

# 한국 아파트 가격과 은행대출의 상호관계에 관한 연구

, 최기의<sup>1)</sup>박세운<sup>2)</sup>, 방두완<sup>3)</sup>

## < 국문초록 >

본 연구의 목적은 한국 정부의 중요한 부동산 금융정책수단으로서 은행대출과 아파트가격간의 관계를 분석하여 부동산정책으로서의 금융정책의 유효성에 대한 시사점을 도출하는 것을 그 목적으로 한다

본 연구의 분석대상기간은 1999년 1월부터 2009년 12월까지이며 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 서울 강남지역과 같이 아파트가격이 급등하는 지역은 은행대출을 통한 가격안정화 정책의 실효성이 제한적이라는 것이다. 특히 단기적으로는 대출억제가 가격안정에 영향을 미칠 수 있으나 장기적으로는 영향을 미치지 못한다는 점이다. 강남지역을 제외한 다른 지역은 은행대출이 아파트가격에 영향을 미쳤다. 그러므로 은행대출 억제는 부동산시장이 침체된 비투기지역에만 가격 안정화 효과가 있어 부동산시장 침체를 가속화 시킬 수 있으므로 은행대출 억제라는 부동산정책 시행에 신중을 기하여야 된다는 점이다. 그러나 2003년 이후를 분석기간으로 한 연구에서는 부동산담보대출이 강남지역 아파트가격에도 영향을 미쳤다는 점은 은행대출 억제가 단기적으로는 모든 지역에 효과가 있다는 것을 나타낸다.

둘째로, 아파트가격이 급등할 때에는 일부 투기자는 대출억제에 따라 주택구입자금을 구하지 못하여 아파트 구입을 망설이게 되나, 여유 자금을 가지고 있는 일부 투기자는 균중심리가 작동하여 아파트를 구입하려 한다는 사실이다.

셋째로, 정부의 은행대출 억제를 통한 부동산정책은 미국과 같은 부동산금융 위기가 한국에서는 발생하지 않은데 기여하였다는 점이다.

핵심단어: 부동산 금융정책, 은행대출, 공적분검정, VAR Granger Causality, VECM.

JEL 분류기호:

1) 국민은행 부행장, E-mail: choi2008@kbstar.co.kr(제1저자)

2) 창원대학교 경영학과 교수, E-mail: assw@changwon.ac.kr(교신저자)

3) 창원대학교 경영경제연구소 전임연구원, E-mail: [doowoan@changwon.ac.kr](mailto:doowoan@changwon.ac.kr)(공동저자)

# 제1장 서론

서울 강남 등 일부지역의 아파트가격이 2003년 이후 2006년 말까지 급등함에 따라 아파트 가격 동향은 정부와 국민 모두의 초미의 관심사가 되었다. 정부는 아파트가격을 안정화시키기 위하여 주로 조세정책을 사용하였으나 부분적으로는 부동산 담보대출을 억제하는 정책을 사용하기도 하였다. 2008년 이전까지 10여 년간 다른 선진국에서도 주거용 부동산가격이 크게 상승하였다. 특히 2008년 하반기에 미국에서 발생한 부동산금융위기로 미국뿐만 아니라 전세계 경제가 침체의 늪에 빠져 부동산가격의 급격한 변동은 경제에 악영향을 인식이 널리 확산되었다. 대부분의 경제전문가는 미국의 저금리와 과도한 주택담보대출이 주택가격의 급등을 가져왔고, 버블의 붕괴로 인한 주택 담보가치의 하락이 은행의 부실을 초래한 것으로 보고 있다.

부동산담보대출은 부동산가격간의 관계에 대하여 많은 연구가 있었으나 두 변수간의 인과관계에 대하여는 의견의 일치를 보지 못하고 있다. 이론적 관점에서 부동산담보대출과 부동산가격은 쌍방향의 인과관계가 가능하다. 더욱이 부동산가격 상승은 부의 효과(wealth effect)에 의해서 경제활동을 자극하여 투자와 소비지출을 증가시켜 간접적으로 대출수요를 증가시킨다. 부동산가격 상승은 차입자의 담보가치 증가로 차입자의 차입능력을 증가시킨다. 이것을 financial accelerator라고 한다 (Bernanke 등, 1999).

Gerlach와 Peng(2005)는 부동산가격 변동은 은행의 자본포지션에 영향을 주므로 부동산가격이 직접적으로는 은행 보유 부동산포트폴리오의 가치에 간접적으로는 비수익성대출(non-performing loan)에 영향을 미쳐서 은행의 대출공급에 영향을 미친다고 주장하였다. 부동산가격 하락은 변제능력과 가계와 기업 차입자의 상환의지에 영향을 줌으로써 비수익성대출이 증가하게 된다.

반면에 은행대출 증가는 부동산 수요를 증가시킨다. 부동산 공급은 단기적으로 고정되어 있으므로 은행대출증가는 부동산 가격을 상승시킨다. 더욱이 풍부한 자금공급은 간접적으로 부동산감정평가가격에 영향을 줄 수 있다. 왜냐하면 풍부한 자금공급은 투자와 소비지출을 증가시켜 경제를 활성화시켜 자산으로부터의 장래 현금흐름에 대한 긍정적 기대로 인하여 자산평가가격을 상승시킨다(Borio 등, 1994).

은행대출과 부동산가격의 동시성은 정책 지향적 논문에서 광범위하게 다루어졌다 (IMF(2000), BIS(2001), Zhu(2005), IMF 2008). 그러나 두 변수간의 상호작용에 대해 연구는 최근에 활발하게 되고 있으나 분석대상과 분석기간에 따라 연구자마다 다른 결과를 보이고 있다. 두 변수간의 상호작용에 대한 선행연구로는 Hofmann(2001, 2003), Gerlach and Peng(2005), Oikarinen(2009), Brissimis and Vlassopoulos(2009), Park, Bahng and Park(2010), Gimeno와 Martinez-Carrascal(2010) 등이 있다.

이 중 Park, Bahng and Park의 연구는 1999년부터 2006년까지를 분석대상기간으

로 하였다. 이 연구의 분석기간 중 2005년 8월에 정부의 아파트담보대출에 대한 정부의 규제가 있었는데 규제 조치 후 분석대상 기간이 2년도 채 되지 않아서, 분석기간을 연장하고 설명변수를 추가한 연구가 필요하여 본 연구를 하게 되었다. 이와 같은 추가 연구의 필요성에 따라 본 연구는 IMF 외환위기 이후 1999년 1월부터 2009년 12월까지를 분석대상기간으로 하여 우리나라 정부의 중요한 부동산 금융정책수단으로서 은행대출과 아파트가격간의 관계를 분석하여 부동산정책으로서의 금융정책의 유효성에 대한 시사점을 도출하는 것을 그 목적으로 한다. 연구대상으로 상업용 부동산이 아닌 주거용 부동산 특히 아파트를 그 대상으로 한 것은 우리나라의 주거형태가 아파트 중심이므로 아파트가격만을 연구대상으로 하기로 한다. 이 연구는 향후 부동산관련정책뿐 아니라 금융정책 그리고 거시경제정책의 수행에 있어 참고가 될 수 있을 것으로 생각된다. 또한 홍콩에 대한 연구를 제외한 대부분의 선행연구가 국가 단위별 연구인 것과는 달리 서울 강남, 강북, 부산, 대구, 광주 등 지역별 단위로 분석하였다. 국가단위별 연구는 한 국가내의 주택이 지역적으로 다른 특성을 보이고 있음에도 불구하고 이것을 반영하지 않는 것은 연구결과에 오류가 나올 가능성이 있다.

본 연구에서는 아파트가격의 변수로 서울 강남, 강북, 대구, 부산, 광주아파트가격을 사용하여 은행대출과의 인과관계를 분석하였다. 흔히 경제시계열은 비정상성을 보이는 것이 일반적이므로 이들 시계열에 대하여 단위근 검정을 실시하였다.

대출금액 자료는 한국은행에서 발표하는 예금은행 지역별 총대출금액과 전국 주택담보대출금액을 사용하였다. 아파트 가격변수로는 국민은행이 발표한 강남, 강북, 대구, 부산, 광주아파트가격지수를 사용하였다. 이와 같이 지역별 아파트가격을 사용한 이유는 서울과 지방의 아파트가격 변동 추이가 다르고, 변동성 또한 지역별로 차이가 있어 지역별로 세분화한 연구가 필요하다고 판단하였기 때문이다. 이러한 사실은 <그림 2-1> 지역별 아파트가격지수 변동추이에 나타나 있다. 그리고 분석대상 지역의 아파트는 많은 사람들이 관심을 기울이는 주거용 부동산시장이기도 하다. 일반적으로 부동산가격에는 GDP와 이자율 그리고 건축허가면적, 주택건설공사비용 등이 영향을 줄 수 있으므로 본 연구에서도 이들 변수를 함께 고려하여 분석하기로 한다.

대출금액과 아파트가격지수는 통계청이 발표한 소비자물가지수로 조정된 실질 대출금액과 실질 아파트가격지수를 사용하였다. 이들 시계열자료는 단위근을 가지는 경우가 대부분이므로 일반적인 방법으로 회귀분석을 하면 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하게 된다. 대부분의 경우 이런 문제 때문에 자료를 차분(difference)하여 회귀분석을 하지만 시계열 자료를 차분하면 자료의 많은 특성을 상실하게 되므로 본 연구에서는 아파트가격과 은행대출금액, GDP를 변수로 한 공적분(cointegration)검정을 하여 거시경제 변수간에 장기적 관계가 있는지를 보고, 이들 변수와 함께 부동산시장에서 공급요인에 해당되는 건축허가면적, 주택건축허가 호수와 주택건축비용을 포함하여 VECM분석을 하여 단기적 관계를 보았다. 또

한 주요 거시경제변수간에 VAR 그랜저 인과관계분석을 한다.

GDP는 한국은행 자료를 건축허가면적은 통계청, 주택건축비용은 한국건설기술연구원 자료를 사용하였다.

## II. 이론적 배경

주택가격은 다른 재화나 서비스가격과 마찬가지로 주택의 수요와 공급에 의해서 결정된다. 주택수요는 두 가지 관점에서 연구되어야 한다. 첫째는 주어진 시장에서 필요한 주택단위의 수 즉 총수요이다. 다른 하나는 주택단위의 크기, 경과연수, 위치, 그리고 매입목적이나 아니면 임차목적이나와 같은 주택수요의 구성이다. 주택수요는 인구와 인구통계적 특성, 실질소득과 차입가능성 및 개인의 취향과 라이프사이클에 의해서 영향을 받는다. 주택공급은 총주택단위공급수와 주택의 질의 두 가지 관점에서 연구되어야 한다. 주택공급은 다른 재화와 달리 단기적으로 고정되어 있다.<sup>4)</sup> 즉 대부분의 수요는 현재 존재하는 주택공급에 의해서 대응된다. 그러므로 공급은 장기간에 걸쳐서 서서히 변동된다.

주택수요(housing demand)는 소비자인 가계가 일정시점에서 주택을 구매하려는 욕구라고 할 수 있으며 재고수요와 서비스수요로 구분할 수 있다. 현실적으로는 주택시장은 임대시장보다 소유시장이 훨씬 큰 비중을 차지하므로 주택시장에서는 소유시장의 수요가 중요한 의미를 갖는다. 또한 내재적 가치에 의해 주택가격이 결정된다는 이론이 있는데 이는 주택가격이 재화의 특성이나 기여도에 의해 결정된다는 의미이다.

주택수요의 결정요인 중 은행대출 또는 주택담보대출의 이용가능성이 주택가격에 영향을 미칠 수 있다. 왜냐하면 주택구입자는 자기 자금만으로 주택을 구입하는 것이 아니라 상당부분은 차입금에 의존하기 때문이다. 또한 은행대출 증가는 주택 수요를 증가시킨다. 더욱이 풍부한 자금공급은 간접적으로 주택감정평가가격에 영향을 줄 수 있다. 왜냐하면 풍부한 자금공급은 투자와 소비지출을 증가시켜 경제를 활성화시켜 자산으로부터의 장래 현금흐름에 대한 긍정적 기대로 인하여 자산평가 가격을 상승시킨다.

### 1. 한국 아파트가격 현황

한국 아파트 가격은 1997년 아시아 금융시장위기로 경기가 위축되고 거래 수요가 급감하면서 1998년에는 크게 하락하였다가 1999년 이후 정부의 건설경기 부양으로

---

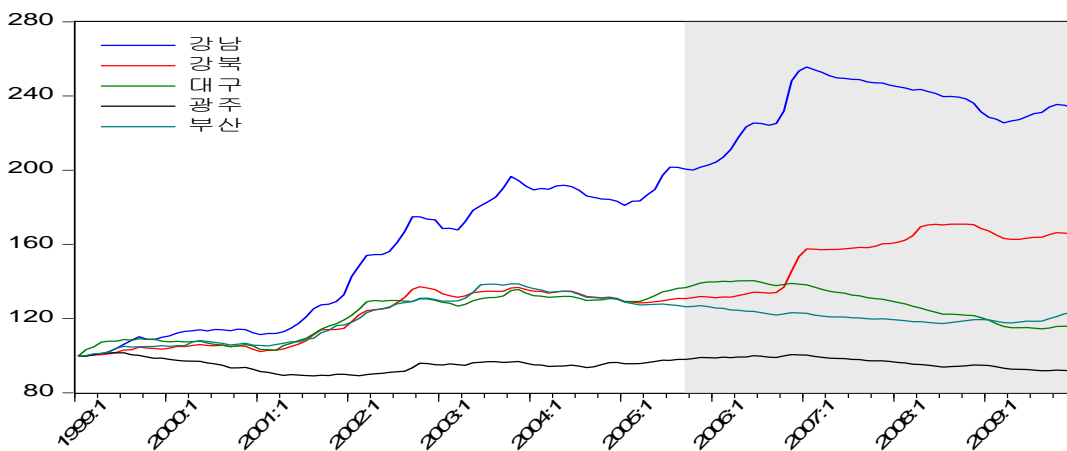
4) Dennis J. Mckenzie(2006),Essentials of Real Estate Economics, Thomson, 2006, pp.206-226.

다시 오르기 시작하여 2001년 상반기부터는 급등하였으며 2004년 10월 부동산 안정화대책 시행에 따라 잠시 안정되기도 하였으나 2005년 초부터는 다시 상승세를 이어갔다. 그리고 2008년 11월 미국 부동산금융위기의 여파로 저점을 기록한 후 2009년 상반기에 강남을 중심으로 다시 가격이 상승하였다. 그러나 2010년에 들어와서는 강남 등 수도권 지역의 아파트는 하향 안정세를 보이고 있다, 향후 아파트 가격은 정부의 강력한 가격 안정정책으로 대체적으로 안정세를 나타낼 것으로 보인다. 그러나 경기 확장, 저금리, 각종개발호재 등에 따른 불안정 요인도 여전히 잠재해 있다고 볼 수 있다.

1999년 이후의 아파트 가격 변동은 1980년대 후반과는 다르게 지역별로 차이가 두드러지게 나타나고 있는 것이 하나의 특징이라고 할 수 있다.

<그림 2-1>은 1999년 1월을 기준시점으로 하여 서울지역 강남과 강북의 아파트 가격 그리고 부산, 대구, 광주의 지역별 아파트 가격지수 추이를 나타내고 있다. 2002년 이후에 강남지역의 아파트가격은 다른 지역의 아파트 가격지수와 큰 차이를 보이며 상승하는 모습을 보여주고 있다. 따라서 본연구에서는 이러한 점을 고려하여 지역을 구분하여 아파트가격과 은행대출의 상호관계를 분석한다. 특히 서울 강남 지역은 2005년에 아파트 가격이 급등하여 정부가 아파트 가격 안정을 위하여 대출규제를 시작하게 된 원인을 제공한 지역이다. <표 2-1>은 우리나라 주요 일간신문의 “부동산버블”과 “강남부동산버블”을 키워드로 하여 신문의 기사가 어느 정도 보도되었는지를 한국언론진흥재단 웹사이트를 이용하여 검색한 것이다. 검색결과 우리나라 주요 신문은 2002년부터 부동산버블에 관련된 보도를 취급하는 빈도가 증가하다가 2006년도 최고조에 달한 이후 2007년도에 다소 감소하였다가 2008년도에 다시 증가하였다. 이러한 사실은 2006년도에 강남 아파트 가격에 버블이 있었다는 것을 간접적으로 나타내고 있다.

<그림 2-1> 지역별 아파트가격지수 변동추이(1986년 1월~2009년 12월)



자료원: 국민은행 주택가격지수

<표 2-1> 우리나라 중앙 일간신문의 부동산버블관련 보도

키워드	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
부동산버블	25	12	22	250	222	99	194	769	529	781	515
강남 부동산버블	1	1	3	38	74	12	49	454	272	411	240

자료원: 한국언론진흥재단(www.mediagaon.or.kr)

이러한 사실은 <그림 2-1>의 지역별 아파트가격지수 변동추이를 살펴보아도 알 수 있다. 즉, 2002년과 2006년에 강남의 아파트 가격이 큰 폭으로 상승하였음을 알 수 있다.

다음으로 우리나라의 주요한 부동산 대책을 살펴보면 노무현 정부는 출범 3개월 만인 2003년 5월 5.23대책 발표를 시작으로 수차례에 걸쳐 크고 작은 부동산 대책을 내놓았다.

부동산 대책을 내용별로 보면 시장 안정 대책이 9차례, 서민 주거복지대책이 3회였으며 부동산경기 진작을 위한 대책을 발표한 적은 없었다. 노무현 정부의 여러 대책 중 특히 중요한 것은 2003년 10.29대책과 2005년 8.31대책, 2006년 11.15대책, 2007년 1.11대책이다. 노무현 정부의 부동산 정책이 부동산 시장의 안정이라는 측면이라면 이명박 정부는 2007년부터의 부동산경기 침체가 2008년까지 이어지자 노무현정부와는 정반대로 부동산경기 부흥책을 발표하였다.

이명박 정부의 부동산 정책을 보다 자세히 살펴보면 2008년에 들어 와서 부동산 거래가 크게 위축되는 상황이 계속됨에 따라 부동산경기를 활성화시키기 위한 각종 대책을 수립하였다. 우선 주택공급을 확대시키기 위하여 재건축 규제를 완화하고, 주택거래 활성화를 위하여 30년 장기 주택담보대출을 활성화하고, 수도권 전매제한 기간을 완화하였으며, 부동산 세제를 보완하여 주택건설업자가 주택건설을 목적으로 취득해 보유하는 토지에 대하여 종합부동산세를 비과세하고, 주택신축판매업자가 건축해 소유한 미분양주택에 대한 종합부동산세 비과세 기준을 3년에서 5년으로 연장하였다. 2009년 들어와서는 장기보유 1주택자 양도세특별공제 확대, 신혼부부용 주택공급, 지방미분양주택 해소방안, 수도권전매제한 완화 및 재건축규제 합리화방안, 양도세 주과대상 고가주택 기준상향 등 세제완화 측면을 강화하여 부동산 정책을 추진하고 있다. 보다 세부적인 부동산 정책의 내용은 <표 2-3> 우리나라의 주요 부동산정책에 나타나 있다.

<표 2-3> 우리나라의 주요 부동산정책

연도	대책	내용
----	----	----

2003년	10.29대책	<ul style="list-style-type: none"> <li>· 1가구 3주택자 양도세 중과</li> <li>· 종합부동산세 도입</li> <li>· 투기지역 LTV 40%로 하향조정</li> </ul>
2005년	8.31대책	<ul style="list-style-type: none"> <li>· 중부세 과세대상 6억원으로 하향조정</li> <li>· 1가구2주택 양도세 중과</li> <li>· 실거래가 등기부 기재</li> <li>· 모든 지역의 주택에 대한 LTV를 60%에서 40%로 하향조정하고, 투기지역의 6억원이상 아파트에 대하여 DTI 비율 적용하였다.</li> <li>· 보험회사와 상호저축은행의 LTV 비율을 70%에서 60%로 하향 조정하였다.</li> </ul>
2006년	11.15대책	<ul style="list-style-type: none"> <li>· 공급의 확대 · 분양가 인하</li> <li>· 수요관리 강화 · 서민 주거 안정</li> <li>· 모든 대출에 LTV비율 40% 적용</li> <li>· 투기지역의 모든 대출에 DTI 비율 적용</li> </ul>
2007년	6.11 대책	<ul style="list-style-type: none"> <li>· 지방 미분양 주택에 대한 LTV 10% 상향 조정</li> <li>· 전국 비투기지역에 모기지 보험 가입시 LTV를 LTV 80%에서 최대 85%로 확대</li> <li>· 2009년 6월말까지 취득하는 지방 미분양 주택에 대한 취득등록세 감면</li> </ul>
2008년	8.21 대책	<ul style="list-style-type: none"> <li>· 주택공급기반 강화 · 주택수요 확대</li> <li>· 신규 주택 거래 활성화 · 건설경기 보완</li> </ul>
2009년	3.20 대책	· 장기보유 1주택자 양도세특별공제 확대
	6.3 대책	· 신혼부부용 주택공급
	6.11 대책	· 지방미분양주택 해소방안
	8.21 대책	· 수도권전매제한 완화 및 재건축규제 합리화방안
	9.1 대책	· 양도세 부과대상 고가주택 기준상향등 세제완화
	9.19 대책	· 보금자리 주택건설 확대 방안

주)자료: 한국은행 조사통계월보, 부동산매거진(2009년 9월)

## 2. 대출시장현황

우리나라의 대출시장을 살펴보면 1999년 이전까지는 적정한 규모의 대출시장의 발전이 어려웠던 것으로 보인다. 그 이유는 1997년의 아시아 금융위기 이전까지는 우리나라 주택자금 대출시장의 경우 정부에서 정책적으로 산업자금을 우선으로 지원하는 제도를 가지고 있었으므로 주택자금 대출 시장은 상대적인 불이익으로 발전이 느렸고 정부의 각종 규제가 산재해 있었다. 이 시기의 주택담보대출은 크게 두

가지 형태로 구분해 볼 수 있는데 하나는 국민주택기금에서 제공하는 대출이고 다른 하나는 주택은행에서 제공하는 담보대출이다. 그나마 운영에 필수적인 부분만 대출하는 대출제한이 존재했었다.

그러나 1991년 이후 주택담보대출 부문에 중요한 변화가 시작되었다. 가격을 통제 하던 부분이 폐지되어 이자율이 자유화 되었으며 시장에 기반을 둔 주택담보대출 제도가 부분적으로 되고 있었다. 1996년에는 시중은행에서 대출기간이 장기인 모기지 제도를 도입하였으며 1997년에는 한국주택담보대출 시장의 중요한 도관체라고 할 수 있는 주택은행이 민영화 되었다. 그러나 1997년 아시아 금융위기까지는 실질적인 의미에서 주택담보대출시장의 성장이 있었다고 보기 어렵다.

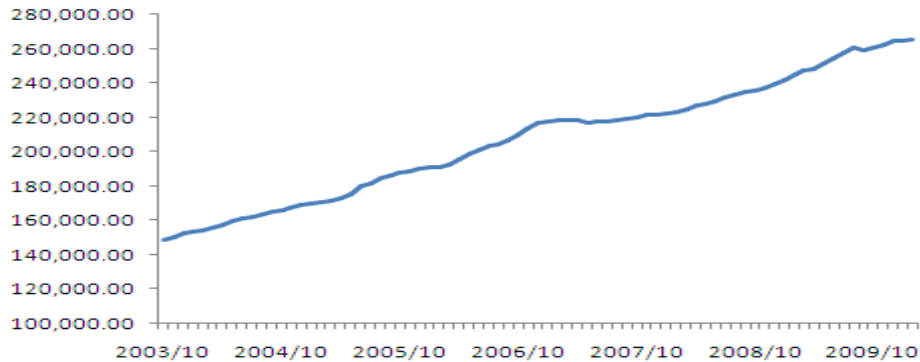
1차 저당증권을 풀링하여 증권화하는 2차 저당시장인 MBS는 1999년에 처음으로 국내에 도입되었다. 우리나라 정부에서는 MBS 제도를 도입하기 위해서 한국주택저당채권유동화회사(KoMoKo)를 1999년에 설립하였다. 2차 저당시장의 실질적인 시작은 KoMoKo가 2000년에 처음으로 MBS를 발행하면서 시작되었다고 볼 수 있다. 그러나 MBS 제도의 정착에 필수적이라고 할 수 있는 MBS 보험제도는 2003년에 가서야 도입이 되었다. 이러한 2차 저당시장의 성장에 힘입어 2004년에는 한국주택금융공사가 설립되었다. 한국주택금융공사의 설립은 MBS를 유동화시키고 시장을 활성화 시킬 수 있는 실질적인 도관체가 발족했다는 점에서 큰 의의를 가진다고 할 수 있다.

그리고 주택담보대출 제도에서 핵심적인 요소라고 할 수 있는 가계대출은 역시 아시아 금융위기 이전에는 매우 제한적으로 허용되었고 그나마도 시중은행이 제공하였다. 따라서 1998년 이전에는 우리나라의 주택구입자가 은행으로부터 주택자금을 빌리는 것은 매우 어려운 여건이었음을 알 수 있다. 실제로 1998년의 가계대출은 26.4%로서 기업대출의 73.6%에 비해서 그 비중이 매우 낮았다는 사실을 알 수 있다. 은행대출 중 가계대출의 비중은 1999년에는 30.5%로 상승하였고 2000년에 34.5%, 2001년에는 43.8%, 2006년에는 49.5%로 최고점에 달하였다가, 2007년도에 45.2%, 2008년에는 42.3%, 2009년도에 42.9%로 다소 하락하였다. 한편 예금은행의 가계대출 중 주택담보대출이 차지하는 비중은 한국은행 통계가 발표된 2003년도 이후 60%를 약간 초과하는 수준을 보여 2003년도에 60.1%, 2008년도에 61.6%, 2009년도에 64.5%로 보고되고 있다.

이러한 관점에서 본다면 우리나라의 은행대출제도에서 부동산담보대출이 큰 의미를 가지게 된 것은 1999년부터이다. 따라서 본 연구에서는 1999년 이후의 은행대출 자료를 이용하여 아파트가격과 은행대출간의 상호관계에 관하여 연구하고자 한다. 이러한 기간구분이 명확한지를 검정하기 위하여 1999년 이전과 이후의 기간을 나누어서 은행대출금액과 실질 GDP 변수가 실질 아파트가격에 어떠한 영향을 주는지를 Chow의 breakpoint 테스트를 이용하여 검증하였다. 결과적으로 1999년을 기점으로 은행대출금액과 실질 아파트가격 사이의 관계가 변하였음을 확인할 수 있었다.

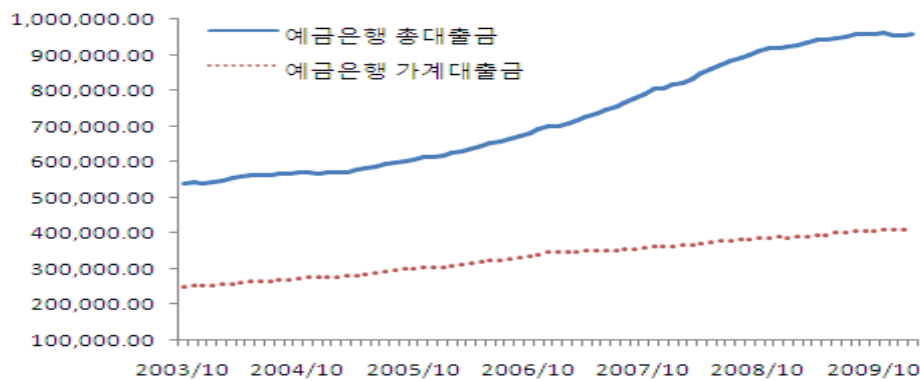


<그림 2-2> 주택담보대출금 추이



※자료원: 한국은행 DB(단위: 십억원)

<그림 2-3> 예금은행 총대출금, 가계대출금 추이



※자료원: 한국은행 DB(단위: 십억원)

### 3. 선행연구 고찰

Gerlach and Peng은 홍콩 27개 은행의 1980년 4분기부터 2001년 4분기까지의 분기별 패널자료를 이용하여 거시경제변수와 은행의 자산건전성 및 수익성과의 관계를 연구하였다. Gerlach와 Peng은 변수들간의 장기적인 관계를 분석하기 위하여 다음과 같은 공적분 VAR 모형을 가정하였다. Gerlach and Peng의 실증분석 결과 홍콩시장에서 나타나는 은행대출과 신용성장 변수의 강한 상관관계는 부동산가격 변수 때문에 나타나는 현상이다. 이러한 사실은 VECM의 분석결과 부동산 가치가 은행대출에 영향을 미치는 결과를 보여준다. 즉 과도한 은행대출이 홍콩에서 부동산 거품 발생과 파열의 주된 원인이 아니라는 것이다. 그리고 부동산가격 변동과 부실대출 비율의 관계는 부동산담보대출 비중이 큰 은행일수록 약화된다고 주장하였다.

Davis and Zhu는 영국, 일본 등을 비롯한 17개 선진국의 904개 은행을 대상으로 1989-2002년 사이의 상업용 부동산가격변동과 개별은행의 대출변동 및 경영성과간의 관계를 분석하였다. Davis and Zhu는 은행대출증가율, 부실대출비율, 총자산이익률 등이 종속변수로 사용되었으므로 GDP, 소비자물가상승율, 금리 등 거시경제변수

와 자본금비율 등 개별은행의 재무상황변수, 그리고 상업용 부동산가격상승율 등이 설명변수로 사용하여 VECM 모형과 GARCH(1,1) 모형을 이용하여 분석하였다.

실증분석결과 상업용 부동산가격 변동은 은행대출 변동 및 총자산이익율과 양(+)의 관계를 보였으며 부실대출비율과는 음(-)의 관계가 존재함을 검증하였다. 이는 부동산 가격의 상승으로 담보자산의 가치 및 대출의 질적가치가 증가하여 은행대출이 증가하고 대손충당금과 무수익여신이 감소되어 은행의 여신건전성과 수익성이 개선됨을 의미한다. 한편 부동산가격 하락기에는 대출금이 감소할 뿐만 아니라 넓은 이자마진폭과 낮은 수익성으로 인하여 가계신용대출이 축소되어 부동산가격과 은행 경영성과간의 관계가 더욱 강화됨을 보였다.

Hofmann은 1980년부터 1998년까지를 분석 기간으로 하여 16개 선진국의 부동산 가격(주거용 부동산가격과 상업용 부동산가격)과 비은행(private non-bank) 대출, 실질GDP 및 단기실질금리간의 관계를 분석하였다. 그의 연구 결과 실질 대출은 실질GDP와 실질부동산가격과 양의 장기적 관계를 가지고 실질금리와는 음의 장기적 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 은행대출과 부동산가격은 상호 영향을 주는 것으로 나타났으며, 단기실질금리 상승은 은행대출과 GDP 및 부동산가격에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. Hofmann은 또한 1985년부터 2001년까지 20개 선진국을 대상으로 실질은행대출, 실질GDP, 실질주거용부동산가격 및 실질금융시장금리를 대상으로 상호관계를 분석하였다. 그의 분석결과 장기적으로 부동산가격이 은행대출에 영향을 미치는 것으로 나타났지만 단기적으로는 부동산가격과 은행대출은 상호 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Koh, Mariano and Pavlov는 1990년대 아시아 부동산가격 상승과 폭락에 대하여 연구하였다. 그의 분석 결과 금융기관이 부동산투자자에게 낮은 금리로 만기에 대출금 상환 대신에 담보부동산을 양도하면 소구가 불가능한 저당대출을 한 것이 아시아 지역 부동산가격 상승과 폭락의 원인으로 볼 수도 있다는 결과가 나타났다. Koh, Mariano and Pavlov는 부동산가격의 상승과 폭락 현상은 태국, 말레이시아, 인도네시아에 등에서 강하게 일어났고 반면에 부동산담보대출에 대하여 정부규제가 강했던 홍콩과 싱가포르에서는 이러한 격심한 부동산시장 붕괴가 비교적 약하게 나타난 것으로 보고하고 있다.

Tse는 1984년부터 1994년까지를 분석기간으로 하여 홍콩 주택가격과 부동산저당권대출과의 관계를 실증분석 하였다. 단위근 검정과 그랜저인과관계검정 결과 홍콩 주택가격은 예금금리상한과 환율제도에 상관없이 부동산저당권대출에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 부동산저당권대출 금액은 주택가격 상승보다는 느리게 증가하였다. Tse는 모기지 신용의 과잉공급은 은행의 정책에 따르는 경우가 대부분이고 주택의 수요는 이러한 모기지의 제약에 따라 왜곡될 수 있다고 주장하였다.

Collyns and Senhadji는 동아시아 국가의 대출급증과 자산가격사이클 및 금융위기간의 관계를 연구하였다. 이 연구는 1990년대 동아시아 국가의 자산가격사이클에 대한 실증분석에 초점을 맞추었다. 그들의 연구에서는 1990년대의 초반기 6년 동안

자산가격 상승과 그 후의 금융위기는 금융시장의 불완전성, 부적절한 규제, 부동산 시장 마찰에서 기인한다고 주장하였다.

Arpa 등(2001)의 오스트리아 금융기관을 대상으로 1990년부터 1999년까지의 실증 분석한 연구결과에 따르면 부동산가격 상승이 주택담보대출을 증가시키고 총당금 적립 및 수익성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 부동산가격 상승은 저당권담 보대출에 대한 수요를 증가시킨다는 것이다. Arpa 등의 연구결과 순이자율 이익의 증가는 실질 GDP 성장률이나 이자율의 성장과는 관련이 없는 것으로 분석하였다. 결론적으로 주요거시경제변수들 즉, 이자율, 부동산가격, 소비자물가상승률, 등은 오 스트리아 은행의 재무적 안정성이나 이익률, 수익률의 측면에서 설명되어질 수 있 다는 것이다.

Boris 등(1994)은 1970-1992년의 기간동안 선진국을 대상으로 은행대출과 부동산 가격의 관계를 분석하였다. Boris 등의 연구결과 부동산가격의 변동이 대출금의 변 동성과 유의적인 관계를 지니는 것으로 나타났다. 또한 1980년대와 1990년대 초반 의 높은 대출증가율이 자산가격의 급등락을 초래한 것이라고 주장하였다. 또한 재 무시장에 큰 영향을 미친 은행신용의 확장은 자산가격의 상승이나 변동성에도 영향 을 미치는 것으로 나타났다.

Greef and Haas는 주택가격과 담보대출간의 관련성을 실증분석하기 위하여 네덜 란드 주택시장과 주택담보대출시장에 대한 실증분석을 하였다. Greef와 Haas에 따 르면 주택가격은 추정기간동안에 은행대출기준이 변함으로써 가처분소득, 주택담보 대출이자율, 주가 등의 변수를 통제하더라도 주택대출에 영향을 미치는 것으로 나 타난다. 즉, 주택담보대출은 주택가격 뿐만 아니라 가처분소득에 의존하는 것으로 분석되었다.

Herring and Watcher는 부동산 순환주기와 은행주기는 독립적으로 일어나지만 다양한 형태의 제도적인 협정에 의해 상호연관성이 있는 것으로 나타난다. Herring and Watcher는 부동산 순환주기와 은행주기 사이의 관계를 분석하기 위하여 선행 해야할 연구는 부동산가격 결정 매커니즘과 은행시스템의 역할을 분석하는 것이라 고 주장한다. 부동산가격상승은 부동산 소유은행들에게 은행자본의 경제적 가치를 증가시키는 것이고 이는 부동산 담보대출의 가치를 증가시킴으로서 부동산대출의 위험을 하락시킨다는 것이다.

Park, Bahng and Park는 우리나라의 주택가격과 은행대출간의 상관관계를 분석 하면서, 소득대비 주택가격과 임대료 대비 주택가격을 보았을 때 서울 강남의 가격 급등은 버블의 가능성이 있다고 주장하였다. 이들은 공적분 VAR model 과 VECM model 을 사용하여 장기균형관계와 단기균형 관계를 검정하였으며 주택시장을 강 남을 중심으로 한 과열시장과 냉각시장으로 구분하여 연구하였고 결과적으로 강남 지역의 버블가능성과 함께 단기적으로 대출규제는 규제대상인 강남지역의 아파트가 격에는 별다른 영향을 주지 못하고 규제대상이 아닌 다른 지역의 아파트가격의 붕 괴를 가져왔으며 또한 은행들은 대출기준을 강남지역 아파트가격의 변화에 맞추어

다른 지역에도 함께 적용하였다고 주장하였다.

Oikarinen은 핀랜드의 주택가격과 은행대출간의 인과관계를 연구하기 위하여 1975년부터 2006년까지의 분기별 자료를 이용하여 실증분석하였다. Oikarinen은 1980년대 후반에 있었던 핀랜드 금융자유화 이전과 이후를 구분하여 분석하였으며 실증분석결과 주택가격과 은행대출 간에는 강한 양방향의 인과관계 즉, 두 거시경제 변수가 서로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결론적으로 Oikarinen은 주택가격의 급등이 은행대출 증가에 매우 강한 영향을 주지만 은행대출과 주가는 서로 영향을 주지 못한다고 주장하였다.

Gimeno and Martinez-Carrascal은 스페인에서 1984년 1분기부터 2009년 1분기까지를 분석기간으로 하여 주택구입자금과 주택가격의 현재 상황과 두 가지 변수간의 관계를 분석하였다. 이 연구는 균형수준으로부터 이 두 변수와 편차를 확인하기 위하여 VECM을 사용하였다. 분석결과 두 변수는 장기적으로 상호 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Brissimis and Vlassopoulos은 그리스에서 1993년 4분기부터 2005년 2분기까지를 분석기간으로 하여 모기지금융과 주택가격간의 관계를 분석하였다. 분석결과 장기적으로 주택가격은 약외생성을 보여 주택가격이 모기지대출의 불균형에 반응을 하지 않는 것으로 나타났다. 이것은 모기지대출이 주택가격에 미치는 영향을 확인할 수 없다는 것을 의미한다. 그러나 단기분석에서는 모기지대출과 주택가격은 상호 영향을 주는 것으로 나타났다.

Liang and Cao은 1991년 1분기부터 2006년 2분기까지 중국 부동산가격과 은행대출간의 관계를 연구하였다. ARDL(autoregressive distributed lag)를 이용하여 GDP와 금리를 고려한 분석을 하였는데, 은행대출이 부동산가격에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

박형근과 이상진(2006)은 1987년부터 2005년까지를 분석기간으로 하여 부동산가격변동과 은행경영성과간의 관계를 국내 일반은행의 개별자료를 이용하여 실증분석하였다. 분석결과 국내에서도 부동산가격 변동은 은행의 경영성과와 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다. 부동산 가격상승율이 확대될 경우 은행의 대출금 증가율이 확대되고 자산건전성 및 수익성 등 경영성과가 개선되는 것으로 나타났다.

남명수와 여운현(2007)은 한국 자본시장을 대상으로 부동산가격변동이 은행의 대출 및 경영성과에 미치는 영향을 연구하였다. 남명수와 여운현은 1999년부터 2006년 12월까지 국내증권거래소에 상장된 은행을 대상으로 표본기업이 공시한 CAMEL 자료 및 거시경제지표를 기초로 분석에 필요한 변수를 설정하였다. 실증분석결과 부동산가격이 은행대출의 규모를 결정하는 요인으로 분석되었다.

### Ⅲ. 연구설계

## 1. 분석자료

본 연구에서는 부동산가격과 은행대출간의 상호 인과관계를 분석하기 위하여 아파트가격지수, 은행대출금액, 주택담보대출금액, GDP, 건축허가면적, 주택건축허가 호수, 주택건설공사비지수, 이자율 등을 분석대상 변수로 선정하였다. 일반적으로 경제시계열은 비정상성을 보이는 경우가 대부분이므로 원시계열자료가 비정상성 여부를 확인하기 위해 분석대상으로 선정된 시계열에 대하여 단위근 검정을 실시하였다.

부동산대출금액은 한국은행에서 발표하는 예금은행 총대출금액을 사용하였다. 예금은행의 총대출금액을 부동산대출금액의 대용변수로 사용한 이유는 가계대출 또는 주택담보대출은 지역별 통계가 나오지 않고 있으며, 건설회사에 대한 대출은 기업대출로서 아파트 가격에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 특히 주택담보대출 통계는 2003년 12월부터 얻을 수 있어서 자료기간이 짧다는 문제가 있어 은행대출을 이용한 실증분석에 대한 robustness를 검토하기 위한 자료로 사용하였다. 부동산가격변수로 국민은행이 발표한 강남, 강북, 대구, 부산, 광주아파트가격지수를 사용하였다. 이러한 지역별 아파트 가격지수를 사용한 이유는 우리나라의 서울과 지방의 아파트 가격 변동방향에 차이가 있어 지역별로 은행대출과 아파트가격의 상호작용이 다를 수 있다고 판단되었기 때문이다. 이러한 사실은 <그림 2-1> 지역별 아파트가격지수 변동추이를 보면 강남의 아파트가격은 분석기간 중 일부기간을 제외하고는 큰 폭의 상승을 보인 반면에 지방은 아파트가격의 변동이 별로 없는 것으로 나타나고 있다.

그리고 대부분의 선행연구에서 은행대출금액 변수, 부동산가격 변수와 함께 거시경제변수인 GDP, 이자율 변수 등을 함께 고려하고 있으므로 본 연구에서도 이 변수를 사용하였다. 그리고 아파트 가격에 영향을 줄 수 있는 공급변수로 국토해양부가 발표한 건축허가 면적과 주택건축허가 호수 및 주택건설기술연구원의 주택건설공사비지수를 사용하였다.

선행연구와 같이 본 연구에서도 아파트가격지수, 은행대출금액, GDP, 이자율 등 거시경제변수는 소비자물가지수로 조정한 실질(real) 자료를 사용하였다. 일반적으로 시계열자료는 단위근을 가지는 불안정 시계열인 경우가 대부분이므로 통상의 최소자승회귀를 사용하면 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하게 된다. 대부분의 경우 가성회귀의 문제 때문에 자료를 차분(difference)하여 회귀분석을 하지만 시계열 자료를 차분하면 시계열 자료가 가지는 고유한 특성을 상실하게 되므로 본 연구에서는 공적분(cointegration)검정을 하여 거시경제 변수간에 장기적 관계가 있는지를 분석하였다. 또한 이들 변수간의 인과관계를 분석하기 위하여 VAR 그랜저인과관계 검정을 한다. <표 3-1>에 보다 상세한 변수의 정의가 나타나 있다.

<표 3-1> 변수의 정의

변수명	변수의 설명	자료원
-----	--------	-----

아파트가격지수	강남, 강북, 대구, 광주, 부산의 실질 아파트 가격지수	국민은행 DB
은행대출금액	서울, 대구, 광주, 부산의 지역별 은행대출금액	한국은행 DB
주택담보대출금액	전국의 주택담보대출금액	한국은행 DB
GDP	국내총생산	한국은행 DB
건축허가면적	서울, 대구, 광주, 부산의 지역별 건축허가 면적	국토해양부 DB
주택건축허가 호수	서울, 대구, 광주, 부산의 지역별 주택건축허가 호수	국토해양부 DB
주택건설공사비지수	주택건설공사비지수 주택건설 공사에 투입되는 직접공사비 기준으로 작성.	한국건설기술연구원
소비자물가지수	서울, 대구, 광주, 부산의 소비자물가지수	한국은행 DB
이자율	가중평균대출금리	한국은행 DB

모든 자료는 1999:1을 기준으로 조정하였음.

본 연구에서 사용한 변수들의 총관측치의 수는 132이고 금리와 KOSPI수익률을 제외한 변수는 자연로그 전환 후 사용하였다. 사용한 변수의 기술 통계량은 <표 3-2>에 요약되어 있다.

<표 3-2> 변수의 기초통계량(1999:01 - 2009:12)

변수명	관측치	평균	중앙값	최대값	최소값	표준편차
<i>Panel A. 강남</i>						
아파트가격	132	5.16	5.24	5.54	4.60	0.30
은행대출	132	5.34	5.40	5.80	4.59	0.32
건축허가 면적	132	6.97	6.95	9.00	5.44	0.53
주택건축허가 호수	132	10.36	8.36	7.55	7.27	6.44
<i>Panel B. 강북</i>						
아파트가격	132	4.88	4.88	5.14	4.60	0.16
은행대출	132	5.34	5.40	5.80	4.59	0.32
건축허가 면적	132	6.97	6.95	9.00	5.44	0.53
주택건축허가 호수	132	10.36	8.36	7.55	7.27	6.44
<i>Panel C. 대구</i>						
아파트가격	132	4.81	4.85	4.94	4.60	0.09
은행대출	132	5.14	5.21	5.49	4.60	0.27

건축허가 면적	132	6.04	6.11	7.34	3.97	0.62
주택건축허가 호수	132	9.14	5.87	3.71	3.22	1.95
<i>Panel D. 광주</i>						
아파트가격	132	4.55	4.56	4.62	4.48	0.03
은행대출	132	5.30	5.37	5.69	4.60	0.30
건축허가 면적	132	5.45	5.60	7.54	2.99	0.66
주택건축허가 호수	132	0.57	0.99	1.21	1.41	1.58
<i>Panel E. 부산</i>						
아파트가격	132	4.78	4.79	4.93	4.60	0.08
은행대출	132	5.37	5.49	5.78	4.60	0.35
건축허가 면적	132	6.15	6.16	7.92	3.78	0.62
주택건축허가 호수	132	11.91	10.88	9.38	9.30	9.18
<i>Panel F. 기타</i>						
이자율(%)	132	3.98	3.42	11.36	0.94	1.94
주택건설공사비지수	120	4.40	4.40	4.55	4.30	0.06
주택담보대출	75	4.68	4.75	4.85	4.46	0.11
실질 GDP	132	4.98	5.02	5.26	4.51	0.19

이자율과 KOSPI 수익률을 제외한 모든 변수는 자연로그를 취하여 계산하였으며 1999년 1월을 100으로 조정하였다.

## 2. 연구모형

### 1. 공적분 검정

모든 변수가  $I(1)$ 의 단위근을 가지고 있다면 1차 차분변수는  $I(0)$ 의 안정적 시계열로 변모하게 된다. 그러나 차분 안정화된 변수들로서 통상의 알려진 계량경제학 방법(회귀분석 등)을 수행하는 것이 의미가 없다고 할 수 있다. 왜냐하면 시계열을 차분하면 자료가 가지고 있는 시계열 고유의 특성에 관한 정보가 유실되어, 차분변수끼리의 선형 및 비선형관계는 장기적 균형관계로 해석될 수 없기 때문이다.

이 경우 공적분(cointegration) 이론에 의하면  $I(1)$ 변수들 간의 장기적 균형관계를 분석할 수 있다. 공적분에 관련된 이론은 Engle & Granger(1987)에 의해 처음 제시되었는데, 단위근을 가져 불안정한 특정 시계열들의 선형결합이 단위근을 갖지 않는 안정성을 보인다면, 이들 시계열은 “공적분 관계에 있다”고 정의된다. 공적분 관계를 형성하는 이러한 선형결합에서 “공적분 계수”가 얻어진다.

결국, 공적분 이론은 불안정한 시계열들끼리 차분을 통한 안정성 확보를 하지 않고서도 안정적인 균형관계를 가질 수 있음을 밝힘으로써 계량경제학의 이론과 응용에 커다란 전환점을 마련하였다. 공적분관계가 인정되는 경우 “전통적인 회귀분석을 적용할 수 있다.”는 논리적 근거가 마련되며, 차분을 통한 정보유실 방지 및 거시경제변수들이 단위근을 가짐으로써 발생하는 어려움이 극복된다.

공적분 관계의 유무를 판단하는 공적분 검정에는 Kremer, Ericsson, Dolado(1992)의 오류수정모형(Error-Correction Model), Engle & Yoo(1987)의 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정, Engle & Granger(1987)의 2단계 OLS 그리고 Johansen(1991,1995)의 Johansen검정 등이 있는데, 본 연구에서는 상대적으로 우수한 것으로 평가받는 Johansen 검정을 적용하기로 한다.

## 2. VECM 모형

두 변수가 단위근을 가질 때 각각의 불안정적인 시계열을 차분을 통하여 안정적인 시계열로 만든 후 회귀분석하면 불안정 시계열을 사용할 때 발생하는 문제를 회피할 수 있다. 그러나 두 변수 사이에 공적분 관계가 있는 경우 차분 변수를 사용하면 두 변수 사이의 장기적인 관계에 대한 정보를 잃어버리게 된다. 이러한 경우 오차수정모형을 이용해 장기적 균형관계에 대한 정보와 단기적 움직임을 동시에 파악할 수 있다.

벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model ; VECM)의 기본적인 개념은 한 시점에서 볼 때 현재의 시점은 장기균형점으로 가는 과정의 일부이기 때문에 장기균형점으로부터의 이탈의 일부가 조정되어 현재 시점에 반영된다는 것이다. 따라서 설명변수와 종속변수의 단기적인 관계만 나타내는 1차 차분모형과는 다르게 단기균형뿐만 아니라 장기균형을 분석할 수 있을 뿐만 아니라 가성적 회귀(spurious regression)를 가지지 않으므로 매우 유용한 추정방법이라고 할 수 있다. 벡터오차수정모형의 특징은 수준변수(level)와 차분변수를 동시에 회귀방정식 내에 포함하여 분석하는데 있다. 일반적으로 종속변수는 안정적인 1차 차분변수인데 불안정적 수준변수들은 장기균형관계를 결정하는 것으로 해석되며 단기적인 조정과정을 대표하기 위하여 차분변수가 추가적으로 사용된다. 이때 오차수정모형에 수준변수가 포함되는 것은 공적분이 존재한다는 것을 전제로 하는데 이 경우 중요한 사실은 수준변수들이 개별적으로는 I(1) 즉 1차 차분 후 안정적이라도 이들이 선형결합은 I(0) 이므로 벡터오차수정모형에 사용되는 모든 변수가 I(0)의 성질을 가지게 된다는 것이다. 즉 분석되는 모든 변수가 안정적이므로 가성적 회귀의 문제점이 자연스럽게 해결될 수 있다는 것이다. Engle and Granger(1987)는 이와 같은 오차수정모형의 안정성이 공적분의 개념을 이용한 Granger Representation Theorem에 의해 이론적으로 뒷받침됨을 증명한 바 있다.

만약, 두 시계열  $\{X_t\}$  와  $\{Y_t\}$  사이에 공적분 관계가 존재하지 않는다면 일반적으로 다음과 같은 차분방정식을 생각해 볼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \lambda_1 + \sum_{i=1}^k a_{1,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^k b_{1,j} \Delta Y_{t-j} + \mu_{1,t} \\ \Delta Y_t &= \lambda_2 + \sum_{i=1}^p a_{2,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_{2,j} \Delta Y_{t-j} + \mu_{2,t} \end{aligned} \quad \text{식(1)}$$



Engle and Granger(1987)에 의하면 두 시계열  $\{X_t\}$  와  $\{Y_t\}$  가 1차 적분 시계열이고 공적분 관계가 존재한다면 다음과 같은 error-correction model(ECM) 을 추정할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \lambda_1 + \sum_{i=1}^k a_{1,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^k b_{1,j} \Delta Y_{t-j} + \varnothing_1 EC_{1,t-1} + \mu_{1,t}, \text{ 단 } EC_{1,t-1} = (X - \gamma Y)_{t-1} & \text{식(2)} \\ \Delta Y_t &= \lambda_2 + \sum_{i=1}^p a_{2,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_{2,j} \Delta Y_{t-j} + \varnothing_2 EC_{2,t-1} + \mu_{2,t}, \text{ 단 } EC_{2,t-1} = (Y - \delta X)_{t-1} \end{aligned}$$

$EC_{i,t-1}$  ( $i=1,2$ ) 는 오차수정계수이며 변수사이의 장기적인 균형관계를 나타낸다.  $EC_{i,t-1}$  는 공적분 방정식의 잔차로서 계산할 수 있다.

$\varnothing_1$  과  $\varnothing_2$  는 조정계수이다. 즉,  $EC_{1,t-1}$  의 조정계수  $\varnothing_1$  는 Y에 대한 X의 장기탄력성을 나타낸다. 또한  $EC_{2,t-1}$  의 조정계수  $\varnothing_2$  는 X에 대한 Y의 장기탄력성을 나타낸다. 또한 본 연구에서는 Toda and Phillips(1994)의 방법론에 따라 귀무가설, 단기적인 인과성이 시계열벡터에 존재하는지의 유무를 Wald  $\chi^2$  통계량으로 검증하기로 한다. 본 연구에서는 먼저 실질은행대출을 종속변수로 하고, 실질은행대출 4기 레그값 및 실질 아파트가격, 실질 GDP, 이자율, 건축허가면적, 주택건설공사지수의 t기 및 4기 레그값과 t-1기 공적분벡터를 독립변수로 하여 분석한다. 다음으로 실질주택가격을 종속변수로 하고, 실질아파트가격 4기 레그값 및 실질은행대출, 실질 GDP, 이자율, 건축허가면적, 주택건설공사지수의 t기 및 4기 레그값과 t-1기 공적분벡터를 독립변수로 하여 분석한다. 본 연구에서 사용한 방정식은 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \lambda_1 + \sum_{i=1}^k a_{1,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^k b_{1,j} \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k b_{1,j} \Delta Z_{t-j} + \varnothing_1 EC_{1,t-1} + \mu_{1,t}, & \text{식(3)} \\ \text{단: } EC_{1,t-1} &= (X - \gamma Y)_{t-1} \\ \Delta Y_t &= \lambda_2 + \sum_{i=1}^p a_{2,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_{2,j} \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k b_{1,j} \Delta Z_{t-j} + \varnothing_2 EC_{2,t-1} + \mu_{2,t}, \\ \text{단: } EC_{2,t-1} &= (Y - \delta X)_{t-1} \end{aligned}$$

$\Delta X_t$ : 은행대출.

$\Delta Y_t$ : 아파트가격

$\Delta Z_t$ : 공변량벡터(GDP, 이자율, 건축허가면적, 주택건설공사지수)

EC : 공적분벡터

이와함께 최소자승법의 표준오차는 오차항이 이분산성과 자기상관을 가지면 정확하지 않을 수 있다. 따라서 식(7)을 추정하여 표준오차를 계산할 때 오차항의 이분산성과 자기상관을 통제할 수 있는 Newey-West방법(Newey-West 1987)을 사용하였다.

### 3. VAR Granger Causality 모형

일반적으로 벡터자기회귀모형(VAR모형)은 회귀분석모형과 시계열분석모형이 결합하

여 나타나는 형태이다. 외생변수가 2개이고 I(0)를 따르는 VAR모형의 일반적인 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_{1t} \\ \Delta X_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_{2t} \end{aligned} \quad \text{식(8)}$$

위 식에서  $u_t$ 는 stochastic error term으로서 충격(impulses 또는 innovation)이다. 이러한 추정 계수들을 이용하여 VAR모형은 충격반응함수(impulse response function)를 분석하는 것이 일반적인 분석방법이다. 그리고 VAR모형은 n개의 선형 회귀방정식으로 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 간주하는 모형을 의미하는 것이다.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} &= \sum_{i=1}^n \begin{bmatrix} \lambda_{11i} & \lambda_{12i} \\ \lambda_{21i} & \lambda_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t-i} & \Delta F_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} \\ \text{단, } \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} &\sim N(0, H_t), H_t = \begin{bmatrix} c_{ss} & c_{sf} \\ c_{sf} & c_{ff} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad \text{식(9)}$$

이러한 시차분포모형을 이용하여 분석할 수 있는 범위는 매우 다양한데 그 중 인과관계에 대한 검증을 VAR 모형에 적용하여 경제적인 해석을 하는 방법을 VAR Granger Causality 분석이라고 한다.

본 연구에서는 회귀분석모형에서 어느 것이 원인변수이고 어느 것이 결과변수인지의 문제를 경제이론에 의해 미리 정해진 것으로 보지 않고 주어진 시계열자료를 이용하여 변수 상호간의 인과관계를 분석하기 위하여 VAR Granger Causality를 사용한다.

## IV. 실증분석

### 1. 단위근 검정결과

본 연구에서는 각 변수의 자연대수값을 실증분석자료로 사용하였으며 ADF 단위근 검정결과는 표 <4-1>에 정리되어 있다. 표 <4-1>에서 강남, 강북, 대구, 광주, 부산의 실질 아파트가격 변수 및 은행대출 변수와 주택건설공사비지수는 모두 단위근을 가지는 불안정 시계열인 것으로 나타났다. 이에 비해서 건축허가 면적 변수는 안정시계열인 것으로 나타난다. 그리고 예상했던 것처럼 이자율 변수와 주가지수

익률 변수는 수준레벨에서 안정시계열인 것으로 분석되었다. 그러나 실질 GDP변수는 불안정 시계열인 것으로 나타난다. 선행연구에서도 실질 GDP는 안정시계열인 경우도 있고 불안정시계열인 경우도 있는 것으로 보고되고 있다. 그리고 표 <4-1>에서 보는 것처럼 불안정 시계열도 1차 차분을 한 경우는 모두 차분 안정 시계열인 것으로 확인된다. 따라서 본 연구에서는 공적분 검정에서는 불안정 시계열을 사용하고 VECM 검정에서는 공적분 벡터를 제외한 모든 변수는 차분 안정시계열을 사용하기로 한다.

<표 4-1> 단위근 검정결과(1999:01 - 2009:12)

변수	수준변수	1차 차분	적분 차수
<i>Panel A. 강남</i>			
아파트가격	-1.31 (T)	-5.68 (C)**	I(1)
은행대출	-2.19 (T)	-11.04 (C)**	I(1)
건축허가면적	-5.64 (C)**		I(0)
주택건축허가 호수	-9.45 (C)**		I(0)
<i>Panel B. 강북</i>			
아파트가격	-2.00 (T)	-5.98 (C)**	I(1)
은행대출	-2.19 (T)	-11.04 (C)**	I(1)
건축허가면적	-5.64 (C)**		I(0)
주택건축허가 호수	-9.45 (C)**		I(0)
<i>Panel C. 대구</i>			
아파트가격	-0.60 (T)	-6.09 (C)**	I(1)
은행대출	-0.41 (T)	-9.84 (C)**	I(1)
건축허가면적	-7.62 (C)**		I(0)
주택건축허가 호수	-10.61 (C)**		I(0)
<i>Panel D. 광주</i>			
아파트가격	-1.58 (T)	-7.23 (C)**	I(1)
은행대출	-2.05 (T)	-4.25 (C)**	I(1)
건축허가면적	-8.91 (C)**		I(0)
주택건축허가 호수	-9.53 (C)**		I(0)
<i>Panel E. 부산</i>			
아파트가격	-1.61 (T)	-6.11 (C)**	I(1)
은행대출	-0.81 (T)	-7.99 (C)**	I(1)
건축허가면적	-8.31 (C)**		I(0)
주택건축허가 호수	-6.88 (C)**		I(0)
<i>Panel F. 기타</i>			
이자율(%)	-3.57 (C)**		I(0)
주택건설공사비지수	-3.44 (T)	-5.19 (C)**	I(1)
주택담보대출	-1.75 (T)	-5.23 (C)**	I(1)
GDP	-2.41 (T)	-3.82 (C)*	I(1)

\* 유의수준 5% 수준에서 유의, \*\* 유의수준 1% 수준에서 유의.

## 2. 공적분 검정결과

공적분 검정의 결과는 표<4-2>에 요약되어 있다. 먼저 Trace test 통계량을 살펴 보면 전지역에서 공적분벡터가 하나도 존재하지 않는다는 귀무가설은 기각되고 공적분벡터가 하나 존재한다는 귀무가설이 채택되었다. 따라서 모든 지역에서 실질아파트가격, 은행대출, 실질 GDP 사이에는 통계적으로 의미가 있는 공적분 관계가 존재하고 있다는 사실을 확인할 수 있다.

다음으로 공적분 변수간 장기적 관계를 보기 위해서 실질 아파트가격을 1로 표준화한 후 베타계수값을 제시하였다. 패널 A에서 강남의 경우 은행대출 변수의 회귀계수가 3.11로 나타나서 강남의 아파트가격이 1% 증가하면 은행대출이 3.11%씩 감소하고 실질 GDP는 6.13%씩 증가하는 것으로 나타났다. 강남의 아파트가격과 은행대출이 반대방향으로 움직인다는 것은 Park, Bahng and Park (2010)의 선행연구에서 강남아파트가격이 증가하면 은행대출이 함께 증가하는 것으로 나온 것과는 다른 것이다. 이것은 선행연구의 분석기간은 2006년 12월까지였는데 분석기간을 2009년 12월까지 3년 연장하였는데, 그 기간 중 은행대출은 완만하게 증가된 반면 아파트가격이 하락추세를 보였기 때문인 것으로 분석된다. 패널 B를 살펴보면 강북의 아파트가격이 1% 증가하면 은행대출이 1.53%씩 증가하고 반면에 실질 GDP는 1.21%씩 감소하는 것으로 나타났다. 패널 C를 살펴보면 대구의 아파트가격이 1% 증가하면 은행대출이 7.43%씩 증가하고 반면에 실질 GDP는 9.29%씩 감소하는 것으로 나타났다. 패널 D를 살펴보면 광주의 아파트가격이 1% 증가하면 은행대출이 0.78%씩 증가하고 반면에 실질 GDP는 0.72%씩 감소하는 것으로 나타난다. 패널 E를 살펴보면 부산의 아파트가격이 1% 증가하면 은행대출이 8.21%씩 증가하고 반면에 실질 GDP는 12.37%씩 감소하는 것으로 나타난다. 전체적으로 본다면 강남아파트가격은 다른 지역 아파트가격과 다른 움직임을 보이고 있다.

장기균형으로 회귀하려는 조정속도인  $\alpha$  계수의 움직임을 보면 광주의 실질아파트가격과 부산의 실질GDP를 제외하고는 모두 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 즉 대부분 지역에서 이들 변수가 불균형상태에서 빠르게 조정되는 것으로 보인다. 그러나 광주의 아파트가격은 약왜생적인 것으로 보인다. 이는 분석기간 중 광주 아파트가격은 광주지역 은행대출이 지속적으로 증가한 것에 반하여 거의 변동이 없었기 때문인 것으로 보인다.

<표 4-2> 공적분 검정결과(1999:01-2009:12)

Panel A : 강남						
	$\beta$	$\alpha$			Trace test	
아파트가격	1.00	-0.014	[0.004]**	귀무가설	r=0	r≤1

은행대출	3.11**	-0.016	[0.004]**	t 값	43.25	14.96
실질 GDP	-6.13**	0.016	[0.006]**	p 값	0.001	0.059
<i>Panel B : 강북</i>						
	$\beta$	$\alpha$			Trace test	
아파트가격	1.00	0.019	[0.009]**	귀무가설	r=0	r≤1
은행대출	-1.53**	0.079	[0.015]**	t 값	54.85	25.06
실질 GDP	1.21**	-0.047	[0.022]**	p 값	0.002	0.062
<i>Panel C : 대구</i>						
	$\beta$	$\alpha$			Trace test	
아파트가격	1.00	0.004	[0.001]**	귀무가설	r=0	r≤1
은행대출	-7.43**	0.007	[0.002]**	t 값	31.45	9.55
실질 GDP	9.29**	-0.011	[0.005]**	p 값	0.031	0.316
<i>Panel D : 광주</i>						
	$\beta$	$\alpha$			Trace test	
아파트가격	1.00	-0.004	[0.011]	귀무가설	r=0	r≤1
은행대출	-0.78**	0.134	[0.029]**	t 값	48.37	21.44
실질 GDP	0.72**	-0.019	[0.039]	p 값	0.013	0.161
<i>Panel E : 부산</i>						
	$\beta$	$\alpha$			Trace test	
아파트가격	1.00	0.003	[0.001]**	귀무가설	r=0	r≤1
은행대출	-8.21**	0.008	[0.001]**	t 값	44.15	11.89
GDP	12.37**	-0.005	[0.003]	p 값	0.000	0.161

\* 유의수준 5% 수준에서 유의, \*\* 유의수준 1% 수준에서 유의.

귀무가설: 공적분벡터의 수가 r개이다. [ ]안의 수치는  $\alpha$ 의 표준오차.

### 3. VECM 검정 결과

#### (1) 은행대출을 종속변수로 한 VECM의 분석결과

본 연구에서는 VECM을 분석하기 위한 사전작업으로 개별변수가 가지는 설명력을 먼저 분석하였다. 왜냐하면 본 연구에서 채택한 VECM을 분석하기 위해서는 통계적으로 유의적인 종속변수의 시차 변수를 축차적으로 제거하는 과정을 거쳐야 하기 때문이다. 개별변수가 가지는 설명력을 분석한 결과는 <표 4-3>에 제시되어 있다.

<표 4-3>에서 먼저 실질 강남아파트 가격을 종속변수로 한 분석한 결과를 보면 은행대출이 24.3%, 전기의 실질 아파트 가격이 26.1%의 설명력을 가지는 것을 확인할 수 있다. 그러나 실질 GDP는 1.8%, 이자율은 2.3%, 주택건설공사비 지수는

1.7%, 건축허가면적은 4.1%의 설명력을 가지는 것으로 나타난다. 이것은 강남의 아파트가격은 은행대출과 자신의 AR 값의 영향을 받는다는 의미이다. 강북은 은행대출이 24.8%, 전기의 실질 아파트가격이 33.7%의 설명력을 가지고 있으며 나머지 변수의 영향은 강남의 경우와 유사한 것을 확인할 수 있다. 대구는 실질 GDP의 설명력이 9.8%로서 상대적으로 높은 것을 확인할 수 있다. 광주와 부산도 대구와 유사한 것으로 분석되었다. 여기서 특이한 사항은 아파트가격이 비교적 높은 강남이나 강북이 은행대출보다 전기의 아파트가격이 당기의 아파트 가격에 더 많은 영향을 준다는 사실이다. 반면에 아파트가격이 상대적으로 낮은 지방은 은행대출의 영향이 대체로 높다는 것이다. 특히 부산은 은행대출이 아파트가격에 절대적인 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있다.

은행대출을 종속변수로 한 VECM의 결과는 <표 4-4>에 나타나 있다. <표 4-4>에 제시된 결과는 먼저 모든 독립변수의 t-4기까지의 VECM 분석 후 통계적으로 유의적이지 않은 변수를 축차적으로 제거하여 통계적으로 유의적인 변수만에 의한 결과를 제시하였다. 먼저 강남의 VECM 결과를 보면 t기의 은행대출은 t-3기의 은행대출이 통계적으로 유의적인 양(+의 영향을 주는 것으로 나타났다. 실질아파트가격은 t-1기에서 은행대출에 통계적으로 유의적인 양(+의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, 이러한 결과를 해석하면 t-1기에 아파트가격이 10% 증가하면 은행대출이 2.48% 증가한다는 것을 의미이다. 즉 아파트가격 변동이 은행대출에 영향을 미친다고 해석할 수 있다. 주택건설공사비지수는 t기에서 영향을 미치고 이자율은 t-1기에 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 이는 예상대로 전기에 이자율이 하락하면 주택수요자가 차입을 하게 되어 은행대출이 증가한다는 것을 의미한다.

강북의 VECM 결과를 보면 t기 은행대출은 t-2기 은행대출로부터 통계적으로 유의적인 양(+의 영향을 받는 것으로 나타났다. 실질아파트가격은 t기에서 은행대출에 통계적으로 유의적인 양(+의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, t기에 아파트가격이 10% 증가하면 은행대출이 4.68% 증가한다는 것을 의미한다. 건축허가 면적 변수의 경우도 은행대출에 통계적으로 유의한 양(+의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그 효과는 매우 적은 것을 알 수 있다.

대구 VECM 결과를 보면 t기 은행대출은 t-3기 은행대출로부터 통계적으로 유의적인 양(+의 영향을 받는 것으로 나타난다. 그리고 실질 GDP의 경우는 t-1기에 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 실질아파트가격은 t기에서 은행대출에 통계적으로 유의적인 양(+의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, t기에 아파트가격이 10% 증가하면 은행대출이 6.01% 증가한다는 것을 의미한다. 이자율은 t-1기와 t-2기에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 예상대로 전기에 이자율이 하락하면 주택 수요자가 차입을 결정하게 되어 은행대출이 증가하였다는 것을 의미한다.

광주 VECM 결과를 보면 t기의 은행대출은 t-3기 은행대출로부터 통계적으로

유의적인 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타난다. 그리고 실질 GDP는 t-2기에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 실질아파트가격은 t기에서 은행대출에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이자율은 t-1기에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 강남이나 대구와 유사한 결과라고 할 수 있다. 광주에 공적분벡터 변수가 통계적으로 유의적이고 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 이는 예상된대로 초과 은행대출이 존재하는 경우 t+1기에 이를 감소시키는 방향으로 조정이 일어난다는 의미이고 또한 은행대출, 실질 아파트가격, 실질 GDP 사이에 장기적인 균형을 유지하기 위한 조정으로 해석할 수 있다.

부산의 VECM 분석결과를 보면 t기의 은행대출은 t-1기 은행대출로부터 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 그리고 실질 GDP는 은행대출에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 실질아파트가격은 t기에서 은행대출에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이자율은 t-1기에 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 강남, 대구, 광주와 유사한 결과이다. 부산의 공적분벡터 변수는 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

<표 4-3> 아파트가격을 종속변수로 한 회귀분석 설명력

변수명	ESS	개별변수설명력
<i>Panel A : 강남</i>		
은행대출	0.0076	0.2427
GDP	0.0006	0.0189
아파트가격(전기)	0.0082	0.2613
이자율	0.0007	0.0228
주택건설공사비지수	0.0005	0.0170
건축허가면적	0.0013	0.0412
TSS	0.0313	
설명력		0.6039
<i>Panel B : 강북</i>		
은행대출	0.0041	0.2485
GDP	0.0010	0.0616
아파트가격(전기)	0.0056	0.3370
이자율	0.0005	0.0276
주택건설공사비지수	0.0002	0.0128
건축허가면적	0.0007	0.0450
TSS	0.0166	
설명력		0.7324
<i>Panel C : 대구</i>		

은행대출	0.0033	0.3266
GDP	0.0010	0.0981
아파트가격(전기)	0.0022	0.2174
이자율	0.0003	0.0271
주택건설공사비지수	0.0001	0.0132
건축허가면적	0.0004	0.0410
TSS	0.0101	
설명력		0.7234

Panel D : 광주

은행대출	0.0012	0.2894
GDP	0.0002	0.0440
아파트가격(전기)	0.0006	0.1479
이자율	0.0003	0.0666
주택건설공사비지수	0.0002	0.0476
건축허가면적	0.0001	0.0266
TSS	0.0043	
설명력		0.6220

Panel E : 부산

은행대출	0.0034	0.4945
GDP	0.0001	0.0151
아파트가격(전기)	0.0009	0.1260
이자율	0.0001	0.0129
주택건설공사비지수	0.0001	0.0142
건축허가면적	0.0001	0.0082
TSS	0.0069	
설명력		0.6708

<표 4-4> 은행대출을 종속변수로 한 VECM 분석결과(1999:01-2009:12)

	강남	강북	대구	광주	부산
은행대출(t-1)					0.201 (2.692)***
은행대출(t-2)		0.243 (3.166)***			
은행대출(t-3)	0.209 (2.957)***		0.365 (3.945)***	0.455 (3.178)***	
GDP (t-1)			-0.148 (-2.162)**		
GDP (t-2)				-0.148 (-2.260)**	
아파트가격(t)		0.468	0.601	0.654	0.731



		(2.420)**	(7.264)***	(2.719)**	(5.193)***
아파트가격(t-1)	0.248 (3.945)***				
건축허가(t-1)		0.0006 (3.973)***			
주택건설공사비(t)	0.451 (1.745)*				
이자율(t-1)	-0.007 (-3.087)***	-0.004 (-3.476)***	-0.009 (-3.917)***	-0.017 (-5.032)***	
이자율(t-2)		-0.005 (-3.047)***			
공적분 벡터(t-1)			-0.058 (-2.048)**	-0.024 (-3.058)***	
상수항	0.004 (3.036)***	0.004 (3.377)***		0.006 (6.833)***	
adjusted R-squared	0.171	0.171	0.448	0.313	0.605

\* 유의수준 10% 수준에서 유의, \*\* 유의수준 5% 수준에서 유의, \*\*\* 유의수준 1% 수준에서 유의.

( )안의수치는 Newey-West HAC Consistent Covariances 방법으로 계산한 표준오차로 구한 t 값.

## (2) 실질아파트가격을 종속변수로 한 VECM의 분석결과

실질아파트가격을 종속변수로 한 VECM의 결과는 <표 4-5>에 나타나 있다. <표 4-5>에 제시된 결과는 은행변수를 종속변수로 한 결과와 마찬가지로 독립변수의 t-4기까지의 VECM 분석 후 통계적으로 유의적이지 않은 변수를 축차적으로 제거 하여 통계적으로 유의적인 변수만의 결과를 제시하였다.

강남의 VECM 결과를 보면 t기의 실질아파트가격은 t-1기와 t-2기의 실질아파트가격으로부터 통계적으로 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 은행대출과 실질 GDP는 통계적으로 유의적인 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 즉 아파트가격은 은행대출과 GDP의 영향을 받지 않는다고 해석할 수 있다. 건축허가면적은 t-2기와 t-3기, 주택건설공사비지수는 t-2기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났지만 그 효과는 크지 않은 것으로 나타났다. 공적분벡터 변수는 통계적으로 유의적이고 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 은행대출을 종속변수로 한 경우와 같이 t기에 실질아파트가격이 많이 상승하는 경우 t+1기에 이를 감소시키는 방향으로 조정이 일어난다는 의미이고 또한 실질 아파트가격, 은행대출, 실질 GDP 사이에 장기적인 균형을 유지하기 위한 조정으로 있다는 것으로 해석할 수 있다.

장기분석에서 강남지역의 아파트가격이 은행대출과 반대방향으로 변동되고, 단기 분석에서는 강남지역 아파트가격이 은행대출의 영향을 받지 않은 것으로 나타난 것은 첫째, 과열시장에서 투자자의 herd behavior이 있었고, 강남지역 아파트 구입자는 자기 여유자금으로 구입하는 자가 많아서 은행대출이 아파트가격에 큰 영향을 미치지 않았기 때문인 것으로 해석된다.

강북의 VECM 결과를 보면 은행대출은 t기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. t기의 실질아파트는 t-1기와 t-2기 실질아파트가격으로부터 통계적으로 유의적인 영향을 받지만 t-1기와 t-2기의 회귀 계수 부호가 반대이므로 t-1기의 양(+)의 영향을 t-2기에서 부분적으로 상쇄되는 것으로 나타났다. 실질 GDP, 건축허가 면적은 실질아파트가격에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 이자율은 t기에 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 분석되었다.

대구의 분석결과를 보면 은행대출은 t기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 그러나 실질 GDP는 통계적으로 유의적인 영향을 주지 못하는 것으로 분석되었다. t기 실질아파트가격은 t-1기와 t-3기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 영향을 주지만 강북의 경우와 마찬가지로 t-1기에서 양(+)의 영향이 t-3기에서 부분적으로 상쇄되는 것으로 분석되었다. 건축허가 면적 또한 t기와 t-4기에 통계적으로 유의적인 영향을 실질아파트가격에 주고 있지만 t기의 영향이 t-4기에서 상쇄되는 것으로 나타났다. 공적분백터 변수의 경우도 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다.

광주의 VECM 결과를 보면 은행대출은 t기에서 실질 GDP는 t기와 t-1기에서 통계적으로 유의적인 영향을 실질아파트가격에 미치는 것으로 나타난다. 그리고 t기 실질아파트가격은 t-1기 아파트가격의 영향을 받는 것으로 나타났다.

부산의 VECM 결과를 보면 은행대출은 t기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났고 실질 GDP는 t-3기에 통계적인 영향을 주는 것으로 분석되었다. 그리고 t기의 실질아파트가격은 t-1기 아파트가격의 영향을 받는 것으로 나타났다. 주택건설공사비는 t기에서 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났다.

<표 4-5> 실질아파트가격을 종속변수로 한 VECM 분석결과(1999:01-2009:12)

변수명	강남	강북	대구	광주	부산
은행대출(t)		0.227 (7.296)***	0.251 (5.158)***	0.127 (5.865)***	0.341 (5.510)***
GDP(t)				0.035 (3.210)***	
GDP(t-1)				-0.037 (-2.828)***	
GDP(t-3)					-0.036 (-2.770)***
아파트가격(t-1)	0.636 (12.149)***	0.826 (7.497)***	0.577 (6.973)***	0.424 (5.469)***	0.446 (5.231)***
아파트가격(t-2)		-0.293 (-3.514)***			
아파트가격(t-3)	-0.215 (-3.724)***		-0.131 (-1.706)*		

건축허가(t)	0.219 (2.009)**		-0.002 (-3.139)***		
건축허가(t-3)	-0.257 (-2.477)**				
건축허가(t-4)			0.002 (2.865)***		
주택건설공사비(t)					-0.104 (1.985)**
주택건설공사비(t-2)	0.0005 (2.826)**		-0.185 (-3.187)***		
이자율(t)		0.003 (2.239)**			
이자율(t-3)					
공적분 벡터(t-1)	-0.009 (-2.337)**		0.003 (1.936)*		
상수항				-0.001 (-3.329)***	-0.001 (-2.364)**
adjusted R-squared	0.466	0.617	0.623	0.339	0.554

\* 유의수준 10% 수준에서 유의, \*\* 유의수준 5% 수준에서 유의, \*\*\* 유의수준 1% 수준에서 유의.

( )안의 수치는 Newey-West HAC Consistent Covariances 방법으로 계산한 표준오차로 구한 t 값.

### (3) 실질아파트가격을 종속변수로 한 하위기간 분석결과

본 연구에서는 실질아파트가격을 종속변수로 한 VECM의 결과를 robustness를 체크하는 목적과 함께 <표 2-3>에서 확인할 수 있는 것처럼 우리나라의 주요 부동산정책 가운데 매우 중요한 분기점이 될 수 있는 영향을 미친 2005년 8월의 8.31 부동산대책을 중심으로 두 개의 하위기간으로 나누어서 기간별로 차이가 있는 지를 실증분석하였다. 하위기간 1은 1999년 1월부터 2005년 8월까지이며 하위기간 2는 2005년 9월부터 2009년 12월까지로 기간을 구분하였으며 각각의 결과는 <표 4-6>와 <표 4-7>에 나타나 있다. 전체기간을 대상으로 한 경우와 조금의 차이는 있지만 대체로 비슷한 결과를 보이고 있으므로 강남과 강북의 경우만 비교하여 설명하기로 한다.

먼저 <표 4-5> 실질아파트가격을 종속변수로 한 하위기간1의 분석결과에서 강남의 t기의 실질아파트가격은 t-1기와 t-2기의 실질아파트가격으로부터 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 은행대출과 실질 GDP는 통계적으로 유의적인 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 즉 은행대출은 아파트가격의 변화에 영향을 주지 않는 것으로 해석할 수 있다. 건축허가면적 변수는 t-2기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났지만 그 효과는 크지 않은 것으로 나타났다. 그러나 전체기간의 분석결과와는 다르게 공적분벡터 변수가 통계적으로 유의적이지 못한 것으로 분석되었다.

강북의 결과를 보면 은행대출은 t기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인

양(+)<sup>1</sup>의 영향을 주는 것으로 나타났다. t기의 실질아파트가격은 t-1기와 t-2기의 실질아파트가격으로부터 통계적으로 유의적인 영향을 받지만 t-1기와 t-2기의 회귀계수 부호가 반대이므로 t-1기의 양(+)<sup>1</sup>의 영향이 t-2기에서 상쇄되는 것으로 분석되었다. 실질 GDP, 건축허가 면적은 실질아파트가격에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 강북은 이자율이 t기에서 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 분석되었다.

다음으로 <표 4-6>의 실질아파트가격을 종속변수로 한 하위기간 2의 분석결과에서 강남의 경우 실질아파트가격은 t-1기와 t-3기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 하위기간 1과는 달리 t-1기의 은행대출이 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 음의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 은행대출이 감소하더라도 아파트가격은 상승한다는 것이다. 그러나 실질 GDP, 건축허가 면적은 통계적으로 유의적인 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 하위기간1의 분석결과와는 다르게 이자율 변수가 t-1기에서 통계적으로 유의적인 음(-)<sup>1</sup>의 영향을 주는 것으로 분석되었다. 그리고 전체기간의 분석결과와는 다르게 역시 하위기간2에서도 공적분백터 변수가 통계적으로 유의적이지 못한 것으로 나타났다. 이것은 장기적인 균형관계를 나타내는 공적분백터를 단기적인 하위기간으로 나누어서 분석하였기 때문인 것으로 보여진다.

강북의 결과를 보면 은행대출은 t기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)<sup>1</sup>의 영향을 주는 것으로 나타났다. 실질아파트가격은 t-1기와 t-2기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 영향을 주지만 t-1기와 t-2기의 회귀계수 부호가 반대이므로 t-1기의 양(+)<sup>1</sup>의 영향이 t-2기에 상쇄되어서 전체 기간을 대상으로 한 경우와 동일한 결과를 얻었다. 건축허가 면적은 하위기간 1과는 달리 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났다.

<표 4-6> 실질아파트가격을 종속변수로 한 하위기간1 분석결과(1999:01-2005:08)

변수명	강남	강북	대구	광주	부산
은행대출(t)		0.173 (4.726) <sup>***</sup>	0.408 (6.849) <sup>***</sup>	0.161 (3.753) <sup>***</sup>	0.517 (9.058) <sup>***</sup>
은행대출(t-1)				0.040 (1.683) <sup>*</sup>	
GDP (t-3)					-0.719 (-6.353) <sup>***</sup>
아파트가격(t-1)	0.401 (2.498) <sup>**</sup>	0.682 (6.234) <sup>***</sup>	0.645 (7.395) <sup>***</sup>	0.299 (2.834) <sup>***</sup>	0.319 (3.882) <sup>***</sup>
아파트가격(t-2)		-0.190 (-2.093) <sup>**</sup>			
아파트가격(t-3)	-0.174 (-2.369) <sup>**</sup>				-0.137 (-1.925) <sup>*</sup>
아파트가격(t-4)			0.197		

			(2.709)***		
건축허가(t)			-0.003		
			(-3.464)***		
건축허가(t-2)	0.011				
	(2.077)**				
건축허가(t-4)			0.003		
			(2.692)***		
이자율(t)		0.004			
		(2.486)**			
이자율(t-3)					
공적분 벡터(t-1)			-0.121	-0.023	
			(-3.979)***	(-3.663)***	
상수항	0.008			-0.002	
	(2.629)*			(-2.806)***	
Adjusted R-squared	0.156	0.507	0.579	0.405	0.653

\* 유의수준 10% 수준에서 유의, \*\* 유의수준 5% 수준에서 유의, \*\*\* 유의수준 1% 수준에서 유의.

( )안의 수치는 Newey-West HAC Consistent Covariances 방법으로 계산한 표준오차로 구한 t 값.

<표 4-7> 실질아파트가격을 종속변수로 한 하위기간2 분석결과(2005:09-2009:12)

변수명	강남	강북	대구	광주	부산
은행대출(t)		0.362	0.180	0.115	0.162
		(2.273)**	(3.275)***	(3.405)***	(4.405)***
은행대출(t-1)	-0.323				
	(-2.593)**				
GDP(t)				0.036	
				(3.091)***	
GDP(t-1)				-0.019	-0.034
				(-1.756)***	(-3.685)***
아파트가격(t-1)	0.810	0.874	0.688	0.418	0.789
	(5.486)***	(7.096)***	(10.985)***	(4.316)***	(11.832)***
아파트가격(t-2)		-0.302			
		(-3.065)***			
아파트가격(t-3)	-0.233				
	(-2.885)***				
건축허가(t)		0.325	-0.0003		
		(3.156)***	(-3.217)***		
건축허가(t-4)		-0.329			
		(-2.237)***			
이자율(t-1)	-0.005	0.006			
	(-1.792)*	(2.175)**			
이자율(t-3)					
공적분 벡터(t-1)					
상수항	0.003			-0.001	

	(1.837)*			(-3.124)***	
Adjusted R-squared	0.491	0.710	0.624	0.349	0.488

\* 유의수준 10% 수준에서 유의, \*\* 유의수준 5% 수준에서 유의, \*\*\* 유의수준 1% 수준에서 유의.

( )안의 수치는 Newey-West HAC Consistent Covariances 방법으로 계산한 표준오차로 구한 t 값.

#### (4) 주택담보대출을 독립변수로 한 VECM의 분석결과

본 연구에서는 은행대출을 독립변수로 한 VECM의 결과와 비교 분석하기 위하여 은행대출 변수를 대신해서 주택담보대출변수를 독립변수로 하여 VECM 결과를 분석하고 그 결과를 <표 4-8> 주택담보대출 변수를 이용한 VECM 분석결과에 제시하였다. 주택담보대출변수는 2003년 12월부터 자료를 구할 수 있었기 때문에 2003년 12월부터 2009년 12월까지를 분석대상기간으로 하여 분석하였다.

먼저 강남의 VECM 결과를 보면 주택담보대출은 t기에서 강남아파트가격에 10% 수준에서 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 이는 은행대출을 독립변수로 한 것과 다른 결과를 보이고 있으며 박세운 등(2010)의 실증분석 결과와 다른 결과를 보여주고 있다. 이것은 분석기간이 2006년으로부터 2009년까지 3년이 연장되었는데 2007년부터 주택담보대출 억제 효과가 나타나 강남 아파트가격이 하락세로 반전하였기 때문인 것으로 볼 수도 있다. t-1기와 t-3기의 실질아파트가격이 t기의 아파트가격에 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 두 기간의 부호가 반대이므로 t-1기의 효과가 t-3기에서 부분적으로 상쇄되었다. 그러나 실질 GDP, 건축허가면적, 이자율 등의 변수는 강남아파트가격에 통계적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

강북의 VECM 결과를 보면 주택담보대출은 역시 t기에서 아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타난다. t-1기와 t-2기의 실질아파트가격이 t기의 아파트가격에 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 t-1기와 t-2기의 회귀계수 부호가 반대이므로 t-1기의 양(+)의 영향이 t-2기에서 부분적으로 상쇄되었다. 건축허가 면적은 통계적인 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 이자율은 t기에 통계적으로 영향을 주는 것으로 분석되었다.

대구에서는 주택담보대출 변수를 독립변수로 한 VECM 결과를 보면 주택담보대출은 t기에서 아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 그리고 실질 GDP는 통계적으로 유의적이지 못한 것으로 나타났고 전기의 아파트가격은 현재의 아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 다른 변수는 통계적인 영향을 주지 못하는 것으로 분석되었다.

광주의 결과를 보면 주택담보대출은 다른 지역과 같이 t기에서 아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 그리고 실질 GDP는 t-1기에서 통계적으로 유의적인 음의 영향을 주는 나타났다. 전기의 아파트가격은 현재의 아파트가격에 통계적으로 유의적인 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

부산의 결과를 보면 주택담보대출은 t기에서 아파트가격에 통계적으로 유의적인

양(+)<sup>1</sup>의 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 실질 GDP는 t-1기에 아파트가격에 통계적으로 유의적인 음의 영향을 미치는 것으로 나타났고 t-1기의 아파트가격은 현재의 아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)<sup>1</sup>의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 건축허가면적과 이자율은 통계적으로 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

전체적으로 은행대출 대신에 주택담보대출을 독립변수로 하여 VECM을 한 결과는 강남지역을 제외하고는 은행대출을 독립변수로 하여 분석한 결과와 유사하다고 할 수 있다.

<표 4-8> 주택담보대출을 독립변수로 한 VECM 분석결과(2003:12-2009:12)

변수명	강남	강북	대구	광주	부산
주택담보대출(t)	0.518 (1.839)*	0.535 (2.595)**	0.325 (3.989)***	0.241 (4.924)**	0.101 (2.378)***
GDP(t)		-0.332 (-2.321)**			
GDP(t-1)				-0.047 (-3.489)***	-0.054 (-3.807)***
아파트가격(t-1)	0.487 (4.420)***	1.0002 (6.955)***	0.441 (3.597)***		0.686 (11.865)***
아파트가격(t-2)		-0.304 (-2.814)***			
아파트가격(t-3)	-0.164 (-3.096)***				
건축허가(t-3)					
이자율(t-1)		-0.003 (-2.145)**			
공적분 벡터(t-1)				0.341 (3.633)***	
상수항			-0.003 (-3.642)***	-0.001 (-2.920)***	
adjusted R-squared	0.453	0.662	0.508	0.313	0.358

\*유의수준 10% 수준에서 유의, \*\*유의수준 5% 수준에서 유의, \*\*\*유의수준 1% 수준에서 유의.

( )안의 수치는 Newey-West HAC Consistent Covariances 방법으로 계산한 표준오차로 구한 t 값.

## (5) VAR 그랜저 인과관계 분석

VAR 그랜저 인과관계 분석을 하였다. 분석결과 강남지역아파트가격이 은행대출에 유의적인 영향을 미친 것을 제외하고는 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이러한 분석결과를 볼 때 앞에서 분석한 VECM분석이 VAR 그랜저 인과관계 분석보다 더 우수한 것으로 유추할 수 있다.

<표 4-9> VAR 그랜저 인과관계분석

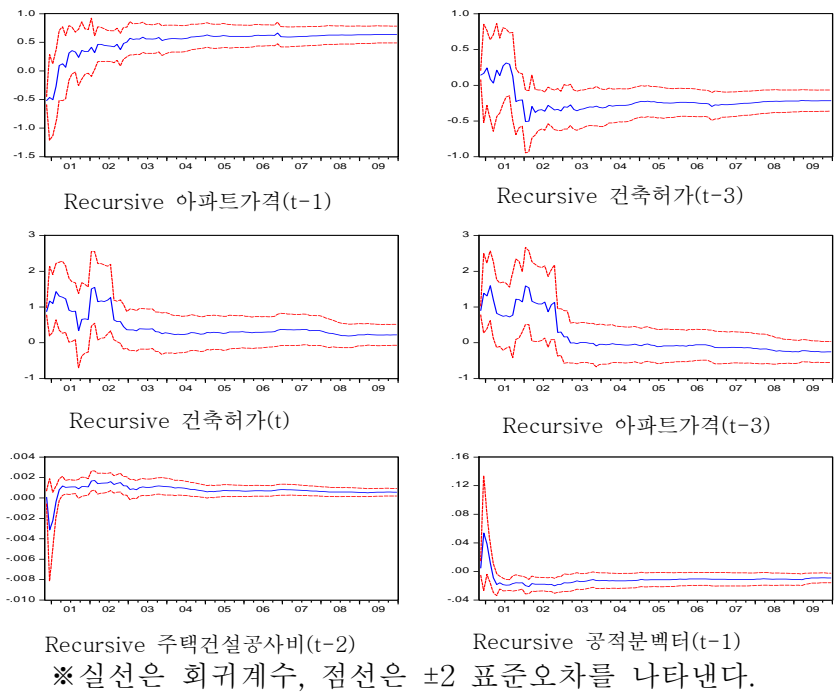
강남지역			강북지역					
종속변수: 아파트가격			종속변수: 아파트가격					
독립변수	$\chi^2$ 값	p값	변수명	$\chi^2$ 값	p값			
은행대출	1.317	0.858	GDP	0.742	0.946			
GDP	0.896	0.925	은행대출	6.374	0.173			
종속변수: 은행대출			종속변수: 은행대출					
아파트가격	15.545	0.004	아파트가격	5.901	0.207			
GDP	6.956	0.138	GDP	5.940	0.204			
종속변수: GDP			종속변수: GDP					
아파트가격	3.289	0.511	아파트가격	4.372	0.358			
은행대출	5.216	0.266	은행대출	3.940	0.414			
대구지역			광주지역			부산지역		
종속변수: 아파트가격			종속변수: 아파트가격			종속변수: 아파트가격		
독립변수	$\chi^2$ 값	p값	독립변수	$\chi^2$ 값	p값	독립변수	$\chi^2$ 값	p값
은행대출	4.878	0.300	은행대출	6.364	0.174	은행대출	6.106	0.191
GDP	5.374	0.251	GDP	6.735	0.151	GDP	6.996	0.136
종속변수: 은행대출			종속변수: 은행대출			종속변수: 은행대출		
아파트가격	7.001	0.136	아파트가격	3.006	0.557	아파트가격	3.667	0.453
GDP	19.259	0.001	GDP	5.567	0.234	GDP	12.654	0.013
종속변수: GDP			종속변수: GDP			종속변수: GDP		
아파트가격	4.202	0.379	아파트가격	4.964	0.291	아파트가격	2.156	0.707
은행대출	4.604	0.330	은행대출	11.061	0.026	은행대출	8.967	0.062

## (6) Recursive regress 분석결과

여기에서는 augmented vector error correction 모형에서 추정된 독립변수의 모수(parameter)가 안정적으로 수렴하는지를 확인하기 위하여 Recursive 추정을 하였다. Recursive 추정의 방법은 모수를 산정하기 위한 최소 windows 수를 계산한 다음, 시작위치를 고정시키고 1 window 단위 즉, 1개월 단위로 모수를 누적시키면서 그 변동성과 수렴과정을 도표로 표시한 것이다. 여기에 그래프가 없는 변수는 통계적으로 유의적이지 않은 변수이다. Recursive 추정결과는 <그림 4-1>의 강남아파트 가격 방정식 독립변수의 Recursive 추정 그래프를 보면 모든 변수의 모수가 2-3년이 경과하자 안정적인 것으로 나타났다.

<그림 4-1> 강남아파트가격 방정식 모수의 Recursive 추정 그래프





## V. 결론

부동산가격은 정부와 국민이 가장 많은 관심을 가지고 있는 거시경제변수이다. 부동산가격을 안정화시키는 정책으로는 크게 조세정책과 금융정책이 있다. 2003년 부동산가격 폭등 이후 정부는 주로 양도소득세 중과, 종합부동산세 신설 등 조세정책을 이용하여 부동산가격 안정을 도모하였으나 오히려 부동산가격은 상승하였으며 특히 수도권 아파트가격의 급등은 서민에게 상대적 박탈감을 초래하는 등 사회적 문제를 야기하고 있다. 조세정책과 함께 정부는 투기지역에 대한 부동산담보대출비율을 제한하는 등 금융정책을 시행하고 있다. 금융정책의 효율성을 알기 위해서는 은행대출과 부동산가격간의 관계에 대한 분석이 필요한 것으로 보여진다. Hofmann (2001, 2003)을 제외한 대부분의 선행연구결과는 부동산가격이 은행대출에 영향을 주지 은행대출이 부동산가격에 주는 영향은 별로 없는 것으로 나타나고 있다.

본 연구에서는 1999년 1월부터 2009년 12월까지 월별자료를 이용하여 단위근 검정을 한 후 우리나라의 아파트가격과 은행대출간의 공적분 및 VECM 모형으로 장기균형 및 단기적인 균형관계를 검정하였다. 아파트가격지수는 아파트 가격의 변동 패턴이 서로 다르다고 생각되는 강남, 강북, 대구, 광주, 부산으로 구분하여 지역별로 분석하였다.

아파트가격 변수, 은행대출변수, GDP변수는 모두 단위근을 가지는 비정상 시계열인 것으로 나타났다. 그리고 건축허가 면적 변수, 주택건설공사비지수 변수 및 이자율 변수는 정상시계열인 것으로 나타났다.

공적분 Trace test 통계량에서 공적분벡터가 하나도 존재하지 않는다는 귀무가설은 기각되고 모든 지역에서 공적분벡터가 하나 존재한다는 귀무가설이 채택되었다. 따라서 모든 지역에서 아파트가격변수, 은행대출변수, 실질 GDP 변수 사이에는 장기적인 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었다.

세 변수간의 장기적 관계를 보면 강남의 경우 은행대출 변수의 회귀계수가 3.11로 나타나서 강남의 아파트가격이 1% 증가하면 은행대출이 3.11%씩 감소하고 실질 GDP는 6.13%씩 증가하는 것으로 나타났고 강북의 경우 강북의 아파트가격이 1% 증가하면 은행대출이 1.53%씩 증가하고 반면에 실질 GDP는 1.21%씩 감소하는 것으로 나타난다. 다른 지역의 이들 세변수간의 장기적 관계는 강북과 동일한 것으로 분석되었다. 강남의 아파트가격과 은행대출이 반대 방향으로 움직인다는 분석결과는 Park, Bahng and Park(2010)의 연구결과와는 다른 것이다. 이와 같은 결과가 나온 것은 2007년 이후 은행대출은 계속적으로 증가추세를 보인 반면에 아파트가격은 크게 하락한 것에 기인한 것으로 보인다.

장기균형으로 회귀하려는 조정속도인  $\alpha$  계수의 움직임을 보면 광주의 아파트가격과 부산의 GDP를 제외하고는 모두 통계적으로 유의적인 것으로 나타나 대부분 지역에서 이들 변수의 불균형상태가 빠르게 조정되는 것으로 보인다.

은행대출을 종속변수로 한 VECM의 분석결과에 따른 변수간 단기적 관계를 보면 강남의 경우 t기의 은행대출은 t-3기 은행대출로부터 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타나고, t-1기 실질아파트가격이 은행대출에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이것은 t-1기에 아파트가격이 10% 증가하면 은행대출에 2.48% 증가한다는 것을 의미한다. 이자율변수의 경우 t-1기에 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 예상대로 t-1기에 이자율이 하락하면 주택수요자가 차입을 함으로써 은행대출이 증가된다는 것을 의미한다. 은행대출이 강남지역 아파트가격에 영향을 주지 않은 것으로 나타난 것은 과열시장의 herd behavior로 시장이 이성적으로 작용하지 않았고, 다른 한편으로는 강남지역 아파트 투자자는 여유자금이 있는 자가 많아서 은행대출과 관계없이 가격 상승이 예상되면 투자를 하기 때문인 것으로 유추된다.

강북의 변수간 단기적 관계를 보면 t기의 은행대출은 t-2기 은행대출로부터 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 실질아파트가격은 t기에서 은행대출에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, t기에 아파트가격이 10% 증가하면 은행대출에 4.68%증가한다는 것을 의미한다. 건축허가 면적 변수도 은행대출에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 그 효과는 매우 적은 것으로 나타났다. 다른 지역도 강남과 강북과 비슷한 결과를 보였다.

다음으로 실질아파트가격을 종속변수로 한 VECM의 결과 강남의 t기 실질아파트가격은 t-1기와 t-2기 실질아파트가격으로부터 통계적으로 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 은행대출과 실질 GDP는 통계적으로 유의적인 영향을 주

지 못하는 것으로 나타났다. 즉 은행대출금액은 아파트가격의 영향을 주지 못하고 해석할 수 있다. 건축허가면적 변수는  $t$ 기와  $t-2$ 기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적이거나 서로 상반된 영향을 주는 것으로 나타났다. 공적분백터 변수는 통계적으로 유의적이고 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 은행대출을 종속 변수로 한 경우와 같이  $t$ 기에 실질아파트가격이 많이 상승하는 경우  $t+1$ 기에 이를 감소시키는 방향으로 조정이 일어난다는 의미이고 또한 실질 아파트가격, 은행대출, 실질 GDP 사이에 장기적인 균형을 유지하기 위한 조정이 있는 것으로 해석할 수 있다.

강북의 VECM 결과를 보면 은행대출은  $t$ 기에서 실질아파트가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나고,  $t$ 기의 실질아파트는  $t-1$ 기와  $t-2$ 기의 실질아파트가격으로부터 통계적으로 유의적인 영향을 받는 것으로 분석되었다. 실질 GDP, 건축허가 면적 및 주택건설공사비는 실질아파트가격에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 이자율 변수는  $t$ 기에 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 분석되었다. 다른 지역은 강북과 비슷한 결과를 보였다.

본 연구에서는 실질아파트가격을 종속변수로 한 VECM의 결과를 robust 체크하고 또한 우리나라의 주요 부동산정책 가운데 매우 중요한 분기점이 될 수 있는 영향을 미친 2005년 8월의 8.31 부동산대책을 중심으로 두 개의 하위기간으로 나누어서 기간별로 차이가 있는지를 실증분석하였다. 하위기간 1은 1999년 1월부터 2005년 8월까지 이며 하위기간 2는 2005년 9월부터 2009년 12월까지로 기간을 구분하였으며 분석결과 먼저 실질아파트가격을 종속변수로 한 하위기간 1의 분석결과에서 강남의 실질아파트가격은  $t-1$ 기와  $t-3$ 기의 실질아파트가격으로부터 통계적으로 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났으나 은행대출과 실질 GDP는 통계적으로 유의적인 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

강북의 실질아파트가격은  $t$ 기 은행대출로부터 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났고,  $t-1$ 기와  $t-2$ 기의 아파트가격으로부터 통계적으로 유의적인 영향을 받는 것으로 분석되었다.

다음으로 하위기간 2의 분석결과에서 강남의 실질아파트가격은 하위기간 1과는 달리 은행대출로부터 통계적으로 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 2005년 8월의 부동산금융 규제가 아파트가격에 영향을 준 것으로 유추할 수 있다. 다른 지역은 하위기간 1과 결과가 크게 다르지 않았다.

은행대출 변수를 대신해서 주택담보대출변수를 독립변수로 하여 VECM 분석을 한 결과 은행대출을 변수로 한 것과는 달리 강남지역 아파트가격도 주택담보대출의 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 주택담보대출이 은행대출보다도 아파트가격 변동을 더 잘 설명하고 있고, 강남지역 아파트가격도 주택담보대출을 억제하면 안정화된다는 것으로 해석할 수 있다.

이 연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 서울 강남지역과 같이 아파트가격이 급등하는 지역은 은행대출을 통한 가격안정화 정책의 실효성이 제한적이라는 것이다.

특히 단기적으로는 대출억제가 가격안정에 영향을 미칠 수 있으나 장기적으로는 영향을 미치지 못한다는 점이다. 강남지역을 제외한 다른 지역은 은행대출이 아파트 가격에 영향을 미쳤다. 그러므로 은행대출 억제는 부동산시장이 침체된 비투기지역에만 가격 안정화 효과가 있어부동산시장 침체를 가속화 시킬 수 있으므로 은행대출 억제라는 부동산정책 시행에 신중을 기하여야 된다는 점이다. 그러나 2003년 이후를 분석기간으로 한 연구에서는 부동산담보대출이 강남지역 아파트가격에도 영향을 미쳤다는 점은 은행대출 억제가 단기적으로는 모든 지역에 효과가 있다는 것을 나타낸다.

둘째로, 아파트가격이 급등할 때에는 일부 투기자는 대출억제에 따라 주택구입자금을 구하지 못하여 아파트 구입을 망설이게 되나, 여유 자금을 가지고 있는 일부 투기자는 군중심리가 작동하여 아파트를 구입하려 한다는 사실이다.

셋째로, 정부의 은행대출 억제를 통한 부동산정책은 미국과 같은 부동산금융 위기가 한국에서는 발생하지 않은데 기여하였다는 점이다.

## <참고문헌>

1. 김동환(2003), “담보대출 제도에 관한 연구: 법·경제학적 고찰”, 금융연구원보고서.
2. 남명수·여운현(2007), “부동산가격 변동이 은행대출 및 경영성과에 미치는 영향”, 기업경영연구, 제14권 2호, 189-200.
3. 박형근·이상진(2006), “부동산가격 변동과 은행 경영성과 간의 관계분석”, 한국은행 조사통계월보, 2006-02호, 23-52.
4. 손경환·박천규(2003), “주택자금 대출시장의 개선방안에 관한 연구”, 국토연구원 보고서, 2003-30.
5. Abraham, J. and Hendershott, P.(1996), Bubbles in metropolitan housing markets, *Journal of Housing Research*, 191-207.
6. Ahearne, A., Ammer, J., Doyle, B., Kole, L. and Martin, R.(2005), House prices and monetary policy: A cross-country study, International Finance Discussion Papers 841, Board of Governors of the Federal Reserve System.
7. Allen, F. and Gale, D.(1999), Bubble, Crises, and Policy, *Oxford Review of Economic Policy*, 15-3, 9-18.
8. Ambrose, B. and Kim, S.(2003), Modeling the Korean chonseil lease contract, *Real Estate Economics*, 31-1, 53-74.
9. Aoki, K., Proudman, J. and Vlieghe, G.(2004), House prices, consumption, and monetary policy: A financial accelerator approach, *Journal of Financial Intermediation*, 13, 414-435.
10. Apra, Markus, Irene Giulini, Andreas Ittner, Franz Pauer(2001), The influence of macroeconomic developments on Austrian banks: Implications for banking supervision, BIS PAPERS, No.1.
11. Bernanke, B. and Gertler, M.(1989), Agency costs, collateral and business fluctuations, *American Economic Review*, 79, 14-31.
12. Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist S. (1999), The financial accelerator in a quantitative business cycle frame work, in : Taylor J.B., Woodford, M.(eds) Handbook of macroeconomics, vol1, North-Holland.
13. Birssimis, Sophocles N. and Thomas Vlassopoulos(2009), The interaction between mortgage financing and housing price in Greece, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 39, 146-164.
14. BIS(2001), 71st Annual Report.
15. Blanchard, O. and Watson, M.(1982), Bubbles, rational expectations and financial markets, NBER, *Working Paper*, No. 945.
16. Boris, C., N. Kennedy and S. Prowse(1994), Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries: Measurement, Determinations Monetary

Policy Implications, BIS Economic Papers, No. 40.

17. Brown, G.W. and M.T. Cliff (2005), Investor sentiment and asset valuation, *Journal of Business* 78, 405– 439.
18. Case, K. and Shiller, R.(2003), Is there a bubble in the housing market?, *Brookings Papers on Economic Activity*, 299–362.
19. Cho, H, Kim, K. and Shilling, J.(2007), Are house prices and trading volume related? Evidence from the Seoul housing market, *Working Paper*.
20. Cho, D. and Ma, S.(2006), Dynamic relationship between housing values and interest rates in the Korean housing market, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 32, 169–184.
21. Clayton, J, D.C. Ling and A. Naranjo (2007), Investor sentiment and commercial real estate valuation, the Cambridge– Maastricht–MIT Conference October 12–14.
22. Clayton, J, N. Miller and L. Peng(2010), Price–volume correlation in the housing market: causality and co–movements, *Journal of Real Estate Finance and Economics*(forthcoming)
23. Collyns, C. and Senhadji, A.(2001), Lending booms, real estate bubbles and the Asian crisis, IMF, *Working Paper*, No. 02/20.
24. Davidson, R. and MacKinnon, J.(1989), Testing for consistency using artificial regressions, *Econometric Theory* 5, 363–384.
25. Davidson, R. and MacKinnon, J.(1993), Estimation and inference in econometrics, Oxford University Press.
26. Davis, E. and Zhu, H.(2004), Bank lending and commercial property prices: some cross country evidence, BIS, *Working Paper*, No 150.
27. Dickey, D. and Fuller, W.(1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 60, 423–433.
28. Garber, P.(1990), Famous first bubbles, *the Journal of Economic Perspectives*, 4, 35–54.
29. Gerlach, S. and Peng, W.(2005), Bank lending and property price in Hong Kong, *Journal of Banking & Finance*, 29, 461–481.
30. Gimeno, Ricardo and Martinez–Carrascal, Carmen (2010), The relationship between house prices and house purchase loans: the Spanish case, *Journal of Banking and Finance*, forthcoming.
31. Girouard, N., Kennedy, M., van den Noord, P. and Andre, C.(2006), Recent house price developments: The role of fundamentals, Economics Department, *Working Papers*, No. 475, OECD.
32. Glaeser, E., Gyourko, J. and Saks, R.(2005), Why is Manhattan so expensive?

- Regulation and the rise in housing prices, *Journal of Law and Economics*, 48, 331-369.
33. Goodhart, C. and Hofmann, B.(2003), Deflation, credit and asset prices, HKIMR, *Working Paper*, No.13.
  34. Greef, I.J.M. and Haas R.T.A.(2001), Housing Prices, Bank Lending, and Monetary Policy, *De Nederlandsche Bank Research Series Supervision Paper*, 31, 1-23.
  35. Gruen, D., Plumb, M. and Stone, A.(2005), How should monetary policy respond to asset price bubbles?, *International Journal of Central Banking*, 1, 1-31.
  36. Handershott, P.(2000), Property asset bubbles: evidence from the Sydney office market, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 20, 67-81.
  37. Herring, R.J., Wachter, S.(1999), Real Estate Booms and Banking Busts, The Wharton School Center for Financial Institutions, *Working Paper*, No. 99-27.
  38. Hendry, D.(1984), Econometric modeling of house prices in the UK, *Econometrics and Quantitative Economics*, Hendry, D. F. and Wallis, K. F.(eds) Basil Blackwell, Oxford.
  39. Himmelberg, C., Mayer, C. and Sinai, T.(2005), Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals and misperceptions, *Journal of Economic Perspectives*, 19, 67-92.
  40. Hofmann, B.(2001), The determinants of private sector credit in industrialized countries: do property prices matter?, BIS, *Working Papers*, No.108.
  41. Hofmann, B.(2003), Bank lending and property prices: Some international evidence, The Hong Kong Institute for Monetary Research, *Working Paper*, No. 22.
  42. Hofmann, B.(2004), The determinants of bank credit in industrialized countries: do property prices matter?, *International Finance* 7-2, pp.203-234.
  43. Hui, E. and Yue, S.(2006), Housing price bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: a comparative study, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33, 299-327.
  44. Hwang, M., Quigley, J. and Son, J.(2006), The dividend pricing model: New evidence from the Korean housing market, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 32, 205-228.
  45. Iacoviello, M.(2004), Consumption, house prices and collateral constraints, *Journal of Housing Economics*, 13, 304-320.
  46. Iacoviello, M.(2005), House prices and borrowing constraints, monetary policy in the business cycle, *American Economic Review*, 95, 739-764.

47. IMF(2000), World Economic Outlook, May 2000.
48. IMF(2008), World Economic Outlook, April 2008.
49. Johansen, S.(1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
50. Johansen, S.(1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551-1581.
51. Johansen, S.(1995), Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, Oxford University Press.
52. Kim, K.(2004), Housing and the Korean economy, *Journal of Housing Economics*, 13, 321-341.
53. Kim, K. and Suh, S.(1993), Speculation and price bubbles in the Korean and Japanese real estate markets, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 6, 73-87.
54. Kindleberger, C.(1978), Manias, panics, and crashes: A history of financial crises. In: Kindleberger, C. and Laffarge, J. (Eds.), *Financial crises: Theory, History and Policy*. Cambridge University Press, Cambridge.
55. Koh, W., Mariano, R., Pavlov, A., Phang, S., Tan, A. and Wachter, S.(2005), Bank lending and real estate in Asia: Market optimism and asset bubbles, *Journal of Asian Economics*, 15, 1103-1118.
56. Krainer, J. and Wei, C.(2004), House prices and fundamental value, FRBSF Economic Letter 2004-27. Federal Reserve Bank of San Francisco (October).
57. Leamer, E.(2002), Bubble trouble? Your home has a P/E ratio,too, UCLA Anderson Forecast (June).
58. Liang, Q. and Cao, H.(2007), Property prices and bank lending in China, *Journal of Asian Economics*, 18, 63-75.
59. Mckenzie, Dennis J. (2006), *Essentials of Real Estate Economics*, Thomson, 2006.
60. Miles, W.(2008), Boom- burst cycles and the forecasting performance of linear and non-linear models of house prices, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 36, 249-264.
61. Minsky, H.(1982), *Can "It" happen again?: Essays on Instability and Finance*. M.E. Sharpe.
62. Mishkin, F.(2007), Housing and the monetary transmission mechanism, NBER, *Working Paper*, Series 13518.
63. Newey, W. and West, K.(1987), A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix,



*Econometrica*, 55, 703-708.

64. OECD(2007), Economic survey of Korea 2007: Reforming housing and regional policies in Korea.
65. Oikarinen, E.(2009), Interaction between housing prices and household borrowing: The Finnish case, *Journal of Banking & Finance*, 33, 747-756.
66. Park, S. W., D. W. Bahng and Y. W. Park(2010), "Price run-up in housing markets, access to bank lending and house prices in Korea", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40, 332-367.
67. Shimizu, C. and Nishimura,K.(2007), Pricing structure in Tokyo metropolitan land markets and its structure changes: pre-bubble, bubbles, and post bubble periods, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35, 475-496.
68. Son, J.(2004), Real estate market and policy task, *Analysis of Korean Economy*, 10, 49-97.
69. Stevenson, S.(2008), Modelinghousing market fundamentals: empirical evidence of extreme market conditions, *Real Estate Economics*, 36, 1-29.
70. Stiglitz, J.(1990), Symposium on bubbles, *Journal of Economic Perspectives*, 4, 13-18.
71. Tse, Raymond Y.C.(1996), Relationship between Hong Kong house prices and mortgage flows under deposit-rate ceiling and linked exchange rate, *Journal of Property Finance*, 7, 54-63.
72. Wheaton, W. and Negachev, G.(2006), Past housing cycles and the current housing boom: What's different this time?, *Working Paper*.
73. Youngblood, M.(2003), Is there a bubble in housing? New evidence from 210 housing markets, GMAC RFC Securities, Residential Funding Securities Cooperation.
74. Zhu, H.(2005), The importance of property markets for monetary policy and monetary stability, BIS, *Working Paper*, No.21.
75. Zhu, H.(2006), The structure of housing finance markets and house prices in Asia, BIS, Quarterly Review.