

주가지수선물시장과 현물시장간의 동적관련성에 관한 실증적 연구

정재엽* · 서상구**

〈요 약〉

본 연구에서는 국내 주가지수선물시장과 현물시장간의 일중 가격 및 가격변동성의 선-후행관계를 실증적으로 분석함으로써 양 시장간의 동적관련성을 살펴보고자 하였다. 먼저, 상관관계분석의 결과는 KOSPI 200 주가지수선물수익률과 현물수익률, 그리고 주가지수선물수익률자승과 현물수익률자승간에 유의한 교차상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 수익률의 선-후행관계를 살펴보기 위한 주가지수선물수익률의 시차변수들과 현물수익률간의 다중회귀분석의 결과는 주가지수선물수익률이 현물수익률을 약 15분 정도 선행하는 것으로 나타났으며, 이러한 현상은 현물수익률에 존재할 수 있는 비동시적 거래의 영향을 통제한 경우에도 비록 그 강도가 약하기는 하지만 여전히 나타났다. 다음으로, 수익률 변동성의 선-후행관계를 살펴보기 위해 Grammatikos-Saunders (1986)가 제시한 무조건부 변동성의 추정치인 로그수익률자승을 사용하여 분석한 결과 주가지수선물수익률의 변동성이 현물수익률의 변동성을 약 10분 정도 선행하는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 비동시적 거래의 영향을 통제한 경우에도 동일하였다. 또한, Nelson(1991)의 EGARCH모형을 사용하여 수익률의 변동성을 추정한 후 이를 갖고 분석한 결과, 특히 비동시적 거래의 영향을 통제한 경우에는 주가지수선물시장과 현물시장의 수익률 변동성간에 선-후행관계가 존재한다는 것을 부정할 수 없었다.

I. 서 론

최초의 파생금융상품시장인 주가지수선물시장이 1996년 5월 3일 한국증권거래소에 개설되었다. 짧은 역사에도 불구하고 KOSPI 200 주가지수선물시장은 그 거래액이 주식시장의 거래액을 초과하는 등 초기시장으로서는 비교적 성공적인 출발을 하고 있는 것으로 평가된다. 주가지수선물시장은 현물시장인 주식시장의 포트폴리오를 거래대상으로 하며, 따라서 양 시장은 필연적으로 밀접한 관련성을 가지지 않을 수 없다. 지금

* 계명대학교 경영대학 교수

** 지산대학 경영정보과 조교수

*** 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들에게 감사드립니다.

까지 주가지수선물시장과 현물시장의 관련성에 관한 연구가 활발하게 이루어져 왔으며, 특히 관심의 대상이 되었던 연구주제 중의 하나는 주가지수선물거래가 현물시장의 변동성(stock market volatility)에 미치는 영향에 관한 것이었다.

한편, 최근 주목을 끌고 있는 또 하나의 연구주제는 동일한 자산이 서로 다른 시장에서 거래되는 경우 발생할 수 있는 양 시장간의 가격 및 가격변동성의 동적관련성(dynamic relationship)에 관한 것이다. 일반적으로 주가지수선물시장과 현물시장간에는 거래비용, 레버리지효과, 유동성, 공매의 제한 등의 차이가 존재하며, 이러한 시장의 미시구조적인 차이는 시장정보를 가진 투자자들로 하여금 특정시장을 선호하게 하는 유인이 된다. 따라서, 이러한 유인에 따른 투자자들의 행동으로 말미암아 양 시장이 시장정보에 반응하는 속도에 있어서 차이가 나타날 수 있으며, 이로 인해 양 시장에 있어서 가격 및 가격변동성의 변화는 동시에 일어나지 않고 특정한 시차를 가질 수 있다. 즉, 한 시장의 가격 및 가격변동성이 다른 시장의 가격 및 가격변동성을 선행(lead)하거나 후행(lag)할 수 있다.

주가지수선물시장과 현물시장의 동적관련성에 관한 연구는 시장의 효율성, 시장시기 선택의 문제, 차버거래, 주가지수선물시장의 규제 등에 대해 유용한 정보를 제공할 수 있다는 중요한 의의를 가진다. 외국의 경우, 이에 관한 다수의 연구결과들이 제시되고 있지만,¹⁾ 국내의 경우에는 주가지수선물시장이 아직 초기단계이며, 또한 이러한 까닭으로 연구자료가 불충분하다는 현실적인 이유 때문에 아직까지 이러한 주제에 대한 연구가 활발하게 이루어지지 않고 있는 실정이다.²⁾

본 연구는 주가지수선물시장과 현물시장간에 존재할 수 있는 가격과 특히 가격변동성의 일중 선-후행관계(lead-lag relationship)를 실증적으로 분석함으로써 양 시장간의 동적관련성을 살펴보는 데 목적을 둔다. 그리고 주식들의 비동시적 거래(nonsynchronous trading)는 새로운 정보에 대한 현물지수의 결정을 시간적으로 지연시킬 수 있으며, 이 경우 양 시장간의 선-후행관계는 허구적으로 유도될 가능성이 있다. 그러므로, 본 연구에서는 비동시적 거래를 통제함으로써 양 시장간의 미시구조적인 차이에 기인한 진정한 의미의 선-후행관계를 분석한다.

본 연구는 모두 5장으로 구성된다. 서론에 이어 II장에서는 선-후행관계의 발생원인

1) 이에 관한 연구로는 Kawaller-Koch-Koch(1987), Herbst-McCormack-West(1987), Laatsch-Schwarz(1988), Stoll-Whaley(1990), Kawaller-Koch-Koch(1990), Cheung-Ng(1990), Chan-Chan-Karolyi(1991), Chan(1992), Abhyankar(1995), Koutmos-Tucker(1996) 등의 연구가 있다.

2) 이에 관한 연구로는 김배용(1996), 이필상-민준선(1997) 등의 연구가 있으나, 이들의 연구는 단지 양 시장간의 가격의 선-후행관계만을 분석하고 있다.

과 선행연구의 결과들을 살펴보고, III장에서는 본 연구에 사용되는 분석자료와 분석방법을 제시한다. IV장에서는 분석결과를 설명하며, 끝으로 V장은 결론부분이다.

II. 선행연구

1. 선-후행관계의 발생원인

앞에서 기술한 것처럼, 주가지수선물시장과 현물시장간에는 가격 및 가격변동성의 선-후행관계가 나타날 수 있으며, 이러한 현상이 발생하는 원인들은 다음과 같다.

첫째, 현물지수를 구성하는 주식들의 비동시적 거래가 선-후행관계를 유도할 수 있다. 현실적으로 현물지수 구성주식들은 새로운 정보에 대해 신속히 가격을 조정할 수 있을 정도로 거래가 동시에 그리고 빈번히 이루어지지 않는다. 그 결과, 현물지수의 조정은 새로운 정보에 대해 시간적으로 지연되기 때문에 현물지수는 새로운 정보를 실시간적으로 반영하는 주가지수선물에 비해 항상 후행할 가능성이 크다. Lo-Mackinlay(1988)는 새로운 정보에 대해 즉각적으로 반응하는 주가지수선물가격은 비동시적 거래의 문제를 내포하고 있는 현물가격을 선행할 가능성이 크다는 것을 보이고 있다. 그러나, Stoll-Whaley(1990), Chan-Chan-Karolyi(1991), Chan(1992) 등은 비동시적 거래로 인해 나타나는 선-후행관계는 허구적이라고 단정하였다.

둘째, 거래빈도와 거래량 등으로 표현되는 거래활동의 강도의 상대적인 차이가 양 시장간의 선-후행관계에 영향을 미칠 수 있다. 거래활동의 강도가 낮다는 것은 주식들의 거래빈도가 낮다는 것을 의미하며, 이 경우 관찰된 현물가격은 진정한 현물가치 보다 후행하게 된다. 또한, Admati-Pfleiderer(1988)는 새로운 정보를 가진 투자자는 거래활동이 활발할 때 주로 거래한다고 주장한다. 따라서, 거래활동의 강도가 높은 시장일수록 보다 많은 정보가 유입되며, 양 시장간에는 선-후행관계가 발생할 수 있다.

셋째, 거래수수료나 증거금 등과 같은 거래비용의 차이가 양 시장의 선-후행관계에 영향을 미칠 수 있다. Fleming-Ostdiek-Whaley(1996)는 개별주식이 거래되는 현물시장과 현물시장의 파생시장간의 실증분석에서 거래비용이 낮은 시장에서 거래가 보다 활발하게 일어나며 이러한 시장이 가격선도기능을 가진다는 것을 보이고 있다. 또한 Kim-Szakmary-Schwarz(1999)는 선물과 현물시장, 그리고 선물시장들간에서도 거래비용이 보다 낮은 시장의 가격이 다른 시장의 가격을 선행하는 경향이 있음을 보여주고 있다.

넷째, 개인이나 기관투자자들의 현물시장에 대한 공매가 법적으로 제한을 받을 때 양 시장간에는 정보반응속도에 차이가 발생하며, 이로 인해 선-후행관계가 발생하게 된다. Diamond-Verrecchia(1987)는 현물시장에서의 공매의 제한은 개별정보에 대한 가격조정을 지연시킨다고 주장한다. 특히, 장세가 악재인 경우에는 호재인 경우보다 가격조정은 더욱 지연된다는 것을 보이고 있다. 그러나 주가지수선물시장은 공매의 제한이 없으며, 주가지수선물가격은 개별적인 호재와 악재에 반응하는 정도가 대칭적이다. 따라서 양 시장간의 선-후행관계는 약세시장과 강세시장에서 같지 않으며, 주가지수선물가격은 악재하에서 더 크게 현물가격을 선행할 수 있다.

다섯째, 현물지수에 포함되는 주식들의 수가 많을수록 개별주식정보(firm-specific information)보다는 시장전체정보(market-wide information)가 더 중요성을 가지게 되며, 따라서 정보의 특성은 양 시장간의 선-후행관계에 영향을 미칠 수 있다. Subrahmanyam(1991)는 시장전체정보를 갖고 있는 투자자들은 현물시장보다 주가지수선물시장을 선호한다는 것을 보이고 있으며, 또한 Chan(1992)은 거래비용을 무시하더라도 시장전체정보를 가진 투자자는 개별주식거래보다 주가지수선물거래를 통해 보다 큰 수익을 실현한다는 것을 보이고 있다.

2. 선-후행관계에 관한 선행연구

1) 수익률의 선-후행관계에 관한 선행연구

Kawaller-Koch-Koch(1987)는 1984년 3월부터 1985년 12월까지의 S&P 500 지수선물가격과 현물가격의 1분 자료를 사용하여 양 시장간의 일중 선-후행관계를 분석하였다. 그 결과, 주가지수선물가격과 현물가격은 대체로 동시에 변화하는 경향이 있으며, 주가지수선물가격의 선행성의 정도는 20분에서 45분 사이에서 유지되었으나 현물가격의 선행성은 1분을 넘지 못하는 것으로 나타났다.

Herbst-MacCormack-West(1987)는 1982년 2월 24일부터 1982년 9월 18일까지 144일 동안의 S&P 500 지수선물과 현물지수, 그리고 4개의 VL 지수선물과 현물지수의 호가자료를 사용하여 일중 선-후행관계를 분석하였다. 그 결과, VL의 경우에는 주가지수선물가격이 현물가격을 16분까지 선행하는 것으로 관찰되었으며, 현물가격이 주가지수선물가격을 선행하는 증거는 나타나지 않았다. S&P 500의 경우에는 주가지수선물가격이 현물가격을 1분에서 8분 사이에서 선행하는 것으로 관찰되었으며, 현물가격이 주가지수선물가격을 선행하는 경향은 1분 이내인 것으로 나타났다.

Laatsch-Schwarz(1988)는 1984년 7월 24일부터 1986년 9월 19일까지의 MMI 주가지수선물시장과 현물시장의 분별 가격자료를 사용하여 양 시장간의 일별 및 일중 선-후행관계를 분석하였다. 그 결과, 세 개의 하위분석기간에 따라 다양한 형태의 선-후행관계가 나타났지만 주가지수선물시장이 일별 및 일중 선-후행관계에서 주도적인 가격발견기능을 수행하고 있는 것으로 나타났다. 그리고, 현물주식들의 비동시적 거래를 통제 한 경우에도 주가지수선물시장은 여전히 현물시장을 선행하는 것으로 나타났다.

Stoll-Whaley(1990)는 1982년 4월 21일부터 1987년 3월 31일까지의 S&P 500 지수, 1984년 7월 23일부터 1987년 3월 31일까지의 MMI, 그리고 1982년부터 1986년까지의 IBM주식의 5분수익률 자료를 사용하여, 다중회귀분석을 통해 주가지수선물가격과 현물가격간의 일중 선-후행관계를 살펴보았다. 특히, 그들은 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위해 ARMA모형의 잔차항을 현물수익률의 대용치로 사용하였다. 그 결과, S&P 500과 MM 지수선물수익률 모두 각각의 현물수익률을 평균 약 5분 정도, 때로는 10분 정도 선행하는 것으로 나타났다. 또한 S&P 500과 MM 지수선물수익률은 IBM과 같이 아주 활발하게 거래되는 주식의 수익률에도 선행하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 한편, 주가지수선물수익률이 현물수익률을 선행하는 경향이 강하게 나타났지만 반드시 일방향적인 것은 아니며, 약하기는 하지만 현물수익률이 주가지수선물수익률을 선행하는 경향도 나타났다.

Chan(1992)는 1984년 8월부터 1985년 6월 그리고 1987년 1월부터 1987년 9월까지의 MMI 및 S&P 500 지수의 5분수익률 자료를 사용하여, 다중회귀분석을 통해 일중 선-후행관계를 살펴보았다. 그는 주식들의 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위해, MM 현물지수의 수익률에 대해 AR모형을 사용하여 현물수익률의 잔차항을 현물수익률의 대용치로 사용하였다. 그 결과, 주가지수선물가격이 대체로 현물가격을 선행하는 것으로 나타났다.

Wahab-Lashgari(1993)는 1988년 1월 4일부터 1992년 5월 30일까지의 S&P 500 및 영국의 FT-SE 100 주가지수선물과 현물의 일별 종가를 사용하여 양 시장간의 일중 인과관계를 분석하였다. 그 결과, S&P 500 및 FT-SE 100 주가지수선물가격과 현물가격은 일별로는 대체로 동시에 변화하는 것으로 나타났다. 또한 양 시장간에는 상호 피드백현상이 존재하는 것으로 관찰되었으나, 현물시장이 주가지수선물시장을 선행하는 경향이 더 강한 것으로 나타났다.

Abhyankar(1995)는 1986년 4월 28일부터 1990년 3월 23일까지의 영국의 FT-SE 100 주가지수의 시간별 수익률 자료를 사용하여, 다중회귀분석을 통해 일중 선-후행관계를

살펴보았다. 그는 Chan(1992)의 경우와 마찬가지로 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위해 AR모형을 사용하였다. 그 결과, 주가지수선물수익률이 현물수익률 보다 15분 정도 선행하는 것으로 나타났으나, 현물수익률이 주가지수선물수익률을 선행하는 정도는 5분 정도인 것으로 나타났다. 또한, 시간의 흐름에 따라 양 시장의 가격이 새로운 정보에 대해 동일하게 반응하는 정도가 점차로 증가함에 따라 양 시장간의 상호연계성이 증가하는 것으로 나타났다.

Shyy-Vijayraghavan-Quinn(1996)은 1994년 8월 한달 동안 프랑스의 CAC 40 주가지수의 1분 거래자료 및 호가차이의 중간가격자료를 이용하여 양 시장간의 선-후행관계를 분석하였다. 그 결과, 1분 거래자료를 사용한 경우에는 CAC 40 주가지수선물가격이 현물가격을 선행하는 것으로 나타났다. 그러나, 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위해 호가차이의 중간가격을 사용한 분석에서는 오히려 현물가격이 주가지수선물가격을 선행하는 것으로 나타났다. 그들은 이러한 상반된 결과는 거래자료에서 나타나는 비동시적 거래의 문제 또는 양 시장에서 사용하는 거래메카니즘의 차이 때문인 것으로 결론지었다.

김배용(1996)은 국내의 주가지수선물시장이 개설된 1996년 5월 3일부터 8월말까지 4개월 동안의 KOSPI 200 주가지수선물과 현물지수의 5분수익률 자료를 사용하여 주가지수선물시장과 현물시장간의 일중 인과관계를 분석하였다. Granger의 인과관계검증과 다중회귀분석을 이용한 결과, 주가지수선물가격과 현물가격은 서로 피드백관계가 있는 것으로 관찰되었지만, 주가지수선물가격이 현물가격을 선행하는 경향이 더 강하게 나타났다.

이필상-민준선(1997)은 국내의 주가지수선물시장 개설 후 4개월 동안의 KOSPI 200 주가지수선물과 현물지수의 5분수익률 자료를 사용하여, 다중회귀분석을 통해 일중 선-후행관계를 살펴보았다. 그 결과, 주가지수선물수익률이 현물수익률에 10분 정도 선행하나 15분 후에는 현물수익률이 주가지수선물수익률에 선행하는 피드백현상이 존재하는 것으로 나타났다. 그리고, 호재에서는 주가지수선물수익률이 현물수익률에 선행하지만, 악재에서는 이러한 경향이 약해지는 것으로 나타났다. 또한 거래량이 많거나 변동성이 높은 경우에는 주가지수선물수익률이 현물수익률을 선행하는 경향이 뚜렷이 나타났으나, 거래량이 적거나 변동성이 낮은 경우에는 특정한 선-후행관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

2) 수익률 변동성의 선-후행관계에 관한 선행연구

Kawaller-Koch-Koch(1990)는 1984년부터 1986년까지의 S&P 500 주가지수선물 및 현물의 일별 및 30분 동안의 무조건 변동성을 추정한 후, Granger의 인과관계

검증을 사용하여 양 시장간 변동성의 선-후행관계를 살펴보았다. 그 결과, 주가지수선물의 일중 변동성은 현물의 일중 변동성보다 최소한 5배 이상 큰 것으로 관찰되었으며, 양 시장의 일중 변동성은 시간의 흐름에 따라 증가하는 추세를 나타냈다. 그러나, 양 시장간의 일중 변동성의 선-후행관계는 체계적인 형태를 나타내지 않았다.

Cheung-Ng(1990)는 1982년 4월부터 1987년 6월까지의 S&P 500 주가지수선물시장과 현물시장의 15분 로그수익률을 사용하여 GARCH모형에 의해 수익률의 변동성을 추정하였다. 그들은 추정된 변동성을 갖고 교차상관관계분석을 통해 양 시장간의 일중 변동성의 선-후행관계를 살펴보았다. 그 결과, 거래일의 처음 15분 동안에는 주가지수선물의 수익률 변동성이 현물의 수익률 변동성에 선행하는 경향을 나타냈으나, 이러한 경향은 지속적이지는 않았다.

Chan-Chan-Karolyi(1991)는 1984년 8월 1일부터 1989년 12월 31일까지의 S&P 500 지수와 1984년 7월 23일부터 1985년 6월 30일까지의 MMI의 5분수익률을 사용하여 주가지수선물시장과 현물시장간의 가격 및 가격변동성의 일중 선-후행관계를 살펴보았다. 그 결과, 시간의 흐름에 따라 양 시장간의 수익률의 선-후행관계는 약해짐에도 불구하고, 수익률 변동성의 선-후행관계는 지속적으로 유지되는 것으로 나타났다. 또한, 현물주식들의 비동시적 거래의 영향을 통제한 경우에도 양 시장간 수익률 변동성의 일중 선-후행관계는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

Koutmos-Tucker(1996)는 1984년 1월부터 1993년 12월까지의 S&P 500 주가지수선물의 일별 결제가격 및 S&P 500 현물지수의 일별 증가를 사용하여 EGARCH모형에 의해 변동성을 추정한 후, 양 시장간 가격변동성의 상호관련성을 살펴보았다. 그 결과, 주가지수선물시장에 미친 시장충격으로 인해 현물시장의 변동성은 증가되는 것으로 나타났으나, 현물시장에서의 충격은 주가지수선물시장의 변동성에 어떠한 영향도 미치지 않는 것으로 나타났다.

Iihara-Kato-Tokunaga(1996)는 1989년 3월 1일부터 1991년 2월 26일까지의 일본 NSA 주가지수선물과 현물지수의 5분수익률을 사용하여, 다중회귀분석에 의해 수익률 변동성의 선-후행관계를 살펴보았다. 그 결과, 주가지수선물수익률의 과거충격은 현재의 현물수익률의 변동성에 영향을 미치나, 현물수익률의 과거충격은 현재의 주가지수선물수익률의 변동성에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 양 시장간 정보의 흐름이 비대적이라는 것으로, 이는 시장전체정보가 주가지수선물시장에 먼저 흡수되어 반영된다는 것을 의미한다.

III. 자료와 방법론

1. 자 료

본 연구에서는 한국증권거래소에서 제공하는 KOSPI 200 주가지수선물 및 현물지수의 1분 간격의 거래자료를 사용하였다. 본 연구의 전체분석기간은 한국주가지수선물시장이 개설된 1996년 5월 3일부터 1998년 6월 30일까지의 약 2년간이며, 거래일로는 총 634일이다. 그리고 주가가격의 상승추세 및 하락추세에서의 선-후행관계를 분석하기 위하여 전체분석기간을 시장의 장세를 기준으로 3개의 하위분석기간으로 구분하였다.³⁾ 하위기간 I은 주가가격이 전반적으로 하락하는 기간으로서 1996년 5월부터 1997년 4월까지, 하위기간 II는 주가가격이 상승하는 기간으로서 1997년 5월부터 9월까지, 그리고 하위기간 III은 주가가격이 다시 하락하는 기간으로서 1997년 10월부터 1998년 6월까지이다.

분석기간 동안에 상장된 주가지수선물의 종목별 총자료기간 및 최근월기간, 그리고 총거래일수 및 최근월일수를 요약하면 <표 1>과 같다.

KOSPI 200 주가지수선물시장에는 3, 6, 9, 12월물 등 4종류의 선물이 거래되고 있으나, 이 중 최근월물(3개월 단위)의 거래가 가장 활발히 이루어지고 있다. 따라서, 본 연구에서는 최근월물만을 분석대상으로 하였다.

<표 1> 주가지수선물시장에 상장된 종목별 자료기간 및 거래일수

구분 종목명	총자료기간	최근월 자료기간	총거래일수/ 최근월일수
01 199606	1996. 5. 3. ~ 1996. 6. 13	1996. 5. 3. ~ 1996. 6. 13	34일 / 34일
02 199609	1996. 5. 3. ~ 1996. 9. 12	1996. 6. 14 ~ 1996. 9. 12	110일 / 76일
03 199612	1996. 5. 3. ~ 1996. 12. 12	1996. 9. 13 ~ 1996. 12. 12	183일 / 73일
04 199703	1996. 5. 3. ~ 1997. 3. 13	1996. 12. 13 ~ 1997. 3. 13	252일 / 69일
05 199706	1996. 6. 14. ~ 1997. 6. 12	1997. 3. 14 ~ 1997. 6. 12	291일 / 73일
06 199709	1996. 9. 13. ~ 1997. 9. 11	1997. 6. 13 ~ 1997. 9. 11	291일 / 76일
07 199712	1996. 12. 13. ~ 1997. 12. 11	1997. 9. 12 ~ 1997. 12. 11	292일 / 74일
08 199803	1997. 3. 14. ~ 1998. 3. 12	1997. 12. 12 ~ 1998. 3. 12	291일 / 68일
09 199806	1997. 6. 13. ~ 1998. 6. 11	1998. 3. 13 ~ 1998. 6. 11	292일 / 74일
10 199809	1997. 9. 12. ~ 1998. 6. 30	1998. 6. 12 ~ 1998. 6. 30	232일 / 16일

현재, KOSPI 200 선물지수와 현물지수는 매 1분마다 공표되고 있다. 그러나 1분단위

3) 주식시장의 장세는 단기이동평균선(25일), 중기이동평균선(75일), 그리고 장기이동평균선(150일)의 변화 추이에 기초한 기술적 분석에 의해 구분하였다.

의 거래자료에는 주식들의 비동시적 거래의 영향이 내포될 가능성이 많다. 따라서 본 연구에서는 비동시적 거래의 영향을 완화시키기 위해 양 시장의 일중 거래시간을 5분 간격으로 나누고 각 간격에서 마지막으로 관찰된 가격을 선택하였으며, 만약 5분 간격 동안에 가격변화가 없을 경우에는 그 직전가격으로 대체하였다. 그리고, 일중 5분간격의 자료를 자연로그에 의한 상대적 변화율⁴⁾ 즉, 수익률의 형태로 전환하여 분석에 사용하였다.

$$R_{s,t} = \ln\left(\frac{P_{s,t}}{P_{s,t-1}}\right), R_{f,t} = \ln\left(\frac{P_{f,t}}{P_{f,t-1}}\right) \quad (1)$$

$R_{s,t}$: t 시점에서의 현물지수의 수익률

$R_{f,t}$: t 시점에서의 주가지수선물의 수익률

$P_{s,t}$: t 시점에서의 현물지수

$P_{f,t}$: t 시점에서의 주가지수선물가격

주가지수선물시장은 현물시장보다 15분 늦게 폐장되기 때문에 이 시간 동안에는 대응되는 현물지수가 없다. 따라서, 주가지수선물에 관한 자료 중 현물시장이 폐장되는 시간까지의 자료를 사용한다. 단, 주가지수선물의 최종거래일에는 현물시장보다 10분 일찍 종료되므로 주가지수선물시장이 종료되는 시간까지의 자료를 사용한다. 한편, 현물시장의 경우 전장과 후장의 시가 그리고 후장의 마지막 10분 동안에는 집중거래제(batch trading)로 거래가 이루어지며, 나머지 거래시간에서는 계속거래제(continuous trading)로 거래가 이루어진다. 동시호가로 불리는 집중거래제를 통해 형성되는 가격은 지연된 정보를 반영하는 것이기 때문에 분석에서 제외시키는 것이 바람직하다. 따라서, 전장과 후장의 시가와 폐장 10분전 동안의 거래가격은 수익률의 계산에서 제외시킨다. 또한 폐장부터 그 다음날 개장까지의 수익률은 제외시키며, 매매거래일시중지(circuit breakers)에 의해 주가지수선물거래가 이루어지지 않는 경우도 제외시킨다. 여러 가지 시장요인에 의해 정상적인 거래가 이루어지지 않았던 거래일도 분석대상에서 제외시킨다.

특히, 외국과는 달리 국내시장의 경우 점심시간 동안에는 거래가 이루어지지 않기 때문에 일중 거래가 전장과 후장으로 구분되어 이루어지고 있다. 따라서 시계열 자료의 일관성을 유지하기 위해, 본 연구에서는 각 거래일의 수익률 시계열을 전장과 후장으로 분리하여 각 장별 수익률 시계열에 대한 실증분석을 통해 양 시장의 일중

4) 수익률 자료에 대해 대수변환(logarithmic transformation)을 하는 이유는 수익률의 분산을 일차 적으로 안정화시켜 시계열을 정상화시키기 위한 것이다.

선-후행관계를 분석한다.⁵⁾

그 결과, 전체분석기간의 총 거래일인 634일 중 현물시장의 경우는 632일의 거래일에 1148개의 장이 선택되었으며, IMF경제체제가 시작된 직후 거래가 잘 이루어지지 않았던 주가지수선물시장의 경우는 589일의 거래일에 1071개의 장이 선택되었다.

2. 예비적 분석

먼저, 기초통계량을 구하여 양 시장의 일중 5분수익률 시계열의 전반적인 분포의 특성을 살펴본다. 다음으로, 양 시장의 수익률 및 수익률자승에 관한 자기상관 (autocorrelation)분석을 통해 특정 시장정보에 대한 가격 및 변동성의 변화의 여파가 어느정도의 시차에까지 영향을 미치는가를 살펴본다.

마지막으로, 양 시장의 수익률 및 수익률자승의 교차상관(cross-correlation)분석을 통해 양 시간간의 가격 및 가격변동성이 어떤 정도의 연계성을 갖는지를 살펴본다. 이러한 교차상관분석의 결과는, 본 분석에서 수행하게 될 다중회귀분석의 시차변수인 주가지수선물의 시차수를 결정하는 근거가 된다.

3. 수익률의 선-후행관계 검증모형

주가지수선물시장과 현물시장간의 수익률의 선-후행관계를 살펴보기 위하여 Stoll-Whaley(1990), Chan(1992), Abhyankar(1995) 등과 같이 다중회귀모형을 사용하여 분석한다. 또한, 현물주식들의 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위하여 다음과 같이 두 가지 모형을 사용한다.

$$R_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_k \cdot R_{f,t+k} + \mu_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_k \cdot R_{f,t+k} + \eta_t \quad (3)$$

$R_{s,t}$: t시점에서의 현물지수의 수익률
 $R_{f,t}$: t시점에서의 주가지수선물의 수익률
 $\varepsilon_{s,t}$: t시점에서의 현물지수 수익률의 잔차항⁶⁾
 α : 상수항, β_k : 회귀계수, μ_t 와 η_t : 잔차항

5) 본 분석에 사용된 일중 수익률의 수는 전장의 경우 23개이며, 후장의 경우에는 21개이다. 한편, 김배용(1996)과 이필상-민준선(1997)이 사용한 수익률의 시계열은 집중거래제로 인해 지연된 정보를 반영하는 수익률을 제외하지 않았으며, 또한 전장과 후장 사이의 거래중지시간을 무시함으로써 거래의 불연속성을 고려하고 있지 않다는 편의를 갖고 있다.

6) $\varepsilon_{s,t}$ 는 비동시적 거래의 영향이 통제된 현물지수 수익률의 대응치로써 모형(4) AR모형의 잔차 항이다.

모형(2)는 종속변수로 현물수익률의 원자료를 사용하여 현물주식들의 비동시적 거래의 영향을 통제하지 않은 상태에서 수익률의 선-후행관계를 살펴보는 회귀모형이며, 모형(3)은 종속변수로 현물수익률의 잔차항($\varepsilon_{s,t}$)을 사용함으로써 비동시적 거래의 영향을 통제된 상태에서의 선-후행관계를 살펴보기 위한 회귀모형이다.

회귀모형에서 사용되는 시차변수인 주가지수선물수익률의 시차 k 는 수익률의 교차상관분석결과를 이용한다. 여기서, 음(-)의 아래첨자를 가지는 시차계수($\beta_{-1}, \beta_{-2}, \dots, \beta_{-k}$)를 선행계수(lead coefficient)라 하며, 양(+)의 아래첨자를 가지는 시차계수($\beta_{+1}, \beta_{+2}, \dots, \beta_{+k}$)를 후행계수(lag coefficient)라 한다. 만약, 선행계수가 유의성을 가지면 시장정보에 대한 반응속도에 있어서 주가지수선물시장이 현물시장에 선행한다는 것을 나타내며, 후행계수가 유의성을 가지면 현물시장이 주가지수선물시장에 선행한다는 것을 나타낸다. 만약, 양 시장간에 수익률의 선-후행관계가 존재하지 않는다면 시차변수의 계수값은 시차 0을 제외하고는 모두 비유의적인 값을 갖게 될 것이다.

한편, Stoll-Whaley(1990)는 현물수익률이 ARMA(p,q)모형을 따른다는 것을 보이고 있다. 그들은 ARMA모형에서 MA(moving average)부분은 호가차이(bid-ask spread)의 영향을 나타내며, AR(autoregressive)부분은 주식들의 비동시적 거래의 영향을 나타낸다는 것을 증명하고 있다. 뿐만 아니라, 그들은 S&P 500 지수와 같이 현물지수의 계산에 포함되는 구성종목이 많을수록 개별 주식수익률이 갖고 있는 호가차이의 영향은 분산화로 인해 사라지므로 그 영향이 포트폴리오내에서 차지하는 비중은 아주 미미하다고 주장하고 있다. 마찬가지로, KOSPI 200 현물지수의 경우에도 지수를 구성하는 주식의 수가 많기 때문에 호가차이가 실제 현물지수의 결정에 미치는 영향은 미미하다고 할 수 있다. 또한, Chan(1992)은 호가차이로 인해 존재하는 MA부분은 현물지수의 수익률에서는 그리 중요한 요소가 되지 않기 때문에 무시해도 된다고 주장하고 있다. 따라서, 본 연구에서는 현물수익률에 대한 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위해, 다음과 같은 AR모형의 수익률 잔차항(return innovation)인 $\varepsilon_{s,t}$ 을 현물수익률의 대용변수로 사용한다.⁷⁾

7) 현물지수에 나타나는 주식들의 비동시적 거래의 영향만을 통제하는 방법은 아직까지는 제시되지 않고 있으며, 국내외의 선행연구들은 이를 위해 주로 AR 또는 ARMA모형 등을 사용하고 있다. 그러나 이러한 모형을 사용할 경우 비동시적 거래 이외의 시장 마찰적 요인들도 동시에 통제되는 결과를 가져온다. 이 경우 현물수익률과는 달리 선물수익률에서는 이러한 시장 마찰적 요인 들의 영향이 남아있게 되므로 분석결과를 해석하는데 주의할 필요가 있다.

$$R^*_{s,t} = \mu_s + \sum_{k=1}^p \phi_k \cdot R^*_{s,t-k} + \varepsilon_{s,t} \quad (4)$$

한편, 본 연구에서 사용된 수익률 시계열의 경우 이분산성과 자기상관성이 존재할 가능성이 있다. 이분산성과 자기상관성이 존재하게 되면 OLS에 의한 회귀계수의 추정량은 모수의 추정에는 불편성과 일관성을 가지게 되지만 효율적 추정량은 되지 못한다. 따라서, 시계열의 자기상관과 이분산성을 고려한 t값을 사용하여 회귀계수의 유의성을 검증하기 위해, 회귀식의 추정 및 검증을 Newey-West(1987)의 이분산성과 자기상관성이 고려된 공분산행렬(HAC matrix : heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix)을 사용한다.⁸⁾

4. 수익률 변동성의 선-후행관계 검증모형

주가지수선물시장과 현물시장간의 수익률 변동성의 선-후행관계를 살펴보기 위하여 주가지수선물수익률 변동성의 시차변수들을 독립변수로 하고 현물수익률 변동성을 종속변수로 하는 다중회귀모형을 사용한다. 또한, 현물주식들의 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위하여 다음과 같이 두 가지 모형을 사용한다.

$$h_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_k \cdot h_{f,t+k} + \nu_t \quad (5)$$

$$h_{\varepsilon,t} = \alpha + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_k \cdot h_{f,t+k} + \gamma_t \quad (6)$$

$h_{s,t}$ = 시점 t에서의 현물수익률의 변동성

$h_{f,t}$ = 시점 t에서의 주가지수선물수익률의 변동성

$h_{\varepsilon,t}$ = 시점 t에서의 현물수익률 잔차항의 변동성⁹⁾

α : 상수항, β_k : 시차계수 ν_t 와 γ_t : 잔차항

모형(5)는 현물주식들의 비동시적 거래의 영향을 통제하지 않은 상태에서 수익률 변동성의 선-후행관계를 살펴보는 회귀모형이며, 모형(6)은 비동시적 거래의 영향을 통제된 상태에서 수익률 변동성의 선-후행관계를 살펴보기 위한 회귀모형이다.

8) 이는 혹시 존재할 수 있는 다중공선성(multicollinearity)에 따른 문제를 해결할 수 있다. 한편, Chan (1992), Abhyankar(1995), Iihara-Kato-Tokunaga(1996) 등은 수익률의 선-후행관계를 분석 하기 위한 다중 회귀분석에서 자기상관과 이분산성에 대한 조정을 하기 위해 Hansen(1982)의 GMM(generalized method of moments)을 사용하였다.

9) $h_{\varepsilon,t}$ 은 모형(4) AR모형의 잔차항에 대한 변동성으로서 비동시적 거래의 영향이 통제된 현물수익률 변동성의 대응치이다.

한편, 수익률 변동성을 추정하기 위해 먼저 Grammatikos-Saunders(1986)가 제시한 로그수익률의 자승을 사용하여 양 시장 수익률의 무조건부 변동성(unconditional volatility)을 추정한다. 다음으로, 수익률 시계열이 조건부 이분산성(conditional heteroscedasticity)을 가진다는 전제하에서,¹⁰⁾ GARCH모형이 가지는 한계점을 보완한 Nelson(1991)의 EGARCH 모형을 사용하여 양 시장 수익률의 조건부 변동성을 추정한다.¹¹⁾

5. 가 설

분석기간 동안 양 시장 중 어느 한 시장의 수익률 및 수익률 변동성이 다른 시장에 대해 지속적인 선행 또는 후행관계를 가지는지를 파악하기 위해서, 다음 두 개의 가설을 설정하고 χ^2 -통계량을 이용한 WALD-검증을 실시한다.

$$\begin{aligned} \text{Ho}(\chi_{lead}^2) : \text{선행계수는 모두 0이다.} \\ (\beta_{-1} = \beta_{-2} = \dots = \beta_{-k} = 0) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ho}(\chi_{lag}^2) : \text{후행계수는 모두 0이다.} \\ (\beta_{+1} = \beta_{+2} = \dots = \beta_{+k} = 0) \end{aligned}$$

IV. 분석결과

1. 예비적 분석결과

1) 기초통계량 분석

일중 현물수익률과 주가지수선물수익률에 관한 기초통계량들이 전체기간 및 시장의 장세에 따른 하위기간으로 구분되어 <표 2>에 제시되어 있다.

평균수익률의 경우, 양 시장 모두 시장의 침체기임을 보여주듯이 부(-)의 값을 나타내고 있다. 이러한 시장의 침체는 주가지수선물시장 보다 현물시장에 더 크게 나타나

10) 주식수익률의 조건부 이분산성은 Mandelbrot(1963), Engle(1982), Taylor(1986), French-Schwert-Stambaugh(1987), Bollerslev(1987), Akgiray(1989), Schwert-Seguin(1990), Ng(1990), Lamoureux-Lastrapes(1990) 등에 의해 확인되고 있으며, 국내의 경우 박동규(1992), 신재정-정범석(1993), 조담(1994), 구명회-이윤선(1995), 이정도-안영규(1997) 등의 연구에 의해 확인되고 있다.

11) 수익률 변동성의 선-후행관계에 관한 실증적 분석에서 Chan-Chan-Karolyi(1991)는 GARCH(1,3)모형, Iihara-Kato-Tokunaga(1996)은 GARCH(1,1)모형, 그리고 Abhyankar(1995)는 GARCH(1,1)모형을 사용하여 양 시장의 조건부 변동성을 추정한 바 있다.

고 있다. 표준편차의 경우, 양 시장 모두 하위기간 I과 II에서는 비슷한 크기를 가지지만, IMF경제체제가 시작된 하위기간 III에서는 배 이상이 증가한 것으로 나타났다. 또한, 주가지수선물수익률의 표준편차에 대한 현물수익률의 표준편차의 비율로 계산되는 분산비율(variance ratio)의 경우, 전체기간 및 하위기간에서 각각 1.38, 1.50, 1.26, 1.46 등으로 나타났다. 이러한 결과는 미국과 독일의 경우와 마찬가지로 주가지수선물시장이 현물시장보다 변동적이라는 것을 의미한다.¹²⁾ 한편, 왜도와 첨도를 살펴보면 양 시장의 일중수익률의 분포는 완전한 정규분포를 이룬다고는 볼 수 없다.

<표 2> 일중 현물수익률 및 일중 주가지수선물수익률의 기초통계량

통계량	일중 현물수익률 ^a				일중 선물수익률 ^a			
	전체기간 ^b	하위기간 I	하위기간 II	하위기간 III	전체기간	하위기간 I	하위기간 II	하위기간 III
일 수 ^c	632	291	121	220	589	287	120	182
장 수	1148	531	220	397	1071	528	219	324
관찰치수	25436	11796	4883	8757	23663	11662	4839	7162
평균	-0.000086	-0.000068	-0.000046	-0.000133	-0.000035	-0.000032	-0.000004	-0.000062
표준편차	0.0017	0.0010	0.0012	0.0030	0.0024	0.0015	0.0015	0.0044
왜도	0.1356	0.1032	0.2603	0.1097	-0.0311	-0.0044	-0.0465	-0.0642
첨도 ^d	0.7380	0.5589	1.3268	0.6367	0.6134	0.5414	0.8057	0.5908

† 평균, 표준편차, 왜도, 그리고 첨도 등은 각 분석기간 동안의 장별 평균치이다.

a 현물지수와 주가지수선물지수의 5분수익률을 나타낸다. 따라서 전장의 경우 23개의 수익률, 그리고 후장의 경우 21개의 수익률로 구성되어 있다.

b 전체기간은 시장의 장세에 따라 3개의 하위기간으로 나누어져 있다. 이 중 하위기간 I(1996.5.2-1997.4.30)과 III(1997.10.1-1998.6.30)은 시장의 전반적인 하락기를, 그리고 하위기간 II(1997.5.2-1997.9.30)는 상승기이다.

c 전체거래일수 중 정상적인 거래가 이루어지지 않은 거래일은 분석에서 제외시켰다.

d 첨도값은 3을 초과한 값이다.

2) 자기상관관계 분석

(1) 현물수익률 및 주가지수선물수익률의 자기상관관계분석

현물수익률 및 주가지수선물수익률에 대한 전체기간 및 각 하위기간별 일중 평균 자기상관계수가 <표 3>에 제시되어 있다.

12) MacKinlay-Ramaswamy(1988)는 미국의 S&P 500 지수선물과 현물수익률의 상대적인 변동성을 분석한 결과 15분수익률의 경우 분산비율 값이 1.56인 것으로 나타났다. 또한, Grunbicher-Longstaff-Schwartz(1994)는 독일의 DAX 지수선물 및 현물의 15분 수익률에 대한 분석결과 분산 비율 값이 1.19로 계산되어 미국의 경우와 비슷한 결과가 나타났다.

<표 3> 현물수익률 및 주가지수선물의 자기상관관계분석

$$\rho(R_{s,t}, R_{s,t+k}) \text{ (1)}, \rho(R_{f,t}, R_{f,t+k}) \text{ (2)}$$

시차	일중 현물수익률				일중 주가지수선물수익률			
	전체기간 (1148) ^a	하위기간 I (531)	하위기간 II (220)	하위기간 III (397)	전체기간 (1071)	하위기간 I (528)	하위기간 II (219)	하위기간 III (324)
	계수 ^b	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수
-1	0.3681 (51.445**)	0.3903 (35.546**)	0.2669 (14.336**)	0.3944 (41.814**)	0.0016 (0.262)	0.0055 (0.595)	-0.0359 (-2.679**)	0.0206 (1.955)
-2	0.1232 (16.413**)	0.2611 (28.674**)	0.1057 (7.568**)	-0.0516 (-4.675**)	-0.0125 (-2.112*)	0.0141 (1.734)	-0.0099 (-0.690)	-0.0574 (-5.687**)
-3	-0.0300 (-4.254**)	0.1020 (12.315**)	-0.0211 (-1.707)	-0.2113 (-20.745**)	-0.0494 (-8.762**)	-0.0286 (-3.668**)	-0.0484 (-3.739**)	-0.0840 (-8.231**)
-4	-0.0895 (-14.468**)	-0.0204 (-2.424*)	-0.0935 (-7.174**)	-0.1797 (-17.542**)	-0.0438 (-7.983**)	-0.0402 (-5.310**)	-0.0335 (-2.760**)	-0.0565 (-5.421**)
-5	-0.1036 (-18.349**)	-0.1022 (-12.764**)	-0.1236 (-10.152**)	-0.0944 (-9.165**)	-0.0311 (-5.848**)	-0.0338 (-4.558**)	-0.0261 (-2.313*)	-0.0301 (-2.931**)

† 모형 (1)은 현물수익률, 모형(2)는 주가지수선물수익률의 자기상관관계모형이다.

‡ 통계적으로 유용한 상관계수를 구하기 위해서는 상관계수의 시차수가 관측수의 1/4보다 크 지 않아야 한다.

본 연구에서 사용되는 장별수익률 개수는 20여개이므로 현물수익률의 자기상관계수는 시차 -5까지 구하였다.

a 분석기간별 장의 수를 나타낸다.

b 분석기간별 자기상관계수는 장별 평균치이다.

** 1% 유의수준에서 유의함. * 5% 유의수준에서 유의함.

현물수익률의 경우, 전체분석기간에서 현재의 현물수익률이 최대 시차 -5까지 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계를 가지나, -2 이후의 시차에서는 경제적 의미의 유의성은 없는 것으로 판단된다. 즉, 10분전부터의 현물가격이 현재의 현물가격에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 여겨지며, 각 하위기간에 있어서도 유사한 결과를 나타내고 있다. 현물수익률에 이러한 자기상관관계가 존재하는 이유 중의 하나는 현물지수의 결정에 지수구성주식들의 비동시적 거래의 영향이 내포되어 있기 때문으로 판단된다. 한편, 하위기간별 정(+)의 자기상관관계가 시간의 흐름에 따라 짧아지고 있는데, 이러한 현상은 Froot-Perold(1995)의 분석결과에서와 같이 현물시장이 시장정보를 흡수하여 처리하는 과정이 시간이 흐를수록 보다 효율적이 되거나 또는 현물주식들의 비동시적 거래의 영향이 감소하는데 기인한 것으로 판단된다.¹³⁾

주가지수선물수익률의 경우, 전체기간 및 각 하위기간에서 정(+)의 유의적인 자기상관관계는 보이지 않는다. 이러한 결과는 현물수익률과는 달리 주가지수선물수익률은 비동시적 거래의 영향이 거의 미치지 않으며, 주가지수선물시장이 현물시장보다 시장

13) Froot-Perold(1995)는 자기상관계수 크기의 변화는 주식들의 비동시적 거래의 정도를 나타내며, 이는 결국 시장이 정보를 흡수하여 가격에 반영하는 속도 즉, 시장효율성과 관련이 있다고 주장 한다.

정보를 처리하는데 있어서 보다 효율적이라는 것을 의미한다.

(2) 현물수익률자승 및 주가지수선물수익률자승의 자기상관관계분석

현물수익률자승 및 주가지수선물수익률자승에 관한 전체기간 및 각 하위기간별 일중 평균 자기상관계수가 <표 4>에 제시되어 있다.

현물수익률자승의 경우, 전체기간 및 각 하위기간에서 시차 -1에서 계수가 크고 유의한 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 보아, 5분전의 현물가격변동성이 현재의 현물 가격변동성에 지속적으로 영향을 미치는 것으로 판단된다. 현물수익률자승의 자기상관관계는 현물수익률의 자기상관관계보다 작은 것으로 나타나고 있다.

주가지수선물수익률자승의 경우, 전체기간 및 각 하위기간에서 정(+)의 유의적인 자기상관관계는 보이지 않으며, 경제적 의미의 유의성은 없는 것으로 판단되는 부(-)의 상관관계만 나타나고 있다. 이러한 주가지수선물수익률자승의 자기상관관계는 주가지수선물수익률의 자기상관관계와 유사하다.

<표 4> 현물수익률자승 및 주가지수선물수익률자승의 자기상관관계분석

$$\rho(R^2_{s,t}, R^2_{s,t+k})(1), \rho(R^2_{f,t}, R^2_{f,t+k})(2)$$

시차	일중 현물수익률자승				일중 주가지수선물수익률자승			
	전체기간 (1148) ^a	하위기간 I (531)	하위기간 II (220)	하위기간 III (397)	전체기간 (1071)	하위기간 I (528)	하위기간 II (219)	하위기간 III (324)
	계수 ^b	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수
-1	0.1458 (22.097**)	0.1491 (14.331**)	0.1022 (7.422**)	0.1657 (15.877**)	-0.0176 (-3.283**)	-0.0151 (-1.988*)	-0.0052 (-0.411)	-0.0301 (-3.216**)
-2	0.0356 (6.447**)	0.0602 (7.139**)	0.0195 (1.669)	0.0113 (1.245)	-0.0118 (-2.158*)	-0.0194 (-2.562*)	0.0171 (1.344)	-0.0190 (-1.914)
-3	-0.0079 (-1.632)	-0.0110 (-1.517)	-0.0246 (-2.387*)	0.0057 (0.696)	-0.0246 (-4.870**)	-0.0278 (-3.838**)	-0.0125 (-1.185)	-0.0277 (-2.923**)
-4	-0.0315 (-6.793**)	-0.0445 (-6.438**)	-0.0156 (-1.408)	-0.0227 (-3.049**)	-0.0159 (-3.259**)	-0.0240 (-3.418**)	0.0061 (0.626)	-0.0175 (-1.908)
-5	-0.0381 (-9.193**)	-0.0377 (-6.241**)	-0.0296 (-3.058**)	-0.0434 (-6.154**)	-0.0243 (-5.253**)	-0.0327 (-4.868**)	-0.0237 (-2.368*)	-0.0109 (-1.333)

† 모형(1)은 현물수익률자승, 모형(2)는 주가지수선물수익률자승의 자기상관관계모형이다.

a 분석기간별 장의 수를 의미한다.

b 분석기간별 자기상관계수는 장별 평균치이다.

** 1% 유의수준에서 유의함. * 5% 유의수준에서 유의함.

한편, 양 시장의 수익률자승이 거의 모든 시차에서 유의한 자기상관관계를 가지는 것으로 미루어 보아, 양 시장의 수익률은 비선형적 의존성을 가지며 시간가변적인 조

건부 이분산성을 가질 가능성이 있는 것으로 판단된다. 이러한 자료의 특성은 수익률 변동성을 추정하기 위해 ARCH류의 모형을 적용할 필요성이 있다는 근거가 될 수 있을 것이다.¹⁴⁾

3) 교차상관관계 분석

(1) 현물수익률과 주가지수선물수익률간의 교차상관관계분석

현물수익률과 주가지수선물수익률간의 일중 평균 교차상관계수가 전체기간 및 각 하위기간별로 <표 5>에 제시되어 있다.

<표 5> 현물수익률과 주가지수선물수익률의 교차상관관계분석
 $\rho(R_{s,t}, R_{f,t+k})$

시 차	전체기간 (1071) ^a		하위기간 I (528)		하위기간 II (219)		하위기간 III (324)	
	계 수 ^b	t 값	계 수	t 값	계 수	t 값	계 수	t 값
-5	-0.0026	-0.445	0.0647	8.349**	-0.0267	-2.386*	-0.0958	-9.616**
-4	0.0258	4.144**	0.1141	13.987**	0.0180	1.471	-0.1127	-12.508**
-3	0.1002	15.103**	0.1798	20.478**	0.0847	6.447**	-0.0189	-1.706
-2	0.2383	37.950**	0.2695	29.466**	0.1967	13.973**	0.2154	20.672**
-1	0.3622	51.756**	0.3020	31.714**	0.3014	18.758**	0.5016	52.462**
0	0.4269	72.900**	0.4422	57.712**	0.4858	40.023**	0.3622	31.668**
1	-0.0721	-11.889**	-0.0570	-6.684**	-0.0765	-5.887**	-0.0937	-8.231**
2	-0.1019	-17.511**	-0.0917	-11.027**	-0.0882	-6.952**	-0.1278	-12.155**
3	-0.1003	-17.528**	-0.1271	-16.379**	-0.0796	-6.420**	-0.0705	-6.415**
4	-0.0635	-11.193**	-0.1005	-12.892**	-0.0557	-4.779**	-0.0084	-0.791
5	-0.0531	-9.239**	-0.0969	-12.037**	-0.0347	-3.019**	0.0059	0.561

† 부(-)의 시차는 과거의 주가지수선물수익률과 현재의 현물수익률간의 교차상관관계를 나타 내며 정(+)의 시차는 미래의 주가지수선물수익률과 현재의 현물수익률간의 교차상관관계를 나타낸다.

a 분석기간별 장의 수를 나타낸다.

b 분석기간별 교차상관계수는 장별 평균치이다.

** 1% 유의수준에서 유의함. * 5% 유의수준에서 유의함.

전체기간 및 각 하위기간의 분석결과를 살펴보면, 시장정보에 대한 양 시장의 가격 변화는 많은 부분 동시차에 이루어진다고 볼 수 있다. 그리고, 주가지수선물수익률이 선행하는 시차에서는 최대 시차 -4까지 유의한 정(+)의 교차상관관계를 가지지만 상관 계수의 크기는 시차 -3까지 뚜렷이 큰 값을 가진다. 현물수익률이 선행하는 시차에서

14) 가격을 하락시키는 정보(악재)가 가격을 상승시키는 정보(호재)보다 상대적으로 변동성에 더 큰 영향을 미치는 경향이 있으며, 따라서 정보에 따른 변동성의 크기는 비대칭적이라 할 수 있다. 일반화된 ARCH인 GARCH모형은 이러한 비대칭성을 반영하지 못하지만, Nelson(1991)의 EGARCH모형은 GARCH모형이 갖는 한계를 보완하고 있다. 이러한 이유로 본 연구에서는 EGARCH모형을 사용하였다.

는 모든 시차에서 유의한 부(-)의 교차상관관계를 가지는 것으로 나타났으나, 상관계수의 크기는 상대적으로 아주 작은 편이다. 이러한 결과는 대체로 과거 15분전부터의 주가지수선물가격이 현물가격에 선행하여 영향을 미친다는 것을 나타내고 있다.

(2) 현물수익률자승과 주가지수선물수익률자승간의 교차상관관계분석

현물수익률자승과 주가지수선물수익률자승간의 일중 평균 교차상관계수가 전체기간 및 각 하위기간별로 <표 6>에 제시되어 있다.

<표 6> 현물수익률자승과 주가지수선물수익률자승간의 교차상관관계분석

$$\rho(R^2_{S,t}, R^2_{F,t+k})$$

시차	전체기간 (1071) ^a		하위기간 I (528)		하위기간 II (219)		하위기간 III (324)	
	계수 ^b	t 값	계수	t 값	계수	t 값	계수	t 값
-5	0.0037	0.699	0.0006	0.699	0.0051	0.471	0.0077	0.855
-4	0.0030	0.558	0.0022	0.288	0.0124	1.090	-0.0022	-0.233
-3	0.0313	5.273**	0.0364	4.173**	0.0366	2.635**	0.0196	1.997*
-2	0.0822	11.375**	0.0974	9.191**	0.0761	4.583**	0.0615	5.113**
-1	0.1811	21.280**	0.1401	12.024**	0.1552	8.349**	0.2655	17.042**
0	0.2097	24.639**	0.2195	18.606**	0.2702	14.010**	0.1529	9.965**
1	0.0058	0.890	0.0134	1.384	-0.0058	-0.429	0.0013	0.114
2	-0.0154	-2.591**	-0.0071	-0.811	-0.0236	-1.953	-0.0234	-2.165*
3	-0.0132	-2.303*	-0.0063	-0.781	-0.0300	-2.322*	-0.0131	-1.246
4	-0.0206	-3.881**	-0.0223	-3.052**	-0.0255	-2.104*	-0.0145	-1.457
5	-0.0149	-2.766**	-0.0068	-0.856	-0.0264	-2.331*	-0.0204	-2.127*

† 부(-)의 시차는 과거의 주가지수선물수익률자승과 현재의 현물수익률자승간의 교차상관관계를 나타내며 정(+)의 시차는 미래의 주가지수선물수익률자승과 현재의 현물수익률자승간의 교차상관관계를 나타낸다.
 a 분석기간별 장의 수를 나타낸다. b 분석기간별 교차상관계수는 장별 평균치이다.
 ** 1% 유의수준에서 유의함. * 5% 유의수준에서 유의함.

전체기간 및 각 하위기간의 분석결과를 살펴보면, 주가지수선물수익률자승이 선행하는 시차에서는 최대 시차 -3까지 유의한 정(+)의 교차상관관계를 가지며, 현물수익률자승이 선행하는 시차에서는 대체로 유의한 부(-)의 교차상관관계를 가지는 것으로 나타났으나 계수의 크기는 아주 작은 편이다. 이러한 결과는 대체로 과거 15분전부터의 주가지수선물가격의 변동성이 현물가격의 변동성에 선행하여 영향을 미친다는 것을 나타내고 있다.

이상에서 살펴본 <표 5>와 <표 6>를 비교할 때, 현물시장과 주가지수선물시장간의 수익률 및 수익률자승의 교차상관관계는 그 강도와 시차에서 약간은 상이한 형태를 나타내고 있다. 이는 양 시장간의 선-후행관계는 수익률 뿐만 아니라 수익률 변동성에

대해서도 살펴보는 것이 필요하다는 것을 말해 주고 있다.

2. 수익률의 선-후행관계 분석결과

현물시장과 주가지수선물시장간의 수익률의 선-후행관계에 관한 회귀분석¹⁵⁾의 결과가 <표 7>에 제시되어 있다.

<표 7> 현물수익률과 주가지수선물수익률간의 회귀분석

$$R_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-3}^3 \beta_k \cdot R_{f,t+k} + \mu_t \quad (1), \quad \epsilon_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-3}^3 \beta_k \cdot R_{f,t+k} + \eta_t \quad (2)$$

시차	비동시적 거래를 통제하지 않은 경우				비동시적 거래를 통제한 경우			
	전체기간 (17272) ^a	하위기간 I (8509)	하위기간 II (3525)	하위기간 III (5238)	전체기간 (17272)	하위기간 I (8509)	하위기간 II (3525)	하위기간 III (5238)
	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수
α	-5.45E-05 (-5.068**)	-8.43E-05 (-7.264**)	-4.70E-05 (-3.080**)	-3.35E-06 (-0.120)	1.59E-05 (1.976*)	-1.81E-05 (-2.533*)	1.16E-05 (0.817)	7.30E-05 (3.374**)
β_{-3} ^b	0.0284 (3.333**)	0.1654 (21.553**)	0.1115 (7.442**)	-0.0066 (-0.636)	0.0220 (4.057**)	0.0303 (4.832**)	0.0287 (2.047*)	0.0207 (2.993**)
β_{-2}	0.1792 (23.059**)	0.2087 (22.803**)	0.2195 (12.780**)	0.1692 (17.789**)	0.0231 (3.587**)	0.0528 (7.778**)	0.0724 (6.176**)	0.0119 (1.478)
β_{-1}	0.3263 (33.837**)	0.2072 (17.137**)	0.3090 (18.898**)	0.3529 (30.328**)	0.1334 (17.790**)	0.0595 (7.309**)	0.1323 (11.681**)	0.1505 (16.328**)
β_0	0.2496 (29.918**)	0.2538 (22.614**)	0.3917 (21.325**)	0.2361 (24.164**)	0.1999 (27.287**)	0.2359 (20.320**)	0.3440 (19.469**)	0.1788 (20.768**)
β_1	-0.0257 (-3.300**)	-0.0220 (-3.091**)	-0.0370 (-3.561**)	-0.0215 (-2.154*)	-0.0255 (-3.909**)	-0.0148 (-2.451*)	-0.0426 (-4.329**)	-0.0247 (-2.961**)
β_2	-0.0427 (-7.407**)	-0.0380 (-5.885**)	-0.0365 (-3.000**)	-0.0440 (-5.810**)	-0.0298 (-5.481**)	-0.0174 (-3.154**)	-0.0376 (-3.327**)	-0.0328 (-4.614**)
β_3	-0.0163 (-2.718**)	-0.0451 (-7.392**)	-0.0238 (-2.140*)	-0.0068 (-0.873)	-0.0290 (-5.322**)	-0.0374 (-6.528**)	-0.0327 (-3.520**)	-0.0270 (-3.831**)
X^2_{lead}	1375.341**	744.591**	600.080**	1009.295**	379.864**	184.892**	208.054**	291.491**
X^2_{lag}	63.677**	69.661**	25.108**	36.112**	119.663**	70.465**	54.633**	75.521**
$\overline{R^2}$	0.4705	0.4910	0.4678	0.4908	0.2428	0.2910	0.3083	0.2383

† 모형(1)은 비동시적 거래의 영향을 통제하지 않은 모형이며, 모형(2)는 비동시적 거래의 영향을 통제한 모형이다.

† 잔차항의 이분산 및 자기상관을 조정한 t값을 구하기 위해 Newey-West 추정방법을 사용 하였다.

† X^2_{lead} 와 X^2_{lag} 는 χ^2 -통계량으로써 선행(후행)계수가 모두 0인지를 검정하는 통계량이다.

a 분석기간별로 사용된 수익률 관찰치의 개수.

b 음(-)의 시차는 선행계수를 양(+)의 시차는 후행계수를 나타낸다.

** 1% 유의수준에서 유의함. * 5% 유의수준에서 유의함.

15) 본 연구의 회귀분석에 사용된 주가지수선물수익률의 선행계수와 후행계수의 시차수는 -3부터 +3까지이며, 이는 교차상관분석의 결과에 따른 것이다.

비동시적 거래의 영향을 통제하지 않은 회귀모형(1)의 경우, 전체기간 및 각 하위기간에서 거의 모든 회귀계수들이 유의한 것으로 나타났다. 그러나 선행계수(β_{-3} , β_{-2} , β_{-1})와는 달리 후행계수(β_3 , β_2 , β_1)는 비록 통계적유의성을 가지고는 있으나 값의 크기와 부호를 고려할 때 특별한 경제적 의미의 유의성은 없는 것으로 판단된다. 또한, WALD-검증에서 X_{lead}^2 와 X_{lag}^2 통계량들은 모두 유의하지만, 통계량의 크기를 살펴볼 때 주가지수선물수익률이 지속적으로 현물수익률에 선행하는 경향이 보다 강하다는 것을 보여주고 있다.

이러한 결과는 과거 15분전부터의 주가지수선물수익률이 현재의 현물수익률에 선행하여 정(+)의 방향으로 영향을 미친다는 것을 의미한다.

비동시적 거래의 영향을 통제한¹⁶⁾ 회귀모형 (2)의 경우, 전체기간 및 각 하위기간에서 선행계수의 값이 작게 나타난다는 것을 제외하면, 비동시적 거래의 영향을 통제하지 않은 경우와 거의 유사한 결과를 나타내고 있다.

이러한 결과는 예비적 분석에서 살펴본 수익률의 교차상관관계분석의 결과와 일관성을 가지며, 현물수익률에 나타날 수 있는 비동시적 거래의 영향을 통제하더라도 현물수익률과 주가지수선물수익률간에는 여전히 선-후행관계가 존재한다는 것을 의미한다.

3. 수익률 변동성의 선-후행관계 분석결과

첫째, 무조건부 변동성을 나타내는 로그수익률자승을 사용하여 회귀분석한 결과가 <표 8>에 제시되어 있다.

비동시적 거래의 영향을 통제하지 않은 회귀모형 (1)의 경우, 전체기간 및 각 하위기간에서 선행계수들은 대부분 유의한 것으로 나타났으나, 후행계수들은 대부분 유의하지 않은 것으로 나타났다. WALD-검정의 결과 역시 X_{lead}^2 통계량들은 유의하지만, X_{lag}^2 통계량들은 일관성있게 나타나지 않고있다. 이러한 결과는 주가지수선물수익률의 변동성이 현물수익률의 변동성에 선행하여 영향을 미친다는 것을 잘 나타내고 있다.

비동시적 거래의 영향을 통제한 회귀모형 (2)의 경우에도, 그 결과는 앞의 경우와 대체로 유사하다. 단, 비동시적 거래의 영향을 통제한 경우 선행계수는 시차 -2까지만 유의한 것으로 나타났으며, 이는 주가지수선물수익률의 변동성이 현물수익률의 변동성보

16) 본 연구에서는 AR(2)모형을 사용하는 것이 적절한 것으로 나타났으며, 따라서 이를 사용하였다. 즉, 모든 거래일의 장별 현물수익률에 대해 AR(2)모형을 반복적으로 사용한 후, 이 수익률 모형에서 수익률 잔차항(return innovation)의 시계열을 구하였다.

<표 8> 로그수익률자승을 사용한 현물변동성과 주가지수선물변동성간의 회귀분석

$$h_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-3}^4 \beta_k \cdot h_{f,t+k} + \nu_t \quad (1), \quad h_{e,t} = \alpha + \sum_{k=-3}^4 \beta_k \cdot h_{f,t+k} + \gamma_t \quad (2)$$

시차	비동시적 거래를 통제하지 않은 경우				비동시적 거래를 통제한 경우			
	전체기간 (17272) ^a	하위기간 I (8509)	하위기간 II (3525)	하위기간 III(5238)	전체기간 (17272)	하위기간 I (8509)	하위기간 II (3525)	하위기간 III (5238)
	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수
α	0.0015 (8.055**)	0.0008 (10.064**)	0.0005 (1.623)	0.0045 (8.204**)	0.0011 (10.042**)	0.0006 (14.187**)	0.0005 (2.805**)	0.0033 (9.660**)
β_{-3}^b	0.0293 (2.191*)	0.0115 (1.112)	0.0347 (0.898)	0.0230 (1.681)	0.0060 (1.140)	0.0057 (1.213)	0.0372 (0.843)	0.0009 (0.181)
β_{-2}	0.0417 (5.421**)	0.0419 (4.859**)	0.0589 (1.973*)	0.0350 (4.189**)	0.0156 (3.210**)	0.0207 (3.359**)	0.0018 (0.070)	0.0108 (2.340*)
β_{-1}	0.1125 (4.617**)	0.0585 (2.099*)	0.1735 (3.174**)	0.1076 (4.194**)	0.0570 (3.102**)	0.0167 (1.634)	0.0314 (1.694)	0.0544 (2.754**)
β_0	0.0667 (6.519**)	0.0502 (7.069**)	0.2914 (2.720**)	0.0603 (5.382**)	0.0338 (4.697**)	0.0155 (2.447*)	0.2518 (2.530*)	0.0294 (3.932**)
β_1	0.0279 (1.658)	0.0218 (3.330**)	-0.0312 (-1.955)	0.0232 (1.206)	0.0048 (0.514)	0.0058 (2.603**)	-0.0324 (-2.247*)	0.0006 (0.061)
β_2	0.0236 (2.362*)	0.0027 (0.892)	-0.0034 (-0.236)	0.0192 (1.539)	0.0119 (2.124*)	0.0022 (1.068)	-0.0045 (-0.374)	0.0077 (1.139)
β_3	0.0024 (0.333)	-0.0025 (-0.765)	-0.0096 (-0.759)	-0.0042 (-0.508)	0.0079 (1.551)	-0.0005 (-0.389)	0.0004 (0.044)	0.0042 (0.742)
X^2_{lead}	63.204**	27.635**	20.419**	41.072**	28.995**	17.060**	19.449**	18.157**
X^2_{lag}	9.691*	11.758**	4.346	4.202	8.097*	9.966*	8.386*	2.141
$\overline{R^2}$	0.2173	0.1458	0.2375	0.1594	0.1231	0.0524	0.1884	0.0830

† 모형(1)은 비동시적 거래의 영향을 통제하지 않은 모형이며, 모형(2)은 비동시적 거래의 영향을 통제한 모형이다.

† 잔차항의 이분산 및 자기상관을 조정한 t값을 구하기 위해 Newey-West 추정방법을 이용하였다.

† X^2_{lead} 와 X^2_{lag} 는 χ^2 -통계량으로써 선행(후행)계수가 모두 0인지를 검정하는 통계량이다.

a 분석기간별로 사용된 수익률 관찰치의 개수. b 음(-)의 시차는 선행계수를 양(+)의 시차는 후행계수를 나타낸다.

** 1% 유의수준에서 유의함. * 5% 유의수준에서 유의함.

다 약 10분 정도 선행한다는 것을 말해주고 있다. 따라서, 비동시적 거래의 영향을 통제한 경우에도 선-후행관계는 비록 그 강도는 약하지만 여전히 나타난다는 것을 알 수 있다.

이러한 결과는 앞에서 살펴본 수익률자승의 교차상관분석의 결과와 일관성을 가지며, 국내 주가지수선물시장과 현물시장간에는 체계적인 변동성의 선-후행관계가 존재한다는 것을 나타내고 있다.

<표 9> EGARCH모형을 사용한 현물변동성과 주가지수선물변동성간의 회귀분석

$$h_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-3}^3 \beta_k \cdot h_{f,t+k} + \nu_t \quad (1), \quad h_{e,t} = \alpha + \sum_{k=-3}^3 \beta_k \cdot h_{f,t+k} + \gamma_t \quad (2)$$

시차	비동시적 거래를 통제하지 않은 경우				비동시적 거래를 통제한 경우			
	전체기간 (17272) ^a	하위기간 I (8509)	하위기간 II (3525)	하위기간 III (5238)	전체기간 (17272)	하위기간 I (8509)	하위기간 II (3525)	하위기간 III (5238)
	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수
α	5.11E-06 (9.547**)	1.56E-06 (14.561**)	3.45E-06 (2.310*)	1.02E-05 (10.681**)	2.77E-06 (13.928**)	9.33E-07 (18.199**)	1.51E-06 (11.618**)	5.89E-06 (11.855**)
β_{-3} ^b	6.45E-05 (0.488)	0.0036 (6.577**)	-8.27E-05 (-1.566)	0.0097 (1.915)	3.05E-05 (0.473)	0.0006 (4.459**)	-2.34E-05 (-3.907**)	0.0070 (1.920)
β_{-2}	0.0002 (0.979)	0.0075 (20.201**)	-1.30E-05 (-0.361)	0.0184 (1.690)	5.64E-05 (0.702)	0.0007 (3.431**)	-1.52E-05 (-2.103*)	0.0065 (1.962)
β_{-1}	0.0191 (1.478)	0.0010 (2.102*)	0.0883 (1.285)	0.0333 (1.777)	0.0081 (1.532)	0.0004 (2.199*)	0.0175 (1.878)	0.0107 (1.992*)
β_0	0.0150 (1.505)	0.0008 (1.267)	0.0725 (1.799)	0.0211 (1.811)	0.0089 (1.513)	0.0005 (3.053**)	0.0160 (1.613)	0.0146 (1.883)
β_1	0.0160 (1.355)	0.0002 (0.591)	0.0262 (1.201)	0.0379 (2.013*)	0.0084 (1.334)	0.0004 (1.811)	0.0167 (1.093)	0.0198 (1.882)
β_2	-3.83E-05 (-1.450)	0.0001 (0.764)	-0.0065 (-1.296)	-6.04E-05 (-1.928)	-2.49E-05 (-1.597)	0.0004 (3.945**)	-0.0013 (-1.646)	-4.30E-05 (-2.095*)
β_3	-4.29E-05 (-1.324)	0.0002 (0.877)	-0.0049 (-1.750)	-0.0001 (-2.162*)	-2.47E-05 (-1.432)	0.0003 (3.691**)	-0.0013 (-2.040*)	-5.77E-05 (-2.063*)
X^2_{lead}	5.113	1722.156**	9.050*	5.851	3.300	20.906**	117.049**	4.989
X^2_{lag}	4.143	0.791	3.083	17.669**	14.786**	23.226**	5.824	83.298**
$\overline{R^2}$	0.0023	0.0128	0.0018	0.0287	0.0107	0.0009	0.0012	0.0145

† 모형(1)은 비동시적 거래의 영향을 통제하지 않은 모형이며, 모형(2)은 비동시적 거래의 영향을 통제한 모형이다.

† 잔차항의 이분산 및 자기상관을 조정한 t값을 구하기 위해 Newey-West 추정방법을 이용하였다.

† X^2_{lead} 와 X^2_{lag} 는 χ^2 -통계량으로써 선행(후행)계수가 모두 0인지를 검정하는 통계량이다.

a 분석기간별로 사용된 수익률 관찰치의 개수

b 음(-)의 시차는 선행계수를 양(+)의 시차는 후행계수를 나타낸다.

** 1% 유의수준에서 유의함. * 5% 유의수준에서 유의함.

둘째, EGARCH(1,1)모형을 사용하여 추정한 양 시장의 수익률 변동성을 갖고 회귀 분석한 결과가 <표 9>에 제시되어 있다.

비동시적 거래의 영향을 통제하지 않은 회귀모형 (1)의 경우, 하위기간 I에서만 선행 계수들이 유의하게 나타났으며, WALD-검정 역시 유사한 결과를 나타내고 있다.

그러나 비동시적 거래의 영향을 통제한 회귀모형 (2)의 경우, 하위기간 I과 II에 있어서 선행계수들은 시차별로 다소의 차이는 있으나 유의하게 나타나고 있으며, 또한 WALD-검정 역시 동일한 결과를 나타내고 있다. 이러한 결과는 무조건부 변동성을 나타내는 로그수익률자승을 사용하여 분석한 결과보다 비록 그 강도가 약하기는 하지만

주가지수선물시장과 현물시장의 수익률 변동성간에 선-후행관계가 존재한다는 것을 부정할 수 없게 하고 있다.

V. 결 론

주가지수선물시장과 현물시장 모두 동일한 자산인 KOSPI 200을 거래대상으로 한다. 그러나 양 시장간의 시장 미시구조적인 차이가 투자자들로 하여금 특정시장을 선호하게 하는 유인이 될 수 있으며, 이러한 유인에 따른 투자자들의 행동으로 말미암아 양 시장의 정보반응속도에 차이가 나타날 수 있다. 본 연구는 주가지수선물시장과 현물시장간의 가격 및 가격변동성의 일중 선-후행관계를 실증적으로 분석함으로써 양 시장간의 동적관련성을 살펴보고자 하였다. 주가지수선물시장의 개설일인 1996년 5월 3일부터 1998년 6월 30일까지를 분석기간으로 설정하고, KOSPI 200 주가지수선물 및 현물지수의 5분수익률을 분석자료로 사용한 본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저 KOSPI 200 주가지수선물수익률과 현물수익률, 그리고 주가지수선물수익률자승과 현물수익률자승간에는 유의한 교차상관관계가 존재하는 것으로 나타났으며, 특히 주가지수선물이 선행하는 시차에서 보다 뚜렷한 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 수익률의 선-후행관계를 살펴보기 위한 주가지수선물수익률의 시차변수들과 현물수익률간의 다중회귀분석의 결과는 주가지수선물수익률이 현물수익률을 약 15분 정도 선행하는 것으로 나타났으며, 이러한 현상은 현물수익률에 존재할 수 있는 비동시적 거래의 영향을 통제한 경우에도 비록 그 강도가 약하기는 하지만 여전히 있었다. 다음으로, 수익률 변동성의 선-후행관계를 살펴보기 위해 Grammatikos-Saunders(1986)가 제시한 무조건부 변동성의 추정치인 로그수익률자승을 사용하여 분석한 결과 주가지수선물수익률의 변동성이 현물수익률의 변동성을 약 10분 정도 선행하는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 비동시적 거래의 영향을 통제한 경우에도 동일하였다. 또한, Nelson(1991)의 EGARCH모형을 사용하여 수익률의 변동성을 추정한 후 이를 갖고 분석한 결과, 특히 비동시적 거래의 영향을 통제한 경우에는 주가지수선물시장과 현물시장의 수익률 변동성간에 선-후행관계가 존재한다는 것을 부정할 수 없었다.

주가지수선물시장과 현물시장간의 동적관련성에 관한 실증적 증거를 제시하고 있는 본 연구는 다음과 같은 한계를 갖고 있으며, 이에 따른 문제는 향후의 연구과제로 남겨두고자 한다.

첫째, 국내 주가지수선물시장과 현물시장은 일중 거래시간이 전장과 후장으로 나뉘

어져 있으며, 따라서 거래중지시간으로 인한 거래의 불연속성을 고려하기 위해 시계열을 장별로 구성하였다. 그 결과, 수익률 시계열이 충분히 길지 못하였다. 둘째, 주가지수선물은 최근 월물의 만기가 가까워짐에 따라 거래가 급격하게 증가하는 경향이 있으며, 따라서 선물만기부근에서의 수익률 시계열을 따로 구성하여 양 시장간의 선-후행 관계를 살펴볼 필요가 있다. 셋째, 현물주식들의 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위한 또 다른 방법으로 거래빈도에 따라 주식들을 구분하여 분석하는 것도 의미있는 결과를 얻을 수 있을 것이다. 넷째, 수익률의 변동성을 추정하기 위해 ARCH류의 다양한 모형들을 사용함으로써 분석결과에 보다 무게를 실을 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 구맹희·이윤선, “EGARCH 모형을 이용한 주식수익률의 변동성 분석”, 재무관리연구, 제12권 제2호, 1995. 12, pp.95-120.
- 김배용, “주가지수선물시장의 주식시장에의 영향분석”, 「주식」, 한국증권 거래소 1996. 10, pp.3-42.
- 박동규, “시계열분석에 의한 주식수익률 변동성의 예측”, 재무관리연구, 제9권 제2호, 1992. 12, pp.343-367.
- 신재정·정범석, “주식수익률 분산의 시간 변동성에 관한 연구”, 재무관리 연구, 제10권 제2호, 1993. 12, pp.263-301.
- 이정도·안영규, “한국증권시장에서 주식수익률의 시계열상관과 조건부 분산”, 증권학회지, 제20집, 1997, pp.105-136.
- 이필상·민준선, “주가지수선물 수익률과 현물수익률간의 일중 관계에 관한 연구”, 재무관리연구, 제14권 제1호, 1997. 6, pp.141-169.
- 조 담, “주식수익율의 조건부 이분산성에 관한 실증적 연구”, 재무연구, 제7호, 1994. 2, pp.5-36.
- Abhyankar, A.H., “Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets,” *The Journal of Futures Markets* 15(1995), pp.457-488.
- Admati, A. R. and P. Pfleiderer, “A Theory of Intraday Patterns : Volume and Price Variability,” *The Review of Financial Studies* 1.1(1988), pp.3-40.
- Akgiray, V., “Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns : Evidence and Forecasts,” *Journal of Business* 62(1989), pp.55-80.
- Bollerslev, T., “A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Security Prices and Rates of Returns,” *The Review of Economics and Statistics* 59(1987), pp.542-547.
- Chan, K., “A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market,” *The Review of Financial Studies* 5(1992), pp.123-152.
- Chan, K., K. C. Chan, and A. Karolyi, “Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Market,” *The Review of Financial Studies* 4(1991),

pp.657-684.

- Cheung, Y. and L. Ng, "The Dynamics of S&P 500 Index and S&P 500 Futures Intraday Price Volatilities," *The Review of Futures Markets* 9(1990), pp.458-486.
- Diamond, D. W. and R. E. Verrecchia, "Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information," *Journal of Financial Economics* 18(1987), pp.277-311.
- Engle, R., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation," *Econometrica* 50(1982), pp.987-1008.
- Fleming, J., B. Ost diek, and R. Whaley, "Trading Costs and The Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures, and Option Markets," *The Journal of Futures Markets* 16(1996), pp.353-387.
- French, K., W. Schwert, and R. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics* 19(1987), pp.137-155.
- Froot, K. A. and A. F. Perold, "New Trading Practices and Short-Run Market Efficiency," *The Journal of Futures Markets* 15(1995), pp.31-765.
- Grammatikos, T. and A. Saunders, "Futures Price Variability: A Test of Maturity and Volume Effects," *Journal of Business* 59(1986), pp.319-330.
- Grunbichler, A., F. A. Longstaff, and E. S. Schwartz, "Electronic Screen Trading and the Transmission of Information : An Empirical Examination," *Journal of Financial Intermediation* 3(1994), pp.166-187.
- Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50(1982), pp.1029-1054.
- Herbst, A., J. McCormack, and E. West, "Investigation of a Lead-Lag Relationship between Spot Indices and their Futures Contracts," *The Journal of Futures Markets* 7(1987), pp.373-382.
- Iihara, Y., K. Kato, and T. Tokunaga, "Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Markets in Japan," *The Journal of Futures Markets* 16(1996), pp.147-162.
- Kawaller, I., P. Koch, and T. Koch, "The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the Volatility in the S&P 500 Index," *The Journal of Finance* 42(1987), pp.1309-1329.

- _____, "Intraday Relationships between the Volatility in the S&P 500 Futures Prices and Volatility in the S&P 500 Index," *Journal of Banking and Finance* 14(1990), pp.373-397.
- Kim, M., A. C. Szakmary, and T. V. Schwarz, "Trading Costs and Price Discovery Across Stock Index Futures and Cash Markets," *The Journal of Futures Markets* 19(1999), pp.475-498.
- Koutmos, K. and M. Tucker, "Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Markets," *The Journal of Futures Markets* 16(1996), pp.55-69.
- Laatsch, F. E. and T. V. Schwarz, "Price Discovery and Risk Transfer in Stock Index Cash and Futures Markets," *The Review of Futures Markets* 7(1988), pp.273-289.
- Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes, "Heteroskedasticity in Stock Return Data : Volume versus GARCH Effects," *The Journal of Finance* 45(1990), pp.221-230.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay, "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test," *The Review of Financial Studies* 1.1(1988), pp.41-66.
- MacKinlay, A. C. and K. Ramaswamy, "Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices," *The Review of Financial Studies* 1.1(1988), pp.137-158.
- Mandelbrot, B., "The Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business* 36(1963), pp.1394-1419.
- McLeod, A. L. and W. K. Li, "Diagnostic Checking ARMA Time Series Model Using Squared-Residual Autocorrelations," *Journal of Time Series Analysis* 4(1983), pp.269-273.
- Nelson, D., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach," *Econometrica* 59(1991), pp.347-370.
- Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55(1987), pp.703-708.
- Ng, L. K., "Tests of the CAPM with Time Varying Covariances : A Multivariate

- GARCH Approach,” Working Paper, The Univ. of Texas at Austin, (1990).
- Schwert, G. W. and P. Seguin, “Heteroscedasticity in Stock Returns,” *The Journal of Finance* 45(1990), pp.1129-1156.
- Shyy, G., V. Vijayraghavan, and B. S. Quinn, “A Further Investigation of Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market with the Use of Bid/Ask Quotes : the Case of France,” *The Journal of Futures Markets* 16(1996), pp.405-420.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, “The Dynamics of Stock and Stock Index Futures Returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25(1990), pp.441-468.
- Subrahmanyam, A., “A Theory of Trading in Stock Index Futures,” *The Review of Financial Studies* 4(1991), pp.17-51.
- Taylor, S., *Modelling Financial Time Series*, John Wiley and Sons : New York, 1986.
- Wahab, M. and M. Lashgari, “Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets : A Cointegration Approach,” *The Journal of Futures Markets* 13(1993), pp.711-742.