

유동성 관련 변수가 주택가격에 미치는 영향 및 정책적 시사점에 관한 연구

전해정*

요약 : 본 연구의 목적은 유동성 관련 변수가 주택시장에 미치는 영향과 지역별 영향력의 차이를 벡터자기회귀모형을 이용하여 실증분석하고 정책적 시사점을 도출하는데 있다. 2003년 10월부터 2012년 5월까지의 월별 시계열 자료를 사용하여 유동성 관련 변수는 주택담보대출금리, 주택담보대출금, 금융기관유동성, 종합주가지수로 하였고 전국, 서울, 강남, 강북의 아파트 매매가격을 분석대상으로 하였다. 그랜저인과관계 검정결과, 주택담보대출금리와 주택담보대출금이 지역별 매매가격에 강하게 인과관계가 있었다. 이후 충격반응 분석결과, 각 변수 충격에 대해 매매가격은 지역별로 차이는 존재하였으나 매매가격 자체에 가장 크게 지속적인 양(+)의 반응을 보였고 주택담보대출금리는 음(-), 주택담보대출금은 양(+), 금융기관유동성은 양(+), 종합주가지수는 양(+)의 반응을 보였다. 매매가격 충격에 종합주가지수는 음(-)의 반응을 보였다. 유동성의 변화가 주택가격을 상승시킬 수 있고 강남지역이 강북지역에 비해 주택투자적인 요인이 크다는 것을 실증적으로 확인하였다. 정부는 현재의 경제상황을 고려해 저금리 기조를 유지하면서 시장의 유동성이 부동산이 아닌 산업활동으로 투입될 수 있도록 해야하며 지역별로 차별화된 정책을 수립 집행해야 부동산 정책효과를 크게 거둘 수 있을 것이다.

주요어 : 유동성, 주택가격, 그랜저인과관계검정, 충격반응분석

1. 서론

최근 주택시장은 미국발 서브프라임 모기지(subprime mortgage) 사태에 따른 글로벌 금융위기(global financial crisis)의 영향으로 극심한 침체를 경험하고 있으며, 한국을 포함한 주요 선진국에서는 주택, 주식등의 자산가격의 급등락이 빈번히 나타나고 있다.

한국의 주택 시장은 1997년 외환위기로 인해 구조적인 변화를 겪었으며 2001년 이후 지속된 저금

리 기조와 주택담보대출의 확대등으로 인해 서울 강남지역을 중심으로 지속적인 상승세를 이어오다 2008년 글로벌 금융위기 이후 증가세가 둔화되고 있다. 정부 부양책과 빠른 경기회복 등으로 일시적으로 회복되기도 하였으나 주택시장은 여전히 위축되어 있다.

이에 이명박 정부는 글로벌 금융위기를 극복하기 위해 800조에 이르는 유동자금을 시장에 투입하여 과잉유동성 논란에 휩싸여있다. 특히, 유동자금이 산업활동과 고용창출이 아닌 부동산시장으로 유입될 가능성이 큰 상황이다.

* 중앙대학교 도시계획학(부동산) 박사

주택시장과 유동성은 서로 영향을 주고 받으며 밀접한 상관관계가 있다.

일반적으로 자산시장과 유동성과 관련된 이론은 인과관계에 따라 두가지 견해로 나누어진다.

유동성의 변화가 자산가격에 영향을 준다는 통화주의 이론과 자산가격 결정이론이다. 중앙은행이 통화량을 늘리면, 자산가는 늘어난 유동성을 가지고 채권이나 실질자본을 구매한다. 따라서 이자율은 하락하고, 실질자산 가격은 상승한다(Meltzr, Allan H., 1995; 정규일 2006; Lastrapes 2002; 김세완·김은미; 2009).

반대로, 부의 효과와 실질효과 증폭이론(financial accelerator)은 자산가격의 변화가 유동성의 변화로 이어진다는 것이다. 부의 효과이론은 자산가격이 상승하면 부의 증가로 인해 소비가 늘어 경제활동이 활발해지고 따라서 자산가는 차입이 늘어나 유동성이 증가되는 효과가 나타난다. 실질효과 증폭이론은 이자율의 하락이나 경기 과열에 의해 자산가격이 상승할 경우 차입자의 담보가치가 상승하고, 차입의 증가가 경제활동을 활발하게 해, 다시 자산의 가격을 높이는 순환고리를 통해 자산가격이 유동성에 미치는 영향을 설명한다(Hofmann, Boris, 2001; Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist, 1996; 김병화·문소상, 2001; 김경환, 2003).

정부는 주택가격안정화를 위해 직·간접적인 규제의 강화·완화를 통해 지속적으로 주택시장에 개입해 왔다. 최근에 이명박 대통령이 경기활성화를 위해 밤샘회의의 결과 유동성 및 투자심리 완화를 통해 주택경기활성화를 이루고자 총부채상환비율(DTI)규제 완화방향을 밝혔으나 주택시장의 반응은 냉랭하다.¹⁾

현재의 주택시장의 침체는 글로벌 금융시장 불안, 대내·외 경기침체, 투자심리의 위축, 경기회복에 대한 낮은 기대감 등이 복합적으로 작용하여 발생하였지만 정부정책의 불확실성과 정책혼선이 시장의 혼란을 초래하고 있다는 지적도 제기되고

있다.

본 연구에서는 유동성과 주택가격이 서로 어떻게 영향을 주고 받는지와 그 영향력이 지역별로 차이는 존재하는지를 시계열분석 방법론을 이용하여 실증적으로 분석하고자 한다. 이를 통해 유동성과 주택가격과 관련한 정책의 실효성을 계량적으로 파악하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

실증분석을 위해 주택가격은 내용적 범위를 아파트로 선정하고 공간적 범위를 전국, 서울, 강북, 강남으로 나누어 국민은행에서 제공하는 2003년 10월부터 2012년 5월까지의 매매가격지수 자료를 사용하였다. 또한 유동성의 대리변수로는 통화량인 금융기관유동성(LF), 주택담보대출금, 주택담보대출금리, 종합주가지수를 이용해 벡터자기회귀모형(vector auto regressive: VAR)를 구성하였다. 이후 유동성과 주택가격간의 인과관계를 그랜저 인과관계 검정(granger causality test)을 통해 실증분석한다. 공적분 검정(cointegration test)을 통해 변수들간의 장기적인 균형관계가 있음을 확인후에 벡터오차수정모형(vectorerrorcorrection model: VECM)을 구성하여 충격반응분석(impulse responseanalysis)과 분산분해분석(variance decomposition analysis)를 통해 각 변수의 설명력과 영향력을 분석해 정책적인 시사점을 도출하고자 한다.

짧은 시계열의 길이로 인해 유동성과 관련된 변수 중 주택담보대출금, 주택담보대출금리와 관련된 연구들이 거의 없는 실정이다. 이에 본 연구에서는 기존 선행연구에서 사용한 변수외에 주택관련 유동성과 직접적인 관계가 있는 주택담보대출금, 주택담보대출금리를 동시에 사용하여 실증분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 주택가격과 유동성과 관련된 선행연구를 검토하고 제3절에서는 분석모형으로 그랜저인과관계 검정, 공적분검정과 충격반응분석, 분산분해분석에 대

해 살펴본다. 이후 제4절에서는 실증분석에 사용된 자료와 기초통계 그리고 실증결과물을 설명해 주택가격과 유동성간의 상관관계 및 영향력이 지역별로 차이가 존재함을 규명하고 마지막 5절에서는 결론 및 정책적 시사점을 제시한다.

2. 선행연구 고찰

유동성과 부동산가격과의 상관관계에 관한 연구는 많은 학지들에 의해서 이루어져왔다. 대부분의 선행연구는 유동성 관련 변수를 M1, M2, M3, LF, CD금리, 주가지수, 국고채수익율, 회사채수익율등을 이용하여 VAR모형, VECM모형을 이용해 분석하였다.

조주현(1992)은 부동산과 주식간에는 시차를 두고 양(+)과 음(-)의 관계를 반복, 주가와 상업지지가와는 음(-)의 상관관계를, 주거지의 지가와는 높은 양(+)의 상관관계를 보인다고하였다.

김양우 외(1997)은 주가와 지가는 약한 양(+)의 상관성이 있으며, 경기수축기에는 양(+)의 상관성이, 경기확장기에는 음(-)의 상관성이 있다고 하였다.

김병화·문소상(2001)은 민간소비, 소득, 실질이자율, 주가지수, 주택가격지수간에는 공적분 관계가 있으며, 주택가격지수와 소비는 유의한 양(+)의 관계가 있다고 하였다.

정규일(2006)은 Lastrapes(2002)의 동태균형모형을 원용하여 주택가격, 주식가격 및 유동성간의 장단기 관계를 실증적으로 분석하였다. 유동성이 증가하면 주택가격이나 주식가격 등 자산가격은 상승하는 반면에, 주식(주택)가격이 상승하면 주택(주식)가격은 하락하는 것으로 나타났다.

임병진(2007)은 주가와 주택매매가격간에는 상호영향력이 존재하고, 주가의 변화는 주가지체의 내재적 변화가 거의 대부분을 설명하고 있으나 주

택매매가격은 주가의 영향이 확대된다고 하였다. 주가와 주택매매가격간에는 양(+)의 관계가 있다고 하였다.

김봉호(2008)는 실질이자율과 주택 기대가격 및 토지가격과 주택가격의 인과 관계를 회귀분석을 통해 검정한 후 VAR모형을 이용한 충격반응분석 및 분산분해분석을 하였다. 실증분석 결과 주택가격상승이 실질이자율과 주택에 대한 기대가격에 의해 영향을 받았고 토지가격은 주택가격에 큰 영향을 주지 못했다.

김세완·김은미(2009)는 주택매매가격, 주식가격, 가계대출금, 산업생산지수, M1, M2, LF를 변수로 가계대출이 주택가격에 미치는 영향을 VECM모형을 통해 분석한 결과, 가계대출은 주택가격에 단기적으로 양(+)의 영향을 준다고 하였다.

이영수(2010)는 외환위기 이후 주택 매매가격, 전세가격, 이자율간에는 공적분이 존재하며, 전세가격은 주택가격, 이자율과 양(+)의 관계를 보인다고 하였다. 벡터오차수정모형(VECM) 추정결과, 주택가격에 금기 이자율은 양(+)의 영향을 주고, 전기와 전전기의 이자율은 음(-)의 영향을 준다고 하였다.

김중규·정동준(2012)는 전국아파트 가격은 장기적으로 유동성과 양(+)의 관계를 가지며 금리와는 음(-)의 관계를 가진다고 하였다. 또한 도소매업지수와는 음(-)의 관계를 가진다고 하였다. VECM검정에서는 단기적으로 현재의 주택가격 변동률은 과거의 주택가격 변동률 자체 변수들에 의한 영향이 가장 크다고 하였다.

김용순·이경애(2011)는 생산자물가, 국고채수익률, 실질GDP, 종합주가지수가 수도권 주택매매가격과 전세가격에 미치는 영향을 VECM을 이용해 분석하였다. 실증분석결과 주택매매가격은 금융위기이전에는 종합주가지수와 국고채수익률에 영향을 많이 받았으나 금융위기이후에는 전세가격과 매매가격 자체에 영향을 더 많이 받는다고

하였다.

Lastropes(2002)는 미시경제이론에 입각한 동태 균형모형과 VAR모형을 사용하여 실증분석과 이론모형의 결과가 차이가 없다고 하였다. 이자율이 하락하면 주택가격은 상승한다고 하였다.

Davis and Zhu(2004)는 VECM모형을 이용해 OECD 17개국을 분석한 결과 상업용 건축물과 은행대출간에는 높은 양(+)의 상관관계가 있고 상업용 건축물가격이 상승하면 은행대출이 늘어난다 하였다.

본 연구의 차별성은 선행연구를 참조하여 사용한 변수인 금융기관 유동성과 종합주가지수 외에 자료구득의 한계로 인해 많은 연구가 이루어지지 못한 주택관련 유동성과 직접적인 관련이 있는 주택담보대출금과 주택담보대출금리의 월별자료를 동시에 사용해 유동성이 주택가격에 미치는 영향을 실증분석하는데 있다. 또한 주택가격을 전국, 서울, 강남, 강북으로 나누어 지역별로 유동성의 영향력의 어떻게 다르게 나타나는지를 실증분석하는데 있다.

3. 분석모형

VAR모형은 서로 인과관계가 있는 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고, 이들 변수들이 과거 관측치를 설명변수로 구성한 선형 회귀방정식을 통해 시계열의 확률과정(stochastic process)을 추정하는 방법이다.

n 개의 변수 $X_t=(X_{1t}, \dots, X_{nt})'$ 에 대한 VAR(p)모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t=c+\alpha_1X_{t-1}+\alpha_2X_{t-2}+\dots+\alpha_pX_{t-p}+\mu_t \quad (1)$$

여기서 α_i 는 시차변수들(lagged variables)의 ($k \times k$)계수행렬이고 p 는 VAR모형에서의 시차계수(lag

order)이다. μ_t 는 평균이 0이고 분산·공분산행렬이 Ω 인 가우시안(Gaussian) 분포를 하는 오차항으로 서로 상관(correlated)되어 있다고 가정한다.

그랜저인과관계 검정은 확률변수들 사이의 인과관계를 검정하는데 사용된다. 그랜저 검정방법은 X와 Y라는 두 시계열이 안정시계열(stationary time series)일 경우, 둘 간의 어떠한 변수가 원인이 되는지 시계열들 간의 상호 관련성을 확인하기 위한 분석모형이다.

VAR모형 식(1)에서 개별 시계열이 단위근을 가질 경우 아래 식으로 다시 쓸 수 있다.

$$\Delta X_t=\sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_i\Delta X_{t-i}+\Pi X_{t-p}+u_t \quad (2)$$

여기서, $\Gamma_i=-I_k+A_1+\dots+A_i$, $i=1, \dots, p-1$ 이며 $\Pi=I_k-A_1-\dots-A_p$ 이다. $\Delta X_t=X_t-X_{t-1}$ 이며, I_k 는 $k \times k$ 항등행렬(identity matrix)이다. Π 의 위수(rank)가 k 보다 r 작은 X_t 인 경우 변수들 간에는 장기적으로 안정적인 선형결합이 존재하고 이를 공적분 관계라 한다.

공적분 관계가 존재하는 경우 행렬 Π 를 $\alpha\beta'$ 로 분해하면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta X_t=\sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_i\Delta X_{t-i}+\alpha\beta'X_{t-p}+u_t \quad (3)$$

r 개의 선형결합인 $\beta'X_{t-p}$ 항은 시점에서의 불균형 오차를 나타내며 이 불균형오차가 계수 α 에 의해 다음 t 시점의 ΔX_t 에 영향을 미치게 된다. 이와 같은 이유로 ($n \times r$)계수행렬 α 를 오차수정계수(error correction coefficient)라고 부르고 식 (3)을 오차수정모형(error correction model; ECM)이라 부른다.

위 식에서 ΠX_{t-2} 는 공적분 관계를 가지고 있는 정보로 장기균형관계를 나타낸다. 시계열이 공적분을 고려하지 않는다면 $\Pi=0$, 고려한다면 $\Pi=\alpha\beta'$ 로서 $\alpha\beta'Y_{t-2}$ 로 표현된다. 즉, 개별 시계열이 단위근이 존재하는 I(1)이라면 VAR모형은 가성회귀

현상을 가지며 $II X_{t-2}$ 는 0이 된다. 그러나 $II X_{t-2} \sim I(0)$ 이라면 즉, 단위근이 존재하는 시계열의 선형결합이 안정적이라면 변수들 간의 공적분이 존재하는 경우를 오차수정모형(VECM)이라고 한다.²⁾

본 연구에서는 공적분 검정방법은 Johansen 공적분 검정을 이용한다. 이 검정방법은 공적분 관계의 수와 모형의 파라미터들을 최우추정(MLE) 방법에 의존하여 검정하는 방법으로 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며 여러 공적분 관계를 식별해 낼 수 있다.

VAR모형에서 한 변수가 다른 변수에 미치는 영향을 동학적으로 분석하는 방법이 충격반응분석이다. 충격반응분석은 VAR모형의 추정결과를 분석하고 해석하는데 가장 많이 사용하는 방법으로 모형내의 어떤 변수에 대하여 일정한 크기의 충격이 가해질 때 모형의 모든 변수들이 시간의 흐름에 따라서 어떻게 반응하는지 살펴보는 것이다.³⁾ VAR모형 또는 VECM모형의 추정계수를 바탕으로 내생변수의 현재와 미래값에 대한 오차항 중 하나에 대한 1표준편차 충격(one standard deviation shock)의 효과를 추적한다. I번째 변수에 대한 충격은 I번째 변수에 직접적으로 영향을 미친다. 그리고 VAR의 역동적 구조를 통해 모든 내생변수들로 충격이 전달된다.⁴⁾

충격반응분석과 함께 분산분해 분석은 시계열의 동학적 특성을 설명하는 또 다른 방법이다. 그러나 충격반응이 충격에 대해 내생변수의 반응을 시차적으로 나타낸 것인데 반해 분산분해는 충격요인들이 내생변수의 변동에 미치는 상대적 기여도를 나타낸다. 충격반응함수는 VAR모형에 있는 변수들에 대한 내생변수의 충격효과를 추적하는 반면 분산분해는 VAR모형에 있는 내생변수에 대한 성분충격 속에서 내생변수의 변화를 분해하는 것이다.⁵⁾

4. 실증분석

본 연구는 자료의 이용 가능성을 고려해 2003년 10월부터 2012년 5월까지의 다음과 같은 월별자료⁶⁾를 이용하여 실증분석을 하였다. 유동성의 지표로 LF(통화량, 금융기관유동성), HLOAN(주택담보대출금), MR(주택담보대출금리), KOSPI(종합주가지수)를 사용하였고, 주택매매가격지수는 아파트 매매가격지수로 TOTAL(전국), SEOUL(서울), GANGBUK(강북), GANGNAM(강남)을 변수로 사용하였다.

분석시점을 2003년 10월로 설정한 이유는 주택담보대출금 자료가 공시된 최초의 시점이기 때문이고 또한 아파트를 분석대상으로 설정한 이유는 주택 중 아파트는 정부정책에 있어 가장 민감하고 부동산 경기 변동을 가장 잘 반영하고 다른 주택에 비해 장기적인 시계열 수집이 용이하고 아파트 관련 통계는 주택시장의 동향을 파악하는 대표적인 지표이기 때문이다.

표 2의 기초통계분석을 살펴보면, 강남지역이 평균가격지수는 90.99로 가장 높게 나타났으며 강북지역은 표준편차 13.46으로 타지역에 비해 크게 나타났다. 그림 1을 살펴보면 지역별 매매가격지수는 서로 비슷하게 지속적인 상승세를 보이고 있으며 2008년 가격이 하락한 것은 글로벌금융위기

표 1. 자료 설명

변수	통계자료	단위	기간
TOTAL	국민은행	2011.6=100	2003.10 ~2012.5
SEOUL	국민은행	2011.6=100	
GANGBUK	국민은행	2011.6=100	
GANGNAM	국민은행	2011.6=100	
LF	한국은행	단위: 십억원	
HLOAN	한국은행	단위: 십억원	
MR	한국은행	연리 %	
KOSPI	한국은행	1980.1.4=100	

표 2. 기초통계분석

변수	평균값	최소값	최대값	표준편차
TOTAL	86.58	505	39	493
SEOUL	89.82	627	11	365
GANGBUK	88.66	69.46	103.32	13.46
GANGNAM	90.99	68.10	101.94	12.49
LF	1728092	1198490	2357701	357887.6
HLOAN	228700.1	148519	309283.4	47464.37
MR	5,6825	4,62	7,58	0,69
KOSPI	1464,13	746,1	2153,13	405,98

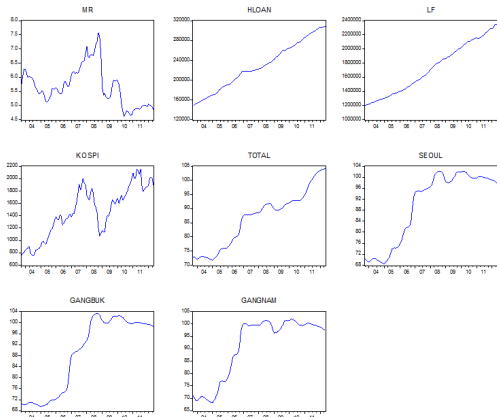


그림 1. 변수 변동추이

로 인한 영향으로 판단된다. 또한 유동성의 지표들도 서로 연관되어 움직이고 있다.

VAR분석을 하기 위해서는 시계열을 안정성(stationary)이 확보되어야 한다. 만약 시계열이 불안정(non-stationary)하면 변수간 상관관계가 없음에도 회귀분석결과 서로 상관관계가 있는걸로 나타나는 가성회귀(supurious regression)의 문제가 발생하기 때문이다.

본 연구에서 이용한 단위근 검정방법(uni-root test)은 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 검정법이다.

표 3의 단위근 검정결과, 원시계열에서는 전부 단위근이 존재하는 그림 1과 같이 불안정한 시계

표 3. 단위근 검정결과

구분	지역	ADF		PP	
		t값	p값	t값	p값
원시계열	TOTAL	-0.30	0.91	0.22	0.97
	SEOUL	-1.71	0.42	-1.42	0.56
	GANGBUK	-1.32	0.61	-1.14	0.69
	GANGNAM	-1.91	0.32	-1.55	0.50
	LF	1.74	0.99	1.80	0.99
	HLOAN	-0.08	0.94	-0.10	0.94
	MR	-1.75	0.40	-1.11	0.70
	KOSPI	-1.66	0.44	-1.63	0.46
	차분시계열	DTOTAL	-5.11***	0.00	-3.26***
DSEOUL		-4.85***	0.00	-3.62***	0.00
DGANGBUK		-5.14***	0.00	-3.06**	0.03
DGANGNAM		-4.29***	0.00	-4.08***	0.00
DLF		-7.38***	0.00	-7.52***	0.00
DHLOAN		-5.88***	0.00	-5.88***	0.00
DMR		-6.50***	0.00	-5.22***	0.00
DKOSPI		-4.48***	0.00	-7.35***	0.00

주: ***, **은 1%, 5% 유의수준에서 유의함.

열로 나타났으며, 로그차분을 취한 결과 그림 2와 같이 대부분의 변수에서 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 나타났다.

분석을 하기 앞서 적정시차(time lag)를 결정하여야 한다. 적정시차는 최대시차를 5로 설정한 후 각 차수별로 AIC(Akaike's Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion)를 설정하여 이들 값이 최소가 되는 시차를 구하였다. 모든지역에서 SC 기준 1차로 정하였다.

시계열이 단위근을 갖고 있는 것으로 판정될 경우 차분을 통해 안정적 시계열 자료로 전환한 이후 VAR모형을 통하여 분석을 할 수 있다. 시계열을 차분함으로써 원시계열 자료가 가지고 있는 장기적인 변화 내용에 관한 정보는 전부 유실될 수 있다. 개별적인 변수들이 불안정하더라도 선형결합이 안정적인 특징을 가질 때, 이들 회귀모형은

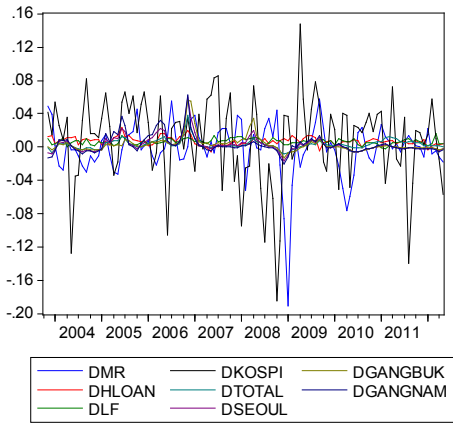


그림 2. 차분 시계열 안정성

공적분 관계에 있다고 한다. 즉, 시계열 자료가 단위근을 갖지만 그들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재할 경우 공적분 관계에 있다고 한다. 따라서 시계열이 단위근을 가질 경우 공적분 검정을 통해 변수들이 장기적인 균형관계를 가지고 있는지를 분석할 필요가 있다. 공적분의 유무 판단을 위해 본 논문에서는 Johansen 검정 방법을 사용하였다.

표 4의 공적분 검정결과, 모든 지역에서 변수들 간에 장기적인 균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 벡터오차수정모형(VECM)을 구성해 충격반응과 분산분해분석을 한다.

지역별 유동성과 주택매매가격간의 인과관계를

분석하기 위해 그랜저 인과관계 검정을 사용하였다.

Simon, Herbert(1968)와 Granger(1969)는 선형성의 개념을 이용하여 경제변수간의 인과관계를 정의하였는데 Granger의 정의에 의하면 Y를 예측할 때 Y의 과거 값과 함께 X의 과거 값도 함께 사용하는 것이 Y의 과거 값만으로 예측하는 것보다 정확하며 X에서 Y로의 인과방향이 존재한다고 본다. 그러나 이용만·이상한(2004)은 시간상의 선후관계가 인과관계를 보여주는 것이 아니라고 하였고 충격반응분석과 같은 추가 분석이 요구된다고 하였다.

표 5의 그랜저 인과관계 검정결과를 살펴보면, 주택담보대출금리는 전국과 서울매매가격에 시차 1, 2, 3, 4, 5에서 인과관계가 있는 것으로 나타났으며 강북과 강남의 매매가격은 시차 1, 2, 3인과 관계가 있는 것으로 나타났다.

주택담보대출금은 전국매매가격에 시차2, 3, 4, 5에 서울매매가격은 시차 2, 5에 강북매매가격은 시차 2, 4, 5에 강남매매가격은 시차 1, 2, 5에 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 금융기관유동성은 전국매매가격과 강남매매가격에는 인과관계가 없으며, 서울매매가격에 시차1에 강북매매가격은 시차 1, 2에 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

대부분의 지역에서 유동성의 변화가 자산가격에 영향을 준다는 통화주의, 자산가격결정이론이 적용되고 있는 것으로 나타났다.

표 4. 공적분검정 결과

구분	TOTAL		SEOUL		GANGBUK		GANGNAM	
	t값	p값	t값	p값	t값	p값	t값	p값
r=0	71.20**	0.03	80.86***	0.00	72.81**	0.02	83.86***	0.00
r≤1	43.20	0.12	51.56**	0.02	44.15	0.10	49.45**	0.03
r≤2	20.89	0.36	26.74	0.10	26.03	0.12	26.38	0.11
r≤3	10.23	0.26	10.40	0.25	10.26	0.26	10.59	0.23
r≤4	0.30	0.58	0.01	0.89	0.32	0.56	0.10	0.74

주: ***, ** 은 1%, 5% 유의수준에서 유의함.

표 5. 그랜저인과관계검정 결과

Null Hypothesis:	시차 1	시차 2	시차 3	시차 4	시차 5	Null Hypothesis:	시차 1	시차 2	시차 3	시차 4	시차 5
	F값	F값	F값	F값	F값		F값	F값	F값	F값	F값
DHLOAN ⇌ DMR	5.3	1.52	1.14	1.02	0.96	DSEOUL ⇌ DMR	3.1	0.67	1.51	1.04	1.51
DMR ⇌ DHLOAN	7.57	5.53	3.28	2.35	2.39	DMR ⇌ DSEOUL	8.35	3.88	2.67	2.16	1.94
DLF ⇌ DMR	2.35	1.53	1.13	0.93	1.2	DSEOUL ⇌ DHLOAN	0.12	0.07	0.25	0.75	0.63
DMR ⇌ DLF	0	0.45	0.18	0.36	0.51	DHLOAN ⇌ DSEOUL	1.51	3.3	1.89	1.64	2.41
DKOSPI ⇌ DMR	0.16	0.23	1.19	0.97	0.9	DSEOUL ⇌ DLF	0.05	0.17	0.28	0.66	0.57
DMR ⇌ DKOSPI	1.44	3.2	4.09	3.08	2.74	DLF ⇌ DSEOUL	4.39	2.27	1.63	1.21	1.23
DLF ⇌ DHLOAN	0.79	0.93	0.88	0.84	0.73	DGANGBUK ⇌ DKOSPI	0.45	0.42	0.4	0.29	0.42
DHLOAN ⇌ DLF	0.88	0.48	0.27	0.9	0.93	DKOSPI ⇌ DGANGBUK	0.78	0.06	0.08	0.17	0.38
DKOSPI ⇌ DHLOAN	0.7	0.47	0.35	0.67	0.68	DGANGBUK ⇌ DMR	1.7	0.21	1.56	1.17	1.04
DHLOAN ⇌ DKOSPI	0.23	0.07	0.23	0.41	0.36	DMR ⇌ DGANGBUK	6.28	3.4	2.39	1.97	1.79
DKOSPI ⇌ DLF	0	0.5	0.4	0.24	1.39	DGANGBUK ⇌ DHLOAN	1.34	0.18	0.71	0.84	0.67
DLF ⇌ DKOSPI	0.78	1.73	1.32	1.02	0.76	DHLOAN ⇌ DGANGBUK	0.12	3.28	1.95	3.29	2.86
DTOTAL ⇌ DKOSPI	1.46	0.73	0.59	0.46	0.62	DGANGBUK ⇌ DLF	1.43	1.3	0.87	1.37	1.27
DKOSPI ⇌ DTOTAL	2.26	0.54	0.39	0.52	0.54	DLF ⇌ DGANGBUK	4.23	2.55	1.37	0.98	1.21
DTOTAL ⇌ DMR	1.71	0.39	0.87	0.62	0.88	DGANGNAM ⇌ DKOSPI	0.35	0.15	0.18	0.16	0.59
DMR ⇌ DTOTAL	7.93	4.09	2.64	2.14	1.93	DKOSPI ⇌ DGANGNAM	1.39	0.66	0.69	0.56	0.47
DTOTAL ⇌ DHLOAN	0	0.04	0.1	0.66	0.48	DGANGNAM ⇌ DMR	3.34	1.09	1.14	0.95	1.45
DHLOAN ⇌ DTOTAL	1.29	5.24	2.93	2.76	3.26	DMR ⇌ DGANGNAM	7.67	3.41	2.32	1.79	1.55
DTOTAL ⇌ DLF	1.25	0.98	0.97	0.78	0.55	DGANGNAM ⇌ DHLOAN	0.01	0.06	0.13	0.63	0.57
DLF ⇌ DTOTAL	0.86	1.18	0.92	0.9	0.81	DHLOAN ⇌ DGANGNAM	4.33	3.64	2.11	1.66	2.34
DSEOUL ⇌ DKOSPI	0.48	0.32	0.28	0.22	0.57	DGANGNAM ⇌ DLF	3.13	1.53	1.33	1.03	0.88
DKOSPI ⇌ DSEOUL	1.16	0.28	0.31	0.33	0.33	DLF ⇌ DGANGNAM	0.97	1.18	0.84	0.94	0.8

주: 진하고 기울인 글씨는 유의수준 10% 이내임.

종합주가지수는 모든지역에서 매매가격에 인과 관계가 없는 것으로 나타났다.

유동성 관련 변수간 인과관계를 살펴보면, 주택 담보대출금리와 주택담보대출금은 양방향의 인과 관계가 있으나 주택담보대출금리가 주택담보대출 금에 더 강하게 인과관계하고 있으며 주택담보대출금리는 종합주가지수에 시차 2, 3, 4, 5에 인과 관계가 있는 것으로 나타났다.

VAR모형은 결과의 왜곡방지를 위해서 변수의

배열순서⁷⁾(ordering)가 중요하다. 그랜저 인과관계의 결과를 바탕으로 변수의 배열순서를 외생성(exogeneity)이 큰 순서인 주택담보대출금리, 주택 담보대출금, 금융기관 유동성, 종합주가지수, 산업생산지수, 매매가격지수 순으로 정하였다.

변수들간의 동화적인 상관관계를 살펴보기 위해 충격반응과 분산분해 분석을 실시하였다. 충격 반응함수는 모형에 포함되어 있는 변수들에 대한 충격이 얼마나 크고 오래 지속되는 지를 보여주

고, 분산분해분석은 내생변수의 변동을 그 자신과 다른 내생변수들이 얼마나 잘 설명하지를 보여준다.⁸⁾

그림 3의 충격반응 결과를 살펴보면, 첫째, 주택담보대출금리 1단위 충격에 대해 전국을 제외한 모든 지역의 매매가격은 지속적인 음(-)의 반응을 보이고 있다. 특히, 강남지역은 초기에 다른 지역에 비해 반응의 정도가 크고 강하게 나타났고 이 지역은 다른 지역에 비해 실주거 목적보다는 주택 투기적인 성격이 크기 때문에 초기에 금리에 민감하게 반응한다 생각된다. 정부가 주택가격을 안정화 시키기 위해서 주택담보대출금리를 정책수단을 사용할시 유용한 수단이 될 수 있음을 보여주고 있으며 특히 강남지역의 경우는 더욱 유용하다는 것을 실증적으로 어느정도 보여주고 있다고 판단된다. 박헌수·안지아(2009), 김중규·정동준(2012)도 시중금리와 주택가격은 음(-)의 관계가 있다고 하였다.

둘째, 주택담보대출금 1단위 충격에 대해 모든 지역에서 지속적인 양(+)의 반응을 보이고 있다. 주택담보대출금 즉 시중에 주택관련 유동성이 늘어나면 주택가격이 지속적으로 오를 수 있다는 것이다. 풍부한 유동성을 바탕으로 전세에 거주하고 있는 사람이 주택금융을 이용해서 자가주택을 구매할 수 있고 기주택보유자가 금융레버리지 효과를 이용해 추가로 주택을 구매할 수도 있다. 이렇게 되면 경험적으로도 알 수 있듯이 유동성의 증가는 주택가격의 상승 그로 인한 유동성의 증가로 주택가격은 지속적으로 상승할 수 있다. 또한 최근 2008년 글로벌 금융위기에서 볼 수 있듯이 실물경기가 주택가격 상승분을 따라 가지 못 할 때는 경제적 위기로 오고 이는 주택시장에 그치는 것이 아니라 전세계적으로 치명타를 준다는 것을 경험하였다. 정부가 2003년 이후 강력히 규제해 온 주택금융책인 LTV, DTI가 주택가격 안정화에 어느정도 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 것을 실증분석 결과를 바탕으로 유추해 볼 수 있다.

김세완·김은미(2009), 전해정·박헌수(2012)도 주택담보대출금이 주택가격에 양(+)의 영향력을 크게 나타낸다 하였다.

셋째, 금융기관 유동성 1단위 충격에 모든 지역에서 양(+)의 반응을 보이고 있다. 앞선 결과와 마찬가지로 유동성이 주택가격에 미치는 영향을 알 수가 있다. 김태경(2009)은 협의의 통화인 M1과 금리기준의 유동성의 갭이 주택매매가격에 영향을 준다고 하였다.

넷째, 종합주가지수 1단위 충격에 전국을 제외한 모든 지역에서 양(+)의 반응을 보이고 있다. 반면 지역별 매매가격 1단위 충격에 대해서는 종합주가지수는 음(-)의 반응을 보이고 있다. 이는 종합주가지수의 상승으로 인한 시중의 풍부한 유동성은 주택가격을 올릴 수 있으나 반대로 주택가격이 오르는 것이 종합주가지수를 올릴 수 없다는 것을 의미한다. 정규일(2006)은 주식가격과 주택가격은 음(-)의 관계가 있다고 하였다. 즉 실물경기의 활성화가 주택가격을 상승을 시킬 수 있지만 주택가격 상승으로 인한 실물경기 회복은 어려운 측면이 있다는 것이다. 글로벌 금융위기 또한 이에 해당한다고 할 수가 있다. 최근에 발표한 2012. 5. 10 대책⁹⁾은 부동산시장 특히 주택경기활성화를 통해 실물경기를 부양하고자하는 정부의 정책적인 의도가 있지만 한계가 있을 것으로 판단된다.

다섯째, 매매가격 자체의 충격에 매매가격이 가장 크게 양(+)의 반응을 보이고 있다. 이는 주택가격이 상승하면 또 오를 것이라는 기대감과 시장의 분위기로 주택가격이 지속적으로 상승하게 되는 순환고리에 대한 실증적인 설명을 해 준다. 정부는 주택가격을 안정화 시키기 위해서는 매매가격 자체를 안정화 시킬 수 있는 다양한 방법을 강구해야 한다.

표 6의 분산분해 결과를 살펴보면, 주택매매 가격변동은 매매가격 자체의 설명력이 가장 크게 나타났다. 강남의 경우는 단기 88.76%, 장기 90.54%이고 강북은 단기 87.93%, 장기 74.65%로

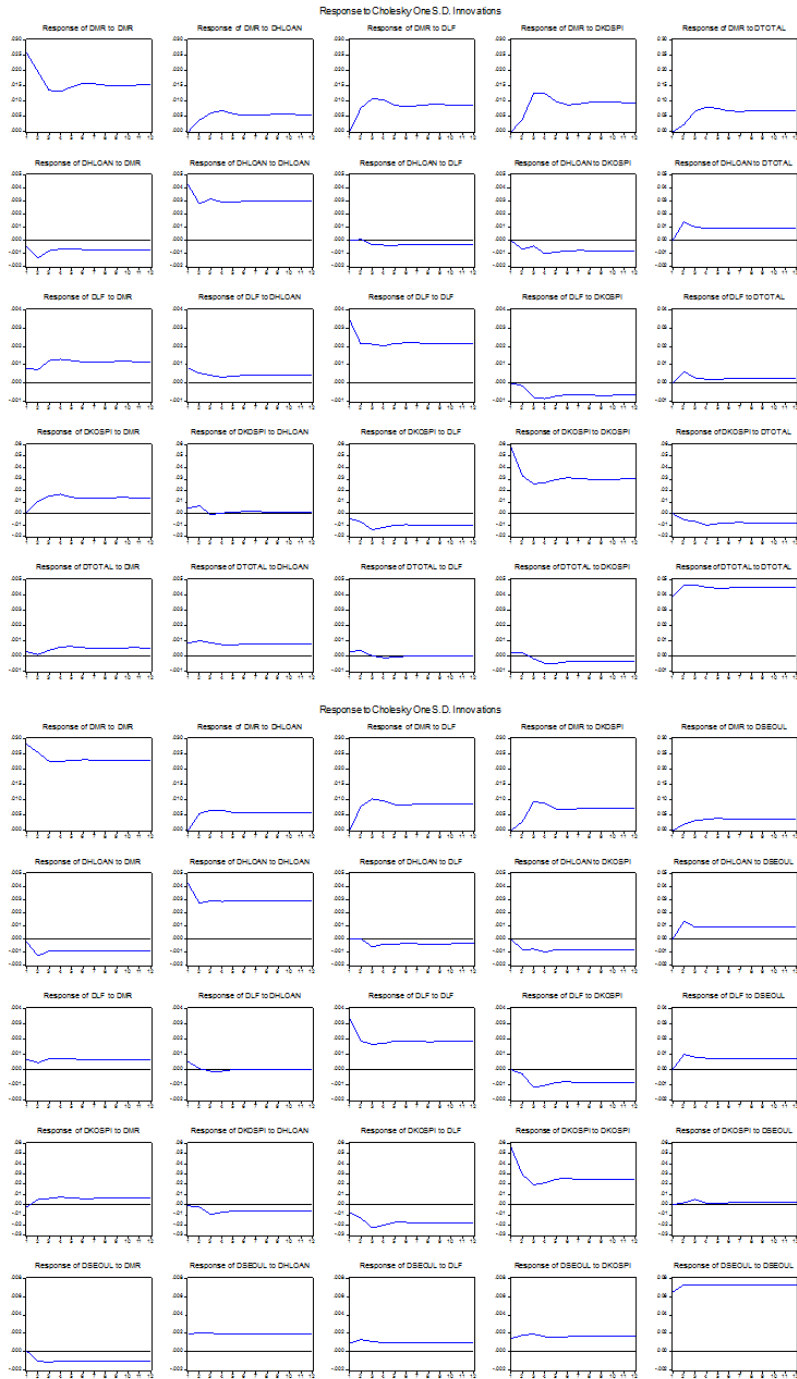


그림 3. 충격반응분석 결과(계속)

주: 上下 전국, 서울 順

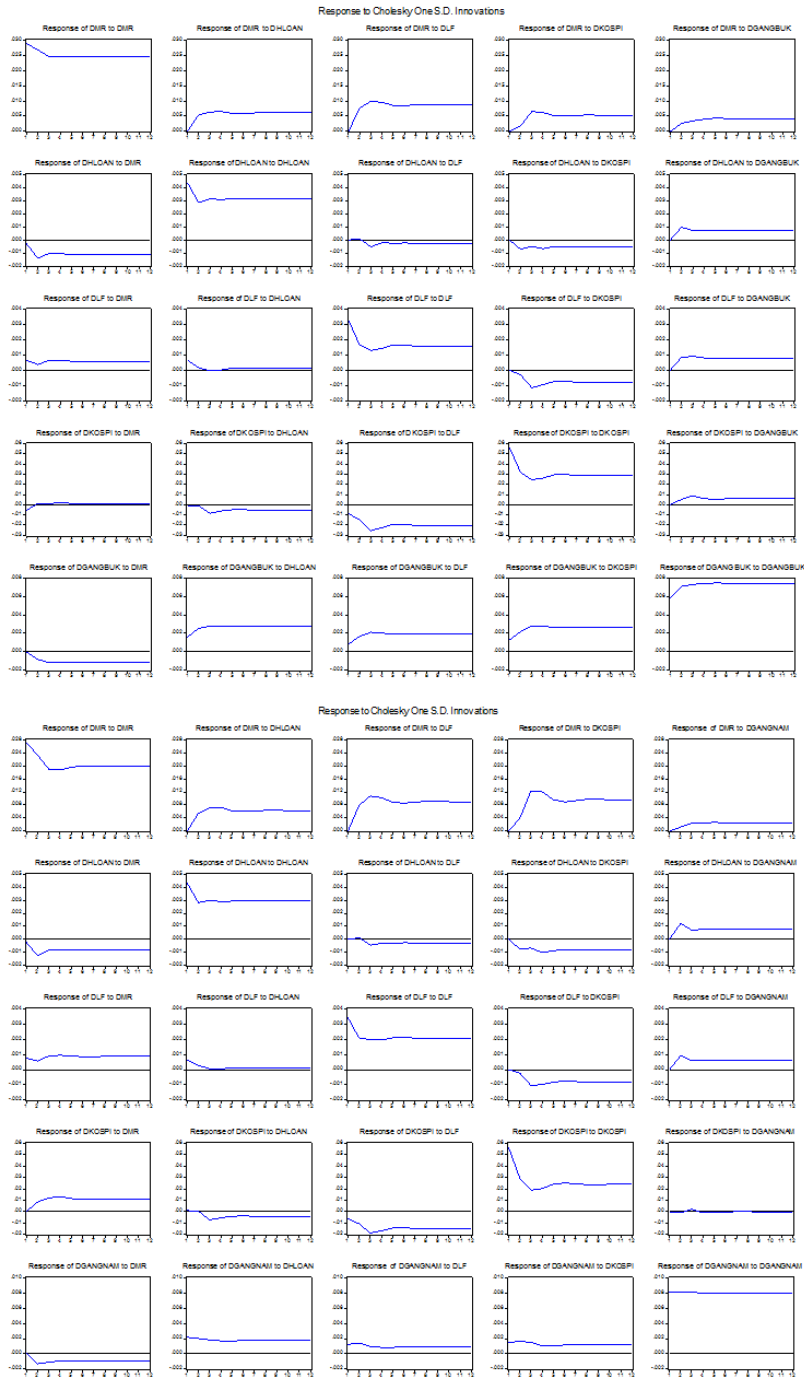


그림 3. 충격반응분석 결과

주: 上下 강북, 강남 순

표 6. 지역별 매매가격 분산분해분석 결과

지역	기간	DMR	DHLOAN	DLF	DKOSPI	매매가격
TOTAL	단기	0.49	4.29	0.52	0.19	94.49
	장기	1.15	3.08	0.09	0.57	95.08
SEOUL	단기	0.01	7.14	1.75	4.17	86.90
	장기	1.62	6.25	1.72	4.55	85.83
GANGBUK	단기	0.005	6.26	1.66	3.94	87.93
	장기	1.81	9.68	4.77	9.06	74.65
GANGNAM	단기	0.02	6.41	1.82	2.97	88.76
	장기	1.22	4.60	1.39	2.23	90.54

주: 단기(1기), 장기(12기)

강남이 강북보다 매매가격 변동이 차지하는 비중이 크고 단기에서 장기로 가면서 매매가격의 영향력이 더 커지는 것을 알 수 있었다.

유동성관련 변수의 설명력은 주택담보대출금 변동이 강남은 단기 6.41%, 장기 4.60%, 강북은 단기 6.26%, 장기 9.68%로 초기에는 강남지역이 주택담보대출금의 영향을 많이 받지만 장기로 가면서 강북지역이 영향을 좀 더 받는 것으로 나타났다. 주택담보대출금리 변동은 모든 지역에서 단기에서 장기로 가면서 증가하고 있으며 강남지역은 단기에 강북지역에 비해 큰 설명력을 나타내고 있다. 금융기관 유동성의 변동은 단기에 강남지역이 설명력이 가장 크게 나타났으며 장기로 가면서 강북지역의 설명력이 가장 크게 증가하였다.

분산분해 결과를 종합해보면, 강남지역 매매가격 설명력이 강북지역보다 모든기간에서 크고 단기에서 장기로 가면서 증가를 한 반면 유동성 관련 변수는 강남지역이 단기에는 강북지역보다 크게 나타났지만 장기로 가면서 강북지역에서의 설명력이 더 크게 나타났다.

이는 앞선 충격반응 결과와 동일하며 상기의 결과로 유추해 보건데 강남지역이 강북지역에 비해 주택 투자에 대한 요소가 강하고 강북지역은 실거주 목적이 크기 때문인 것으로 판단되어 진다.

5. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 주택가격과 유동성간의 상관관계를 시계열분석방법론을 사용하여 실증분석하였다. 주택가격은 전국, 서울, 강북, 강남의 아파트 매매가격지수로 하였고 유동성은 통화량인 금융기관 유동성(LF), 주택담보대출금, 주택담보대출금리, 종합주가지수로 설정하여 2003년 10월부터 2012년 5월까지의 월간자료를 사용하였다.

단위근 검정결과, 원시계열에서는 전부 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 나타났으며, 로그차분을 취한 결과 대부분의 변수에서 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 걸로 나타났다. 공적분 검정결과, 모든 지역에서 변수들간에 장기적인 균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 적정시차는 SC기준 1차로 정하였다.

그랜저 인과관계의 결과를 바탕으로 변수의 배열순서를 외생성(exogeneity)이 큰 순서인 주택담보대출금리, 주택담보대출금, 금융기관 유동성, 종합주가지수, 매매가격지수 순으로 정하였다.

충격반응 결과를 살펴보면, 첫째, 주택담보대출금리 1단위 충격에 대해 대부분 지역의 매매가격은 지속적인 음(-)의 반응을 보이고 있다. 특히 강남지역은 다른 지역에 비해 초기 반응의 정도가

크고 강하게 나타났고 이 지역은 다른 지역에 비해 실주거 목적보다는 주택투기적인 성격이 크기 때문에 초기 금리에 민감하게 반응한다 생각된다. 정부가 주택가격을 안정화 시키기 위해서 주택담보대출금리를 정책수단을 사용할시 유용한 수단이 될 수 있음을 보여주고 있으며 특히 강남지역의 경우는 더욱 유용하다는 것을 실증적으로 어느 정도 보여주고 있다고 판단된다.

둘째, 주택담보대출금 1단위 충격에 대해 모든 지역에서 지속적인 양(+)의 반응을 보이고 있다. 주택담보대출금이 늘어나면 유동성의 증가로 인해 주택가격이 지속적으로 오를 수 있다는 것이다. 2003년 이후 정부가 강력히 규제해 온 주택금융정책인 LTV, DTI가 주택가격 안정화에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 것을 실증분석 결과를 바탕으로 유추해 볼 수 있다.

셋째, 금융기관 유동성 1단위 충격에 모든지역에서 양(+)의 반응을 보이고 있다. 앞선 결과와 마찬가지로 유동성이 주택가격에 미치는 영향을 알 수가 있다.

넷째, 종합주가지수 1단위 충격에 대부분 지역에서 양(+)의 반응을 보이고 있다. 반면 지역별 매매가격 1단위 충격에 대해서는 종합주가지수는 음(-)의 반응을 보이고 있다. 종합주가지수의 상승으로 인한 시중의 풍부한 유동성은 주택가격을 올릴 수 있으나 반대로 주택가격이 오르는 것이 종합주가지수를 올릴 수 없다는 것을 의미한다. 실물경기의 활성화가 주택가격을 상승을 시킬 수 있지만 주택가격 상승으로 인한 실물경기 회복은 어려운 측면이 있다는 것이다. 글로벌 금융위기 또한 이에 해당한다고 할 수가 있다. 최근에 발표한 2012. 5. 10 대책¹⁰⁾은 부동산시장 특히 주택경기활성화를 통해 실물경기를 부양하고자하는 정부의 정책적인 의도가 있지만 한계가 있을 것으로 판단된다.

다섯째, 매매가격 자체의 충격에 매매가격이 가장 크게 양(+)의 반응을 보이고 있다. 이는 주택가

격이 상승하면 또 오를 것이라는 기대감과 시장의 분위기로 주택가격이 지속적으로 상승하게 되는 순환고리에 대한 실증적인 설명을 해 준다. 정부는 주택가격을 안정화 시키기 위해서는 매매가격 자체를 안정화 시킬수 있는 다양한 방법을 강구해야 한다.

분산분해 결과를 살펴보면, 주택매매가격변동은 매매가격 자체의 설명력이 가장 크게 나타났고 강남지역은 강북지역보다 장·단기에서 모두 크게 나타났다. 유동성관련 변수의 설명력은 주택담보대출금 변동이 강남은 단기 6.41%, 장기 4.60%, 강북은 단기 6.26%, 장기 9.68%로 초기에는 강남지역이 장기로 가면서 강북지역이 영향을 좀 더 받는 것으로 나타났다. 주택담보대출금리 변동은 강남지역은 단기에 강북지역에 비해 큰 설명력을 나타내고 있다. 금융기관 유동성의 변동은 단기에 강남지역이 설명력이 가장 크게 나타났으며 장기로 가면서 강북지역의 설명력이 가장 크게 증가하였다.

유동성 관련 변수는 강남지역이 단기에는 강북지역보다 크게 나타났지만 장기로 가면서 강북지역에서의 설명력이 더 크게 나타났다.

이는 충격반응 결과와 동일하며 강남지역이 강북지역에 비해 주택 투자에 대한 요소가 강하고 강북지역은 실거주 목적이 크기 때문인 것으로 판단되어 진다.

실증분석결과를 바탕으로 정책적 시사점을 도출해 보면 다음과 같다.

첫째, 유동성의 증가는 주택가격을 급등하게 만들 수 있기 때문에 주택시장 침체에 과잉유동성이 공급될 경우 가격이 급변할 수 있는 가능성에 초점을 맞추고 정책을 수립해야한다. 현재의 상황은 실물경제 부문에서 경기회복이 더디고, 기업의 투자와 고용의 증가가 이루어지지 않고 있다. 이러한 상황에서 주택시장에 대한 견제를 위해 금리를 인상시켜 유동성을 축소시키는 것은 문제가 있다. 현재는 경기회복을 추구하고자 하는 향후 발생할

수 있는 주택시장의 불안에 대처하기 위해서는 저금리구조를 통해 기존의 유동성을 유지하면서 부동산 부문이 아닌 산업활동과 고용의 증가를 위한 분야에 유동성이 투입될 수 있도록 해야한다.

둘째, 유동성 증가에 따른 주택가격 급등을 막고 서민주거안정화를 실현할 수 있는 방법은 공공에서 건설하는 주택의 분양가를 현단계 보다 낮추는 일이다. 현실적으로 저렴한 토지 공급이 어려운 상황에서 한계가 있지만 향후 분양가 자율화시 현재의 공공주택 분양가로는 민간분양사들이 공급가가 높아질 수 있기 때문이다.

셋째, 지역별로 차별화된 정책이 수립 집행되어야 한다. 지역별로 변수가 가지는 영향력과 설명력의 차이가 존재함을 실증적으로 확인하였다. 같은 정책이라도 지역별로 반응이 다르게 나타날 수 있기 때문에 반드시 지역적인 특성을 고려한 정책을 수립해야 정책적인 효과를 더 크게 거둘 수가 있다.

본 연구의 결과 주택가격과 유동성간의 상관관계에 대한 이해를 높일 수 있을 것이다. 이후 주택담보대출 시계열자료가 좀 더 축척되고 지역별 유동성 관련 거시경제 자료와 실거래가격지수가 공개되면 좀 더 체계적인 분석이 가능할 것이다. 이는 추후 연구 과제로 남긴다.

주

- 1) 2012.7.27일 부동산정보업체 부동산써브가 7월 4주 수도권 매매가변동률을 조사한 결과 서울은 -0.07%, 신도시는 -0.02%를 기록했다.
- 2) 박현수, 2012, “소득불균형, 성장, 인적자본과의 동학적 분석에 관한 연구”, 지역연구 28(1), p. 101.
- 3) 송일호·정우수, 2002, 계량경제실증분석, 삼영사, p. 296.
- 4) 이홍재·박재석·송동진·임경원, 2007, 금융경제 시계열 분석, 경문사, p. 495.
- 5) 이홍재·박재석·송동진·임경원, 2007, 금융경제 시계열

분석, 경문사, pp.499-500.

- 6) 이준용·손재용(2009)는 월별자료를 분기별 자료로 변환하면서 발생하는 자료축소로 인한 정보손실, 정보손실에 의한 인과관계 오류, 분기자료 생성기준의 불일치로 인해 최종 모형 선정, 변수투입의 오류가 있을수 있다고 하였다. 또한 분기별 모형이 설명하지 못하는 거시경제변수와 의 관계를 월별 모형을 통해 분석할 수 있으며, 월별 모형이 분기별 모형보다 월등히 높은 설명력을 나타낸다고 하였다.
- 7) VAR모형은 내생변수의 배열순서에 따라 분석결과가 예민하게 변화하고, 상이한 충격반응분석 결과가 도출된다는 중대한 결점이 있다. 전통적인 VAR모형에서는 변수의 배열순서는 그 외생성의 정도에 따른다.
- 8) 김용순·이경애(2011), 금융위기 이후의 수도권 주택매매 및 전세가격 결정요인 변화 분석, 한국주택학회 정기학술대회
- 9) 5.10 부동산 활성화 대책의 주요내용은 강남3구 투기지역 및 주택신고지역 해제, 주택의 단기 양도세율 완화, 일시적 2주택 기간연장, 1세대 1주택 보유기간 완화, 재건축 용적율 인센티브 확대등의 내용이다.
- 10) 5.10 부동산 활성화 대책의 주요내용은 강남3구 투기지역 및 주택신고지역 해제, 주택의 단기 양도세율 완화, 일시적 2주택 기간연장, 1세대 1주택 보유기간 완화, 재건축 용적율 인센티브 확대등의 내용이다.

참고문헌

- 김병화·문소상, 2001, 주가와 소비의 관계분석, 경제분석 7(1), 한국은행.
- 김양우·장동구·이금희, 1997, 우리나라의 거시계량경제 모형, 경제분석 3(2).
- 김용순·이경애, 2011, “금융위기 이후의 수도권 주택매매 및 전세가격 결정요인 변화 분석”, 한국주택학회 정기학술대회.
- 김세완·박기정, 2006, “VAR 모형을 이용한 부동산가격 결정요인의 상대적 효과에 대한 연구”, 한국경제학보 13(2), pp.171-198.
- 김중규·정동준, 2012, 유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석, 주택연구 20(1), pp.105-125.

- 김태경, 2009, “주택시장 유동성 증가에 따른 주택정책방향에 관한 연구”, 경기개발연구원.
- 박현수, 2012, “소득불균형, 성장, 인적자본과의 동학적 분석에 관한 연구”, 지역연구 28(1), pp.97-113.
- 박현수·안지아, 2009, “VAR모형을 이용한 부동산 가격 변동요인에 관한 연구”, 부동산연구 19(1), pp.27-49.
- 송일호·정우수, 2002, 계량경제실증분석, 삼영사.
- 이영수, 2010, “주택가격과 전세가격: VECM 분석”, 부동산학연구 16(4), pp.21-32.
- 이용만·이상한, 2004, “강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?”, 국토계획 39(1), pp.73-91.
- 이상준·임택호, 2010, “자산시장 관련 변수가 주택가격에 미치는 영향: 전세-매매가격비율을 중심으로-”, 주택연구 18(3), pp.5-27.
- 이준용·손재영, 2009, “벡터시계열모형을 이요한 서울시 주택시장 분석”, 한국부동산학회 추계학술대회.
- 이홍재·박재석·송동진·임경원, 2007, 금융경제 시계열 분석, 경문사.
- 임병진, 2007, 주가와 부동산의 관계에 관한 실증적 연구. 대한경영학회 학술연구발표대회.
- 전해정·박현수, 2012, “주택시장과 거시경제변수 요인들간의 동태적 상관관계 분석”, 주택연구 18(3), pp.5-27.
- 정규일, 2006, 자산가격과 유동성간의 관계분석, 한국은행 금융경제연구원.
- 조주현, 1992, 부동산 경기주기와 변동요인, 토지연구.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist, 1996, The Financial Accelerator and the Fight to Quality, The Review of Economics and Statistics, 78(1), pp.1-15.
- Davis, E. Philip and Haibin Zhu, 2004, “Bank Lending and Commercial Property Cycles: Some Cross-Country Evidence”, BIS Working Paper.
- Hofmann, Boris, 2001, “The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries: Do Property Prices Matter?” BIS Working Paper No. 108.
- Lastrapes, William D., 2002, “The Real Price Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations”, Journal of Housing Economics 11, pp.40-74.
- Meltzer, Allan H., 1995, “Monetary Credit and (other) Transmission Process: A Monetarist Perspective”, The Journal of Economic Perspectives, 9(4), pp.49-72.
- 교신 : 전해정, 경기도 용인시 수지구 상현동 17-1 상록상현프라자 128호 우양물산 주식회사, 전화:031-276-5731, 이메일: wooyang02@hanmail.net
- Correspondence: Chun, Haejung, Chairman of WOoyang TRADING CO.,LTD., Ph. D., Urban and Regional Planning, e-mail: wooyang02@hanmail.net.

최초투고일 2012년 8월 3일

최종접수일 2012년 11월 24일

Liquidity-related Variables Impact on Housing Prices and Policy Implications

Chun, Haejung*

Abstract : The purpose of this study related to the liquidity impact of the housing market variables using vector auto-regressive model(VAR) and empirical analysis is to derive some policy implications. October 2003 until May 2012 using monthly data for liquidity variables mortgage rates, mortgage, financial liquidity, as the composite index and nation, Seoul, Gangnam, Gangbuk, the Apartment sales prices were analyzed. Granger Causality Test Results, mortgage rates and mortgage at a bargain price two regions had a strong causal relationship. Since the impulse response analysis, Geothermal difference there, but housing price housing price itself, the most significant ongoing positive (+) reactions were liquidity-related variables are mortgage loans is large and persistent positive (+), financial liquidity weakly positive (+), mortgage interest rates are negative (-), KOSPI, the negative (-) reacted. Liquidity and housing prices that the rise can be and Gangnam in Gangbuk is greater than the factor that housing investment was confirmed empirically. Government to consider the current economic situation, while maintaining low interest rates and liquidity of the market rather than the real estate industry must ensure that activities can be embedded and local enforcement policies should be differentiated according to the policy will be able to reap significant effect.

Key Words : Liquidity, Housing price, Granger causality test, Impulse response analysis

* Ph. D., Urban and Regional Planning, Chung-ang University