

유동성이 주가 및 주택가격에 대한 파급효과 분석

Analysis on Effect of Liquidity on Stock Prices and Housing Prices

임 대 봉*

Lim, Dae Bong

目 次

- | | |
|--------------------|--------------------------|
| I. 서론 | 2. Granger 인과관계 및 충격반응분석 |
| II. 선행연구와 자산가격의 현황 | IV. 결론 및 시사점 |
| 1. 선행연구 고찰 | <abstract> |
| 2. 자산가격의 현황 | <참고문헌> |
| III. 실증분석 | |
| 1. 분석자료 및 기초통계량 | |

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

This study analyzed the effect of liquidity on stock prices and apartment prices. Sources of data for the analysis included the money gap ratio, stock prices, apartment prices, economic growth rates, consumer prices and interest rates,

(2) RESEARCH METHOD

In an empirical analysis, the methods of analysis included the causality test and the impulse response analysis.

(3) RESEARCH FINDINGS

The findings of the analysis are as follows: First, liquidity has a positive effect on stock prices and apartment prices of Seoul and Incheon as well as stock prices. Accordingly, increase of liquidity is considered to be a factor raising apartment prices in Seoul and Incheon as well as stock prices.

2. RESULTS

The results of the analysis are as follows: Liquidity is considered to have a more meaningful effect on apartment prices of the Seoul Metropolitan Area than other areas, indicating that the effect of liquidity varies by area. In addition, apartment price hikes of Seoul is considered to result in increase of liquidity. According to the impulse response analysis, interest rates have a meaningful effect on

* 주 저 자 : 영남대학교 강사, 경제학박사, 5632a@hanmail.net

▷ 접수일(2015년 3월 24일), 수정일(1차: 2015년 4월 21일, 2차: 2015년 4월 28일), 게재확정일(2015년 5월 20일)

stock prices and apartment prices of Seoul, but the effect of liquidity on stock prices and apartment prices of Seoul is larger than that of interest rates.

3. KEY WORDS

• liquidity, stock prices, apartment prices, consumer prices, interest rates

국문초록

본 연구는 과잉유동성이 주가 및 아파트가격에 미치는 파급효과를 중심으로 분석하였다. 분석 자료는 유동성갭률(Money Gap Ratio), 주가, 아파트가격, 경제성장률, 물가, 금리 등을 사용하였으며, 분석방법은 인과관계검정(causality test)과 충격반응분석(Impulse Response Analysis)을 하였다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 과잉유동성은 주가와 서울·인천지역의 아파트가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 유동성이 적정수준보다 많이 증가하면 주가뿐만 아니라 서울과 인천지역 아파트가격의 상승요인으로 작용하는 것으로 분석되었다. 둘째, 유동성이 서울과 인천 아파트가격에는 양(+)의 영향을 비교적 크게 미치지만 다른 지역의 아파트가격에는 미미한 영향을 미치는 것으로 분석되어 유동성의 효과는 지역별로 달리 나타나는 것으로 분석되었다. 셋째, 금리의 경우에도 주가 및 서울 아파트가격에 유의한 영향을 미치지만, 그 효과는 유동성이 금리보다 큰 것으로 분석되었다. 그리고 과잉유동성의 경우에 서울, 인천지역의 아파트가격에 더욱 크게 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

핵심어 : 유동성, 주가, 아파트가격, 물가, 금리

I. 서론

본 연구는 유동성이 주가와 주택가격에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 우리 사회의 유동성이 상품과 서비스의 량보다 많으면 물가가 상승하고, 반대로 상품과 서비스는 빠르게 증가하는데도 통화량의 증가 속도가 낮을 경우에는 물가가 하락한다. 즉, 통화량의 증가속도가 경제성장률 보다 빠르면 물가는 상승하고, 경제성장률 보다 통화량의 증가속도가 낮아지면 물가의 하락 현상이 발생한다는 것이다. 그러므로 통화량의 공급이 경제성장률과 어느 정도 비슷한 속도로 증가하거나 감소해야지 그렇지 않으면 경제에 물가상승과 같은 부작용을 초래하게 된다.

그리고 경제상황 보다 많은 유동성의 공급 확대는 물가뿐만 아니라 주가와 주택가격 등의 자산가격에도 영향을 미칠 수 있다. 왜냐하면 주식시장과 주택시장 등의 자산시장에 영향을 미

치는 변수는 양적완화와 같은 외부요인의 영향에 따라 자산가격이 실질가치 보다 높게 형성될 수 있기 때문이다. 따라서 우리나라의 경제규모를 고려한 적정유동성과의 괴리 정도인 과잉유동성을 파악한 후에 유동성의 과잉이 주가 및 주택가격 등의 자산가격에 어떤 영향을 미치고 있는지 그 파급효과를 규명하는 것이 필요하다. 그러나 최근까지 과잉유동성을 파악한 자료를 기초로 하여 자산가격의 형성요인을 분석한 연구는 아직까지 미미한 실정이다.

이러한 관점에서 본 연구는 기존 선행연구와는 달리 과잉유동성을 도출한 자료를 이용하여 인과관계검정과 충격반응분석을 통하여 주가와 주택가격 등의 자산가격과 유동성간의 관계를 분석하고자 한다. 이를 통해 본 연구는 금융완화 정책에 따른 유동성의 공급확대가 주가와 주택가격에 미치는 영향을 분석하는데 목적이 있다.

따라서 본 연구는 우리나라의 과잉유동성의 충격이 주가와 아파트가격 등의 자산가격에 미치는 영향을 분석함으로써 유동성의 파급효과에 따른 시사점을 제시하는데 있다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장에서는 선행연구들을 살펴본 후에 유동성과 자산가격의 추이를 개관하였다. 제3장에서는 실증분석을 실시하여 유동성과 자산가격간의 관계를 분석한 후에 제4장에서 결론과 시사점을 제시하였다.

II. 선행연구와 자산가격의 현황

1. 선행연구 고찰

본 연구와 관련한 선행연구의 결과를 정리하면 다음과 같다. 전해정·박 헌(2012)은 M2(광의통화)의 경우에 주택가격에 대한 영향에 있어 글로벌 금융위기 이전 기간이 이후 기간보다 크게 나타났으며, 주택담보대출의 경우에는 글로벌 금융위기 이후에 더욱 증가하였다고 밝혔다.¹⁾ 정규일(2006)은 1996년 이후에는 주택가격과 유동성 상호간에 정(+)의 영향을 미치며, 주택가격의 상승은 유동성 증가를 초래하여 주택가격이 재상승 하지만, 주가와 유동성 간에는 단기적으로 유의미한 정(+)의 관계가 존재하지 않는다고 주장하였다.²⁾ 윤형모(2005)는 외환위기 이전에는 통화량이 주가에 영향을 미침에 따라 주가의 장기적인 변화에 영

향을 주었던 반면에 외환위기 이후에는 단기적으로 주가에 영향을 미치게 되었다고 주장하였다.³⁾ 김지열(2004)은 외환위기 이전에는 경제주체들이 통화량의 변화에 대한 기대가 주가를 하락시킨다는 사고전학과적 기대가설이 맞는 반면에 외환위기 이후에는 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 주가를 상승시킨다는 신케인즈안적 기대가설이 적용됨에 따라 유동성의 증가는 유동성장세를 초래하였다고 주장하면서 외환위기 이전과 이후에 경제주체들의 통화량 변화에 대한 기대가 달리 나타났다고 밝혔다.⁴⁾

국외연구로는 Meltzer and Allan(1995) 등은 완화적 통화정책을 펴면 시중의 유동성이 증가하게 되어 자산보유자는 늘어난 유동성으로 채권과 실물자산을 보유함으로써 채권가격과 실물자산의 가격이 상승한다고 주장하였다.⁵⁾ Barbara Roffia and Andrea Zaghini(2007)는 15개 선진국 경제를 대상으로 하여 통화량의 증가가 물가에 미치는 영향을 분석한 연구에서 통화량과 물가가 양(+)의 관계가 있는 국가는 약 50%에 달했으며, 통화량의 증가도 주가와 주택가격의 상승을 초래한다고 밝혔다.⁶⁾ Charles Goodhart and Boris Hofmann(2007)은 신용(credit)과 주택가격은 아주 밀접하게 쌍방향으로 인과관계가 존재하지만, 신용과 주가의 경우에는 유의한 인과관계가 존재하지 않는다고 주장하였다.⁷⁾

이와 같이 선행연구의 대부분은 유동성의 변수를 통화지표인 통화량으로 설정하여 이 통화량이 자산가격에 미치는 영향을 분석하고 있다. 이러한 논의를 바탕으로 하여 본 연구의 유동

1) 전해정·박 헌, “유동성과 주택가격간의 동학적 상관관계분석-글로벌 금융위기 전후를 중심으로-”, 부동산연구, 한국부동산연구원, 2012, 22권 제2호, pp.103-121.

2) 정규일, “자산가격과 유동성간의 관계분석”, 한국경제연구, 성균관대학교경제연구소, 2006, 제17권, pp.257-287.

3) 윤형모, “통화량의 주가지수 변동에 대한 영향-GARCH에 의한 분석-”, 경제연구, 한국경제통상학회, 2005, 23권 제1호, pp.1-22.

4) 김지열, “주식시장에 대한 경제주체들의 기대 변화에 관한 연구-외환위기 전후의 통화량 변화의 영향을 중심으로-”, 재무관리연구, 한국재무관리학회, 21권 제1호, 2004, pp.125-148.

5) Meltzer, Allan H. “Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective”, *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), pp.49-72.

6) Barbara Roffia and Andrea Zaghini, “Excess Money Growth and Inflation Dynamics”, European Central Bank, Working Paper series, 2007, No. 749, pp.1-40.

7) Charles Goodhart and Boris Hofmann, *House Prices and the Macro economy: Implications for Banking and Price Stability*, Oxford University Press, 2007, pp.1-245.

성 변수는 피셔(Fisher)의 교환방정식을 통해 마셜의 k (Marshallian k)값을 도출한 후 Hodrick-Prescott Filter(HP 필터)로 부터 추정된 자료를 과잉유동성으로 사용하여 동 자료가 주가 및 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다.

2. 자산가격의 현황

1) 유동성의 추이

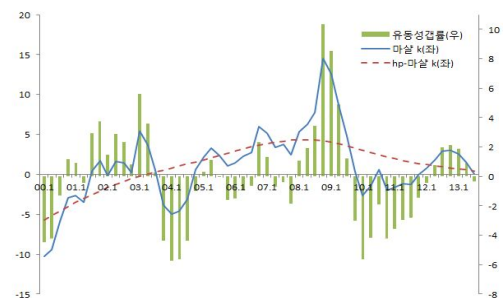
한 나라의 경제규모에 비해 유동성이 얼마나 많이 풀렸는지를 살펴보기 위해서는 통화량을 국민경제의 거래규모인 명목 국내총생산(GDP)으로 나눈 마셜 k 값을 이용하여 통화량의 적정수준을 측정할 수 있다. 그리고 과잉유동성의 존재 여부를 판단하기 위해서는 일반적으로 유동성갭률(Money Gap Ratio)을 활용하는데, 이와 관련한 방법으로는 통화지표(M2)를 명목GDP로 나눈 마셜의 k 값⁸⁾ Hodrick-Prescott Filter(HP 필터)를 이용해 추정한 장기추세치로부터 벗어난 정도를 의미한다.

마셜의 k 값이 장기추세치를 위쪽으로 벗어나 유동성갭률이 양(+)의 값을 가질 경우에는 실물경제활동에 비해 유동성이 초과 공급된 과잉유동성 상태를 나타내고, 반면에 마셜의 k 값이 장기추세치를 아래쪽으로 벗어나게 되어 음(-)의 값을 갖는 경우에는 유동성이 실물경제활동에 비해 부족한 긴축적인 통화관리가 이루어진 상태를 나타낸다. 이처럼 유동성갭률을 기준으로 하여 유동성이 많고 적음을 판단할 수 있다.

<그림 1>은 2000년 1분기부터 2013년 3분기까지의 M2(광의통화), 명목GDP 자료를 이용해 계산한 유동성갭률의 추이를 보여주고 있다.⁹⁾ 유동성갭률의 추이를 보면 2000년 4분

기부터 2003년 3분기 동안, 2005년 1분기부터 2분기 동안, 2006년 1분기부터 2007년 1분기 동안, 그리고 2008년 1분기부터 2009년 3분기 사이, 2012년 2분기부터 2013년 2분기 사이에는 양(+)으로 나타나 이 기간 동안에는 시중유동성이 실물경제활동에 비해 유동성의 초과 현상을 보이고 있다. 이 가운데 2000년대 초에 과잉유동성 현상이 초래된 것은 2000년대에 들어서면서부터 저금리기조가 형성된 가운데 신용카드 사태로 경기가 둔화되어 경기진작을 위해 통화당국이 유동성의 공급을 증가한 시기로 보이며, 그리고 2000년대 후반기에 유동성의 공급이 증가한 것은 글로벌 금융위기가 발생하면서 국내의 경제도 위축되어 침체된 경기를 부양하기 위해 통화당국이 완화적 통화정책을 실행한 영향으로 통화량이 증가한 것으로 보인다.

<그림 1> 마셜 k 와 유동성갭률



2) 주가와 주택가격의 추이

우리나라 주가의 추이는 <그림 2>에 제시하였다¹⁰⁾. 주가의 추이를 살펴보면 2002년에는 신용카드사태의 영향으로 전년 동기 대비 -9.5% 하락하였지만, 2003년에는 29.2% 상승한 것으로 나타났다. 하지만 2004년 상반기에는 약 20% 하락한 후에 2005년부터 다시 상승

8) 마셜 k 는 기본적으로 피셔(Fisher)의 교환방정식인 $MV=Py$ 에서 유도되며, 통화유통속도의 역수인 $\frac{1}{V}$ 가 마셜의 k 가 된다. 그러므로

$k = \frac{M}{Y}$ 로 나타낼 수 있다. (여기서, M: 통화지표, V: 통화유통속도, P: 소비자물가, y: 실질GDP)

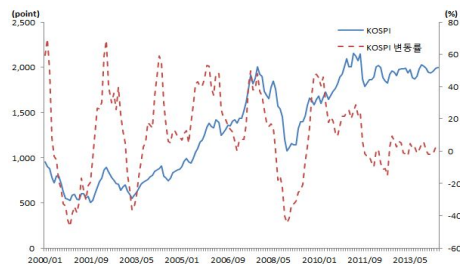
9) <그림 1>의 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 수집하였다.

10) <그림 2>의 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 수집하였다.

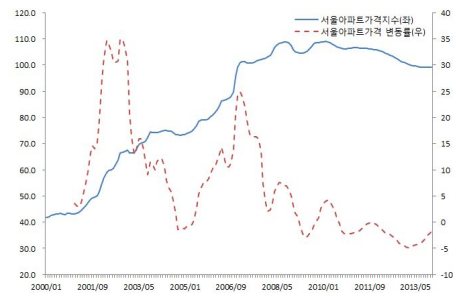
하기 시작하여 2007년 10월 31일에는 코스피(KOSPI) 종가기준으로 2064.85p를 기록하여 최고치를 나타냈다. 그러나 미국발 서브프라임 모기지(sub-prime mortgage: 비우량 주택담보대출)사태의 영향으로 글로벌 금융위기가 발생하면서 2008년 10월 24일에는 세계의 주식시장이 폭락하면서 우리나라의 코스피 지수도 938.75로 급락하여 금융위기 이전에 비해 50% 이상 하락한 것으로 나타났다. 2011년 7월에는 2,150.06p를 기록하면서 글로벌 금융위기가 진행되는 동안 하락하였던 주가는 다시 사상 최고치를 기록하였지만, 2011년 8월에는 다시 일부 동유럽 국가들의 채무불이행) 우려에 따른 글로벌 금융시장의 불안정으로 국내의 주가도 하락한 것으로 나타났다.

우리나라 주택가격의 변동률 추이를 <그림 3>에 제시하였다.¹¹⁾ 주택가격의 변동률 추이를 살펴보면 서울 아파트가격은 2001년 중반부터 상승하기 시작하여 2004년 상반기까지 큰 폭으로 상승한 것으로 나타났으며, 2005년 하반기부터 2007년 상반기까지도 높은 상승률을 기록하였다. 유동성과 주택가격의 변동률 추이는 <그림 4>에 제시하였다.¹²⁾ 유동성과 주택가격의 변동률 추이를 살펴보면 유동성과 서울 아파트가격은 2001년부터 2007년까지는 동조화 현상을 보였지만, 2012년부터는 탈동조화 현상을 나타내고 있다.

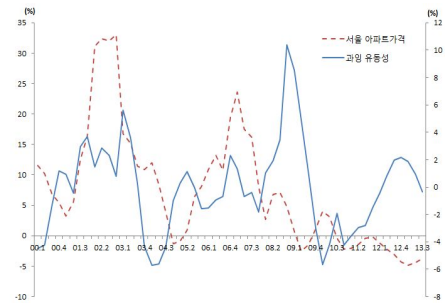
<그림 2> 주가 및 주가의 변동률 추이



<그림 3> 주택가격과 주택가격의 변동률 추이



<그림 4> 유동성과 주택가격의 변동률 추이



III. 실증분석

1. 분석자료 및 기초통계량

본 연구에서 유동성이 주가 및 아파트가격에 미치는 영향을 실증분석하기 위해 사용될 시계열 자료로 유동성갭률, 주가(KOSPI의 전년 동기 대비 변동률), 아파트가격(서울특별시와 6대 광역시 아파트가격지수의 전년 동기 대비 변동률), 경제성장률(명목GDP의 전년 동기 대비 변동률), 물가(소비자물가상승률), 금리(CD금

11) <그림 3>의 자료는 국민은행 KB부동산을 통해 수집하였다.

12) <그림 4>의 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)과 국민은행 KB부동산에서 수집하였다.

리) 등을 사용하였다. 이 자료는 한국은행과 KB국민은행에서 수집하였으며, 그리고 이하에서는 유동성궤를 유동성으로 표현하였다. 그리고 시간적 범위는 2001년 1분기부터 2013년 3분기까지를 분석대상으로 하였으며, 연구의 진행 과정은 변수들의 기초통계량과 교차상관관계 및 단위근 검정 등을 실시한 후에 변수간의 원인과 결과를 파악하기 위해 인과관계검정(causality test)을 하며, 그리고 시간의 흐름에 따른 파급효과를 분석하기 위해 충격반응분석(Impulse Response Analysis) 및 분산분해를 실시한다.

먼저 기초통계량의 분석결과는 <표 1>에 제시하였다.¹³⁾ 기초통계량의 분석결과에서 2000년 1월부터 2013.12월까지 주가는 평균 12.53% 상승한 것으로 나타났으며, 그리고 아파트가격은 평균 6.23%가 상승하여 주가는 아파트가격을 상회하는 수준으로 상승한 것으로 나타났다. 지역별 아파트가격의 평균 상승률을 살펴보면 서울지역의 아파트가격이 7.24%가 상승하여 가장 높게 상승한 것으로 나타났으며, 그 다음으로 높게 상승한 지역은 울산 아파트가격으로 6.64% 상승한 것으로 나타났다. 이와 같이 주가의 경우에는 아파트가격보다 높게 상승한 것으로 나타난 반면에 표준편차의 값에 있어서는 주가가 아파트가격보다 더욱 큰 것으로 나타나 주가의 경우에 아파트가격보다 변동성이 큰 것으로 분석되었다. 그리고 분석 자료가 정규

분포를 하고 있다는 귀무가설 하에서 Jarque-Bera(J-B) 통계량의 값이 주가의 경우에 2.24, p값은 0.325로 나타나 정규분포 한다는 귀무가설을 기각하여 정규분포 하지 않는 것으로 분석되며, 각 지역별 아파트가격은 대체적으로 정규분포하고 있다는 귀무가설을 기각할 수 없어 정규분포하고 있다고 추론할 수 있다.

교차상관관계를 통하여 유동성과 자산가격간의 선·후행성을 분석한 결과는 <표 2>에 제시하였다. 교차상관관계의 추정결과에 의하면 주가는 유동성 보다 3~4기 선행하는 것으로 나타났다. 그리고 아파트가격과 유동성간에는 서울과 인천 아파트가격은 유동성과 동행하는 것으로 나타난 반면, 다른 지역의 아파트가격은 유동성 보다 후행하는 것으로 추정되어 유동성과 아파트가격은 지역별로 상이한 관계가 있는 것으로 분석되었다.

<표 2> 교차상관 분석결과

		유동성												
		t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t=0	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	t+6
주	가	-0.28	-0.08	0.02	-0.04	-0.25	-0.45	-0.44	-0.14	0.13	0.25	0.22	0.05	-0.12
서울	아파트가격	-0.33	-0.20	-0.01	0.12	0.20	0.26	0.30	0.42	0.54	0.57	0.51	0.32	0.10
인천	아파트가격	-0.20	-0.10	0.01	0.11	0.17	0.30	0.42	0.50	0.57	0.57	0.46	0.28	0.09
부산	아파트가격	-0.05	0.02	0.11	0.14	0.08	-0.01	-0.07	-0.05	0.02	0.06	0.04	-0.00	-0.05
대구	아파트가격	-0.06	0.17	0.41	0.50	0.46	0.38	0.30	0.32	0.34	0.27	0.14	-0.02	-0.21
광주	아파트가격	-0.22	-0.23	-0.14	-0.00	0.06	0.09	0.08	0.01	-0.05	-0.13	-0.19	-0.23	-0.20
대전	아파트가격	-0.15	-0.11	-0.06	-0.10	-0.15	-0.14	-0.06	0.07	0.24	0.32	0.32	0.31	0.22
울산	아파트가격	-0.44	-0.44	-0.33	-0.10	0.14	0.35	0.45	0.43	0.38	0.27	0.14	0.07	0.05

<표 1> 기초통계량

변수	평균	중간값	최대값	최소값	표준편차	Jarque-Bera
주 가	10.07	9.45	69.40	-46.50	26.10	2.24(0.325)
전국 아파트가격	6.23	4.28	25.44	-1.59	6.47	56.62(0.000)
서울 아파트가격	7.24	5.30	34.90	-4.84	9.88	36.69(0.000)
인천 아파트가격	5.70	2.13	34.16	-4.46	9.69	34.98(0.000)
부산 아파트가격	6.42	4.05	26.14	-2.32	7.82	22.00(0.000)
대구 아파트가격	5.15	4.32	28.341	-5.24	6.86	23.45(0.000)
광주 아파트가격	4.15	2.47	25.16	-3.61	6.11	148.93(0.000)
대전 아파트가격	6.01	1.04	31.11	-3.69	9.18	24.60(0.000)
울산 아파트가격	6.64	4.55	22.36	-1.71	6.10	17.62(0.000)

시계열 자료의 안정성 여부를 파악하기 위해 단위근 검정(unit root test)을 실시하였다. 단위근 검정을 하는데 있어 가장 많이 사용되는 방법은 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정 방법론이 있는데, 이 검정을 통하여 단위근이 존재하는 비정상적인 시계열로 밝혀지면 차분(differencing)을 하여 정상적인 시계열로 변환한 후에 분석을 실시하게 된다. <표 3>은 분석대상 자료들인 유

13) <표 1>의 ()는 유의수준을 나타냄.

동성, 주가, 지역별 아파트가격, GDP, 금리, 물가 등의 시계열에 대해 정상성 여부를 분석하기 위하여 수준변수와 1차 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정과 PP 단위근 검정결과를 제시한 것이다.¹⁴⁾

단위근 검정결과에서 유동성과 서울 아파트가격, 인천 아파트가격, 부산 아파트가격, 대구 아파트가격, 광주 아파트가격, 울산 아파트가격의 수준변수(series in level)는 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 정상적인 시계열로 나타났다. 하지만 주가와 대전 아파트가격, GDP, 물가, 금리 등의 수준변수는 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않아 단위근이 존재하는 비정상적인 시계열로 나타났다. 단위근이 존재하는 시계열에 대해서는 1차 차분(first difference)을 하여 단위근 검정을 실시한 결과에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 1차 차분 정상적인 시계열로 밝혀졌다. 따라서 비정상적인 시계열은 1차 차분을 하여 안정적인 시계열로 만든 후에 사용하였다.

<표 3> 단위근 검정 결과

변 수	ADF		Phillips-Perron	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
유 동 성	-3.55**	-5.61***	-3.47*	-5.61***
주 가	-1.65	-7.01***	-2.87	-5.69***
서울 아파트가격	-3.88*	-4.34***	-10.42***	-4.94***
인천 아파트가격	-3.20*	-3.72**	-3.92**	-3.84**
부산 아파트가격	-3.47*	-3.36*	-3.88**	-3.42*
대구 아파트가격	-4.23***	-5.63***	-3.79**	-6.36***
광주 아파트가격	-5.29***	-3.85**	-5.87***	-4.02**
대전 아파트가격	-3.41*	-4.09**	-2.66	-4.09**
울산 아파트가격	-3.85**	-3.69**	-4.59***	-3.67**
명 목 G D P	-2.98	-6.05***	-2.99	-6.05***
소비자물가상승률	-2.99	-5.80***	-2.48	-5.80***
C D 금 리	-2.76	-6.63***	-2.86	-6.63***

14) <표 3>의 *, **, ***는 각각 10% 5% 1% 임계치를 나타냄.

2. Granger 인과관계 및 충격반응분석

1) Granger 인과관계 검정

그랜저(Granger)는 식 (1)과 식 (2)에 인과관계 검정식을 제시하고 있다. 그랜저 인과관계(Granger causality)의 통계적 유의성을 검정하기 위해서는 F통계량을 사용하게 되며, F통계량에 의해서 변수들 간의 귀무가설을 기각하거나 채택하게 된다. 그랜저 인과관계 검정(Granger causality test)은 한 변수가 다른 변수의 예측에 영향을 미치게 되는지의 여부를 검정하는 방법이다. 변수 X의 시차값이 변수 Y의 예측에 영향을 미치게 되면 X는 Y에 대해 그랜저 인과관계가 존재하는 것으로 판단하고, 예측에 영향을 미치지 않는다면 X는 Y에 대해 그랜저 인과관계가 존재하지 않는 것으로 판단하게 된다. Granger 인과관계가 존재하는 경우 한 변수 X가 다른 변수 Y에 대해 선행하는 것을 의미한다.

$$Y_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j X_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^p c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p d_j Y_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

그랜저 인과관계 검정을 실시하여 유동성과 주가, 유동성과 아파트가격 사이에는 어떤 영향을 주고받는지 분석하였다. 각 변수들 간의 Granger 인과관계 검정은 1시차부터 4시차까지 확장하여 실시하였으며, 그 결과는 <표 4>에 정리하였다.

그랜저(Granger) 인과관계 검정결과를 살펴보면, 먼저 유동성과 주가 사이에는 유동성이 주가에 그랜저인과하지 않는다는 귀무가설(유동성↗주가)과 주가가 유동성에 그랜저인과하지 않는다는 귀무가설(주가↗유동성)이 1시차에서 기각되어 유동성과 주가는 양방향으로 인과관계가 성립하여 유동성과 주가는 1시차에서

<표 4> Granger 인과관계 검정 결과

귀무가설			F-통계량			
			lag=1	lag=2	lag=3	lag=4
유 동 성	↔	주 가	6.158(0.017)	0.361(0.107)	1.109(0.358)	1.316(0.284)
주 가	↔	유 동 성	7.925(0.007)	1.536(0.230)	1.001(0.403)	2.919(0.035)
유 동 성	↔	서울 아파트가격	4.599(0.037)	2.259(0.117)	1.264(0.300)	0.858(0.498)
서울 아파트가격	↔	유 동 성	0.159(0.691)	1.964(0.153)	1.178(0.331)	3.490(0.017)
유 동 성	↔	인천 아파트가격	3.9945(0.051)	0.7501(0.478)	0.4283(0.733)	0.3313(0.854)
인천 아파트가격	↔	유 동 성	0.0115(0.914)	1.0840(0.347)	0.4314(0.249)	2.9892(0.032)
유 동 성	↔	부산 아파트가격	0.0000(0.999)	0.9991(0.377)	0.7574(0.525)	0.5248(0.718)
부산 아파트가격	↔	유 동 성	0.1446(0.705)	0.4689(0.629)	0.2332(0.829)	0.5532(0.689)
유 동 성	↔	대구 아파트가격	0.7402(0.394)	3.6888(0.033)	4.8596(0.006)	3.5572(0.015)
대구 아파트가격	↔	유 동 성	3.2738(0.077)	2.7721(0.074)	4.9825(0.005)	4.8017(0.003)
유 동 성	↔	광주 아파트가격	1.1045(0.299)	1.0932(0.344)	0.8011(0.501)	0.5635(0.690)
광주 아파트가격	↔	유 동 성	0.0638(0.760)	0.0746(0.928)	0.1912(0.901)	0.1935(0.940)
유 동 성	↔	대전 아파트가격	4.5040(0.039)	1.4171(0.254)	0.9031(0.448)	0.6557(0.626)
대전 아파트가격	↔	유 동 성	1.0892(0.302)	0.2857(0.752)	0.3182(0.812)	0.2503(0.907)
유 동 성	↔	울산 아파트가격	0.0740(0.786)	0.0524(0.949)	0.2779(0.840)	0.2529(0.905)
울산 아파트가격	↔	유 동 성	0.0557(0.814)	3.0723(0.057)	2.0411(0.124)	1.9343(0.127)
유 동 성	↔	GDP	4.5698(0.038)	2.4523(0.099)	1.2541(0.304)	2.9822(0.033)
GDP	↔	유 동 성	0.0000(0.997)	3.6632(0.034)	2.6120(0.066)	3.1041(0.028)
유 동 성	↔	물가	0.0443(0.834)	0.0346(0.965)	0.1456(0.931)	0.8205(0.521)
물가	↔	유 동 성	0.0288(0.865)	0.2765(0.759)	0.9022(0.449)	0.5332(0.712)
유 동 성	↔	금 리	1.4428(0.236)	0.8150(0.450)	0.5149(0.674)	1.3819(0.261)
금 리	↔	유 동 성	0.3440(0.560)	0.2832(0.754)	0.4735(0.702)	0.4843(0.747)

쌍방향으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 주가가 유동성에 대해 그랜저인과하지 않는다는 귀무가설도 4시차에서 기각되어 주가는 4시차를 두고 유동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

유동성과 아파트가격 간의 인과관계 분석결과를 살펴보면, 유동성이 서울·인천 아파트가격에 대해 그랜저인과하지 않는다는 귀무가설(유동성↔서울 아파트가격, 유동성↔인천 아파트가격)이 1시차에서 기각되어 유동성은 서울·인천지역의 아파트가격에 선행하는 것으로 나타났다으며, 한편 서울·인천 아파트가격은 유동성에 4시차에서 그랜저인과관계가 성립하여 서울·인천 아파트가격은 4시차를 두고 유동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

그리고 유동성과 대구지역의 아파트가격 사이의 인과관계검정의 결과를 살펴보면, 유동성

이 대구 아파트가격에 그랜저인과하지 않는다는 귀무가설을 2시차부터 4시차까지 기각(유동성↔대구 아파트가격)하여 인과관계가 성립하였을 뿐만 아니라 대구 아파트가격도 유동성에 1시차부터 4시차까지 인과관계가 성립하여 유동성과 대구 아파트가격은 양방향으로 인과관계가 성립하여 이 지역의 아파트가격과 유동성은 서로 간에 영향을 미치는 것으로 파악된다. 또한 대전 아파트가격 사이에는 유동성이 대전 아파트가격에 대해서만 1시차와 2시차에서 일방향으로 인과관계가 성립하였으며, 그리고 유동성과 울산 아파트가격은 시차2기에서 울산 아파트가격이 유동성에 대해 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 유동성과 부산지역 아파트가격, 유동성과 광주지역 아파트가격 사이에는 그랜저인과하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못해 인과관계가 성립되지 않는 것으로 나타났다.

<표 5> 적정 시차

	lag=1		lag=2		lag=3		lag=4	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
GDP, 물가, 유동성, 금리, 주 가	18.21	19.45*	18.67	20.94	18.72	22.03	17.07*	21.41
GDP, 물가, 유동성, 금리, 서울 아파트가격	15.89	17.13*	16.15	18.42	16.32	19.63	15.47*	19.81
GDP, 물가, 유동성, 금리, 인천 아파트가격	15.52	16.76*	15.26	17.53	14.91	18.22	14.17*	18.51
GDP, 물가, 유동성, 금리, 부산 아파트가격	15.77	17.01	14.41	16.69*	14.15	17.46	13.53*	17.88
GDP, 물가, 유동성, 금리, 대구 아파트가격	15.53	16.77*	14.76	17.04	14.26	17.57	12.78*	17.12
GDP, 물가, 유동성, 금리, 광주 아파트가격	15.26	16.50*	14.28	16.55	14.42	17.73	14.11*	18.46
GDP, 물가, 유동성, 금리, 대전 아파트가격	15.95	17.20*	16.51	18.79	16.72	20.03	15.70*	20.04
GDP, 물가, 유동성, 금리, 울산 아파트가격	15.28	16.52	14.59	16.87	14.85	18.16	14.05*	18.40

유동성과 GDP 사이의 인과관계에서는 유동성이 GDP에 대해 1시차, 2시차, 4시차에서 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 기각(유동성→GDP)하여 인과관계가 성립하는 것으로 나타나 유동성은 경제성장률에 영향을 미치며, 또한 GDP도 유동성에 시차2기부터 4기까지 인과관계가 존재하여 경제성장률이 유동성에 영향을 미치는 것으로 파악된다. 그러나 유동성과 물가, 유동성과 CD금리 사이에는 인과관계가 성립되지 않는 것으로 나타났다.

그리고 벡터자기회귀(VAR) 모형을 분석하기 위해 시계열변수들의 적정시차를 결정해야 하는데, 일반적으로 적정시차의 결정은 아카이케(Akaike: AIC)와 슈바르츠(Schwartz: SC) 통계량을 이용하여 이 통계치가 최소화되는 시차길이를 결정한다. 본 연구는 SC를 중심으로 하여 시차의 길이를 결정하였으며, 그 결과는 <표 5>에 제시하였다.¹⁵⁾

2) 충격반응분석 및 분산분해

여기서는 유동성의 충격(innovation)에 따른 파급효과를 분석하기 위하여 첫째, 벡터자기회귀(VAR)모형의 충격반응분석(impulse response analysis)을 통하여 유동성의 변화가 내생변수에 미치는 동태적 반응을 파악하고

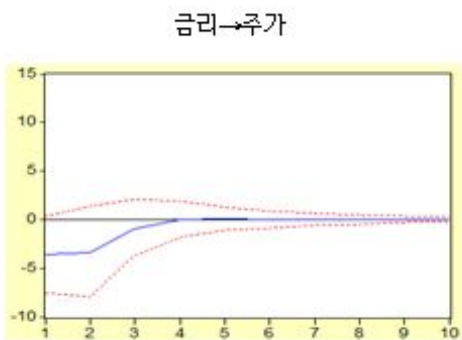
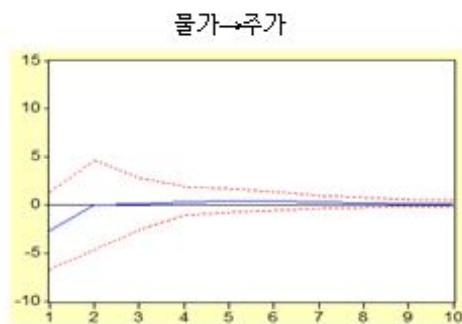
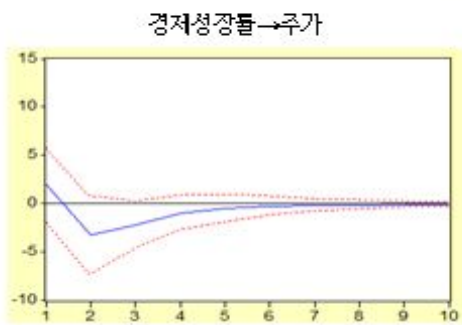
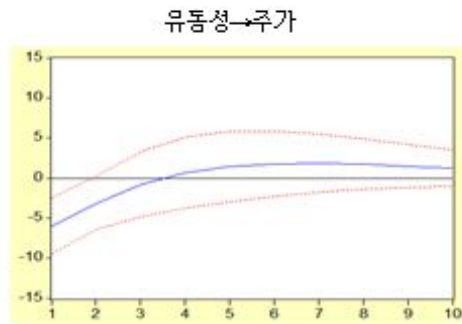
둘째, 분산분해(variance decomposition)를 통하여 모형 내의 각 경제변수의 충격이 주가와 주택가격에 어느 정도 기여하는지 파악하고자 한다. VAR모형은 본 연구의 목적인 유동성과 같은 경제환경의 변화가 주가와 아파트가격에 미치는 동태적 반응을 분석하는데 유용하다.

따라서 과잉유동성 현상이 발생하였을 때 모형 내의 주가와 아파트가격 및 다른 변수들이 시간의 경과에 따른 동태적 반응의 정도를 파악하기 위해 벡터자기회귀(VAR)모형에 기초하여 충격반응분석을 실시하였다. VAR 분석에서 변수의 배열을 다양하게 구성한 다음 충격반응 결과를 살펴보았는데 변수의 배열에 따른 충격반응분석 결과는 유사하게 나타났다. 이에 따라 변수의 배열순서는 일반적으로 통화정책변수가 다음 기에 소득이나 물가 등의 실물변수에 영향을 미친다는 점을 고려하여 분석하였다. 먼저 유동성이 주가에 미친 영향을 분석하는데 있어서는 경제성장률, 물가, 유동성, 금리, 주가의 순서로 VAR모형을 구성하였으며, 과잉유동성이 아파트가격에 미친 영향의 분석에서도 경제성장률, 물가, 유동성, 금리, 아파트가격 순서로 모형을 구성하였다.

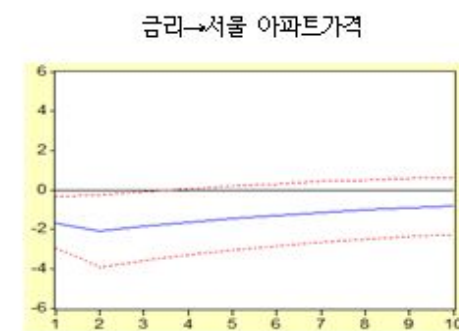
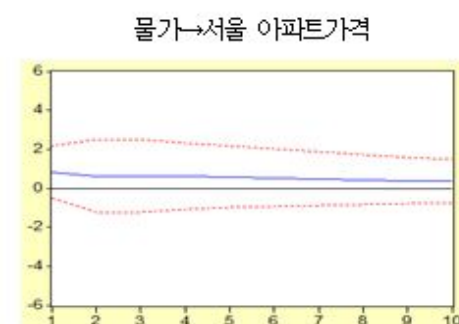
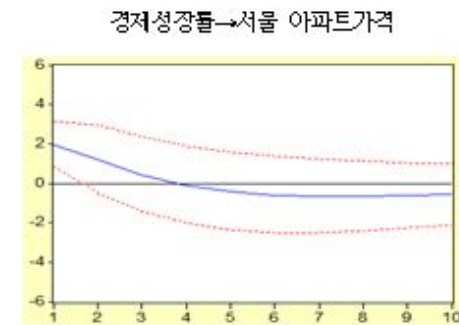
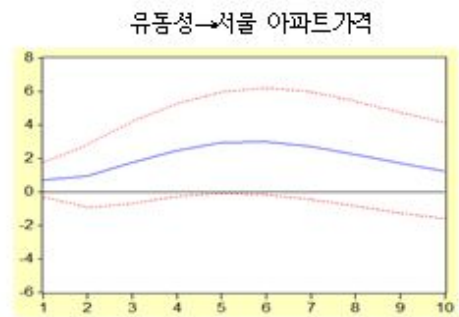
유동성의 충격에 따른 주가의 충격반응분석 결과는 <그림 5>에 제시하였다. 주가는 유동성의 증가에 따른 충격에 3기부터 양(+)의 방향으

15) <표 5>의 *는 5% 유의수준에서 각 정보기준에 의해 선택된 시차를 나타낸다.

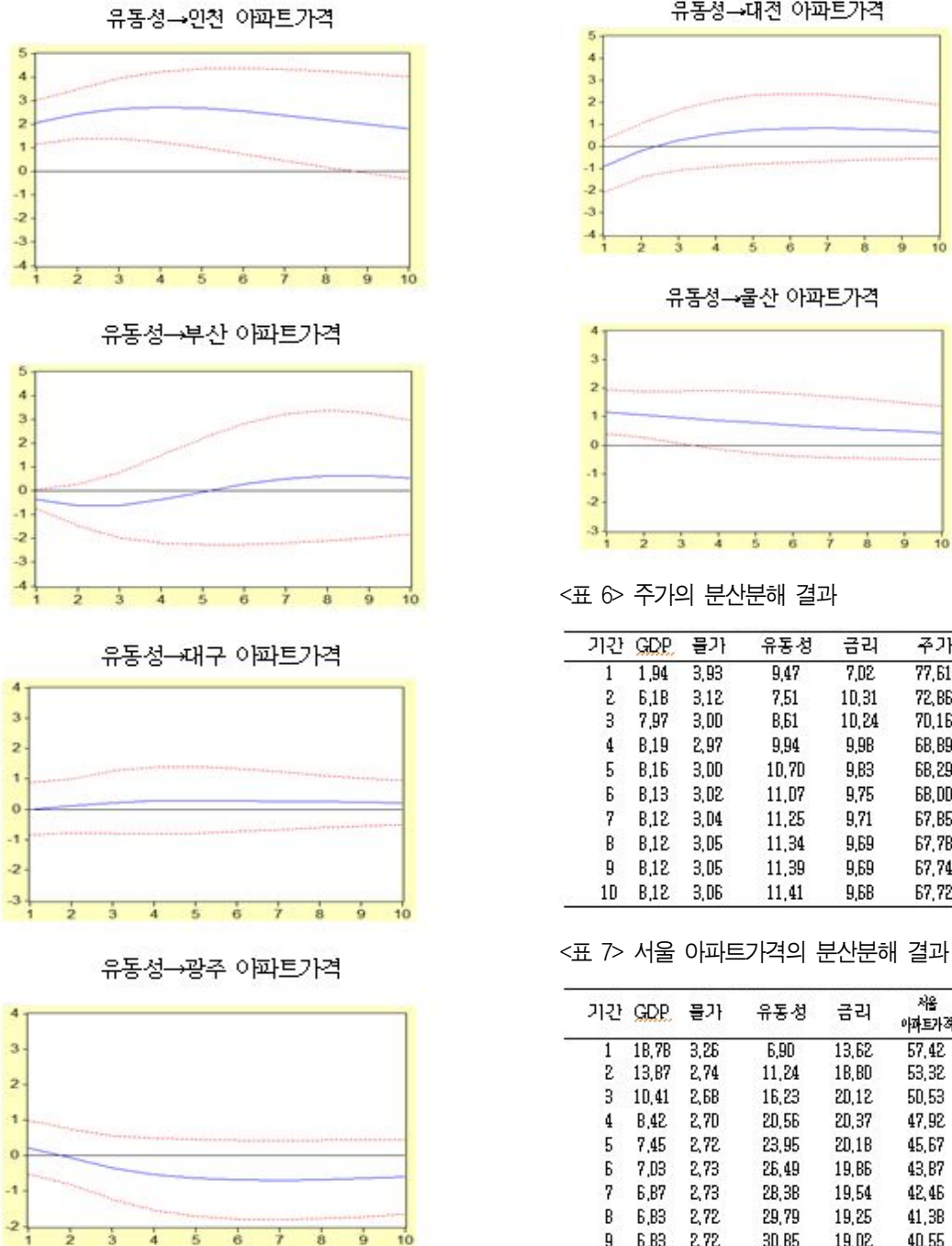
<그림 5> 주가의 충격반응 결과



<그림 6> 서울 아파트가격의 충격반응분석 결과



<그림 7> 지역별 아파트가격의 충격반응분석 결과



<표 6> 주가의 분산분해 결과

기간	GDP	물가	유동성	금리	주가
1	1.94	3.93	9.47	7.02	77.61
2	6.18	3.12	7.51	10.31	72.86
3	7.97	3.00	8.61	10.24	70.16
4	8.19	2.97	9.94	9.98	68.89
5	8.16	3.00	10.70	9.83	68.29
6	8.13	3.02	11.07	9.75	68.00
7	8.12	3.04	11.25	9.71	67.85
8	8.12	3.05	11.34	9.69	67.78
9	8.12	3.05	11.39	9.69	67.74
10	8.12	3.06	11.41	9.68	67.72

<표 7> 서울 아파트가격의 분산분해 결과

기간	GDP	물가	유동성	금리	서울 아파트가격
1	18.78	3.26	6.90	13.62	57.42
2	13.87	2.74	11.24	18.80	53.32
3	10.41	2.68	16.23	20.12	50.53
4	8.42	2.70	20.56	20.37	47.92
5	7.45	2.72	23.95	20.18	45.67
6	7.03	2.73	26.49	19.86	43.87
7	6.87	2.73	28.38	19.54	42.46
8	6.83	2.72	29.79	19.25	41.38
9	6.83	2.72	30.85	19.02	40.55
10	6.85	2.71	31.65	18.84	39.92

로 반응을 보이기 시작해 장기적으로 반응하는 것으로 나타났다. 따라서 유동성의 증가는 장기적으로 주가 상승에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 파악된다. 그리고 금리의 충격에 따른 주가의 반응은 1기부터 4기까지 음(-)으로 나타났다. 이는 금리가 하락할 경우에 즉각적으로 주가의 상승요인으로 작용하지만, 금리가 상승할 경우에는 주가의 하락요인으로 작용하는 것으로 파악된다. 경제성장률이나 물가는 주가에 미치는 영향이 미미한 것으로 나타났다.

그리고 유동성의 충격에 따른 아파트가격의 충격반응분석 결과는 <그림 6>과 <그림 7>에 제시하였다.¹⁶⁾ 먼저 유동성이 서울지역 아파트가격에 미치는 영향은 1기부터 영향을 미치기 시작해 장기적으로 양(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 따라서 유동성의 증가는 서울 아파트가격의 상승을 초래하는 것으로 파악되었다. 경제변수 가운데는 금리가 동 지역의 아파트가격에 가장 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 금리의 충격에 따른 서울 아파트가격의 반응은 음(-)으로 나타났는데, 이는 금리가 하락할 경우에는 서울 아파트가격의 상승요인으로 작용하지만, 반면에 금리의 상승은 서울 아파트가격의 하락요인으로 작용하게 됨을 알 수 있었다. 그리고 인천 아파트가격은 유동성의 충격으로 인해 1기부터 장기적으로 양(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타나 유동성의 증가는 인천지역의 아파트가격에도 긍정적인 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었다.

한편 지방권인 부산, 대구, 광주, 대전, 울산의 아파트가격은 유동성의 충격에 따른 반응이 미미한 것으로 나타났는데, 이 지역들의 아파트가격은 유동성의 충격으로 인한 반응이 제한적인 것으로 파악됨에 따라 유동성은 지방권 아파트가격에 대해서는 크게 영향을 미치지 않는 것을 알 수 있다. 이에 따라 유동성의 충격에 따른 지역별 아파트가격의 반응을 살펴보면 서울 아파트가격과 인천지역의 아파트가격에 대해서는

크게 영향을 미치지 않지만 수도권 이외 지역의 아파트가격은 유동성의 충격에 따른 영향을 크게 받지 않는 것으로 판단된다.

충격반응분석을 실시한 후에 분산분해분석을 하여 충격의 정도를 살펴보았다. <표 6>에 주가의 분산분해분석 결과를 제시하였으며, 그 결과를 보면 주가는 주가 자체의 변동으로 예측오차를 1기에 77.61%에서 10기에는 67.72%로 주가 자체의 설명력이 높은 것으로 나타났다. 경제변수 가운데에는 유동성과 금리가 주가를 10% 내외로 설명하고 있어 다른 경제변수들보다 상대적으로 높은 설명력을 보이는 것으로 나타났다.

그리고 <표 7>에는 서울 아파트가격의 분산분해 결과를 제시하였으며, 그 내용을 살펴보면 서울 아파트가격은 자체의 변동에 의해 40% 이상을 설명하는 것으로 나타났다. 다음으로 서울 아파트가격은 유동성의 충격에 의해 20% 이상을 설명하였으며, 금리에 의해서도 약 20% 정도 반응하는 것으로 나타났다.

따라서 분산분해분석을 통해 알 수 있는 것은 유동성과 금리가 주가와 서울 아파트가격의 변동에 긍정적인 영향을 미친다고 할 수 있다. 그리고 주가와 서울 아파트가격에 미치는 영향의 정도를 비교해 보면 금리에 비해 유동성에 의해 반응하는 정도가 큰 것으로 파악되었다.

IV. 결론 및 시사점

본 연구는 유동성이 경제성장을 반영하면서 그에 맞게 적정수준으로 증가해야 하는데, 경제 규모에 비해 유동성이 많이 증가하는 과잉유동성 현상이 발생하면 주가 및 아파트가격에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 본 연구의 분석결과는 다음과 같다.

16) 유동성이 서울지역의 아파트가격에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 분석되어 물가, 금리, 경제성장률 등의 경제변수에 따른 충격반응의 결과는 서울 아파트가격에 대해서만 제시하였다.

먼저 분석대상의 기간 동안 주가(KOSPI)는 아파트가격보다 높게 상승하였지만, 표준편차도 주가는 아파트가격보다 높게 나타나 주가의 변동성은 아파트가격 보다 큰 것으로 분석되었다. 그리고 유동성과 주가 사이에는 인과관계가 성립하였으며, 유동성의 충격에 따른 주가의 반응도 양(+)으로 나타났는데, 이는 과잉유동성 현상이 발생하면 주가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 판단된다. 또한 금리의 충격에 따른 주가의 반응에서도 음(-)으로 나타나 금리의 하락(상승)은 주가 상승(하락)의 요인으로 작용하는 판단된다. 이렇게 과잉유동성과 금리는 주가에 긍정적인 영향을 미치지만, 그 영향의 정도에 있어서는 과잉유동성이 주가에 더욱 크게 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

그리고 과잉유동성이 각 지역별 아파트가격에 미치는 영향의 분석에서는 서울과 인천 아파트가격에 유의미한 영향을 미치지만, 그 밖의 다른 지역에 대해서는 대체적으로 미미한 영향을 미치는 것으로 나타나 유동성이 각 지역별 아파트가격에 미치는 영향이 다른 것으로 파악되었다. 금리도 서울 아파트가격에 대해서는 금리의 하락(상승)은 아파트가격의 상승(하락)요인으로 작용하는 것으로 분석되었다. 주가의 경우에서와 같이 유동성은 서울의 아파트가격에 대해 금리보다 크

게 영향을 미치는 것으로 파악되었다.

따라서 본 연구에서 과잉유동성은 주가와 서울·인천지역의 아파트가격에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되어 유동성의 증가는 주가뿐만 아니라 서울·인천 아파트가격의 상승요인으로 작용하는 것으로 판단된다. 그리고 금리도 주가와 아파트가격에 긍정적인 영향을 미치지만, 유동성이 금리보다 크게 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 유동성이 각 지역별 아파트가격에 미치는 영향에 있어서는 서울과 인천지역의 아파트가격에 대해서는 비교적 크게 영향을 미치지만, 다른 지역들에 대해서는 그 영향이 미미한 것으로 파악되어 유동성이 각 지역별 아파트가격에 미치는 효과가 상이한 것으로 파악되었다. 또한 과잉유동성은 주가보다도 서울과 인천지역의 아파트가격에 더욱 크게 영향을 미치는 것으로 파악되었다.

본 연구는 위와 같은 분석결과에도 다음의 한계점을 가지고 있다. 주가의 경우에 코스피(KOSPI) 지수를 대상으로 하였지만, 향후에는 코스닥(KOSDAQ) 지수도 포함하여 분석할 필요성이 있으며, 또한 추후 연구에서는 회사채금리를 반영한 분석이 이루어지면 본 연구의 한계점을 해결할 수 있을 것으로 보인다.

參考文獻

- 김리영·서원석, "시기별 거시경제 환경변화에 따른 주택시장의 가격변동성 연구-아파트 매매 및 전세가격을 중심으로-", 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 53집.
- 김지열, "주식시장에 대한 경제주체들의 기대 변화에 관한 연구-외환위기 전후의 통화량 변화의 영향을 중심으로-", 재무관리연구, 한국재무관리학회, 2004, 제21권 제1호.
- 성주환, 윤영식, "GARCH(1,1) 모형을 이용한 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제57집.
- 안민재·김지현, "서울시 아파트 규모 및 구별 시장가격 특성에 관한 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제59집.
- 이항용 외 3인, "통화정책의 실물경제 파급효과에 관한 연구", 한국개발연구원, 2005.
- 임대봉, "주택거래량과 주택가격에 관한 연구-지방세(취득세)가 주택시장에 미치는 영향을 중심으로-", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제58집.
- 윤형모, "통화량의 주가지수 변동에 대한 영향-GARCH에 의한 분석-", 경제연구, 한국경제통상학회, 2005, 23권 제1호.
- 전해정, "글로벌 금융위기 전·후로 거시경제변수와 부동산시장 간의 관계에 대한 연구-동적패널분석을 이용하여-", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제58집.
- 전해정·박 현, "유동성과 주택가격간의 동학적 상관관계분석-글로벌 금융위기 전후를 중심으로-", 부동산연구, 한국부동산연구원, 2012, 22권 제2호.
- 정규일, "자산가격과 유동성간의 관계분석", 한국경제연구 성균관대학교경제연구소, 2006, 17권.
- Andrew C. Harvey, *Time Series Model*, MIT Press. 1993.
- Barbara Roffia and Andrea Zaghini, "Excess Money Growth and Inflation Dynamics", European Central Bank, Working Paper series, 2007, No. 349.
- C. Granger, "Investigating causal relations by economic models and cross spectral methods", *Econometrica* 1969, 37(3).
- Charles Goodhart and Boris Hofmann, *House Prices and the Macro economy: Implications for Banking and Price Stability*, Oxford University Press, 2007.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1979, "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74.
- Meltzer, Allan H. "Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective", *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4).
- Robert Jarrow and Hao Li, 2012, "The Impact of Quantitative Easing on the U.S. Term Structure of Interest Rates", Johnson School Research Paper Series, 2012, #2-2012.