영향을 준다고 판단할 수 있으며, 다른 한편으로는 실물경제에 발생한 충격이든지, 국지적 시장에 발생한 충격일수록 금융시장보다는 산업전반에 파급효과가 나타나기 때문에 당장 금융시장에 큰 충격으로 다가오지는 않지만 장기간에 걸쳐 산업지도를 바꾸는 형태로 나타나는 것으로 판단할 수 있다. 이에 따라, 재해 복구 과정의 일본에 대해서는 인도적인 형태의 협력을, 중국·대만 및 국제경제에서는 이를 산업발전·수출경제 활성화 및 국가경쟁력 강화의 계기로 삼아 공조를 모색하는 노력이 필요할 것으로 전망된다.