

## 부동산 시장과 채권시장과의 관계에 관한 실증적 연구\*

임병진\*\*

### 요 약

본 연구는 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 변수의 상호 관련성의 연구 목적으로 주가와 주택매매가격 종합지수간의 관계를 분석을 하였다. 연구의 분석을 위해 1997년 1월 부터 2007년 6월 까지의 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 126개 자료를 이용하여 분석하였다. 이 연구에서 사용한 차분자료로는 자연로그 수익률 자료를 사용하였다. 분석자료로서 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수를 사용하였다. 이 연구에 사용된 연구 모형으로는 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위근 검정과 변수간 장기적이고 안정적인 관계의 존재여부판정을 위한 공적분(cointegration)검정을 하였다. 주가 주택매매가격 종합지수간 상호영향력 분석을 위한 VAR모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법과 Granger 인과관계 검정을 이용하였다.

본 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 자료의 원시계열자료에 대한 안정성검정 결과 모두 불안정적인 것으로 나타났다.

둘째, 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과는 모두 안정적임을 알 수 있었다.

셋째, 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 간에는 공적분관계가 존재한다.

넷째, 1997년 1월 1일 이후 주가와 주택매매가격 종합지수 간에는 음(-)의 관계가 존재한다.

다섯째, 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 간 상호영향력에 있어서 금리의 변화는 금리자체의 내재적 변화가 거의 대부분을 설명하고 있으나 전국 주택매매가격 종합지수의 경우는 금리의 영향이 확대되고 있음을 알 수 있었다.

여섯째, 금리의 변화율은 주택매매가격 종합지수의 변화율에 그랜저 인과관계가 존재한다.

이상의 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 간의 관계에 관한 실증분석 결과들을 종합해 볼 때, 과거의 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 간의 음(-)의 관계가 있는 것을 알 수 있다.

핵심주제어 : 금리, 전국주택매매가격 종합지수, 국고채, 공적분검정, VAR모형

\* 논문접수일 2009년 8월 9일, 게재확정일 2009년 9월 15일

\* 본 연구는 학술진흥재단과 한국산업경제저널에서 정한 연구윤리규정을 준수함

\*\* 영남대학교 경영학부 (sep1017@ynu.ac.kr)

## I. 서론

우리나라의 증권시장과 부동산시장은 많은 발전을 하였고 주식시장과 관련 연구는 상당히 많이 되어 왔다. 부동산 시장과 관련 하여서도 최근에 많은 연구들을 하고 있다. 경제변수와 관련한 통화량의 변화가 물가에 주는 영향은 기존의 여러 연구가 진행되었다. 부동산시장과 관련한 연구도 여러 가지 측면에서 분석의 대상이 되었으나, 통화량과 부동산가격, 특히 주택가격에 대한 연구는 그 동안 활발하게 연구되지 않았다. 통화량, 물가, 주택가격에 대한 종합적인 비교연구는 더욱 제한적인 연구가 되었다. 또한 채권시장과 부동산시장과 관련한 시계열의 비교연구는 미미한 수준이고, 2007년 2월 미국 서브프라임 모기지 사태 이후 부동산 시장과 채권 시장과의 관계와 미치는 영향에 대한 관심은 높아가고 있다.

과거 우리나라의 주택금융시장은 국민주택기금과 주택은행의 주택자금이 주택금융시장의 80% 이상을 차지하는 형태로 유지되어 왔다, 그러나 1997년 말 외환위기로 인해 주택금융의 구조와 주택부분에 많은 영향을 받았다. 또한 최근에 정부의 잦은 부동산 정책의 변화로 많은 영향을 받아 주식시장과 채권시장과 부동산시장간 자금이동으로 서로 영향을 미치는 것으로 시장에서 나타난다. 또한 인구의 노령화로 은퇴자금의 마련과 자금의 투자처로 주식시장, 채권시장, 부동산시장은 서로 대체적인 투자처가 될 수 있기 때문에 수급상황과 주식, 채권, 부동산의 기대 수익에 따라 주식, 채권, 부동산의 자산 배분이 달라 질 수도 있고, 주식과 채권, 주식과 부동산, 채권과 부동산에 대한 투자수요가 상호 대체관계라 볼 수 있을 정도로 주식과 부동산은 관련성이 높다. 따라서 본 연구논문에서는 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수라는 두 가지 금융지표의 인과관계와 상호영향력을 살펴봄으로써 각 금융시장이 어떻게 연계되어 있으며 그들 시장간 영향력의 정도를 분석하고자 한다. 전국 주택매매가격 종합지수와 금리라는 가격변수가 결정되는 메커니즘과 그들 간의 상호관련성에 관한 이론적 고찰과 이를 분석하기 위한 방법론인 몇 가지 계량경제학적 틀에 대한 정리를 선행하고 이를 바탕으로 금융시장의 대표적 가격변수인 이들 변수에 대한 다각적인 실증분석을 실시하고자 한다. 금융시장의 대표적 가격변수인 전국 주택매매가격 종합지수와 금리의 상호관련성에 대한 기존의 연구는 상관관계분석이 주를 이루었는데 이들 변수의 시계열 특성 비교와 상호관련성에 대한 체계적 연구는 그 수가 드물었다고 할 수 있다. 따라서 본 연구는 기존의 연구가 가졌던 한계를 보완하고 금리와 전국 주택매매가격 종합지수간의 관계에 문제의식 가지고 연구를 하였다.

본 연구는 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 사용하고 있다. 문헌적 연구방법을 통하여 경제변수들과 금리 및 주택매매가격 종합지수와 경제변수에 대한 기존 연구를 검토하였고, 시계열 자료라는 특성을 감안한 분석방법들을 살펴보았다. 또한 실증적 연구방법을 사

용하여 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수와 관계 분석을 위해 사용한 자료는 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수의 자료와 같이 1997년 1월 부터 2007년 6월 까지의 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 126개 자료를 이용하여 분석하였다. 분석자료로서 전국 주택매매가격 종합지수는 원 주택매매가격 종합지수(Housing Purchase Price Composite Indices)는 2003년 9월을 100으로 하여 만든 지수를 사용하였고, 금리자료로는 월별 3년 국고채 금리를 사용하였다. 연구방법론은 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위근 검정과 변수간 장기적이고 안정적인 관계의 존재여 부판정을 위한 공적분(cointegration)검정이 있고 변수간 상호영향력 분석을 위한 VAR모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법과 Granger 인과관계 검정으로 연구를 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장은 문헌 연구로는 한국종합 주가지수와 경제변수들 간의 관련 된 연구와 주택매매가격 금리와 경제변수들 간의 관계를 살펴보았다. 제III장에서는 연구 자료 및 모형 연구로 연구 사용할 자료와 시계열 분석 모형을 살펴보고, 제IV장에서는 실증연구 결과분석을 살펴보았다. 제V장에서는 본 연구결과를 제시하였다.

## II. 문헌연구

우리나라에서 주식시장에서 발표되는 한국종합주가지수와 경제지표와 관련한 관련성 연구는 많이 진행되었다. 이 연구들은 주로 주가와 경제변수들간의 관계에 관한 연구이고, 부동산과 주가와 관련한 연구는 많은 연구가 되지는 않았다. 따라서 이 연구의 문헌 연구에서는 우선 주가와 경제 변수들간의 관계를 연구한 선행 연구들을 알아 보고 다음으로 경제변수들과 부동산에 관련된 선행 연구로 나누어 살펴보겠다.

우선 먼저 경제변수와 주가의 관계에 관한 선행 연구를 살펴보기로 한다.

Bartov-Bodnar(1994)는 국제경영을 하는 기업들의 비정상수익률과 환율간의 유의한 상관관계를 찾지 못했으나, 이러한 실패에 대한 원인으로 mispricing을 상정하여 환율의 지연된 변화(lagged change)가 기업의 비정상수익률을 설명하는데 중요한 변수가 됨을 알아냈다. 또한 분석가들의 기업이익 예측시의 오류뿐만이 아니라 이익공표시점에서의 수익률을 이용한 분석으로 확증적인 증거를 제시한다.

Chen-Roll-Ross의 연구(1986)에서는 요인분석을 통해 포트폴리오의 수익률을 설명할 수 있는 요인을 찾아내고 이러한 요인에서 경제변수를 추출하고 경제변수의 민감도를 시계열 자료를 이용하여 측정하고 이러한 민감도가 횡단면적으로 유의한지를 검증하였다. 검증 결과 산업의 위험보상을 (risk premium), 수익률 곡선 (yield curve) 의 변동, 기대하지

못한 인플레이션의 변동이 주식수익율에 영향을 미치며 소비지출과 관련된 변수들은 영향을 미치지 못함을 밝혔으며 유가 역시 주식수익율에 영향을 미치지 못함을 밝혔다.

Schwert의 연구(1983)에서는 주식수익률이 인플레이션에 어떻게 반응하는지 검증하기 위하여 1953 - 1978까지의 미국주식시장의 시계열 자료를 이용, 주식수익율을 종속변수, 요일별 dummy변수, 예상인플레이션, 미예측 인플레이션을 독립변수로 설정하여 회귀분석하였다. 인플레이션 공표가 투자자에게 얼마나 신속히 전달되는지 알아보기 위하여 dummy변수와 미예측인플레이션의 대용변수로 -6개월에서 -1개월까지의 인플레이션 자료수집기간의 시차변수와 +1개월에서 +2개월까지의 선행변수를 사용한 것이 특징이다. 분석결과 주식의 가격이 소비자 물가지수에 의한 인플레이션과 부(-)의 상관관계를 갖는다는 것을 밝힘으로써 주식이 물가상승에 대한 방어자산이 되지 못하였으며 회귀분석 결과 주식은 예측인플레이션에 부로 반응하는 것은 물론 미예측인플레이션에 대해서도 부로 반응하는데 반응효과는 주로 인플레이션의 공표를 전후하였다. 요일별 반응효과에서는 월요일이 현저히 부(-)로 나타나지만 그 외의 요일은 현저히 정(+)으로 나타났다.

국내연구로는 조대우(1985)의 연구에서 한국기업의 총체적 환위험 관리를 모델화 하기 위한 구체적인 시도로, 환율변동으로 야기되는 특정기업의 경제적 환위험을 측정함으로써 환위험 관리 총괄모델을 설정하고자 하였다. 조대우의 종합적인 연구의 결과는 가격결정계수의 크기가 기업의 환노출을 변경시키며 또한 가격결정계수와 기업의 구조적 특성이 종합되어 환노출을 결정하므로 전사적관점에서 경영전략의 수행 즉, 영업적 헷지를 위해서는 기업특성변수를 복합적으로 고려해야 된다고 결론 내리고 있다.

최운열, 강종만, 이덕훈(1996)의 연구에서는 1985년 1월부터 1994년 12월까지의 기간을 대상으로 베타의 변화에 따른 거시경제변수간의 관계를 분석하였다. 이 연구에서는 베타 추정시 시장수익률은 종합주가지수 수익률과 산술평균 수익률을 사용하였으며 회귀분석 결과에 따르면 시장수익률로써 종합주가지수 수익률보다는 산술평균 수익률을 사용한 경우에 분석결과에 논리적 일관성이 있는 것으로 나타났다. 규모별 포트폴리오 베타와 거시경제변수간의 관계를 분석한 결과 금리차이와 수출비율은 소기업에서 음의 관계를, 대기업 포트폴리오 베타와는 양의 관계를 보였으며 회사채 금리는 소기업에서 양의 관계를 가지며 대기업 포트폴리오에서는 음의 관계를 보였다.

김영재의 연구(1996)에서는 자본시장 개방이후의 주식시장과 외환시장의 연계성을 알아보려고 연별 자료를 이용한 장기추세분석(1975-1995), 월별자료를 이용한 중기분석(1992.1-1996.4), 단기분석(1996.1-5)을 행하였으며 각 변수의 시차성, 연계성, 인과성을 상관계수, 교차상관계수, Granger causality test, VAR를 이용하여 분석하였다. 그 결과 장기분석에서는 국제수지가 주가와 밀접한 관련을 가지며 대미주택매매가격 종합지수보다는 대일주택매매가격 종합지수가 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 중기분석에서는 장기분

석에서 유의적인 국제수지의 영향이 미약해지고 주택매매가격 종합지수의 영향이 더욱 증대되었으며 단기적 분석에서는 금리가 중요한 역할을 차지하고 있는 것으로 밝혀졌다.

이상재(1992)의 연구에서는 1975년 1월부터 1992년 8월까지의 월별자료를 이용하여 거시경제변수가 주가에 미치는 동태적 효과를 살펴보았다. 자료는 회사채 수익률, 총통화평잔 소비자 물가지수, 생산지수를 계절조정 후 log로 치환하고 1차 차분한 자료를 이용하였다. 분석결과 종합주가지수의 과거치와 회사채 수익률이 상대적으로 중요한 역할을 차지하는 것으로 밝혀졌다. 하지만 이 분석은 변수간에 공적분이 존재함에도 불구하고 VAR를 사용했다는 단점을 가지고 있으며 어떤 이론이나 기존 논문에 바탕을 두지 않아 고려되는 변수가 너무 작고 해외 부문의 변수를 고려하지 않았다는 비판도 제기되고 있다.

이상빈의 연구(1987)에서는 1976년 1월부터 1986년 9월까지의 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 월평균자료에 의하여 총통화의 월평잔을 회귀분석하였다. 종합주가지수 증가율 및 14개 업종별 주가지수 증가율 각각을 종속변수로 하고 통화량증가율의 과거 시차항, 현재항, 미래 시차항을 독립변수로하여 최소자승법으로 분석한 결과 과거항만이 포함된 경우의 F통계치가 현재항 및 미래항보다 높아 우리나라 주식시장은 총통화의 변동에 영향을 받으나 총통화정보를 효율적으로 반영한다고 할 수 없고 시차를 두고 반영하는 것으로 나타났다. 각 산업별로 반영되는 정도에 커다란 차이가 있었다.

정진호, 김성만의 연구(1996)에서는 1980년부터 1992년 초까지 우리나라의 주식시장을 대상으로 상기 공표된 정보중에서 거시정책, 특히 통화정책과 재정정책과 관련하여 준강형 효율성 정도를 측정하고자 하였다. 실증연구 방법으로 Barro(1977, 1978), Makin(1982), Darrat(1988) 등에 의해 사용된 2단계 분석방법을 이용하여 거시정책의 예기치 못했던 쇼크가 주식시장에 미치는 영향을 검증하였다. 실증 연구 결과 통화정책은 동시적 쇼크만 주식수익률에 영향을 미치는 반면 시차가 있는 통화쇼크는 그 유의수준이 결여되어 결과적으로 한국의 주식시장이 통화정책에 대해서 효율적임을 발견하였다. 그러나 재정정책은 동시적 쇼크뿐만 아니라 과거의 쇼크도 주식수익률에 영향을 미치는 것으로 발견되었다. 이 연구는 이러한 결과를 근거로 한국의 주식시장이 통화정책에 대해서는 준강형 효율적이지만 재정정책에 대해서는 비효율적인 것으로 해석하였다.

다음으로 경제변수들과 부동산에 관련된 선행 연구를 살펴보도록 하겠다.

부동산관련 연구는 주로 부동산가격 예측연구나 부동산시장과 거시경제변수간의 관계를 분석한 연구들, 혹은 두 가지를 동시에 분석하는 연구들이 많이 진행되어 왔다. 김영표·정문섭(1989), 채미옥(1991), 김근용(1998), 이충열(1999), 김양우·이공화·장동구(2000), 윤주현·김혜승(2000) 등은 거시경제변수 자료로 ARIMA 모형, VAR 모형, state-space 모형, 변환함수모형 등을 통하여 부동산가격 예측에 관한 모형을 설정하고 분석하였다. 그런데 인과관계 검정, VAR 분석, 공적분 검정(cointegration test)등을 이용하여 부동산가격

과 거시경제변수들 사이의 관계를 분석한 연구도 많이 진행되었다. 정희남·김창현(1997)의 연구는 지가상승은 생산자물가, 통화량, 기계설비투자수준의 변동순으로 영향을 받으며, VAR모형을 이용한 강원철·김복순(1997)의 결과는 통화량과 1인당 GNP는 지가에 대하여 정의 영향을 미치며, 이자율과 환율은 부의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 박헌주 외(2000)는 1975~1999년 동안의 연간 자료로 페티트 검정을 통하여 토지시장의 구조변화를 실증적으로 분석하고 토지시장의 예측모형을 구축하고자 하였다. 이밖에도 심성훈·구영완(2001) 및 심성훈·최종일(2002)은 VAR모형을 이용하여 각각 주택의 인플레이션에 대한 헷지(hedge)역할에 대한 연구와, 주택과 주식의 인플레이션 헷지효과를 비교분석하였다.

최근의 연구로는 박헌주·박철(2001)가 있다. 이 둘은 1987년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 거시경제변수와 지가변동률로 VAR과 ARIMA모형을 사용하여 단기적 지가변동률을 예측하였다.

지금까지 언급한 것처럼 통화량의 변화가 물가에 주는 영향은 기존의 여러 연구가 진행되었고 부동산시장도 여러 가지 측면에서 분석의 대상이 되었으나, 통화량과 부동산가격, 특히 주택가격에 대한 연구는 그 동안 활발하게 연구되지 않았다. 특히 통화량과 물가, 그리고 주택가격에 대한 비교연구는 더욱 제한적인 연구의 대상이 되었던 게 사실이다. 이와 관련된 분석으로써 손경환(1991)의 연구가 있다. 그는 1982년 1/4분기에서 1990년 4/4분기까지의 자료로 Almon의 다항식 시차모형(Polynomial distributed lag model)을 사용하여 통화량이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 주택가격이 일반물가에 비하여 통화량의 변동에 훨씬 민감하게 반응한다는 결과를 보여주었다.

### III. 연구자료 및 연구모형

#### 1. 연구자료

본 연구에 사용할 자료는 <표 1> 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수의 자료와 같이 1997년 1월 부터 2007년 6월 까지의 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 126개 자료를 이용하여 분석하였다. 이 연구에서 사용한 차분자료로는 자연로그 수익률 자료를 사용하였다.

부동산자료 :  $\ln\left(\frac{KS_t}{KS_{t-1}}\right)$  KS : 전국주택종합매매가

금리자료 :  $\ln\left(\frac{EX_t}{EX_{t-1}}\right)$  EX : 월별 3년 국고채금리

전국주택매매가격 종합지수(Housing Purchase Price Composite Indices) :  
2003년 9월을 100.0으로 하여 작성

<표 1> 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수

| 대 이 터         | 기 간               | 자료수  | 차분 자료수 |
|---------------|-------------------|------|--------|
| 월별 3년 국고채금리   | 1997. 1 ~ 2007. 6 | 126개 | 125개   |
| 전국주택매매가격 종합지수 | 1997. 1 ~ 2007. 6 | 126개 | 125개   |

## 2. 연구모형

### 1) 연구자료의 시계열 안정성 검정 모형

시계열이 단위근을 가지는 비정상적인 시계열인 경우 무작위적 충격은 누적적으로 미래에 대해 영속적인 영향을 미치는 것으로 분석되는데 이러한 문제를 유발하는 비정상성은 차분을 통해서 해결할 수 있다.

정상성을 확보하기 위해 필요한 차분 횟수가  $d$ 라고 할 때  $Y_t \sim I(d)$ 라고 표시하고 시계열이  $I(0)$ 가 아니라면 단위근이 존재함을 의미한다.

Dickey-Fuller(DF) Test는 시계열  $y_t$ 가 AR(1)의 과정으로 표현될 수 있다고 보고,  $y_t$ 와  $y_{t-1}$ 의 회귀계수가 1과 같은지(단위근을 갖는지) 여부를 검증하는 방법이다.

그러나 절편과 선형추세의 가능성이 함께 존재하므로 Dickey-Fuller는 다음의 3가지 모형을 상정하고 상황에 따라 적절한 모형을 선정하여 검정할 것을 제안하였다.

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_a : |\rho| < 1$$

$$\text{모형 (1) : } y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (2) : } y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (3) : } y_t = \alpha + \gamma t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

DF는 위의 3가지 모형에 의거하여 다음의 검정통계량을 제시한다.

$$\tau = \frac{\hat{\rho}}{se(\hat{\rho})}$$

위의 검정통계량은 3가지 모형에 대해 적용될 수 있다. 그런데 DF 검정은 일반적으로 검정상의 편의를 위해 다음과 같이 변형하여 수행한다.

$$\text{모형 (1)} : \Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (2)} : \Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (3)} : \Delta y_t = \alpha + \gamma t + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

이때 귀무가설은  $H_0: \rho - 1 = 0$  (이것은  $\rho = 1$  임)이 된다.

여기서 주의할 점은 위의 식들 중에서 어느것이 적절한지는 일단 세 번째 식에서  $H_0: \gamma = 0$ 에 대한 DF검정을 거쳐 판정할 수 있다. 이 때 검정통계량은 다음과 같다.

$$\tau = \frac{\hat{\gamma}}{se(\hat{\gamma})}$$

마찬가지로 상수항에 대한 유의성 검증 ( $H_0: \alpha = 0$ )을 통하여 위 모형 중에서 어떤 것이 단위근검정에 이용되어야 하는가를 사전에 검정할 수 있다.

Dickey-Fuller (DF) Test의 취약점은 시계열변수는 AR(1)이고 오차항  $\varepsilon_t$ 는 상호 독립적이고 동일한 (공)분산을 갖는 분포를 갖는다는 가정,  $\varepsilon_t \sim iid$ 에 기초를 두고 있다는 점이다.

일반적으로 추정 결과 도출되는 잔차항  $\varepsilon_t$ 는 대부분의 경우 자기상관 현상을 갖고 있으며, 따라서 일치성(Consistency)있는 추정량의 도출을 불가능하게 하므로 DF검증의 유효성에 심각한 회의를 갖게 하는 것이다.

Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test는 이러한 자기상관의 영향을 제거하기 위하여, DF Test를 하기위한 3가지 모형에 각각 차분 추가항(augmented terms),

$y_{t-j}, j=1, \dots, p$  를 추가시킨 다음 추정할 것을 제안하고 있다.

Said-Dickey(1984,1985)는 이와 같이 차분 추가항을 충분히 추가시켜 주면 이 때 산출되는 검정통계량은 자기상관의 효과가 제거된 상태에서 도출되는 효과를 가지므로 그의 분포가 DF 검정통계량과 대표본하에서(Asymptotic) 동일하게 된다는 사실을 증명하였다.

$$\text{모형 (1)} : \Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (2)} : \Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (3)} : \Delta y_t = \alpha + \gamma t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

ADF 검정은 DF 검정과 동일한 방법으로  $\hat{\tau}$  통계량을 위의 세 모형에 적용하게 되며(이 때 ADF 통계량은 DF 통계량과 대표본하에서(Asymptotic) 동일한 분포를 가지게 됨.), 가설의 설정이나 검정방법 등도 DF 검정의 경우와 같다.

여기서 유의할 사항은 DF 검정이나 ADF 검정은 시계열이 순수한 AR과정에 의해 생성되었다는 가정에 입각하여 전개되었다는 점이다.

Said 와 Dickey는 현실적으로 시계열이 MA과정에 의해 생성될 수도 있다는 점을 감안하여 시계열이 보다 일반적인 ARIMA 과정에 의해 생성되었다는 가정하에서 단위근 검정을 할 것을 제안하였다. 물론 ARIMA(p,d,q)모형은 AR(1)으로 전환이 가능하므로 결국 Said-Dickey 검정은 형태상으로는 ADF검증과 같아지며 단지 AR의 차수만이 달라진다는 특성을 갖게 된다.

DF 검정에서는 오차항이 I.i.d. 정규분포한다고 가정을 하고 검정을 한다. 그러나 많은 금융자료나 경제시계열의 오차항이 오히려 이분산 특성을 가지고 있고 자기상관이 있는 경우도 있을 것이다. Phillips(1987)와 Perron(1988)은 시계열의 확률 오차항이 약종속성(weakly dependent)을 띠거나 이분산성을 지닌 것으로 생각되는 경우 사용 할 수 있는 비모수적 단위근 검정방법을 제안하였다. 따라서 이 연구의 자료는 주택매매가격 종합지수와 주가지수라는 두 가지의 시계열자료(time series)라고 할 수 있다. 연구의 목적이 두 가지 변수간의 관련성을 살펴보는 데 있으므로 이러한 시계열자료를 분석하는 기본적 틀을 고려하지 않을 수 없게 된다. 시계열자료를 분석하는데 있어서 현재 계량경제학적으로 가장 많이 쓰이는 방법론에 대해서 변수의 안정성과 단위근 검정, 벡터자기회귀모형(VAR Model), 공적분과 벡터오차수정모형(VECM Model) 및 Granger 인과관계 검정 모형의 순으로 살펴보

도록 하겠다.

## 2) VAR 모형

벡터자기회귀모형(VAR모형)은 회귀분석과 시계열분석방법이 결합된 형태이다.  $I(0)$ 를 따르는 외생변수가 2개인 VAR모형의 일반식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_{1t} \\ \Delta X_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_{2t}\end{aligned}$$

여기서  $u_t$ 는 stochastic error term으로서 충격(impulses 또는 innovation)이라고 불린다. VAR모형은  $n$ 개의 선형회귀방정식으로 구성되는데 각 방정식은 각 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 여타 변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 설정한다. 결국, VAR모형은 모형내의 모든 변수의 현재 관측치를 내생변수로 그리고 모든 시차변수들을 설명변수로 간주하고 있는 것이다. 본 연구에서 이용될 VAR모형은 다음의 식과 같다.

$$\begin{aligned}\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} &= \sum_{i=1}^2 \begin{bmatrix} \lambda_{11i} & \lambda_{12i} \\ \lambda_{21i} & \lambda_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t-i} & \Delta F_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} \\ \text{단, } \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} &\sim N(0, H_t) \quad H_t = \begin{bmatrix} c_{ss} & c_{sf} \\ c_{sf} & c_{ff} \end{bmatrix}\end{aligned}$$

## 3) 공적분

Engle과 Granger(1987)<sup>1)</sup>는 경제변수 사이에 공적분관계가 존재하고 시계열자료가 불안정적일 때 이들 변수들간의 관계는 오차수정모형으로 표현될 수 있다고 주장했다. 즉,  $(X_t, Y_t) \sim CI(1,1)$  오차수정모형(ECM: Error Correction Model)의 일반식은 다음과 같다.

1) R.F. Engle and C.W. Granger, 1997, Co-integrated and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica* 55

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^n (\delta_i \Delta X_{t-i}) + \sum_{i=1}^n (\theta_i \Delta Y_{t-i}) + v_t$$

위의 식에서  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ 는 공적분이 존재할 때 전기의  $X_{t-1}$ 과  $Y_{t-1}$ 사이의 불균형오차를 반영한 ECM모형이다. 따라서,  $\hat{\varepsilon}_{t-1} \sim I(0)$ 이다. 이는  $Y_t$ 의 변화가  $X_t$ 의 변화뿐 아니라 두 변수간의 불균형의 정도에 의해서도 영향을 받는 것을 표현하고 있다. 이러한 ECM모형은 장기균형의 특징을 파악함과 동시에 단기적 조정과정을 동태적인 측면에서 파악할 수 있게 해주고 있다.

월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수에 공적분 관계가 존재할 경우 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수변동을 가지고 추정하는 것은 1차 차분한 데이터를 사용할 경우 변수들간의 장기적 관계에 대한 중대한 정보를 손실할 가능성이 있어<sup>2)</sup> 있다. 그러므로 우선적으로 월별 3년 국고채 금리와 주택전국매매가격 종합지수간의 장기적인 안정성을 가지는 월별 3년 국고채 금리와 주택매매가격 종합지수간의 공적분 관계를 검정하고 이 검정이 유의할 경우 적절한 벡터( $\delta$ )를 도입하으로서 이 양자간의 벡터오차수정모형을 이용한 것이다. 이러한 벡터오차수정모형(VECM)은 다음과 같다.

$$S_{t-1} = c + \delta F_{t-1} + \varepsilon_{t-1}, \quad S_{t-1} \sim I(1), \quad F_{t-1} \sim I(1) \text{에서}$$

$\varepsilon_{t-1} = S_{t-1} - c - \delta F_{t-1} \sim I(0)$ 이 되는  $\delta$ 를 추정, 이를 오차수정항으로 수식에 포함시키면,

$$\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} [S_{t-1} - \delta F_{t-1} - c] + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix}$$

단,  $\begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t), \quad H_t = \begin{bmatrix} c_{ss} & c_{sf} \\ c_{sf} & c_{ff} \end{bmatrix}$

즉, 이 벡터오차수정모형은 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수간에 장기적으로 평균에 수렴하는 공적분 관계를 가질 경우, 장기적 균형관계를 보장하기 위해 오차수정항을 모형에 포함시킨 것이다.

#### 4) Granger 인과관계 검정 모형

2) Greene, W.H., "Econometric Analysis", 2nd, MacMillan, N.Y. 1993, p.567.

현실세계에서 한 경제변수가 다른 경제변수의 움직임을 유발시키는 원인변수인지를 알아내는 방법으로 그랜저 인과관계(Granger causality) 검정방법을 사용한다. 3). 따라서 본 연구에서는 설명변수에 다른 변수의 과거자료와 설명변수 자신의 과거자료까지 포함하는 Granger 인과관계 모형을 추정하였다.

실제로 독립변수와 종속변수간에 교차상관관계가 높고 종속변수의 자기상관이 클 경우 이러한 방법론에 의하여 추정을 하면 종속변수의 과거치가 현재 값을 설명함에도 불구하고 회귀분석의 결과는 독립변수의 과거치가 종속변수의 현재 값을 설명하는 것처럼 잘못 추정될 가능성이 있다.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j Y_{t-j} + e_{2t}$$

따라서 이러한 문제를 고려하여 독립변수에 다른 변수의 과거자료 뿐 아니라 자신의 과거자료도 포함하는 VAR 모형을 이용한 인과검정모형이 Granger (1969)에 의하여 개발되었다. 일반적으로 어떠한 변수 X가 다른 변수 Y에 대하여 그랜저 인과관계가 있다는 것은 X의 과거 및 현재치에 포함되어 있는 정보가 Y를 예측하는데 도움이 된다는 것이다.

## IV. 실증연구 결과분석

### 1. 기초통계 분석 및 상관관계분석

월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수간의 관계를 분석하기 전에 사용할 각 변수들의 특성을 기초통계량 분석을 통해 살펴보았으며, 그 결과가 <표 2> 기초통계 분석에 제시되어 있다. 변동성의 크기를 나타내는 표준편차의 경우 월별 3년 국고채 금리의 표준편차가 전국주택매매가격 종합지수의 표준편차보다 크게 나타나 주가의 변동성이 주택매매가격 종합지수의 변동성보다 높은 것으로 나타났다.

3) 참고문헌으로 Eviews를 이홍제 외 3인 저 Eviews를 이용한 금융시계열분석(2005)을 들 수 있다.

&lt;표 2&gt; 기초통계 분석

| 구 분          | 차분 전            |                  | 차분 후            |                  |
|--------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|
|              | 월별 3년 국고채<br>금리 | 전국주택매매가격<br>종합지수 | 월별 3년 국고채<br>금리 | 전국주택매매가격<br>종합지수 |
| Mean         | 6.942263        | 88.58530         | 0.002896        | -0.006744        |
| Median       | 5.410019        | 87.69234         | 0.002221        | -0.007072        |
| Maximum      | 17.12692        | 115.4212         | 0.030577        | 0.187416         |
| Minimum      | 3.277391        | 70.81186         | -0.028809       | -0.230850        |
| Std. Dev.    | 3.252411        | 13.50284         | 0.008635        | 0.064888         |
| Skewness     | 1.325371        | 0.250619         | -0.231539       | -0.015919        |
| Kurtosis     | 3.891726        | 1.734540         | 6.489605        | 4.186441         |
| Jarque-Bera  | 41.06346        | 9.726292         | 64.54053        | 7.336749         |
| Probability  | 0.000000        | 0.007726         | 0.000000        | 0.025518         |
| Sum          | 874.7251        | 11161.75         | 0.361968        | -0.842981        |
| Sum Sq. Dev. | 1322.272        | 22790.83         | 0.009245        | 0.522102         |
| Observations | 126             | 126              | 125             | 125              |

월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수의 왜도(skewness)는 차분전후 다른 형태를 보이고 있다. 첨도 또한 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 모두 다르게 나타났다. 이러한 기초통계 분석결과 각 자료의 수익률 및 변동성을 이용한 추정회귀식의 잔차항이 이분산성을 가질 가능성이 높다는 것을 제시해 주고 있다. 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수간의 상관관계는 <표 3> 상관관계 분석에서 보는 바와 같이 음(-)관계가 있음을 보여 주고 있다. 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수간의 상관계수는 -0.626434으로 음의 관계를 나타내 주고 있다.

월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수의 변동은 <그림 1> 월별 3년 국고채 금리의 변동 그래프와 <그림 2> 전국주택매매가격 종합지수의 변동 그래프와 같다.

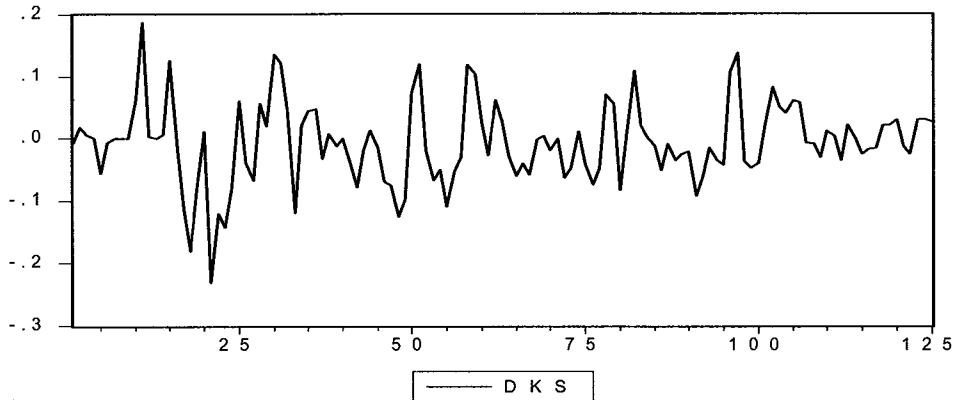
&lt;표 3&gt; 상관관계 분석

| 분             | 월별 3년 국고채 금리 | 전국주택매매가격 종합지수 |
|---------------|--------------|---------------|
| 월별 3년 국고채 금리  | 1.000000     | -0.626434     |
| 전국주택매매가격 종합지수 | -0.626434    | 1.000000      |

## 2. 단위근과 공적분 검정결과 분석

월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수의 개별 시계열이 안정적 과정을 따르는지 검토하기 위하여 각 변수에 대해 ADF(Augmented Dickey Fuller)와 PP(Phillips

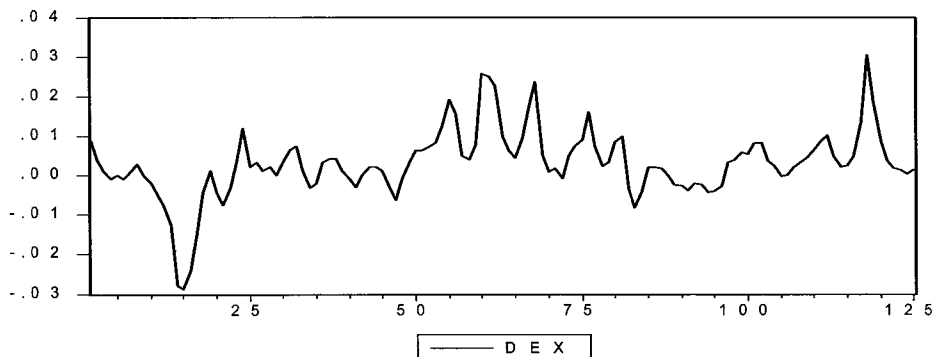
and Perron) 단위근 검정을 실시하였다.



<그림 1> 월별 3년 국고채 금리의 변동 그래프

주) DKS는 월별 3년 국고채 금리의 차분지수를 나타냄.

월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 각 변수의 단위근 검정결과는 아래 <표 4> 단위근 검정과 같다. 수준변수와 차분변수 각 변수에 대한 단위근 검정결과, 수준변수는 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하지 못하는 반면, 1차 차분변수는 단위근 가설을 유의적으로 기각하는 것으로 나타났다. 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수는 모두 1개의 단위근을 갖는 시계열임을 알 수 있다.



<그림 2> 전국주택매매가격 종합지수의 변동 그래프

주) DEX는 전국주택종합매매가의 차분지수를 나타냄.

따라서 계량경제학적 관점에서 각 변수가 모두  $I(1)$ 과정임을 의미한다. 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수는 평균과 분산이 시간의 흐름에 따라 일정치 않은 불안정한 시계열이라고 할 수 있다.

<표 4> 단위근 검정

| 차분전 | 월별 3년<br>국고채 금리 | 전국주택매매가격<br>종합지수 | ADF 임계치       | PP 임계치        |
|-----|-----------------|------------------|---------------|---------------|
| ADF | -2.364979       | 0.069452         | 1% : -3.4852  | 1% : -3.4835  |
| PP  | -1.768151       | 1.174180         | 5% : -2.8853  | 5% : -2.8845  |
| 차분후 | 월별 3년<br>국고채 금리 | 전국주택매매가격<br>종합지수 | 10% : -2.5793 | 10% : -2.5798 |
| ADF | -3.678621       | -2.608018        | 1% : -3.4856  | 1% : -3.4839  |
| PP  | -7.191631       | -3.739977        | 5% : -2.8855  | 5% : -2.8847  |
|     |                 |                  | 10% : -2.5794 | 10% : -2.5790 |

월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수의 두 시계열간에 공적분의 존재여부를 판정하기 위하여 Johansen의 공적분검정을 수행하였다. 그 결과 분석기간별로 유의수준 5%. 시차4를 이용한 공적분 검정의 결과는 다음의 <표 5> 공적분 검정과 같다.

공적분 검정의 결과 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수간에는 공적분 관계가 없는 것으로 판단되어 차후 분석은 VAR 모형을 이용하여 분석하였다.

<표 5> 공적분 검정

| 구 분              | 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 |
|------------------|-----------------------------|
|                  | 차분전                         |
| Likelihood Ratio | 11.37501                    |

주) 5% critical value : 15.41

### 3. VAR 모형을 이용한 결과분석

VAR 모형을 통한 계수의 측정은 추정된 계수에 대한 해석을 명백하게 하기 위해서 예측 오차의 분산분해와 충격반응함수를 분석하는 방법이었다. 충격반응함수는 내생변수의 현재와 미래값에 대한 오차항 중 표준편차 충격의 효과를 추적하는 것이다.

또한 예측오차의 분산분해(variance decomposition)는 상이한 시점에서의 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 미치는가를 분석하는 방법이다. 충격반응 함

수 분석은 <표 6> 충격반응 분석과 같고 이를 그래프로 그리면 <그림 3> 충격반응함수 그래프와 같다.

<표 6> VAR분석

| 시 차     | 월별 3년 국고채 금리            | 전국주택매매가격 종합지수           |
|---------|-------------------------|-------------------------|
| DKS(-1) | 1.374669<br>(16.3085)   | -0.118174<br>(-1.65639) |
| DKS(-2) | -0.399279<br>(-4.68542) | 0.070087<br>(-0.97170)  |
| DEX(-1) | 0.038156<br>(0.51699)   | 1.711194<br>(27.3932)   |
| DEX(-2) | -0.038431<br>(-0.52294) | -0.716544<br>(-11.5195) |
| c       | 0.151202<br>(0.28497)   | 0.876965<br>(1.95273)   |

주) ( )는 t-값을 나타냄. 일간자료임.

KS : 월별 3년 국고채 금리를 나타내고 EX는 전국주택매매가격 종합지수를 나타냄.

주) 괄호안 숫자 : t-statistics임

주) D : 변수의 차분을 의미함

상이한 시점에서의 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 미치는가를 분석하는 방법인 예측오차의 분산분해(variance decomposition) 결과는 <표 7> 분산분해 분석과 같다.

<표 8> 분산분해 분석을 살펴 보면 월별 3년 국고채 금리 분산 분해에서 주가지수의 변화는 주가지수 자체의 내재적 변화가 99% 이상을 설명하고 있다.

<표 7> 충격반응 분석

| Response of EXD: |           |           | Response of KSD: |           |           |
|------------------|-----------|-----------|------------------|-----------|-----------|
| Period           | EXD       | KSD       | Period           | EXD       | KSD       |
| 1                | 0.004846  | 0.000000  | 1                | -0.003516 | 0.058291  |
| 2                | 0.005334  | -0.000402 | 2                | -0.004271 | 0.026833  |
| 3                | 0.004119  | -7.62E-05 | 3                | 0.003902  | 0.001258  |
| 4                | 0.002552  | 0.000304  | 4                | 0.009292  | -0.005261 |
| 5                | 0.001306  | 0.000408  | 5                | 0.009014  | -0.002959 |
| 6                | 0.000550  | 0.000310  | 6                | 0.005900  | -5.67E-05 |
| 7                | 0.000183  | 0.000167  | 7                | 0.002850  | 0.001061  |
| 8                | 4.11E-05  | 6.53E-05  | 8                | 0.000986  | 0.000926  |
| 9                | 1.32E-07  | 1.57E-05  | 9                | 0.000184  | 0.000464  |
| 10               | -6.44E-06 | -3.99E-07 | 10               | -3.78E-05 | 0.000134  |

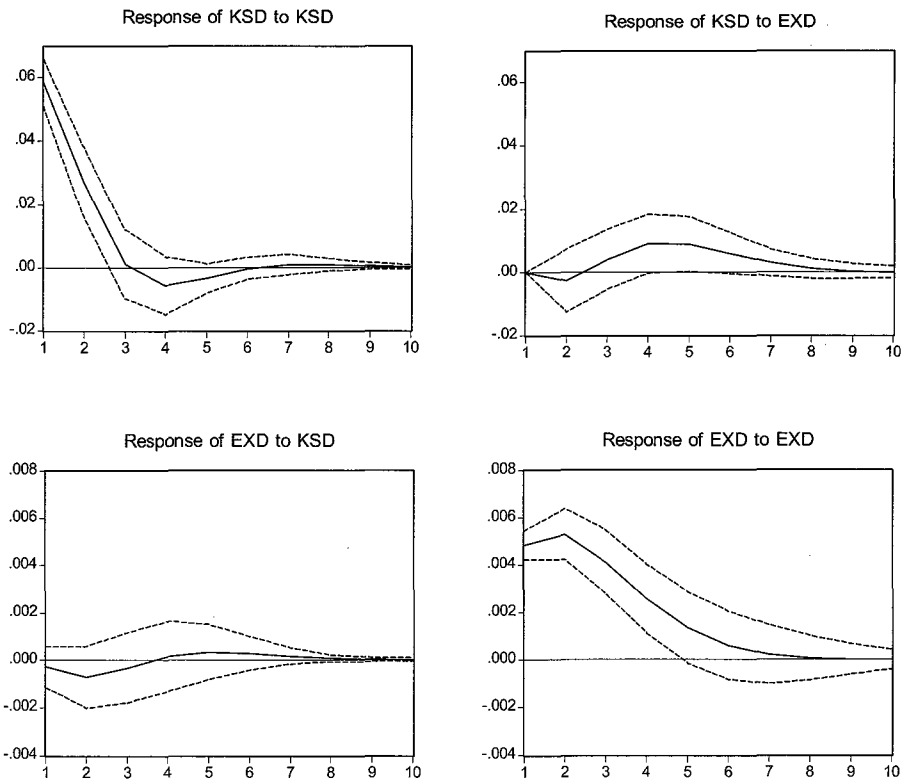
주) KSD : 월별 3년 국고채 금리를 나타내고, EXD : 전국주택매매가격 종합지수를 나타냄.

반면 주택매매가격 종합지수의 설명력은 미미하다. 전국 주택매매가격 종합지수의 분산분해의 결과는 주가지수는 초기에 1% 미만이던 것이 1% 이상을 설명하고 있음을 알 수 있다. 이러한 채권시장의 영향력이 커진 것은 부동산 시장의 매도에 따른 자금이탈에 의한 것으로 설명할 수 있다.

#### 4. Granger 인과관계 결과분석

Granger 인과관계 검정은 <표 10> Granger 인과관계 검정 결과에 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수간의 시차가 2인 경우와 시차가 6인 경우에 대해 그랜저 인과관계 분석 결과를 정리하였다.

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



<그림 3> 충격반응 그래프

주) KSD : 월별 3년 국고채 금리를 나타내고, EXD : 전국주택매매가격 종합지수를 나타냄.

인과관계를 검증하기 위하여 F통계량을 사용하였으며, 분석결과에 의하면 시차가 2인 경우와 시차가 6인 경우 모두 월별 3년 국고채 금리의 변화율은 전국 주택매매가격 종합지수의 변화율에 인과적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 8> 분산분해 분석

| Variance Decomposition of EXD: |          |          |          | Variance Decomposition of KSD: |          |          |          |
|--------------------------------|----------|----------|----------|--------------------------------|----------|----------|----------|
| Period                         | S.E.     | EXD      | KSD      | Period                         | S.E.     | EXD      | KSD      |
| 1                              | 0.004846 | 100.0000 | 0.000000 | 1                              | 0.058397 | 0.362572 | 99.63743 |
| 2                              | 0.007217 | 99.68970 | 0.310299 | 2                              | 0.064409 | 0.737831 | 99.26217 |
| 3                              | 0.008311 | 99.75756 | 0.242442 | 3                              | 0.064539 | 1.100430 | 98.89957 |
| 4                              | 0.008699 | 99.65699 | 0.343013 | 4                              | 0.065416 | 3.088929 | 96.91107 |
| 5                              | 0.008806 | 99.45085 | 0.549155 | 5                              | 0.066101 | 4.884875 | 95.11513 |
| 6                              | 0.008828 | 99.33050 | 0.669502 | 6                              | 0.066364 | 5.636633 | 94.36337 |
| 7                              | 0.008832 | 99.29521 | 0.704792 | 7                              | 0.066433 | 5.808842 | 94.19116 |
| 8                              | 0.008832 | 99.28980 | 0.710196 | 8                              | 0.066447 | 5.828470 | 94.17153 |
| 9                              | 0.008832 | 99.28949 | 0.710512 | 9                              | 0.066449 | 5.828912 | 94.17109 |
| 10                             | 0.008832 | 99.28949 | 0.710512 | 10                             | 0.066449 | 5.828918 | 94.17108 |

주) KSD : 월별 3년 국고채 금리를 나타내고, EXD : 전국주택매매가격 종합지수를 나타냄.

반면 주택매매가격 종합지수의 변화율은 금리의 변화율에 상대적으로 인과적 영향을 미치지 못하는 것을 알 수 있다. 즉 금리의 변화율은 전국 주택매매가격 종합지수의 변화율에 그랜저 인과관계가 있다.

<표 9> Granger 인과관계 검정 결과

Lags: 2

| Null Hypothesis:             | Obs | F-Statistic | Probability |
|------------------------------|-----|-------------|-------------|
| KS does not Granger Cause EX | 124 | 4.54605     | 0.01252     |
| EX does not Granger Cause KS |     | 0.13957     | 0.86988     |

Lags: 6

| Null Hypothesis:             | Obs | F-Statistic | Probability |
|------------------------------|-----|-------------|-------------|
| KS does not Granger Cause EX | 120 | 2.85892     | 0.01271     |
| EX does not Granger Cause KS |     | 0.61325     | 0.71926     |

주) KS : 월별 3년 국고채 금리를 나타내고 EX : 전국주택매매가격 종합지수를 나타냄.

## V. 결 론

이 연구는 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 변수의 상호 관련성의 연구 목적으로 금리와 주택매매가격 종합지수간의 관계를 분석을 하였다. 연구의 분석을 위해 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수의 자료와 같이 1997년 1월 부터 2007년 6월 까지의 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 126개 자료를 이 주택고채분석하였다. 분석자료로서 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 를 국주택매매. 이 연구에 국주된 연구 모형으로는 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위 근 검정과 변수간 장기적이고 안정국주된관계의 존재여부판정을 위한 공적분 (cointegration)검정을 택매다. 주가 주택매매가격 종합지수간 상호영향력 분석을 위한 VAR모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법과 Granger 인과관계 검정을 이용하였다.

본 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 자료의 원시계열자료에 대한 안정성검정 결과 모두 불안정적인 것으로 나타났다.

둘째, 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과는 모두 안정적임을 알 수 있었다.

셋째, 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 간에는 공적분관계가 존재하지 않았다.

넷째, 1997년 1월 1일 이후 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 간에는 음(-)관계가 존재한다.

다섯째, 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 간 상호영향력에 있어서 금리의 변화는 금리자체의 내재적 변화가 거의 대부분을 설명하고 있으나 전국주택매매가격 종합지수의 경우는 금리의 영향이 확대되고 있음을 알 수 있었다.

여섯째, 금리의 변화율은 주택매매가격 종합지수의 변화율에 그랜저 인과관계가 존재한

다.

이상의 1997년 1월 1일 이후 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 간의 관련성에 관한 실증분석 결과를 종합해 볼 때, 과거의 월별 3년 국고채 금리와 전국주택매매가격 종합지수 간의 음(-)의 관계가 있음을 알 수 있다.

## 참 고 문 헌

- 김명직·장국현(2002), 금융시계열분석 2nd, 서울: 경문사.
- 김명직·장국현(1998), 금융시계열분석, 서울: 경문사.
- 김영표·정문섭(1989), “지가동향 예고지표 개발에 관한 기초연구”, 서울:국토개발원.
- 김양우·이궁희·장동구(1997), “우리나라의 거시계량경제모형-BOK97”, 경제분석 제 3권 제2호, 한국은행 금융경제연구소, 1~71.
- 강원철·김복순(1997), “지가변동요인997: IMF 체제와 지가변동을 중심으로”, 서울:감정평가 연구원.
- 김근용(1998), “주택가격 예측을 위한 모형설정과 검정”, 국토 3월호, 국토연구원, 54~67.
- 김양우·이궁희(1998), “새로운 연간거시계량경제모형-BOKAM97”, 경제분석 제4권 제1호, 한국은행 금융경제연구소, 31~79.
- 김홍수(2007), “지가보조지수에 관한 연구”, 주택연구 제15권 제3호, pp 91-121.
- 박상용·연강흠(1994), “자본시장개방이 주택매매가격 종합지수, 주가, 금리간의 상호관련성에 미치는 영향” 경영학연구 제 23권 제 4호.
- 박헌주·박철(2001), “시계열모형에 의한 토지시장의 예측 연구”, 주택연구 제9권 제1호, 27~55.
- 박헌주·정희남·박철·문경희(2000), “토지시장의 구조변화 및 전망 연구”, 안양:국토연구원.
- 박헌영, “주택매매가격 종합지수변동성의 단위근 검정과 수출입 단가 및 수량지수와의 공적분 검정과 Granger 인과관계 검정” 한성대학교 사회과학 논집 제 9 집 1995.
- 손경환(1991), “통화량 변동이 주택가격에 미치는 영향”, 국토연구 제 15권, 국토개발연구원, 35~43.
- 심성훈(2004), “통화량 변동이 물가와 주택가격에 미치는 영향”, 주택연구 제12권 제2호, 55-87.
- 심성훈·구영완(2001), “The Inflation-Hedging Characteristics of Residential Property in Korea”, 주택연구 제 9권 제2호, 251~270.

- 심성훈·최종일(2002), "An Investigation of the Inflation-Hedging Ability of Housing and Stock Returns in Korea", *주택연구* 제10권 제1호, 135~151.
- 윤주현·김혜승(2000), "주택시장의 경기동향 및 단기전망 연구", 안양:국토연구원.
- 이효구(1990), "새외환론", 박영사.
- 이흥재 외(2005), "EViews를 이용한 금융경제 시계열 분석", 경문사.
- 이충렬(1999), "초단기 경제예측모형에 대한 연구", *산은조사월보*, 서울: 산업 은행.
- 정진호·김성민(1996), "우리나라 주식시장의 준강형 효율성 검증에 관한 연구", *재무연구* 제11호.
- 정한규(1998), "재무관리원론", 서울:경문사.
- 정희남·김창현(1997), "거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향 분석", 안양:국토연구원.
- 조대우(1985), "한국기업의 위험관리 총괄모델설정에 관한 연구", *경영논총*, 충남대학교경영연구소.
- 허세림, 박승준(1997), "한국주택시장에서의 주택가격지수 산출방법에 관한 연구", *주택연구* 제5권 제1호, pp 1-18.
- 채미옥(1991), "지가동향 예고지표 개발을 위한 기초연구(II)", 서울:국토개발 연구원.
- 최운열·강종만·이덕훈(1996), 베타의 변화와 거시경제변수간의 관계분석, *재무관리연구* 제13권 제1호, 137-158.
- Bartov, E., Bodnar, G.(1994), "Firm Valuation, earnings expectatons, and the exchange rate exposure effect", *Journal of Finance* 49, 1755-1785.
- Ceglowski, J.(1989), "Dollar depreciation and U.S. industry performance, *Journal of International Money and Finance*, June, 233-251.
- Chen, N., R. Roll, and S. Ross(1986), "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 383-403.
- Eli Bartov and Gordon M. Bodnar(1994), "Firm valuation, earnings expectations and the exchange-rate exposure effect", *Journal of Finance* December, 1755-1785.
- Gavin, M.K.(1988), "Structural adjustment to a terms of trade disturbance; the real exchange rate, stock prices and the current account," Columbia University, mimeo.
- Goldberg, L.S.(1990), "Nominal exchange rate patterns:Correlations with entry, exit and investment in U.S. industry," National Bureau of Economic Research working Paper No 3249.
- Gordon M. Bodnar & Willium M. Gentry(1993), "Exchange rate exposure and industry characteristics ; evidence from Canada, Japan, and the USA," *Journal of*

*International Money and Finance*, 29-45.

- Granger, C.W.J.(1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods," *Econometrica*, Vol 37, 424-438.
- Heckerman, Donald(1972), "The exchange risk of foreign operations" . *Journal of Business*, 42-48.
- Hodder, James(1982), "Exposure to exchange rate movements" , *Journal of International Economics* 13, 375-385.
- Riehl, Heinz(1983), "Foreign exchange and money markets," McGraw-Hill Book Co.
- Shanken, J.(1985), "Multivariate tests of the zero-beta CAPM," *Journal of Financial Economics*, 485-502.
- Shapiro, Alan C.(1975), "Exchange rate changes, Inflation and value of the multinational corporation." *Journal of Finance* 30, 485-502.

# A Study on the Relationship between Return on Real Estate and Interest Rate

Byung-Jin YIM\*

## Abstract

This study investigates the Relationship between Return on Real Estate(Housing Purchase Price Composite Indices) and 3-year KTB Interest Rate using 126 monthly data covering from January, 1997 to June, 2007. For this purpose we employs the vector-auto regressive model, Granger causality, impulse response function and variance decomposition. The major empirical results are as follows:

First, from basic statistic analysis, both KOSPI and Real Estate rate index has unit roots. Second, there is at least one cointegration between them. In addition, we find that KOSPI index return has the reverse movement of Real Estate rate index return.

**Key words :** KOSPI, Real Estate rate index return, Granger causality, VECM, VAR, impulse response function, variance decomposition

---

\* Professor of Finance, School of Management, Yeungnam University