

한국 건설주가의 동태적 국내외 연계성에 관한 실증분석

유태우* · 장원기**

〈요 약〉

본 논문은 한국건설 주가의 동태적 특성 - 장단기 국내외 연계성 - 을 파악하기 위하여 작성되었다. 이를 위해 우선 한·미·일 증시 및 건설지수간의 상호 가격전이 메카니즘을 분석하여 국내 건설업 주가가 해외로부터 받는 영향을 추정하였다. 또한, 국내 주요 건설기업과 해외건설 지수와의 연계성을 살펴보고, 건설기업간의 주가변화의 상호작용을 실증적으로 분석하였다. 이와 관련하여 장기적 관계의 존재 및 미국과 현대건설의 리더십을 중심으로 한 일곱 가지 가설을 설정하였다. 장기적 균형가설 검정을 위해서는 Johansen and Juselius(1990)의 다변량 공적분기법을 사용하고, 단기적 인과관계 추론을 위해서는 VAR 모형의 오차분산분해, 충격반응함수, 그랜저 인과관계검정을 일별 자료에 적용하였다.

분석결과는 다음의 네 가지로 요약된다. 첫째, 한·미·일 증시, 건설업지수, 국내 5대 건설사 간에는 각각 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 장기적 균형관계가설이 기각되었다. 둘째, 미국증시는 한·일증시를 선행하는 것으로 나타났으나 건설업지수를 선행하지 않아 미국의 시장리더십을 건설업에는 파악할 수 없었다. 셋째, 현대건설주기도 국내 타 건설주가를 선행하는 것으로 나타나 현대건설의 시장리더십을 확인할 수 있었다.

이러한 실증적 분석 결과를 통해 한·미·일 증시, 건설업지수, 국내 건설주가는 단기적으로는 특정 국가 및 기업의 리더십이 발휘되지만 장기적으로는 상호 연관성 없이 독립적으로 움직인다는 사실을 알 수 있다.

주제어 : 공적분, 건설주가, 장기적 관계, 시장리더십, 오차분산분해, 그랜저인과관계, 동태적 연계성

I. 서 론

1997년 아시아 금융위기 이후 아시아증시를 포함한 국제 증권시장간의 연계성에 관한

논문접수일 : 2003년 1월 10일 논문게재확정일 : 2003년 5월 2일

* 명지전문대학 경영학과 교수

** 명지전문대학 세무회계학과 교수

*** 본 논문에 대해 귀중한 조언을 해주신 익명의 심사자께 깊은 감사를 드린다.

관심이 급증하고 있다. 이러한 관심은 증시의 연계성에 관한 연구논문의 양산을 가져왔다. 포트폴리오 이론에 따르면 개별시장으로부터의 투자수익률이 완전한 상관관계를 갖지 않고 그 상관관계가 안정적이면 시장간의 분산투자로부터 이익을 기대할 수 있다고 알려져 있다. 따라서 각 시장을 향한 분산투자가 유익할 수 있는가 하는 질문에 대한 답변은 우선 각시장의 주가변동의 상관관계를 측정함으로써 알아낼 수 있다. 상관관계가 낮은 주식시장에 투자자금을 배분하여 효율성을 제고함으로써 투자자는 포트폴리오의 위험을 최소화하고 수익률을 극대화할 수 있다. 국제투자에 관심이 있는 투자자들이 해외증시의 움직임을 면밀히 주시하는 이유도 바로 여기에 있다.

차츰 증가하고 있는 증권시장간의 동조화는 포트폴리오 위험 감소라는 측면에서의 해외분산투자의 유용성을 감소시키고 있는 추세이다. 이러한 국제증권시장 환경 아래에서 국제분산투자의 이익이 과연 존재하는가에 대한 답변은 보다 세밀한 분석을 통하여 이루어질 필요가 있다. 분석관점을 시간적 측면에서는 장기적인 것과 단기적인 것으로 세분화할 필요성이 있고, 포트폴리오 측면에서는 시장 전체적인 것과 특정 업종 또는 기업 단위로 세분화할 필요가 있을 것이다. 기존의 연구들이 대부분 시장간 단기적 상관관계의 분석에 치중하고 있고, 또한 단위 기업 또는 업종보다는 전체 시장을 대상으로 하고 있다는 점에서 한계가 있을 수 있다. 장기적 보유를 지향하는 투자에 있어서는 장기적 동조화 여부가 보다 중요한 관심사가 될 것이다. 또한, 시장지수간의 동조화가 있다고 하더라도 특정 업종 포트폴리오의 경우는 동조화가 미약하여 자국 고유의 영향을 많이 받을 수가 있다. 이러한 경우 해당 업종은 포트폴리오 위험관리 측면에서 보다 선호될 수 있을 것이다.

따라서, 국제시장간 그리고 특정 업종간 장기적 관계의 존재여부는 단기적 시장동조화와 더불어 중요한 연구 주제가 될 수 있을 것이다. 업종 중에서도 건설업종과 같이 국제간 상관도가 낮을 것으로 추측되는 업종에 대한 국제간 장기적 관계를 분석함으로써 국제간 분산투자의 유용성에 대한 추론의 강도를 높일 수 있을 것으로 판단된다.

주식시장의 연계에 대한 기존의 연구를 집약하면 다음과 같다. 증권시장간의 연계성에 관한 초기의 연구는 주로 시장간의 수익률의 상관도에 초점을 맞춘다(Agmon, 1972 ; Jaffe and Westerfield, 1985). 후기 연구들은 분석이 보다 정교해져서 VAR(vector auto-regression) 또는 VECM(Vector Error Correction Model)과 같은 계량경제학적 방법을 사용하여 각 국가의 주가간에 존재하는 연계정도를 연구하였다¹⁾. 이들 연구에 따르면,

1) 기존의 연계성 연구에서 수준변수를 차분하여 사용하는 VAR 분석에 대해 Engle and Geranger(1987)는 가격이 공적분 관계에 있을 때는 공통추세에 대한 중요한 정보를 잃을 가능성이 있으므로 그 대안으로 ECM을 제시하였다.

1987년 10월 전세계적 주가 대폭락 이후에 주식시장간의 상관관계가 상승하여 왔다고 보고하였다. 이 가운데 Eun and Shim(1989)은 VAR을 사용하여 주식시장들이 서로의 충격에 대하여 어떻게 상호작용을 하는가에 대한 연구에서 미국이 가장 영향력이 큰 시장이라고 주장하였다. 이와 비슷한 연구에서 Von Furstenberg and Jeon(1989)과 Jeon and Von Furstenberg(1990)은 주가 대폭락 이후부터 특히 일본시장이 다른 시장에 대하여 영향력이 증대하고 있음을 발견하였다. 그러나 공적분을 사용한 분석에서 Arshanapalli and Doukas(1993)는 일본을 제외한 다른 주식시장들 사이에는 장기적으로 수렴하는 관계가 있으나 일본은 타 선진 시장과 통합되어 있지 않음을 보였다. Jeon and Chiang(1991)은 다변량공적분기법을 사용하여 1975년 1월~1990년 3월 기간동안 미국, 일본, 영국, 독일 4개 선진국 일별 주가지수간에 1개의 공적분벡타가 존재함을 보고하였다. Kasa(1992)는 1974년 1월~1990년 8월 기간 동안의 미국, 일본, 영국, 독일, 캐나다 등 5개국 주가지수 월별 및 분기자료를 사용하여 검정한 결과 월 자료에서는 1개, 분기자료에서는 4개의 공적분벡타를 발견하여, 선진국 시장간에는 한 개의 공통적 확률추세(임의확률요인)이 존재함을 발견하였다.

1995년 이후의 연구를 살펴보면, Corhay, Rad and Urain(1995)는 1972년 1월~1992년 2월 기간의 일별 자료를 사용하여 호주, 일본, 홍콩, 싱가포르, 뉴질랜드 주가지수간에 공적분 관계가 존재하지 않음을 보고하였다. Hung and Cheung(1995)은 1981년 1월~1991년 12월 까지의 주별 자료를 사용하여 홍콩, 한국, 말레이시아, 싱가포르, 타이완 등 5개국 NIES의 주가 지수간에 공적분 관계가 없음을 보고하였다. Hassan and Nakka (1996)은 1984년 4월~1991년 5월 기간의 일별 자료에 의거 미국, 일본, 영국, 독일 4개국 주가 지수간에 Trace 통계량에 의한 공적분 관계가 나타나지 않았다. Masih and Masih(1997)은 1979년 1월~1994년 6월 기간동안의 미국, 일본, 캐나다, 프랑스, 독일, 영국 등 6개국 월별 주가지수를 사용하여 1987년 10월 주가 대폭락 전·후 기간 모두에서 한 개의 공적분벡타가 존재함을 발견하였다. Ghoshi, Saidi and Johnson(1999)는 1997년 3월~1997년 12월 기간 동안의 일별 자료를 써서 홍콩, 인도, 한국, 타이완, 말레이시아, 싱가포르, 인도네시아, 필리핀, 태국 등 9개 각 아시아 국가와 미국 또는 일본간에 이변량 공적분 검정을 통해 국가간 조합에 따라 다양한 결과를 얻었다. 그 중에서, 한국과 미국, 대만과 미국이 공적분 관계에 있는 것으로 보고하였다. Fernandez-Serrano and Sosvilla-Rivero (2001)은 1977년 1월~1999년 11월 기간동안의 일별 자료를 사용한 분석에서 일본, 홍콩, 싱가포르, 한국, 대만 등 5개국 아시아 주요국의 주가지수 사이에 공적분 관계가 없는 것으로 보고하였다. Chen, Firth and Rui(2002)는 남미 6개국 주가지수에 대해 1995년~2000년의 일별 자료를 사용하여 1개의 공적분 벡타가 존재하는 것을 발견하였다.

주요 국제 증권시장간의 연계성에 관한 이러한 실증연구들의 결론은 대부분 시장의 선택, 대상표본기간, 관측치의 주기, 방법론에 따라 결과가 통일되어 있지 않다. 대체적으로 선진국 증시 또는 남미 증시에는 공적분 관계가 있음을 아시아 증시에는 공적분 관계가 없음을 보고하고 있다. 이는 각국의 시장의 개방정도 및 경제적 유착의 정도와 관계가 깊은 것으로 추측된다. 각국의 증시간에 장기적 관계가 존재하는 이유로는 몇 가지가 있는데 우선 관련국가간에 강한 경제적 유대와 정책조율 등이 증시의 동조화의 요인이 될 수 있다. Jeon and Chiang(1991)은 규제완화의 시장자유화정책, 정보통신기술의 급속한 발달, 다국적 기업의 활동 증가 등을 증시 동조화의 요인으로 꼽았다.

장기적 관계 즉 공통요인의 존재는 독립적 변동의 크기를 제한하기 때문에 국제분산투자의 잇점은 주식시장이 공적분되어 있을 때 제한된다고 볼 수 있다. 둘 이상의 변수가 공적분되어 있는 경우, 비록 각 변수들이 독립적으로는 불안정적이라하더라도 변수의 선형결합은 안정적이 될 수 있다. 따라서, 공적분되어 있는 변수들은 안정적인 장기적 관계를 시현한다. 단기적으로 시계열들은 서로 관계 이탈될 수 있으나 투자자의 기호, 시장의 힘, 또는 정부규제 등에 의해 균형으로 복귀할 수 있을 것이다. 공적분의 미존재는 변수들이 장기적 연계성 없이 각기 자유롭게 움직일 수 있다는 것을 뜻한다.

Nelson and Plosser(1982) 및 Fama and French(1988)의 주장대로 경제 시계열을 추세부분(trend component)과 일시적 부분(transitory component)로 분해가 가능하다고 하자. 또한 추세부분은 임의확률과정(random walk)을 따르고 일시부분은 안정적 과정을 따른다고 가정한다. 각 부분은 상이한 경제적 동인에 의해 지배된다고 할 때 주가 시계열에도 이러한 논리를 적용시킬 수 있다. 국제증권시장에서 각 국의 주가를 추세부분과 일시부분으로 분해할 때, 단위근 또는 확률적 추세요인을 주도하는 것은 이익과 배당 등에 의해 뒷받침되는 펀더멘털의 추세부분에 대응된다고 볼 수 있고, 주가의 일시적-안정적 부분은 경제펀더멘털의 일시적 부분과 할인율 및 국가적 위험 프리미엄의 시가 변성으로부터 기인하는 가격-배당 연계로부터의 일시적 이탈의 크기와 대응된다고 해석할 수 있다.

따라서 국제 주가간의 공적분의 존재는 경제펀더멘털의 확률적 추세부분을 각국의 주가가 공유하고 있다는 것을 의미한다. 즉, 두 국가간의 공적분의 존재는 두 국가의 경제펀더멘털의 확률적 추세가 동일할 수 있다는 것을 시사한다. 이러한 경제학적 해석이외에 Kasa(1992)의 설명을 빌면, 이러한 공적분의 존재에 대한 증거는 국제 포트폴리오분산 투자에 대한 장기적 이득이 없다고 해석할 수 있다. 국제분산투자에 대한 잠재적 이득에 대한 대부분의 논의가 비교적 짧은 기간에 대해 산출된 국가간 상관관계에 기초하고 있다. 그러나 투자자가 장기보유를 지향하고 각국의 주가가 공통추세를 갖고 있을 때

는 이러한 계산은 잘못이다. 각국의 주가가 공통추세를 보이고 공통추세로의 회귀가 장기간에 걸쳐 아주 천천히 일어난다고 할 때 일시적 요소로부터 획득될 수 있는 경제적 이익은 아주 미미하다고 할 수 있기 때문이다. 따라서, 국가간 공적분의 존재는 국제 증시로의 분산투자라는 관점에서는 악재로서 해석이 가능하다. 이러한 분석논리를 주식시장에 적용할 때 펀더멘털의 동질성을 찾고 있다는 점에 착안하여 분석의 단위를 기존의 논문들에서와 같이 전체 주가지수로 하기보다는 특정 산업으로 설정하여 분석하는 것이 보다 합리적일 것으로 판단된다.

증시간의 연계성을 연구한 국내 문헌으로는 유태우, 김춘호(1997), 김인무, 김찬웅(2001), 그리고 지 청, 조 담, 양채열(2001) 등이 있다. 유태우와 김춘호는 공적분 방법론을 사용하여 한·미·일간의 증시간의 장·단기 관계를 분석한 결과 약한 공적분 관계가 있음을 발견하고 단기적으로는 일본주가의 영향을 보다 크게 받는다고 보고하였다. 김인무, 김찬웅(2001)은 KOSDAQ, NASDAQ, JASDAQ 지수에 VAR을 적용하여 한미일간의 주식시장의 정보전달에 관해 연구한 결과 미국거래소시장과 NASDAQ 시장이 일본과 한국의 해당시장에 시차를 갖고 영향을 주는 것으로 파악되었다. 지 청, 조 담, 양채열(2001)은 일별 자료를 낮 수익률과 밤 수익률로 구분하여 미국의 주가변동에 대하여 한국의 낮 수익률과 밤 수익률 모두 유의적 영향을 받는 것으로 보고하였다.

한국주식시장이 선진시장과 어떤 관계가 있는지에 대한 연구 - 특히, 업종간의 연계성에 관한 연구 - 는 아직 충분히 이루어지고 있지 못한 형편이다. OECD 가입 후 외환위기를 거치면서 한국의 증시는 급속히 세계증시로 편입되고 있다. 한국의 증권시장이 명실상부하게 국제 증권시장에 완전 편입되었는가 여부는 동종 자산가격이 타 시장과 어느 정도 동조하는가에 달려 있다고 할 수 있다. 이는 증권시장 지수간의 상관관계를 통해 시장간의 통합여부를 따지는 기존의 연구를 보다 세부적으로 확장할 필요성이 있다는 것을 뜻한다. 특히, 분석의 단위를 업종으로 한 단계 낮춤으로서 업종간의 국가간 상관관계를 파악하여 국제 투자에 대한 참고자료로 사용할 수 있다고 하겠다.

기존문헌을 종합해보면 대체로 주식시장 전체의 연계성에 관한 연구와 VAR 등을 이용한 단기적 관계 파악에 치중되어 있음을 알 수 있다. 따라서, 시장간 연계에 대한 보다 완전한 이해를 위해서는 업종단위에서 그리고 장·단기를 포괄하는 종합적 관점에서 증시간의 가격전달 메카니즘에 대한 연구가 요청된다고 하겠다. 이에 본 논문은 우리 경제에서 차지하는 비중, 해외진출 및 업종 내 기업 성격의 상대적 동질성, 저상관 관계로 추측되는 포트폴리오 이론상의 실무적 잇점 등을 심분 고려하여 분석단위로서 건설업을 선정하였다. 또한 기존연구가 주로 사용했던 VAR을 통한 단기적 관계분석에서 탈피하여,

장기적 관계가 있는지 여부도 파악할 수 있는 일반화된 VECM(Vector Error Corection Model)을 적용하였다. VAR은 VECM의 특수한 형태 즉 변수간 장기적 관계가 없는 경우의 VECM으로 해석할 수 있다.

건설업은 비교적 국내적 요인을 많이 받는 것으로 추정되나 이는 국제 포트폴리오 투자의 관점에서 보면 포트폴리오 편입여부의 결정시 우호적 투자대상으로 인정된다. 포트폴리오 이론은 불완전 상관관계에 있는 자산을 결합 시 분산투자효과가 나타난다고 처방하기 때문이다. 그러나 한편 한국의 건설업은 해외건설시장에 대한 의존도가 큰 것으로 알려져 있다. 해외수주의 성패가 국내 건설기업의 활력을 결정한다고 하여도 과언이 아니다. 따라서, 세계건설시장의 붐 또는 침체는 국제 수주시장에 참여하는 주요국가의 건설기업들에 영향을 줄 수 있을 것이며, 이는 각국 건설업지수간의 동조화로 나타날 수 있다. 따라서, 일반적으로 추측되고 있는 국제건설기업간의 저 상관도에 대한 가설은 장·단기 관계를 아우르는 실증적 검증을 통해서만 그 타당성을 판별할 수 있을 것이다. 국제 건설업지수간의 저상관도가 확인될 경우 건설업종에서의 국제분산투자가 리스크 관리 측면에서 매우 유효할 수 있다는 것을 뜻하고, 저 상관 가설이 기각되고 국제건설주가의 동조화가설이 채택될 경우 국제시장간 동조화 및 시장통합에 대한 최근의 연구 결과를 강화시키는 결과를 갖게 될 것이다.

2000년 1년간 우리 건설업은 총 매출액은 95조, 부가가치 42조, 종사자수는 130만 명에 이르고 있으며, 제조업의 30%, GDP의 10%를 점유하고 있는 대표적 업종으로 자리하고 있다. 2000년 말 현재 상장건설업의 수는 43개에 불과하나 건설업 전체 총 매출액의 65% 이상을 차지하고 있어 국내 건설업은 상장건설기업이 주도하고 있다고 해도 과언이 아니다.

따라서, 국내경기 및 장세를 선도하는 업종으로서 중요성뿐만 아니라 국제분산투자 종목으로서의 중요성으로 볼 때, 건설업지수의 국제적 연계성에 대한 분석의 필요성은 아무리 강조해도 지나치지 않을 것이다. 이에 따라 본 논문은 주요 목적을 건설업종지수의 국제적 장·단기 연계성과 국내 주요건설기업의 장·단기 연계성 파악으로 설정하였다. 이러한 본 연구의 목적을 달성하기 위해 다음과 같은 세부 연구과제를 제시하였다.

첫째, 1997년부터 2000년까지 한·미·일 증권시장간 동태적 장·단기 관계는 어떠한가? 이러한 질문에 답변함으로써 시장연계에 관한 기존연구 결과와 비교 가능할 것이다. 둘째, 한·미·일 건설업종 지수간의 동태적 장·단기 관계는 증권시장간의 연계성과 어떤 점에서 차이가 나는가? 이를 통해 증시전체와 업종지수에 대한 비교분석이 가능해질 것이다. 셋째, 국내 주요 건설사 주가간의 장·단기 역학관계는 어떠한가? 특히, 시장지배자로서 현대건설의 주가가 타 건설사의 주가에 미치는 영향력은 어느 정도인

가? 이러한 질문에 답함으로써 국내 건설사의 주가가 해외 증시로부터 받는 영향과 국내 건설사 주가간의 상호작용을 동시에 분석해낼 수 있을 것이다.

본 논문이 기존의 논문과 차별화 되는 점은 다음 세 가지로 요약된다. 첫째, 우리 경제에서 큰 비중을 차지하고 있는 건설업 단위에서 한·미·일간의 관계를 조명해 보았다는 점이다. 이는 대부분의 기존연구가 시장지수를 대상으로 하였다는 점과 뚜렷이 구별된다고 하겠다. 둘째는 증시간의 연계성과 건설업종간의 연계성을 각각 분석하여 그 공통점과 차이점에 대한 이해를 도모했다는 점이다. 이러한 분석의 결과는 투자자에게 건설주식의 국제분산투자의 실익에 대한 유용한 정보로 활용될 수 있을 것이다. 셋째는 국내 건설기업 상호간의 가격정보전달 메카니즘을 분석했다는 점이다. 매출액 기준 세계 14위 이자 국내 최대 건설기업인 현대건설의 타 건설업에 대한 영향력을 실제적으로 파악함으로써 현재 진행중인 현대건설의 구조조정 과정의 여파를 가늠해볼 수 있을 것이다.

본 논문의 나머지 부분은 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장은 연구에 사용된 자료에 대한 소개와 기초 통계량을 제시한다. 제 III장에서는 단위근 검정, 공적분 검정, VAR 등의 계량경제학적 방법론을 설명한다. 제 IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제 V장에서는 본 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 자료 및 가설

1. 자 료

본 연구에 사용된 자료는 일별 종가 자료로 한·미·일 3개국 주가지수로서 KOSPI, Nikkei 225, S&P 500, 건설업종지수, 국내 건설기업주가로서 현대, 대림, 엘지, 현대산업, 동부건설 등을 사용하였다. 한국에 관한 자료는 증권연구원의 수익률 DB를, 미·일 관련자료는 Datastream의 일별 자료를 사용하였다. 대상기간은 국내 주요 건설사의 시계열의 공통자료 획득가능성과 시기적 중요성을 고려하여 1997년 1월부터 2000년 12월까지로 설정하였다.

이러한 표본기간의 선택은 OECD 가입 후 자본이동이 자유로운 상태에서 외국인의 투자활동이 활발하였고 새로운 밀레니엄 시대 도래에 따른 기대감으로 국가간 동조화가 매우 컸던 시기인 점이 고려되었다.

가격자료는 모두 자연로그를 취하여 분석에 활용하였다. 통계분석에 앞서 안정성조건을 확보한 후 분석에 활용하였다.

2. 연구 가설

본 논문에서 규명하고자 하는 가설은 서론에서 제시한 세 가지 연구주제에 입각하여 주로 주가간의 장기적 균형관계와 그랜저인과관계에 초점을 맞춰 다음의 일곱 가지로 설정하였다.

H₁: 한·미·일 시장지수를 속박하는 장기적 균형관계가 존재한다.

첫 번째 가설은 전통적으로 인식되어온 삼국의 강한 정치·경제적 밀착관계에 근거하여 설정되었다. 미국과 일본은 한국의 최대 경제파트너로서 알려져 있다. 따라서, 이러한 관계는 삼국간의 경기사이클의 동조화로 나타날 가능성 즉 확률적 추세의 공유(common trend component)로 나타날 가능성이 크다. 이 경우 펀더멘털의 동조화에 따른 증시의 동조화로서 Nelson and Plosser와 Fama and French의 영구적 요소(permanent component)의 존재와 맥을 같이 한다고 하겠다. 이 경우 한·미·일 시장지수로 구성된 3국 시스템에 Johansen and Juselius(1990)의 공적분기법을 적용하면 공적분 관계 즉 장기적 관계의 유의적 증거나 나타날 것으로 기대된다. 3국 시장간에 공적분의 증거가 있을 경우 증시지수를 이용한 장기적 투자시 분산투자의 효과도 약할 것으로 추론할 수 있다. 반대의 경우 증시지수를 이용한 장기적 투자의 유용성전해가 힘을 얻는다고 하겠다.

H₂: 한·미·일 건설업지수를 속박하는 장기적 균형관계가 존재한다.

두 번째 가설은 특히 건설업의 삼국간 장기적 동조가능성에 주목한다. 이는 국제 건설시장의 호·불황 요인이 삼국 시스템에 동일하게 작동하는지를 검증하기 위한 가설설정이다. 각국의 건설 펀더멘털 사이에 공통된 영구적인 추세요소가 존재한다면 3국 건설지수로 구성된 다변량 공적분 검정에서 공적분의 증거가 나타날 것이다. 삼국의 건설업이 주로 국내요인에 의해 영향을 받아 3국 건설업종지수간에 공적분의 증거가 없다면 장기적 관점에서 분산투자의 메리트가 건설업종에서는 가능함을 의미한다. 3국 건설업종의 경우 국내적 요인이 강할 것으로 추측되어 공적분 증거가 없을 것으로 판단된다.

H₃: 국내 건설기업 주가간에 장기적 균형관계가 존재한다.

세 번째 가설은 국내 건설기업에 주목하여 국내 주요건설사 주가들의 장기적 균형관계가 있는지 여부를 검증하기 위한 설정이다. 국내 건설사들의 펀더멘털이 공통의 영구적 요인에 주로 영향을 받는다면 공적분의 증거가 발견될 것이다. 국내 주요 5대 건설사

에는 현대, 대림, 엘지, 현대산업, 동부건설이 포함된다. 국내 건설업의 특징을 보면 규모 면에서 볼 때 마켓 리더가 뚜렷한 즉 대형과 소형의 구분이 매우 뚜렷한 양극적 구조를 가지고 있어서 상장건설업체의 매출액 평균이 현대건설 매출액의 11%에 불과하다. 따라서, 업종 펀더멘털의 공유가 강할 것으로 보이지 않는다. 이 경우 5대 건설사 주가간의 공적분백타는 존재하지 않을 것으로 추측된다.

H₄: 미국 시장지수는 한·일 시장지수를 그랜저의 의미에서 선행한다.

네 번째 가설은 한·미·일 삼국 시스템에서 미국주가의 단기적 영향력을 검증하기 위한 가설이다. 경제규모, 무역비중, 기타 역학관계로 추론해볼 때 미국의 역할은 무엇보다 크다고 추측된다. 이러한 미국의 증시리더십을 가정할 때 미국 증시에서 시작된 가격 정보가 한국 및 일본으로 전파되는 인과관계 설정이 가능하다. 이러한 인과관계는 다변량 VECM(multivariate vector error correction model) 모형 내에서 그랜저 인과관계분석(Granger exogeneity test), 오차분산분해(Error variance decomposition) 및 충격반응함수(Impulse response function)를 이용하여 파악될 수 있다. 기존의 연구결과가 본 논문이 설정한 기간에도 유효하다면 미국시장지수의 시장리더십 가설이 채택될 것으로 기대된다.

H₅: 미국 건설업종지수는 한·일 건설업종지수를 그랜저의 의미에서 선행한다.

증시에서의 미국의 리더십이 건설업종의 경우에도 적용될 수 있는지 여부를 물을 수 있다. 건설업의 특수성에 비추어 볼 때 미국건설업지수가 한국 또는 일본의 건설업지수에 대해 그랜저 선행할지는 미지수이다.

H₆: 국내 건설기업 주가변동은 한국 건설업종지수의 변화에 관련되어 있다.

한국 건설기업이 국내적 요인에 주로 영향을 받는다면 한국, 미국, 일본의 건설업종지수 중에서 한국의 건설업지수와 유의적으로 관련되어 있어야 한다. 따라서, 각 건설기업의 주가수익률을 미국, 일본, 한국의 건설업지수 수익률에 회귀시키는 다중회귀분석에서 한국건설지수 수익률 계수만이 유의적일 것으로 기대된다.

H₇: 현대건설주가는 국내 타 건설주가를 선행한다.

현대건설은 진술했듯이 국내 건설업의 킹콩으로서 그 차지하는 비중이 막중하다. 현대건설의 국내시장 리더십을 감안하면 현대 건설주가가 타 건설주가를 선행할 것으로 기대된다.

Ⅲ. 연구 방법론

1. 자료의 안정성 검정 : 단위근 검정

전통적 통계기법의 적용에 있어서 전제되는 것은 시계열 자료의 통계적 안정성이 확보되어야 한다는 것이다. 재무이론에서 통용되는 주가에 관한 일반적 가설은 임의보행 가설(random walk hypothesis)이다. Samuelson(1965, 1973)이 증명했듯이 효율적 시장에서 주가는 모든 정보를 반영하기 때문에 임의 보행하여야 한다. 주가의 임의보행은 주가의 시계열이 불안정적임을 의미한다.

주가 시계열자료의 안정성을 검정하기 위하여 Dickey and Fuller(1979, 1981)가 제안한 ADF 검정(Augmented Dickey-Fuller Test)을 실시한다. 단위근의 존재는 시계열자료가 불안정적임을 나타낸다. 시계열이 I(0)인지 결정하기 위한 DF 검정은 다음의 시계열 모형에서 수준변수를 제 1차 차 수준변수에 회귀시킴으로써 수행된다. 이때 시계열이 안정적이어서 단위근이 존재하지 않는다면 귀무가설 $\alpha_{i1} = 1$ 이 기각된다.

$$S_{i,t} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} S_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

ADF 단위근검정은 차분변수를 제 1 과거시차 수준변수와 복수개의 과거시차 차분변수에 회귀시킴으로써 이루어진다. 즉, 다음의 시계열 모형이 그것이다.

$$\Delta S_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} S_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} \Delta S_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

이때 시계열이 안정적이어서 단위근이 존재하지 않는다면 귀무가설 $\alpha_{i1} = 0$ 이 기각된다.

가설검정은 회귀식에서 제 1 과거시차 수준변수의 계수추정치를 표준오차로 나누어 의사 t통계량(pseudo t statistic)을 얻어 수행된다. 이 의사 t통계량은 t분포를 따르지 않기 때문에 Fuller(1976)의 임계치와 비교하여 검정을 한다. 만일 의사 t통계량의 값이 임계치보다 작은 음의 값일 경우 수준변수가 I(1)이라는 귀무가설을 기각하고 대립가설 I(0)를 채택한다. 반대로 만일 이 I(1)귀무가설이 기각되지 않을 경우 변수를 2계 차분하여 차분변수에 대해 동일한 절차를 밟는다. 의사 t값이 임계치 이하인 경우 차분 변수가 I(1)이라는 귀무가설을 기각하여 수준변수는 I(1), 차분변수는 I(0)라고 판정한다.

ADF 단위근 검정에서 우선 결정해야 할 것은 최적 시차를 얼마로 할 것이냐 이다. 최적시차를 결정하기 위해 AIC(Akaike Information Criteria)기준을 사용하였다. T를 표본

의 개수, K 를 설명변수의 개수, SSE 를 잔차제곱합이라고 하면, $AIC = T \log(SSE) + 2K$, $SIC = T \log(SSE) + K(\log(T))$ 로 계산되며, 최적 시차는 각 기준의 최소치에서 결정된다.

2. 장기적 관계의 존재 검정

1) 공적분의 개념

개별국가의 주가들이 임의보행과정을 따른다는 의미는 시계열이 장기적 경로로 수렴하지 않는다는 것이다. 그러므로 어떤 충격의 효과가 지속적으로 발산하는 장기기억(long memory)을 갖는다. 따라서 예측기간(t)을 늘려 나갈수록 그 예측의 불확실성(variance)도 t^2 속도로 증가한다. 시계열이 불안정적인 특성을 갖는 경우 사용자에게 두 가지 어려움이 있다. 첫째로, 불안정한 시계열에 전통적인 통계기법을 적용할 때 통계적 추론의 왜곡을 유발할 수 있다. 이때 부득이 데이터 변환을 하게 되는데 이 역시 본래 변수를 분석하는 것이 아니기 때문에 통계적 추론의 의미가 퇴색한다. 둘째로, 불안정적 변수에 대한 예측은 예측기간의 연장에 따른 그 예측오차의 폭발적 증가 때문에 사실상 불가능하다.

개별국가의 주가가 불안정적인 과정을 따른다 하더라도 주가들 사이에 불안정적 특성을 가진 공통요인이 존재하는 경우 주가들에 대해 어떤 선형결합을 하게 되면 그 결과가 안정적이 되는 경우가 있을 수 있다. 이러한 관계가 존재할 때 우리는 주가들이 공적분 관계에 있다고 말한다. 기호로 설명하면 $\{X_t\}$ 가 $I(1)$ 을 따르고 $\{Y_t\}$ 도 $I(1)$ 을 따르지만 어떤 벡터 α 에 대하여 $\{\alpha'(X, Y)'\}$ 가 $I(0)$ 를 따를 때 $\{X_t\}$ 와 $\{Y_t\}$ 사이에 공적분 관계(cointegration)가 있다고 정의하고 그때의 α 를 공적분 벡터(cointegrating vector)라고 부른다. 주가들 사이에 공적분 관계의 존재는 두 가지의 금융경제학적 의미를 갖는다. 첫째, 주가들 사이에 공유되는 공통의 단위근(common stochastic trend)이 존재한다는 것이다. 물론 공통의 단위근을 갖는 그 인자가 무엇인지는 알 수 없으나 그 인자는 주가들로 구성된 시스템에서 각 주가들을 끌어 당기는 끌개(attractor) 역할을 하는 것으로 간주된다. 둘째, 공적분 관계를 나타내는 선형식은 변수들 사이의 장기적인 관계를 나타낸다. 따라서 공적분 관계가 존재할 경우 어떤 개별 주가가 그 공적분 관계로 부터 벗어나는 불균형의 상태는 오래 지속되기보다는 어떤 시차를 갖고 결국 장기적인 균형 경로로 평균 회귀하게 된다.

2) 공적분검정법

Johansen and Juselius(1990) 다변량 공적분 검정은 독립적 가우스 오차(independent

Gaussian error)를 가지고 있는 자동회귀과정 시계열에 대한 다변량 우도비율 검정법 (Multivariate ML)이다. Engle and Granger(1997)의 공적분개념에 따르면, p -차원의 시계열 벡터 X_t 의 요소 각각이 d 회 차분후 안정적 시계열이 되는 반면에 그들의 선형결합($\beta' X_t$)은 단지 $d-b$ 회 차분후에 안정적이 될 수 있을 때, X_t 는 공적분벡터 β 에 의해 차수(d, b)로 공적분되어 있다고 정의된다. 즉, 각 시계열이 수준에서 불안정적이라 할지라도 공통적 확률적 추세가 존재하여 이들의 선형결합은 안정적이 된다.

Johansen and Juselius는 가우스 오차를 취하는 p 벡터 시계열 X_t 에 대한 벡터자기회귀식(VAR)을 고려한다.

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_k X_{t-k} + \mu + e_t \quad (3)$$

위 식에서 Φ_i 는 $p \times p$ 계수 행렬이고 μ 는 상수항이다. 식 (3)은 수준변수로 구성된 VAR 시스템으로서 시스템을 구성하는 변수들에 단위근이 있을 경우에는 변수들이 불안정하여 통계적 방법으로 신뢰할 수 있는 추정이 불가능하다. 이 경우 차분변수를 쓸 수 있으나 수준변수간에 공적분이 있을 경우에는 다음의 오차수정형을 고려해야 한다.

식 (3)은 차분변수를 종속변수로 하는 다음의 오차수정형(VECM)으로 다시 쓸 수 있다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + e_t \quad (4)$$

$$\text{단, } \Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, \quad i = 1, \dots, k$$

이때, Π 는 임팩트 매트릭스로서 X_t 의 모든 장기적 정보가 요약되어 있기 때문에 식 (3)에 대한 장기적 해(long-run solution)의 의미를 갖는다. $\beta' X_t$ 가 안정적이 되는 공적분벡터 β 가 존재한다면 Π 는 singular 행렬로서 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$ 가 성립된다. 만일 X_t 가 I(1)과정을 따르지만, 변수들이 공적분되어 있지 않으면 β 는 영행렬(null matrix)이어야 한다. 공적분 존재시에 impact matrix Π 는 $a\beta'$ 두 개의 행렬의 곱으로 분해될 수 있으며, 이때 impact matrix의 rank는 공적분벡터의 개수를 의미하게 된다. 자연수의 공적분벡터가 존재할 경우 즉 유의적 β 가 존재할 경우 변수 시스템내의 변수간에 공적분 관계가 있다고 말한다. 공적분이론에 따르면 공적분벡터를 변수 X 에 투영한 결과를 공적분등식(cointegrating equation)이라고 부르는데 이 등식은 해당변수간의 장기적 균형관계를 규율하는 식으로 해석된다. 식 (4)의 우변을 두 부분으로 구분하면 해석이 편리하다.

$\mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1}$ 는 단기요인에 따른 조정과정(short

-run adjustment process)을 나타내고, ΠX_{t-k} 즉 $\alpha\beta'X_{t-k}$ 는 장기적 균형관계로부터 시스템이 이탈할 경우에 계수 α 의 속도로 조정되는 장기적 조정과정(long-run adjustment process)를 나타낸다.

공적분벡타가 존재하지 않는다는 것은 β 가 0 벡타임을 의미하므로 식 (4)는 장기적 관계와 단기적 관계를 아우르는 VECM에서 다음의 단기적 관계로만 구성된 통상의 VAR로 변모한다. 따라서, VAR은 식 (5)가 되어 VECM의 특수한 경우로 파악될 수 있다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \mu + e_t \quad (5)$$

만일 $\text{rank}(\Pi)=0$ 이면 시스템의 모든 수준변수들이 안정적이라는 것을 의미하여 수준 변수를 사용한 통상적 VAR 분석이 가능하다. 만일 $\text{rank}(\Pi)=p$ 이면 즉 full rank이면 시스템내의 모든 변수들이 불안정적이고 공적분 관계가 없다는 것을 뜻하므로 차분변수(differencing)를 이용한 VAR 분석이 가능하게 된다. 따라서 Π 의 rank는 VAR 분석 모형의 결정에 중요한 역할을 한다고 볼 수 있다.

Johansen and Juselius는 공적분벡타를 검정하는 우도비율검정통계량을 제시하였다. 그 LR 통계량은 Trace statistic으로서 최대 r 공적분벡타의 존재를 검정한다.

$$\text{Trace} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

$\hat{\lambda}_{r+1} > \hat{\lambda}_{r+2} > \dots > \hat{\lambda}_p$ 은 $|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$ 식을 풀어서 얻은 eigen-value이다. 이때, S_{ij} 는 ΔX_t 를 $(1, \Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1})$ 에 회귀시켜서 얻은 잔차 R_{0t} 와 X_{t-k} 를 같은 회귀변수에 회귀시켜 얻은 잔차 R_{kt} 와의 잔차 표본 이차적률(residual sample second moment)이다.

Trace 통계량은 모두 비표준분포를 따르기 때문에 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 Johansen and Juselius에 의해 해당 통계량에 대한 근사분포가 계산되었다.

Johansen and Juselius의 대체적 방법으로서 Engle and Yoo(1987)은 Engle and Granger(1987)의 이단계 방법을 이변수 이상의 경우에 적용하는 기법을 제시하였다. Engle and Yoo의 방법은 우선 특정 변수 하나를 종속변수로 하고 다른 변수들을 설명 변수로 하는 다중회귀를 시행한 후 산출한 잔차에 대해 ADF 등의 안정성검정을 실시한 후 그들이 시뮬레이션으로부터 계산한 유의값과 비교함으로써 공적분여부를 판정하는 방법이다.

Johansen and Juselius의 최우도법에 따라 모형 (4)를 추정할 경우 파라미터에 대한

다양한 제약조건을 추가할 수 있다. 본 논문에서 사용한 제약은 다음의 4가지 - None, CIMEAN, DRIFT, CIDRIFT - 로 구분된다. None은 VECM 모형의 변수와 공적분 공간 $\alpha\beta'$ 어디에도 상수항이 없다는 제약조건을 가진 모형이고, CIMEAN은 공적분 공간 (cointegrating space)에 상수항을 사용하는 모형이다. DRIFT는 VECM 모형 변수에 상수항을 가정하는 모형으로 변수들이 선형추세를 포함하게 되나 공적분 공간에는 선형추세가 없다. CIDRIFT는 변수 및 공적분 공간에 모두 선형추세항(linear trend)을 갖고 있는 경우이다²⁾.

3. 단기적 관계의 검정 : 오차 분산분해, 충격반응함수, 그랜저 인과 관계검정

시스템 내 변수간의 단기적 관계 즉 선·후행 관계를 파악하기 위해서 사용할 수 있는 기법으로 오차분산분해, 충격반응함수, 그랜저 인과관계 검정법 등이 있다. 오차분산분해는 특정 변수의 t시차 후의 예측오차분산 중에서 특정 변수의 오차분산이 차지하는(설명하는) 비중으로서 선행하는 변수일수록 그 비중이 크게 산출된다. 충격반응함수는 직교화된 이동평균전개식의 계수를 그래프화하여 특정 변수 이노베이션의 1 단위 충격이 가해질 때 다른 변수에 나타나는 반응이 어느 정도인지 그 파동을 파악함으로써 선·후행 관계를 시각적으로 파악할 수 있는 기법이다. 반면에 그랜저인과관계검정은 VAR 시스템내의 개별등식에서 특정설명변수의 계수의 연합적 유의성을 F-검정함으로써 선·후행관계를 분석해낸다.

식 (4)와 같은 자기회귀 시스템은 상호 작용하는 복잡한 구조로 인해 해석하는데 어려움이 있다. 따라서, Sims(1980)가 제안했듯이 어떤 표준화된 임의 충격에 대한 시스템의 반응을 분석하는 것, 다시 말해, 시스템의 이동평균전개식(moving average representation)을 사용하는 것이 편리하다. 식 (4)에서와 같이 벡터 ΔX 의 변수들이 안정적일 때 Wold representation theorem에 의해 축차 대입할 경우 다음의 이동평균전개식을 도출할 수 있다.

$$\Delta X_t = \sum_{s=0}^{\infty} B_s e_{t-s} \quad (7)$$

ΔX_t 는 현재를 포함한 과거의 오차항(innovation)의 선형결합으로 표현된다. B_s 의 (i, j) 요소는 여타변수는 고정되어 있는 조건하에서 변수 j의 단위충격이 가해지고 s기

2) 이에 대한 상세한 내용은 부록을 참조할 것.

간 후의 i 변수의 반응을 나타낸다. 비록 e_t 가 시차적(serially)으로 상관되어 있지 않다고 하더라도 동시적으로는(contemporaneously) 상관되어 있을 수 있다. 충격에 대한 정확한 반응패턴을 분석하기 위해서는 오차항을 변환시키는 것이 좋다. 이를 위해 하방삼각행렬(lower triangular matrix) V 를 사용하여 직교화된 오차항 v 를 산출한다. S 를 대칭행렬이라고 할 때, 변환용 행렬 V 는 다음 조건을 충족해야 한다.

$$e = Vu, \quad E(ee') = S, \quad VV' = S \quad (8)$$

식 (8)을 만족하는 u 는 단위공분산행렬을 갖는다. 본 논문에서는 행렬 V 를 구하는 인수화 방법으로 출레스키인수화법(Choleski factorization method)을 사용하였다. 식 (7)은 직교화된 u 를 이용하면 다음과 같이 표현된다.

$$\Delta X_t = \sum_{s=0}^{\infty} B_s e_{t-s} = \sum_{s=0}^{\infty} B_s V u_{t-s} = \sum_{s=0}^{\infty} C_s u_{t-s} \quad (9)$$

이때, $C_s = B_s V$ 와 같다. C_s 의 (i, j) 요소는 변수 j 의 단위 표준오차만큼의 충격에 대한 s 기간 후 변수 i 의 충격반응(impulse response)를 나타낸다. 오차를 직교화하는 다른 이유는 u 가 시차 및 동시적으로 상관관계가 없기 때문에 ΔX 의 각 변수의 분산을 u 의 각 원소에 온전히 할당할 수 있기 때문이다. 벡터 ΔX_t 의 t 시점 후의 조건부 예측은 다음과 같다.

$$E(\Delta X_t | \Delta X_0, \Delta X_{-1}, \dots) = \sum_{s=t}^{\infty} C_s u_{t-s} \quad (10)$$

t 단계 앞의 예측오차 w 는 다음과 같이 t 시점의 관측치와 예측치의 차이이다.

$$w_t = \Delta X_t - E(\Delta X_t | \Delta X_0, \Delta X_{-1}, \dots) = \sum_{s=0}^{\infty} C_s u_{t-s} - \sum_{s=t}^{\infty} C_s u_{t-s} = \sum_{s=0}^{t-1} C_s u_{t-s} \quad (11)$$

따라서, t 단계 앞의 예측 오차분산(forecast error variance)은 다음과 같이 산출된다.

$$E(w_t w_t') = E \left[\sum_{s=0}^{t-1} C_s u_{t-s} \right] \left[\sum_{s=0}^{t-1} C_s u_{t-s} \right]' = \sum_{s=0}^{t-1} \text{trace}(C_s C_s') \quad (12)$$

직교화 후에 변수 j 의 변화에 의해서 설명되는 변수 i 의 t 시차 후의 예측치의 오차 분산의 비율은 c_{ij} 를 C_s 의 (i, j) 에 위치한 요소라고 하면 다음과 같이 산출된다.

$$\frac{\sum_{s=0}^{t-1} c_{ijs}^2}{\sum_{j=1}^p \sum_{s=0}^{t-1} c_{ijs}^2} \times 100, \quad i=1, \dots, p \quad (13)$$

예측 오차분산을 분해하는 이유는 변수들간의 상대적 중요성에 대한 척도로 사용하기 위함이다. 상기 비율은 t 시차 후에 변수 i 의 분산에서 변수 j 에 의해 설명되는 분산이 차지하는 비중을 나타낸다. 따라서, 선행하는 변수는 타 변수들의 예측 오차분산의 많은 부분을 설명하게 된다.

진술한 충격 반응함수 또는 오차분산분해의 방법과 함께 인과관계를 파악하기 위해 사용하는 방법이 그랜저인과관계검정이다. VECM 내에서 그랜저인과관계(약외생성검정)은 식 (5)를 다음과 같이 바꾸어 표시함으로써 설명될 수 있다.

$$\Delta X_t \equiv \begin{pmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \vdots \\ \Delta X_{nt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & \cdots & A_{1n}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & \cdots & A_{2n}(L) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{n1}(L) & A_{n2}(L) & \cdots & A_{nn}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \vdots \\ \Delta X_{nt} \end{pmatrix} + \alpha\beta' \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{nt} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ \vdots \\ e_{nt} \end{pmatrix} \quad (14)$$

식 (14)에서 ΔX_t 는 $n \times 1$ 벡터를 L 은 래그 연산자를 나타낸다.

그랜저 인과관계검정은 다음의 제약조건을 검정함으로써 이루어진다.

$$X_i \Rightarrow X_i \quad H_0: A_{ii}(L) = 0, i = 1, \dots, n, L = 1, \dots, k \quad (15)$$

$$X_i \Rightarrow X_j \quad (i \neq j) \quad H_0: A_{ji}(L) = 0, j = 1, \dots, n, L = 1, \dots, k \quad (16)$$

식 (15)는 자체요인에 의해 주가가 움직이는지를 검증하기 위한 가설이고, 식 (16)은 i 주가가 j 주가에 영향을 주는 즉 i 가 원인이 되고 j 가 결과가 되는 인과관계를 검정하기 위한 귀무 가설이다. 본 가설은 VECM 또는 공적분이 없는 경우 VAR 시스템을 추정 후 통상의 F검정을 시행하여 판정한다. F-검정에서 식 (15)와 식 (16)의 귀무가설의 기각은 왼쪽에서 오른쪽으로 가는 유의적 인과관계가 있다는 것으로 해석한다.

IV. 실증분석 결과

1. 기초분석

시장, 건설업종, 국내건설사 간의 상관계수가 <표 1>에 요약 정리되어 있다. 우선, 한

미일 주식시장간의 상관계수를 보면 일본과 한국의 경우에 특히, 시장지수와 건설업지수의 상관계수가 높은 것으로 나타났다. 시장상관도와 건설업종의 상관계수를 비교하면 업종상관계수가 시장상관계수 보다 낮은 것으로 나타나 건설업종에 관한한 국제분산투자의 잇점이 보다 클 수 있음을 시사하고 있다. 국내건설업지수의 미·일 상관계수는 0.11 미만으로 매우 낮은 것으로 파악되었다. 반면에 국내 건설사 간의 상관계수를 보면 동일시장, 동일업종이라는 점으로부터 추측할 수 있듯이 매우 높은 상관계수를 보여 주었다. 특히, 대림과 LG의 상관관계가 0.709로 가장 높게 나타났다. 국내 건설업종지수와는 현대건설이 가장 높게 나타나 현대건설의 시장리더로서의 규모를 짐작케 하였다.

<표 1> 상관행렬

패널 A : 한·미·일 시장지수 및 건설업지수 수익률의 상관행렬

	USCON	JACON	KOCON	USMKT	JAMKT	KOMKT
USCON	1					
JACON	0.056	1				
KOCON	0.024	0.111	1			
USMKT	0.342	0.046	0.026	1		
JAMKT	0.065	0.691	0.128	0.074	1	
KOMKT	0.080	0.158	0.666	0.086	0.227	1

패널 B : 국내주요 건설사 주가수익률의 상관행렬

	현 대	대 립	LG	현대산업	동부	건설업종	종합주가
현 대	1						
대 립	0.600	1					
L G	0.628	0.709	1				
현대산업	0.580	0.587	0.616	1			
동 부	0.515	0.573	0.644	0.534	1		
건설업종	0.845	0.805	0.826	0.773	0.713	1	
종합주가	0.537	0.571	0.576	0.495	0.449	0.676	1

주) USMKT = 미국시장지수, JAMKT = 일본시장지수, KOMKT = 한국시장지수, USCON = 미국건설지수, JACON = 일본건설지수, KOCON = 한국건설지수.

수준변수사용의 적절성을 검토하기 위해 단위근 검정을 실시한 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 단위근검정은 식 (2)에 대해 Dickey and Fuller의 ADF 검정(Augmented Dickey Fuller Test)을 수행하였으며, lag의 개수는 AIC 기준에 따라 채택하였다. 한미 일 시장지수, 건설업지수, 국내 5대 건설사 모든 자료에서 1개의 단위근이 검출되어, 수준변수에서는 자료가 불안정적이고 1차 차분 후에 안정적이 됨을 입증하였다. 따라서, Granger and Newbold(1974)의 지적대로 불안정적 자료 사용에 따른 가성회귀(spurious regression)을 피하기 위하여 회귀분석에는 차분 자료를 사용하였다.

<표 2> 단위근검정

패널 A : 시장지수

	Level		Difference	
	ADF	최적 lag	ADF	최적 lag
USMKT	-2.065	0	-10.979**	9
JAMKT	-1.747	2	-24.778**	1
KOMKT	-1.372	1	-29.448**	0

패널 B : 건설업지수

	Level		Difference	
	ADF	최적 lag	ADF	최적 lag
USCON	-1.459	1	-30.333**	0
JACON	-2.325	1	-27.159**	0
KOCON	-1.045	1	-28.88**	0

패널 C : 국내건설사 주가

	Level		Difference	
	ADF	최적 lag	ADF	최적 lag
현 대	0.087	0	-31.82**	0
대 립	-1.555	21	-28.92**	0
L G	-1.701	1	-30.17**	0
현대산업	-1.182	0	-12.08**	6
동 부	-1.862	1	-30.48**	0

- 주) 1. 최적 lag는 AIC 기준에 의해 선택함.
- 2. **는 1%에서 유의적임을 표시.

한·미·일 건설지수 변동에 대한 국내건설주가의 반응을 알아 보기 위해 OLS 회귀 분석을 실시한 결과가 <표 3>에 요약되어 있다. OLS 회귀분석은 다음의 회귀모형에 대하여 이루어졌다. s=국내건설주가, ucons=미국건설지수, jcons=일본건설지수, kcons=한국건설지수, e=오차항이라고 할 때 회귀모형은 다음과 같다.

$$\Delta s_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta ucons_t + \beta_2 \Delta jcons_t + \beta_3 \Delta kcons_t + e_{it} \quad (17)$$

i = 현대, 대림, 엘지, 현대산업, 동부

오차항에 이분산 및 자기상관으로 인한 편의 가능성을 감안하여 White(1980)의 Heteroskedasticity-consistent 오차를 보고하였다. 회귀분석 결과에서 특징적인 것은 국내 주요 건설사들의 주가는 미국건설업종과 일본 건설업종지수와는 유의적 관계가 나타나지 않고 주로 국내건설업종지수와 관련되어 있다는 점이다. 다만, LG만이 미국건설지수와 연관성이 약하게 나타나고 있음을 본다. 이는 곧 우리 건설기업 주가가 미국 및 일본과는 독립적으로 움직이는 경향이 있음을 시사한다.

<표 3> 한·미·일 건설지수 변동에 대한 국내건설주가수익률의 변화

	상수항	$\Delta ucons$	$\Delta jcons$	$\Delta kcons$	\bar{R}^2
현 대	-0.0005 (0.0008)	0.046 (0.037)	0.067 (0.070)	1.078 (0.037)**	0.695
대 림	0.002 (0.0009)	0.071 (0.039)	0.083 (0.072)	1.054 (0.030)**	0.645
LG	0.009 (0.001)	0.081 (0.041)*	0.086 (0.059)	1.013 (0.028)**	0.657
현대산업	0.0006 (0.001)	0.005 (0.043)	-0.061 (0.082)	0.923 (0.033)**	0.537
동 부	0.0006 (0.001)	-0.017 (0.047)	-0.059 (0.087)	0.994 (0.030)**	0.492

- 주) 1. *, **는 각각 5%, 1%에서 유의적임을 나타냄.
- 2. \bar{R}^2 은 자유도로 수정한 수정결정계수(adjusted r square).
- 3. 괄호 안은 White(1980)의 Heteroskedasticity-consistent standard error.

2. 공적분검정

공적분검정은 Johansen and Juselius(1990)의 방법을 사용하여 수행되었다. Trace통계량에 따른 공적분검정은 0개의 공적분벡터라는 귀무가설에서 시작하여 순차적으로 이루어진다. 해당되는 모형의 임계치와 비교함으로써 귀무가설에 설정된 공적분벡터의 개

수에 대한 추론을 할 수 있다. 귀무가설 0개의 공적분벡터가 기각되지 않는다는 <표 4>의 검정결과에 기초하여 한·미·일 증시, 한·미·일 건설업종지수, 국내 건설회사 주가 모든 경우에 유의적인 공적분벡터가 존재하지 않는 것으로 추론할 수 있다.

<표 4> Johansen and Juselius의 Trace 검정

● 패널 A : 한·미·일 주가지수

가 설		NONE	CIMEAN	DRIFT	CIDRIFT	5% 임계치			
H0	H1					none	cimean	drift	cidrift
r=0	r>0	13.12	29.31	23.95	26.84	24.076	34.795	29.376	42.202
r≤1	r>1	3.49	12.20	6.93	9.77	12.212	19.993	15.340	25.468
r≤2	r=3	0.07	2.59	2.59	3.02	4.141	9.133	3.841	12.386

● 패널 B : 한·미·일 건설지수

가 설		NONE	CIMEAN	DRIFT	CIDRIFT	5% 임계치			
H0	H1					none	cimean	drift	cidrift
r=0	r>0	13.82	30.05	26.59	30.78	24.076	34.795	29.376	42.202
r≤1	r>1	4.23	8.41	5.44	8.73	12.212	19.993	15.340	25.468
r≤2	r=3	0.11	2.68	2.27	2.27	4.141	9.133	3.841	12.386

● 패널 C : 국내건설주가

가 설		NONE	CIMEAN	DRIFT	CIDRIFT	5% 임계치			
H0	H1					none	cimean	drift	cidrift
r=0	r>0	52.40	47.42	52.40	57.61	59.235	75.737	68.681	86.959
r≤1	r>1	30.37	25.53	30.37	35.58	39.710	53.423	47.208	62.614
r≤2	r>2	12.33	14.20	12.33	7.53	24.076	34.795	29.376	42.202
r≤3	r>3	3.26	5.50	3.26	8.31	12.212	19.993	15.340	25.468
r≤4	r=5	0.32	0.10	0.32	2.90	4.141	9.133	3.841	12.386

- 주) 1. *는 5% 에서 유의적임을 표시.
 2. 시차 갯수는 4개로 하여 추정.
 3. None 은 VECM 모형의 변수와 공적분공간 ap' 어디에도 상수항이 없다는 제약조건을 가진 모형이고, CIMEAN은 공적분공간(cointegrating space)에 상수항을 사용하는 모형이다. DRIFT는 VECM모형 변수에 상수항을 가정하는 모형으로 변수들이 선형추세를 포함하게 되나 공적분 공간에는 선형추세가 없다. CIDRIFT는 변수 및 공적분 공간에 모두 선형추세항(linear trend)을 갖고 있는 경우이다.
 4. 임계치는 Johansen and Juselius(1990), Osterwald and Lenum(1992)의 표에서 인용.

본 검정에서는 시차의 개수를 4개로 설정하여 Johansen and Juselius(1990) 그리고 Osterwald and Lenum(1992)의 방법을 좇아 VECM의 모형 내에 또는 공적분식 내에 상

수항(deterministic component)의 존재 유무에 따라 None, CIMEAN, DRIFT, CIDRIFT 모형으로 구분하여 공적분 검정을 실시하였다. 이렇게 다양한 모형을 사용하여 검정하는 이유는 시계열자료들의 생성 프로세스(DGP : Data Generating Process)가 알려져 있지 않기 때문이다. 검정결과는 통일되어 모형의 설정에 상관없이 모든 경우에 공적분벡터가 존재하지 않는 것으로 드러났다.

이는 해당 시계열간에 장기적 관계가 없음을 뜻한다. 따라서, 장기적 관계를 포함하고 있는 식 (16)의 $\alpha\beta'X_t$ 는 소멸되게 된다. 따라서, 식 (4) 또는 식 (16)의 VECM 모형은 결국 식 (5)의 차분분수로 이루어진 일반적 VAR 모형으로 간소화된다. 따라서 오차분산분해, 충격반응분석, 그랜저 인과성 추론 등 이후의 모든 분석에 이 VAR 모형이 사용되게 될 것이다.

결과적으로 전술한 7가지 가설 중에서 H_1, H_2, H_3 가 기각되는 것으로 나타나 한·미·일 3국의 시장지수와 건설업종지수에는 장기적 관계가 존재하지 않는다는 것을 말해주고 있다. 이러한 결과는 증시의 경우 한·미·일 삼국의 강한 유대관계로 미루어 장기적 관계가 있을 것이라던 일반적 추측과는 상반되는 결과로서 주가지수를 이용한 장기적 분산투자이득이 가능할 수 있음을 의미하고 있다. 또한, 3국의 건설업지수들간에도 장기적 관계가 없는 것은 어느 정도 기대했던 결과로서 건설업지수들은 서로 관계없이 임의로 움직인다는 것을 뜻한다. 마지막으로 특이한 것은 국내 주요 건설사 상호간에도 장기적 균형관계가 포착되지 않는다는 것이다. 장기적으로는 기업특유의 요인이 국내 건설기업주가의 매우 중요한 동인이 된다는 것을 의미한다. 따라서, 장기적 분산투자의 잇점이 모든 경우에 가능할 수 있겠다.

3. 오차분산분해 및 충격반응분석

이러한 결과에 입각하여 다음의 세 부류의 변수 시스템, $X_1 = \{\text{USMKT}, \text{JAMKT}, \text{KOMKT}\}$, $X_2 = \{\text{USCON}, \text{JACON}, \text{KOCON}\}$, $X_3 = \{\text{현대}, \text{대림}, \text{LG}, \text{현대산업}, \text{동부}\}$ 에 대해 VAR 모형을 추정한 후 예측 오차 분산분해분석을 시도하였다. 분석결과는 <표 5>의 패널 A에 요약되어 있다. 이에 따르면, 미국시장의 외 생성이 가장 강한 것으로 나타나, 한국과 일본은 미국증시에 의해 10% 내외로 설명이 되는 것으로 파악되었다. 반면에 패널 B에 보고된 업종지수의 경우에는 각국의 상호연관성이 매우 낮게 나타나 미국건설지수의 리더십은 존재하지 않고 각국의 건설업지수가 상호 외생적인 것으로 파악되었다.

국내 5대 건설기업 주가수익률의 분산분해결과는 <표 5>의 패널 C에 보고되어 있다. 추정결과는 현대건설의 국내건설업에서의 리더십가설이 지지되는 것을 확인한다. 현대건설은 자체 이노베이션에 의한 설명력이 98% 이상이나 되어 외생성이 강한 것으로 드

<표 5> 오차분산분해(Error Variance Decomposition)

패널 A : 한·미·일 주가지수

종속변수	기간	설명변수		
		USMKT	JAMKT	KOMKT
USMKT	1	100	0.00	0.00
	5	99.39	0.51	0.09
	10	99.23	0.67	0.10
	15	99.32	0.68	0.10
	20	99.22	0.68	0.10
JAMKT	1	0.21	99.79	0.00
	5	8.69	91.08	0.23
	10	10.28	89.43	0.29
	15	10.26	89.47	0.27
	20	10.28	89.46	0.26
KOMKT	1	0.60	2.54	96.86
	5	6.16	2.68	91.16
	10	6.87	2.76	90.37
	15	6.84	2.73	90.43
	20	6.83	2.72	90.45

패널 B : 한·미·일 건설업종 지수

종속변수	기간	설명변수		
		USCON	JACON	KOCON
USCON	1	100	0.00	0.00
	5	99.86	0.11	0.03
	10	99.84	0.13	0.03
	15	99.85	0.12	0.03
	20	99.85	0.12	0.03
JACON	1	0.33	99.67	0.00
	5	0.66	98.76	0.58
	10	0.73	98.66	0.62
	15	0.75	98.64	0.61
	20	0.76	98.65	0.59
KOCON	1	0.02	0.94	99.04
	5	0.35	1.16	98.49
	10	0.44	1.10	98.46
	15	0.46	1.05	98.49
	20	0.47	1.03	98.50

패널 C : 국내 5대 건설주가

종속 변수	예측 기간	설명변수					외부 요인
		현대	대림	LG	현대산업	동부	
현대	1	100	0	0	0	0	0
	5	98.66	0.53	0.41	0.19	0.21	1.34
	10	98.64	0.63	0.37	0.18	0.18	1.36
	15	98.72	0.65	0.32	0.16	0.15	1.28
	20	98.77	0.66	0.28	0.15	0.13	1.23
대림	1	34.14	65.86	0.00	0.00	0.00	34.14
	5	31.19	68.33	0.23	0.19	0.06	31.67
	10	29.66	69.98	0.19	0.13	0.04	30.02
	15	29.06	70.67	0.15	0.10	0.03	29.33
	20	28.73	71.04	0.12	0.08	0.02	28.96
LG	1	38.39	16.94	44.67	0.00	0.00	55.33
	5	35.51	19.56	44.79	0.12	0.02	55.21
	10	33.76	21.18	44.96	0.08	0.02	55.04
	15	33.11	21.82	44.99	0.06	0.02	55.01
	20	32.73	22.18	45.01	0.05	0.02	54.99
현대산업	1	31.96	9.55	3.40	55.08	0.00	44.92
	5	29.19	11.56	5.81	53.07	0.37	46.93
	10	27.95	12.58	6.78	52.29	0.41	47.71
	15	27.50	13.01	7.05	52.05	0.38	47.95
	20	27.24	13.27	7.22	51.91	0.37	48.09
동부	1	24.22	10.69	7.38	1.67	56.06	43.94
	5	22.41	14.67	8.61	1.81	52.50	47.50
	10	21.41	16.80	9.16	1.51	51.13	48.87
	15	21.03	17.61	9.29	1.37	50.70	49.30
	20	20.83	18.06	9.37	1.29	50.44	49.56

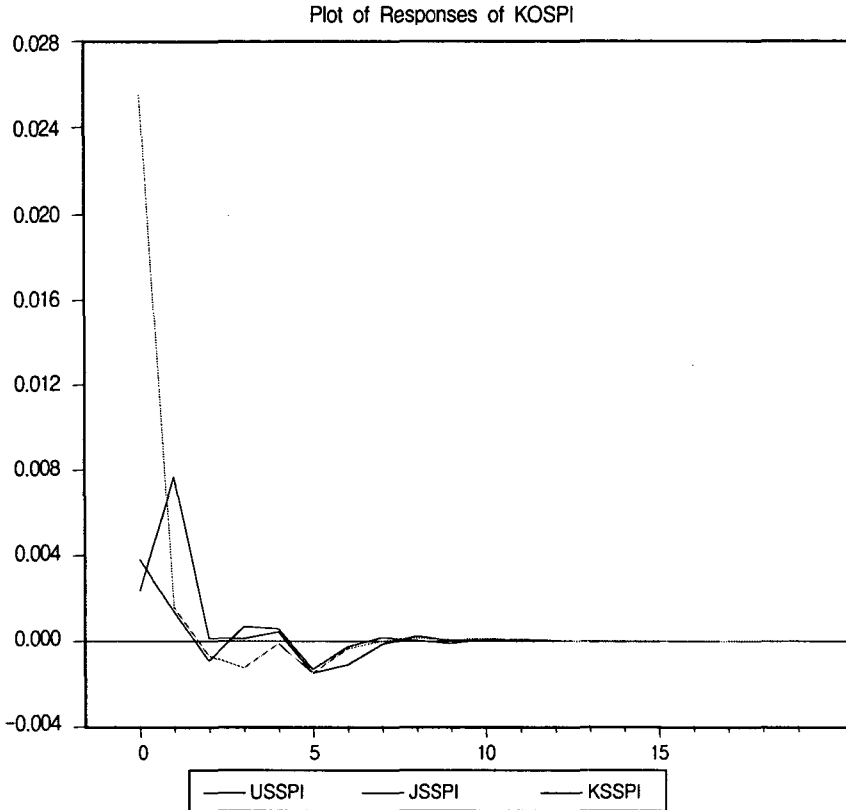
러났고 또한 타 건설 기업 주가수익률에 대한 설명력도 20% 내외로 높은 편에 속한다. 현대건설에 의한 영향력은 LG, 대림, 현대산업개발, 동부 순으로 파악되었다. 외부요인의 영향을 가장 많이 받는 기업은 LG로 그 비중이 55%로 추정되었다. 외부요인의 영향의 크기는 기업규모와 비슷하게 나타났다.

가격 움직임의 전파 메커니즘에 대한 이해를 깊이 하기 위하여 추정된 VAR 시스템의 시뮬레이션 반응을 통해 특정 시장의 변화가 타 시장에 어떤 반응 패턴을 초래하는지

살펴본다. 여기에서는 미국과 일본의 한국에 대한 충격과 현대건설의 타 주가에 대한 충격만을 살펴보기로 한다. 즉, 미국 또는 일본에서의 1 표준편차만큼의 양의 잔차 충격에 대한 반응을 살펴보았다. 이러한 표준화된 충격반응은 식 (7)의 MA 계수를 표준편차로 나눈 것이다.

충격반응함수의 그림이 [그림 1], [그림 2], [그림 3]에 제시되어 있다. 지면을 절약하기 위해 시장전체와 건설지수의 경우에는 타국이 한국에 미치는 영향만을 선별하여 그래프화하였고, 국내건설사의 경우는 현대건설이 다른 국내 건설주가에 미치는 영향만을 도시하였다.

[그림 1] 각국주가지수의 충격에 대한 한국주가지수의 반응그래프

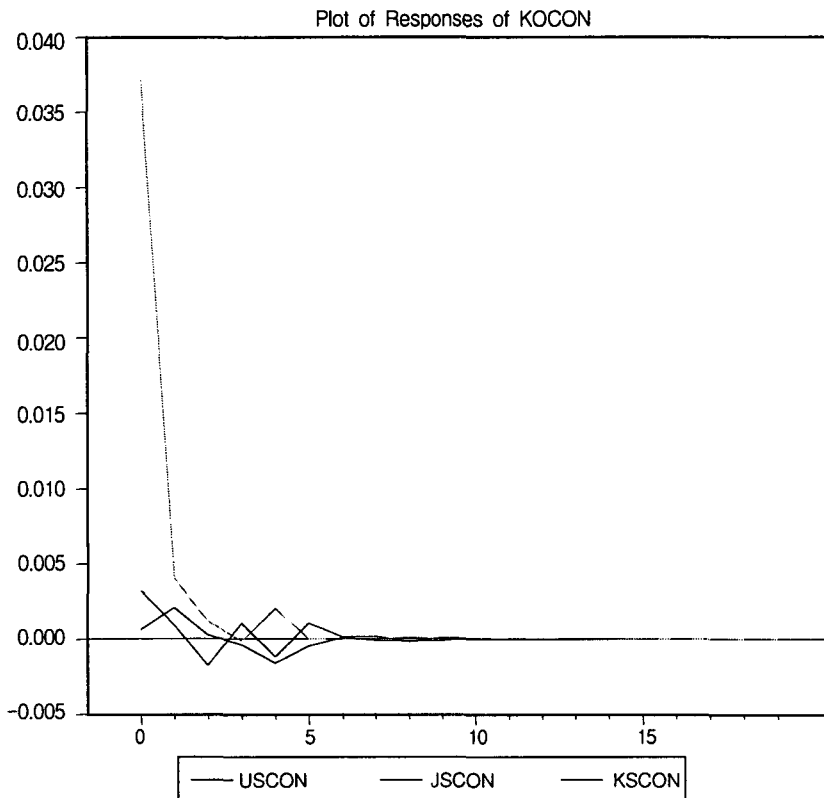


- 주) 1. x 축은 충격 발생 후 경과된 시간을 표시.
 2. 그래프는 미국시장지수, 일본시장지수, 한국시장지수가 각각 1표준편차 충격시 한국증시의 반응을 시간경과에 따라 도시한 결과.

[그림 1]에서 미국과 일본으로부터의 충격이 급속히 한국주가지수로 전파되는 것을

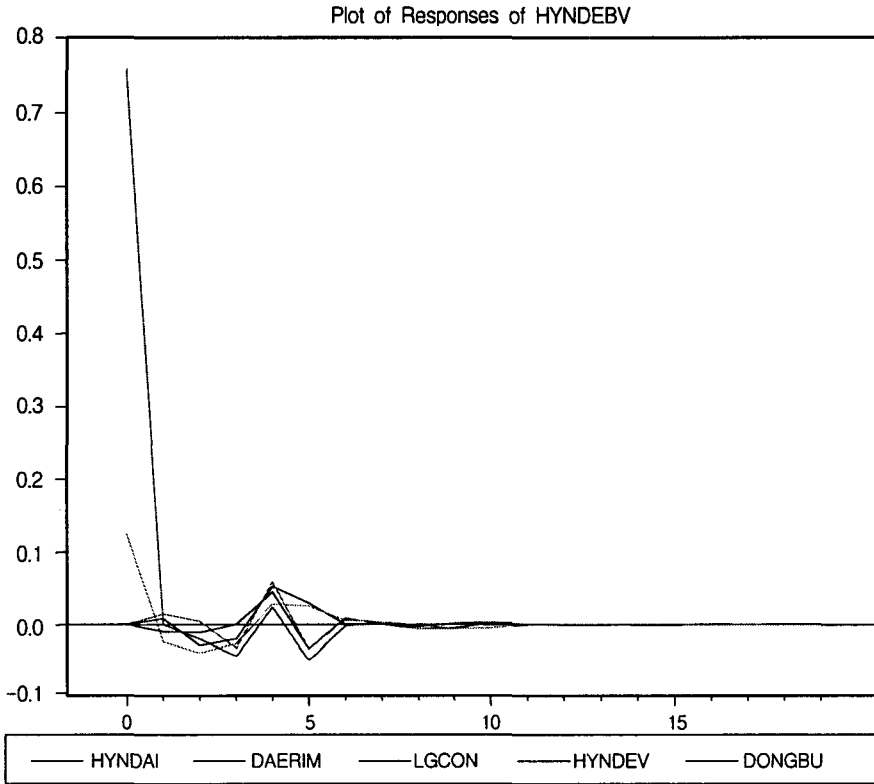
눈으로 확인할 수 있다. 미국시장의 충격에 대해 한국주가는 1일 후에 드라마틱하게 반응한 후 이를 후부터 빠르게 사라진다. 반면에 일본에 대해서는 당일에 반응한 후 급속히 사라지는 것을 알 수 있다. 또한 일본시장보다 미국시장의 충격에 대해서 한국시장이 보다 민감하게 반응하는 것을 확인할 수 있다. [그림 2]에 도시되어 있는 건설업지수의 경우는 [그림 1]의 한·미·일 증시간의 상호작용에 비해 특정 지역의 건설지수가 한국 건설지수에 미치는 영향력이 현저히 약하다는 것을 발견할 수 있다. [그림 3]에 나와 있듯이 국내건설주가의 경우에는 현대건설의 영향력이 지대하여 특히 현대건설 주가의 단위충격이 타 주가에 파급되는 효과가 큰 것으로 확인된다. 특히, 동부건설과 현대산업개발주가에 주는 영향력이 가장 크게 나타나고 있다. 이는 세계 14위 건설업체로서 현대건설이 시장리더십이 발휘되는 것으로 분석된다.

[그림 2] 각국건설지수의 충격에 대한 한국건설지수의 반응그래프



- 주) 1. x 축은 충격 발생 후 경과된 시간을 표시.
 2. 그래프는 미국건설업지수, 일본건설업지수, 한국건설업지수가 각각 1표준편차 충격시 한국건설지수의 반응을 시간경과에 따라 도시한 결과.

[그림 3] 현대주가의 충격에 대한 국내건설주가들의 반응그래프



- 주) 1. x축은 충격 발생 후 경과된 시간을 표시.
- 2. 그래프는 현대건설주가의 1 표준편차 충격 시 현대건설, 대림, 엘지, 현대산업개발, 동부주가의 반응을 시간경과에 따라 도시한 결과.

4. 그랜저 인과관계 검정

식 (14)의 VECM에 공적분이 없다는 제약하에서 추정된 시스템에 대해 그랜저 인과관계 검정을 적용한 결과가 <표 6>에 제시되어 있다. 시스템 추정은 원 시계열에서 시차의 수를 약 일주일간의 주가조정과정을 고려한 5개 즉 차분 모형에서는 4개를 사용하여 이루어졌다. <표 6>의 보고된 숫자들은 제약조건 식 (15)와 식 (16)에 따른 F 통계량이다.

시장지수의 경우 미국지수가 한국 및 일본지수를 선행하는 것으로 파악되었다. 반면에 미국지수는 미국시장의 리더십가설에서 의미하듯이 선행하는 지수가 없었다. 반면에 건설업종지수의 경우에는 한국건설지수에 영향을 받는 것으로 나타나는 일본지수의 약한 증거 이외에는 상호간에 선행 또는 후행 관계가 없었다. 국내건설기업들간의 선·후행관계는 보다 명확하여 현대가 타 기업주가에 선행한다는 것이 모든 경우에 확인되었다. 이러

한 결과는 충격반응함수와 오차분산분해의 결과와 대부분 일치하는 것으로 파악되었다.

<표 6> 그랜저 인과관계 검정

패널 A : 시장지수

		From		
		USMKT	JAMKT	KOMKT
To	USMKT	0.891	0.354	0.461
	JAMKT	37.481**	5.414**	0.779
	KOMKT	21.636**	0.919	1.776

패널 B : 건설업종 지수

		From		
		USCON	JACON	KOCON
To	USCON	1.161	0.516	0.610
To	JACON	0.751	7.262*	2.012*
	KOCON	1.242	1.373	3.885**

패널 C : 국내 건설기업

		From				
		현대	대림	LG	현대산업	동부
To	현대	2.429*	1.741	1.012	0.319	1.380
	대림	2.970*	1.361	2.372*	0.379	0.834
	LG	3.129*	1.522	0.630	0.087	0.707
	현대산업	2.831*	0.341	5.301**	0.407	1.452
	동부	2.298+	1.614	6.425**	0.344	2.128

주) 1. +, *, **는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의적임을 나타냄.

2. 주어진 수치는 식 (14)를 공적분없다는 조건하에 추정하여 식 (15)와 식 (16)에 따른 F 검정값.

5. 외환위기에 따른 하위기간 분석

1997년 12월은 IMF 구제금융이 결정되고 환율제도가 자유변동환율제로 이행된 시점으로 볼 수 있어 이러한 경제위기기간의 증시반응의 이례성을 반영하기 위해서는 연구대상기간을 하위기간으로 세분하여 볼 필요가 있다. 외환위기기간을 어느 정도로 나누는 다소 작위적이긴 하나 소속될 표본수의 균형적 배분과 위기의 연속성을 감안하여

<표 7> 외환 위기 전·후 비교: 건설지수 변동에 대한 국내 건설주 수익률 변화

패널 A : 1997년 1월~1997년

	상수항	Δu_{cons}	Δj_{cons}	Δk_{cons}	R^2
현 대	.0007 (.001)	-.068 (.042)	.068 (.081)	1.100 (.042)**	.776
대 립	.0004 (.001)	-.105 (.056)*	.100 (.098)	1.059 (.045)**	.692
LG	-.0003 (.001)	-.011 (.104)	.324 (.104)**	.968 (.059)**	.557
현대산업	.001 (.001)	.092 (.090)	-.309 (.172)*	.495 (.072)**	.252
동 부	-.0005 (.002)	.196 (.099)*	-.042 (.144)	.908 (.095)**	.411

패널 B : 1997년 12월~1998년 12월

	상수항	Δu_{cons}	Δj_{cons}	Δk_{cons}	R^2
현 대	.0008 (.002)	.125 (.105)	.023 (.123)	.992 (.042)**	.662
대 립	.002 (.002)	.130 (.114)	.125 (.131)	1.064 (.050)**	.625
LG	.001 (.001)	.106 (.104)	.087 (.102)	1.093 (.045)**	.693
현대산업	-.002 (.002)	.208 (.135)	-.061 (.109)	.900 (.056)**	.488
동 부	.001 (.002)	-.124 (.152)	-.199 (.158)	1.064 (.051)**	.526

패널 C : 1999년 1월~2000년 12월

	상수항	Δu_{cons}	Δj_{cons}	Δk_{cons}	R^2
현 대	-.002 (.001)	.060 (.047)	.140 (.136)	1.138 (.065)**	.705
대 립	.001 (.001)	.091 (.049)+	-.0004 (.116)	1.055 (.046)**	.654
LG	.001 (.001)	.092 (.046)*	-.086 (.095)	.961 (.038)**	.659
현대산업	.0009 (.001)	-.053 (.047)	.082 (.107)	1.036 (.036)**	.661
동 부	.0004 (.001)	-.032 (.048)	.090 (.126)	.965 (.036)**	.492

주) 괄호안의 White의 표준오차. **, *, +는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의적임을 의미.

본 논문에서는 1997년 12월부터 약 1년 정도의 기간을 외환위기기간으로 설정하였다. 따라서, 비교를 위해 전체기간을 외환위기이전(I : 1997 : 1~1997 : 11), 외환위기기간(I I : 1997 : 12~1998 : 12), 외환위기이후(III : 1999 : 1~2000 : 12)로 구분하여 분석하였다.

우선 3국의 건설지수 변동에 대해 국내 건설사 주가 수익률이 어떻게 반응하는가를 살펴보기 위한 회귀분석의 결과가 보고된 <표 7>에서 알 수 있듯이 하위 3개 기간에서 공히 국내 건설업종지수가 가장 중요한 변동 요인임을 알 수 있다. 이는 앞에서 전체기간에 대해 분석한 결과와 일치하는 결과이다.

<표 8>은 외환위기기간을 통제하기 위해 더미변수를 추가하여 시행한 공적분검정 결과를 보여주고 있다. 이때 사용된 모형은 다음과 같다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \phi D_t + e_t \quad (18)$$

더미변수는 기간이 $97 : 12 : 01 \leq t \leq 98 : 12 : 31$ 인 경우 $D_t = 0$, 이외의 기간에서는 $D_t = 1$ 을 취한다. 그 결과는 시장지수, 건설지수, 국내 건설사 주가 모두에서 각 하위기간에서도 공적분 벡터가 없다는 것으로서 전체기간에 대한 결과와 일치한다.

<표 8> 외환위기 전·후 비교 : Johansen and Juselius 검정

가 설		시장지수	건설지수	국내건설주가	5% 임계치	
H0	H1					
$r=0$	$r>0$	24.63	29.00	54.59	29.376	68.681
$r \leq 1$	$r > 1$	6.45	5.70	31.71	15.340	47.208
$r \leq 2$	$r > 2$.63	.98	12.47	3.841	29.376
$r \leq 3$	$r > 3$			4.67		15.340
$r \leq 4$	$r = 5$.94		3.841

- 주) 1. CIMEAN 모형 즉 공적분 공간에 상수항을 사용하는 모형에 의거함. r = 공적분벡터의 갯수
 2. 추정모형 : $\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \phi D_t + e_t$
 $97 : 12 : 01 \leq t \leq 98 : 12 : 31$ 인 경우 $D_t = 0$, 이외의 기간에서는 $D_t = 1$
 3. $k=4$ 로 추정.
 4. 보고된 수치는 Trace 통계량

마지막으로 각 하위기간에 대해 오차분산분해를 시행한 결과도 <표 9>에서 보듯이 시장지수에서 미국의 영향력이 가장 큰 것으로 나타났으나 건설지수의 경우에는 미국의 영향력이 크지 않고 각국이 상호 외생적인 측면이 강한 것으로 나타났다. 또한, 국내 건설사간의 분석에서는 타 건설사에 대해서 현대의 영향력이 가장 큰 것으로 분석되었으

나 그 영향력이 갈수록 약간씩 줄어드는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 모두 전체기간에 대한 분석결과와 상치되지 않는 것으로 보인다.

<표 9> 외환위기전·후 비교 : 오차분산분해

패널 A : 시장지수

		I			II			III		
		설명변수			설명변수			설명변수		
		US	JA	KO	US	JA	KO	US	JA	KO
종속 변수	US	97.35	2.10	0.55	97.75	1.19	1.06	98.62	0.13	1.25
	JA	12.40	85.40	2.20	7.79	90.13	2.08	19.29	80.29	0.42
	KO	8.55	5.62	85.83	3.84	3.67	92.49	15.75	4.11	80.14

패널 B : 건설지수

		I			II			III		
		설명변수			설명변수			설명변수		
		US	JA	KO	US	JA	KO	US	JA	KO
종속 변수	US	96.98	1.03	1.99	98.33	1.07	0.61	98.24	0.73	1.03
	JA	2.12	93.71	4.17	4.65	94.03	1.32	0.61	98.30	1.09
	KO	3.93	1.84	94.23	2.73	2.61	94.65	0.24	0.86	98.90

패널 C : 국내건설사 주가

		I					II					III				
		설명변수					설명변수					설명변수				
		HD	DR	LG	HI	DB	HD	DR	LG	HI	DB	HD	DR	LG	HI	DB
종속 변수	HD	84.8	7.1	2.1	2.8	3.2	95.9	0.5	3.1	0.2	0.3	96.2	2.0	0.3	0.9	0.6
	DR	42.1	44.0	3.4	2.6	8.0	39.4	56.7	2.5	0.6	0.6	32.5	65.8	0.2	0.9	0.5
	LG	34.4	9.2	47.3	2.6	6.5	48.5	16.7	33.8	0.3	0.7	34.0	19.2	45.3	1.1	0.4
	HI	19.1	4.8	1.1	74.5	0.5	30.5	8.3	4.4	54.9	1.9	35.1	14.4	6.8	42.1	1.6
	DB	27.3	12.2	1.5	1.8	57.1	31.0	14.4	9.1	1.6	43.8	24.4	10.8	9.5	2.0	53.2

- 주) 1. 시차를 4로 하여 추정하고, 충격 5일 후의 오차분산을 보고함.
 2. 변수배치순서(ordering)는 시장의 크기 또는 기업 규모 순으로 함.
 3. I : 1997 : 1~1997 : 11, II : 1997 : 12~1998 : 12, III : 1999 : 1~2000 : 12.
 4. US = 미국, JA = 일본, KO = 한국
 5. HD = 현대건설, DR = 대림산업, LG = LG건설, HI = 현대산업개발, DB = 동부건설.

V. 요약 및 결론

한국주식시장이 선진시장과 어떤 관계가 있는지에 대한 연구-특히, 업종간의 연계성 그리고 장·단기 투자의 유용성에 관한 연구-는 아직 충분히 이루어지고 있지 못한 형편이다. OECD 가입 후 외환위기를 거치면서 한국의 증시는 급속히 세계증시로 편입되고 있다. 한국의 증권시장이 명실상부하게 국제증권시장에 완전편입되었는가 여부는 동종 자산가격이 타 시장과 어느 정도 동조하는가에 달려 있다고 할 수 있다. 이는 증권 시장지수간의 상관관계를 통해 시장간의 통합여부를 따지는 기존의 연구를 보다 세부적으로 확장할 필요성이 있다는 것을 뜻한다. 특히, 분석의 단위를 업종으로 한 단계 낮춤으로서 업종간의 국가간 상관관계를 파악하여 국제투자에 대한 참고자료로 사용할 수 있다고 하겠다.

본 논문은 한국건설기업의 주가의 동태적 특성을 파악하기 위하여 작성되었다. 이를 위해 우선 한·미·일 증시 및 건설지수간의 상호 가격전이 메카니즘을 분석하여 국내 건설업의 해외로부터 받는 영향을 추정하였다. 또한, 국내 주요 건설기업과 해외건설지수와의 연계성을 살펴보고, 건설기업간의 주가변화의 상호작용을 실증적으로 분석하였다. 이와 관련하여 미국과 현대건설의 리더십을 중심으로 한 일곱 가지 가설을 설정하였다. 주요 분석방법론으로 Johansen and Juselius의 다변량 공적분기법과 VAR 방법을 일별 자료에 적용하였다.

Kasa(1992)에 따르면, 공적분의 존재에 대한 증거는 국제 포트폴리오 분산 투자에 대한 장기적 이득이 없다고 해석할 수 있다. 국제분산투자에 대한 잠재적 이득에 대한 대부분의 논의가 비교적 짧은 기간에 대해 산출된 국가간 상관관계에 기초하고 있다. 그러나 투자자가 장기보유를 지향하고 각국의 주가가 공통추세를 갖고 있을 때는 이러한 계산은 잘못이다. 각국의 주가가 공통추세를 보이고 공통추세로의 회귀가 장기간에 걸쳐 아주 천천히 일어난다고 할 때 일시적 요소로부터 획득될 수 있는 경제적 이득은 아주 미미하다고 할 수 있기 때문이다. 따라서, 국가간 공적분의 존재는 국제증시로의 분산투자라는 관점에서는 악재로서 해석이 가능하다.

분석결과는 다음의 네 가지로 요약될 수 있다. 첫째, 한·미·일 증시, 건설업지수, 국내 5대 건설사 간에는 각각 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 장기적 균형관계가설이 기각되었다. 둘째, 미국증시는 한·일 증시를 선행하지만 미국건설업지수는 한·일 건설업지수를 선행하지 않는 것으로 나타났다. 셋째, 현대건설주기도 국내 타 건설주가를 선행하는 것으로 나타나 현대건설의 시장리더십을 확인할 수 있었다.

이러한 실증적 분석 결과를 통해 한·미·일 증시, 건설업지수, 국내건설주가는 단기

적으로는 특정 국가 및 기업의 리더십이 어느 정도 발휘되지만 장기적으로는 상호 연관성 없이 독립적으로 움직인다는 사실을 발견할 수 있었다. 따라서, 국제증권투자의 관점에서 한·미·일 시장은 장기적 투자 시 위험감소라는 분산투자 잇점이 나타날 수 있다고 판단된다.

본 연구는 향후 다음의 방향으로 발전이 가능할 것으로 기대된다. 우선, 본 연구가 고빈도(high frequency) 자료를 사용하여 장기적 관계를 추론하고자 하였으나 충분한 관측치가 확보될 수 있을 경우 분기 또는 연간과 같은 저빈도(low frequency) 자료를 사용하여 분석하는 것이 공적분이론의 취지에 보다 부합될 것이다. 또한, 본 연구를 기초로 업종지수들간의 국제적 교호작용(cross spillover)에 관한 실증연구 뿐만 아니라 외국인 지분의 변동이 국제주가간 장·단기 관계에 어떤 영향을 주는지에 대한 연구로의 발전이 기대된다.

참 고 문 헌

- 김인무, 김찬용, “한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달 : KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ
과 거래소시장을 중심으로”, 증권학회지, 제28집, (2001), 481-513.
- 유태우, 김춘호, “미·일주가의 한국주가에 미치는 영향에 대한 실증분석”, 증권·금융연
구, 제3권 제1호, (1997), 1-20.
- 지 청, 조 담, 양채열, “우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향”, 증권학회지 제28
집, (2001), 1-19.
- Agmon, T., “The relations among equity markets : A study of share price co-
movements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan,” *Journal
of Finance*, 27, (1972), 839-855.
- Arshanapalli, B and J. Doukas, “International stock market linkages : Evidence
from the pre-and post-October 1987 period,” *Journal of Banking and Finance*,
17, (1993), 193-208
- Chen, Gong-meng, Michael Firth, and Oliver Meng Rui, “Stock market linkages :
Evidence from Latin America,” *Journal of Banking & Finance*, 26, (2002), 1113
-1141.
- Corhay, A., A. Rad and J. Urbain, “Long-run behavior of Pacific-Basin stock prices,”
Applied Financial Economics, 5, (1995), 11-18.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the estimators for autoregressive
time series with a unit root,” *Journal of the America Statistical Association*,
74, (1979), 427-431.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Likelihood ratio statistics for autoregressive time
series with a unit root,” *Econometrica*, 49, (1981), 1057-1072.
- Engle, R. F. and B. S. Yoo, “Forecasting and testing in co-integrated systems,”
Journal of Econometrics, 35, (1987), 143-159.
- Eun, C. S. and S. Shim, “International transmission of stock market movement,”
Journal of Financial and Quantitative Analysis, 24(2), (1989), 241-260.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, “Permanent and temporary components
of stock prices,” *Journal of Political Economy*, 96, (1988), 246-273.
- Fernandez-Serrano Jose L. and Simon Sosvilla-Rivero, “Modelling evolving long-
run relationships : the linkages between stock markets in Asia,” *Japan and the*

- World Economy*, 13, (2001), 145-160.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*. New York : Wiley, 1976.
- Ghosh, Asim, Reza Saidi, and Keith H. Johnson, "Who moves the Asia-Pacific stock markets-US or Japan? Empirical evidence based on the theory of cointegration," *Financial Review*, 34, (1999), 159-170.
- Granger, C. W. J., and P. Newbold, "Spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, (1974), 111-120.
- Hassan, M. Kabir, and Atsuyuki Naka, "Short-run and long-run dynamic linkages among international stock markets," *International Review of Economics and Finance*, 5(4), (1996), 387-405.
- Hung, B., and Y. Cheung, Interdependence of Asian emerging equity markets, *Journal of Business Finance & Accounting*, 22, (1995), 281-288.
- Jeon, B.N. and G.M. Von Furstenberg, "Growing international co-movement in stock price indexes," *Quarterly Review of Economics and Business*, 33(3), (1990), 15-30.
- Jeon, Bang Nam, and T. C. Chiang, "A system of stock prices in world stock exchanges : Common stock trends for 1975~1990?" *Journal of Economics and Business*, 43, (1991), 329-338.
- Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), (1990), 169-210.
- Kasa, Kenneth, "Common stochastic trends in international stock markets," *Journal of Monetary Economics*, 29, (1992), 95-124.
- Masih, Abul M., and Rumi Masih, "Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets : An analysis of the Pre-and Post-Crash eras," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 37(4), (1997), 859-885.
- Nelson, Charles R., and Charles I. Plosser, "Trends and random walks in macro-economic time series," *Journal of Monetary Economics*, 10, (1982), 139-162.
- Osterwald-Lunnum, M., "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, (1992), 461-471.
- Samuelson, Paul A., "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly," *Industrial Management Review*, 6, (1965), 41-49.

- Theodossiou, Panayiotis and Unro Lee, "Mean and volatility spillovers across major national stock markets : Futher empirical evidence," *Journal of Financial Research*, 16, (1993), 337-351.
- Von Furstenberg, George M. and Bang Nam Jeon, "International stock price movements : Links and messages," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, (1989), 125-179.
- _____, and C. W. J. Granger, "Co-intergration and error correction : Representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55(2), (1987), 251-276.
- _____, "Properly discounted present values of assets vibrate randomly," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, (1973), 369-374.
- White, H., "A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, (1980), 817-838.

<부 록> 공적분모형의 상수 요소에 대한 제약

여기에서는 본문에서 소개한 NONE, CIMEAN, DRIFT, CIDRIFT에 대하여 Johansen and Juselius(1990), Kasa(1992)을 이용하여 설명한다. 오차수정모형 (5)의 주요한 특징은 모형 내에 차분과 수준변수를 모두 포함시킴으로써 단기적 효과 뿐만 아니라 장기적 효과도 탐구할 수 있다는 점이다. 그러나 동태적 효과에 관해 계수의 의미해석은 매우 어려워진다. 특히, 상수항과 더미변수가 포함된 경우에 그렇다. 공적분검정을 위한 근사분포가 이러한 요소의 존재에 대한 가정에 따라 달라지기 때문에 이들의 역할을 이해하는 것이 매우 중요하다. 설명을 쉽게 하기 위해 $k=2$ 이고 $D_t = t$ 인 경우를 고려하기로 한다. 즉, 모형에 선형추세가 있는 경우로서 다음과 같다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu + \delta t + \varepsilon_t \quad (\text{A-1})$$

δ 와 μ 를 다음과 같이 두 개의 직교 벡터(orthogonal vector) α 와 α_\perp 에 투사(projection)함으로써 Factor loading $\delta_1, \delta_2, \mu_1, \mu_2$ 를 이용하여 다음의 두 가지 요소로 분해하여 나타낼 수 있다.

$$\delta = \alpha \delta_1 + \alpha_\perp \delta_2, \quad \mu = \alpha \mu_1 + \alpha_\perp \mu_2 \quad (\text{A-2})$$

이때 각 factor loading은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} \delta_2 &= (\alpha_\perp' \alpha_\perp)^{-1} \alpha_\perp' \delta & : & \text{자료의 (p-r)차원 2차 추세 계수 벡터} \\ \delta_1 &= (\alpha' \alpha)^{-1} \alpha' \delta & : & \text{공적분 관계에 있는 선형 추세계수의 r차원 벡터} \\ \mu_2 &= (\alpha_\perp' \alpha_\perp)^{-1} \alpha_\perp' \mu & : & \text{자료의 선형추세계수의 (p-r)차원 벡터} \\ \mu_1 &= (\alpha' \alpha)^{-1} \alpha' \mu & : & \text{공적분 관계에 있는 상수항의 r차원 벡터} \end{aligned}$$

확정항(deterministic terms)의 분해를 이용하여, 모형은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix} \widetilde{X}_{t-1}' + \alpha_\perp \mu_2 + \alpha_\perp \delta_2 t + \varepsilon_t, \quad \widetilde{X}_{t-1}' = (X_{t-1}', 1, t) \quad (\text{A-3})$$

식 (A-3)이 의미하는 것은 VECM의 상수항과 확정 추세항은 우변 둘째 번의 공적분 공간과 관계되어 있다는 것이다. 절편과 확정 추세항에 대한 특정 제약하에서 Johansen and Juselius는 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 검정통계량의 임계값을 산출하여 표로

정리하였다. 여기에서는 네 가지 경우로 구분하여 그 제약조건의 의미를 살펴본다.

- (1) $\delta = 0, \mu = 0$. (NONE) : 이 경우는 변수에 상수요소(deterministic components)가 없고, 공적분 관계항의 절편들이 모두 0인 경우에 해당된다. 극히 예외적인 경우에 해당된다.
- (2) $\delta = 0, \mu_2 = 0$. (CIMEAN) : 이 경우 변수에는 선형추세항을 허용하지 않는다. 모형에서 유일한 상수항은 공적분 관계식의 절편이다.
- (3) $\delta = 0$. (DRIFT) : 변수에는 선형추세(linear drift)를 포함하고 있으나 공적분 관계에는 추세항이 없는 경우이다.
- (4) $\delta_2 = 0$. (CIDRIFT) : 변수 및 공적분공간에 모두 선형추세항을 초합하고 있는 경우이다.

본 논문에서는 VECM의 DGP(Data Generating Process)가 알려져 있지 않은 점을 감안하여 이 모든 경우에 대해 공적분 검정을 시행하였다.

Dynamic Linkages : Stock Markets, Construction Industries, and Construction Firms

Taewoo You* · Won-Ki Jang**

〈abstract〉

This paper investigates the short- and long- run relationship among Korean, U.S. and Japanese construction indices. We conducted the Johansen's cointegration tests on the hypotheses that the construction indices of three countries are related in the long-run as well as in the short-run. The test results show that there exists no long-run relationship among three countries' construction indices. In addition, the cointegrating relation did not exist for three countries' stock market indices and five major Korean construction firms. It turned out that the U.S. indices Granger-causes Japanese and Korean indices. This finding implies that there may exist international diversification benefit through forming a portfolio from these indices.

Keywords : Cointegration, VECM, Granger-Causality, Construction Industry, Dynamic Linkages, Long-run Relationship

* Professor of Business Administration, Myongji College

** Professor of Tax Accounting, Myongji College