

주식수익률과 물가간의 인과관계*

이 근 영**

논문초록

본 연구에서는 구조적인 분기점이 존재하지 않는 1980년부터 최근까지의 한국의 월별 자료를 이용하여 실질주식수익률과 물가상승률간의 관계를 분석하였다. 실증분석결과 실질주가와 물가 외에 산업생산지수와 실질원/달러환율까지 함께 고려하는 경우 이들 변수간에 공적분관계가 존재하고 주가와 물가간의 인과관계도 더 명확해짐을 발견하였다. 또한 VAR 모형과 오차수정모형의 추정결과에 따르면 물가상승률과 실질주식수익률은 음의 상관관계를 가지고 있으며 이런 현상은 Fama(1981)의 대리가설이 주장하는 내용과 유사하다. 한편 충격반응과 분산분해분석에 따르면 주가가 물가에 미치는 영향보다 물가가 주가에 미치는 영향이 훨씬 크며 주가와 산업생산에 대한 플러스 충격은 각각 산업생산과 주가를 동태적으로 상승시킨다.

핵심 주제어: 대리가설, 오차수정모형, 구조형 VAR-GARCH

경제학문헌목록 주제분류: E0, G1

* 이 논문은 성균관대학교의 2005학년도 성균학술연구비에 의하여 연구되었음. 이 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 두 분의 심사위원께 감사를 드리며 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 책임임을 밝힌다.

** 성균관대학교 경제학부 부교수, e-mail: lky@skku.ac.kr

I. 서론

최근까지 많은 이론 및 실증적 연구들이 실질자산수익률과 물가상승률 또는 실질 경제성장률간의 관계, 특히 주식수익률과 물가상승률이 어떤 인과관계나 상관관계를 가지고 있는가를 분석하여 왔다. 이미 잘 알려진 바와 같이 피셔모형(Fisher, 1930)에 따르면 명목자산수익률은 물가와 1대 1의 대응관계에 있기 때문에 과거 많은 경제학자들은 실질자산수익률은 실질변수에 의해 결정되며 물가상승률로부터는 독립적이라고 생각하였다. 그러나 이러한 전통적인 견해와 달리 1970년대 중반에 들어와 여러 경제학자들이 일반적으로 주식수익률과 인플레이션 사이에는 음의 관계가 있음을 발견하였다(예: Lintner, 1975; Bodie, 1976; Jaffe and Mandelker, 1976; Nelson, 1976; Fama and Schwert, 1977). 특히 여러 실증적인 연구들은 주로 제 2차 세계대전 이후를 대상으로 한 분석을 통해 선진국들에서 주식수익률과 물가상승률이 마이너스 상관관계를 보이고 있다는 점을 보여주고 있다. 그러나 이러한 마이너스 상관관계는 피셔가설이나 주식 또는 채권이 인플레이션의 헤지(hedge) 수단이라는 견해와는 상반된 결과이다. 이러한 ‘주식수익률-인플레이션 수수께끼(stock return-inflation puzzle)’와 관련 Fama(1981)는 이런 현상은 주식수익률과 실질경제활동이 양의 상관관계를 갖고 있는 반면 실질경제활동과 물가는 음의 상관관계를 갖고 있기 때문에 발생한다는 대리가설(proxy hypothesis)을 주장하였다.

이와 같이 기존 이론의 틀을 벗어나거나 과거에 발견치 못했던 산출량과 물가, 그리고 주가간의 일정한 관계를 발견할 수 있다면 이는 국민경제적인 차원에서 중요한 의미를 지닐 수 있다. 또한 금융 및 자본시장의 개방과 자유화로 각국 금융시장의 동조화 현상이 심화되고 있는데 만약 주가가 경제성장의 선행지표가 된다면, 특히 금융시장을 대폭 개방한 개도국의 경우 선진국 금융시장의 움직임에 따라 국내 금융시장뿐만 아니라 국내거시경제여건도 크게 영향을 받게 된다. 이는 각국의 거시경제여건도 무역부문뿐만 아니라 금융부문을 통해 더욱 동조화됨을 의미한다. 특히 개도국의 경우에는 경제안정 및 성장정책의 수단으로서의 재정 및 금융정책의 기능이 더욱 약화되게 된다.

그러나 이 분야에 대한 연구의 중요성에도 불구하고 국내에서는 아직 이에 대한 연구가 미진한 상황이다. 특히 세계화 추세에 발맞추어 1990년대 들어와 금융 및 자본시장이 대폭 개방됨에 따라 금융시장의 동조화 현상이 심화될 뿐만 아니라 국

내거시경제여건도 이에 따라 크게 영향을 받았음에도 불구하고 우리나라의 경우 주가와 물가 등 주요거시경제변수와의 상관성에 대한 심도 있는 연구가 충분치 못한 실정이다.

따라서 본 연구에서는 1980년 이후 우리나라의 월별 자료를 이용하여 실질주가와 물가가 어떤 상관관계와 인과관계를 가지고 있는가를 분석한다. 특히 실질주가와 물가를 이용한 2변수 VAR 모형 외에 주가와 밀접한 관계를 갖고 있는 산업생산과 실질원/달러환율 등도 모형에 포함시킴으로써 이들 수준변수들이 공적분관계를 가지고 있는가를 분석하고 공적분관계가 존재하는 경우 DOLS(Dynamic OLS)를 이용한 장기균형식과 오차수정모형을 이용한 단기동태식을 추정해 본다. 또한 이들 모형들을 통해 대리가설과 관련된 기존의 실증적인 분석결과들과 비교해 볼 때 추정 결과가 어떻게 달라지는가를 살펴본다. 뿐만 아니라 기존의 콜레스키분해(Cholesky decomposition)를 사용하는 축약형 VAR 모형의 변수배열순서가 어떻게 결정되는가를 Rigobon and Sack(2003)의 구조형 VAR-GARCH 모형을 통해 살펴보고 충격반응과 분산분해분석을 통해 변수간의 동태적인 상호작용을 분석한다. 마지막으로 BLS 검정(Bai, Lumsdaine, and Stock, 1998; Bekaert, Harvey, and Lumsdaine, 2002a; 200b)을 통해 VAR 모형에 구조적인 분기점이 있는가를 검정한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절에서는 먼저 기존의 국내외 이론 및 실증적 연구들을 고찰하고 본 연구가 기존의 연구들과 어떻게 다른가를 논한다. 제Ⅲ절에서는 단위근 검정과 공적분 검정을 한 후 기초통계량을 분석한다. 제Ⅳ절에서는 주가와 물가로 구성된 2변수모형을 통해 이들 변수들이 어떤 관계를 가지고 있는가를 살펴본다. 제Ⅴ절에서는 주가와 물가 외에 산업생산과 실질원/달러환율을 동시에 고려함으로써 전절에서의 분석모형과 실증적 분석결과들이 어떻게 달라지는가를 분석한다. 제Ⅵ절에서는 BLS 검정을 통해 각 모형에 구조적인 분기점이 있는가를 검토한다. 제Ⅶ절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기존연구

1. 해외연구

이미 서론에서 언급한 바와 같이 Lintner(1975), Bodie(1976), Jaffe and

Mandelker(1976), Nelson(1976), Fama and Schwert(1977) 등이 일반적인 주식 수익률과 인플레이션간에 음의 상관관계가 있음을 발견하였다. Fama(1981, 1983)는 화폐수요가 경기순응적인 반면 화폐공급은 외생적으로 결정되기 때문에 주식수익률과 인플레이션이 음의 상관관계를 가지고 있다고 한다. Geske and Roll(1983)에 따르면 경기침체가 예상되는 경우 주가가 하락하는데 이 때 정부가 통화증발을 통해 재정적자를 확대시킴에 따라 기대물가수준이 상승한다고 한다. 반면 Ram and Spencer(1983)는 인플레이션으로부터 주식수익률로 일방적인 인과관계가 있음을 발견했다. 한편 이론적인 시도로 Danthine and Donaldson(1986)은 합리적 기대 균형모형을 통해 주식수익률과 인플레이션 사이의 음의 관계가 실질산출량 충격과 같은 비화폐적인 원천으로부터 발생함을 보여주고 있으며 이 모형에서 주식은 순수한 화폐적 인플레이션에 대한 좋은 헤지수단이 된다. 또한 Stulz(1986)와 Marshall(1992) 등은 인플레이션의 원천이 특별히 비화폐적 요소들과 관계되어 있을 때 주식수익률은 인플레이션과 음의 관계를 가질 수 있다고 주장한다. Kaul(1987, 1990)과 Kaul and Seyhun(1990) 등은 통화정책을 기간별로 구분하고 공급충격을 고려함으로써 대리가설에 대한 실증분석을 확장시켰다.

한편 기존의 실증 연구들이 주로 제2차 세계대전 이후의 자료들만을 이용해 자산 수익률과 물가상승률 또는 실질경제성장률의 관계를 살펴보는 반면 Boudoukh and Richardson(1993)은 1802년부터 1990년에 걸친 장기시계열자료를 이용해 영국과 미국의 명목주식수익률과 물가상승률간의 관계를 살펴보았다. 그러나 이들 분석도 2변수 인과관계 분석에 기초한 Geske and Roll(1983)이나 Ram and Spencer(1983) 등과 마찬가지로 단지 연간 또는 5년간 명목주식수익률을 물가상승률에 회귀시키는 단순한 분석에 의존했다. 2변수 모형에 근거한 인과관계분석은 다른 관련 변수들이 모형에 추가될 때 다른 결과를 가져올 수 있다. Lee(1992)는 이들과 달리 실질주식수익률, 실질이자율, 산업생산성장률, 물가상승률로 구성된 4변수 VAR 모형을 통해 실질주식수익률은 물가상승률보다는 산업생산성장률을 잘 설명하고 있음을 보여주었다.

대리가설과 달리 균형모형에 근거한 이론분석들은 주식수익률과 인플레이션의 관계가 양이 될 수도 있고 음이 될 수도 있음을 보여주고 있는데 최근 수요충격과 공급충격을 구분한 연구로서 Hess and Lee(1999)는 Blanchard and Quah(1989)의 모형을 이용해 실질산출량의 충격을 반영하는 공급충격이 주식수익률과 인플레

이션간의 음의 관계를 초래하는 반면 주로 통화충격에 기인하는 수요충격은 주식수익률과 인플레이션간의 양의 관계를 가져옴을 보여주고 있다. 마찬가지로 Gallagher and Taylor (2002)는 대리가설을 검증하기 위한 이론적 모형을 통해 실질 주식수익률이 공급충격에 기인한 물가수준과 유의적인 음의 상관관계를 가지고 있음을 보여주었다.

요약하면 기존 연구들은 주식수익률과 인플레이션의 관계를 다음과 같은 네 가지 관점에서 살펴보고 있다.¹⁾ 먼저 주식수익률과 인플레이션의 음의 관계를 설명하는데 경기역행적인 통화정책의 중요성을 강조한 연구들이 있다. 이들 연구들은 대리가설²⁾과 달리 높은 인플레이션이 긴축통화정책에 대한 기대를 이끌고 이 기대가 차례로 주가를 떨어뜨린다고 주장한다(예: Geske and Roll, 1983; Kaul, 1987; Park and Ratti, 2000). 둘째로 대부분의 기존 연구들이 월별 또는 분기별 자료를 이용하여 주식수익률과 인플레이션의 관계를 분석하는 반면 일부 연구들은 연도별 이상의 저빈도 자료(long-horizon 또는 low-frequency data)를 이용하여 이들 변수간의 관계를 분석하고 있다(예: Boudoukh and Richardson, 1993; Boudoukh, Richardson, and Whitelaw, 1994; Gallagher and Taylor, 2002). Boudoukh and Richardson (1993)과 Boudoukh, Richardson, and Whitelaw(1994)은 저빈도 자료에서 상대적으로 고빈도 자료의 경우와 달리 주식수익률과 인플레이션이 양의 관계를 갖고 있음을 발견한 반면 Gallagher and Taylor(2002)은 고빈도 자료는 물론 저빈도 자료에서도 기존의 결과와 동일하게 주식수익률과 인플레이션이 음의 관계를 갖고 있음을 발견하였다. 셋째로 대부분의 연구들이 시계열 자료를 이용한 반면 횡단면 자료를 이용한 연구들도 등장하고 있다(예: Boudoukh, Richardson, and Whitelaw, 1994). Boudoukh, Richardson, and Whitelaw(1994)에 따르면 경기변동과 밀접한 상관성을 가진 산업의 경우는 주식수익률과 인플레이션이 음의 상관관계를 가지는 반면 경기변동과 무관한 산업의 경우는 두 변수가 양의 상관관계를 가지고 있다. 마지막으로 수요충격과 공급충격을 구분한 연구들로 이들 연구들은 인플레이션이 통화량 증대보다는 실질생산활동의 증대에 의해 발생했을 때 주식수익률과 인플레이션간의 상관관계가 더 크게 음의 관계를 가지고 있음을 보여준다(Marshall,

1) 이 점을 지적해 주신 심사위원께 감사사를 드립니다.

2) 대리가설의 핵심은 주식수익률과 인플레이션의 음의 상관관계가 인과관계가 아니라 예상된 실질경제활동에 의해 주식수익률과 인플레이션이 반대방향으로 움직인다는 데에 있다.

1992; Hess and Lee, 1999; Gallagher and Taylor, 2002).

2. 국내연구

주식수익률과 피서가설간의 관계에 대한 국내연구로서는 김영규(1987), 장대홍(1990), 유일성(1993) 등이 있다. 김영규(1987)는 세 가지 범주의 회귀분석을 통해 1972년부터 1986년까지의 기간동안 주식이 인플레이션의 방어자산으로 적합하지 않음을 보여주고 있다. 장대홍(1990)은 1972년부터 1988년까지의 자료를 사용하여 자산수익률과 인플레이션간의 인과관계를 Granger-Sims의 방법으로 분석한 결과 대체로 양자간에 정보흐름의 피드백이 존재하고 있음을 발견하였다. 그러나 주식수익률의 경우에는 약하기는 하나 인플레이션으로의 일방적인 인과관계가 있음을 보여주고 있다. 유일성(1993)은 1976년부터 1992년까지의 자료를 이용하여 피서가설을 중심으로 한 자산수익률과 인플레이션간의 관계를 공적분검정과 예측오차의 분산분해 등을 통해 실증적으로 살펴보았다. 실증분석결과 주식수익률과 인플레이션은 반대방향으로 움직이고 있으며 이 결과는 다른 변수를 추가하는 경우에도 여전히 유의적인 것으로 나타났다. 한편 임윤수(1990)은 주식수익률과 인플레이션간의 음의 상관관계가 인플레이션율의 불확실성이나 상대가격의 변동성 등의 요인들에 기인하였는가를 살펴보고 있다.³⁾

3. 기존연구와의 차이점

본 연구는 기본적으로 위에서 언급한 여러 가지 관점중 수요측면과 공급측면을 구분한 네 번째 관점에 초점을 맞추고 있다. 즉 기본적으로 본 연구는 Blanchard and Quah(1989)의 이론모형에 근거한 Hess and Lee(1999)나 Gallagher and Taylor(2002)의 연구와 유사하다. 그러나 본 연구는 다음과 같은 점에서 이들 논문과 차이가 있다.

먼저 Hess and Lee(1999)와 Gallagher and Taylor(2002)를 포함한 이 분야의 국내외 연구들은 콜레스키분해(Cholesky decomposition)를 사용하는 축약형 VAR

3) 그 밖에 주식수익률과 물가를 포함한 거시경제변수간의 관계를 살펴본 연구로는 김종권(1999)과 정성창(2000) 등이 있다.

모형을 이용하고 있다. 이미 잘 알려진 바와 같이 출레스키분해를 사용하는 경우 변수의 배열순서에 따라 충격반응함수와 예측오차 분산분해의 결과가 달라진다. 그러나 본 연구에서는 변수의 배열순서에 관계없이 동일한 결과를 가져올 뿐만 아니라 올바른 변수의 배열순서를 알려주는 Rigobon and Sack (2003)의 구조형 VAR-GARCH 모형을 통해 동일한 시점의 주식수익률과 인플레이션간의 인과관계 까지 확인하고 있다.

둘째로 주식수익률과 인플레이션의 두 변수만을 사용하는 경우 변수생략의 문제가 발생하기 때문에 본 연구에서는 산업생산증가율, 원/달러환율변화율 등의 변수를 추가하여 이들 변수간에 공적분관계가 존재함을 발견하였다. 따라서 본 연구는 오차수정모형을 통해 두 변수간의 단기적인 변동을 파악할 수 있을 뿐만 아니라 저빈도(long-horizon 또는 low-frequency) 자료를 사용하지 않음에도 불구하고 장기균형식을 통해 두 변수간의 장기적인 추세도 파악할 수 있다.

마지막으로 위의 두 연구들을 포함한 대부분의 국내외 연구들은 제도적 또는 정책적 요인이나 역사적 사건 등에 따른 구조적인 변화를 고려하지 못하고 있다. 구조적인 변화를 고려하는 경우에도 인위적 또는 외생적으로 변화시점을 구분하는 것이 일반적이다. 그러나 본 연구에서는 BLS 검정(Bai, Lumsdaine, and Stock, 1998; Bekaert, Harvey, and Lumsdaine, 2002a; 200b)을 통해 VAR 모형에 내생적인 분기점이 존재하는가를 살펴본다. 본 연구의 경우 외환위기기간을 포함하고 있기 때문에 이 점은 매우 중요하다.

Ⅲ. 자료의 특성

본 연구에서 사용되는 자료는 실질KOSPI, 소비자물가지수, 산업생산지수, 실질 원/달러환율 등의 월별 자료이다. KOSPI와 원/달러환율은 평균자료가, 산업생산지수는 계절변동조정지수가 사용된다. 분석기간은 전체 자료가 모두 이용 가능한 1980년 1월부터 2006년 1월까지이며 표본크기는 313개이다. 본 연구에서는 모형을 설정하고 추정하기에 앞서 먼저 분석대상 시계열이 안정성을 갖고 있는가를 살펴보기 위해 단위근(unit root) 검정과 공적분(cointegration) 검정을 실시한다. 시계열 자료를 유효하게 분석하기 위해서는 단위근과 공적분에 관한 이해가 매우 중요하다. 통상적인 계량분석은 시계열이 안정적(stationary)이라는 가정하에 진행된다.

그러나 시계열 내에 확률적 추세가 포함되어 있는 경우 시계열간 아무런 상관관계가 없더라도 표본수가 커짐에 따라 마치 의미 있는 상관관계가 있는 것처럼 나타나는 이른바 가성적 회귀(spurious regression)의 문제가 발생한다(Granger and Newbold, 1974). 따라서 분석시 시계열이 안정적인지 아니면 확률적 추세를 내포한 불안정한(nonstationary) 성격을 갖는지를 검정해야 한다. 불안정한 시계열의 대표가 단위근을 갖는 시계열이다. 대부분의 거시경제 시계열이 단위근을 갖는 확률보행(random walk) 과정을 따르는 것으로 나타나 있다. 그러므로 불안정한 시계열을 이용하여 회귀분석을 하는 경우 이들 변수들 간에 장기균형관계 - 이를 공적분 관계라고 한다 - 가 존재하는가가 매우 중요하다. 그렇지 않다면 분석의 결과를 신뢰할 수 없게 되기 때문이다. 따라서 유효한 시계열분석을 위해서는 시계열의 안정성 혹은 공적분관계를 판단하는 일이 선행되어야 한다.

1. 단위근 검정

본 연구에서는 단위근 검정으로 ADF 검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP 검정(Phillips and Perron, 1988)을 이용하였다. 두 검정 모두 4개의 후행시차가 사용되었으며 PP 검정통계량 계산시 고려되는 오차항의 자기상관 시차수는 Newey and West(1987) 방법을 이용해 구하였다.⁴⁾ <표 1>은 각 변수에 대한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 수준변수를 사용하는 경우 검정방법이나 추세항의 포함 여부에 관계없이 모든 변수가 단위근을 갖고 있는 것으로 나타났다. 이는 모든 변수가 안정적이라는 가정하에 수준변수에 대해 회귀분석을 하는 것은 적절치 않다는 점을 말해준다. 반면 차분변수를 사용하는 경우에는 각 변수가 모두 1% 유의수준하에서 단위근을 갖고 있다는 귀무가설을 기각한다.

2. 공적분 검정

이와 같이 단위근 검정결과 수준변수들이 단위근을 갖고 있는 것으로 나타났으나 단위근을 가진 시계열들이 공적분 관계를 가질 경우 단기동태식은 차분변수와 수준

4) 후행시차가 1 또는 2인 경우에도 결과는 유사하다.

변수의 복합적인 형태로 표시된 오차수정모형(error correction model)으로 구성해야 한다. 본 논문에서는 Johansen(1988) 검정방법을 이용해 공적분 관계를 살펴보았다. 먼저 <표 2>는 실질종합주가지수(KOSPI)와 소비자물가지수로 구성된 2변수 모형에 대해 AIC와 Schwarz 기준에 따라 시차수가 1인 경우의 Johansen 검정결과를 보여주는데 추세항의 여부에 관계없이 공적분 벡터가 존재하지 않는다($r=0$)는 귀무가설이 받아들여진다. 실질종합주가지수와 소비자물가지수 외에 산업생산지수를 고려하는 경우에도 결과는 동일하다.

<표 1> 단위근 검정

	수준변수				차분변수			
	ADF		PP		ADF		PP	
	상수	추세	상수	추세	상수	추세	상수	추세
실질주가	-1.605	-1.716	-1.607	-1.719	-6.372**	-6.362**	-6.378**	-6.367**
소비자물가	-2.330	-2.251	-2.352	-2.265	-6.090**	-6.285**	-6.646**	-6.907**
산업생산	-1.220	-2.519	-1.221	-2.529	-7.153**	-7.209**	-7.152**	-7.209**
실질원/달러환율	-1.989	-1.874	-1.967	-1.854	-7.230**	-7.245**	-7.173**	-7.188**

주: 1) **은 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 2> 공적분 검정(2변수 모형): Johansen검정

	H0	λ_{\max}	λ_{\max} 임계치(95%)	trace	trace 임계치(95%)
상수	$r=0$	11.571	14.839	14.355	17.652
	$r \leq 1$	2.784	8.106	2.784	8.106
추세	$r=0$	9.934	18.253	14.648	23.453
	$r \leq 1$	4.714	11.626	4.714	11.626

주: 1) $r=0$ 의 경우는 공적분벡터가 없다는 귀무가설을 표시.

그러나 이미 잘 알려진 바와 같이 KOSPI는 원/달러환율과 밀접한 관련을 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 실질종합주가지수, 소비자물가지수, 산업생산지수 이외에 실질원/달러환율을 함께 고려하기로 한다. 4변수 모형의 경우에는 2변수나 3변수의 경우와 달리 <표 3>의 λ_{\max} 와 trace 통계량이 보여주는 바와 같이 상수항만을 고려할 때 공적분 벡터가 존재하지 않는다($r=0$)는 귀무가설이 기각된다. 반면

공적분 벡터가 최대 1개 존재한다는 귀무가설이 5% 유의수준하에서 기각되지 않는다. 추세항을 고려하는 경우에는 공적분 벡터가 존재하지 않는다($r = 0$)는 귀무가설이 trace 통계량에 따르면 기각되는 반면 λ_{max} 통계량에 따르면 받아들여진다. 따라서 4변수 모형의 경우에는 공적분 벡터가 1개 존재하는 오차수정모형이 고려된다.

〈표 3〉 공적분 검정(4변수 모형): Johansen검정

	H0	λ_{max}	λ_{max} 임계치 (95%)	trace	trace 임계치 (95%)
상수	$r=0$	34.037	27.073	54.176	49.097
	$r\leq 1$	10.198	21.144	20.140	31.618
	$r\leq 2$	7.289	14.839	9.941	17.652
	$r\leq 3$	2.652	8.106	2.652	8.106
추세	$r=0$	27.667	30.916	60.683	58.957
	$r\leq 1$	21.443	24.482	33.106	39.098
	$r\leq 2$	7.941	18.252	11.572	23.453
	$r\leq 3$	3.631	11.626	3.631	11.626

주: 1) $r = 0$ 의 경우는 공적분벡터가 없다는 귀무가설을 표시.

3. 기초통계량

위에서 살펴본 바와 같이 본 연구에서 2변수 모형에는 차분변수가, 4변수 모형에서는 오차수정모형이 사용됨으로, 여기서는 먼저 변수들의 변화율에 대한 기초통계량을 살펴보기로 한다. 〈표 4〉는 실질주식수익률, 소비자물가상승률, 산업생산증가율, 실질원/달러환율변화율 등에 대한 기초통계량을 보여준다. 먼저 전체 표본기간동안의 평균을 살펴보면, 주식수익률과 환율변화율은 매월 표본기간 각각 0.380%와 0.034%씩 상승하였으나 통계적으로 유의적이지 못하다. 한편 물가상승률과 산업생산증가율의 평균은 각각 0.453%와 0.753%로 산업생산증가율이 물가상승률보다 50% 이상 높았으며 1%유의수준하에서 통계적으로 유의적이다.

표준편차는 예상대로 주식수익률의 경우가 6.768로 가장 크며 다음으로는 환율변화율이 2.671로 크다. 한편 물가상승률의 표준편차는 0.680으로 표준편차가 가장 작은 것으로 나타났다. 왜도(skewness)는 환율변화율과 물가상승률의 경우 모

두 양의 값으로 변화율의 분포가 오른쪽으로 기울어져 있는 반면 주식수익률과 산업생산증가율은 왼쪽으로 기울어져 있다. 환율변화율의 경우 오른쪽으로 크게 기울어진 반면 주식수익률은 거의 대칭적인 분포를 이루고 있다. 분포의 뾰족한 정도를 나타내는 첨도(kurtosis)는 모두 정규분포의 첨도인 3보다 큰데 환율변화율의 경우가 90.723으로 가장 큰 반면 주식수익률이 3.999로 상대적으로 다른 변수에 비해 정규분포에 가깝다. 외환위기의 여파로 최고치의 경우에는 환율변화율이, 최저치의 경우에는 주식수익률이 절대적으로 크다. 각 변수가 자기상관관계를 가지고 있

〈표 4〉 변화율(%)의 기초통계량

	실질주가	소비자물가	산업생산	실질원/달러환율
평균	0.380	0.453	0.753	0.034
	(0.383)	(0.038)**	(0.121)**	(0.151)
표준편차	6.768	0.680	2.135	2.671
왜도	-0.010	1.705	-0.539	6.970
첨도	3.999	8.854	9.941	90.723
최고치	20.467	4.244	11.485	34.349
최저치	-26.074	-1.187	-13.230	-7.952
$Q(10)$	47.178	149.529	16.637	85.334
	[0.000]	[0.000]	[0.083]	[0.000]
$Q^2(10)$	198.164	191.254	78,282	15.862
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.104]
상관계수				
실질주가	1.000	-0.128	0.108	-0.271
		(0.060)*	(0.054)*	(0.064)**
소비자물가		1.000	-0.040	0.099
			(0.058)	(0.054) ⁺
산업생산			1.000	-0.071
				(0.059)
실질원/달러환율				1.000

주: 1) () 안의 값은 표준오차.

2) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

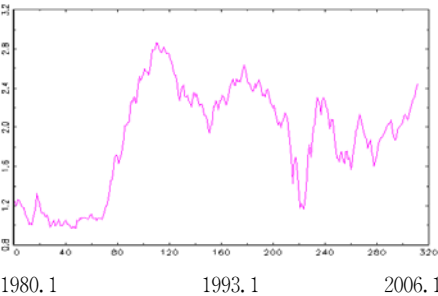
3) $Q(k)$ 는 변화율의 k 계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

4) $Q^2(k)$ 는 제공된 변화율의 k 계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

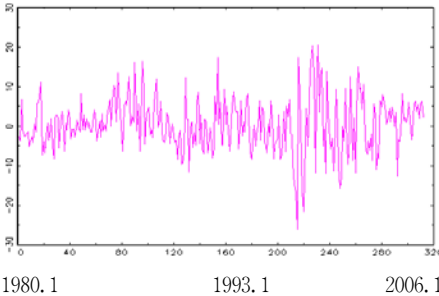
5) [] 안의 값은 확률값(p-value).

는가는 Ljung-Box 검정 (Ljung and Box, 1978) 을 통해 확인할 수 있다. $Q(10)$ 는 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있다. 변화율이 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설은 적어도 10% 유의수준하에서도 기각된다. $Q^2(10)$ 은 제공된 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있다. 환율변화율을 제외한 3변수의 경우 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설이 모두 1% 유의수준하에서도 기각된다.

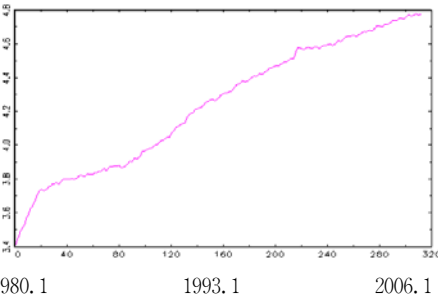
〈그림 1〉 대수를 취한 실질KOSPI



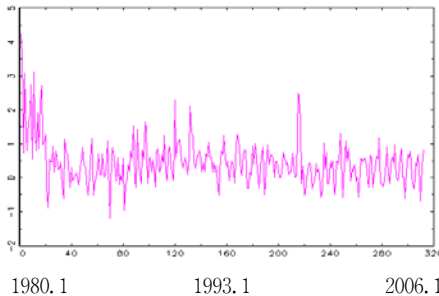
〈그림 2〉 KOSPI 실질수익률



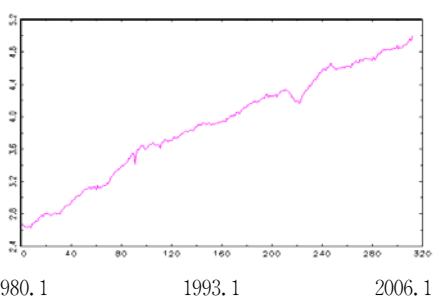
〈그림 3〉 대수를 취한 소비자물가지수



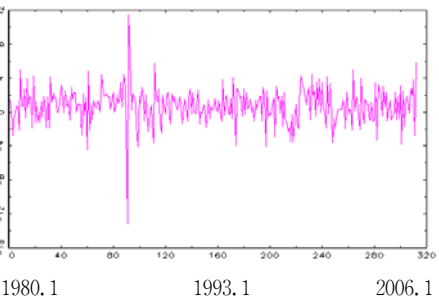
〈그림 4〉 소비자물가상승률



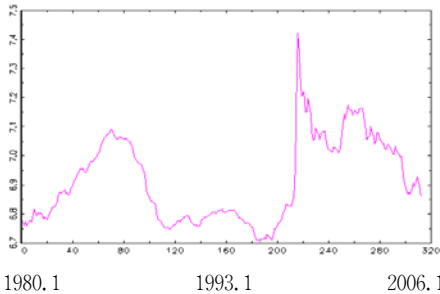
〈그림 5〉 대수를 취한 산업생산지수



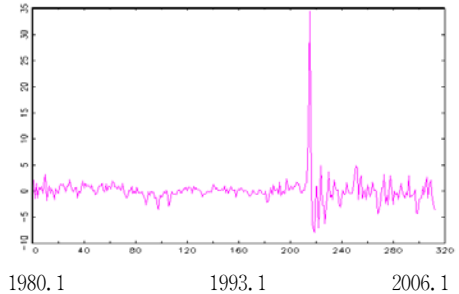
〈그림 6〉 산업생산증가률



〈그림 7〉 대수를 취한 실질원/달러환율



〈그림 8〉 실질원/달러환율변화율



〈표 4〉는 또한 4변수간의 상관계수를 보여주고 있다. 주식수익률과 산업생산증가율은 양의 상관관계를 갖고 있는 반면 산업생산증가율과 물가상승률은 비록 통계적으로는 유의적이지 못하지만 음의 상관관계를 갖고 있다. 실질주식수익률과 물가상승률은 음의 상관관계를 갖는다.

〈그림 1〉과 〈그림 2〉는 대수를 취한 실질KOSPI와 실질수익률의 추이를 보여주고 있는데 실질KOSPI는 1980년대 중반 이후 급격하게 상승하여 1989년 3월에 최고치를 경신한 이후 하락과 상승을 반복하고 있다. KOSPI 실질수익률은 외환위기 이후 크게 변동하다가 최근 들어 변동폭이 작아졌음을 알 수 있다. 〈그림 3〉과 〈그림 4〉는 대수를 취한 소비자물가와 소비자물가상승률을 보여준다. 분석기간동안 물가는 지속적으로 상승하고 있으며 특히 1980년대 초반에 상대적으로 크게 상승하였음을 알 수 있다. 〈그림 5〉와 〈그림 6〉은 대수를 취한 산업생산과 산업생산증가율의 움직임을 보여주고 있다. 산업생산이 외환위기기간을 제외하고 지속적으로 상승하고 있으며 산업생산증가율의 변동폭도 1987년을 제외하고는 일정함을 알 수 있다. 〈그림 7〉과 〈그림 8〉은 대수를 취한 실질원/달러환율과 변화율의 추이를 보여주고 있다. 실질원/달러환율은 1980년대 전반기에 지속적으로 상승하다가 중반 이후 하락세로 돌아선 후 1990년대 초반에는 일정한 수준을 유지하다가 외환위기기간 동안 급격하게 상승한다. 실질원/달러환율은 외환위기 이전에 비해 이후에 크게 변동하고 있다.

IV. 2변수 모형 설정 및 추정

1. 추정결과 및 상관관계분석

먼저 본 논문의 관심대상인 실질주가지수와 소비자물가지수 두 변수만을 이용한 경우 주식수익률과 물가상승률이 어떤 상호관계를 가지고 있는가를 분석한다. 이 2 변수 모형은 Blanchard and Quah(1989)의 이론모형을 변형시킨 Hess and Lee(1999)와 Gallagher and Taylor(2002)의 이론 및 실증분석모형에 기초하고 있다. 이들 모형들에 따르면 수요충격은 통화충격을 반영하는 반면 공급충격은 실질 산출량의 충격을 반영하고 있다. 이미 살펴본 바와 같이 두 변수가 모두 각각 단위 근을 갖고 있고 주가지수와 물가지수가 공적분 관계를 갖고 있지 않으므로 본 연구에서는 차분변수를 이용한 다음과 같은 2변수 VAR 모형을 고려한다.

$$\Delta y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \Phi^i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \tag{1}$$

식 (1)에서 Δy_t 는 주식수익률과 물가상승률로 구성된 2×1 벡터이고 Δ 는 차분된 변수임을 나타낸다. Φ^i 는 2×2 행렬이고 ϵ_t 는 2×1 오차항 벡터이다. 시차는 AIC와 Schwarz 기준에 따라 1로 정한다.

〈표 5〉 2변수 VAR(1) 모형의 추정결과

δ_{S0}	0.293 (0.437)
ϕ_{SS}^1	0.340 (0.054) **
ϕ_{SP}^1	-0.068 (0.536)
δ_{P0}	0.254 (0.040) **
ϕ_{PS}^1	0.004 (0.005)
ϕ_{PP}^1	0.410 (0.049) **
ρ_{SP}	-0.139 (0.061) *

주: 1) () 안의 값은 표준오차.
2) *와 **은 각각 5%와 1% 수준에서 유의적임을 표시.
3) ρ_{SP} 는 ϵ_S 와 ϵ_P 의 상관계수를 표시.

〈표 5〉가 래그된 설명변수와의 인과관계를 나타내는 추정결과를 보여주고 있다. 1기전의 물가상승률과 주식수익률은 각각 현재의 주식수익률과 물가상승률에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 산업생산지수를 포함한 3변수를 이용하는 경우에도 마찬가지로 1기전의 물가상승률과 주식수익률은 각각 현재의 주식수익률과 물가상승률에 유의적인 영향을 미치지 못한다. 〈표 5〉는 또한 예측 불가능한 주식수익률과 물가상승률간의 상관관계수가 -0.139로 5% 수준하에서 유의적임을 보여주고 있다. 즉 두 변수간의 공분산은 -0.516으로 대리가설이 주장하는 것처럼 주식수익률과 물가상승률은 역의 방향으로 움직이고 있다.

2. 구조적 모형 분석

위에서 축약형 VAR 모형을 추정하였으나 이 축약형 모형은 주식수익률과 물가상승률간의 동시기적인 조건부 상관관계 또는 래그된 설명변수와의 인과관계를 보여주지만 이 관계가 두 변수간의 동시기적인 인과관계를 의미하지는 않는다. 따라서 축약형 모형은 주식수익률과 물가상승률이 동시기에 어떤 인과관계를 가지고 있는지에 대해서는 많은 정보를 제공하지 못한다. 또한 축약형 모형의 경우처럼 출레스키분해를 사용하는 경우 변수의 배열순서에 따라 충격반응과 분산분해의 결과가 달라진다. 따라서 여기서는 Rigobon and Sack(2003)이 사용한 다음과 같은 구조형 VAR-GARCH 모형의 추정을 통해 동시기에 주식수익률과 물가상승률이 어떤 관계를 갖고 있는가를 살펴본다.

$$\Gamma \Delta y_t = \mu_0 + \Psi^1 \Delta y_{t-1} + \nu_t \quad (2)$$

식 (1)과 (2)를 비교해 보면 $\delta_0 = \Gamma^{-1} \mu_0$, $\Phi^1 = \Gamma^{-1} \Psi^1$, $\epsilon_t = \Gamma^{-1} \nu_t$ 이고 OLS로 추정된다. 식 (2)에서 행렬 Γ 는 다음과 같이 대각행렬의 원소를 1로 정규화시킨다.

$$\Gamma \equiv \begin{bmatrix} 1 & \gamma_{SP} \\ \gamma_{PS} & 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

식 (3) 에서 비대각행렬의 원소는 동일한 시점에 2변수간에 어떤 상호작용이 일어나는가를 측정하는 계수이다. 위 식에서 Γ 가 식별된다면 구조형 계수가 복원된다. Rigobon and Sack (2003) 에서와 같이 구조적 충격 ν_t 가 GARCH (1, 1) 의 형태를 따른다고 가정하는 경우 ($h_t = \omega + B h_{t-1} + A \nu_{t-1}^2$, $B, A : 2 \times 2$ 행렬) 축약형 충격 ϵ_t 의 분산-공분산 행렬 H_t 는 다음과 같은 GARCH (1, 1) 형태를 가진다.

$$\begin{bmatrix} H_{SS,t} \\ H_{SP,t} \\ H_{PP,t} \end{bmatrix} = \Theta^* \omega + \Theta^* B (\Theta^2)^{-1} \begin{bmatrix} H_{SS,t-1} \\ H_{PP,t-1} \end{bmatrix} + \Theta^* A (\Theta^2)^{-1} \begin{bmatrix} \epsilon_{S,t-1}^2 \\ \epsilon_{P,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (4)$$
$$\Theta = \begin{bmatrix} \theta_{SS} & \theta_{SP} \\ \theta_{PS} & \theta_{PP} \end{bmatrix} = \Gamma^{-1}, \quad \Theta^* = \begin{bmatrix} \theta_{SS}^2 & \theta_{SP}^2 \\ \theta_{SS}\theta_{PS} & \theta_{SP}\theta_{PP} \\ \theta_{PS}^2 & \theta_{PP}^2 \end{bmatrix}$$

식 (4) 는 구조형 GARCH 모형이 축약형 오차항의 조건부 분산-공분산 행렬이 변화하는 것을 제약하고 있음을 보여주고 있다. 식 (4) 에서 추정되어야 할 파라미터는 벡터 ω 의 2개, 행렬 Γ 의 2개, 행렬 A 의 4개, 행렬 B 의 4개 등 총 12개이다. 추정결과와 <표 6>에 나타나 있다. 2변수간의 동시기 상호작용을 나타내는 행렬 Γ 의 추정치는 다음과 같다.

$$\Delta y_{S,t} = -0.968 \Delta y_{P,t} \quad (5)$$

(0.551) +

$$\Delta y_{P,t} = -0.008 \Delta y_{S,t} \quad (6)$$

(0.007)

식 (5) 은 주식수익률의 반응함수를 나타내고 있는데 물가상승률이 1% 증가할 때 같은 시점의 주식수익률은 0.968%씩 감소함을 보여주고 있으며 10% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 괄호 안의 값은 표준오차를 나타낸다. 식 (6) 은 물가상승률의 반응함수를 나타내고 있는데 주식수익률은 동시기의 물가상승률에 거의 영향을 미치지 못한다. 이는 경제에 대한 충격이 단기간에 물가에 큰 영향을 미치지 못

한다는 기존의 연구와 상통하는 결과다.⁵⁾

〈표 6〉 구조형 VAR(1)-GARCH(1,1) 모형의 추정결과

γ_{SP}	0.968 (0.551) ⁺
γ_{PS}	0.008 (0.007)
ω_S	2.824 (0.942) ^{**}
ω_P	0.260 (0.028) ^{**}
α_{SS}	0.776 (0.057) ^{**}
α_{SP}	0.018 (0.002) ^{**}
α_{PS}	0.000 (0.000)
α_{PP}	0.002 (0.001) ^{**}
β_{SS}	0.152 (0.048) ^{**}
β_{SP}	0.001 (0.000) ^{**}
β_{PS}	0.000 (0.000)
β_{PP}	0.250 (0.091) ^{**}

주: 1) () 안의 값은 표준오차.

2) +와 **은 각각 10%와 1% 수준에서 유의적임을 표시.

3. 충격반응과 분산분해

이번에는 충격반응함수(impulse response function)를 통해 주식수익률과 물가상승률이 서로에게 동태적으로 어떤 영향을 미치는가를 살펴보기로 한다. 변수순서는 구조형 모형의 추정결과에 따라 물가상승률, 주식수익률의 순서로 정했다.

〈표 7〉은 출레스키분해를 이용하는 경우 각 교란요인에 자신의 표준편차만큼의 크기로 충격이 주어졌을 때 각 변수가 시간이 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 보여준다. 편의상 1, 2, 3, 6, 12, 24개월 후의 누적충격반응함수의 결과만을 표시하였다. 괄호 안의 값은 표준오차인데, 표준오차는 부스트랩(bootstrap) 시뮬레이션

5) 식 (5)와 (6)은 주식수익률과 물가상승률간의 직접적인 인과관계를 나타내는 반면 직접적인 인과관계뿐만 아니라 모든 변수에 대한 즉시적인 파급효과를 고려한 후 각 변수에 대한 구조적인 충격의 전반적인 효과를 보여주는 추정결과는 다음과 같다.

$$\Delta y_{St} = 1.008 \nu_{St} - 0.976 \nu_{Pt}$$

$$\Delta y_{Pt} = -0.008 \nu_{St} + 1.008 \nu_{Pt}$$

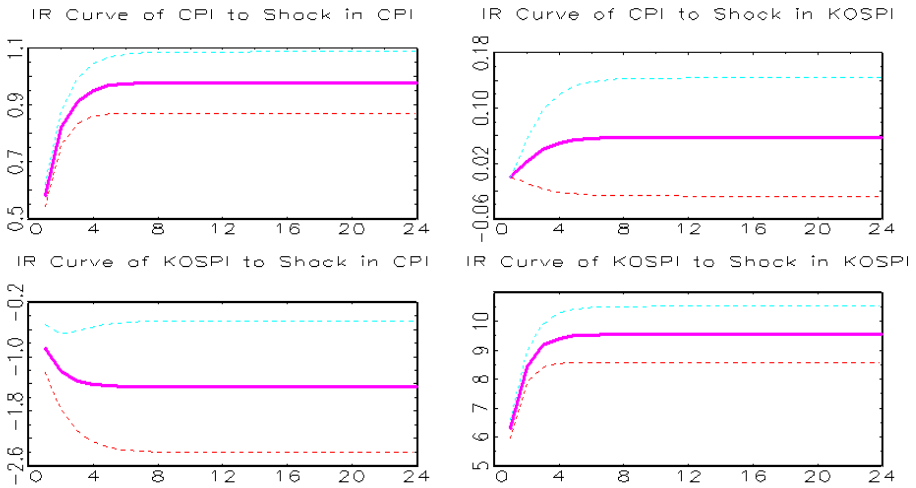
을 1000회 반복함으로써 얻었다. 먼저 물가상승률이 전체기간에 걸쳐 1단위의 표준 편차만큼 상승하였을 때 실질주식수익률은 1개월 후에 0.884%, 2개월 후에는 1.224%, 3개월 후에는 1.356% 감소한다. 한편 물가상승률에 대한 충격이 실질주식수익률을 하락시키는 것과 달리 실질주식수익률에 대한 충격은 물가상승률에 거의 영향을 미치지 못한다. <표 7>은 충격반응분석 외에 예측오차의 분산분해 (variance decomposition)를 보여주고 있다. 분산분해는 각 충격의 상대적 중요도를 측정하는 지표로서, 각 충격이 한 변수의 분산변화를 어느 정도 설명하고 있는가를 비율로 나타낸 것이다. 물가상승률과 주식수익률의 충격이 각각 주식수익률과 물가상승률의 분산을 설명하는 비율이 매우 작은 편이다. 요약하면 물가상승률에 대한 충격이 주식수익률에 미치는 영향이 반대의 경우보다 훨씬 큰 것으로 나타났다. <그림 9>는 충격에 대한 각 변수의 누적충격반응곡선을 보여주고 있다.

<표 7> 2변수 VAR(1) 모형의 충격반응과 분산분해

		시차 (1개월)	원인변수 (변수순서)	
			물가상승률	실질주식수익률
물가상승률	충격반응	1	0.582 (0.038) **	0.000 (0.000)
		2	0.818 (0.061) **	0.023 (0.032)
		3	0.913 (0.080) **	0.040 (0.057)
		6	0.974 (0.104) **	0.056 (0.082)
		12	0.978 (0.108) **	0.058 (0.086)
		24	0.978 (0.109) **	0.058 (0.086)
	분산분해	24	0.998 (0.009) **	0.002 (0.009)
실질주식 수익률	충격반응	1	-0.884 (0.355) *	6.297 (0.321) **
		2	-1.224 (0.556) *	8.441 (0.556) **
		3	-1.356 (0.735) +	9.168 (0.756) **
		6	-1.435 (0.936)	9.526 (0.956) **
		12	-1.440 (0.964)	9.540 (0.982) **
		24	-1.440 (0.965)	9.540 (0.982) **
	분산분해	24	0.020 (0.009) **	0.980 (0.009) **

주: 1) 누적충격반응함수의 결과를 표시.
2) () 안의 값은 1000회의 부스트랩 시뮬레이션을 통해 얻은 표준오차.
3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

〈그림 9〉 2변수 VAR(1)의 누적충격반응함수



V. 4변수 모형 설정 및 추정

1. 장기균형식

Chen, Roll, and Ross(1986) 이래 많은 연구, 예를 들면 Lee(1992), Campell and Ammer(1993), Thorbecke(1997) 등이 VAR 모형을 사용하여 주식수익률과 거시경제변수간의 관계를 분석하고 있다. Lee(1992)의 경우 주식수익률과 물가상승률 외에 산업생산증가율과 이자율 변수 등을 VAR 분석에 사용하고 있다. 설명변수가 적은 경우 변수생략의 문제가 발생하는 반면 설명변수가 많은 경우에는 표본수에 비해 추정 파라미터가 많아짐에 따른 계량적인 문제점이 발생한다. 따라서 본 연구에서는 Lee(1992) 등에서 일반적으로 사용되는 변수 외에 우리나라가 소규모 개방경제임을 감안하여 원/달러환율을 추가적으로 고려하는 반면 회사채수익률은 실질주식수익률과 물가상승률의 상호관계에 거의 영향을 미치지 못하기 때문에 생략한다. 그러므로 여기서는 본 논문의 관심대상인 실질주가지수와 소비자물가지수 두 변수 외에 이들 변수에 많은 영향을 미치는 변수인 산업생산지수와 실질원/달러환율을 고려하는 경우 실질주식수익률과 물가상승률이 어떤 상호관계를 가지고 있는가를 분석한다. 이미 살펴본 바와 같이 두 변수가 모두 각각 단위근을 갖고 있는

반면 1개의 공적분 관계를 갖고 있으므로 본 연구에서는 먼저 다음과 같은 장기균형식을 추정한다.

$$y_{S,t} = b_0 + b_P y_{P,t} + b_Y y_{Y,t} + b_E y_{E,t} + \eta_t \tag{7}$$

식 (7)에서 $y_{S,t}$, $y_{P,t}$, $y_{Y,t}$, $y_{E,t}$ 는 각각 대수를 취한 실질주가지수, 물가지수, 산업생산지수, 실질원/달러환율을 표시하며 η_t 는 오차항을 나타낸다. 식 (7)이 공적분관계를 나타내기 때문에 여기서는 이 식의 파라미터를 Stock and Watson(1993)의 DOLS(Dynamic OLS) 추정방법을 가지고 추정한다. 즉 식 (7)에 차분변수에 대한 3개의 선행시차(lead)와 후행시차(lag) 항을 포함한 모형을 추정한다. 추정결과는 <표 8>에 나타나 있다. 3개의 선행시차와 후행시차의 차분변수에 대한 추정결과는 생략한다. 소비자물가지수가 1% 상승하면 실질주가지수는 3.678% 하락하는 반면 산업생산지수가 1% 상승하면 실질주가지수는 2.568% 올라간다. 주가와 물가가 역의 관계에 있다는 사실은 기존의 연구들과 일치하는 결과이다. 한편 실질원/달러환율이 1% 상승하면 주가지수는 2.231% 하락한다. ()과 [] 안의 숫자는 각각 OLS와 Newey and West(1987) 방법에 의해 추정된 표준오차이다. Newey and West(1987) 방법에 의해 추정된 표준오차가 OLS의 경우보다 크다는 것을 알 수 있다.

<표 8> DOLS을 이용한 장기균형식 추정결과

b_0	b_P	b_y	b_E	R^2
22.953	-3.678	2.568	-2.231	0.817
(0.898)**	(0.233)**	(0.129)**	(0.114)**	
[3.256]**	[0.677]**	[0.359]**	[0.338]**	

- 주: 1) () 안의 값은 OLS에 의한 표준오차.
2) [] 안의 값은 Newey and West(1987) 방법에 의한 표준오차.
3) **은 1% 수준에서 유의적임을 표시.

2. 단기동태식

여기서는 Stock and Watson(1993)의 DOLS 방법을 이용해 장기균형식인 식 (7)

을 추정함으로써 얻은 오차수정항을 이용하여 단기동태식인 식 (8)을 추정하고자 한다. 래그된 시차수는 Schwarz 기준에 따라 1인 다음과 같은 오차수정모형이 고려된다.

$$\Delta y_t = \delta_0 + \Phi^1 \Delta y_{t-1} + \mu ECM_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

식 (8)은 식 (1)에 오차수정항인 ECM_{t-1} 항이 포함된 경우이다. 래그된 설명변수와의 인과관계를 나타내는 추정결과는 <표 9>에 나타나 있다. 주식수익률은 1개월전의 주식수익률뿐만 아니라 1개월전의 산업생산증가율과 원/달러환율변화율이 상승하면 증가하며 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 반면 1개월전의 물가상승률은 주식수익률을 하락시키나 통계적으로는 유의적이지 못하다. 물가상승률은 1개월전의 주식수익률, 물가상승률, 원/달러환율변화율이 상승하면 상승하는 반면 1개월전의 산업생산증가율과 오차수정항과는 음의 관계를 가지고 있으며 각각 10%와 5% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 산업생산증가율은 1개월전의 산업생산증가율에 의해서만 유의적인 영향을 받는다. 원/달러환율변화율은 1개월전의 주식수익률, 원/달러환율변화율, 오차수정항에 의해 유의적인 영향을 받는다. 1개월전

<표 9> 4변수 ECM(1)의 추정결과

δ_{s0}	Φ_{ss}^1	Φ_{sp}^1	Φ_{sy}^1	Φ_{se}^1	μ_s	R^2
26.969	0.399	-0.226	0.344	0.602	-0.012	0.181
(30.122)	(0.055)**	(0.522)	(0.067)**	(0.137)**	(0.013)	
δ_{p0}	Φ_{ps}^1	Φ_{pp}^1	Φ_{py}^1	Φ_{pe}^1	μ_s	
6.054	0.012	0.386	-0.027	0.054	-0.003	0.245
(2.751)*	(0.015)	(0.048)**	(0.015) ⁺	(0.012)**	(0.001)*	
δ_{y0}	Φ_{ys}^1	Φ_{yp}^1	Φ_{yy}^1	Φ_{ye}^1	μ_s	
-14.315	0.024	-0.113	-0.183	-0.075	0.007	0.060
(10.172)	(0.019)	(0.176)	(0.056)**	(0.046)	(0.004)	
δ_{e0}	Φ_{es}^1	Φ_{ep}^1	Φ_{ey}^1	Φ_{ee}^1	μ_s	
34.731	-0.085	-0.285	-0.048	0.392	-0.015	0.281
(11.128)**	(0.020)**	(0.193)	(0.062)	(0.051)**	(0.005)**	

주: 1) () 안의 값은 표준오차.

2) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

의 환율변화율이 1% 상승하는 경우 주식수익률은 0.602% 상승하는 반면 1개월전의 주식수익률이 1% 상승하는 경우 환율변화율은 0.085% 하락한다. 즉 환율이 상승하는 경우 수출이 증가함으로써 수출기업의 주가가 상승함에 따라 KOSPI가 상승하나 주가상승은 주식시장에 외국자본의 유입을 통한 원화에 대한 수요를 증대시켜 원/달러환율을 하락시킨다.

〈표 10〉 상관계수와 공분산

		ϵ_{St}	ϵ_{Pt}	$\epsilon_{Y,t}$	ϵ_{Et}
	ϵ_{St}	1	-0.207	0.134	-0.315
			(0.062)**	(0.053)**	(0.065)**
	$\epsilon_{P,t}$		1	-0.020	0.000
				(0.057)	(0.057)
상관계수	$\epsilon_{Y,t}$			1	0.000
					(0.057)
	ϵ_{Et}				1
공분산	ϵ_{St}	37.616	-0.710	1.697	-4.374
	ϵ_{Pt}		0.314	-0.023	0.000
	$\epsilon_{Y,t}$			4.290	0.001
	ϵ_{Et}				5.134

주: 1) () 안의 값은 표준오차.
2) **은 1% 수준에서 유의적임을 표시.

〈표 10〉은 4변수 ECM(1) 으로부터 구한 오차항간의 상관계수를 보여주고 있다. Fama(1981)의 대리가설과 같이 예측 불가능한 주식수익률과 산업생산증가율은 양의 상관관계를 갖고 있는 반면 산업생산증가율과 물가상승률은 비록 통계적으로는 유의적이지 못하지만 음의 상관관계를 갖고 있다. 또한 대리가설을 검증하기 위한 Gallagher and Taylor(2002)의 이론적 모형에서와 같이 물가상승률과 산업생산증가율간의 공분산은 작지만 -0.023으로 음의 값을 갖는 반면 실질주식수익률과 산업생산증가율과의 공분산은 1.697로 양의 값을 갖는다. 따라서 실질주식수익률과 물가상승률간의 공분산은 -0.710으로 음의 값을 갖는다.⁶⁾

6) 회귀모형이 다음과 같이 간단한 AR(1)일 때, 즉 $y_t = ay_{t-1} + \epsilon_t$ 이고 ϵ_t 의 평균과 분산이 각

〈표 11〉 4변수 ECM(1)의 충격반응과 분산분해

결과변수		시차 (월)	원인변수 (변수순서)			
			산업생산증가율	물가상승률	실질주식수익률	실질환율변화율
산업생산 증가율	충격반응	1	2.064 (0.180) **	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
		2	1.668 (0.178) **	-0.075 (0.105)	0.239 (0.111) *	-0.138 (0.106)
		3	1.745 (0.166) **	-0.075 (0.127)	0.332 (0.134) *	-0.097 (0.138)
		6	1.647 (0.180) **	-0.023 (0.144)	0.364 (0.169) *	0.088 (0.223)
		12	1.508 (0.231) **	0.051 (0.198)	0.410 (0.273)	0.352 (0.417)
		24	1.366 (0.328) **	0.126 (0.313)	0.457 (0.470)	0.621 (0.714)
	분산분해	24	0.882 (0.153) **	0.002 (0.032)	0.058 (0.092)	0.057 (0.116)
물가 상승률	충격반응	1	-0.007 (0.031)	0.555 (0.033) **	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
		2	-0.040 (0.052)	0.746 (0.054) **	0.013 (0.031)	0.107 (0.039) **
		3	-0.020 (0.059)	0.801 (0.071) **	-0.026 (0.055)	0.187 (0.071) **
		6	0.021 (0.060)	0.779 (0.070) **	-0.040 (0.060)	0.108 (0.078)
		12	0.008 (0.072)	0.748 (0.076) **	-0.059 (0.087)	-0.004 (0.125)
		24	0.141 (0.101)	0.716 (0.104) **	-0.079 (0.151)	-0.119 (0.226)
	분산분해	24	0.014 (0.031)	0.966 (0.073) **	0.006 (0.031)	0.014 (0.053)
실질주식 수익률	충격반응	1	0.840 (0.351) *	-1.300 (0.344) **	5.916 (0.282) **	0.000 (0.000)
		2	1.958 (0.615) **	-1.987 (0.567) **	7.758 (0.549) **	1.254 (0.438) **
		3	2.282 (0.703) **	-2.405 (0.748) **	7.991 (0.770) **	2.057 (0.782) **
		6	2.479 (0.743) **	-2.510 (0.767) **	7.926 (0.833) **	1.684 (0.918) +
		12	2.758 (0.866) **	-2.658 (0.861) **	7.834 (1.084) **	1.153 (1.413)
		24	3.044 (1.121) **	-2.810 (1.151) **	7.740 (1.736) **	0.610 (2.361)
	분산분해	24	0.095 (0.026) **	0.089 (0.024) **	0.797 (0.068) **	0.019 (0.052)
실질환율 변화율	충격반응	1	-0.005 (0.134)	0.002 (0.126)	-0.735 (0.125) **	2.159 (0.551) **
		2	-0.115 (0.228)	-0.051 (0.209)	-1.604 (0.214) **	2.974 (0.764) **
		3	-0.190 (0.263)	-0.084 (0.279)	-2.158 (0.291) **	3.085 (0.819) **
		6	-0.064 (0.274)	-0.148 (0.281)	-2.198 (0.311) **	2.855 (0.805) **
		12	0.104 (0.321)	-0.240 (0.316)	-2.255 (0.399) **	2.527 (0.882) **
		24	0.280 (0.440)	-0.333 (0.441)	-2.313 (0.630) **	2.193 (1.205) **
	분산분해	24	0.002 (0.023)	0.005 (0.038)	0.422 (0.131) **	0.571 (0.148) **

주: 1) 누적충격반응함수의 결과를 표시.

2) () 안의 값은 1000회의 부스트랩 시뮬레이션을 통해 얻은 표준오차.

3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

3. 충격반응과 분산분해

여기서는 오차수정모형을 이용하여 충격반응함수와 예측오차의 분산분해를 살펴 보고자 한다. 〈표 6〉에서의 구조형 모형의 추정결과와 후행시차가 1인 〈표 9〉에서

각 0과 σ^2 일 때 y_t 의 무조건부(unconditional) 평균과 분산은 각각 0과 $\sigma^2/(1-a^2)$ 인 반면 y_t 의 조건부(conditional) 평균과 분산은 각각 ay_{t-1} 과 σ^2 이다.

의 ECM(1)의 추정결과를 바탕으로 변수의 순서는 산업생산증가율, 물가상승률, 주식수익률, 환율변화율의 순으로 정한다.

〈표 11〉은 출레스키 분해를 이용하는 경우 각 교란요인에 자신의 표준편차만큼의 크기로 충격이 주어졌을 때 각 변수가 시간이 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. 지면절약상 1, 2, 3, 6, 12, 24개월 후의 누적충격반응함수의 결과만을 표시하였다. () 안의 값은 표준오차인데 표준오차는 부스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 1000회 반복함으로써 얻었다. 먼저 산업생산증가율이 1단위의 표준편차만큼 상승하였을 때 물가상승률은 처음에는 하락하다가 시간이 흐를수록 상승하나 통계적으로 유의적이지 못하다. 환율변화율의 경우도 유사하다. 반면 주식수익률은 시간이 흐름에 따라 지속적으로 상승하며 통계적으로도 유의적이다. 물가상승률이 1단위의 표준편차만큼 상승하였을 때 주식수익률은 1개월 후에는 1.300%, 2개월 후에는 1.987% 등 누적적으로 하락하며 통계적으로 유의적이다. 산업생산증가율의 반응은 산업생산증가율에 대한 물가상승률의 반응과 마찬가지로 하락하다가 증가하나 통계적으로 유의적이지 못하다. 환율변화율은 지속적으로 하락하나 통계적으로 유의적이지 못하다. 주식수익률에 대한 1단위의 표준편차만큼의 충격이 주어졌을 때 산업생산증가율은 상승하고 물가상승률은 떨어진다. 산업생산증가율의 반응은 유의적인 반면 물가상승률의 반응은 작은 편이다. 한편 주식수익률에 대한 충격은 다른 거시경제변수보다 환율변화율을 크게 하락시킨다. 마찬가지로 환율변화율에 대한 충격도 다른 변수보다 주식수익률을 크게 상승시킨다.⁷⁾ 〈표 9〉에 따르면 래그된 주식수익률이 환율변화율에 미치는 영향보다 래그된 환율변화율이 주식수익률에 보다 큰 영향을 미치는 반면 〈표 11〉에서는 주식수익률에 대한 충격이 환율변화율을 보다 잘 설명하고 있어 서로 상충되어 보인다. 일반적으로 환율변화율보다 주식수익률이 더 큰 변동성을 가지고 있다는 점을 잘 알려져 있다. 그런 면에서 〈표 9〉의 추정결과는 설득력이 있으며 또한 통계적 유의성은 두 변수 모두 1% 수준에서 유의적이다. 한편 〈표 9〉는 래그된 설명변수의 직접적인 효과를 나타내는 반면 〈표 11〉은 전반적인 효과를 나타내는 차이가 있다. 또한 충격반응함수의 경우는 변수의 배열순서에 따라 차이가 나는데 일반적으로 선행하는 변수가 후행하는 변수보다 보다 큰 충격을 가져오기 때문에 〈표 9〉와 〈표 11〉의 결과는 달라질

7) 회사채수익률을 포함한 5변수의 경우에도 추정결과는 크게 다르지 않다.

수 있다.

〈표 12〉 4변수 ECM(2)의 충격반응과 분산분해

결과변수		시차 (월)	원인변수(변수순서)			
			산업생산증가율	물가상승률	실질주식수익률	실질환율변화율
산업생산 증가율	충격반응	1	2.039 (0.177) **	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
		2	1.603 (0.180) **	-0.027 (0.121)	0.170 (0.125)	-0.034 (0.120)
		3	1.668 (0.206) **	-0.177 (0.141)	0.502 (0.152) **	-0.070 (0.154)
		6	1.656 (0.198) **	-0.142 (0.169)	0.577 (0.186) **	0.123 (0.228)
		12	1.493 (0.244) **	-0.045 (0.216)	0.607 (0.275) *	0.378 (0.401)
		24	1.319 (0.336) **	0.060 (0.325)	0.640 (0.469)	0.650 (0.680)
	분산분해	24	0.818 (0.161) **	0.003 (0.027)	0.119 (0.110)	0.061 (0.110)
물가 상승률	충격반응	1	-0.011 (0.031)	0.548 (0.031) **	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
		2	-0.053 (0.051)	0.710 (0.052) **	0.009 (0.035)	0.121 (0.046) **
		3	-0.026 (0.069)	0.784 (0.070) **	0.000 (0.057)	0.196 (0.076) **
		6	0.003 (0.075)	0.786 (0.084) **	-0.030 (0.070)	0.167 (0.097) +
		12	0.058 (0.085)	0.754 (0.089) **	-0.040 (0.094)	0.082 (0.128)
		24	0.117 (0.113)	0.719 (0.116) **	-0.051 (0.150)	-0.010 (0.208)
	분산분해	24	0.009 (0.032)	0.970 (0.066) **	0.003 (0.025)	0.019 (0.051)
실질주식 수익률	충격반응	1	0.863 (0.352) *	-1.272 (0.345) **	5.891 (0.279) **	0.000 (0.000)
		2	2.059 (0.586) **	-1.770 (0.559) **	7.623 (0.559) **	1.168 (0.457) *
		3	2.856 (0.772) **	-2.054 (0.787) **	7.873 (0.791) **	2.205 (0.836) **
		6	3.083 (0.860) **	-2.458 (0.954) **	7.810 (0.996) **	2.178 (1.160) +
		12	3.439 (0.984) **	-2.671 (1.030) **	7.744 (1.171) **	1.621 (1.590)
		24	3.819 (1.246) **	-2.899 (1.299) +	7.672 (1.712) **	1.025 (2.492)
	분산분해	24	0.141 (0.054) **	0.085 (0.027) **	0.742 (0.081) **	0.032 (0.069)
실질환율 변화율	충격반응	1	-0.049 (0.126)	0.023 (0.125)	-0.708 (0.129) **	2.084 (0.529) **
		2	-0.261 (0.222)	0.175 (0.222)	-1.413 (0.238) **	3.081 (0.792) **
		3	-0.627 (0.292) *	0.087 (0.289)	-1.822 (0.310) **	2.981 (0.799) **
		6	-0.626 (0.307) *	-0.078 (0.336)	-1.988 (0.360) **	2.397 (0.722) **
		12	-0.442 (0.350)	-0.189 (0.362)	-2.023 (0.426) **	2.108 (0.786) **
		24	-0.244 (0.467)	-0.307 (0.468)	-2.060 (0.634) **	1.798 (1.063) **
	분산분해	24	0.002 (0.026)	0.005 (0.047)	0.443 (0.149) **	0.540 (0.162) **

주: 1) 누적충격반응함수의 결과를 표시.

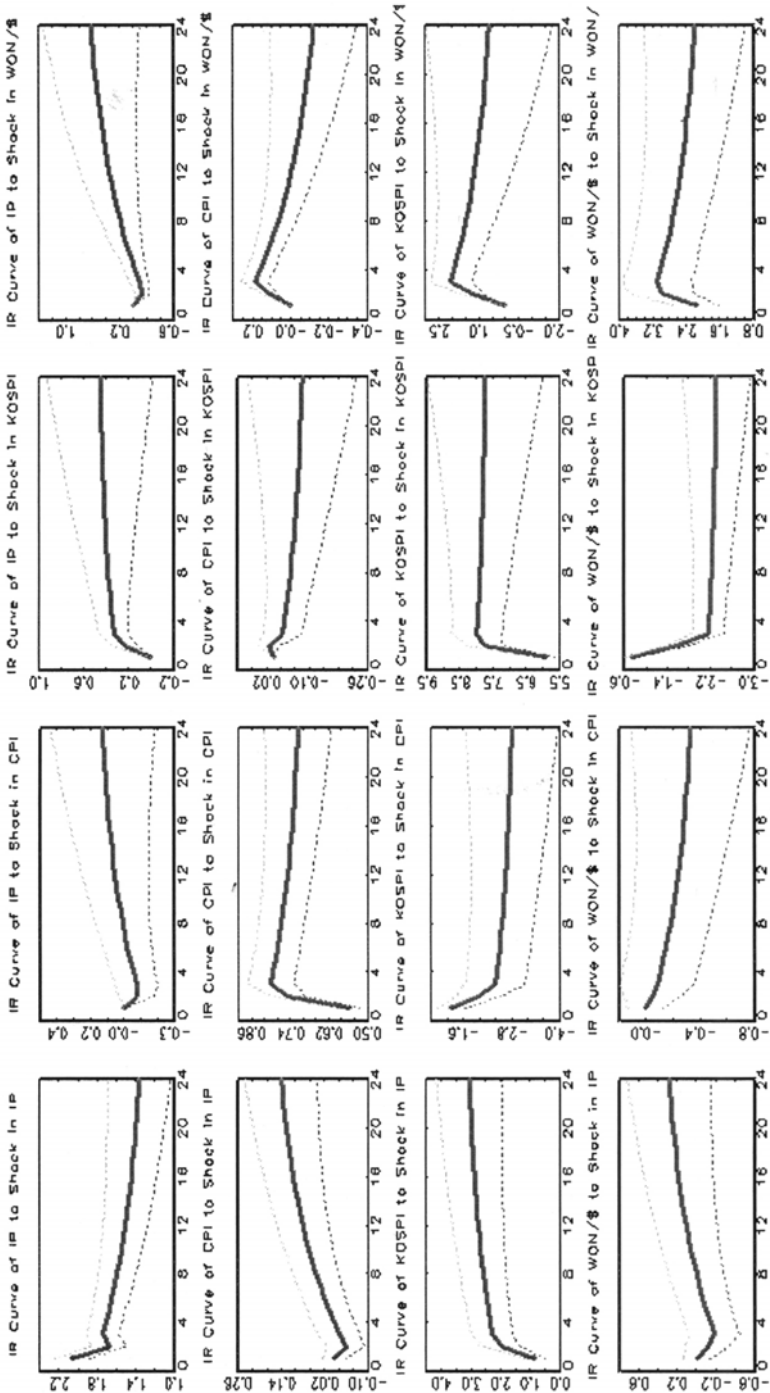
2) () 안의 값은 1000회의 부스트랩 시뮬레이션을 통해 얻은 표준오차.

3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

〈표 11〉은 충격반응분석 외에 예측오차의 분산분해(variance decomposition)를 보여주고 있다. 분산분해는 각 충격의 상대적 중요도를 측정하는 지표로서 각 충격이 한 변수의 분산변화를 어느 정도 설명하고 있는가를 비율로 나타낸 것이다. 산업생산증가율의 경우 산업생산증가율, 물가상승률, 주식수익률, 환율변화율의 충

〈그림 10〉 4변수 ECM(1)의 누적충격반응함수

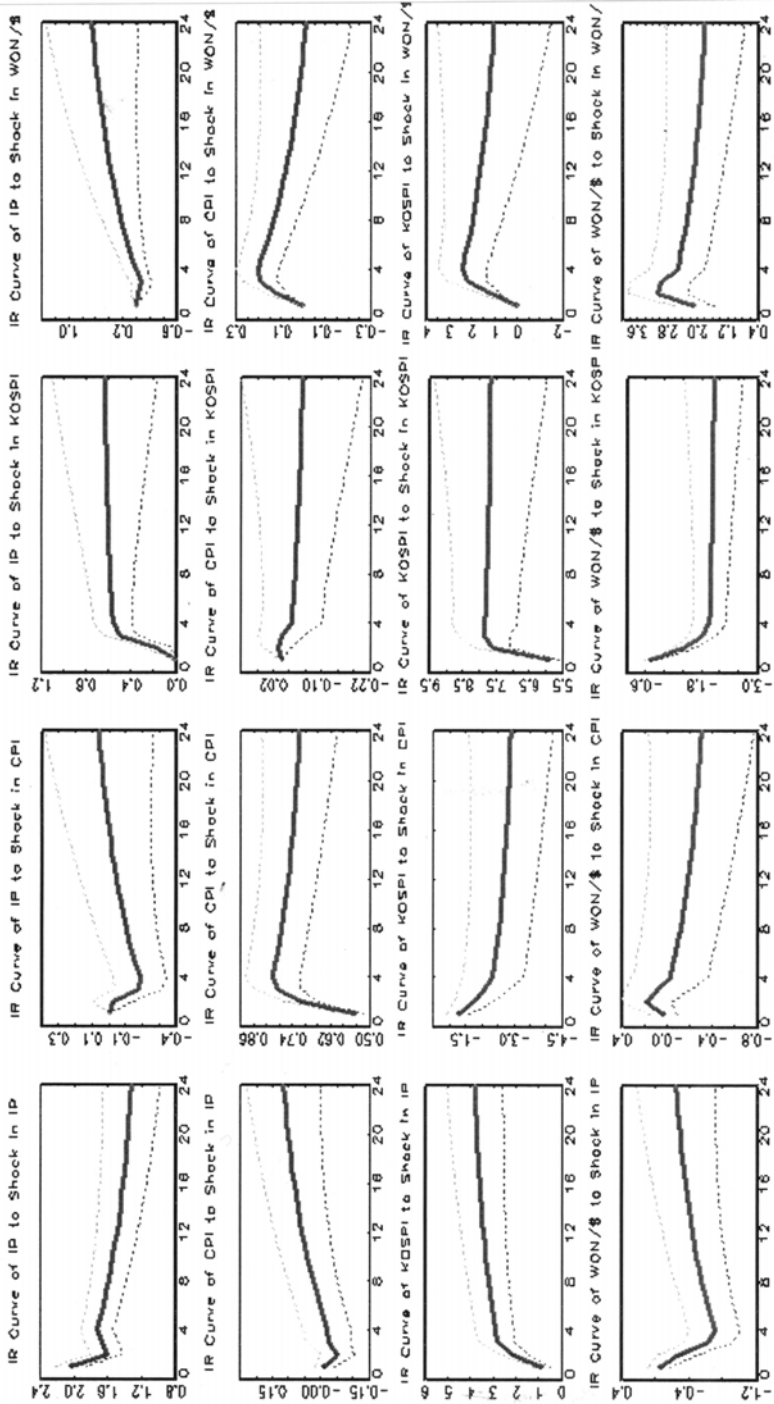
〈그림 10〉 4변수 ECM(1)의 누적충격반응함수



주: 1) 첫 번째 행은 산업생산충격에 대한 산업생산, 소비자물가, KOSPI, 원/달러환율의 동태적인 반응을 각각 표시.

〈그림 11〉 4변수 ECM(2)의 누적충격반응함수

〈그림 11〉 4변수 ECM(2)의 누적충격반응함수



주: 1) 첫 번째 행은 산업생산충격에 대한 산업생산, 소비자물가, KOSPI, 원/달러환율의 동태적인 반응을 각각 표시.

격이 산업생산증가율의 분산을 설명하는 비율이 24개월 후에 각각 88.2%, 0.2%, 5.8%, 5.7%이다. 물가상승률의 경우 물가상승률의 충격이 물가상승률의 분산을 설명하는 비율이 24개월 후에 96.6%로 물가상승률 이외의 다른 충격이 물가상승률의 분산을 설명하는 비율은 매우 미미하다. 주식수익률의 경우에는 산업생산증가율과 물가상승률의 충격이 주식수익률의 분산을 설명하는 비율이 각각 9.5%와 8.9%로 주식수익률의 분산이 이들 충격에 의해 어느 정도 영향을 받고 있다. 환율변화율의 경우에는 주식수익률과 환율변화율의 충격이 환율변화율의 분산을 설명하는 비율이 각각 42.2%와 57.1%로 다른 충격보다 주식수익률 충격에 의해 영향을 받는다. <그림 10>은 각 충격에 대한 4변수 ECM(1)의 누적충격반응곡선을 보여주고 있다.

AIC 기준에 따라 후행시차수를 2로 하는 경우에도 <표 12>가 보여주는 바와 같이 실증적 결과는 유사하다. <그림 11>은 4변수 ECM(2)의 누적충격반응곡선을 보여주고 있다.

VI. BLS 검정

본 연구에서는 1980년부터 외환위기기간을 포함한 최근까지의 자료를 분석하기 때문에 이 기간중에 구조적인 분기점이 발생할 가능성이 있고 이 경우 이를 고려하지 않은 단순한 모형설정을 통한 추정결과는 신뢰하기 어렵다. 일반적으로 외환위기기간을 사전적으로 정의하기가 어려울 뿐만 아니라 외환위기 이외의 기간에도 구조적인 분기점이 발생할 수 있기 때문에 여기서는 BLS 검정(Bai, Lumsdaine, and Stock, 1998; Bekaert, Harvey, and Lumsdaine, 2002a, 2002b 참조)을 이용해 표본기간동안 과연 VAR 모형 또는 ECM에 내생적인 분기점이 존재하는가를 검정해 보기로 한다.

<표 13>은 상수항뿐만 아니라 모든 설명변수에 내생적으로 구조적인 분기점이 존재하는 2변수 VAR(1) 모형과 ECM(1)에 대한 BLS 검정결과를 보여주고 있다. 검정시 Bai, Lumsdaine, and Stock(1998), Bekaert, Harvey, and Lumsdaine(2002a, 2002b)와 마찬가지로 표본기간중 기초와 기말 기간의 15% 표본을 제외하며 검정통계량은 각 시점의 구조적 분기점에 대한 F 검정통계량중 가장 큰 값을 의미한다. 2변수 VAR(1) 모형의 경우 구조적 분기점의 추정치는 1984년 1월이고 분

기점에 대한 90% 신뢰구간은 1982년 3월부터 1985년 11월로 매우 넓다. 이 구조적 전환시점은 Bekaert, Harvey, and Lumsdaine(2002b)의 <표 10>에 따르면 10% 수준하에서도 통계적으로 유의적이지 못하다. 이 표에 따르면 6개의 파라미터에 대한 임계치는 10% 수준에서 18.451이다. 한편 4변수 ECM(1)의 경우 구조적 분기점의 추정치는 1984년 4월이고 분기점에 대한 90% 신뢰구간은 1983년 10월부터 1984년 10월로 넓은 편이다. 마찬가지로 이 구조적 전환시점은 10% 수준하에서도 통계적으로 유의적이지 못하다. 24개의 파라미터에 대한 임계치는 10% 수준에서 45.106이다. 이와 같이 표본기간동안 통계적으로 유의적인 구조적 분기점이 존재하지 않기 때문에 여기서는 더 이상 분석기간을 세분화하지 않는다.

〈표 13〉 BLS 검정결과

	검정통계량	5th 백분위수	분기점	95th 백분위수
2변수 VAR(1) 모형	11.093	1982.3	1984.1	1985.11
4변수 ECM(1)	35.368	1983.10	1984.4	1984.10

주: 1) BLS 검정에서 6개와 24개의 파라미터에 분기점이 존재하는 경우 10%의 임계치는 각각 18.451과 45.106임(Bekaert, Harvey, and Lumsdaine(2002b)의 <Table 10> 참조).

VII. 요약 및 결론

본 연구는 기본적으로 수요측면과 공급측면을 구분한 Hess and Lee(1999)와 Gallagher and Taylor(2002) 등의 연구를 바탕으로 구조형 VAR-GARCH 모형과 공적분 및 BLS 검정 등을 이용해 1980년부터 최근까지의 한국의 주식수익률과 물가상승률간의 관계를 집중적으로 조명하였다.

추정 및 검정결과 첫째, 분석기간동안 통계적으로 유의적인 구조적 분기점이 존재하지 않았고 동일한 시기에서는 실질적인 인과관계가 실질주식수익률로부터 인플레이션으로가 아니라 인플레이션으로부터 실질주식수익률로 발생함을 알 수 있었다.

둘째, 주식수익률과 물가간의 관계를 살펴보기 위해 주가와 물가지수만을 살펴보는 것보다 이들 변수와 밀접한 연관성을 가지고 있는 산업생산지수와 원/달러환율을 동시에 고려하는 경우 이들 변수간에 공적분관계가 존재하고 주가와 물가간의

인과 및 상관관계는 물론 동태적인 관계도 더 명확해짐을 발견하였다.

셋째, DOLS 추정방법을 이용한 장기균형식의 추정결과에 따르면 물가와 실질환율의 상승은 실질주가를 하락시키는 반면 산업생산지수의 증가는 실질주가를 상승시킨다.

넷째, 오차수정모형을 이용한 단기동태식의 추정결과에 따르면 예측 불가능한 물가상승률과 주식수익률이 마이너스 상관관계를 가지고 있다. 또한 산업생산증가율과 물가상승률은 비록 작지만 마이너스 상관관계를 가진 반면 산업생산증가율과 주식수익률은 플러스 상관관계를 갖고 있는데 이는 Fama (1981)의 대리가설이나 Gallagher and Taylor (2002)의 주장과 크게 다르지 않음을 알 수 있다.

다섯째, 충격반응과 분산분해분석에 따르면 주가가 물가에 미치는 영향보다 물가가 주가에 미치는 영향이 훨씬 크다. 또한 주가와 산업생산에 대한 플러스 충격은 각각 산업생산과 주가를 동태적으로 상승시킨다. 이는 실질주식수익률이 물가상승률보다는 산업생산증가율을 잘 설명하고 있다는 Lee (1992)의 주장과 일맥상통하다. 주가와 환율에 대한 충격은 산업생산과 물가 등과 같은 거시경제변수에 미치는 영향보다 서로에게 미치는 영향이 더 크다.

본 연구에서는 월별 자료를 사용함에도 불구하고 변수간에 공적분관계가 존재함에 따라 장기균형식을 통해 장기균형관계를 살펴보기는 하나 표본크기나 계량분석상의 제약으로 직접적으로 저빈도 자료(long-horizon 또는 low-frequency data)를 사용하지는 않았으며 또한 지면제약상 횡단면 자료를 이용하여 산업별 주가와 인플레이션의 관계도 살펴보지 못하였다. 그러나 이미 기존연구에서 언급한 바와 같이 저빈도 자료나 횡단면 자료를 이용하는 경우 다른 흥미 있는 결과가 나올 수 있기 때문에 향후 이에 대한 추가적인 연구가 필요하다고 본다.

■ 참 고 문 헌

1. 김영규, “인플레이션과 주식수익률의 상관성에 관한 연구,” 『증권학회지』, 제9권, 1987, pp. 155-197.
2. 김종권, “주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석,” 『재무관리연구』, 제16권 제1호, 1999, 155-170.
3. 유일성, “금융자산 수익률과 기대인플레이션-한국금융시장의 실증연구,” 『재무관리연구』, 제10권 제2호, 1993, pp. 137-159.
4. 임운수, “인플레이션과 추가간의 관계에 대한 연구-인플레이션 불확실성과 상대가격 변동성을 중심으로,” 『증권학회지』, 제12집, 1990, pp. 171-198.
5. 정성창, “우리나라 증권시장과 거시경제변수,” 『재무관리연구』, 제17권 제1호, 2000, pp. 137-159.
6. 장대홍, “채무자산의 수익률과 물가상승률의 인과성에 관한 연구,” 『증권학회지』, 제12권, 1990, pp. 229-244.
7. Bai, J., R. L. Lumsdaine and J. H. Stock, “Testing for and Dating Common Breaks in Multivariate Time Series,” *Review of Economic Studies*, 65, 1998, pp. 395-432.
8. Bekaert, G., C. R. Harvey and R. L. Lumsdaine, “The Dynamics of Emerging Market Equity Flows,” *Journal of International Money and Finance*, 21, 2002a, pp. 295-350.
9. _____, “Dating the Integration of World Equity Markets,” *Journal of Financial Economics*, 65, 2002b, pp. 203-247.
10. Blanchard, O. J. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economics Review*, 79, 1989, pp. 655-673.
11. Bodie, Z., “Common Stocks as a Hedge against Inflation,” *Journal of Finance*, 31, 1976, pp. 459-470.
12. Boudoukh, J. and M. Richardson, “Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective,” *American Economic Review*, 83, 1993, pp. 1346-1355.
13. Boudoukh, J., M. Richardson and R. F. Whitelaw, “Industry Returns and the Fisher Effect,” *Journal of Finance*, 49, 1994, pp. 1595-1615.
14. Campbell, J. Y. and J. Ammer, “What Moves the Stock and Bond Market? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns,” *Journal of Finance*, 48, 1993, pp. 3-37.
15. Chen, N., R. Roll, and S. Ross, “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business*, 59, 1996, pp. 383-403.
16. Danthine, J. P. and J. Donaldson, “Inflation and Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica*, 54, 1986, pp. 585-606.
17. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, pp. 427-431.
18. Fama, E. F., “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money,” *American Economic Review*, 71, 1981, pp. 545-565.
19. _____, “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money: Reply,” *American*

- Economic Review*, 73, 1983, pp.471-472.
20. Fama, E.F. and G. W. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics*, 5, 1997, pp.115-146.
21. Fisher, I., *The Theory of Interest*, New York: Macmillan, 1930.
22. Gallagher, L.A. and M. P. Taylor, "The Stock Return-Inflation Puzzle Revisited," *Economics Letters*, 75, 2002, pp.147-156.
23. Geske, R. and R. Roll, "The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation," *Journal of Finance*, 38, 1983, pp.1-33.
24. Granger, C. W. J. and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, pp.111-120.
25. Hess, P.J. and B.S. Lee, "Stock Returns and Inflation with Supply and Demand Disturbances," *Review of Financial Studies*, 12, 1999, pp.1203-1218.
26. Jaffe, J.F. and G. Mandelker, "The 'Fisher Effect' for Risky Assets: An Empirical Investigation," *Journal of Finance*, 31, 1976, pp.447-458.
27. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp.231-254.
28. Kaul, G., "Stock Returns and Inflation: The Role of Monetary Sector," *Journal of Financial Economics*, 18, 1987, pp.253-276.
29. Kaul, G., "Monetary Regimes and the Relation between Stock Returns and Inflationary Expectations," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 1990, pp.307-321.
30. Kaul, G. and H.N. Seyhun, "Relative Price Variability, Real Shocks, and Stock Market," *Journal of Finance*, 45, 1990, pp.479-496.
31. Lee, B.S., "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation," *Journal of Finance*, 47, 1992, pp.1591-1603.
32. Lintner, J. (1975), "Inflation and Security Return," *Journal of Finance*, 30, 259-280.
33. Ljung, L. M. and G.E.P. Box(1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65, pp.297-303.
34. Marshall, D.A., "Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy," *Journal of Finance*, 47, 1992, pp.1315-1342.
35. Nelson, C.R., "Inflation and Rates of Return on Common Stocks," *Journal of Finance*, 31, 1976, pp.471-483.
36. Newey, W.K. and K.D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 1987, pp.703-708.
37. Park, K. and R.A. Ratti, "Real Activity, Inflation, Stock Return, and Monetary Policy," *Financial Review*, 35, 2000, pp.59-78.
38. Phillips, P.C.B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, pp.335-346.
39. Ram, R. and D.E. Spencer, "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money: Comment," *American Economic Review*, 73, 1983, pp.463-470.
40. Rigobon, R. and B. Sack, "Spillovers Across U.S. Financial Markets," Working Paper,

Sloan School of Management, MIT and NBER, 2003.

41. Stock, J. H. and M. W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61, 1993, pp. 783-820.
42. Stulz, R. M., "Asset Pricing and Expected Inflation," *Journal of Finance*, 41, 1986, pp. 209-223.
43. Thorbecke, W., "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance*, 52, 1997, pp. 635-654.

Causal Relationships between Stock Returns and Inflation: The Case of Korea

Keun Yeong Lee*

Abstract

The paper analyzes the correlations and dynamic interactions between real stock returns and inflation using Korean monthly data from 1980 to 2006 with no structural breaks. It finds that when the industrial production index and real won/dollar exchange rates are simultaneously considered along with the real stock price and CPI, the variables are cointegrated and causal relations between stock returns and inflation are apparently strengthened. According to the estimation results, real stock returns are negatively correlated with inflation. These findings are compatible with Fama's (1981) proxy hypothesis. Impulse response and variance decomposition analyses also show that while inflation has a substantial impact on stock returns, the contrary is not true. Positive shocks to stock returns and industrial production dynamically increase industrial production and stock returns, respectively.

Key Words: proxy hypothesis, ECM, structural VAR-GARCH

* Associate Professor, School of Economics, Sungkyunkwan University