

경기변동과 주택형태별 수익률에 관한 연구

The Cross-Sectional Dispersion of Housing and Business Cycle

김 종 권*

Jongkwon Kim*

ABSTRACT

According to the returns of Housing and business cycle over the period 1992 to 2007, it is a measure of the total volatility faced by investors in Housing properties. First, it isn't a distinct difference from business cycle contrary to U.S.

Second, the rise of purchase price in total apartments moves up the consumer price index. According to the cross-sectional dispersion of returns and growth in net operating income (NOI) of apartments, industrial, retail and office properties using panel data for U.S. metropolitan areas over the period 1986 to 2002, it is a measure of the total volatility faced by investors in commercial real estate. To the extent that most of that volatility is difficult to diversify, cross-sectional dispersion may be an appropriate measure of risk.

Keywords : Business Cycle, Purchase Price, Apartments, Housing

1. 서론

지형학적 요인은 산업지역과 기업규모, 지역의 자금상황 등과 관련성이 높은 데서 발생하고 있는데, Carlino and DeFina (2003), Owyang, Piger, and Wall (2003), Fratantoni and Schuh (2003), Owyang and Wall (2003) 등에서 나타나 있다. 예를 들어, 2001년 경기침체시 샌프란시스코와 같은 사무실 밀집지역은 큰 영향을 받았으며, 오클라호마시의 11.5% 상승을 제외하고는 대부분의 지역에서 연간 11.8% 하락을 경험하였다. 이와 같이 근본적으로는 경기상황에 의하여 자산 간의 수익률 격차가 발생할 수 있음을 나타내고 있다.

* 신홍대학 경상정보계열

한편 부동산시장에서 대출비중이 높아질수록 경기상황과 자산간 수익률 사이의 상관성이 커질 수 있다. 이와 같은 연구에는 Lamont and Stein (1999), Schwartz and Torous (2004) 등이 있다. 한편 Bernanke and Gertler (1989, 1995), Bernanke, Lown, and Friedman (1989) 등은 경기침체 시기에는 대출이자가 상승하고 대출여력의 감소를 지적하고 있으며, 이를 통하여 경기침체를 가속화시키고 부동산시장에도 부정적인 영향을 줄 수 있음을 밝혀내고 있다. 또한 이는 부동산시장에서 자산 간 수익률 격차를 크게 넓힐 수 있음을 지적하고 있다. 이러한 자산 간 수익률 격차가 커지면 기대수익률이 높아지면서 부동산시장에서 전체 자산수익률이 상승하는 것으로 나타났다. 이는 Merton (1980), French, Schwert, and Stambaugh (1987), Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993)에서 알 수 있듯이 주식의 경우와는 정반대의 결과인 것이다. 한편 부동산가격 상승과 변동성 확대(위험 증대)는 투자를 포함하는 경기변동에 기인하고 있음을 알 수 있었다.

한편 Goyal and Santa-Clara(2003)에서 미국의 부동산의 변동성을 살펴보면, 상가는 4.0% 그리고 아파트는 7.0%를 나타냈다. 반면에 같은 시기에 주식의 변동성은 14%에 이르고 특정 주식은 50% 수준까지 기록하였다. 이는 통계분석에서 부동산 데이터는 반년에 걸쳐고 있으나 주식시장 데이터는 일별 혹은 월별 수준에서 다루어지기 때문이다.

이들은 운영업소득의 증가율이 상가에서 3.5% 그리고 사무실에서 5.1%를 나타내어 Geltner(2003)에서 논의된 바처럼 주식의 변동성보다 항상 낮았음을 알 수 있었다.

그리고 Geltner(2003)는 부동산 가격수익률과 운영업소득의 증가율의 표준편차가 Goyal and Santa-Clara(2003)에서 나타난 바와 같이 1.2%에서 2.5%를 기록하여 거시경제변수의 변동성인 0.2~1.7%와 주식의 변동성 9.5%의 사이에 놓이게 됨을 알 수 있었다.

한편 Bernanke(1983), Bernanke and Blinder(1983) 등에 따르면, 특히 외부로부터의 차입 의존도가 높은 상가 및 사무실 투자자들은 이자율의 변동(단기금리, 기간간 스프레드)을 경험하게 되며, 이러한 과정으로 통하여 심각한 경기침체를 경험하게 된다.

Case(2000)은 경기상태에 따라서 부동산경기가 영향을 받을 수 있음을 실증적으로 연구하였으며, Case, Goetzmann, and Rouwenhorst (2000)는 GDP성장률에 따라 국제부동산시장이 변동할 수 있음을 밝혀내고 있다.

Carlino and DeFina (2003), Carlino and Sill (2001), Owyang, Piger, and Wall (2003), Fratantoni and Schuh (2003), Owyang and Wall (2004)에 따르면, 이러한 거시경제변수에 따른 부동산시장의 영향은 대도시지역에서도 각기 다르게 나타날 수 있다. 이는 각 지역들마다 산업구성, 기업규모, 그리고 자금순환 상태 등이 다르기 때문이다. Carlino and DeFina (2003)는 산업구성의 차이가 경기에 상당한 차이를 가져올 수 있음을 알아내었다. Carlino and Sill (2001)은 산업구성의 차이가 지역별 경기변동(business cycles)에 상당한 차이를 나타낼 수 있음을 밝히고 있다. Owyang, Piger, and Wall (2003)은 산업구성의 차이가 경기침체의 정도와 경기회복속도에 지역별 차이점을 가져올 수 있음을 시사하고 있다. 이와 더불어 Fratantoni and Schuh (2003)에서는 연방준비은행의 통화정책이 지역별 부동산시장에 다른 영향을 줄 수 있음을 밝혀내었다. Owyang and Wall (2004)은 연방준비은행의 통화정책 충격이 산업구성과 기업규모에 따라 지역별로 다른 영향을 줄 수 있음을 나타내고 있다.¹⁾

Case and Shiller(1989)등에 따르면, 고용과 생산의 감축에 따른 경제하강국면은 사무실과 상가 등에 대한 수요를 줄이게 되고 이에 따라 임대료에 영향을 주게 된다. 그리고 건설경기의 하락으로 이어지게 된다.

Abraham and Hendershott (1996)은 내륙지역의 도시들의 주택가격과 해안지역의 주택가격 사이에 경제변수의 변동에 따라 통계적으로 유의성이 있는 차이점을 시계열 자료를 통하여 밝혀내었다. Plazzi, Torous, and Valkanov (2004)는 경제변수의 변동이 상업용 주택들 사이에 대한 경제적 효과에 별다른 차이점을 주지 않음을 발견하였다.

한편 이민 등에 의해 인구변동이 발생할 경우 아파트와 상가, 사무실의 가격수익률과 순영업소득의 증가율에 상이한 영향을 줄 수 있음이 밝혀지고 있다.

한편 Bernanke and Gertler (1989), Bernanke, Lown, and Friedman (1989), and Bernanke and Gertler (1995)는 경제침체 시 정보의 비대칭성(asymmetric information) 등으로 인하여 이자율 상승과 신용시장의 경색 현상이 나타나 경제침체 현상을 심화시킴을 언급하고 있다. 그리고 아파트, 상가 및 사무실에 대한 가격상승으로 이어질 가능성이 높아지는 것이다. 한편 이러한 경제침체시 부동산시장 가격에 대한 상승효과가 안정적인 효과보다 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 아파트, 상가 및 사무실과 관련된 부동산시장은 주식시장과 큰 차이점을 보이고 있는데, 부동산시장은 차입규모가 주식시장보다 훨씬 크다는 특징을 지니고 있다. 그리고 도시지역별로 아파트, 상가 및 사무실의 가격수익률과 순영업소득의 증가율이 달라진다는 점이다. 한편 이러한 지역 간의 부동산시장 가격의 차별화는 투자자들의 성향에 의해 달라짐을 Cannaday and Yang (1996)은 연구하였다.

한편 Schwartz and Torous (2004)는 아파트, 상가 및 사무실에 따라 차이를 보이고 있는데, 임대수입료는 -1%에서 11%까지 다르고, 공실률은 4%에서 22%까지, 임대료 수입의 변동성은 3%에서 18%까지 다양하게 나타났다. 이러한 차이점은 지역에 따라 그리고 차입규모에 따라 영향을 받을 수 있음을 증명하였다.

2. 본론

2.1. 거시경제변수에 따른 경기변동과 자산간 수익률 차이 비교 분석

본 연구에서 사용한 거시경제 자료는 한국은행 경제통계검색시스템을 이용하여 총통화증

- 1) 이러한 거시경제변수의 변동이 각기 다른 대도시지역의 부동산시장에 같은 영향을 주지 않기 때문에 가격수익률과 순영업소득의 증가율에 차이를 줄 수 있다. Plazzi, Torous, and Valkanov(2004)은 다음과 같은 수식으로 이를 표현하고 있다. 한편 $S_{r,t+1}$ 와 $S_{gh,t+1}$ 는 각각 가격수익률과 순영업소득의 증가율인데 $S_{r,t+1} = k_r + \gamma_r X_t + \phi_r S_{r,t} + \varepsilon_{r,t+1}$ 와 $S_{gh,t+1} = k_{gh} + \gamma_{gh} X_t + \phi_{gh} S_{gh,t} + \varepsilon_{gh,t+1}$ 이고 여기서 γ_r 과 γ_{gh} 이 중요한 의미를 갖는데, X_t 의 변수는 기간간 스프레드, 인플레이션율, 3개월물 국채수익률 등이다. X_t 의 변수가 기간간 스프레드인 경우 양(+)의 관계를 가지고 있음을 알 수 있었다. 인플레이션율의 경우에는 음(-)의 관계를 가지고 있었다. 3개월물 국채수익률은 아파트의 경우에만 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 지니고 있음을 알 수 있었다.

가을(M2평균기준)과 물가상승률, 콜금리, 회사채수익률(장외3년, AA-등급), 산업생산증가율, 실업률을 사용하였다. 그리고 주택가격지수 시계열자료는 국민은행 통계데이터시스템을 활용하였다. 또한 본 논문에서 사용한 각각의 변수들은 1992년 1월부터 2007년 11월까지로 물가상승률을 차감하여 실질화하였다.²⁾ 다음의 <표 1>은 경기순환 주기를 나타내고 있다.

<표 1> 경기순환 주기

경기순환	저점	정점	저점
5순환	1989.7	1992.1	1993.1
6순환	1993.1	1996.3	1998.8
7순환	1998.8	2000.8	2001.8
8순환	2001.8	2003.1	2003.8
9순환	2003.8		2005 1/4

주 : 9순환의 경우 저점에서 정점을 지나 2005년 1/4분기를 저점으로 파악하고 있으며, 경기순환 주기가 2년 내외로 단축되고 있다.

자료: 삼성경제연구소(2006.2)

<표 2> 기초통계량 분석

구 분		전국 아파트	서울 아파트	강북 아파트	강남 아파트	전국단독	서울단독	강북단독
평균	'92.1~'93.1	-14.62	-16.74	-15.83	-17.25	-10.79	-11.97	-13.07
	'93.1~'96.3	-6.05	-5.98	-6.40	-5.75	-7.17	-7.34	-7.18
	'96.3~'98.8	-4.47	-4.73	-5.27	-4.43	-7.53	-7.86	-7.39
	'98.8~'00.8	-2.20	0.48	-3.15	2.64	-6.96	-5.62	-5.00
	'00.8~'01.8	-0.79	2.19	0.41	3.16	-4.84	-1.63	-2.80
	'01.8~'03.1	16.77	23.81	16.10	28.07	2.81	7.79	5.43
	'03.1~'03.8	10.46	11.62	7.00	14.00	1.70	7.68	6.77
표준 편차	'92.1~'93.1	3.86	5.25	5.67	5.06	1.83	2.11	2.25
	'93.1~'96.3	2.20	2.22	2.09	2.43	1.77	2.11	2.23
	'96.3~'98.8	7.87	9.27	8.40	9.77	4.97	5.32	4.15
	'98.8~'00.8	10.48	13.31	11.58	14.39	5.87	6.92	5.34
	'00.8~'01.8	2.12	2.91	2.27	3.31	1.07	1.10	1.34
	'01.8~'03.1	6.10	8.49	5.16	10.36	2.98	4.32	4.72
	'03.1~'03.8	2.07	2.90	3.09	3.05	0.87	1.69	2.05

2) Plazzi, Torous, and Valkanov(2004)은 거시경제변수들로 무위험이자율과의 차이인 스프레드, 기간간 스프레드, 소비자물가상승률, 3개월 만기 국채수익률 등을 사용하였다. 이들 변수들은 주가수익률을 분석하기 위하여 사용되었던 것인데, Campbell and Shiller (1988a), Campbell (1991), Fama and French (1989), Torous, Valkanov, and Yan (2005), Campbell, Lo, and MacKinlay (1997) 등이 여기에 해당된다. 여기서 기간간 스프레드(term spread)는 10년만기와 1년만기 국채수익률 차이이고, 무위험이자율과의 차이인 스프레드는 BAA-와 AAA- 등급의 회사채수익률의 차를 의미한다. 소비자물가상승률은 소비자물가의 분기별 상승으로서 사용하였다.

<표 2> 기초통계량 분석(계속)

구 분		강남단독	전국전세 아파트	서울전세 아파트	강북전세 아파트	강남전세 아파트	콜금리	회사채 수익률
평균	'92.1~'93.1	-10.10	-0.35	0.92	2.89	-0.09	8.12	9.89
	'93.1~'96.3	-7.59	-0.18	-0.67	1.01	-1.57	6.98	7.87
	'96.3~'98.8	-8.69	-4.28	-7.00	-5.79	-7.65	8.92	8.39
	'98.8~'00.8	-6.62	6.28	10.10	8.21	11.21	3.30	7.18
	'00.8~'01.8	0.33	9.03	9.77	9.35	10.01	1.31	4.00
	'01.8~'03.1	11.54	15.22	17.47	16.54	18.04	1.16	3.46
	'03.1~'03.8	9.09	0.19	-3.86	-5.26	-3.01	0.57	1.91
표준 편차	'92.1~'93.1	2.08	3.45	3.69	5.47	2.82	0.78	0.72
	'93.1~'96.3	2.27	2.09	2.89	3.89	3.18	1.48	1.51
	'96.3~'98.8	7.25	12.54	15.02	15.84	14.68	3.09	2.51
	'98.8~'00.8	9.64	20.23	24.77	26.22	23.98	1.27	1.79
	'00.8~'01.8	1.21	2.66	2.88	3.13	2.93	1.25	1.72
	'01.8~'03.1	4.08	4.80	6.41	5.65	6.90	0.57	0.98
	'03.1~'03.8	1.40	2.80	4.25	4.82	3.93	0.40	0.63
구 분		인플레이 이션율	총통화증 가율(M ₂ , 평잔기준)	산업생산 증가율	실업률			
평균	'92.1~'93.1	6.09	14.42	-0.93				
	'93.1~'96.3	5.14	15.40	4.06				
	'96.3~'98.8	5.60	14.72	-3.53				
	'98.8~'00.8	2.29	9.70	15.81	5.12			
	'00.8~'01.8	3.79	1.03	0.64	4.18			
	'01.8~'03.1	3.04	7.78	2.66	3.37			
	'03.1~'03.8	3.53	6.48	0.58	3.58			
표준 편차	'92.1~'93.1	1.13	1.75	4.49				
	'93.1~'96.3	0.91	1.86	5.14				
	'96.3~'98.8	1.73	1.73	9.20				
	'98.8~'00.8	2.24	8.43	14.91	0.93			
	'00.8~'01.8	1.06	1.26	8.12	0.65			
	'01.8~'03.1	0.64	2.14	5.74	0.41			
	'03.1~'03.8	0.54	2.40	3.63	0.16			

주 1 : 아파트는 아파트 매매가격지수, 단독은 단독주택 매매가격지수, 그리고 전세는 아파트 전세가격기준이다

2 : 각각의 데이터는 물가상승률을 차감하여 실질화하였다.

자료 : 국민은행, 통계검색시스템(2008)

<표 2>는 기초통계량 분석으로 경기순환에 따른 아파트 및 단독주택의 매매가격과 아파트 전세가격 동향을 보여주고 있다. 이 분석에 따르면 미국과 달리 경기 침체시나 경기 회복 시에 뚜렷한 차이점을 발견할 수는 없었다. 여기서는 8순환의 경우에 아파

트 및 단독주택의 매매가격과 아파트 전세가격이 높은 상승률을 기록하였음을 알 수 있다. 또한 경기순환에 따른 분석에서 이들 가격상승은 콜금리 및 회사채수익률, 인플레이션을, 총통화증가율과 정반대의 현상을 나타내고 있으며, 8순환의 경우 인플레이션율에 3~6배에 해당하는 수치이다.

여기서 t+1시점에서의 대도시지역 i의 부동산가격 수익률을 $R_{i,t+1}$ 이라고 한다. t+1시점에서 대도시지역의 숫자는 N_{t+1} 에 해당한다.

한편 아파트 매매가격지수(전국, 서울, 강북, 강남), 단독주택 매매가격지수(전국, 서울, 강북, 강남)과 아파트 전세가격지수(전국, 서울, 강북, 강남)를 대상으로 하였다.³⁾

$$S_{r,t+1} = \sqrt{\sum_{i=1}^{N_{t+1}} (R_{i,t+1} - \bar{R}_{t+1})^2 / N_{t+1}}, \quad \bar{R}_{t+1} = N_{t+1}^{-1} \sum_{i=1}^{N_{t+1}} R_{i,t+1}$$

을 의미하고 단순평균 포트폴리오 수익률이다.

여기에 3개의 변수가 있는데, $S_{r,t+1}^{\text{아파트}}$, $S_{r,t+1}^{\text{단독주택}}$, $S_{r,t+1}^{\text{아파트 전세}}$ 이고 각각 전국, 서울, 강북, 강남 지역으로 나누어 분석하기로 한다.

여기서 $S_{r,t+1}$ 은 다음과 같이 예를 들 수 있다. 서울의 강북과 강남에 있는 아파트의 경우 동일한 가격수익률을 기대할 수 없다. 그 이유는 두 지역의 경우 인구 및 지형측면, 도시형태, 그리고 경제적 영향 요인 등이 다를 수밖에 없기 때문이다.

한편 한국의 아파트 전세가격과 아파트 매매가격, 단독주택 매매가격과의 상관관계수에 대하여 분석하기 위하여 교차상관계수(cross correlation)로 비교분석하였다. 이를 토대로 살펴보면, 아파트(전국, 서울, 강북, 강남) 매매가격과 단독주택 매매가격(전국, 서울, 강북, 강남) 사이에는 높은 상관관계를 보여 0.9 이상을 기록하였다. 반면에 아파트(전국, 서울, 강북, 강남) 매매가격과 아파트 전세가격(전국, 서울, 강북, 강남)의 교

3) Plazzi, Torous, and Valkanov(2004)은 t+1시점에서의 대도시지역 i의 부동산가격 수익률이 3개월 만기 국채수익률을 초과하는 값으로 분석하였다. 분석대상 자산으로는 대도시지역에서 아파트와 상가, 사무실에 대하여 행하였다. 한편 여기에서는 이러한 부동산 가격수익률 이외에도 순영업소득의 증가율을 구하여 분석하였다.

H_{t+1} 은 아파트와 상가, 사무실의 순영업소득(임대료에서 영업비용 등 제외)인데

$GH_{t+1} = \log(H_{t+1}/H_t)$ 로서 순영업소득의 증가율이며 다음과 같다.

$$S_{gh,t+1} = \sqrt{\sum_{i=1}^{N_{t+1}} (GH_{i,t+1} - \overline{GH}_{t+1})^2 / N_{t+1}},$$

$\overline{GH}_{t+1} = N_{t+1}^{-1} \sum_{i=1}^{N_{t+1}} GH_{i,t+1}$ 을 의미하고 아파트와 상가, 사무실의 순임대료 수입의 평균증가율이다.

한편 상관관계수 분석에서 아파트와 상가, 사무실의 세 가지 자산유형 사이에는 상관관계가 높지 않은 것으로 나타났다. 하지만 아파트와 상가, 사무실 각각의 자산에 대한 $S_{r,t+1}$ 과 $S_{gh,t+1}$ 는 상관관계수가 비교적 높은 것으로 나타났으며, 특히 상가와 사무실의 경우 각각 0.888과 0.879를 기록한 것으로 나타났다. 아파트와 상가, 사무실의 세 가지 자산유형에 대한 $S_{r,t+1}$ 과 $S_{gh,t+1}$ 의 시계열자료를 살펴보면, 가격수익률이 순영업소득의 증가율보다 거의 대부분 높은 것으로 나타났다.

차상관계수를 구하면 아파트(전국, 서울, 강북, 강남) 매매가격이 1~2개월 선행하며 0.6~0.7 사이의 상관관계를 나타냈다.

<표 3> 교차상관계수(cross correlation) 분석

구 분	전국 아파트	서울 아파트	강북 아파트	강남 아파트	전국 단독	서울 단독	강북 단독	강남 단독	전국 전세 아파트	서울 전세 아파트	강북 전세 아파트	강남 전세 아파트
전국 아파트		0.99 (0)	0.95 (0)	0.98 (0)	0.95 (0)	0.94 (0)	0.91 (0)	0.94 (0)	0.69 (1)	0.66 (2)	0.60 (1)	0.68 (2)
서울 아파트	0.99 (0)		0.96 (0)	0.99 (0)	0.94 (0)	0.94 (-1)	0.92 (-1)	0.94 (0)	0.71 (1)	0.68 (1)	0.63 (1)	0.70 (2)
강북 아파트	0.95 (0)	0.96 (0)		0.93 (0)	0.94 (0)	0.94 (0)	0.91 (0)	0.93 (0)	0.70 (1)	0.68 (2)	0.65 (2)	0.69 (2)
강남 아파트	0.98 (0)	0.99 (0)	0.93 (0)		0.93 (-1)	0.93 (-1)	0.91 (-1)	0.93 (-1)	0.69 (1)	0.67 (1)	0.60 (1)	0.69 (1)
전국 단독	0.95 (0)	0.94 (0)	0.94 (0)	0.93 (-1)		0.97 (0)	0.95 (0)	0.96 (0)	0.69 (1)	0.66 (2)	0.62 (1)	0.68 (2)
서울 단독	0.94 (0)	0.94 (-1)	0.94 (0)	0.93 (-1)	0.97 (0)		0.98 (0)	0.98 (0)	0.61 (2)	0.58 (2)	0.53 (2)	0.61 (3)
강북 단독	0.91 (0)	0.92 (-1)	0.91 (0)	0.91 (-1)	0.95 (0)	0.98 (0)		0.93 (0)	0.53 (2)	0.50 (3)	0.45 (2)	0.53 (3)
강남 단독	0.94 (0)	0.94 (0)	0.93 (0)	0.93 (-1)	0.96 (0)	0.98 (0)	0.93 (0)		0.70 (2)	0.67 (2)	0.62 (2)	0.68 (2)
전국 전세 아파트	0.69 (1)	0.71 (1)	0.70 (1)	0.69 (1)	0.69 (1)	0.61 (2)	0.53 (2)	0.70 (2)		0.98 (0)	0.97 (0)	0.97 (1)
서울 전세 아파트	0.66 (2)	0.68 (1)	0.68 (2)	0.67 (1)	0.66 (2)	0.58 (2)	0.50 (3)	0.67 (2)	0.98 (0)		0.98 (0)	0.99 (0)
강북 전세 아파트	0.60 (1)	0.63 (1)	0.65 (2)	0.60 (1)	0.62 (1)	0.53 (2)	0.45 (2)	0.62 (2)	0.97 (0)	0.98 (0)		0.96 (0)
강남 전세 아파트	0.68 (2)	0.70 (2)	0.69 (2)	0.69 (1)	0.68 (2)	0.61 (3)	0.53 (3)	0.68 (2)	0.97 (1)	0.99 (0)	0.96 (0)	

주 1 : 아파트는 아파트 매매가격지수, 단독은 단독주택 매매가격지수, 그리고 전세는 아파트 전세가격기준이다.

2 : 각각의 데이터는 물가상승률을 차감하여 실질화하였다.

3 : ()은 시차를 의미한다.

자료 : 국민은행, 통계검색시스템(2008)

이는 단독주택 매매가격(전국, 서울, 경북, 강남)과 아파트 전세가격(전국, 서울, 경북, 강남)의 교차상관계수보다 다소 높고 시차도 1개월 정도 빠른 것을 알 수 있었다. 이러한 분석결과에 따르면, 아파트나 단독주택 매입수요의 증가가 나타나면 아파트와 단독주택의 가격상승에 따른 아파트나 단독주택 매수여력의 감소로 인한 아파트나 단독주택 전세수요 증가로 아파트의 전세가격 상승으로 이어진 것으로 판단된다.

Case and Shiller(1989)등에 따르면, 고용과 생산의 감축에 따른 경제하강국면은 사무실과 상가 등에 대한 수요를 줄이게 되고 이에 따라 임대료에 영향을 주게 된다. 그리고 건설경기의 하락으로 이어지게 된다.

2.2. 실증분석

본 연구에서 사용한 거시경제 자료는 한국은행 경제통계검색시스템을 이용하여 총통화증가율(M2평균기준)과 소비자물가를 통한 인플레이션율, 콜금리, 회사채수익률(장외3년, AA-등급), 산업생산증가율, 실업률을 사용하였다. 그리고 주택가격지수 시계열 자료는 국민은행 통계데이터시스템을 활용하였다. 또한 본 논문에서 사용한 각각의 변수들은 92년 1월부터 2007년 11월까지로 물가상승률을 차감하여 실질화하였다.

이제 각 경기순환에 따른 통화 및 금리정책이 산업생산과 실업률에 어떠한 영향을 주고 있으며 이에 따라 주택가격에 어떠한 효과를 보였는지 관련하여 분석하기로 한다. 각각의 변수들에 대해서는 단위근 검정을 실시하고 이에 따라 동시에 각각 당월의 수치를 전월의 수치로 차분(difference)하여 가성회귀(spurious regression) 발생가능성을 줄였다.

ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검증의 결과 대부분의 숫자에서 불안정성을 보였으며 이들 변수들은 1차 및 2차 차분으로 안정성(Stationary)을 가짐을 알 수 있었다.

<표 4> 단위근 검정결과(ADF)

구 분	전국아파트	전국단독	전국전세아파트	콜금리	회사채수익률
'92.1~'93.1	-2.3589 <u>-2.8750*</u>	-2.9675*	-1.0524 <u>-4.2417</u>	-3.4010**	-0.7880 <u>-5.9528</u>
'93.1~'96.3	-6.9235	-0.9500 <u>-5.3014</u>	-6.8969	-3.1645*	-4.2999
'96.3~'98.8	-3.5469**	-1.7134 <u>-3.6850**</u>	-2.1189 <u>-3.1232*</u>	-1.8641 <u>-2.8620*</u>	-2.5189 <u>-5.1172</u>
'98.8~'00.8	-2.0726 <u>-3.7759**</u>	-1.9237 <u>-4.8354</u>	-2.4826 <u>-3.1581*</u>	-4.2207**	-2.2361 <u>-3.9512**</u>
'00.8~'01.8	-0.6362 <u>-4.1771</u>	-1.4963 <u>-4.3129</u>	-1.3658 <u>-4.9102</u>	-0.3718 <u>-3.0021*</u>	-0.2833 <u>-3.5186**</u>
'01.8~'03.1	-1.7068 <u>-2.7362*</u>	-1.7071 <u>-2.7375*</u>	-0.6857 <u>-3.6926**</u>	-1.9157 <u>-3.1781*</u>	-0.8667 <u>-6.3103</u>
'03.1~'03.8	-4.3846	-1.4751 <u>-2.7350*</u>	-2.8039*	-1.6251 <u>-2.8182*</u>	-1.0079 <u>-2.7375*</u>

<표 4> 단위근 검정결과(ADF)(계속)

구 분	인플레이션율	총통화증가율 (M ₂ , 평잔 기준)	산업생산증가율	실업률
'92.1~'93.1	-0.0908 -2.7351*	-0.0527 -3.6573**	-0.5327 -3.5215**	
'93.1~'96.3	-6.8174	-3.7684**	-6.7891	
'96.3~'98.8	-1.8457 -2.8373*	-1.1947 -5.4040	-0.0738 -5.3256	
'98.8~'00.8	-2.3532 -3.1642*	-0.7670 -3.7980**	-2.3761 -3.9349**	-2.6899 -2.7701*
'00.8~'01.8	-0.6703 -3.2166**	-2.3964 -3.8109**	-0.8702 -2.9750*	-3.2061**
'01.8~'03.1	-2.4456 -2.8439*	-1.6058 -3.0880*	-2.2574 -5.7802	-1.9521 -3.6335**
'03.1~'03.8	-0.9947 -2.9703*	-0.8880 -2.7380*	-1.9412 -2.7411*	-5.3041

주 1 : 맥키닌 임계치(MacKinnon critical values)를 기준으로 하였으며, 각각 1% -4.2207, 5% -3.1801, 10% -2.7349이었다. 그리고, *는 10%에서 안전성을 보인 것을 의미하며, **는 5%에서 안전성을 보인 것을 나타낸다. 나머지는 1% 수준에서 안정성을 보이는 것을 알 수 있었다.

2 : 굵은 색의 숫자는 단위근이 존재하는 경우이고, 아랫부분의 숫자는 이 값을 1차차분한 것을 의미한다. 또한 아랫부분의 숫자 중에서 밑줄 그어진 숫자는 2차차분에서 안정성(stationary)을 갖는 값을 나타낸다.

또한 본 연구에서 사용한 표본수는 203개이고, 월별자료에 대한 기준을 참조하여 시차는 3으로 정하였다. 시차를 달리하였을 경우 오차항에 시계열상관에 대한 Box Pierce 통계량에서 시계열상관이 없는 것으로 나타났다.

Johansen(1988, 1991, 1992abc)과 Johansen and Juselius(1990, 1992, 1994)는 공적분관계의 수와 모형의 파라미터들을 MLE(Maximum Likelihood Estimation)로 추정하고 검정하는 방법을 제시하고 있다. 이들의 방법을 보통 '요한슨 공적분검정'이라고 부르며 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다.

즉, ADF검정에서 AR(1)과정인 단일시계열 y_t 를 $\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + e_t$ 로 다시 썼을 때 만일 $(\phi_1 - 1) = 0$ 이면 y_t 는 단위근을 갖는 것과 유사하게 n개의 다중시계열벡터 x_t 가 VAR(1)일 때 이에 대하여 다음과 같이 나타낼 수 있다. 즉, $\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + v_t = \Lambda x_{t-1} + v_t$ 로 표현하는 경우 Λ 의 위수(rank)가 0이면(즉, Λ 가 모두 영으로 구성되어 있다면) x_t 의 모든 구성계열들은 적분과정이 된다. 또한 Λ 의 위수가 n이면 x_t 의 모든 구성계열들은 안정적 과정이 된다. 이 때 Λ 의 위수가 $r(0 < r < n)$ 이면 r개의 x_t 의 선형결합이 안정적 과정, 즉 r개의 공적분관계를 갖게 된다.

<표 5> 요한슨 공적분 검정결과 (전국아파트)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	62.8358	47.21	54.46	공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(1)$	33.2089	29.68	35.65	5% 유의수준 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	18.5202	15.41	20.04	5% 유의수준 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(3)$	4.3036	3.76	6.65	5% 유의수준 공적분관계 있음

주 1 : 통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 산업생산증가율, 전국아파트 매매가격 실질상승율변수를 사용하였다.

2 : 경기순환 국면별로 분석을 실시하여야 하지만 데이터 시계열의 문제로 전체기간을 대상으로 하였다.

<표 6> 요한슨 공적분 검정결과 (전국 단독주택)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	66.0951	47.21	54.46	공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(1)$	34.4905	29.68	35.65	5% 유의수준 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	18.9762	15.41	20.04	5% 유의수준 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(3)$	4.3529	3.76	6.65	5% 유의수준 공적분관계 있음

주 1 : 통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 산업생산증가율, 전국 단독주택 매매가격 실질상승율 변수를 사용하였다.

2 : 경기순환 국면별로 분석을 실시하여야 하지만 데이터 시계열의 문제로 전체기간을 대상으로 하였다.

<표 7> 요한슨 공적분 검정결과 (전국 전세아파트)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	69.2891	47.21	54.46	공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(1)$	37.4760	29.68	35.65	공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(2)$	18.3003	15.41	20.04	5% 유의수준 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(3)$	4.3907	3.76	6.65	5% 유의수준 공적분관계 있음

주 1 : 통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 산업생산증가율, 전국 전세아파트 매매가격 실질상승율 변수를 사용하였다.

2 : 경기순환 국면별로 분석을 실시하여야 하지만 데이터 시계열의 문제로 전체기간을 대상으로 하였다.

<표 5>에서부터 <표 7>의 요한슨 공적분 검정결과에 따라 공적분관계가 있다고 가정하고 VECM모형을 추정하였다.

<표 8> Granger 인과성 검정 결과 (전국아파트)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
인플레이션율→통화증가율	12.1284(0.0000) ^{***} *	통화증가율→인플레이션율	0.8656(0.4224)
산업생산증가율→ 통화증가율	8.1150(0.0004) ^{***}	통화증가율→ 산업생산증가율	0.8244(0.4400)
전국아파트 매매가격상승률→ 통화증가율	4.2827(0.0152) ^{**}	통화증가율→ 전국아파트 매매가격상승률	3.0540(0.0459) ^{**}
산업생산증가율→ 인플레이션율	0.0046(0.9953)	인플레이션율→ 산업생산증가율	8.0440(0.0004) ^{***}
전국아파트 매매가격상승률→ 인플레이션율	2.7006(0.0698) [*]	인플레이션율→ 전국아파트 매매가격상승률	2.1177(0.1232)
전국아파트 매매가격상승률→ 산업생산증가율	6.2959(0.0022) ^{***}	산업생산증가율→ 전국아파트 매매가격상승률	0.9051(0.4062)

주 1 : 통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 산업생산증가율, 전국 전세아파트 매매가격 실질 상승율 변수를 사용하였다.

2 : *는 10% 수준, **는 5% 수준, 그리고 ***는 1% 수준에서 통계적인 유의성이 있다는 것을 의미 한다.

<표 9> Granger 인과성 검정 결과 (전국 단독주택)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
인플레이션율→통화증가율	12.1284(0.0000) ^{***}	통화증가율→인플레이션율	0.8656(0.4224)
산업생산증가율→ 통화증가율	8.1150(0.0004) ^{***}	통화증가율→ 산업생산증가율	0.8244(0.4400)
전국 단독주택 매매가격상승률→ 통화증가율	3.5099(0.0319) ^{**}	통화증가율→ 전국 단독주택 매매가격상승률	1.2064(0.3016)
산업생산증가율→ 인플레이션율	0.0046(0.9953)	인플레이션율→ 산업생산증가율	8.0440(0.0004) ^{***}
전국 단독주택 매매가격상승률→ 인플레이션율	1.7805(0.1714)	인플레이션율→ 전국 단독주택 매매가격상승률	7.3173(0.0008) ^{***}
전국 단독주택 매매가격상승률→ 산업생산증가율	8.9815(0.0001) ^{***}	산업생산증가율→ 전국 단독주택 매매가격상승률	2.1737(0.1166)

주 1 : 통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 산업생산증가율, 전국 전세아파트 매매가격 실질 상승율 변수를 사용하였다.

2 : *는 10% 수준, **는 5% 수준, 그리고 ***는 1% 수준에서 통계적인 유의성이 있다는 것을 의미한다.

<표 10> Granger 인과성 검정 결과 (전국 전세아파트)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
인플레이션율→통화증가율	12.1284(0.0000)***	통화증가율→인플레이션율	0.8656(0.4224)
산업생산증가율→ 통화증가율	8.1150(0.0004)***	통화증가율→ 산업생산증가율	0.8244(0.4400)
전국 전세아파트 매매가격상승률→ 통화증가율	4.6562(0.0106)**	통화증가율→ 전국 전세아파트 매매가격상승률	2.3853(0.0949)*
산업생산증가율→ 인플레이션율	0.0046(0.9953)	인플레이션율→ 산업생산증가율	8.0440(0.0004)***
전국 전세아파트 매매가격상승률→ 인플레이션율	1.0211(0.3622)	인플레이션율→ 전국 전세아파트 매매가격상승률	1.5965(0.2054)
전국 전세아파트 매매가격상승률→ 산업생산증가율	14.4906(0.0000)***	산업생산증가율→ 전국 전세아파트 매매가격상승률	0.7710(0.4640)

주 1 : 통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 산업생산증가율, 전국 전세아파트 매매가격 실질 상승률 변수를 사용하였다.

2 : *는 10% 수준, **는 5% 수준, 그리고 ***는 1% 수준에서 통계적인 유의성이 있다는 것을 의미 한다.

본 연구에서는 안정적 시계열을 토대로 하여 Granger 인과검정을 수행하였다. Granger 인과검정은 각 회귀방정식에서 해당변수의 시차가 모두 종속변수의 미래치를 예측하는 데 아무런 영향을 미치지 않는다는 가설로 검정한다. Granger 인과성 검정 결과를 표로 나타내면 <표 8>부터 <표 10>까지와 같다.

첫째, 전국아파트의 경우 매매가격상승률이 인플레이션율에 외생성(exogenous)이 뚜렷하게 나타나 전국아파트 매매가격이 상승할 경우 통화당국에서 인플레이션율 목표 관리에서 참고로 하여야 할 것임을 시사하고 있다. 둘째, 통화증가율은 외생성이 뚜렷하지 못하지 못하여 통화정책에 따른 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승에 대한 영향은 제한적인 것으로 나타났다. 셋째, 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승이 산업생산증가율을 높이는 것으로 나타났다. 이는 양 변수들이 경기를 통하여 밀접한 관련성을 가질 수 있음을 시사하고 있다.

한편, 충격반응분석을 통하여 k라는 시점까지의 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승률에 대한 통화증가율의 효과를 분석하면 다음과 같은 식 (2)로 표현할 수 있다.

$$\frac{dY_{t+k}}{dw_{1,t}} \quad (2)$$

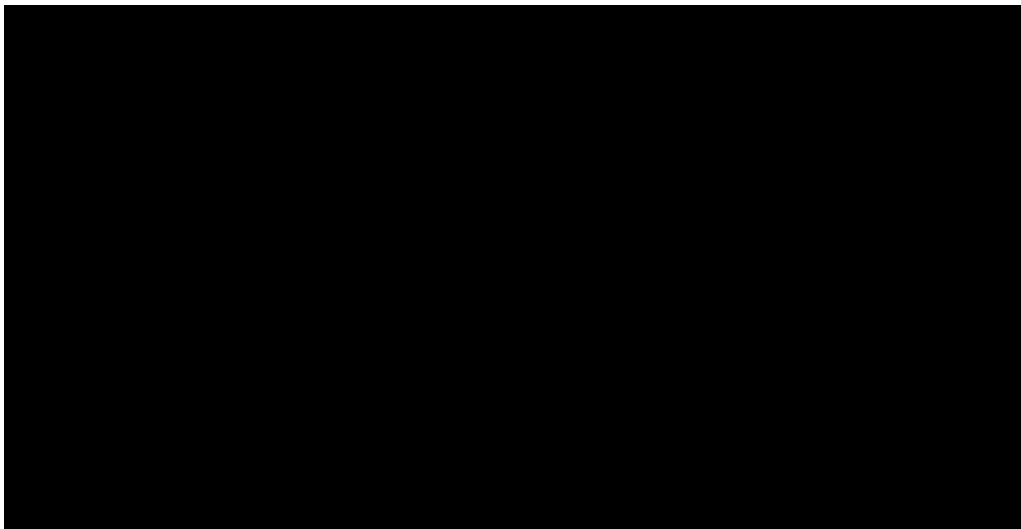
4개의 통화증가율(M2평균기준), 인플레이션을, 산업생산증가율, 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승률 변수를 사용할 때, 이 연구에서의 주요 관심사항은 $dw_{1,t}$ 즉, $Y_{4,t}$ 전국아파트 매매가격 상승률에 대한 통화증가율의 효과이다.

한편 이들 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승률 변수에 대한 통화증가율(M2평균기준)에 따른 k차년도 충격반응함수는 누적적으로

$$Y_{4,t} = Y_{4,t+1} + Y_{4,t+2} + \dots + Y_{4,t+k} \text{ 와 같이 표현할 수 있다. 이는 } \sum_{i=1}^k \frac{dY_{4,t+i}}{dw_{1,t}}$$

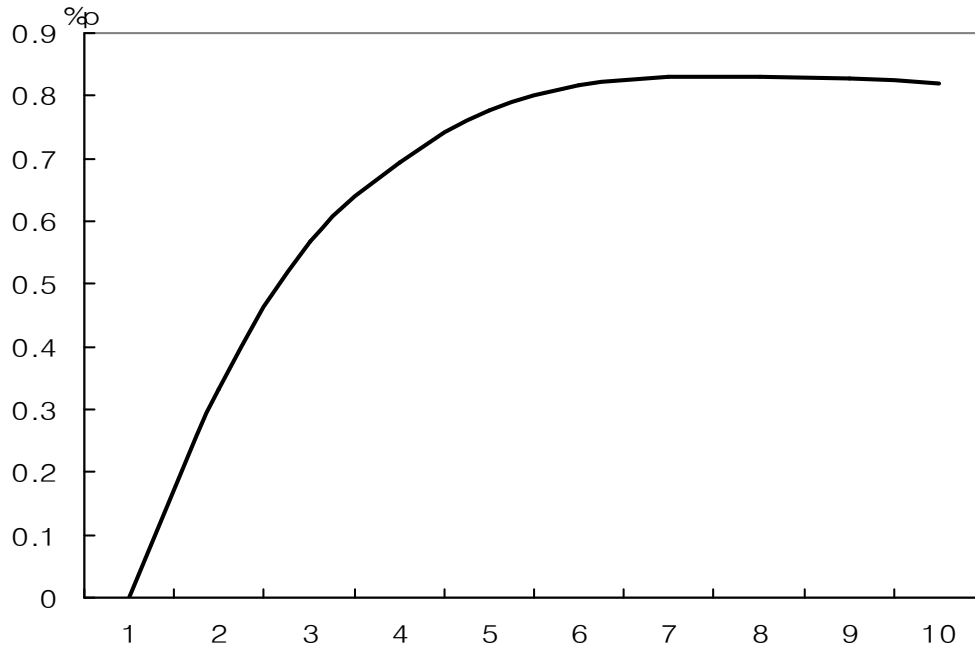
의 형태로 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승률 변수에 대한 통화증가율(M2평균기준) 효과를 누적 충격반응함수(cumulative impulse response function)로 분석할 수 있다.⁴⁾

전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승률에 대한 통화증가율의 효과를 VECM모형을 통하여 충격반응분석으로 나타내기로 하였다. 이 분석의 결과에 따르면, <그림 1>에서부터 <그림 3>까지에서는 통화증가율 충격에 대하여 각각 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격 상승률이 각각 5~6개월에 걸쳐 정점을 이루고 이후부터는 안정을 찾아가는 것으로 분석되었다. 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승률의 경우에는 통화증가율 충격에 대하여 3개월에 걸쳐 정점을 이루고 이후부터 점차 안정을 찾아가는 것으로 나타났다. <그림 4>에서는 인플레이션율의 증가 충격에 대한 전국 단독주택 매매가격 상승률의 반응을 나타내고 있는데 1~2개월에 걸쳐 정점을 보이고 이후 안정을 찾아가는 것으로 나타났다.

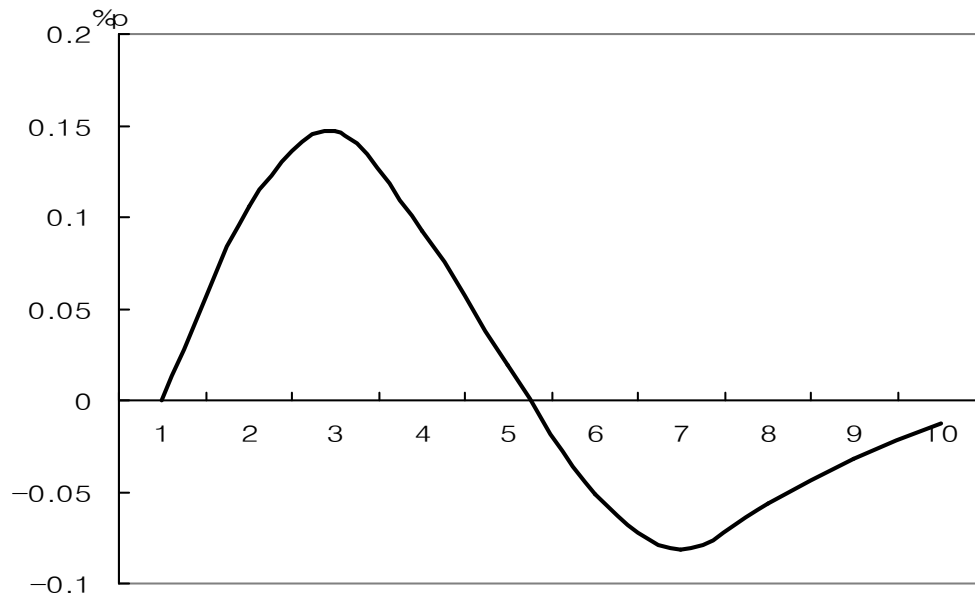


[그림 1] 통화증가율(M2평균기준)의 증가 충격에 대한 전국아파트 매매가격 상승률의 반응

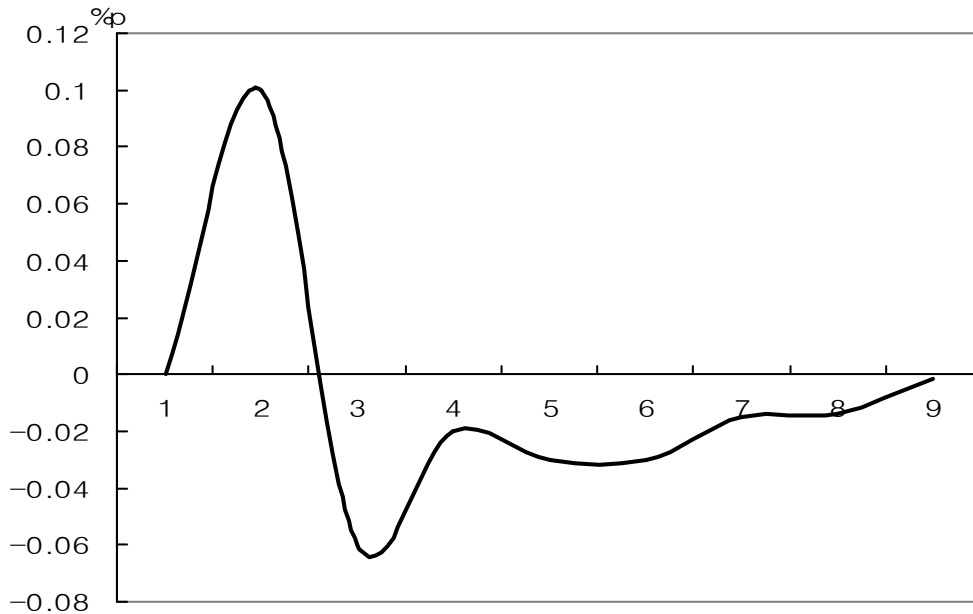
4) 이와 같은 형태의 분석은 Tavares · Valkanov(2003), Patelis(1997) 등에서도 이루어졌다.



[그림 2] 통화증가율(M2평균기준)의 증가 충격에 대한 전국 단독주택 매매가격 상승률의 반응



[그림 3] 통화증가율(M2평균기준)의 증가 충격에 대한 전국 전세아파트 매매가격 상승률의 반응



[그림 4] 인플레이션율의 증가 충격에 대한 전국 단독주택 매매가격 상승률의 반응

분산분해(Variance Decomposition)⁵⁾를 통하여 통화증가율 w_t 의 충격이 특정기간 이후 VECMR 예측모형의 MSE를 분석해 볼 수 있다.

<표 11>에서부터 <표 13>까지는 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승률에 대한 분산분해 결과를 나타낸 것이다.

<표 11> 분산분해 결과 (전국아파트 매매가격 상승률)

월	전국아파트 매매가격 상승률의 분산분해			
	통화증가율	인플레이션율	산업생산증가율	전국아파트 매매가격 상승률
1	1.89	23.62	0.45	74.02
2	0.57	15.80	0.61	82.99
3	0.42	15.22	0.28	84.06
5	0.49	16.66	0.12	82.72
8	0.68	17.20	0.07	82.03
10	0.76	17.32	0.05	81.85

5) $E(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})'$

h분기 후의 실물경제변수에 대한 예측 오차분산은 위의 식과 같이 정의할 수 있다.

<표 12> 분산분해 결과 (전국 단독주택 매매가격 상승률)

월	전국 단독주택 매매가격 상승률의 분산분해			
	통화증가율	인플레이션율	산업생산증가율	전국 단독주택 매매가격 상승률
1	11.97	58.70	0.02	29.28
2	7.97	40.59	1.77	49.66
3	7.45	30.93	1.44	60.15
5	6.78	21.29	1.36	70.55
8	5.64	16.08	1.51	76.75
10	5.13	14.81	1.66	78.38

<표 13> 분산분해 결과 (전국 전세아파트 매매가격 상승률)

월	전국 전세아파트 매매가격 상승률의 분산분해			
	통화증가율	인플레이션율	산업생산증가율	전국 전세아파트 매매가격 상승률
1	6.63	32.40	1.76	59.19
2	1.94	17.33	3.81	76.90
3	0.88	12.32	3.82	82.97
5	0.33	11.12	5.22	83.31
8	0.18	12.38	7.07	80.34
10	0.20	12.97	7.98	78.82

<표 11>에서부터 <표 13>까지의 분석결과에 따르면, 자기 변수이외에 인플레이션율이 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 전국 단독주택 매매가격 상승률의 분산분해 결과를 보면 1개월까지 인플레이션율이 전국 단독주택 매매가격 상승률의 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 그 외에는 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격 상승률의 경우, 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격 상승률이 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주고 그 다음 인플레이션율, 통화증가율과 산업생산증가율이 순차적으로 미래 예측오차 움직임에 큰 영향을 줄 수 있음을 나타내고 있다. 반면에 전국 전세아파트 매매가격 상승률의 경우에는 1개월을 제외하고는 산업생산증가율이 통화증가율 보다 전국 전세아파트 매매가격 상승률의 미래 예측오차 움직임에 더 큰 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

3. 결론

1986년부터 2002년까지 미국 대도시지역의 아파트와 상가, 사무실의 순가격상승율을 패널데이터로 추정된 자료에 따르면, 아파트와 상가, 사무실의 순가격상승율은 거시경제변수와 단기이자율, 이자율간의 스프레드 차이, 인플레이션 등에 영향을 받는 것으로 나타났다. 이들 자산가격상승률은 경기상황과 반비례관계를 갖는 것으로 나타났는데, 이는 대부분 대출 및 신용과 관련되어 있기 때문이다. 그리고 이는 부동산시장에

서 자산 간 수익률 격차를 크게 넓힐 수 있음을 지적하고 있다. 이에 따라 우리나라에도 비슷한 현상이 발생하고 있는지와 관련하여 실증분석하였다.

Granger 인과성 검정 결과를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 전국아파트의 경우 매매가격상승률이 인플레이션율에 외생성(exogenous)이 뚜렷하게 나타나 전국아파트 매매가격이 상승할 경우 통화당국에서 인플레이션율 목표관리에서 참고로 하여야 할 것임을 시사하고 있다. 둘째, 통화증가율은 외생성이 뚜렷하지 못하여 통화정책에 따른 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승에 대한 영향은 제한적인 것으로 나타났다. 셋째, 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승이 산업생산증가율을 높이는 것으로 나타났다. 이는 양 변수들이 경기를 통하여 밀접한 관련성을 가질 수 있음을 시사하고 있다.

전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승률에 대한 통화증가율의 효과를 VECM모형을 통하여 충격반응분석으로 나타내기로 하였다. 이 분석의 결과에 따르면, 통화증가율 충격에 대하여 각각 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격 상승률이 각각 5~6개월에 걸쳐 정점을 이루고 이후부터는 안정을 찾아가는 것으로 분석되었다. 그리고 전국 전세아파트 매매가격 상승률의 경우에는 통화증가율 충격에 대하여 3개월에 걸쳐 정점을 이루고 이후부터 점차 안정을 찾아가는 것으로 나타났다. 이는 전국 전세아파트 매매가격 상승이 전국아파트 매매가격과 전국 단독주택 매매가격에도 상승에 따른 영향을 미칠 수 있음을 나타내고 있다.

분산분해 분석결과에 따르면, 자기 변수이외에 인플레이션율이 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 전국 단독주택 매매가격 상승률의 분산분해 결과를 보면 1개월까지 인플레이션율이 전국 단독주택 매매가격 상승률의 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 그 외에는 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격 상승률의 경우, 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격 상승률이 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주고 그 다음 인플레이션율, 통화증가율과 산업생산증가율이 순차적으로 미래 예측오차 움직임에 큰 영향을 줄 수 있음을 나타내고 있다. 반면에 전국 전세아파트 매매가격 상승률의 경우에는 1개월을 제외하고는 산업생산증가율이 통화증가율 보다 전국 전세아파트 매매가격 상승률의 미래 예측오차 움직임에 더 큰 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

결론적으로 우리나라 부동산시장 가격과 관련된 시사점으로서는 첫째, 미국과 달리 경기 침체시나 경기 회복 시에 뚜렷한 차이점을 발견할 수는 없었다는 점이다. 둘째, 전국아파트 매매가격과 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격이 상승할 경우 통화당국에서 인플레이션율 목표관리에서 참고하여야 할 것임을 나타내고 있다.

이 연구에서는 주식시장과 부동산시장의 자금 성격 및 규모, 대체관계가 약하다는 시장참여자들의 가정에 입각하여 주식시장을 부동산시장 분석에서 함께 포함시키지는 않았다. 하지만 향후 연구에서는 이러한 측면이 한국의 주식시장과 부동산시장에서 최근 들어서도 계속 유효성을 지니고 있는지 파악할 필요가 있다.

4. 참고 문헌

- [1] 최호상(2006), 최근 경기변동 요인과 시사점, 삼성경제연구소.
- [2] Abraham, Jesse M., and Patric H. Hendershott, (1966), Bubbles in Metropolitan Housing Markets, *Journal of Housing Research* 7, 191-207.
- [3] Baillie, Richard T., and Ramon P.DeGennaro, (1990), Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 203-214.
- [1] Bernanke, Benjamin, and Mark Gertler, (1989), Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations, *American Economic Review* 79, 14-31.
- [4] , (1995), Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, *The Journal of Economic Perspectives* 9, 27-48.
- [5] Bernanke, Benjamin, Cara Lown, and Benjamin Friedman, (1989), The Credit Crunch, *Brookings Papers on Economic Activity* 1991, 205-247.
- [6] Bernanke, Ben S., (1983), Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in Propagation of the Great Depression, *American Economic Review* 73, 257-276.
- [7] , and Alan S. Blinder, (1983), Credit, Money and Aggregate Demand., *American Economic Review* 78, 435-439.
- [8] Black, Fischer, (1976), Studies in Stock Price Volatility Changes, in *Proceedings of American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section* pp. 177-181.
- [9] Bollerslev, Tim, Ray Chou, and Kenneth Kroner, (1992), ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics* 52, 5-59.
- [10] Campbell, John, Martin Lettau, Burton Malkiel, and Yexiao Xu, (2001), Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk, *Journal of Finance* 56, 1-44.
- [11] Campbell, John, Andrew Lo, and Craig MacKinlay, (1997), *The Econometrics of FinancialMarkets* (Princeton University Press: Princeton, NJ).
- [12] Campbell, John, Y., (1987), Stock Returns and the Term Structure, *Journal of Financial Economics* 18,373-399.
- [13] , (1991), A Variance Decomposition for Stock Returns, *Economic Journal* 101, 157-179.
- [14] , and Ludger Hentschel, (1992), No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns, *Journalof Financial Economics* 31, 281-318.
- [15] Campbell, John, Y., and Robert J. Shiller, (1988a), Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends, *Journal of Finance* 43, 661-676.
- [16] , (1988b), The Dividend-Price Ratio and Expectation of Future Dividends and Discount Factors, *Review of Financial Studies*, 1, 195-228.
- [17] Cannaday, Roger E., and Tylor Yang, (1996), Optimal Leverage Strategy:

- Capital Structure in Real Estate Investments, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 13, 263-271.
- [18] Carlino, Gerald A., and Robert H. DeFina, (2003), How Strong is Co-Movement in Employment over the Business Cycle? Evidence from State/Industry Data, Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper.
- [19] Carlino, Gerald A., and Keith Sill, (2001), Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles. *Review of Economics and Statistics* 83, 446-456.
- [20] Case, Bradford, William N. Goetzmann, and K. G. Rouwenhorst, (2000), Global Real Estate Markets - Cycles and Fundamentals, NBER Working Paper 7566.
- [21] Case, Karl E., (2000), Real Estate and the Macroeconomy, *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 119-162.
- [22] , and Robert, Shiller, (1989), The Efficiency of the Market for Single-Family Homes, *American Economic Review* 79, 125-137.
- [23] Christie, Andrew A., (1982), The Stochastic Behavior of the Common Stock Variances: Value, Leverage, and Interest Rate Effects, *Journal of Financial Economics* 10, 407-432.
- [24] Douglas, George, (1969), Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency, *Yale Economic Essays* 9, 3-45.
- [25] Engle, Robert, David Lilien, and Russel Robins, (1987), Estimation of Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model, *Econometrica* 55, 391-407.
- [26] Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, (1989), Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 25, 23-49.
- [27] Fratantoni, Michael, and Scott Schuh, (2003), Monetary Policy, Housing, and Heterogeneous Regional Markets, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35, 557-589.
- [28] French, Kenneth R., William Schwert, and Robert F. Stambaugh, (1987), Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics* 19, 3-29.
- [29] Geltner, David, (1991), Smoothing in Appraisal-Based Returns, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 4, 327-345.
- [30] , (1993), Temporal Aggregation in Real Estate Return Indices, *AREUEA Journal* 21, 141-66.
- [31] Geltner, David, M., and Norman G. Miller, (2000), *Commercial Real Estate Analysis and Investments* (South-Western Educational Publishing: Cincinnati Ohio).
- [32] Ghysels, Eric, Andrew Harvey, and Eric Renault, (1996), Stochastic Volatility, in *Handbook of Statistics*, vol. 14 pp. 177-181 North-Holland, Amsterdam. Ghysels, Eric, Pedro Santa-Clara, and Rossen Valkanov, (2004), There is a Risk-Return Trade-off After All, *Journal of Financial Economics*, 2005, v76(3), 509-548.
- [33] Glosten, L., R, Jagannathan, and D. Runkle, (1993), On the Relation between

- the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, *Journal of Finance* 48, 1779-1801.
- [34] Goyal, Amit, and Pedro Santa-Clara, (2003), Idiosyncratic Risk Matters!, *Journal of Finance* 58, 975-1007.
- [35] Keim, Donald B., and Robert F. Stambaugh, (1986), Predicting Returns in the Stock and Bond Markets, *Journal of Financial Economics* 17, 357-390.
- [36] Lamont, Owen, and Jeremy Stein, (1999), Leverage and House Price Dynamics in U.S. Cities, *Rand Journal of Economics* 30, 498-514.
- [37] Lettau, Martin, and Sydney C. Ludvigson, (2001), Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 56, 815-849.
- [38] Lintner, John, (1965), Security Prices and Risk: The Theory and Comparative Analysis of A.T.&T. and Leading Industrials, presented at the conference on The Economics of Regulated Public Utilities at the University of Chicago Business School.
- [39] Merton, Robert C., (1973), An Intertemporal Capital Asset Pricing Model, *Econometrica* 41, 867-887.
- [40] , (1980), On Estimating the Expected Return on the Market: an Exploratory Investigation, *Journal of Financial Economics*, 8, 323-361.
- [41] Owyang, Michael T., Jeremy Piger, and Howard J. Wall, (2003), Business Cycle Phases in U.S. States, Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper.
- [42] Owyang, Michael T., and Howard J. Wall, (2004), Structural Breaks and Regional Disparities in the Transmission of Monetary Policy, Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper.
- [43] Plazzi, Alberto, Walter Torous, and Rossen Valkanov, (2004), Expected Returns and the Expected Growth in Rents of Commercial Real Estate, Working Paper.
- [44] Schwartz, Eduardo, and Walter Torous, (2004), Commercial Office Space: Tests of a Real Options Model with Competitive Interactions, Anderson School of Management Working Paper.
- [45] Schwert, William G., (1989), Why does Stock Market Volatility Change over Time?, *Journal of Finance* 44, 1115-1153.
- [46] , (1990), Stock Volatility and the Crash of 87, *Review of Financial Studies* 3, 77-102.
- [47] Scruggs, John T., (1998), Resolving the Puzzling Intertemporal Relation between the Market Risk Premium and Conditional Market Variance: a Two-Factor Approach, *Journal of Finance* 52, 575-603.
- [48] Stambaugh, Robert F., (1999), Predictive Regressions, *Journal of Financial Economics* 54, 375-421.
- [49] Torous, Walter, Rossen Valkanov, and Shu Yan, (2005), On Predicting Stock Returns

- with Nearly Integrated Explanatory Variables, *Journal of Business* 77, 380-403.
- [50] Turner, Christopher M., Richard Startz, and Charles R. Nelson, (1989), A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market, *Journal of Financial Economics*, 25, 3-22.
- [51] Whitelaw, R., (1994), Time Variations and Covariations in the Expectation and Volatility of Stock Market Returns, *Journal of Finance* 49, 515-541.

국 문 요 약

1992년부터 2007년까지의 실증분석 결과에 따른 우리나라 부동산시장 가격과 관련된 시사점으로서 첫째, 미국과 달리 경기 침체시나 경기 회복 시에 뚜렷한 차이점을 발견할 수는 없었다는 점이다. 둘째, 전국아파트 매매가격이 상승할 경우 통화당국에서 인플레이션을 목표관리에서 참고하여야 할 것임을 나타내고 있다. 참고로 1986년부터 2002년까지 미국 대도시지역의 아파트와 상가, 사무실의 순가격상승율을 패널데이터로 추정한 자료에 따르면, 이들은 거시경제변수와 단기이자율, 이자율간의 스프레드 차이, 인플레이션 등에 영향을 받는 것으로 나타났다. 이들 자산가격상승률은 경기상황과 반비례관계를 갖는 것으로 나타났는데, 이는 대부분 대출 및 신용과 관련되어 있기 때문이다. 그리고 이는 부동산시장에서 자산 간 수익률 격차를 크게 넓힐 수 있음을 지적하고 있다.

주제어 : 경기변동, 매매가격, 아파트, 주택