

산업의 주식시장 선행성에 관한 실증분석 : 정보의 점진적 확산과 자산간 수익률 예측 가능성

이해영* · 김종권**

〈요 약〉

본 논문의 목적은 과거의 산업 포트폴리오 수익률이 확률추세로부터 어떻게 전체 주식시장과 두 가지 거시경제 변수인 경기동행지수와 산업생산 등을 예측할 수 있는지를 알아보는 데에 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 연구모형을 설정한 후 세 가지 검정절차를 제시하고 이를 실증적으로 분석하였다. 당월의 전체 주식시장 수익률은 과거의 시차를 지닌 특정 산업부문 포트폴리오 수익률에 대하여 양(+)의 상관관계를 유지하고 있다는 '예측 1'과 전체 주식시장의 수익률은 특정 산업부문의 수익률에 대하여 선행성을 지닐 수 없다는 '예측 2'에 대한 검정 결과는 '예측 1'과 '예측 2'가 지지되고 있음을 파악할 수 있었다. 그리고 산업별 포트폴리오 수익률과 거시경제변수 간의 높은 상관관계를 토대로 하여 전체 주식시장 수익률 예측을 가능하게 하는 업종 정보의 점진적 확산 현상이 발생하게 되는가를 검토하기 위하여 각 산업들의 포트폴리오 수익률과 전체 주식시장 수익률이 VAR 모형을 토대로 볼 경우 Granger 인과관계를 갖고 있는지를 분석하였다. 분석결과 21개 업종은 각 산업별 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장 수익률을 5% 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 주고 있음을 알 수 있었다. 이들 21개의 산업별 포트폴리오 수익률은 경제적으로도 중요한 의미를 지니고 있어 산업제품의 가격 상승과 하락이 경제에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 특히 음료 업종에서 전체 주식시장 수익률과 상호간의 인과성을 나타내었으며, 인터넷과 화장품 업종에서는 전체 주식시장 수익률이 이들 업종에 대하여 일방적인 영향을 보이고 있음을 알 수 있었다.

주제어 : 산업 포트폴리오 수익률, 주식시장 수익률, 경기동행지수, 가격결정, 예측가능성

논문접수일 : 2007년 09월 02일 논문게재확정일 : 2007년 11월 28일

* 교신저자, 강남대학교 경영학부

** 신홍대학 경상정보계열

I. 서 론

자산가격결정(asset pricing)에 관련된 전통적인 이론들은 일반적으로 투자자들이 무제한적인 정보를 갖고 있다는 가정을 기초로 하여 전개되어 왔다. 그러나 이러한 가정은 많은 거래자 특히, 전문가들에게도 조차 현실적이지 못하다는 비판을 받고 있다. Shiller(2000), Sims(2001) 등 많은 학자들은 투자자들이 제한된 합리적 기대(boundedly rational expectation)에 놓인다는 점을 인정하고 있다. 또한 많은 연구들에서 이와 같은 정보의 제한이 갖는 시사점들이 발견되고 있다. 예를 들면, Merton(1987)은 투자자들이 주식을 거래할 경우 관련된 정보를 소유할 수 있는 제한된 수의 주식에 의존하고 있다는 정태모형(static model of multiple stocks)을 제시하였다. Brennan(1975)과 Allen and Gale(1994) 등도 주식거래와 관련된 제한성(limited market participation)에 관한 모형을 제시하고 있다.

이러한 정보 제한성의 결과로서, 투자자들에게 잘 알려져 있지 않은 주식들은 적은 수의 투자자가 참여하는 악순환으로 연결되며 적정가격 수준보다 낮은 가격에서 거래될 가능성이 높아진다. 그 이유는 이러한 주식들은 투자자들에게 잘 알려지지 않은 관계로 투자자들의 주식매수에 대한 부담으로 연결되면서 투자자들의 포트폴리오 구성에 따른 위험분산(risk sharing) 효과도 기대하기 어렵기 때문이다. 또한 투자자들은 합리적 기대를 통하여 기업들의 적정주가 수준을 알기가 어려운 상황에 처한다. 이러한 상황을 배경으로 주식수익률 예측 가능성과 관련하여 Hong and Stein(1999)은 정보의 점진적 확산(gradual diffusion)을 토대로 단일자산(single asset)의 동태모형(dynamic model)을 제시하고 있다. 이들 연구에서는 주식가격이 상대적으로 정보에 비하여 반응속도가 느리다는 점과 주식수익률 예측 가능성을 제시하고 있다.

본 연구는 Hong and Stein(1999)의 모형을 기초로 하고 있다. 즉, 본 연구의 기본적인 가설은 자산시장에서 정보의 점진적인 확산이 자산간 주식수익률의 예측 가능성을 높일 수 있다는 것이다. 이 가설을 검증하기 위해서는 다음과 같은 두 가지 가정이 필요하다. 첫 번째 가정은 어느 한 시장에서 일어나는 시장에 가치 있는 정보가 다른 시장에 있는 투자자들에게 전달될 때 전달속도가 느리다는 것이다. 두 번째 가정은 제한된 정보전달능력(limited information-processing capacity) 때문에 대다수의 투자자들은 그들이 참여하고 있지 않은 시장의 자산가격에 대한 정보를 얻기가 어렵다는 것이다.

본 논문은 시장 전체 주식시장 수익률과 경기동행지수 증가율, 산업생산증가율 등을 통하여 자산간 수익률 예측가능성을 찾고자 시도하고 있다. 본 논문의 기본적인 관점

은 시장지표와 관련된 펀드를 취급하는 투자자들이 특별한 업종들에 관련된 정보를 입수하는 데에는 시차를 갖게 되어, 거시경제의 기초변수(macroeconomic fundamentals)와 관련이 있는 산업 포트폴리오의 수익률은 주식 전체시장(aggregate market)에 대하여 선행성(lead)을 가질 수 있다는 데에 두고 있다.

산업수익률의 주식시장 전체 수익률에 대한 선행성은 경제적으로도 중요한 의미를 가진다. Hong, Torous and Valkanov(2002)의 연구에 의하면, 미국의 경우 주식시장 수익률에 대한 예측 가능성이 가장 뛰어난 산업부문이 부동산과 소매, 금융분야의 수익률로 발표되고 있다. 수익률의 변동성 측면에서도 월별 소매산업 포트폴리오의 변동에 따른 전체 주식시장 수익률의 변동에 대한 영향이 상당히 큰 편이다. 한편 금속과 석유와 같은 다른 산업들의 경우에 있어서는 전체 주식시장 수익률 변동에 다소 작은 영향을 미치고 있지만, 금속과 석유와 같은 산업들의 수익률 변동성도 인플레이션과 금리의 기간 및 자산간 스프레드, 배당률 등에 비하여서는 주식수익률에 대한 예측가능성이 높은 것으로 나타났다. 또한 부동산과 농업, 비금속광물, 의류, 가구, 인쇄, 석유, 피혁, 금속, 운수, 전력, 소매 그리고 금융 등의 13개 산업의 수익률은 전체 주식시장 수익률에 대하여 대략 1개월 정도 선행성을 가졌으며, 석유와 금속과 같은 몇 가지 부문에서는 2개월 정도까지 주식시장에 대한 예측 가능성을 지니고 있는 것으로 보고되고 있다.

본 논문은 한국증권시장에서 산업별 수익률들의 시장 전체 주식시장 수익률에 대한 선행성과 시장 전체 주식시장 수익률과 높은 상관관계를 지니고 있는 경기동행지수 증가율 및 산업생산증가율에 대한 예측 가능성을 검정하는 데 그 목적이 있다. 본 연구의 목적을 달성하기 위해서는 산업생산증가율과 경기동행지수 증가율을 예측하기 위하여 개별 산업들의 주식수익률의 선행성을 살펴보아야 한다. 즉, 개별 산업들의 주식수익률은 전체 주식시장 수익률과 양(+)의 상관관계를 가지고 있으며 동시에 향후 경제활동을 나타내어 주는 지표들에도 양(+)의 상관관계를 지니고 있다는 것을 분석할 필요가 있다.

본 연구의 실증적 분석방법은 기본적으로 Hong, Torous and Valkanov(2002, 2004)의 미국시장에 대한 연구를 한국시장의 분석에 적용하는 방법으로 전개하고자 한다. 한편 이들의 분석 방법과는 달리 본 연구의 실증분석방법에 있어서는 산업별 포트폴리오와 전체 주식시장 수익률, 경제 활동의 지표 분석을 VAR 모형을 통하여도 살펴보기로 한다. 그 이유는 Granger 인과성 검정 및 충격반응분석 등을 통하여 이들 변수간의 인과관계를 보다 체계적으로 알 수 있기 때문이다. 이러한 연구는 국내에서는 처음

으로 시도된 것이다.

본 논문은 Merton(1987)의 연구결과와 시장분할이론(segmented market), 시장참여에 대한 제한성 등과 연결되고 있다. 여기서 시장참여에 대한 제한성은 금융시장에 널리 알려진 특질이다. 주식과 채권 등 금융시장의 거래자들조차 섹터펀드(sector funds)와 인덱스펀드(market timing funds) 등과 같은 산업별에 따라 전문성이 달라지는 것이 시장 참여의 제한성에 대한 하나의 예이다. 이와 같은 시장참여에 대한 제한성은 조세 및 규제, 유동성 제약(liquidity constraints) 등에 의해서도 영향을 받고 있는 것으로 발표되고 있다. 개인투자자들도 분산되지 못한 포트폴리오(undiversified portfolios)를 보유함으로써 제한된 수의 시장에 참여하고 있다. 이와 같은 연구들로는 Blume, Crockett and Friend(1974), Blume and Friend(1978), King and Leape(1984) 등이 있다.

기존의 국내의 문헌들에서는 산업별 포트폴리오지수와 KOSPI 지수 및 경기관련 지표 등과 연계성을 살펴보지 못함으로써 연구결과가 주식투자자들에게 유용한 정보를 제공하지 못하고 있다. 반면에 본 논문에서는 이들 지표들의 활용을 통하여 보다 실무적으로도 활용할 수 있는 토대를 마련하여 증권시장 발달에 도움을 줄 것으로 기대된다. 한편, 본 연구는 산업별 포트폴리오로 연구범위를 제한하고 있으며, 개별 기업들과 KOSPI 지수 및 경기관련지표와의 연계성에 관한 분석은 본 연구의 범위에서 제외하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 II장에서는 기존문헌에 관련된 조사를 하고, 제 III장에서는 이 논문의 가설과 예측가능성을 입증하기 위한 가정에 입각한 단순한 모형을 소개한다. 제 IV장에서는 이 논문에서 사용될 자료에 관하여 기술하고, 실증적 분석 결과를 제시하기로 한다. 마지막으로 제 V장에서는 요약 및 결론을 제시하기로 한다.

II. 문헌연구

Pollet(2002)은 석유산업(oil) 포트폴리오 수익률로서 전체 주식시장 수익률을 예측할 수 있으며, 노르웨이 주식시장이 전 세계의 주식시장 수익률에 대하여 선행성을 가진다고 발표하였다. 그는 노르웨이 주식시장에서 석유산업포트폴리오의 비중이 다른 나라들에 비하여 상당히 높은 편이기 때문에 이와 같은 현상이 발생한다고 주장하였다.

Pollet의 연구 결과는 본 논문에서 제시한 정보의 점진적 확산 가설과 관련성이 있는 것으로 보인다. 그러나 본 논문에서 제시된 전체 주식시장 수익률이 산업 포트폴리오 수익률을 선행하지 못한다는 분석은 기존 이론들과는 상반되는 것이다. 과거 전통적인 이론에서는 정보가 거의 동시적으로 지수관련 주식의 수익률에 반영된다고 보고 있지

만, 본 논문은 산업 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장 수익률을 선행할 수 있음을 나타내어 주고 있어 과거의 주장에 정면으로 반대되고 있다.

한편, Lo and MacKinlay(1990) 그리고 Jegadeesh and Titman(1995)은 전체 주식시장에서 대형주가 소형주를 선행할 수 있다는 분석을 제시하였다. 이들 논문에서는 대형주가 소형주를 선행하는 현상은 몇 달간에 걸쳐 일어날 수 있음을 알 수 있다. 즉, Lo and MacKinlay는 주식시장을 선도하는 종목군과 후행하는 종목군 사이에 있어 주식수익률의 예측가능성이 시장에 존재한다고 주장하였다. Jegadeesh and Titman은 기업들의 이익과 관련된 정보들에 대한 투자자들의 과잉반응(overreaction)이 주식시장 변동을 야기할 수 있다고 주장하였다.

기타 본 논문과 연관되어 있는 몇 가지 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, Merton(1987)은 자산가격에 있어서 투자자들의 인지도(recognition) 효과를 측정하였다. 이와 같은 맥락에서 연구된 후속 논문들은 Hou and Moskowitz(2002), Amihud, Mendelson and Uno(1999), Kadlec and McConnell(1994), Foerster and Karolyi(1999) 등이다.

이 중에서 Amihud, Mendelson and Uno는 기업들의 인수 및 합병에 따른 주식거래 활성화에 따른 유동성 제고가 투자자들의 주식거래 활성화에 도움을 주었음을 실증적으로 보여주고 있다. 이는 투자자들의 인지도 개선효과와 연결된 것이다. Kadlec and McConnell은 기업들의 자금조달 비용 축소가 예상될 때, 시장에서 기업들의 주가 상승 현상이 나타남을 발견하였다. Foerster and Karolyi는 투자자들의 인지도와 예측 가능성이 높아질 때 투자자들의 거래활성화에 따른 주식보유 비중 상승이 일어날 수 있음을 밝혔다.

둘째, 주가에 영향을 주는 모멘텀(momentum)에 관련된 연구들이다. 여기에는 Jegadeesh and Titman(1993), Lee and Swaminathan(2000), Hong, Lim and Stein(2000), Gribblatt and Moskowitz(1999), Lewellen(2000) 등의 논문들이 포함된다.

이 중에서 Jegadeesh and Titman은 주식수익률 상승에 따른 주식매입과 주식수익률 하락에 따른 주식매도가 기업들의 이익과 연결되어 있음을 통계적으로 입증하였다. Lee and Swaminathan은 주식 거래량 증가가 기업가치 상승과 주가상승 모멘텀에 연결되어 있음을 증명하였다. Hong, Lim, and Stein은 미국의 데이터를 사용하여 정보 확산의 가설(diffusion of information hypothesis)을 증명하였다. Gribblatt and Moskowitz는 경제변수들의 변화가 주가 모멘텀의 변화에 중요한 영향을 미치고 있음을 밝혔다. 즉, 이들 논문들에서는 산업 포트폴리오 수익률과 자기변수를 포함한 자산간 산업 포

트폴리오 수익률 간에 상관관계로부터의 이익 모멘텀을 분석하고 있다. 본 논문에서는 왜 산업 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장 수익률을 선행하는 지에 분석의 초점을 두고 있다.

셋째, 자산가격과 정보처리 능력제약(information-processing capacity constraints) 따른 영향에 관련된 기존 연구들이다. Sims(2001), Peng and Xiong(2002) 그리고 Hirshleifer, Lim and Teoh(2002)의 연구들이 이에 해당하는 데, Hirshleifer, Lim and Teoh는 주가의 변동에 대한 정보 제약에 초점을 두고서 어떤 주가의 악성정보(bad news)가 다른 주가들에게 있어서도 영향을 미칠 수 있는 지를 분석하였다. 즉, 소비와 자산가격의 움직임 등에 따른 투자자들의 행위에 관련된 정보제약 등에 관련된 연구를 수행하였다. 그러나 이들 연구들에서 자산간 수익률의 예측 가능성과 자산가격의 예측 가능성 등에 관한 분석은 이루어지지 못하였다.

넷째, 산업별 포트폴리오 수익률의 거시경제변수에 대한 예측 가능성에 대한 연구이다. Lamont(2001)는 산업 포트폴리오 수익률이 산업생산 증가율과 물가상승률, 소비자증가율과 같은 거시경제변수에 대한 예측력을 갖고 있음을 발견하였다.

또한 Hong, Torous and Valkanov(2002)는 미국의 경우에 있어서 34개 산업 포트폴리오 중에서 부동산(commercial real estate)과 농업(agriculture), 비금속광물(non-metallic minerals), 의류(apparel), 가구(furniture), 인쇄(print), 석유(petroleum), 피혁(leather), 금속(metal), 운수(transportation), 전력(utilities), 소매(retail) 그리고 금융(financial) 등의 13개 산업이 전체시장에 비하여 한 달 정도 선행성을 가지고 있다고 발표되고 있다. 이 분야의 실증적 분석들에서, 위험과 유동성을 측정하기 위해서 다양한 대리변수(proxy)들을 사용했음에도 불구하고 13개 산업의 선행성에 관련된 통계적 유용성은 유지되는 것으로 나타났다.

또한 이들은 소매를 비롯한 몇 개의 산업들은 당월(t)의 수익률이 다음 월(t+1)의 시장 수익률에 양(+)의 교차상관계수(cross-serial correlation) 값을 갖고 있다고 발표하였다. 반면에 금속과 석유와 같은 다른 산업들은 상관관계가 음(-)의 수치를 나타내고 있다. 소매와 같은 몇 가지 산업들에서 양(+) 높은 수익률이 나타나는 것은 미래 경기 회복과 주식시장 상승에 대한 좋은 정보(good news)를 의미하고, 반면에 석유와 같은 산업들에 있어 음의(-) 높은 수익률을 나타나는 것은 경기와 주식시장에 반대의 효과를 가져올 수 있다는 것을 의미한다.

국내문헌연구도 이와 비슷한 결과를 얻고 있는데, 여기에는 김철교, 박정옥, 백용로(1990)과 김중권(1999), 정성창(2000), 정성창, 정석영(2002) 등이 있다.

Ⅲ. 연구모형

1. 연구모형의 설정¹⁾

본 연구에서 사용되는 모형은 세 ($t=0, 1, 2$) 시점에서 두 가지 자산(주식) X 와 Y 의 가격을 고려하고 있다. 모형의 단순화를 위하여 무위험이자율(risk-free rate)은 0이라고 가정한다. 이 두 자산, X 와 Y 는 $t=2$ 일 경우 D_X 와 D_Y 의 값을 갖고 평균이 0이며 분산이 $\sigma_{X,D}^2$ 와 $\sigma_{Y,D}^2$, 공분산이 $\sigma_{XY,D}$ 인 정규분포를 따른다.

투자자들은 X 또는 Y 라는 두 가지 자산이 속한 시장에 참여할 수 있다. 한편, 이 논문에서 시장참여 제한가정(limited market participation assumption)은 세제(taxes) 또는 규제(regulations)라는 외생적인 이유에 의하여 발생할 수 있다.

$t=1$ 로 두면, 투자자들은 X 라는 시장에서 일정기간 동안의 값(terminal value)으로서 $S_X = D_X + \epsilon_{X,S}$ 라는 신호(signal)를 받게 되고, 투자자들은 Y 라는 시장에서 일정기간 동안의 값(terminal value)으로서 $S_Y = D_Y + \epsilon_{Y,S}$ 라는 신호(signal)를 받게 되며 이들 신호들은 $t=2$ 시점에서 모든 참가자들이 알게 된다는 것이다. 이것이 정보의 점진적 확산(gradual diffusion) 가정이다. 신호(signal)에서 잡음(noise)인 $\epsilon_{X,S}$ 와 $\epsilon_{Y,S}$ 는 평균이 0이며 분산이 각각 $\sigma_{X,S}^2$ 와 $\sigma_{Y,S}^2$ 인 정규분포를 따른다. 본 논문에서 $\epsilon_{X,S}$ 와 $\epsilon_{Y,S}$ 는 서로 독립이며 다른 주식가격의 변화에 대해서도 영향을 받지 않는다고 가정한다. 자산의 공급은 각각 X 와 Y 라는 자산에 대하여 Q_X 와 Q_Y 라는 주식의 형태로 표시된다.

자산 X 를 소유하고 있는 투자자들은 자산 Y 에 속하는 정보를 얻을 수 없다고 가정한다. 이것이 이 논문에서 제시하고 있는 정보취득제한가정(limited information-processing capacity assumption)이다. 이 가정은 투자자들이 그들의 인지능력제한에 따라 참여하고 있지 않은 시장에서 거래되는 자산에 대한 정보취득이 어렵다는 것이다.

본 논문에서 투자자들은 위험회피 계수(risk aversion coefficient)가 a 인 CARA 선호(preferences) 체계를 가진다고 가정한다. 가격함수(price function)가 $P_{k,t}$ 로 주어질 때 자산시장 k ($k=X, Y$)에서 투자자들은 다음과 같은 최적화 문제를 해결하게 된다.

$$\underset{(\theta_k)}{\text{Max}} E_{k,0}[-\exp(-aW_{k,2})] \quad k = X, Y \quad (1)$$

$$\text{s.t. } W_{k,t} = W_{k,t-1} + \theta_{k,t-1}(P_{k,t} - P_{k,t-1}),$$

1) 연구모형의 설정은 Hong, Torous and Valkanov(2002) 참조.

여기서, 대표적인 투자자들은 자산 k 시장에서 t 시점에 각각 $W_{k,t}$ 와 $\theta_{k,t}$ 라는 부(wealth)와 주식보유를 하고 있으며, $P_{k,2} = D_k$ 이다.

k 시장에서 균형가격(equilibrium price)은 다음과 같이 주어진다.

$$P_{k,t} = E_{k,t}[D_k] - b_{k,t} Q_k \quad k = X, Y \quad (2)$$

여기서, $E_{k,t}[D_k]$ 는 자산 k 에서 t 시점에 일정기간 동안의 이득(payload)의 조건부 기대값에 해당하며, $b_{k,t} > 0$ 는 t 시점에서 표준위험할인(standard risk discount) 요인이며 Q_k 는 자산의 공급이다.

2. 시계열과 교차상관계수

방정식 (2)에서 균형가격이 주어질 때, 자산 X 와 Y 에 대한 시계열 및 교차상관계수는 다음과 같은 가정 하에 구할 수 있다. $R_{k,t} = P_{k,t} - P_{k,t-1}$ 는 t 시점에서 자산 k 에 대한 이익을 의미한다. 한편, 여기에 해당하는 두 가지 정리를 제시할 수 있다.

정리 1 : 시계열 상관계수는 0이다. 즉 $k = X, Y$ 에 대하여 $Corr(R_{k,2}, R_{k,1}) = 0$ 이다. 교차 시계열 상관계수 $Corr(R_{Y,2}, R_{X,1})$ 과 $Corr(R_{X,2}, R_{Y,1})$ 은 0이 아니며, 자산 이득에 따른 공분산은 $\sigma_{XY,D}$ 로서 양(+)과 음(-)의 수치를 가질 수 있다.

시장 Y 의 투자자들은 시장 X 의 정보 취득에 어려움을 갖고 있는 데, 이는 현재의 시점 뿐만 아니라 과거의 시점에서도 동일하게 적용된다. 한편, 시점 $t-2$ 에서 시장 Y 의 이익을 살펴보면 시점 $t-1$ 에서 시장 X 의 이익을 예측할 수 있다.

더욱이 정리 1의 결과는 다음과 같은 정리 2로 확장시킬 수 있다. 정리 1에 적용되는 것으로서 일부의 투자자들이 다른 시장에서의 정보를 취득할 수 있다면 비록 크지는 않다고 할지라도 자산간 수익률 예측 가능성(cross-predictability)이 발생할 수 있다.

정리 2 : 비록 차익거래자(arbitrageurs)가 자산간 수익률 예측 가능성을 활용하기 위하여 양쪽 X 와 Y 시장에서 거래한다고 할지라도, 그들이 차익거래의 제한 가능성으로 위험회피(risk aversion) 성향을 유지하는 한 자산간 수익률 예측 가능성은 균형상태에서 머무르게 된다는 것이다.

정리 2에서 차익거래의 제한이 있다면, 자산간 수익률 예측 가능성이 발생한다고 할 지라도 균형(equilibrium)에서 유지된다는 것이다. 이것은 정리 2에서 제시되는 것과 같이 차익거래자가 자산간 수익률 예측 가능성으로부터 수익(profit)을 추구할 경우에도 동일하게 적용된다.

3. 자산간 수익률 예측 가능성 검정

본 논문에서는 자산간 수익률 예측 가능성에 관련하여 세 가지 검정절차를 밟을 수 있다. 먼저 첫 번째 정리 1은 다음과 같이 예측 1과 연결된다.

예측 1: 현재의 전체 주식시장 수익률은, 과거의 전체 주식시장 수익률이나 거시경제 지표의 수익률(물가상승률, default spread, 배당수익률)을 통제한 상태하에서, 과거의 산업포트폴리오 수익률에 의해 예측되어 질 수 있다.

전체 주식시장의 주가흐름이 미래의 특정 산업의 이득(payoffs)에 대한 정보를 갖고 있다면 특정산업의 수익률에 대하여 예측력을 갖고 있다고 기대할 수 있다. 실제적으로는 전체 주식시장 수익률은 자산시장 전체의 투자가들에 의하여 영향을 받게 된다. 따라서 예측 1에서의 결론과 같이 전체 주식시장 수익률이 특정 산업부문에 대한 수익률에 있어 예측력을 지닌다고 기대하기 힘들다는 것이다. 이에 따라 예측 2와 같은 결론을 얻을 수 있다.

예측 2: 전체 주식시장의 수익률은 특정 산업부문의 수익률에 대하여 선행성을 지닐 수 있다.

예측 1로부터 주의할 점은 특정 산업부문의 포트폴리오 수익률이 전체 시장에 대한 기초변수들(물가상승률, 기간간 및 자산간 스프레드, 배당률 등)에 대한 정보를 반영하고 있다면 특정 산업 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장의 수익률에 대하여 선행성을 가질 수 있다는 것이다. 다시 말하면, 특정 산업의 포트폴리오 수익률이 전체 경제활동에 대한 정보를 가지고 있지 않다면 전체 주식시장의 수익률에 대한 예측 내지 선행성을 가질 수 없다는 것이다. 즉, 특정 산업 포트폴리오 수익률의 전체 주식시장 수익률에 대한 예측력은 그 특정산업이 전체 시장의 기초변수들의 정보를 포함하고 있느냐와

높은 상관성을 갖는다는 것이다. 따라서 결론적으로 예측 3을 검토해 볼 수 있다.

예측 3 : 전체 주식시장 수익률에 대한 특정 산업 포트폴리오 수익률의 예측력은 경기 동행지수증가율 및 산업생산증가율의 예측력과 연관되어 있다.

예측 3에 대한 예로는, Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam(1998)이 지적한 바와 같이 전체 거시경제 내에서 투자자들의 경기변수들에 대한 민감한 반응이 산업부문의 포트폴리오 수익률의 변동성을 증가시켜 자산간 수익률 예측 가능성이 발생된다는 연구결과를 들 수 있다.

IV. 실증분석

1. 자료

본 연구에서 사용되는 각종 자료들은 1980년 1월부터 2003년 12월까지 증권거래소에 상장된 기업들 중에서 동 기간 동안 계속 상장된 기업들만을 대상으로 하였으며, Thomson Datastream에서 월별 자료를 추출하였다. 본 논문에서 과거의 산업 포트폴리오 수익률(시가총액 가중 수익률(market capitalization weighted returns))이 어떻게 확률 추세(stochastic trend)로부터 두 가지 거시경제 변수(산업생산과 경기동행지수)들의 편차를 예측할 수 있는지를 살펴보고자 한다. 본 논문에서 사용한 각각의 변수들은 물가 상승률을 차감하여 실질화하였으며, 동시에 각각 당월의 수치를 전월의 수치로 차분(difference)하여 가성회귀(spurious regression) 발생가능성을 줄였다. 본 연구에서 사용한 36개의 업종은 KOSPI의 업종 구분과 우리투자증권의 모델포트폴리오를 기초로 하여 구분한 것이다.

<표 1>은 산업별 포트폴리오수익률과 거시경제변수 들에 대한 통계치의 요약이다. 모든 수익률들은 국고채수익률(3년 만기)²⁾에 대한 전월대비의 월별 초과수익률이다.

2. 전체 주식시장 및 산업 포트폴리오 수익률을 포함하는 자산간 수익률 예측 가능성 분석

본 연구에서 제시한 ‘예측 1’을 검증하기 위해서 본 장에서는 산업별 포트폴리오 수익

2) 1995년 이전의 국고채수익률(3년 만기)은 회사채수익률(3년 만기)의 추세를 반영하였다.

<표 1> 산업별 포트폴리오수익률과 기타 변수들의 통계치(단위 : %)

| 산업 | 평균 | 표준편차 | 산업 | 평균 | 표준편차 |
|---------------------------|--------|--------|--------------------------|-------|--------|
| 가스 | -0.971 | 11.922 | 인터넷 | 7.542 | 33.254 |
| 건설 | 2.622 | 21.397 | 자동차 | 6.252 | 35.465 |
| 금속 | 2.338 | 17.472 | 자동차부품 | 1.728 | 17.689 |
| 금융 | 6.500 | 32.181 | 전기전자 | 2.832 | 17.992 |
| 기계 | 0.726 | 15.169 | 정유 | 2.282 | 16.377 |
| 무역 | 3.421 | 23.477 | 제약 | 1.442 | 13.991 |
| 반도체 | 6.325 | 24.817 | 조선 | 4.275 | 24.896 |
| 반도체장비 | 1.942 | 18.704 | 종이/목재 | 1.215 | 16.549 |
| 보험 | 3.167 | 19.121 | 중전기 | 1.243 | 17.203 |
| 비금속광물 | 2.241 | 15.952 | 증권 | 5.681 | 27.961 |
| 서비스 | 3.038 | 15.453 | 철강 | 2.805 | 14.686 |
| 섬유 | 0.523 | 14.371 | 컴퓨터 | 3.922 | 28.043 |
| 식료 | 2.665 | 16.426 | 통신 | 4.742 | 26.459 |
| 운수/창고 | 2.626 | 20.333 | 통신장비 | 1.466 | 14.567 |
| 유통 | 3.818 | 19.908 | 화장품 | 5.389 | 23.711 |
| 은행 | 4.658 | 26.717 | 화학 | 2.162 | 15.516 |
| 음료 | 2.754 | 10.951 | SI/네트워크 | 2.502 | 27.037 |
| 의류 | 2.852 | 19.216 | SW/솔루션 | 5.745 | 26.660 |
| 회사채수익률 스프레드 ¹⁾ | 4.064 | 0.591 | 국고채(3년) 수익률과 정기예금(1년)금리차 | 0.476 | 1.175 |
| 종합주가지수 | 1.021 | 13.174 | 콜금리 | 8.372 | 5.524 |
| 통화증가율 | 1.430 | 3.248 | 산업생산증가율 | 0.700 | 2.157 |
| 경기동행지수증가율 | 0.064 | 0.875 | | | |

주) 회사채수익률의 스프레드는 3년 만기 회사채(등급 AA와 BBB-)사이의 스프레드임.

률의 전체 포트폴리오 수익률에 대한 예측가능성을 다음 식 (3)으로 살펴보기로 한다.

$$RP_t = \alpha_i + \lambda_i R_{i,t-1} + A_i Z_{i,t-1} + e_{i,t} \quad (3)$$

식 (3)에서 RP_t 는 t 월에서 주식시장의 초과수익률이며, $R_{i,t-1}$ 는 과거 1개월에 해당하는 산업 포트폴리오 수익률 i 의 초과수익률이다. 그리고 $Z_{i,t-1}$ 는 추가적인 주식시장 예측관련 변수들에 해당되는 벡터이다.

또한 36개의 λ_i 는 산업별 포트폴리오 수익률의 전체 주식시장 수익률에 대한 선행성을 나타내 주는 것으로 파악할 수 있다. 산업 포트폴리오 수익률의 대부분은 주식시장 이득(payoffs)에 대하여 가치 있는 정보를 포함하고 있기 때문에, 본 논문에서는 정보의 점진적 확산(gradual diffusion)에 대한 가설을 확인하기 위해서는 λ_i 가 0이 되지 않아야 한다. 그리고 A_i 도 모수이며, $e_{i,t}$ 는 잔차항이다.

본 연구에서 제시한 ‘예측 2’를 검정하기 위해서는 다음 식 (4)와 같이 전체 주식시장 수익률을 사용하여 36개 산업별 포트폴리오 수익률 각각에 대하여 예측을 시도할 수 있다.

$$R_{i,t} = \mu_i + \delta_i RP_{t-1} + B_i S_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (4)$$

식 (4)에서 $R_{i,t}$ 와 RP_t 는 식 (3)에서와 동일하며 $S_{i,t-1}$ 은 산업 i ($R_{i,t-1}$)의 과거 수익률을 포함한 것이고 δ_i 와 B_i 는 모수이고 $u_{i,t}$ 는 잔차항이다.

‘예측 2’의 검정에 있어 관심의 대상은 36개 산업의 δ_i 의 값이다. 만일 이 매개변수 값의 통계적 유의성이 떨어진다면, 산업별 포트폴리오 수익률의 전체 주식시장 수익률에 대한 선행성을 나타내어 주는 것을 의미하고 이 결과는 전체 주식시장에서의 정보는 먼저 각각의 산업별 포트폴리오 수익률에 포함된 것으로 해석할 수 있다.

<표 2>의 A는 금속산업의 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장에 대한 선행성을 갖고 있는가에 관련된 식 (3)에 대한 실증분석 결과이다. <표 2>의 A에서 (1)열은 t 월에 있어 전체 주식시장 수익률에 대하여 $t-1$ 월의 금속산업 포트폴리오 수익률과 $t-1$ 월의 전체 주식시장 수익률, 상수항이 포함된 것이다.³⁾ $t-1$ 월의 금속산업 포트폴리오 수익률의 계수는 -0.128 이고 10% 수준에서 통계적으로 유의성이 있음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 (2)열에서 물가상승률, 기간 간 및 자산간 스프레드, 등의 변수들을 포함하여 동시에 분석하였을 경우에도 결과가 달라지지 않음을 알 수 있었다. 또한, (3)열에서 단기금리인 콜금리를 추가하였을 경우에도 통계적으로 유의한 결론을 얻을 수 있었다.

한편, 스프레드 1의 국고채(3년) 수익률과 정기예금(1년) 금리차는 전체 주식시장 수익률에 통계적 유의성을 지니고 있음을 알 수 있었지만, 나머지 물가상승률과 기타 변

3) 산업별 포트폴리오수익률을 달리하거나, 전체 주식시장의 다양한 과거시차 변수들을 사용하였을 경우에도 결과는 크게 다르지 않은 것을 알 수 있었다. 단, (1)~(3)항의 경우 전기전자와 의류 등 경기회복에 민감한 업종 등의 경우에는 부호가 양(+)을 보이며, 통계적 유의성을 갖고 있음을 알 수 있었다. 여기서, 금속산업의 결과만을 제시한 이유는 경기에 대한 민감도가 중립적인 업종을 대표로 선정한 것이다.

수들에 있어서는 전체 주식시장 수익률에 대한 예측력은 크지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 스프레드 1의 국고채(3년)수익률과 정기예금(1년) 금리차를 제외한 대부분의 변수들이 오랜 시차를 갖고 전체 주식시장 수익률의 예측에 관련되기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

<표 2> 포트폴리오 수익률과 전체 주식시장 수익률의 회귀분석 결과

| 구 분 ¹⁾ | 패널A : 전체 주식시장 수익률 | | | 패널B : 금속부문의 포트폴리오 수익률 | | |
|--|----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 상수항 | 2.851 (0.736) | -3.087 (-1.587) | -3.774 (-1.214) | 1.962 (0.862) | -3.640 (-1.227) | -3.936 (-1.222) |
| 금속부문의 포트폴리오 수익률(-1) | -0.128 (-2.001)** | -0.234 (-2.002)** | -0.589 (-3.263)* | -0.104 (-0.593) | -0.375 (-1.410) | -0.306 (-1.119) |
| 전체 주식시장 수익률(-1) | 0.474 (1.085) | 0.008 (0.026) | 0.096 (0.474) | 0.168 (0.723) | 0.421 (1.471) | 0.411 (1.435) |
| 물가상승률(-1) | | -1.972 (-0.662) | -1.610 (-1.574) | | -3.538 (-1.513) | -3.733 (-1.581) |
| 기간프리미엄 (term premium) ²⁾ | | 2.057 (3.259)* | 2.661 (3.066)* | | 3.462 (1.047) | 3.258 (1.420) |
| 채무불이행위험프리미엄(default premium) ²⁾ | | 7.180 (1.516) | 1.106 (1.496) | | 3.204 (1.237) | 2.315 (1.572) |
| 콜금리(-1) ³⁾ | | | -3.320 (-1.583) | | | -3.443 (-1.016) |
| R ² ⁴⁾ | 0.165 | 0.596 | 0.860 | 0.009 | 0.223 | 0.225 |
| T ⁵⁾ | 287 | 287 | 287 | 287 | 287 | 287 |

- 주) 1. 패널 A는 전체 주식시장 수익률이 종속변수이고, 패널 B는 금속부문의 포트폴리오 수익률이 종속변수 .
- 2. 기간프리미엄(term premium)은 국고채(3년) 수익률과 정기예금(1년) 금리차를 의미하며, 채무불이행위험프리미엄(default premium)은 3년만기 회사채(등급 AA와 BBB-) 수익률 사이의 스프레드임.
- 3. 콜금리는 전기대비 변화율을 의미함.
- 4. R²는 조정된 R²(adjusted R²)임.
- 5. T는 관측치(observation)의 개수임.
- 6. *는 5% 유의수준에서 통계적인 유의성이 있음을 나타내며 **는 10% 수준에서 통계적인 유의성을 갖고 있음을 의미함. 그리고 ()은 t-값임.

<표 2>의 B는 ‘예측 2’와 관련하여 전체 주식시장 수익률이 금속부문 포트폴리오 수익률을 선행할 수 있는지와 관련된 식 (4)에 대한 실증적 분석 결과를 정리한 것이다. <표 2>의 (4)~(6)열에서는 전체 주식시장 수익률이 금속부문 포트폴리오 수익률에 선

행성을 지니고 있지 않음을 알 수 있다.

한편, 대부분의 산업별 포트폴리오 수익률은 포트폴리오 수익률들 간에 시계열상관(serial correlation) 관계가 높지 않음을 알 수 있었으며, 이것은 예측 1과 같은 맥락에서 해석될 수 있다.

한편 <표 3>은 얼마나 많은 산업들의 포트폴리오 수익률과 전체 주식시장 수익률이 VAR 모형⁴⁾을 토대로 볼 경우 Granger 인과관계를 갖고 있는 지를 분석한 결과이다. 본 연구에서 VAR 모형을 사용한 것은 요한슨 공적분 검정결과를 보면 단위근이 존재한다는 가설을 모두 기각하고 있어서 본 연구의 시계열 자료는 I(0)과정으로 안정적 시계열임을 나타내고 있다. 본 논문에서는 이들 변수 사이에 공적분관계가 없다고 가정하고 VAR 모형을 추정한 것이다.

<표 3>의 분석결과에 따르면 건설, 금속, 무역, 반도체, 보험, 비금속광물, 서비스, 섬유, 식료, 운수/창고, 유통, 의류, 자동차부품, 전기전자, 정유, 조선, 종이/목재, 증권, 컴퓨터, 통신, 화학 등 21개 업종은 각 산업별 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장 수익률을 5% 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 주고 있음을 알 수 있다.

이들 21개의 산업별 포트폴리오 수익률은 경제적으로도 중요한 의미를 지니고 있다. 즉, 당월(t)의 비금속광물과 정유, 금속 포트폴리오 수익률 등은 다음 월(t+1)의 전체 주식시장 수익률과 음(-)의 상관관계를 갖고 있는 것을 알 수 있다.⁵⁾ 이러한 결과는 시계열 데이터를 살펴볼 때, 이들 산업 제품의 가격의 상승은 향후 경제에 악영향을 주는 것으로 해석할 수 있다. 반면에, 의류 및 무역 등의 경우에는 반대로 이들 산업들의 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장 수익률과 양의 상관관계를 나타내 이들 산업들에 있어서 높은 수익률은 향후 경제가 상승국면이 예상됨을 나타내어 주고 있다.⁶⁾

4) 이 논문에서 사용된 VAR의 경우 일반적으로 변수의 나열순서(ordering of variables)와 lag의 수에 따라 결과가 다르게 나오게 되지만 외생성이 높은 순서로 변수의 나열순서를 가졌으며, lag의 수에 따른 결과는 크게 달라지지 않았다.

5) 각각의 변수 간의 관계에 있어서 부호는 본문에 제시되어 있지 않았지만, 이들 산업별 포트폴리오 수익률들은 전체 주식시장 수익률과 음(-)의 관계에 놓여 있음을 알 수 있었다. 즉, 전체 주식시장 수익률을 종속변수로 하고 각 산업별 포트폴리오 수익률을 독립변수로 한 경우의 결과를 의미한다. 이는 상승항과 1개월 시차(t-1)를 지닌 산업별 포트폴리오 수익률, 당월(t)의 전체 주식시장 수익률, 물가상승률, 기간간 및 자산간 스프레드 등을 포함한 회귀방정식(regression)의 결과에 기인한다. 한편, 하락장인 1990년, 1991년, 1992년 1~7월, 1994년 11~12월, 1995~1997년의 기간만을 별도로 하여 분석하였을 경우에도 결과는 달라지지 않았다.

6) 이들의 결과도 명시적으로 주석 7)과 같이 본문에 기록하지는 않았지만, 상승항과 1개월 시차(t-1)를 지닌 산업별 포트폴리오 수익률, 당월(t)의 전체 주식시장 수익률, 물가상승률, 기간간 및 자산간 스프레드 등을 포함한 회귀방정식(regression)을 행한 결과이다. 한편, 상승장인 1992년 8~12월, 1993년과 1994년 1~10월 기간 동안을 통하여 분석하였을 경우에도 결과에서 큰 차이점을 발견하지 못하였다.

<표 3> 산업별 포트폴리오 수익률과 전체 주식시장 수익률의 Granger인과성 검정

| 구 분 | F-통계치(p 값) | 구 분 | F-통계치(p 값) |
|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 가스 → 종합주가지수 | 2.455(0.310) | 유통 → 종합주가지수 | 7.069(0.001)* |
| 종합주가지수 → 가스 | 1.385(0.241) | 종합주가지수 → 유통 | 0.855(0.598) |
| 건설 → 종합주가지수 | 3.252(0.007)* | 은행 → 종합주가지수 | 1.434(0.220) |
| 종합주가지수 → 건설 | 1.331(0.267) | 종합주가지수 → 은행 | 1.135(0.381) |
| 금속 → 종합주가지수 | 6.283(0.001)* | 음료 → 종합주가지수 | 2.411(0.033)* |
| 종합주가지수 → 금속 | 1.748(0.120) | 종합주가지수 → 음료 | 2.237(0.046)* |
| 금융 → 종합주가지수 | 0.541(0.865) | 의류 → 종합주가지수 | 3.247(0.007)* |
| 종합주가지수 → 금융 | 0.548(0.860) | 종합주가지수 → 의류 | 1.167(0.359) |
| 기계 → 종합주가지수 | 1.579(0.167) | 인터넷 → 종합주가지수 | 0.337(0.967) |
| 종합주가지수 → 기계 | 0.809(0.638) | 종합주가지수 → 인터넷 | 2.914(0.026)* |
| 무역 → 종합주가지수 | 3.236(0.007)* | 자동차 → 종합주가지수 | 1.559(0.173) |
| 종합주가지수 → 무역 | 1.610(0.157) | 종합주가지수 → 자동차 | 1.818(0.105) |
| 반도체 → 종합주가지수 | 4.538(0.001)* | 자동차부품 → 종합주가지수 | 4.285(0.001)* |
| 종합주가지수 → 반도체 | 1.457(0.211) | 종합주가지수 → 자동차부품 | 1.303(0.281) |
| 반도체장비 → 종합주가지수 | 1.563(0.172) | 전기전자 → 종합주가지수 | 5.103(0.001)* |
| 종합주가지수 → 반도체장비 | 0.965(0.506) | 종합주가지수 → 전기전자 | 1.389(0.239) |
| 보험 → 종합주가지수 | 6.848(0.001)* | 정유 → 종합주가지수 | 8.003(0.001)* |
| 종합주가지수 → 보험 | 1.415(0.213) | 종합주가지수 → 정유 | 1.365(0.250) |
| 비금속광물 → 종합주가지수 | 4.115(0.001)* | 계약 → 종합주가지수 | 1.553(0.175) |
| 종합주가지수 → 비금속광물 | 0.581(0.835) | 종합주가지수 → 계약 | 0.453(0.921) |
| 서비스 → 종합주가지수 | 2.835(0.015)* | 조선 → 종합주가지수 | 2.846(0.015)* |
| 종합주가지수 → 서비스 | 1.368(0.249) | 종합주가지수 → 조선 | 1.215(0.330) |
| 섬유 → 종합주가지수 | 3.212(0.007)* | 종이/목재 → 종합주가지수 | 5.743(0.001)* |
| 종합주가지수 → 섬유 | 1.485(0.199) | 종합주가지수 → 종이/목재 | 1.002(0.476) |
| 식료 → 종합주가지수 | 5.497(0.001)* | 중전기 → 종합주가지수 | 0.776(0.668) |
| 종합주가지수 → 식료 | 1.341(0.262) | 종합주가지수 → 중전기 | 0.894(0.565) |
| 운수/창고 → 종합주가지수 | 8.071(0.001)* | 증권 → 종합주가지수 | 9.626(0.001)* |
| 종합주가지수 → 운수/창고 | 0.917(0.545) | 종합주가지수 → 증권 | 0.936(0.529) |
| 철강 → 종합주가지수 | 7.660(0.001)* | 화장품 → 종합주가지수 | 1.724(0.126) |
| 종합주가지수 → 철강 | 1.505(0.192) | 종합주가지수 → 화장품 | 2.180(0.052)** |
| 컴퓨터 → 종합주가지수 | 3.160(0.008)* | 화학 → 종합주가지수 | 8.166(0.001)* |
| 종합주가지수 → 컴퓨터 | 1.584(0.165) | 종합주가지수 → 화학 | 0.745(0.695) |
| 통신 → 종합주가지수 | 4.374(0.001)* | SI/네트워크 → 종합주가지수 | 0.488(0.819) |
| 종합주가지수 → 통신 | 1.841(0.101) | 종합주가지수 → SI/네트워크 | 0.890(0.589) |
| 통신장비 → 종합주가지수 | 0.616(0.807) | SW/솔루션 → 종합주가지수 | 0.449(0.916) |
| 종합주가지수 → 통신장비 | 0.979(0.494) | 종합주가지수 → SW/솔루션 | 1.347(0.283) |

주) 1. *는 5% 유의수준에서 통계적인 유의성이 있음을 나타내며 **는 10% 수준에서 통계적인 유의성을 갖고 있음을 의미함.

2. 월별자료에 대한 기준을 참조하여 시차는 3으로 정하였으나, 시차를 달리하여도 결과가 많이 달라지는 않음.

3. VAR 모형의 계수 값의 유의성은 F-통계치 (p 값) 결과와 같았음을 알 수 있었다.

이와 같이 산업별 포트폴리오 수익률과 거시경제변수 간의 높은 상관관계를 토대로 하여 전체 주식시장 수익률 예측을 가능하게 하는 업종 정보(sector information)의 점진적 확산(slow diffusion) 현상이 발생하게 되는 것이다.

또한, <표 3>의 결과를 살펴보면, 음료 업종에서 전체 주식시장 수익률과 상호간의 인과성을 나타내었으며, 인터넷과 화장품 업종에서는 전체 주식시장 수익률이 이들 업종에 대하여 일방적인 영향을 보이고 있음을 알 수 있다. 한편, 화장품의 경우에는 10%의 통계적 유의수준에서 전체 주식시장의 수익률이 화장품 업종에 대하여 영향력을 갖고 있었다. 이와 같이 <표 3>의 결과에서 보면, ‘예측 2’에서와 같이 산업별 포트폴리오 수익률의 전체 주식시장 수익률에 대한 선행성이 전체 주식시장 수익률의 산업별 포트폴리오 수익률에 대한 선행성보다 우수함을 알 수 있다. 이러한 결과에서, 정보의 점진적 확산(gradual-information-diffusion) 효과를 가져오는 경제변수의 중요성이 강조되고 있음을 알 수 있다.

3. 산업별 포트폴리오 수익률과 거시경제변수

이제는 ‘예측 3’이 적용되고 있는 지를 검정하기로 한다. 거시경제변수의 예측과 관련된 방정식을 수식으로 나타내면 다음 식 (5)와 같다.

$$X_t = \eta_i + \gamma_i R_{i,t-1} + C_i Z_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (5)$$

여기서, X_t 는 t시점의 경제활동의 지표이고, $Z_{i,t-1}$ 는 방정식 (3)과 같이 추가적인 주식시장 예측관련 변수들에 해당되는 벡터이며,⁷⁾ $R_{i,t-1}$ 는 t-1월 산업 i의 산업별 포트폴리오 수익률(월간기준)이다. γ_i 는 산업별 포트폴리오 수익률이 경제활동변수를 예측할 수 있는지와 관련된 능력을 나타내어 준다. 그리고 C_i 도 모수이며, $v_{i,t}$ 는 잔차항이다.

‘예측 3’으로부터 식 (3)의 λ_i 와 γ_i 는 양(+의 상관관계를 가지고 있을 것으로 예상된다. 다시 말하면, 전체 주식시장 수익률에 대하여 선행성을 지니는 산업별 포트폴리오 수익률은 해당 산업의 경기변수에도 선행성을 지닐 것으로 기대된다는 것이다. 예를 들어, 의류 및 전기전자와 같은 산업의 포트폴리오 수익률은 양(+의 λ_i 와 γ_i 을 갖게 되며, 금속과 정유와 같은 산업의 포트폴리오 수익률은 음(-)의 λ_i 와 γ_i 을 갖게 된다는 것

7) 물가상승률, 콜금리, 기간 간 및 자산간 스프레드 등의 변수들을 포함하여 동시에 분석하였을 때, 콜금리, 물가상승률, 국고채(3년)수익률과 정기예금(1년) 금리 차는 경제활동 지표에 통계적 유의성을 지니고 있음을 알 수 있었다.

을 의미한다.

본 연구에서는 식 (5)를 실증적으로 분석하기 위해 필요한 경기변수들로 산업생산 증가율과 경기동행지수 증가율을 선정하였다. 본 연구에서 산업생산 증가율과 경기동행지수는 증가율은 1980년 1월부터 2003년 12월 기간 동안의 월별자료를 사용하였다. 산업생산 증가율과 전체 주식시장 수익률의 상관분석 결과는 0.28의 상관계수를 나타내고 있으며, 경기동행지수 증가율과 전체 주식시장 수익률과는 0.34의 상관계수를 나타내고 있어 이들 변수가 중요한 거시경제 변수임을 알 수 있었다.

Hong, Torous and Valkanov(2002)의 연구결과를 보면, 미국의 경우 1972~2001년 기간 동안의 월별의 산업생산 증가율과 전체 주식시장 수익률은 0.08의 상관계수를 나타내고 있다. 또한, 경기동행지수 증가율과 전체 주식시장 수익률과는 0.12의 상관계수를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 비교해 볼 때에는 한국의 경우가 거시경제변수와 전체주식시장과의 상관성이 다소 높은 것을 알 수 있었다.

<표 4>는 36개 산업의 포트폴리오 수익률 중에서 어느 업종이 경기동행지수 증가율을 예측하는 데 도움이 되는 지를 제시하고 있다. 한편, 경기동행지수 증가율 대신에 산업생산증가율을 사용하여도 결과는 크게 달라지지 않았다. 또한, 추세가 제거된 산업생산과 경기동행지수를 사용할 때에도 결과는 비슷한 것으로 나타났다.

즉, <표 4>는 VAR 모형을 토대로 볼 경우 Granger 인과관계를 갖고 있는 지를 나타내어 주고 있다. <표 4>에서 볼 수 있는 바와 같이 36개의 산업 중에서 8개의 산업은 통계적 유의수준 10%에서 의미가 있고, 10개의 산업은 5%의 통계적 유의수준에서 의미있는 변수로 나타났다. 이 분석의 결과에서 건설, 금속, 반도체장비, 의류, 전기전자 등은 10%의 통계적 유의수준에서, 그리고 비금속광물, 섬유, 식료, 운수/창고, 컴퓨터, 유통, 음료, 제약, 화장품 등은 5% 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 주고 있음을 알 수 있었다.

이들 산업별 포트폴리오 수익률은 경제적으로도 중요한 의미를 지니고 있다. 즉, 당월(t)의 비금속광물과 정유, 금속 포트폴리오 수익률 등은 다음 월(t+1)의 경기동행지수 증가율과 음(-)의 상관관계를 갖고 있는 것을 알 수 있었다.⁸⁾ 반면에 의류 및 전기전자, 반도체장비 등은 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과들을 토대로 살펴볼 때, '예측 3'이 지지되는 것을 확인할 수 있다.

8) 각각의 변수 간의 관계에 있어서 부호는 본문에 제시되어 있지 않았지만, 이들 산업별 포트폴리오 수익률들은 전체 주식시장 수익률과 음(-)의 관계에 놓여 있음을 알 수 있었다. 즉, 경기동행지수 증가율을 종속변수로 하고 각 산업별 포트폴리오 수익률을 독립변수로 한 경우의 결과를 의미한다. 이는 상수항과 1개월 시차(t-1)를 지닌 산업별 포트폴리오수익률, 당월(t)의 경기동행지수 증가율, 물가상승률, 기간 간 및 자산간 스프레드 등을 포함한 회귀방정식(regression)의 결과에 기인한다. 한편, 하락장인 1990년, 1991년, 1992년 1~7월, 1994년 11~12월, 1995~1997년의 기간만을 별도로 하여 분석하였을 경우에도 결과는 달라지지 않았다.

<표 4> 산업별 포트폴리오 수익률과 경기동행지수 증가율의 Granger인과성 검정

| 구분 | F-통계치(p 값) | 구분 | F-통계치(p 값) |
|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| 가스 → 경기동행지수 | 0.922(0.436) | 유통 → 경기동행지수 | 5.760(0.001)* |
| 경기동행지수 → 가스 | 0.210(0.888) | 경기동행지수 → 유통 | 0.990(0.404) |
| 건설 → 경기동행지수 | 2.582(0.063)** | 은행 → 경기동행지수 | 1.133(0.344) |
| 경기동행지수 → 건설 | 1.762(0.166) | 경기동행지수 → 은행 | 1.163(0.333) |
| 금속 → 경기동행지수 | 2.423(0.076)** | 음료 → 경기동행지수 | 3.645(0.018)* |
| 경기동행지수 → 금속 | 1.428(0.245) | 경기동행지수 → 음료 | 0.417(0.741) |
| 금융 → 경기동행지수 | 1.240(0.304) | 의류 → 경기동행지수 | 2.335(0.085)** |
| 경기동행지수 → 금융 | 0.055(0.982) | 경기동행지수 → 의류 | 1.068(0.370) |
| 기계 → 경기동행지수 | 0.485(0.694) | 인터넷 → 경기동행지수 | 0.007(0.999) |
| 경기동행지수 → 기계 | 0.850(0.472) | 경기동행지수 → 인터넷 | 1.302(0.286) |
| 무역 → 경기동행지수 | 1.463(0.235) | 자동차 → 경기동행지수 | 0.815(0.491) |
| 경기동행지수 → 무역 | 0.808(0.494) | 경기동행지수 → 자동차 | 1.056(0.376) |
| 반도체 → 경기동행지수 | 1.618(0.196) | 자동차부품 → 경기동행지수 | 2.193(0.101) |
| 경기동행지수 → 반도체 | 0.831(0.483) | 경기동행지수 → 자동차부품 | 1.092(0.361) |
| 반도체장비 → 경기동행지수 | 2.474(0.072)* | 전기전자 → 경기동행지수 | 1.993(0.090)** |
| 경기동행지수 → 반도체장비 | 1.156(0.335) | 경기동행지수 → 전기전자 | 1.170(0.370) |
| 보험 → 경기동행지수 | 2.194(0.101) | 정유 → 경기동행지수 | 2.652(0.058)** |
| 경기동행지수 → 보험 | 0.437(0.726) | 경기동행지수 → 정유 | 2.312(0.087)** |
| 비금속광물 → 경기동행지수 | 4.641(0.006)* | 계약 → 경기동행지수 | 4.868(0.004)* |
| 경기동행지수 → 비금속광물 | 1.157(0.335) | 경기동행지수 → 계약 | 1.230(0.308) |
| 서비스 → 경기동행지수 | 1.491(0.228) | 조선 → 경기동행지수 | 0.847(0.474) |
| 경기동행지수 → 서비스 | 1.019(0.392) | 경기동행지수 → 조선 | 0.181(0.908) |
| 섬유 → 경기동행지수 | 3.416(0.024)* | 종이/목재 → 경기동행지수 | 2.097(0.112) |
| 경기동행지수 → 섬유 | 0.685(0.565) | 경기동행지수 → 종이/목재 | 0.801(0.498) |
| 식료 → 경기동행지수 | 3.361(0.025)* | 중전기 → 경기동행지수 | 1.542(0.214) |
| 경기동행지수 → 식료 | 0.807(0.495) | 경기동행지수 → 중전기 | 0.820(0.488) |
| 운수/창고 → 경기동행지수 | 3.687(0.017)* | 증권 → 경기동행지수 | 1.496(0.226) |
| 경기동행지수 → 운수/창고 | 1.299(0.284) | 경기동행지수 → 증권 | 2.270(0.091)** |
| 철강 → 경기동행지수 | 0.805(0.496) | 화장품 → 경기동행지수 | 3.803(0.015)* |
| 경기동행지수 → 철강 | 0.771(0.515) | 경기동행지수 → 화장품 | 0.765(0.518) |
| 컴퓨터 → 경기동행지수 | 3.761(0.016)* | 화학 → 경기동행지수 | 2.184(0.101) |
| 경기동행지수 → 컴퓨터 | 1.062(0.373) | 경기동행지수 → 화학 | 0.622(0.604) |
| 통신 → 경기동행지수 | 0.858(0.468) | SI/네트워크 → 경기동행지수 | 0.297(0.827) |
| 경기동행지수 → 통신 | 1.536(0.216) | 경기동행지수 → SI/네트워크 | 3.121(0.050)** |
| 통신장비 → 경기동행지수 | 0.863(0.466) | SW/솔루션 → 경기동행지수 | 0.112(0.952) |
| 경기동행지수 → 통신장비 | 1.326(0.276) | 경기동행지수 → SW/솔루션 | 0.344(0.793) |

주) 1. *는 5% 유의수준에서 통계적인 유의성이 있음을 나타내며 **는 10% 수준에서 통계적인 유의성을 갖고 있음을 의미함.

2. 월별자료에 대한 기준을 참조하여 시차는 3으로 정하였으나, 시차를 달리하여도 결과에 있어 별다른 차이를 보이지는 않음.

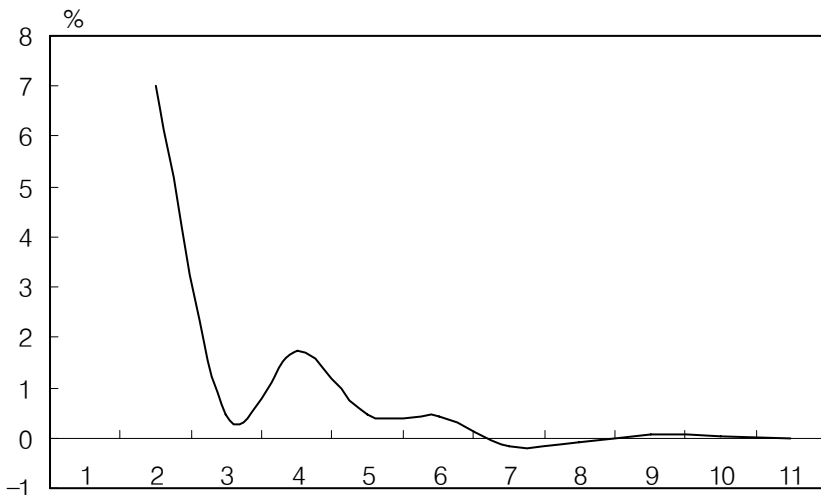
4. 충격반응분석

‘예측 1’과 ‘예측 3’을 검정한 결과, 산업별 포트폴리오가 예측력을 지니고 있음을 확인할 수 있었다. 한편 여기에서는 이러한 산업별 포트폴리오 수익률에 충격이 주어졌을 때 모형내의 KOSPI 수익률과 경기동행지수 증가율의 반응을 살펴보고자 한다. 이때 사용하는 충격반응함수는 VAR 모형에서 한 변수에 충격(innovation)이 발생할 경우 모형내의 다른 변수에 미치는 동태적 영향을 나타내는 것이다. 본 연구에서 사용된 VAR모형은 다음과 같다.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \epsilon_t, \tag{6}$$

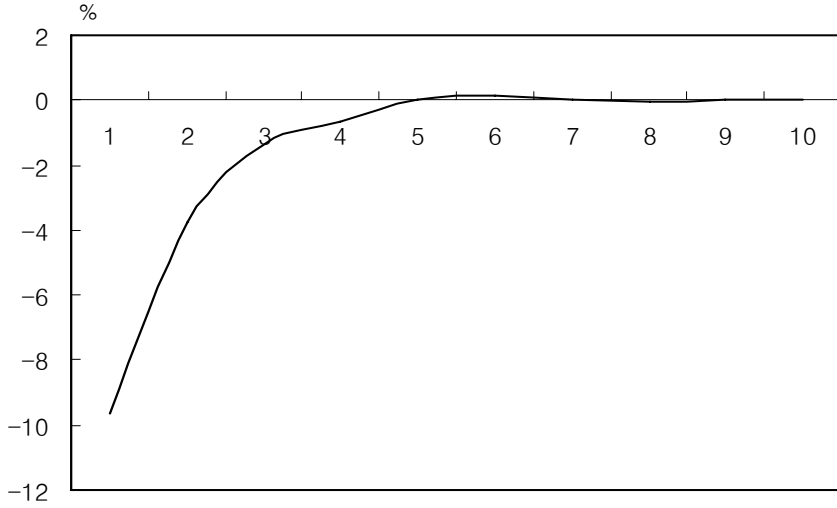
식 (6)에서 Y_t 는 전기전자 포트폴리오 수익률과 금속부문의 포트폴리오 수익률 중의 하나의 값과 종합주가지수 수익률, 경기동행지수 증가율의 월별데이터를 사용하였다. 각 변수의 변화율에 충격이 일어날 경우 각 변수들의 동태적 반응을 나타낸 충격반응 곡선이 [그림 1]에서부터 [그림 4]까지 나타나 있으며, 각각의 변수들은 1차 차분하여 사용하였다.⁹⁾

[그림 1] 전기전자 포트폴리오 수익률 충격에 대한 종합주가지수 수익률의 반응

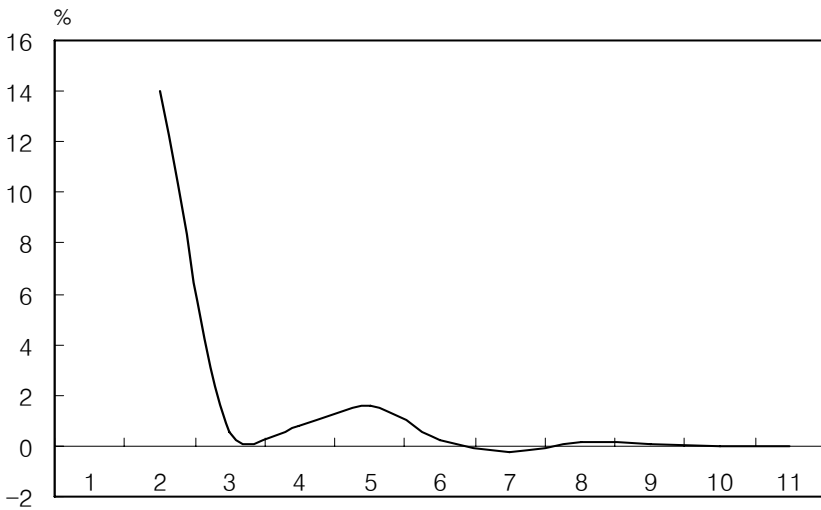


9) 여러 산업 중 전기전자와 금속부문 만을 선정하여 충격반응분석 결과를 소개한 것은 전기전자부문이 경기 민감성이 높은 주식에 해당하고 금속부문의 경우에 있어서는 경기에 대하여 중립적인 민감도를 가지고 있기 때문에 이들 포트폴리오 수익률을 기술하였다.

[그림 2] 금속 포트폴리오 수익률 충격에 대한 종합주가지수 수익률의 반응



[그림 3] 전기전자 포트폴리오 수익률 충격에 대한 경기동행지수 증가율의 반응¹⁰⁾

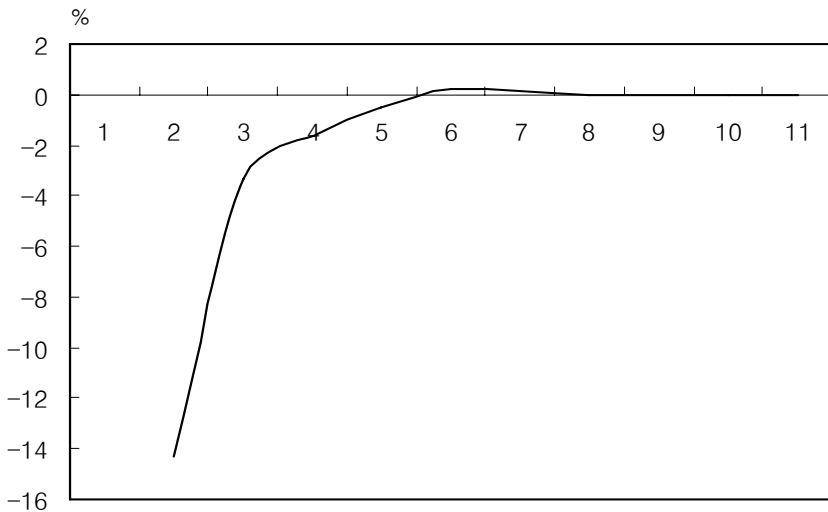


[그림 1]을 보면, 전기전자 포트폴리오 수익률이 상승하는 충격이 발생할 경우 종합주가지수 수익률이 상승하여 주식시장의 불확실성이 낮아지는 것으로 나타났다. 한편,

10) 경기동행지수 증가율 대신에 산업생산 증가율을 사용하였을 경우에도 별다른 차이점이 발견되지 않았다.

[그림 2]에서는 금속 포트폴리오 수익률의 상승 충격이 발생할 때 4월 정도까지 종합주가지수 수익률이 안정을 찾지는 못하는 것으로 나타났다. 이는 전기전자 포트폴리오 수익률의 경우에는 향후 경기회복에 대한 기대감이 주식시장에 선반영 되면서 주식시장 전체에 대한 안정성이 증가하지만, 금속부문의 포트폴리오 상승은 기업들의 원자재 가격 상승으로 인한 경기 악영향 우려가 주식시장에 반영되어 전체 주식시장에 대한 불확실성이 커지는 것으로 판단할 수 있다.

[그림 4] 금속 포트폴리오 수익률 충격에 대한 경기동행지수 증가율의 반응



[그림 3]에서 전기전자 포트폴리오 수익률이 상승 충격에 대하여 경기동행지수 증가율이 약 2월까지 증가한 후 충격효과가 소멸되는 것으로 보이고 있다. 한편, [그림 4]에서 경기동행지수 증가율은 금속 포트폴리오 수익률의 상승충격 발생이후 약 5월 정도까지 지속적으로 하락하는 것으로 나타났다. 이것은 각 산업별 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장 수익률에 있어 정보의 점진적 확산 가능성을 기대할 수 있음을 나타내어 주고 있다.

V. 요약 및 결론

본 논문의 목적은 과거의 산업 포트폴리오 수익률이 확률추세로부터 어떻게 전체 주

식시장과 두 가지 거시경제 변수인 경기동행지수와 산업생산 등을 예측할 수 있는 지를 알아보는 데에 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 연구모형을 설정한 후 세 가지 검정절차를 제시하고 이를 실증적으로 분석하였다.

당월의 전체 주식시장 수익률은 과거의 시차를 지닌 특정 산업부문 포트폴리오 수익률에 대하여 양(+)의 상관관계를 유지하고 있다는 ‘예측 1’과 전체 주식시장의 수익률은 특정 산업부문의 수익률에 대하여 선행성을 지닐 수 없다는 ‘예측 2’에 대한 검정 결과는 ‘예측 1’과 ‘예측 2’가 지지되고 있음을 파악할 수 있었다.

그리고 산업별 포트폴리오 수익률과 거시경제변수 간의 높은 상관관계를 토대로 하여 전체 주식시장 수익률 예측을 가능하게 하는 업종 정보의 점진적 확산 현상이 발생하게 되는가를 검토하기 위하여 각 산업들의 포트폴리오 수익률과 전체 주식시장 수익률이 VAR 모형을 토대로 볼 경우 Granger 인과관계를 갖고 있는 지를 분석하였다. 분석결과 21개 업종은 각 산업별 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장 수익률을 5% 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 주고 있음을 알 수 있었다. 이들 21개의 산업별 포트폴리오 수익률은 경제적으로도 중요한 의미를 지니고 있어 산업제품의 가격 상승과 하락이 경제에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 특히 음료 업종에서 전체 주식시장 수익률과 상호간의 인과성을 나타내었으며, 인터넷과 화장품 업종에서는 전체 주식시장 수익률이 이들 업종에 대하여 일방적인 영향을 보이고 있음을 알 수 있었다.

또한 전체 주식시장 수익률에 대한 특정 산업 포트폴리오 수익률의 예측력은 거시경제변수의 예측력과 연관되어 있다는 ‘예측 3’을 검정하기 위하여 본 연구에서는 36개 산업의 포트폴리오 수익률 중에서 어느 업종이 경기동행지수 증가율을 예측하는 데 도움이 되는 지를 분석하였다. 분석결과, 36개의 산업 중에서 6개의 산업은 통계적 유의수준 10%에서 의미가 있고, 9개의 산업은 5%의 통계적 유의수준에서 의미있는 변수로 나타났다. 또한 금속과 정유와 같은 변수들의 포트폴리오 수익률 상승은 향후 전체 주식시장 수익률이 하락할 것으로 예측하고 있다. 이러한 결과는 전체 주식시장 수익률에 있어 정보의 점진적 확산 가능성을 기대할 수 있음을 나타내어 준다는 것을 의미한다. 더욱이, 의류와 같은 소비재산업과 전기전자 업종 등의 산업 포트폴리오 수익률은 전체 주식시장 수익률과 양(+)의 상관관계를 갖고 있으며, 또한 경기동행지수 증가율과도 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 이러한 결과들을 토대로 살펴볼 때, ‘예측 3’이 지지되는 것을 확인할 수 있다.

한편 본 연구에서는 산업별 포트폴리오 수익률에 충격이 주어졌을 때 모형내의 KOSPI 수익률과 경기동행지수 증가율의 반응을 충격반응함수를 이용하여 분석하였다. 분석결

과, 전기전자 포트폴리오 수익률이 상승하는 충격이 발생할 경우 종합주가지수 수익률이 상승하고, 금속 포트폴리오 수익률의 상승 충격이 발생할 때 4월 정도까지 종합주가지수 수익률이 안정을 찾지는 못하는 것으로 나타나고 있다. 그리고 전기전자 포트폴리오 수익률이 상승 충격에 대하여 경기동행지수 증가율이 약 2월까지 증가한 후 충격 효과가 소멸되고, 경기동행지수 증가율은 금속 포트폴리오 수익률의 상승충격 발생 이후 약 5월 정도까지 지속적으로 하락하는 것으로 나타나 각 산업별 포트폴리오 수익률이 전체 주식시장 수익률에 있어 정보의 점진적 확산 가능성을 기대할 수 있음을 나타내어 주고 있다.

특정산업수익률이 주식시장에 유의적인 영향을 미치나, 경기동행지수에는 영향을 미치지 않는(또는 반대의) 결과는 특정산업 수익률이 주식시장과 경기동행지수에 미치는 정보의 비대칭성과 시간 차이가 발생되기 때문으로 파악된다.

이상의 결과들을 토대로 살펴볼 때, 미국과 같은 선진국에 비하여 다소 경제주체들 간의 정보의 공유와 적시성 등에서 차이가 날 수 있지만, 정보의 점진적 확산 효과로 인하여 과거의 산업 포트폴리오 수익률의 전체 주식시장과 거시경제 변수들에 대한 예측가능성이 있음을 확인할 수 있다.

참 고 문 헌

- 김중권, “주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석”, 재무관리연구, 제16권, 1999.
- 김철교, 박정옥, 백용로, “제경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구”, 증권학회지, 제12권, 1990.
- 정성창, “우리나라 증권시장과 거시경제변수-VECM을 중심으로”, 재무관리연구, 제17권, 2000.
- 정성창, 정석영, “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기균형관계”, 재무연구, 제15권, 2002.
- Allen, Franklin and Douglas Gale, “Limited Market Participation and Volatility of Asset Prices,” *American Economic Review*, 84, (1994), 933-955.
- Amihud, Yakov, Haim Mendelson and Jun Uno, “Number of Shareholders and Stock Prices : Evidence from Japan,” *Journal of Finance*, 1, (1999), 1169-1184.
- Blume, Marshall E., Jean Crockett and Irwin Friend, “Stock Ownership in the United States : Characteristics and Trends,” *Survey of Current Business*, 54, (1974), 16-40.
- Blume, Marshall E., and Irwin Friend, *The Changing Role of the Individual Investors : A Twentieth Century Fund Report*, New York : Wiley, 1978.
- Brennan, Michael J., “The Optimal Number of Securities in a Risky Asset Portfolio When There are Fixed Costs of Transacting : Theory and Some Empirical Results,” *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 10, (1975), 483-96.
- Daniel, Kent D., David Hirshleifer and Avanidhar Subrahmanyam, “Investor psychology and security market under- and over-reactions,” *Journal of Finance*, (1998), 1839-1885.
- Foerster, Stephen and G. Andrew Karolyi, “The Effects of Market Segmentation and Investor Recognition on Asset Prices : Evidence from Foreign Stock Listings in the U. S.,” *Journal of Finance*, 54, (1999), 981-1013.
- Grinblatt, Mark and Tobias Moskowitz, “Do Industries Explain Momentum,” *Journal of Finance*, 54, (1999), 1249-1290.
- Hirshleifer, David, Seongyeon Lim and Siew Hong Teoh, Disclosure to a Credulous Audience : The Role of Limited Attention, Ohio State University Working Paper, 2002.

- Hong, Harrison, Lim, Terence and Stein, Jeremy C., "Bad News Travels Slowly : Size, Analyst Coverage, and Profitability of Momentum Strategies," *Journal of Finance*, 55, (2000), 265-295.
- Hong, Harrison and Jeremy C. Stein, "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets," *Journal of Finance*, 54, (1999), 2143-2184.
- Hong, Harrison, Torous, Walter and Valkanov, Rossen, "Do Industries Leads the Stock Market? Gradual Diffusion of Information and Cross-Asset Return Predictability," *mimeo*, (2002), 1-43.
- Hong, Harrison, Torous, "Walter and Valkanov, Rossen, Do Industries Lead the Stock Markets?," *mimeo*, (2004), 1-48.
- Hou, Kewei and Tobias J. Moskowitz, Market Frictions, Pprice Delay and the Cross-Section of Expected Returns, U. of Chicago Working Paper, 2002.
- Jegadeesh, Narasimhan and Titman, Sheridan, "Returns to Buying Winners and selling Losers : Implications for Stockmarket Efficiency," *Journal of Finance*, 48, (1993), 93-130.
- Jegadeesh, Narasimhan and Titman, Sheridan, "Overreaction, Delayed Reaction and Contrarian Profits," *Review of Financial Studies*, 8, (1995), 973-993.
- Jeong, Jinho, "The dynamic of Korean Stock Market in Response to Fiscal and Monetary Shocks around Foreign Currency Crisis and Stock Market Opening," *Korean Development Review*, 2, (2005), 241-251.
- Kadlec, Gregory B. and John J. McConnel, "The Effect of Market Segmentation and Illiquidity of Asset Prices : Evidence from Exchange Llistings," *Journal of Finance*, 49, (1994), 611-636.
- Lamont, Owen, "Economic Tracking Portfolios," *Journal of Econometrics*, 105, (2001), 161-184.
- Lee, Charles and Swaminathan, Bhaskaran, "Price Momentum and Trading Volume," *Journal of Finance*, 55, (2000), 2017-2069.
- Lewellen, Jonathan, "Momentum, Autocorrelation and Stock Returns," *Review of Financial Studies*, 15, (2002), 533-563.
- Lo, Andrew and Craig MacKinlay, "When are Contrarian Profits Due to Stock Market

Overreaction,” *Review of Financial Studies*, 3, (1990), 175-206.

Merton, Robert C., “A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information,” *Journal of Finance*, 42, (1987), 483-510.

Peng, Lin and Xiong, Wei, Capacity Constrained Learning and Asset Price Comovements, Princeton University Working Paper, 2002.

Pollet, Joshua, Predicting Asset Returns with Expected Oil Price Changes, Harvard University Working Paper, 2002.

Shiller, Robert J., *Irrational Exuberance*, Broadway Books : New York, 2000.

Shlifer, Andrei and Robert Vishny, “The Limits of Arbitrage,” *Journal of Finance*, 52, (1997), 35-55.

Sims, Christopher, Rational Inattention, Princeton University Working Paper, 2001.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 25, Number 1, March 2008

A study on Industries's Leading at the Stock Market in Korea : Gradual Diffusion of Information and Cross-Asset Return Predictability

Hae Young Lee* · Jong Kwon Kim**

〈abstract〉

We test the hypothesis that the gradual diffusion of information across asset markets leads to cross-asset return predictability in Korea. And, the aim of this paper is related to forecast the stock market, business cycle index and industrial production by various indicators of economic activities in Korea. For this, our paper sets models and focuses on empirical test. The stock market on this month correlate with industries in Korea. The stock market doesn't lead to industries. The industries and macroeconomic variables have high correlation. We test that gradual diffusion of industrial information will predict stock market in Korea. For this, we analysis on possibility of Granger cause by VAR models between industries and stock market. As a result, 21 portfolios cause to Kospi statistically significance at 5%. Especially, the Beverage portfolio has bilateral Granger causality to Kospi. In case of Internet and Cosmetics portfolio, Kospi has unilateral Granger causality to it. The predictability of specific industries has a relation to Macroeconomic variables. What industrial portfolios predict to Business Coincidence Index? The only 6 industrial portfolios of 36 portfolios have a statistically significance at 10%. And, 9 portfolios have a statistically significance at 5%.

Keywords : Industry Portfolios, Stock Market, Aggregate Market, Asset Pricing, Predictability

* Corresponding Author, Kangnam University, School of Management

** Shinheung College, Department of Commerce & Information