

토지시장의 구조변화 및 전망 연구
Structural Changes in Korean Land Market
with Short Term Prospective

국토연 2000-21

토지시장의 구조변화 및 전망 연구
Structural Changes in Korean Land Market with Short Term Prospective

●
박헌주 · 정희남 · 박 철 · 문경희



연구진

연구책임 · 박헌주 선임연구위원, 정희남 연구위원
연구원 · 박 철, 문경희

국토연 2000-21 · 토지시장의 구조변화 및 전망 연구

글쓴이 · 박헌주, 정희남, 박 철, 문경희 / 발행자 · 이정식 / 발행처 · 국토연구원
출판등록 · 제2-22호 / 인쇄 · 2000년 12월 31일 / 발행 · 2000년 12월 31일
주소 · 경기도 안양시 동안구 관양동 1591-6 (431-712)
전화 · 031-380-0429(정보자료팀) 031-380-0114(대표) / 팩스 · 031-380-0474
값 · 6,000원 / ISBN · 89-8182-132-1
<http://www.krihs.re.kr>

© 2000, 국토연구원

* 이 연구보고서의 내용은 국토연구원의 자체 연구물로서
정부의 정책이나 견해와는 상관없습니다. © 2000

서 문

토지는 생산요소와 자산이라는 두 가지 특성을 동시에 가지고 있어 토지시장의 구조는 개념적으로 토지이용시장과 토지자산시장으로 분리할 수 있다. 전통적으로 토지는 생산요소로서 초점이 맞춰졌다. 그러나 최근에는 급격한 경제성장으로 도시화가 빠르게 진행되면서 위치로서의 토지와 자산으로서의 토지가 매우 중요하게 부각되고 있다. 이처럼 생산요소이자 자산증식수단으로서 토지이용시장과 토지자산시장이 동시에 존재함으로써 토지소유자는 토지로부터 소득이득과 자본이득을 동시에 획득한다.

토지시장의 전망은 토지시장의 구조변화를 해석하고, 이를 기초로 예측모형을 구축하여야 가능하다. 토지시장의 구조변화는 개별 경제주체들의 시장 수요곡선과 공급곡선에 의해서 결정되는 토지가격으로 나타난다. 지가결정이론은 앞에서 논의한 토지의 자산시장과 이용시장에서의 수요와 공급에 의해 결정되는 지가 및 지대 수준과 밀접히 관련된다.

고전적인 지가결정이론은 ‘미래의 기대지대를 현재가치화한 가격에 의해 지가가 결정된다’고 보며, 마르크스의 토지가격론이나 신고전학파의 자산가격론 중 시장기본가치이론이 여기에 해당된다. 그러나 실제시장에서는 지대나 할인율에 변화가 없어도 토지가격이 급격히 변화한다. 기본가치이론으로 설명되지 않는 이러한 한계를 극복하기 위해 제시된 이론이 가격거품론이다. 이 이론은 지가변

동에서 수익환원부분과 거품부분을 분리하여 지가변동이 어느 부분에서 기인하는가, 즉 토지자본이득 또는 거품의 크기의 변동으로 토지시장의 구조변화를 설명할 수 있다.

이 연구는 우리나라 토지시장의 구조변화를 실증적으로 분석하고, 토지시장의 단기 예측모형을 구축하여 향후 토지시장을 전망하였다. 토지시장에 관한 연구는 토지시장의 특성인 파생적 토지수요와 공급의 비탄력성 때문에 그 동안 쉽게 접근하지 못하였다. 특히 토지시장의 구조 변화는 토지시장의 복잡성과 다양성으로 인해 해석하기가 쉽지 않은 실정이다. 또한 토지시장의 단기적 전망 역시 거시경제적 요인과 실물시장의 변화, 토지에 영향을 끼치는 경제정책 및 토지정책 등 계량이 가능한 부분과 계량할 수 없는 요인이 혼합되어 있어 시장모형의 정립이 상당히 어려운 것으로 인식되어 왔다.

이와 같은 어려움에도 불구하고 이 연구가 당초 의도하였던 목적을 성공적으로 달성한 것은 매우 고무적인 일이다. 다만 토지시장에 관한 기초연구가 미흡하여 예측의 정확도를 높이는 데 한계가 있었다. 앞으로 계량화하기 어려운 정책적 요인이나 사회적 현상을 깊이 있게 분석하여 체계동학적 관점에서 토지시장을 연구하기 바란다. 또한 토지는 위치의 고정성과 이용의 다양성이라는 특성이 있기 때문에 지역별, 토지이용별로 토지시장 연구를 추진할 필요가 있다. 바쁜 업무 가운데에서도 이 연구를 성실히 수행해준 토지연구실의 박헌주 선임연구위원과 정희남 연구위원, 박철 연구원, 문경희 연구원의 노고에 감사하는 바이다.

2000. 12.

국토연구원 원장 이 정 식

초 록

이 연구의 목적은 우리나라 토지시장의 구조변화를 실증적으로 검정·분석하고, 토지시장의 단기 예측모형을 구축하여 향후 토지시장의 추이를 전망하는데 있다. 특히 외환위기 이후에 나타난 토지시장의 급격한 변화가 구조적 현상인지, 아니면 일시적인 현상인지를 분석하였다. 그 결과, 우리나라의 토지시장은 1991년에 구조전환이 일어났으며, 외환위기 이후의 토지가격 급락은 일시적인 충격에 의한 시장반응으로 분석되었다. 토지시장의 단기 예측모형을 구축하여 향후 지가변동을 전망한 결과, 급격한 지가변동의 가능성은 매우 희박하게 나타났다. 이는 기본적으로 1991년 이후 오랜 기간에 걸쳐 땅값이 안정되면서 시장기본가치에 의해 토지가격이 형성되어지고 있음을 의미한다.

□ 토지시장의 구조변화 분석

토지시장의 구조변화는 토지시장의 구조전환점 검정, 토지가격과 일반경기간의 동·후행성 검정, 토지가격과 거시경제지표간의 인과관계 검정 등을 통해 분석하였다.

토지시장의 구조전환점은 1975년부터 1999년까지의 연간 지가변동률 자료와 1987년 1/4분기부터 1999년 4/4분기까지의 분기별 자료를 이용하여 축차적으로 페티트 검정(Pettitt test)을 실시하고 시계열의 단위근 검정(unit root test)을 실시하여 분석하였다. 1984년부터 1999년까지의 페티트 검정 결과에서는 1991년에 검정통계량이 최대치로 나타나 1991년이 전환점인 것으로 나타났다. 따라서 1991

년을 전후로 구체적인 전환점을 분석하기 위해 1989년 1/4분기부터 1993년 4/4분기까지의 분기자료를 이용하여 검정한 결과, 토지시장의 구체적인 구조전환점은 1991년 2/4분기 또는 1991년 3/4분기인 것으로 나타났다.

1991년이 전환점이 될 수 있는 이유는 우리나라 경제구조의 변화와 토지관련 정책에서 찾을 수 있다. 1970년 - 1980년대에는 고도의 경제성장으로 인한 급격한 산업화와 도시화, 높은 인플레이션, 도시용지의 상대적 부족 등은 토지시장의 수급불균형을 초래하였다. 그러나 정부는 투기억제대책 위주의 수요관리정책에 치중함으로써 토지가격의 주기적 급등이 반복되었다. 반면에 1980년대 말부터는 토지공개념 확대 등 강력한 수요관리정책과 함께 주택 200만호 건설계획 등의 공급촉진정책을 병행 실시함으로써 토지수급불균형이 완화되었다. 한편 1990년대에 들어서면서 경제성장이 연 6%대의 안정성장으로 바뀌고 물가가 안정되면서 토지수요가 감소하였다. 이러한 요인들이 부동산 경기 변동의 하강국면과 일치하면서 1991년을 전환점으로 토지시장 구조가 전환된 것이라 하겠다.

토지가격(지가변동률)과 일반경기(실질GDP성장률 및 주가변화율)간의 동·후행성 여부는 1987년 1/4분기부터 1999년 4/4분기까지의 지가변동률 시계열 자료를 이용하여 시차별 상관계수를 분석하였다. 1997년까지는 지가변동률이 실질GDP성장률에 4분기 후행 하였지만, 외환위기 이후인 1998년부터는 지가변동률과 실질GDP성장률이 동행하는 것으로 분석되어 지가결정에 있어서 시장기본가치의 중요성이 증가하고 있는 것으로 나타났다. 이 사실이 전통적인 자산선택행위에 영향을 미쳤는지 여부를 검정하기 위해 지가변동률과 주가변화율 사이의 동·후행성을 분석한 결과, 1996년 이후 지가변동률은 주가변화율에 5분기 후행하는 것으로 나타났다. 따라서 토지가격은 장기적으로 시장기본가치에 의해 주로 결정되지만, 단기적으로는 자산선택행위의 영향을 받아 변화가 일어나는 것으로 분석되었다.

지가변동요인을 구체적으로 분석하기 위해 토지시장의 구조전환이 일어난

1991년 2/4분기부터 1999년 4/4분기까지의 토지가격, 실질GDP, 총유동성, 회사채 수익률, 건축허가면적, 소비자물가, 주가 등의 자료를 이용하여 그랜저-심즈 인과 관계를 검정(Granger · Sims causality test)한 결과, 지가변동의 요인은 소비자물가 상승률, 실질GDP성장률, 회사채수익률 등이며, 지가변동은 주가변화율, 회사채 수익률, 실질GDP성장률 등을 변동시키는 것으로 나타났다.

□ 토지시장 단기 예측모형의 구축 및 전망

토지시장의 단기 예측모형은 지가변동률 자료를 이용하여 시계열모형인 ARIMA (auto-regressive integrated moving average)모형과 VAR(vector auto-regressive)모형을 통해 구축하였고, 이를 바탕으로 향후 2년 동안의 단기 지가변동률을 전망하였다.

토지시장의 단기 전망을 위해 분석한 자료는 1987년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 전국 평균지가변동률과 앞서 분석한 지가변동요인인 실질GDP성장률, 회사채수익률이다. 모형을 통해 시장을 전망한 결과, 상대적으로 예측력이 우수한 ARIMA(1, 1, 2)모형에 의한 2001년도의 지가변동률은 -0.37%이고, VAR모형으로는 1.29% 상승할 것으로 나타났다.

시계열 모형은 특정 경제이론에 기초한 경제변수들간의 관계를 고려하지 않고, 단지 추정대상변수의 과거 움직임에 기초하여 규칙을 찾아내는 것이다. 두 가지 시계열모형으로 단기 지가변동률을 예측하였으나, 토지가격은 실물경제와 밀접한 관계를 갖기 때문에 경제변수인 실질GDP성장률과 회사채수익률을 내생 변수로 포함시킨 VAR모형의 결과를 단기 지가예측에 활용하는 것이 바람직할 것이다.

차 례

서 문	i
초 록	iii
제 1 장 서 론	1
1. 연구 목적	1
2. 연구 범위	3
3. 연구 방법	5
4. 선행연구 고찰	8
제 2 장 토지시장 구조와 토지가격	17
1. 토지시장의 구조	17
1) 토지와 토지시장	17
2) 토지시장의 구조	19
2. 토지가격의 결정이론	22
1) 개 관	22
2) 기본가치이론	24
3) 거품이론	26
3. 토지시장 구조변화 및 전망의 틀	29

제 3 장 토지시장의 변화 추이 33

- 1. 토지가격 및 토지거래의 변화 추이 33
 - 1) 토지가격의 변화 추이 33
 - 2) 외환위기 이후의 토지가격 변화 36
 - 3) 토지거래의 변화 추이 38
- 2. 토지공급 및 부동산정책과 토지가격 41
 - 1) 토지공급과 토지가격 분석 41
 - 2) 부동산정책과 토지가격 분석 48
- 3. 토지가격과 주요 경제지표 50
 - 1) 토지가격과 주요 거시경제지표간의 추이 분석 51
 - 2) 토지가격과 관련 실물부문 지표간의 추이 분석 55
 - 3) 토지가격과 거시경제변수간의 회귀분석 58

제 4 장 토지시장의 구조변화 분석 61

- 1. 토지시장의 구조 전환점 검정 61
 - 1) 페티트 검정 63
 - 2) 단위근 검정(unit-root test) 69
- 2. 토지가격과 일반경기의 동·후행성 검정 70
- 3. 토지가격과 거시경제지표간 인과관계 검정 74
 - 1) 시계열의 정상성 검정 74
 - 2) 그랜저·심즈 인과관계 검정 77

제 5 장 토지시장의 단기 전망 81

- 1. 예측방법과 예측모형 81
 - 1) 구조모형 82
 - 2) 시계열모형 83
- 2. ARIMA모형을 이용한 단기 지가 예측 86
 - 1) ARIMA모형의 구축방법 86

2) ARIMA모형을 이용한 단기 지가변동 예측 (I)	86
3) ARIMA모형을 이용한 단기 지가변동 예측 (II)	94
4) ARIMA모형에 의한 지가예측 결과	100
3. VAR모형을 이용한 단기 지가 예측	101
1) VAR모형의 개요	101
2) 단기 지가예측모형 구축	102
3) VAR모형에 의한 단기 지가예측	109
4. 예측모형간 예측결과 비교	111
제 6 장 결 론	113
참고문헌	117
ABSTRACT	125
부 록	128

표 차례

<표1-1> 우리나라의 기간별 지가변동 추이	8
<표1-2> 우리나라 부동산시장의 변동주기에 관한 선행연구	9
<표1-3> 부동산가격과 거시경제변수간의 인과관계에 대한 선행연구	15
<표3-1> 지역별 지가변동률 추이	34
<표3-2> 외환위기 이후 분기별 지가동향	36
<표3-3> 1999년 이후 지역별 지가변동률	37
<표3-4> 토지거래 규모추이	39
<표3-5> 연도별 주택건설, 주택재고 및 토지가격의 변동률	46
<표4-1> 토지가격 변동에 대한 페티트 검정 결과(1975~1990)	66
<표4-2> 토지가격 변동에 대한 페티트 검정 결과(1984~1999)	67
<표4-3> 지가변동률에 대한 페티트 검정 결과(1989 1/4~1993 4/4)	68
<표4-4> 단위근 검정의 결과	69
<표4-5> 지가변동률과 실질국내총생산성장률의 동·후행성 검정	72
<표4-6> 지가변동률과 추가변화율의 동·후행성 검정	73
<표4-7> 원시계열의 ADF 단위근 검정결과	75
<표4-8> 1차차분 시계열의 ADF 단위근 검정결과	76
<표4-9> 지가변동률과 거시경제변수 간의 인과관계 검정	79

<표5-1> 지가변동률 원시계열의 단위근 검정 결과	88
<표5-2> 지가변동률의 1차차분 시계열의 단위근 검정 결과	88
<표5-3> ARIMA(2, 1, 2)과 ARIMA(1, 1, 1) 모형의 비교	90
<표5-4> ARIMA(2, 1, 2)모형의 실제치와 동태적 예측치	92
<표5-5> ARIMA(2, 1, 2)모형의 실제치와 정태적 예측치	93
<표5-6> 지가변동률 원시계열의 단위근 검정 결과	94
<표5-7> 지가변동률 1차차분 시계열의 단위근 검정 결과	95
<표5-8> ARIMA(1, 1, 2)과 ARIMA(1, 1, 1) 모형의 비교	96
<표5-9> ARIMA(1, 1, 2)모형의 실제치와 동태적 예측치	98
<표5-10> ARIMA(1, 1, 2) 모형의 실제치와 정태적 예측치	99
<표5-11> ARIMA(2, 1, 2)과 ARIMA(1, 1, 2) 모형의 예측력 비교 ..	100
<표5-12> ARIMA(1, 1, 2) 모형에 의한 지가변동률 예측	100
<표5-13> 원시계열의 ADF 단위근 검정결과	103
<표5-14> 1차차분 시계열의 ADF 단위근 검정결과	104
<표5-15> 지가변동률과 거시경제변수들 간의 AIC, SIC 판별결과	104
<표5-16> 요한센의 공적분 검정결과	105
<표5-17> 지가변동률과 거시경제변수 간의 인과관계 검정	106
<표5-18> 지가변동률의 실제치와 VAR모형의 예측치	110
<표5-19> VAR모형에 의한 단기 지가변동률 예측	110
<표5-20> 예측모형별 실제치, 예측치, 상대적 괴리비	112

그림 차례

<그림1-1> 연구의 흐름 및 주요 과제	7
<그림2-1> 토지시장의 구조	21
<그림2-2> 연구의 틀	32
<그림3-1> 지역별 지가변동률 변화 추이	35
<그림3-2> 용도지역별 지가변동률 (1987 1/4~2000 3/4)	37
<그림3-3> 토지거래 및 지가변동률 추이	39
<그림3-4> 지역별 토지거래 변화 추이(건/필지수)	40
<그림3-5> 용도지역별 분기별 토지거래 변화 추이(건/필지수)	41
<그림3-6> 주택건설호수 및 토지가격 증감률 지수의 추이	43
<그림3-7> 토지가격과 주택가격의 변동률 추이	44
<그림3-8> 주택건설과 주택가격, 토지가격 변동률 추이	47
<그림3-9> 주택건설과 주택가격, 토지가격 증감률 지수 추이	47
<그림3-10> 지가와 총통화의 변화추이	51
<그림3-11> 지가와 물가지수의 연간 변화 추이	52
<그림3-12> 지가와 실질국내총생산의 변화추이	53
<그림3-13> 지가와 대체자산 수익률의 변화추이	54
<그림3-14> 지가와 건축허가면적 및 기계수주액의 변화추이	55
<그림3-15> 지가와 건설투자의 변화추이	56

<그림3-16> 지가와 총고정자본의 변화추이	57
<그림5-1> 전국 평균지가변동률의 추세(1987년 1/4~2000년 2/4)	87
<그림5-2> 지가변동률의 원시계열과 1차차분 시계열의 추이	90
<그림5-3> ARIMA(2, 1, 2)모형의 추정 결과	91
<그림5-4> ARIMA(2, 1, 2)모형의 실제치와 동태적 예측치	92
<그림5-5> ARIMA(2, 1, 2)모형의 실제치와 정태적 예측치	93
<그림5-6> 지가변동률 원시계열과 1차차분 시계열의 추이	96
<그림5-7> ARIMA(1, 1, 2)모형의 추정 결과	97
<그림5-8> ARIMA(1, 1, 2)모형의 실제치와 동태적 예측치	98
<그림5-9> ARIMA(1, 1, 2) 모형의 실제치와 정태적 예측치	99
<그림5-10> VAR모형의 충격반응함수	108
<그림5-11> VAR모형의 추정 결과	109
<그림5-12> 지가변동률의 실제치와 VAR모형의 예측치	110

CHAPTER 1

서론

1. 연구 목적

우리나라의 토지문제는 주로 높은 지가상승률과 이에 따른 부동산투기의 잠재성, 토지소유의 편중에 따른 소득분배의 불공평성 등으로 지적되고 있다. 이러한 문제점들은 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 발생된 결과이다.

1960년대 이후의 압축성장과 급격한 도시화 및 산업화로 인한 도시용지의 상대적 부족은 토지시장에서 토지의 수급불균형을 가져와 땅값을 올리는 요인이 되었다. 또한 높은 경제성장률과 물가상승률, 비싼 이자율 등 경제의 고도성장에 따른 거시경제적 요인은 인플레이션의 헛지 수단으로서 토지보유를 촉진시켜 토지의 수급불균형을 더욱 심화시켰다. 더욱이 지가상승으로 인한 불로소득이 거의 모두 사유화되면서 전통적인 토지소유권 집착 및 대체투자시장의 미성숙 등 토지시장 안팎의 다양한 요인과 복합적으로 어우러져 땅값을 주기적으로 급등시켰다.

그러나, 1997년 말의 외환위기는 토지시장에서 땅값의 급락과 토지거래의 위축 등 과거와 다른 현상을 초래하였다. 전통적으로 내려온 이른바 ‘땅값은 떨어

지지 않는다'는 부동산 신화가 깨진 것이다. 실제로 외환위기 이후 1년 동안 토지가격은 공식적으로 14%, 시장여건을 반영한 추정치로는 30%, 달러환율 하락을 감안했을 경우 55% 이상 하락한 것으로 분석되었다(정희남, 2000:15-16). 토지거래 역시 크게 위축되어 정부는 한국자산관리공사와 한국토지공사를 통해 수십조 원에 이르는 토지를 매입하는 한편, 토지시장을 전면 개방하여 외국인의 토지 투자를 유도하였다.

토지시장에서 일어난 이와 같은 현상은 외환위기 극복과 경기가 호전되면서 일시적인 침체에서 벗어나 외환위기 이전으로 회복되는 추세를 보이고 있다. 1999년의 전국평균지가변동률은 2.94% 상승하였고, 토지거래는 8%가 늘었다. 2000년에는 3/4분기 현재까지 땅값이 1.14% 오른 것으로 나타났다. 토지시장이 당초 예상과 달리 빠르게 안정되고 있는 것이다. 금융위기를 겪은 미국 텍사스의 경우 3년(1989~1991) 간 지가가 32% 이상 떨어진 후에 토지시장이 안정되었다. 지가수준이 매우 높아 우리와 같이 많은 토지문제를 안고 있었던 일본은 지난 8년(1991~1997) 동안 땅값이 전국평균 75% 이상 지속적으로 하락하였다(정희남, 1999:11-12).

외환위기 이후 선진국들과 다르게 변동하고 있는 우리나라의 토지시장이 일시적인 현상인지, 아니면 토지시장의 구조변화가 이미 이루어지고 있었기 때문에 외환위기의 충격을 벗어나면서 조기에 안정된 것인지는 토지시장관리 및 토지정책에 있어서 그 의미가 매우 중요하다. 토지시장의 구조가 이미 변화되어온 것이라면 여기에 부응하여 토지정책을 새롭게 구성하기 위해 구조의 전환점은 언제였고, 어떠한 요인이 토지시장의 구조변화에 영향을 끼쳤는지 등과 같은 토지시장을 이해하기 위한 연구가 필요하다. 건설 및 주택 시장과 달리 토지시장에 대해서는 이 분야에 관한 선행연구가 거의 없는 실정이다.

우리나라의 토지시장은 지난 1990년대 초부터 지속적으로 안정되어 왔다. 최근의 토지가격 회복이 이러한 안정 추세의 연장선으로 회귀하는 것이라면, 토지시장의 구조는 거의 10년 동안에 걸쳐 지속적으로 변화·안정된 것이라 하겠다.

반면에, 이미 외환·금융위기를 겪은 선진국들과 비슷한 궤적이라면, 앞으로 어떻게 토지시장의 구조가 변화될 것인지에 대한 분석이 필요할 것이다. 또한 지금까지의 연구는 지가변동요인 분석과 정부정책의 토지시장에 대한 영향분석 등에 국한되었기 때문에 경제여건에 따른 지가동향의 사전예측이 없어서 토지정책은 사전대비보다 사후수습에 지나지 않았다.

이 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로 우리나라 토지시장의 구조변화를 실증적으로 검증·분석하고, 토지시장의 단기 예측모형을 구축하여 향후 토지시장을 전망하는 것이 목적이다.

2. 연구 범위

이 연구의 범위는 크게 공간적 범위, 시간적 범위, 내용적 범위로 나눌 수 있다. 공간적 범위는 연구기간 및 선행연구 부족 등을 고려하여 전국평균지가변동률을 대상으로 분석하고, 지역 및 용도별 하부시장 분석은 이 연구의 범위에서 배제한다.

시간적 범위는 정부에서 지가변동률 통계를 공식적으로 조사하기 시작한 1974년부터 최근까지로 설정하였다.¹⁾ 지가변동률 자료는 1974년부터 1986까지 연간으로 발표하였고, 1987년부터는 분기별로 발표하고 있다. 따라서 이 연구에서는 1974년~1999년까지의 연간자료와 1987년 1/4분기~2000년 2/4분기까지의 분기별 자료를 이용하여 분석한다.

내용적 범위는 크게 토지시장의 구조변화 분석과 단기 예측모형 구축 및 전망으로 나눌 수 있다. 첫째, 토지시장의 구조변화에 대해서는 토지시장의 구조전환

1) 건설교통부에서 조사·발표하는 지가동향자료(지가변동률)는 국토이용관리법 제28조 및 동법 시행령 제45조의2 제1항의 규정에 의하여 전국의 지가변동상황을 조사하여 토지정책의 수행을 위한 자료로 활용하기 위한 것이다. 조사대상은 전국 총 2,700여만 필지 중에서 45,000 표본지를 통계 추출하여 전국의 244개 시·군·구를 기초단위로 감정평가가사가 조사한다. 조사주기는 매 분기별 1회로 연간 4회 실시하며, 조사기준일은 매분기 다음달 1일(1월1일, 4월1일, 7월1일, 10월1일)에 실시한다.

점 검정, 토지가격과 일반경기간의 동·후행성 검정, 토지가격과 거시경제지표 간의 인과관계 검정 등을 통해 분석한다. 토지시장의 구조변화를 구체적으로 분석하기 위해서는 토지시장의 수요와 공급, 토지관련 제도, 정치·사회·문화적 측면 등에 대한 심층적 분석이 필요하다. 그러나 이 연구는 토지시장의 수요와 공급, 그리고 시장을 둘러싼 다양한 요인들이 종합적으로 반영되어 나타난 토지가격의 변화 행태를 중심으로 토지시장의 구조변화를 논의하고자 한다.

둘째로, 토지시장의 단기 예측모형은 지가변동률의 시계열 자료를 이용하여 시계열모형인 ARIMA(auto-regressive integrated moving average)모형과 전국평균 지가변동률, 실질국내총생산성장률, 회사채수익률 등의 시계열 자료를 활용한 VAR(vector auto-regressive)모형을 통해 구축하고, 이를 바탕으로 지가변동률의 단기 전망을 시도한다.

이 연구는 모두 6개의 장으로 구성되어 있다. 제1장 서론에 이은 제2장에서는 토지시장의 구조와 토지가격 결정이론을 논의하고, 토지시장의 구조변화 및 전망 연구를 위한 틀을 제시한다.

제3장에서는 연구 틀에 따라 토지시장의 구조변화를 실증적으로 분석하기 위해 필요한 기초자료인 토지가격의 변화 추이, 토지거래의 변화 추이, 국토이용구조의 변화와 부동산정책, 토지가격과 주요 경제지표간의 추이 등에 대해서 논의한다.

제4장에서는 토지시장의 구조변화를 실증적으로 분석한다. 지가변동률 분석을 통해 토지시장의 구조전환점을 검정하고, 토지가격과 일반경기간의 동·후행성 및 토지가격과 거시경제지표 간의 인과관계를 검정하여, 토지시장의 구조변화 시점과 구조변화에 영향을 끼친 지가변동요인을 분석한다.

이어 제5장에서는 제3장과 제4장의 분석자료를 활용하여 ARIMA모형 및 VAR모형에 의한 단기 지가예측모형을 구축하고, 이를 기초로 단기 지가변동률의 전망치를 제시하고자 한다. 제6장의 결론에서는 이 연구의 요약과 함께 연구의 의미를 정리하고자 한다.

3. 연구 방법

이 연구의 접근방법은 크게 문헌조사, 계량경제기법에 의한 실증분석, 예측모형의 구축 및 전망 등으로 나누어진다.

문헌조사는 토지시장과 관련된 국내외의 논문과 연구보고서를 조사·분석한다. 토지시장 연구는 전통적으로 수요요인의 분석에 치중하고 있다. 그러나 토지의 이용이 매우 다양하고 파생적 수요의 특성을 지니고 있기 때문에 이에 대한 실증연구가 미흡한 실정이다. 특히, 외환위기 이후 토지시장이 급격히 변화하고 있지만, 이에 대한 분석자료가 매우 부족하다. 이 연구도 이러한 문헌 및 자료상의 한계를 전제로 가급적 관련 연구를 모두 고찰하였다. 그러나 기존연구에서 분석이 미흡한 부분과 분석자료의 수집이 어려운 부문은 토지관련정책 및 정치·경제·사회 등 관련된 다른 부문과 토지시장간의 정성적 분석을 통해 토지시장의 구조를 살펴보고자 한다.

계량적 기법에 의한 토지시장의 구조변화에 관한 실증분석은 우선 1975~1999년 동안의 토지가격 동향 등 관련지표를 이용하여 토지가격과 주요 경제지표간의 추이를 살핀 후, 토지가격과 거시경제변수 등 관련지표간의 관계 등을 분석한다. 이어 앞서 분석한 시계열 자료(time series data)를 활용하여 토지시장 구조의 전환점, 토지가격과 일반경기간의 동·후행성 및 토지가격과 주요 경제지표들간의 인과관계를 검정하여 토지시장의 구조변화를 분석하고자 한다.

토지시장의 구조변화 시점은 비모수(non-parametric) 기법²⁾인 페티트(Pettitt) 검

2) 전통적인 통계적 추론은 일반적으로 모집단에 대한 엄격한 가정하에서 전개되는 것이 상례이다. 모집단의 평균에 대한 검정에서 사용된 t 검정은 주어진 조건이 모두 만족되면 최적검정이 되지만, 우리가 실제로 접하는 자료는 정규분포와는 전혀 다른 형태의 분포를 따르는 모집단에서 얻게 된다. 특히 모집단의 분포함수가 정규분포보다 두터운 꼬리를 갖는 경우에는 정규분포를 가정하고 얻어진 추정량이나 검정통계량의 효율이 극히 나쁘다. 그러나 비모수적 추론은 모집단에 대한 추론이 약하기 때문에 광범위한 분포함수형태의 모집단을 대상으로 검정을 행할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 비모수적 검정은 흔히 관측값 자체를 사용하지 않고 관측값의 부호나 순위 등을 사용하는 것이 상례이기 때문에 정보의 손실 때문에 효율이 많이 감소되리라 생각되나 실제로는 효율의 감소는 적은 반면 상당히 안전한 방법이 됨이 증명되어 있다. 자료의 기수성보다는 서수서적 측면을 강조하는 비모

정을 통해 분석한다.)³⁾ 토지시장의 구조변화를 나타내는 토지가격의 결정에 있어서 시장기본가치의 역할 및 자산선택행위의 영향을 검증하기 위한 토지가격과 주요 거시경제지표 간의 동·후행성 여부는 전국평균지가변동률과 실질GDP성장률 및 주가변화율의 상관계수를 이용하여 검증한다. 마지막으로, 토지가격의 행태 변화를 파악하기 위하여 전국평균지가변동률과 다른 거시경제변수들(실질GDP, 총유동성, 회사채수익률, 건축허가면적, 소비자물가, 주가 등) 간의 그랜저-심즈 인과관계 검증(Granger-Sims causality test)을 실시한다.

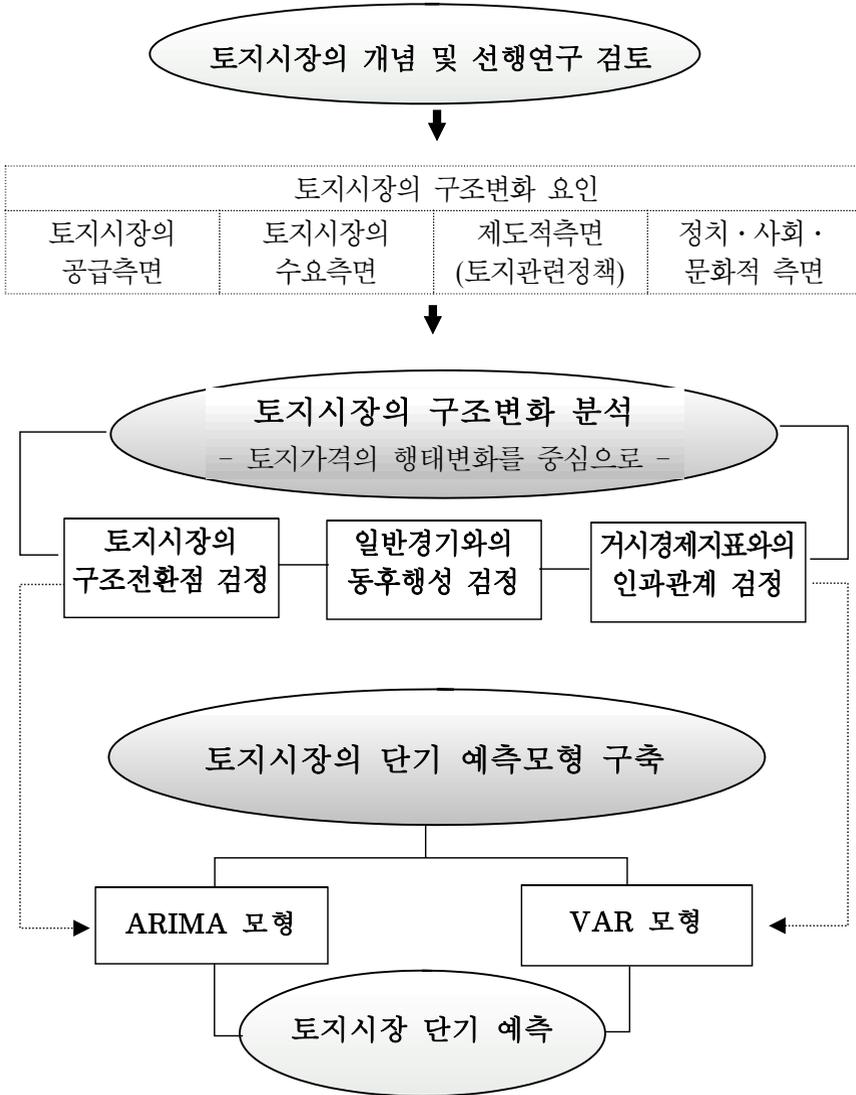
토지시장에 대한 단기 예측모형은 1987년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 전국평균지가변동률 자료를 이용하여 구조모형에 비해 예측작업이 용이하고 예측력도 크게 뒤지지 않는 시계열모형인 ARIMA(auto-regressive integrated moving average)모형과 VAR(vector auto-regressive)모형을 이용하여 구축하고자 한다. VAR모형에서 지가변동률과 함께 사용한 변수인 회사채수익률과 실질GDP성장률은 제4장 토지시장 구조변화 분석의 그랜저 인과관계 검증에서 지가변동에 가장 큰 요인으로 작용하거나 지가변동이 영향을 주는 거시경제변수 중 양쪽에 모두 인과관계를 갖는 변수로 나타났다.

수 방법은 효율의 서수성을 받아들이는 현대경제학적 입장에서 볼 때 경제통계자료를 처리해야하는 계량경제학의 유용한 방법이다. 좀 더 자세한 내용은 ‘호그·태니스 공저, 안철원·한상문 공역, 1989:511-570.’과 ‘한창호, 1991.’ 그리고 ‘이창호, 1988.’ 등을 참조하기 바란다.

3) 일반적으로 구조변화의 검증방식에는 초우검정(Chow test), 비모수검정(non-parametric test) 등이 있지만 이 연구에서는 김갑성·서승환(1999)이 이용한 비모수검정을 사용하고자 한다. 초우검정은 두 기간의 자료를 이용한 회귀분석에 의해서 상이한 두 기간 또는 상이한 두 경제집단에 해당하는 두 선형 모형의 계수들이 동일한지 그 여부를 검토하여 구조변화를 검증하는 방법이다. 즉 두 기간에 걸친 자료에 의해서 각각의 회귀방정식 계수들을 추정하였을 때, 과연 회귀계수들이 유의성있게 차이가 나는지를(회귀방정식의 구조가 변했는지를) 검증하는 초우검정방법은 회귀분석에 기초한 구조변화 검증의 대표적인 방법이다. 그러나 초우검정은 교란항에 대한 가정이 너무 엄격하고, 비교의 대상이 제한되어 있다는 결점을 지니고 있다. 각각의 모형은 표준선형모형의 기본적인 가정 외에도 교란항의 정규분포에 따른다는 가정과 두 모형의 교란항의 분산이 동일하다는 가정, 두 모형이 독립이라는 가정까지 채택하고 있다. Schmidt·Sickles(1977), Ohtani·Toyoda(1985, 1986) 등의 연구에 의하면 이 분산(heteroscedastic)하에서 초우검정을 실시하면 초우검정통계량의 유의수준과 검증력은 이분산에 의해서 상당한 정도로 영향을 받는다는 사실이 밝혀져 있다. 따라서 이 연구에서는 비모수검정인 페티트검정(Pettitt test)을 실시하고자 한다. 좀더 구체적인 내용은 ‘Greene W. H., 1993:215-225.’를 참조하기 바란다.

이 연구에서 주로 사용하는 통계프로그램은 Quantitative Micro Software의 EViews 3이며, 분석상 추가적으로 필요한 경우에는 Excel, SPSS 등 다른 프로그램도 같이 활용하고자 한다.

<그림1-1> 연구의 흐름 및 주요 과제



4. 선행연구 고찰

많은 경제학자들은 추세에 관한 연구를 경제성장론 또는 경제발전론의 과제라고 생각하며, 순환에 관한 연구를 경기변동론 또는 경기순환론의 과제라고 생각하고 있다. 시장구조의 변화를 가장 잘 파악할 수 있는 경기변동이론에 관한 선행연구들은 Samuelson(1939), Hicks(1950), Lucas(1973), Stiglitz(1990) 등의 경제학자들에 의해서 수행되었다. 따라서 부동산시장의 경기변동을 설명하는 단일이론은 없다. 부동산경기는 일반적으로 경제·사회·제도 등 광범위한 여건 변화에 따라 변동하기 때문에 일반경기과 밀접한 관계를 갖고 있는 것으로 파악되어지고 있다. 즉, 부동산수요는 파생적 수요이기 때문에 다른 경제활동에 상당히 의존하고 있다.

우리나라의 부동산경기 변동에 관해 토지가격을 중심으로 정리한 <표1-1>을 보면, 1980년대까지는 상승 추세가 지속되었으나, 토지공개념제도의 확대 실시와 같은 강력한 부동산투기 수요 억제와 함께 주택 200만호 건설 및 신도시 개발 등의 토지공급 증대정책의 시행으로 인해 1990년대 이후부터는 토지가격이 하향 안정세를 보이고 있다.

<표1-1> 우리나라의 기간별 지가변동 추이

기 간	1964~1969	1970~1978	1979~1989	1990~1997	외환위기 이후
지가변동	30.3% 상승	24.2% 상승	14.7% 상승	3.2% 상승	-13.6% 하락
경제사회변화	경제성장 도시화	경제성장 중동건설	88올림픽 정치안정	성장둔화 시장개방	경기침체 구조조정
주요정책변화	SOC 및 도시 기반시설	부동산투기억제	부동산투기억제	토지공개념 신도시건설	규제완화 부동산경기안정

자료 : 건설교통부, 2000. 「지가변동 예고지표 개발을 위한 연구」. 건설교통부. p54.

우리나라의 부동산경기를 분석한 기존연구는 이진순(1990), 석해호(1990), 이만우·나성린·김균(1991), 김재영·안정화(1990), 조주현(1999), 김갑성·서승환(1999) 등이 있다.

이와 같은 기존연구들은 우리나라 부동산시장의 순환주기를 장기 10년, 단기 5년으로 분석하고 있다. 지가변동률의 주글라(Juglar)⁴⁾ 파동은 7~8년의 주기를 갖는 것으로 나타났으며, 1998년의 부동산 가격하락은 항구적인 충격에 의한 것이 아니라 일시적인 충격에 의한 것으로 파악하고 있다. 김갑성·서승환(1999)은 1998년의 급격한 부동산가격 하락과 무관하게 지가변동률은 약 30분기, 주택매매가격변화율은 약 22분기 정도인 것으로 분석하여 순환주기가 다소 늘어나는 추세를 보이는 것으로 나타냈다(<표1-2> 참조). 조주현(1999)은 부동산경기과 일반경기는 대체로 6개월 내지 1년의 시차로 동행하며, 경기변동의 비대칭성으로 인하여 토지시장 경기의 정점은 선행하고 저점은 일반경기에 후행하는 것으로 분석하고 있다.

<표1-2> 우리나라 부동산시장의 변동주기에 관한 선행연구

연구자	측정변수	자료유형	주 기
이진순(1990)	지가변동률	연도별('64~'89)	7~10년
석해호(1990)	지가변동률	연도별('67~'90)	9~11년
이만우외(1991)	지가변동률	분기별('74~'89)	5~ 6년
김재영(1990)	건축허가면적	연도별('76~'89)	5년
김갑성·서승환(1999)	지가변동률, 주택매매가격	분기별('83~'98)	토지가격: 30분기 주택매매가격: 22분기

자료 : 건설교통부. 전게서. p57.을 참고하여 재작성 함.

4) 자본주의 경제는 자유방임의 단계로부터 독점의 단계를 거쳐 지금은 정부의 경제개입이 매우 큰 역할을 하고 있다. 그러나 이러한 질적인 변화보다는 경제의 양적인 변화에 주목하여 경기순환의 측면에서 통계적으로 파악하려는 시도가 많이 있었다. 콘드라티에프(Kondratieff)는 40-50년, 쿠즈넛(Kuznets)은 15-25년, 주글라(Juglar)는 7-10년, 키친(Kitchin)은 40개월 안팎의 주기를 가진 순환을 발견하였다. 프랑스 경제학자 주글라(Clement Juglar, 1819-1905)는 프랑스 기업의 설비투자과 밀접한 관계를 갖는 은행대출, 이자율, 물가 등의 시계열 자료를 분석하여 평균적으로 10년 주기로 경제가 순환한다고 분석하였다. 주글라 순환(Fixed investment or Juglar cycle)등에 대한 구체적인 내용은 '김수행, 1986:16-28.'을 참조하기 바란다.

토지시장에 관한 선행연구는 거시경제변수와 경제정책 측면에서의 지가변동 요인을 분석한 연구가 일부 이루어졌고, 토지시장의 구조변화 및 전망에 대한 연구는 아주 미미한 실정이다.⁵⁾ 이는 토지시장의 수요가 대부분 파생적 수요에 의해서 결정되며, 토지공급은 정책적 요인에 의해 이루어지거나 공공의 역할이 매우 크고, 정부의 시장개입 및 많은 규제로 인해 시장적 요인만으로는 그 구조를 파악하기 어렵다는 한계 때문일 것이다.

토지시장의 구조변화 분석과 유사한 선행연구로는 김경환·서승환·유진방(1991), 손재영(1993a, b, c, d, e), 이진순(1993), 최막중(1993), 권원용(1993), 허세림(1992), 서승환(1993.2), 김성배·김창현(1994), 고려대학교부설경제연구소(1990), 이용만(1995), 삼성경제연구소(1996), 유시용(1993), 한중수(1995), 조재환(1996), 신한종합연구소(1997), 정희남·김창현(1997), 강원철·김복순(1997), 하태권(1997), 권미수(1997), 감정평가연구소(1998), 이재진(1998), 이규방·김재영·손경환·정희남·권은경(1998), 박헌주·정희남·이환성·정우형(1998), 김명수·강상목(1998), 박재룡·박용규·박원석·유용주·김종년·조달호·서승환(1998), 이용만(1998), 서승환(1999), 김태형(1999), 김갑성·서승환(1999), 감정평가연구소(1999), 한국개발연구원(2000), 한국토지공사(2000) 등이 있다. 이상의 선행연구 가운데에서 주요 연구에 대한 간략한 검토내용은 <부록 1>을 참조하기 바란다.

손재영(1993:21-46)은 총통화(M1, M2), 총생산물(GNP, GDP), 물가지수(CPI, WPI, 수출물가지수), 사채시장이자율, 주가지수, 건설업 실질생산액(총생산액, 민간건설, 정부건설) 등 1974년 10월부터 1990년 10월까지의 반기자료를 이용하여 그랜저·심즈의 인과관계 검정(Granger·Sims causality test)을 실시하였다. 그 결과 GNP·GDP와 지가상승률의 인과관계는 양방향 모두 기각되었으며, 주가, 지가, 엔화환율은 서로 밀접한 관계를 갖고 큰 폭으로 변화하였다. 또한 통화량,

5) 이 연구는 김갑성·서승환(1999), 손재영(1993), 건설교통부(2000) 등의 이론적·실증적 연구들의 성과와 한계에서 많은 도움이 되었다.

민간건설활동, 주가지수 등의 변화가 지가상승의 원인이 되며, 지가상승은 물가와 사채금리를 상승시킨다고 나타났다.

박원암(1992:47-75)은 전국지가평균, 실질국민총생산, 총통화(M2, 평잔) 등을 이용하여 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 자산가격 변화와 시장기본요인간에는 상관관계가 높게 나타났다. 또한 주가에 거품이 포함되어 있으므로 지가방정식에 설명변수로 포함시키는 것은 잘못이며, 가격변수의 기대치를 설명변수로 도입하는 경우 외생성의 문제가 있을 수 있다고 지적하고 있다. 따라서 지가변동은 단기적으로 거품과 유사한 형태의 투기적 변화를 보이고 있음을 시사하고 있다.

정희남·김창현(1997)은 지가변동률, 총통화(M2)증가율, 소비자물가변동률, 생산자물가변동률, GNP디플레이터변동률, 실질GNP성장률, 건축허가면적변동률, 기계수주액변동률, 주가변동률 등의 자료를 이용하여 그랜저·심즈의 인과관계 검정을 하였다. 그 결과 지가변동요인으로는 실질GNP성장, 소비자물가, 건축활동 및 기계설비투자, 주식과 같은 대체자산의 수익률의 순으로 나타났으며, 지가상승은 생산자물가, 통화량, 기계설비투자수준의 변동 순으로 영향을 받는다고 나타났다. 실질GNP성장률은 단기적으로 지가변동으로 정(+)의 영향을 받지만 장기적으로 부(-)의 영향을 받으며, 회사채와 정기예금 등 대체자산들의 수익률은 시차별로 효과는 다르지만 지가변동에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다.

강원철·김복순(1997)은 총유동성(M3), 물가, 이자율, 주가, 미국달러 환율, 건축허가면적, 회사채수익률, 추계인구, 국내총생산 등을 이용하여 그랜저·심즈의 인과관계 검정 및 VAR모형을 설정하여 추정하였다. VAR모형의 추정결과 통화량과 1인당 GDP는 지가에 대하여 정의 영향을 미치며, 이자율과 환율은 부의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이용만(1998)은 실질지가지수증가율, 실질GDP증가율, 실질이자율, 실질통화증가율 등으로 IMF 지원체제가 토지가격에 미치는 영향을 그랜저·심즈의 인과

관계 검정 및 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 그 결과 실질통화증가율 \Rightarrow 실질GDP증가율 \Rightarrow 실질지가지수증가율의 순으로 통계적 인과관계를 보이는 것으로 나타났다. 즉 통화량의 변화는 이자율의 변화 또는 자산구성의 변화로 경제 성장에 영향을 미치고, 이러한 경제성장률의 변화는 토지의 시장근본가치를 변화시켜 토지가격에 영향을 미친다는 것이다.

김갑성·서승환(1999)은 실질GDP성장률, 주가변화율, 금리변화율(3년만기 회사채 수익률), 일반물가(GDP 디플레이터)상승률, 광공업임금변화율, 총유동성변화율, 건축허가면적변화율 등의 1983년 1/4분기~1998년 4/4분기 자료를 이용하여 그랜저·심즈의 인과관계 검정을 실시하였다. 그 결과 주가변화율과 실질GDP성장률이 시차를 두고 지가변화율에 영향을 주는 것으로 나타나는 등 기존의 연구결과와 다소 차이가 발견되었다. 특히 VAR분석에 의한 분산분해분석과 충격반응분석 결과 1994년의 구조변화 이후 지가변화율과 주택매매가격의 변화율을 설명하는데 있어 시장기본가치의 중요성이 증가한 것으로 분석되었다.

다음으로, 토지시장의 단기전망과 유사한 선행연구로는 채미옥(1991), 이용만(1995), 에델스테인·폴(Edelstein·Paul, 1997), 김근용(1998), 이충열(1999), 김양우·이궁희·장동구(2000), 건설교통부(2000) 등을 중심으로 이루어졌다. 이러한 선행연구에 대한 간략한 검토내용은 <부록 2>를 참조하기 바란다.

김영표·정문섭(1989)은 지가지수(전국·서울시·6대도시·중소도시·군 지역), 국민총생산, 소비자물가지수, 총통화량지수, 주가지수 등의 자료를 이용하여 체계동학적(system dynamics) 기법으로 시험적인 지가동향 예측모형을 설정하였다. 이 연구는 국내 처음으로 총체적인 지가동향을 예측하여 토지관련 정책 수립에 필요한 기초자료를 도출하는 데 의의가 있지만, 개발된 지가동향 예측모형은 시론적인 모형이라 할 수 있다.

채미옥(1991)은 지가변동률(전국·대도시·중소도시·군 지역), 국민총생산 성장률, 경기종합지수증감율, 통화량증가율, 도매물가상승률, 소비자물가상승률 등을 이용하여 일반 거시경제변수의 동향과 지가동향간의 상관관계 파악하고 시

계열예측기법별(ARIMA, 변환함수, state space모형)로 지가변동모형을 개발하여 지가동향을 예측하였다. 이 연구는 모형에 사용된 지가변동률 자료의 총관찰수가 부족하였기 때문에 모형정립이 불안정적이었으며, 모형의 적합성 검정이 충분히 이루어지지 않았다.

에델스테인·폴(Edelstein·Paul, 1997)은 실질지가지수, 기업경기조사, 소비자 신뢰지수, 동경의 소비자물가지수와 주가지수, 장기 10년의 국채금리와 단기 3개월(Gensaki) 금리 등의 분기별(1981~1995) 자료를 이용하여 회귀분석으로 지가변동요인을 분석하였다. 그 결과 기업과 소비자의 경기예측치가 토지가격 변동의 주된 요인으로 나타났으며, 일본기업의 현금보유수준과 은행의 기업대출의사 등이 지가변동의 원인으로 작용하는 것으로 나타났다. 또한 주식시장의 변동은 부동산시장에 영향을 미치는 반면, 반대의 경우는 통계적 유의성이 발견되지 않았다.

김근용(1998)은 1988년 1월부터 1997년 9월까지의 주택매매 및 전세가격지수의 월별 자료로 ARIMA 모형과 state-space 모형을 통하여 단기적인 주택가격의 변동을 예측하기 위한 모형을 설정하고 검정하였다. 분석결과 매매가격지수 변동은 ARIMA 모형이, 전세가격지수의 변동은 state-space 모형의 적합도가 더 높게 나타났다.

건설교통부(2000)는 총통화, 소비자물가, 생산자물가, GNP디플레이터, 실질 GNP성장률, 건축허가면적, 기계수주액, 주가, 금리 등의 1987년 1/4분기부터 1998년 4/4분기까지의 자료를 이용하여 지가변동을 예측하기 위한 계량모형 및 지표표를 개발하였다. 우리나라의 토지가격 변동요인으로 경제성장, 산업구조 및 인구분포의 변화, 금융 및 거시경제 요인, 토지개발 및 이용규제 등을 제시하고 있다. 특히 인과관계 결과, 지가결정에 영향을 줄 수 있는 거시변수는 총통화, 소비자물가, 생산자물가, GNP디플레이터, 실질GNP성장률, 건축허가면적, 기계수주액, 주가, 금리 등을 제시하고 있다. 이 연구에서는 지가변동을 종합적으로 예측하기 위해서는 계량분석에 의한 지가변동률의 예측이나 지가선행지수를 통

한 지가변동의 방향 등을 전망하는 것과 함께 이를 상호보완할 수 있는 설문조사 체계의 구축이 필요하다고 제시하고 있다.

토지시장관련 선행연구들은 부동산가격과 거시경제변수들 사이의 관계를 그랜저-심즈의 인과관계 검정, VAR분석, 공적분 검정(cointegration test), 회귀분석 등의 연구방법을 통해 이루어졌다. 그리고, 부동산가격의 결정요인에 관한 연구에서 고려한 주요 거시경제변수들은 토지가격, 총통화(M2), 총유동성(M3), 소비자물가지수, 생산자물가지수, 실질국내총생산, 물가상승, 주가, 회사채, 정기예금, 건축허가, 건설투자, 기계수주액, 광공업임금, 미국달러 환율, 추계인구, 주택·전세가격, 주택미분양, 경상수지 등이다(<표1-3> 참조).⁶⁾

위와 같은 토지시장 관련 선행연구들은 지가변동요인 분석과 정부 정책의 토지시장에 대한 영향 분석 등에 국한되었기 때문에 경제여건에 따른 지가동향의 사전 예측이 없어서 토지정책은 사전 대비보다 사후 수습에 지나지 않았다. 따라서 이 연구에서는 이러한 문제의식을 바탕으로 우리나라 토지시장의 구조변화를 실증적으로 검정·분석하고, 토지시장의 단기 예측모형을 구축하여 향후 토지시장을 전망하고자 한다.

6) 서승환(1994, 1996), 김경환(1990), 손재영(1991) 등은 토지가격 결정요인으로 통화량, 민간건설활동, 주가, 실질GDP, 유관 부동산가격 및 거품함 등을 주로 고려하였다. 정의철·강은숙·최은희(1996), 손경환·김혜승(1994), 이주용(1992), 허재완(1991) 등은 주택매매 및 전세가격의 결정요인으로 통화량, 일반물가, 금리, 건축허가면적, 유관 부동산가격, 주가, 택지가격 및 건설업 임금 등을 이용하였다. 그리고, 이용만(1997)은 실질GNP증가율, 실질통화량증가율, 실질지가지수증가율 등을 고려하였으며, 정희남·김창현(1997)은 지가변동률, 총통화(M2)증가율, 소비자물가 및 생산자물가 지수(CPI, PPI)변동률, GNP디플레이터변동률, 실질GNP성장률, 건축허가면적변동률, 기계수주액변동률, 주가변동률 등으로 분석하였다. 또한, 서승환·김갑성(1999)은 실질GDP성장률, 주가변화율, 일반물가(GDP 디플레이터)상승률, 광공업 임금변화율, 총유동성변화율, 금리(3년만기 회사채 수익률)변화율, 건축허가면적변화율 등을 사용하였다.

<표1-3> 부동산가격과 거시경제변수간의 인과관계에 대한 선행연구

연구자	내 용
김영표·정문섭 (1989.12)	국민총생산, 소비자물가지수, 총통화량지수, 주가지수 1974~1988 년간자료
채미옥(1991)	지가변동률, GNP성장률, 경기종합지수증감율, 통화량(M2)증가율, 도매물가 상승률, 소비자물가 상승률, 주가변화율 등 1980 1/4~1991 2/4
조재환(1996.12)	M0, M3의 연말잔액, CPI, PPI, 1년이상 2년미만 시중은행정기예금금리와 잔존기간5년이내 보증부사채 단순평균수익률, 주가, 국내총생산 1990~1995
손재영(1993.12)	M1, M2, GNP, GDP, CPI, WPI, 수출물가지수, 사채시장이자율, 주가지수, 건설업 실질생산액 1974.10~1990.10 반기 자료
서승환·김경환 ·유진방(1991)	지가변동률, 주택가격, 물가, 설비투자
정창영(1991)	지가변동률, 사채이자율, 통화증가율, 실질국민소득, 건축허가면적
김경환·서승환 (1990)	명목지가, 실질지가, 상대지가, 절대주택가격, 상대주택가격
서승환(1993.2),	주택가격과 지가 변화율, 소비자물가지수 변화율, 인플레이션율, 광공업임 금 상승률, 주가지수의 변화율 등 1982 1/4~1992 2/4분기의 분기 자료
서승환(1994a, b)	지가상승률, 총통화증가율, 주가상승률, 건축허가면적성장률, 물가변동률
박원암(1992)	전국지가평균, 실질GNP, 총통화(M2 : 실질금리의 대응변수)
한중수(1995)	국민총생산, 건축허가면적, 통화증가율, 금융지표, 토지
하태권(1997)	지가, GNP할인지수, 건축허가면적, 주택매매가격, 지가(-1)
삼성경제연구소 (1997.7)	실질GDP 상승률, 경상GDP 상승률, 물가 상승률, 회사채 수익률
이용만(1997)	회사채실질수익률(3년만기 회사채수익률-물가상승률), 실질GDP증가율, 실 질통화증가율(M2/물가지수), 실질지가지수증가율 등 1973 1/4~1997 3/4
강원철·김복순 (1997.12)	M3, 물가, 실질이자율, 주가, 대US달러 환율, 건축허가면적(전국평균치), 실 질수익률, 추계인구, 국내총생산 등 1987 1/4~1997 3/4 분기 자료
정희남·김창현 (1997.12)	지가변동률, M2증가율, CPI·PPI변동률, GNP디플레이터변동률, 실질GNP 성장률, 건축허가면적변동률, 기계수주액변동률, 주가변화율 등 1975~1996
김창수(1998)	경제성장률, 물가, 통화량, 금리, 환율, 경상수지, 주식가격, 지가, 주택·전 세가격, 건축허가면적, 주택미분양 등 1977~1997
김태형(1999)	총통화(M3), 어음부도율, 경상수지, GNP 성장률 등 1987~1996년 분기자료
김갑성·서승환 (1999.10)	실질GDP성장률, 주가변화율, 금리변화율, 일반물가상승률, 광공업임금변화 율, 총유동성변화율, 건축허가면적변화율 등 1983 1/4~1998 4/4 분기자료
건설교통부 (2000)	총통화, 소비자물가, 생산자물가, GNP 디플레이터, 실질GNP 성장률, 건축 허가면적, 기계수주액, 주가, 금리 등 1987 1/4~1998 4/4 분기 자료

CHAPTER 2

토지시장 구조와 토지가격

이 장에서는 우리나라 토지시장의 구조와 지가결정이론을 개관하고, 토지시장의 구조변화 및 전망 연구를 위한 틀을 제시한다.

1. 토지시장의 구조

1) 토지와 토지시장

토지의 개념은 물리적인 시각에서부터 정치적, 법적, 경제적 시각까지 매우 다양한 각도에서 정의되어 왔다. 경제학에서는 토지를 크게 생산요소, 소비재, 그리고 자산으로 분류할 수 있다(이정전, 2000:55-57). 생산요소로서의 토지는 토지가 재화의 생산에 이용되는 투입재로서의 개념이다. 소비재로서의 토지는 인간의 기본적 수요 가운데 하나인 집을 짓거나 휴양 및 오락시설 등으로 토지를 이용하는 경우이다. 자산으로서의 토지는 이윤 추구하고 자산가치의 증식을 위해 토지를 보유하거나 토지의 용도를 전환할 수 있으며 증권이나 예금으로도 대체가 가능하다는 의미이다.

토지에 대한 경제학적 논의는 역사적으로 많은 학자들에 의하여 이루어져 왔다. 농업을 중시한 중농주의학과(重農主義學派)⁷⁾는 토지를 생산활동의 근원으로 이해하고, 다른 것이 토지의 기능과 역할을 대신할 수 없는 절대적 가치의 자연 물임을 강조했다. 고전학과(古典學派)⁸⁾는 소득분배를 매우 중요한 경제문제로 인식하였기 때문에 토지를 다른 자원과 구별되는 별개의 자원으로 취급하였다. 19세기말에서 20세기초에 태동되어 근대경제학의 모태가 된 신고전학과⁹⁾는 토지를 자본, 노동과 함께 생산요소의 하나로 취급하였고, 토지를 자본의 범주에 포함시켜 파악함으로써 토지 그 자체에 대해서는 별다른 중요성을 부여하지 않았다. 한편, 마르크스(Karl Marx)¹⁰⁾는 토지를 ‘인간 노동의 보편적 대상이며, 모든 생산의 시원적(始原的) 조건이고 자연에 의해 무상으로 제공된 자원들의 저장고’라고 정의함으로써, 토지 자체가 생산요소는 될 수 없다고 하더라도 인간이 살아가는데 꼭 필요한 터전인 이용가치를 중시하였다.

최근에는 급격한 경제성장으로 도시화가 빠르게 진행되면서 위치로서의 토지와 재산으로서의 토지 측면이 매우 중요하게 부각되고 있다. 도시화는 필연적으로 인구 및 경제활동을 특정지역에 편중시키기 때문에 위치가 매우 중요한 요소

7) 중농주의는 농업만이 잉여를 낳으며, 다른 모든 산업은 부의 형태만을 바꿀 뿐 경제적으로는 비생산적이며 불임성(sterile) 산업이라고 보았다. 때문에 오직 토지에 대한 세금만으로 정부재정을 충당해야 한다는 주장인 이른바 토지단일세를 주창하였다(이정전, 2000:35-36).

8) 18세기 중엽 아담 스미스(Adam Smith, 1723-1790)의 「국부론」부터 리카도(D. Ricardo, 1772-1823)를 거쳐 밀(J. Stuart Mill, 1806-1873)에 이르기까지 약 100년 동안의 경제학을 고전학과 경제학이라고 부른다. 고전학파들은 토지생산물의 가격이 결정되고 나서 토지 이외의 다른 생산요소에 대한 대가를 지불하고 남은 잉여가 지대이며, 지대를 자본화한 값이 곧 지가라고 보았다(이정전, 2000:36-37).

9) 제본스(W. Jevons), 왈라스(L. Walras), 마샬(A. Marshall) 등으로 대표되는 신고전학파들은 한정된 자원의 효율적 이용을 가장 중요한 경제문제로 생각하면서, 토지도 그러한 여러 가지 자원의 하나에 불과한 것으로 보았다. 따라서 신고전학파는 토지의 특수성을 인정하지 않았으며 지가 및 지대를 결정하는 원리가 별도로 있는 것이 아니라 기본적으로 다른 상품의 가격과 동일한 원리에 따라 시장에서 결정된다고 보았다.

10) 마르크스(K. Marx)는 기본적으로 지대를 잉여로 파악하였다. 지대의 크기는 주로 사회발전의 정도에 의해서 결정되는 것이지 지대를 받는 사람의 행위와 별 관계가 없다. 마르크스는 노동가치설과 소득분배이론에 입각해서 지대가 잉여임을 밝히고 있다. 노동가치설은 잉여가 창출되는 과정을 밝히고 있으며, 소득분배이론은 이 잉여가 자본분과들에게 분배되는 과정을 밝히고 있다. 모든 지대는 잉여노동의 산물인 잉여가치의 일부이며, 지대의 근본원인을 토지소유권에 있다고 보고 있다(이정전, 2000:128-157).

가 된다. 즉, 인구 및 경제활동의 특정지역 편중은 이러한 활동에 필요한 토지의 수요가 이 지역에 편중됨을 의미한다. 이 때에 특정지역에 토지가 집중적으로 공급되지 않을 경우 이 지역과 주변의 개발압력이 작용하는 지역에서는 땅값이 크게 오르게 된다. 또한 토지가 수요에 부응하여 제대로 공급되는 경우에도 토지의 특성인 입지의 고정성으로 인해 특정 입지의 땅값은 큰 폭으로 상승한다. 이는 토지가 재산으로서 더욱 중요시되는 것을 의미한다.

이 연구는 토지시장을 연구의 대상으로 삼기 때문에 토지의 개념은 대체로 경제학적 분류를 따르며, 토지를 생산요소(이용)와 자산으로 분류하고자 한다.

2) 토지시장의 구조

이상의 논의에서 알 수 있는 바와 같이 토지는 생산요소와 자산이라는 두 가지 특성을 동시에 가지고 있다. 때문에 토지시장의 구조는 개념적으로 토지이용시장과 토지자산시장으로 분리할 수 있음을 의미한다. 전자는 토지를 생산요소로 하는 각종 경제활동시장을 말하고, 후자는 토지의 자산적 기능을 강조하는 시장을 의미한다.

토지이용시장을 구성하는 활동에는 토지를 농업, 임업 등과 같은 각종 생산활동에 이용하는 시장과 주거서비스의 소비행위, 그리고 각종 상업활동 및 서비스 창출활동 등이 있다. 공공부문이 공급하는 각종 사회기반시설에 있어서도 토지는 매우 중요한 투입요소가 된다. 토지이용시장에서는 토지이용을 둘러싼 경제주체간의 경쟁에 의해 토지의 수요와 공급이 결정되고, 이는 지대(이용수익)로 나타난다. 토지이용시장에서 토지의 수요는 지대(주거·상업·공업용 건축물의 임대료, 농지의 지대 등), 다른 재화 및 생산요소의 가격, 가계소득, 가구수, 기업의 생산수준 등에 의해서 결정된다. 그리고 토지 또는 토지를 직접 투입요소로 하는 공간을 말하는 토지의 공급은 토지자산가치의 변동에 의해 그 규모가 결정된다.

토지의 자산적 기능을 뜻하는 토지자산시장은 토지 자체(소유권)의 수요와 공급을 통해 토지가격(토지의 자산적 가치)이 결정되는 시장이다. 토지의 자산적 수요는 이용수익의 변화에 대한 기대와 위험성, 채권이나 주식 등과 같은 다른 대체자산의 상대적 수익률 등에 의해 영향을 받는다. 반면에, 자산시장에서 토지의 공급은 새로운 토지의 개발공급과 기존 보유토지의 방출량에 의해서 결정된다. 신규토지의 공급¹¹⁾은 토지의 전체 재고가 거의 불변이므로 대부분의 경우 용도간 전환을 통해 이루어진다. 보유토지의 방출은 토지재고가 일정한 용도로 주어져 있는 상황에서 해당 용도의 토지수요가 감소함을 의미하기도 한다. 따라서 토지자산시장에서는 대체로 토지공급이 단기적으로 비탄력적이므로 수요가 땅값을 결정하는 것으로 전제한다. 부동산과 관련된 정책은 토지의 이용시장 및 자산시장에서 수요와 공급에 모두 영향을 끼치는 요인이지만, 특히 토지자산시장에 더 많은 영향을 끼친다.

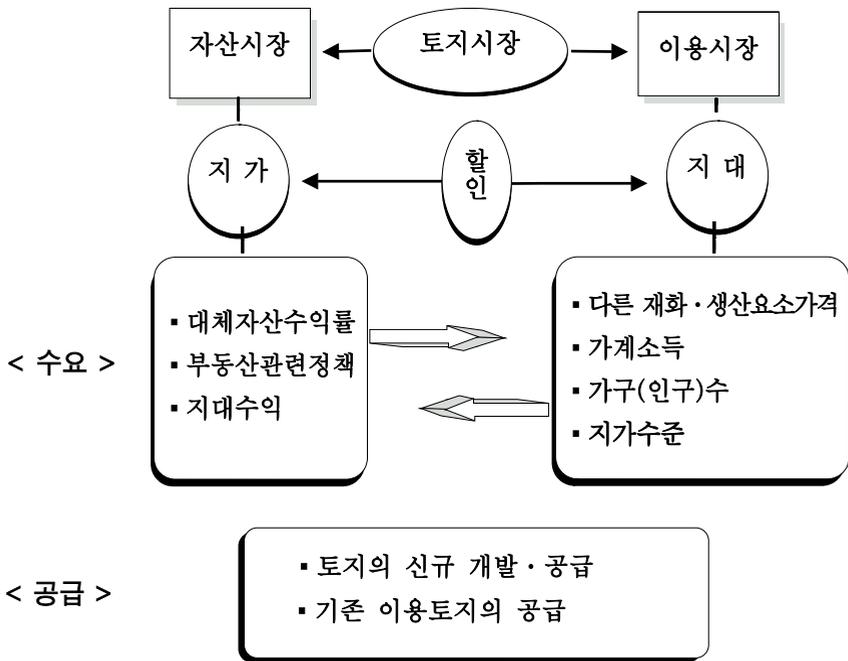
이상에서 개관한 토지에 대한 이용시장과 자산시장은 서로 연계성을 지니고 있다. 이용시장에서 결정된 지대수준은 토지의 자산수요를 결정하는데 있어서 가장 큰 역할을 수행한다. 투자자들이 토지를 취득한다는 것은 실질적으로 현재 또는 미래소득의 흐름을 구입하는 것이다. 따라서 토지이용시장에서 유발되는 지대의 변화는 직접적으로 자산시장에서의 토지수요에 영향을 끼치는 것을 말한다. 도시용 토지의 공급은 주거용, 상업·업무용 건물 등의 공급을 통하여 발생하게 된다. 이러한 토지공급의 증가는 자산시장에서의 지가뿐만 아니라, 이용시장에서의 지대수준을 결정하는데 영향을 끼친다.

이러한 연계성 때문에 토지의 이용시장과 자산시장은 지대와 지가를 통해 서로 연결되며, 전통적인 이론은 양자의 관계를 지가(P) = 지대(R)/할인율(r)로 표시한다. 지대와 지가의 변화는 결국 토지의 이용시장과 자산시장에서 토지에 대한 수요와 공급을 결정하고, 두 시장에서 일어나는 수요와 공급의 변화는 다시 두

11) 새로운 토지의 개발 공급은 대부분 공공정책적 차원에서 결정되지만, 이론적으로는 토지가격과 토지개발비용이 토지공급을 결정하는 주요 요인이다. 토지개발비용은 투입자금에 대한 이자율, 신용의 이용가능성, 토지이용규제 등과 같은 요인에 의해 영향을 받게 된다.

시장의 지대와 지가를 결정한다. 그리고, 토지시장(이용 및 자산 시장)에서 수요와 공급의 변화는 이에 영향을 끼치는 실물시장, 채권시장, 주식시장, 금융시장 등의 변화에 의해 영향을 받는다. 이와 같이 토지시장은 여러 가지 시장과 서로 연계되어 있어 노동시장·기업·금융·공공부문의 구조조정은 여러 경로를 통하여 토지시장에 직·간접적으로 영향을 미친다.

<그림2-1> 토지시장의 구조



2. 토지가격의 결정이론

1) 개 관

토지시장의 구조변화는 일반적으로 토지가격으로 나타난다. 따라서 토지의 시장가격을 결정하는 기제(mechanism)와 요인을 분석하면 토지시장의 구조변화 여부와 그 요인을 알 수 있게 된다. 토지의 시장가격은 개별 경제주체들의 시장 수요곡선과 공급곡선에 의해서 결정된다. 여기에서 수요곡선과 공급곡선은 토지의 수요와 공급에 영향을 끼치는 경제·사회·정치·문화적 제반 요소들은 물론이고, 부동산과 관련된 정부의 정책에 의해 좌우된다. 따라서 토지가격은 이와 같은 제반 요소에 의해 달라진다. 토지에 대한 수요량과 공급량이 균형을 이루면 토지가격은 오르지도, 내리지도 않는다. 수요량이 공급량보다 더 많아지면 토지가격은 상승하게 되고, 그 반대의 경우에는 토지가격이 떨어진다. 그리고 다른 조건이 수요를 억제하거나 공급을 촉진하는 경우에는 토지가격이 하락한다.

토지의 공급량은 토지의 공급이 물리적으로 제약받는다라는 점에서 비탄력적인 공급곡선의 형태로 표시된다. 토지의 공급은 시장으로의 공급뿐만 아니라 보유 수요에 대응하는 분량도 계상된다. 따라서 공급량은 해당 시점에서의 토지의 존재량과 항상 동일하다. 이 때문에 토지의 공급곡선은 토지의 존재량 점에서 수직이 된다. 한편, 토지의 수요량은 토지를 생산요소로 사용하기 위한 파생수요, 자산선택동기에 의한 수요, 토지소유자가 토지를 팔지 않고 계속 소유하도록 하는 유보수요 등에 의해서 결정된다. 따라서 토지가격의 상승은 토지의 담보가치를 증대시키고, 신용 창조에 따른 통화공급량의 증대는 다시 물가를 상승시키게 된다.

토지가격의 결정이론은 앞에서 논의한 토지의 자산시장과 이용시장에서 토지의 보유와 이용에 대한 수요와 공급에 의해 결정되는 지가 및 지대 수준과 밀접히 관련되며, 크게 고전적인 지가결정이론과 거품가격이론으로 분류할 수 있다.

고전적인 지가결정이론이란 ‘미래의 기대지대를 현재가치화한 가격에 의해 지가가 결정된다’고 보는 이론이다. 마르크스의 토지가격론이나 신고전학파의 자산가격론 중 시장기본가치이론이 여기에 해당된다. 이 이론에 따르면, 지가가 상승하는 것은 지대나 할인율에 영향을 미치는 경제적 요인의 변화에서 기인하는 것으로 해석한다.

그러나, 실제 시장에서는 지대나 할인율에 별다른 변화가 없음에도 불구하고 토지가격이 급격히 변화한다. 따라서 이러한 현상은 기본가치이론으로는 충분히 설명할 수 없다. 가격거품론은 고전적 지가결정이론의 이러한 한계를 극복하기 위해 제시되었다. 이 이론에 따르면 토지시장에서 결정된 토지의 실제가격과 토지의 시장기본가치 사이에는 가격의 차이가 존재할 수 있는데, 이러한 차이를 거품가격이라고 부르고, 이 가격은 지대라든가 할인율로는 설명할 수 없다고 주장한다.

토지에 대한 소유권이 희박한 반면에 경작권의 개념이 강했던 근대 이전에는 토지는 생산수단의 하나에 지나지 않았다. 따라서 토지가격은 토지의 생산력인 토지이용수익에 의해 형성되는 기본가치이론과 같은 맥락이다. 그러나, 토지에 대한 소유권이 확정되고 토지가 하나의 상품으로서 거래대상이 되면서부터, 토지는 도시적 용도의 생산수익과 함께 미래의 기대가치가 포함되는 또 다른 의미의 지대수익을 가져다주는 자산의 하나로 간주되기 시작하였다. 이러한 유형의 지대는 특히 경제발전속도에 따라 그 변화의 속도가 달라지기 때문에 자연히 자산으로서의 토지의 성격도 이러한 경제발전속도에 따라 변화되어 토지가격의 불확실성이 커지면서 토지는 위험자산의 성격을 갖게 되었다. 이 때문에 지가결정이론은 기본가치이론과 거품이론으로 구분되고 있다.

여기에서는 이상에서 개관한 기본가치이론(fundamental value theory)과 거품이론(bubble theory)을 중심으로 토지시장의 구조변화를 파악할 수 있는 지가결정이론을 살펴보고자 한다. 기본가치이론은 토지가격을 토지의 자산가치로 간주하고, 다른 자산가격과 마찬가지로 토지이용에 따른 수익(토지이용수익)과 토지가격

변동에 따른 시세차익(토지자본이득)을 할인하여 지가가 결정된다고 주장한다. 반면에, 거품이론에서는 실제지가와 시장기본가치간의 격차를 거품으로 간주하며, 실제의 지가변동에서 시장기본가치부분과 거품부분을 분리하여 지가변동이 어느 부분에서 기인하는가에 따라서 투기적 거품현상을 설명한다.

이와 같은 지가결정이론은 토지시장의 구조변화를 설명할 수 있다. 기본가치이론에 의하면, 토지이용수익을 할인한 토지가격과 실제지가가 같이 변동할 경우, 즉 거품이론에서 시장기본가치부분에 의한 땅값을 기준으로 토지자본이득 또는 거품부분의 크기의 변동에 따라 토지시장의 구조변화를 측정할 수 있다. 즉, 토지자본이득이나 거품가격이 어느 시점에서, 수요요인과 공급요인 가운데에서 어느 요인의 작용에 의해 발생하였거나 소멸하였는지를 분석하여 토지시장의 구조변화를 살펴볼 수 있다.

2) 기본가치이론

기본가치이론에 의한 토지가격의 결정식은 기본적으로 지대수익의 할인식이며, 다음과 같은 가정과 과정을 거쳐 도출할 수 있다.

첫째, 토지의 단위당 비용과 수익이 같아지는 수준에서 토지에 대한 투자수준이 결정될 것이다. 이러한 토지투자의 균형수익률은 자산간 거래가 균형을 이루는 재정조건(arbitrage condition)으로부터 도출될 수 있는데, 자산간 재정거래를 통한 균형조건은 다음 식 (1)과 같다.

$$i_t = \frac{R_t + (P_{Lt+1}^e - P_{Lt})}{P_{Lt}} \dots \dots \dots (1)$$

여기에서 P_L 은 지가, R 은 토지이용수익 그리고 P_L^e 는 기대지가를 나타내며, i_t 는 할인율을 나타내는데, 이는 토지구입자금의 기회비용과 같다.¹²⁾

둘째로, 위의 재정조건으로부터 다음 식 (2)와 같은 균형지가 수준이 유도된다.

$$P_{Lt} = \frac{R_t + P_{Lt+1}^e}{(1+i_t)} \dots \dots \dots (2)$$

이것은 바로 t 기의 지가수준을 나타낸다. ($t+1$)기의 기대지가수준 역시 같은 방법으로 다음 식 (3)과 같이 결정될 수 있다.

$$P_{Lt+1}^e = \frac{R_{t+1} + P_{Lt+2}^e}{(1+i_{t+1})} \dots \dots \dots (3)$$

매기의 토지이용수익과 할인율이 동일하다고 가정하고, ($t+1$)기의 기대지가를 t 기의 지가에 대입하며, 의사결정 대상기간을 n 으로 확장하는 경우, 아래 (4)와 같은 지가결정식이 유도된다.

$$P_L = \sum_{k=1}^{n-1} \frac{R_k}{(1+i)^k} + \frac{P_{Ln}^e}{(1+i)^n} \dots \dots \dots (4)$$

위 지가결정식에서 R 이 매년 g 의 성장률로 일정하게 증가한다고 가정하고, n 을 무한대로 확장할 경우, 지가결정식의 두 번째 항은 0으로 수렴할 것이다. 이 때 토지가격은 다음 식 (5)와 같다.

$$P_L = \frac{R}{i-g} \dots \dots \dots (5)$$

이것을 토지의 시장기본가치(market fundamental value) 또는 수익환원지가라고

12) 엄격한 의미에서 여기서의 할인율에는 토지구입자금의 기회비용 이외에도 토지투자에 따른 위험프리미엄과 토지외의 자산의 투자에 따른 위험프리미엄이 고려되어야 한다.

부른다.

3) 거품이론

앞에서 논의한 지가결정식인 식 (4)에서 만일 두 번째 항이 0으로 수렴하지 않을 경우에 실제지가는 시장기본가치와 괴리를 보이게 된다. 실제지가와 시장기본가치 간의 이러한 격차를 흔히 거품(bubble)이라 부른다. 그러나 앞의 지가결정식 (4)의 우변에서 두 번째 항에는 향후 지가변동을 예상하는 기대가치라는 심리적 현상이 포함되어 있기 때문에 거품의 변화 양상을 정확하게 예측하기는 상당히 어렵다.

시장기본가치 역시 위험프리미엄과 토지이용수익의 장래기대치를 결정하기가 어렵기 때문에, 실제로 이를 정확하게 산정하기가 쉽지 않다. 즉, 실제지가를 시장기본가치부분과 거품부분으로 정확하게 구분한다는 것은 사실상 불가능한 셈이다. 그럼에도 불구하고 실제의 지가변동에서 시장기본가치부분과 거품부분을 분리해내려는 시도가 행해지고 있는 것은, 지가변동이 어느 부분의 변동에 기인하는가에 따라 정책적 의미가 상당히 달라지기 때문이다. 이하에서는 토지가격에 내재하고 있는 이와 같은 거품에 대하여 간략하게 논의하기로 한다.

거품이론은 크게 합리적 거품이론과 비합리적 거품이론으로 나눌 수 있다. 합리적 거품이론은 경제주체의 합리적 행동과 시장의 효율성을 전제로 하더라도 존재할 수 있다는 이론이다. 비합리적 거품이론은 예측의 무한연쇄(infinite regress problem)에 의하여 발생하는 투기적 거품현상을 설명한다.

(1) 합리적 거품이론

합리적 거품이론은 효율적인 토지시장, 즉 시장참가자가 이용 가능한 모든 정보 하에서 합리적으로 행동한 결과, 어떤 투자가도 일반적으로 평균 이상의 초과수익을 올릴 수 없는 시장에서도 합리적인 기대로 인해 지속적으로 성장하는 거품가격이 형성될 수 있다는 이론이다.

시도에서 합리적 거품이론이나 확률적 거품이론이 주장되고 있지만, 근본적으로 거품이 존재하지 않는다는 주장도 제기되는 등 자산가격에서의 거품존재 여부에 대한 학자들의 견해는 일치되어 있지 않은 실정이다. 더 근본적으로는 현실의 시장에서 자산가격의 폭등과 폭락을 통하여 거품의 발생과 소멸이 반복되었지만, 이러한 거품의 발생과 소멸현상을 현대의 경제이론으로서는 제대로 설명할 수가 없다는 데에 이 이론의 한계가 있다.

(2) 비합리적 거품이론 : 케인즈(Keynes)의 미인투표모형

모든 투자가는 다른 투자가들의 예상에 항상 주의를 기울이고 있으며, 다른 투자가들이 판단을 내리는데 이용할 것으로 보이는 정보에 민감하게 반응한다. 또한 시장의 심리상태 등 다른 투자가들의 판단에 영향을 미칠 수 있는 갖가지의 정보에 따라서 지가가 변동할 수 있다. 그렇기 때문에 각 개인은 가능한 한 기대를 가지고 합리적인 판단을 형성하려 하지만, 이러한 노력이 전체적으로 보면 ‘합리적 기대’와는 크게 다를 수 있다는 것이 이 이론의 논거이다.

비합리적 거품이론의 대표적인 모형은 케인즈의 미인투표모형¹⁴⁾이다. 이 모형에 따르면, 현실지가가 이론지가를 상회하여 계속 상승하더라도 투자가가 다른 투자가들이 지가상승을 예상하고 있다고 생각하는 한 현실지가가 이론지가로 조정되는 현상은 발생하지 않는다는 것이다. 이것은 투자가 자신의 현실지가가 이론지가를 상회하고 있다는 것을 인식하고 있는 경우에도 마찬가지이다. 이 경우 현실지가와 이론지가의 괴리는 시장의 기대상태가 불변인 한 지속될 수 있다. 시장의 기대란 개별투자가들이 장래지가에 대하여 가지고 있는 기대가 아니고, 다른 투자가들이 지가동향에 대하여 가지고 있는 기대라는 점에 주의해야 한다.

14) 신문에 게재된 100명의 여자사진으로부터 가장 아름다운 여자 6명을 투표로 선발하되 투표에 참여한 독자들이 평균적으로 가장 선호하는 미인들을 선택한 응모자에게 우승이 들어가는 현상공모를 가정한 결과, 투표참가자들이 자신이 가장 미인이라고 생각하는 사람에게 투표하는 것이 아니고 투표에 참가한 다른 사람들이 평균적으로 미인이라고 생각하는 사람에게 투표하여야 한다는 모형을 제시하였다. 이는 한 투표자의 판단은 다른 투표자의 판단을 예상하는 예상의 무한연쇄를 가상하고 있다(Keynes, 1964:155-156).

한 투자가가 ‘토지신화’가 단지 신화에 불과하다는 것을 알고 있더라도 다른 투자자들이 그 신화에 의해 지가를 예상할 것으로 믿는 한, 그 투자가도 ‘토지신화’에 의해 지가를 예상할 것이다. 이 경우 시장의 대세가 지가상승이 지속될 것으로 믿으면서 토지의 수요가 증가될 것으로 판단되는 한 지가상승의 기대는 지속될 수 있을 것이다. 따라서 현실지가에 내포되어 있는 ‘거품’은 지속된다는 이론이다(이진순, 1993:108-112). 시장에서 이러한 상태가 지속될 경우, 지가는 항상 거품이 포함된 현실가격만을 반영하게 된다.

3. 토지시장 구조변화 및 전망의 틀

이 연구의 목적은 우리나라 토지시장의 구조변화를 실증적으로 검정·분석하고, 토지시장의 단기 예측모형을 구축하여 향후 토지시장을 전망하는 데 있다. 즉 외환위기 이후 급변하고 있는 토지시장이 구조변화에 의한 것인지 여부를 분석하고, 구조변화가 반영된 현상이라면 구조의 전환점은 언제이었고, 어떠한 요인이 구조변화에 영향을 끼쳤는지를 분석하는데 1차적인 목적을 두고 있다. 그리고 토지시장 구조를 실증적으로 검정·분석한 자료를 기초로 토지가격의 단기 예측모형을 구축하여 향후 토지시장을 전망하는데 2차적인 목적이 있다.

토지시장의 구조변화를 구체적으로 분석하기 위해서는 토지시장의 수요와 공급, 토지관련 제도, 정치·사회·문화적 측면 등에 대한 심층적 분석이 필요하다. 그러나 이 연구는 토지시장의 수요와 공급, 그리고 시장을 둘러싼 다양한 요인들이 종합적으로 반영되어 나타난 토지가격의 변화 행태를 중심으로 토지시장의 구조변화를 논의하고자 한다.¹⁵⁾

15) 많은 경제학자들은 경제변화를 각각의 분야에서 포착하고 있는 경제지표들의 장기적 시계열(time series)을 분석함으로써 현실경제의 운동법칙을 발견하려고 노력하고 있다. 따라서 이 연구에서도 토지시장의 다양한 측면을 포함하고 있는 지가변동률의 시계열을 분석함으로써 토지시장의 운동법칙을 발견하고자 한다.

토지시장의 구조변화는 <그림2-1>에서 언급한 수요요인과 공급요인의 변화에 의한 지가변화를 의미한다. 토지시장에서 지가가 상승하거나 하락하는 것은 토지에 대한 수요나 공급 또는 수요와 공급이 동시에 변화하면서 나타난 현상이다. 공급이 일정한 데 수요가 증가하면 가격이 오르고, 수요가 감소하면 지가는 떨어진다. 그리고 수요가 변하지 않은 상태에서 토지공급이 늘면 가격이 하락한다.

앞에서 논의한 지가결정이론인 기본가치이론과 거품이론은 토지시장에서 수요요인과 공급요인에 의해 형성되는 지대 또는 지가의 분석 틀이다. 토지의 특성을 감안할 때, 토지시장에서의 지가와 지대는 단기적으로는 수요에 의해 결정되며, 장기적으로는 수요와 공급의 재정조건에 의한 균형가격으로 결정된다. 지가가 초과수요에 의해 결정되다가 공급요인 또는 수요요인과 공급요인의 재정에 의해 결정되는 경우 토지시장의 구조가 변화한 것으로 분석할 수 있을 것이다.

따라서, 토지시장의 구조를 분석하기 위해서는 먼저 지가변동의 추이를 분석하여야 한다. 땅값의 변동주기와 전환점을 찾아내고, 각각의 주기에서 분석한 지가변동 요인을 비교하면 시장구조의 변화 여부를 측정할 수 있을 것이다. 이 연구에서는 건설교통부가 분기마다 발표하는 전국의 지가변동률로 이를 분석한다. 이 분석을 통해 최근 토지가격 변화가 1990년대 초반 이후에 나타난 지속적인 안정 추세의 연장선에서 하락 또는 상승한 것이라면, 토지시장의 구조는 거의 10년 동안에 걸쳐 지속적으로 변화·안정된 것이라 하겠다. 반면에, 수요요인과 공급요인의 변화에 의해 지가가 변동한 것이라면, 앞으로 토지시장의 구조가 어떻게 변화될 것인지에 대한 분석이 필요할 것이다.

토지시장의 구조변화를 나타내는 지가의 형성은 토지시장구조에서 논의한 수요요인과 공급요인의 함수이므로, 선행연구에서 이용한 토지가격 변동요인을 토지시장의 수요요인과 공급요인으로 분석하고자 한다.

토지의 수요요인은 자산시장과 이용시장에 따라 다르지만, 앞서 논의한 바와 같이 두 시장은 서로 밀접한 연계를 갖고 있다. 따라서, 토지의 수요인자인 가계소득, 다른 재화와 생산요소의 가격, 대체자산의 수익률 등의 경제적 요인과 가

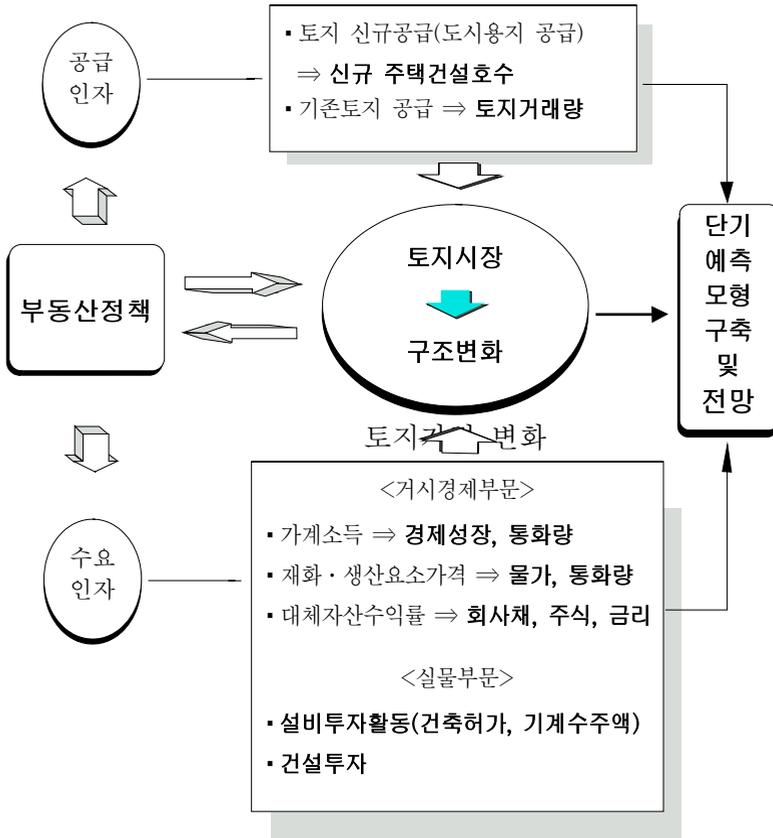
구(인구)수와 같은 사회적 요인, 그리고 부동산정책은 경제성장률, 물가상승률, 통화량, 대체자산수익률 등의 경제적 지표와 투자활동, 건축허가와 같은 실물부문에서 찾을 수 있다.

공급요인은 신규 토지공급으로서 도시용지의 공급, 기개발토지의 공급으로서 토지거래를 들 수 있다. 그렇지만 현실적으로 도시용지의 공급이 단기적으로 비탄력이므로 도시용지의 가장 크고 중요한 수요인 주택건설허수로 토지의 신규공급을 분석하고, 기존토지의 공급은 거래량으로 살펴보고자 한다. 한편, 토지관련 정책은 수요관리정책과 공급확대정책으로 구분할 수 있으므로 공급과 수요에 모두 영향을 미치는 인자이다.

토지시장의 단기 전망은 토지시장의 이와 같은 구조변화를 해석하고, 이를 기초로 단기 예측모형을 구축하여야 전망이 가능할 것이다. 이 연구는 토지시장의 예측을 시계열모형으로 구축한다. 이 모형은 과거 지가변동률의 움직임을 분석하여 미래의 지가변동률을 예측하는 단일변수 시계열모형인 ARIMA모형과 지가변동률에 영향을 미치는 다른 변수들간의 과거 연관관계를 분석하여 미래의 지가변동률을 예측하는 다변수 시계열모형인 VAR모형이 있다.

이와 같이 동일한 시계열모형이지만, 분석 변수가 다르기 때문에 앞서 논의한 토지시장의 구조변화에서 도출된 자료를 활용하는 데 있어서도 두 모형이 서로 다르다. 우선, 단일변수 시계열모형에서는 지가변동률의 추세 자료를 사용한다. 반면에 다변수 시계열모형은 토지시장의 구조변화를 나타내는 지가와 인과관계를 갖는 변수를 찾아내어 모형을 구축한다. 이와 같은 관점에서 볼 때, 토지시장의 구조변화를 분석하기 위한 기초자료와 이 분석에서 도출된 자료는 토지시장 단기 예측모형을 구축하는데 직·간접적으로 연계된다. <그림2-2>는 이상의 논의를 정리한 연구의 틀이다.

<그림2-2> 연구의 틀



3 CHAPTER

토지시장의 변화 추이

이 장에서는 우리나라 토지시장의 가격 변화와 관련 정책의 변화를 살펴보고, 토지가격과 주요 경제지표간의 변화 추이를 분석하고자 한다. 즉 토지시장의 구조변화 분석과 단기 전망을 위해 필요한 기초자료인 토지가격 및 토지거래의 변화 추이, 토지공급 및 부동산정책과 토지가격, 토지가격과 주요 경제지표간의 변화 추이 등을 논의하고자 한다.

1. 토지가격 및 토지거래의 변화 추이

1) 토지가격의 변화 추이

정부에서 공식적으로 토지가격 통계를 조사·작성하기 시작한 지난 1974년 이후, 지가변동률은 <표3-1>과 <그림3-1>에서 볼 수 있듯이 순환의 진폭은 점차 작아지고 있지만 전체적으로 주기적 순환현상을 보이고 있다.

전국 연평균 지가변동률은 1970년대 28.2%에서 1980년대에 13.6%로 크게 둔화되었다. 1970년대의 경우 1978년까지는 지가변동률이 지속적으로 상승하였다가, 그

이후 1982년까지 하락한 다음에 1983년까지 상승 추이를 보였다. 1985~1986년 동안에는 땅값이 하락한 다음에 1989~1990년 기간에 다시 상승하였다. 그리고 1990년대 전반기에는 절대지가 자체가 하락하였고, 후반기 들어서서 소폭의 상승세를 나타냈으나, 외환위기를 겪으면서 땅값의 급락과 안정적 상승세를 보였다.

<표3-1> 지역별 지가변동률 추이

(단위 : %)

	전국	대도시	시지역	군지역	서울
1975	26.99	21.87	25.84	25.92	31.63
1976	26.60	21.04	28.62	24.43	16.06
1977	33.55	46.67	34.65	25.72	31.70
1978	48.98	79.08	58.78	29.69	135.70
1979	16.63	21.96	14.49	12.46	6.40
1980	11.68	17.02	14.37	8.19	13.42
1981	7.51	7.11	8.63	7.12	3.56
1982	5.40	5.60	7.90	5.00	8.70
1983	18.50	31.70	18.30	13.40	57.70
1984	13.20	21.60	11.30	10.90	23.30
1985	7.00	7.80	6.50	6.90	8.10
1986	7.30	6.40	7.80	7.40	3.70
1987	14.67	13.91	15.79	12.01	6.29
1988	27.47	29.47	22.54	24.59	28.06
1989	31.97	31.95	38.29	22.52	33.54
1990	20.58	26.97	18.60	12.20	31.18
1991	12.78	13.46	13.69	10.19	11.15
1992	-1.27	-2.59	0.18	0.46	-2.78
1993	-7.38	-8.05	-6.58	-6.62	-8.72
1994	-0.57	-0.83	-0.35	-0.18	-1.36
1995	0.55	0.34	0.67	1.08	0.18
1996	0.95	0.84	1.12	0.98	0.94
1997	0.31	0.02	0.68	0.81	0.29
1998	-13.60	-15.33	-12.15	-8.85	-16.25
1999	2.94	2.26	3.50	4.59	2.66

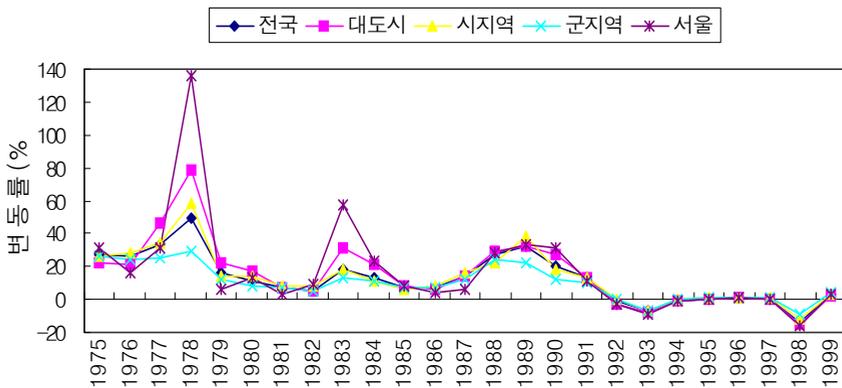
자료 : 건설교통부, 각 분기. 「지가동향」.

1970년대와 1980년대의 연평균 지가상승률은 19.8%로서 같은 기간의 실질경제성장률 8.0%와 소비자물가상승률 8.4%보다 높았으며, 총통화증가율 22.1%보다는 낮았다. 그러나 1990년대의 연평균 지가상승률은 1.5%에 지나지 않아, 이 기간의 주요 거시경제지표인 연평균 실질경제성장률 6.2%, 소비자물가 상승률 5.7%, 총통화증가율 18.9%에 비해 크게 낮은 수준이었다.

지가변동률의 추이는 지역에 관계없이 비슷하다. 그 동안의 지역별 지가변동률 추이를 보면, 1980년대 중반까지는 도시지역의 상승률이 상대적으로 높았으며, 지가상승 정점기인 1989년에는 중소도시의 상승률이 가장 높았고, 1990년 이후에는 도시규모별 지가변동의 격차가 사라졌다.

땅값이 크게 오를 때에는 지역별 변동률도 크게 다르게 나타났다. 1970년대에 지가상승폭이 가장 컸던 1978년의 지가상승률은 전국이 49%인 반면에 서울은 무려 135.7%나 올랐고, 대도시는 79.1%, 시 지역은 58.8%, 군 지역은 29.7%가 상승하여 서울과 대도시가 지가 폭등을 주도하였다. 1980년대에는 대체로 30% 안팎의 상승률을 보이면서 상승과 하락이 반복되었지만, 상승폭은 지역별로 큰 차이가 없었으며, 시 지역과 서울을 비롯한 대도시가 군 지역보다 더 많이 올랐다.

<그림3-1> 지역별 지가변동률 변화 추이



1990년대 들어서면서 1994년까지 땅값이 지속적으로 떨어졌으며, 특히 1993년의 경우는 전년대비 전국 평균 7.4%나 하락하였다. 지역별로는 1980년대까지 상승폭이 상대적으로 컸던 서울과 대도시가 8%를 넘는 수준으로 떨어졌다. 땅값이 떨어지기 시작한 1992년부터 1994년까지 기간의 지가하락률은 전국 평균이 9.2%이고, 서울은 12.9%, 대도시는 11.4%로서 대도시가 시 지역이나 군 지역보다 더 많이 하락하였다. 그러나 1995년 이후부터 지가는 다시 상승세로 돌아서 외환위기를 맞이한 1997년까지는 1% 미만의 안정적 상승 추이를 나타냈다.

2) 외환위기 이후의 토지가격 변화

1997년 외환위기로 인해 전국의 토지가격은 1997년 4/4분기부터 1998년까지 급격히 떨어지고 거래가 줄면서 토지시장의 침체현상이 현저히 나타나기 시작하여 토지시장은 종래의 공급자주도에서 수요자주도로 반전되었다. 1998년의 전국 지가는 평균 13.6% 하락하였으며, 분기별로는 1/4분기 1.27%, 2/4분기 9.49%, 3/4분기 3.12%, 4/4분기 0.2%로서 외환위기로 인한 구조조정이 본격적으로 추진된 2/4분기에 크게 하락하였다. 이는 1/4분기부터 시작된 기업 구조조정과 자금난으로 공장용지와 업무용 부동산의 공급이 크게 늘고, 수요 위축으로 부실채권 정리 과정에서 담보물권이 싸게 경매 처분된 결과이다.

<표3-2> 외환위기 이후 분기별 지가동향

	1997 4/4	1998 1/4	2/4	3/4	4/4	1999 1/4	2/4	3/4	4/4	2000 1/4	2/4	3/4
변동률(%)	-0.18	-1.27	-9.49	-3.12	-0.20	0.35	0.84	0.82	0.90	0.53	0.37	0.23
지 수	115.8	114.3	103.4	100.2	100.0	100.4	101.2	102.0	102.9	103.5	103.9	104.1

자료 : 건설교통부, 각 분기. 「지가동향」.

지역별로 지가하락률을 보면, 대전을 제외한 7대 도시와 경기, 경남이 크게 하락하였다. 지역유형별로는 대도시가 -15.3%, 시 지역 -12.2%, 군 지역 -8.9%로서

대도시의 하락세가 현저하였다. 그리고 용도지역별로는 상업지역(17.1%), 주거지역(14.7%), 공업지역(14.0%), 지목별로는 공장용지(14.0%)와 상업용지(16.4%), 주거용지(13.8%)가 토지시장의 침체를 선도하였다.

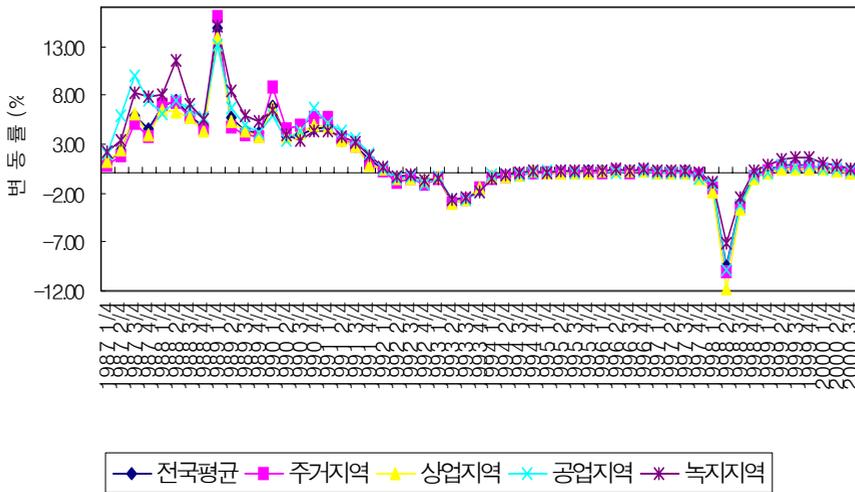
<표3-3> 1999년 이후 지역별 지가변동률

(단위 : %)

	1999. 1/4	2/4	3/4	4/4	연간상승률	2000. 1/4	2/4	3/4
전국	0.35	0.84	0.82	0.90	2.94	0.53	0.84	0.23
대도시	0.23	0.75	0.69	0.57	2.26	0.42	0.75	0.18
시지역	0.41	0.87	0.96	1.22	3.50	0.68	0.87	0.26
군지역	0.74	1.16	1.04	1.57	4.59	0.67	1.16	0.35

자료 : 건설교통부. 각 분기. 「지가동향」.

<그림3-2> 용도지역별 지가변동률 (1987 1/4~2000 3/4)



1999년에는 금융시장 안정과 경상수지 흑자, 소비증가 등에 힘입어 실물경기가 회복되고, 개발제한구역의 재조정 기대 등으로 인해 1999년에 2.94%의 안정적인 상승세를 나타냈다. 실제로 1998년의 지가하락 추세는 7월 들어서 농지 및 임야 거래와 기업부동산 거래가 늘면서 3/4분기부터 하락속도가 점차 둔화되어 토

지거래 건수는 전년동기보다 1.7% 줄었으나, 면적은 13.1%가 늘어 거래는 회복세를 나타내기 시작하였다. 1999년 들어서는 실물경기의 회복, 금리의 하향안정세 지속, 개발제한구역 규제완화 등에 대한 기대로 1/4분기 0.35%, 2/4분기 0.84%, 3/4분기 0.82%, 4/4분기 0.9%로서 연간 2.94%의 완만한 상승추세를 보였다.

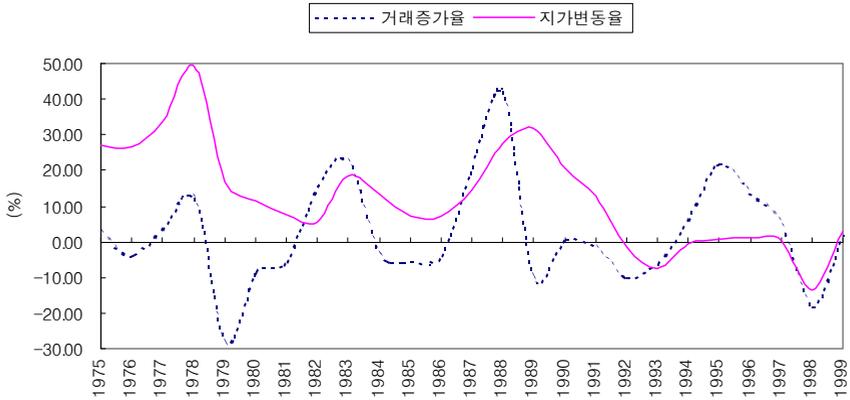
지역별로는 군 지역이 4.6%로 가장 높았고, 시 지역(3.5%), 서울을 비롯한 7대 도시(2.3%) 순으로 올라 군의 상승폭이 상대적으로 컸다. 용도지역별로는 개발제한구역이 많은 도시지역의 녹지지역(5.65%)과 준농림지역(5.92%), 준도시지역(4.56%) 등 개발수요가 높은 개발가능지 및 우량농지인 농림지역(5.03%)이 크게 상승하였다.

1999년의 지가상승세는 2000년 1/4~2/4분기에서도 지속되어 2000년 상반기에 총 0.9%가 상승하였다. 지역별로는 대도시(0.75%)보다 중소도시(1.09%), 군(1.05%)에서 많이 상승하였다. 용도지역별로는 녹지지역(1.74%), 준도시 및 준농림지역(1.64, 1.26%)이 상업지역(0.64%), 공업지역(0.88%)보다 더 상승하였고, 특히 서울 주변지역이 크게 상승하였다. 토지이용별로는 전(1.57%), 답(1.57%), 임야(1.2%)가 주거대지(0.7%), 상업대지(0.68%), 공업용지(1.06%)보다 상승하였다.

3) 토지거래의 변화 추이

취득세 과세자료를 통하여 토지시장의 거래동향과 지가동향을 비교해 보면, <그림3-3>에서 보는 바와 같이 거래동향이 지가변동에 선행하여 증가하였고, 토지가격과 토지거래는 대체로 비슷한 추이를 보여 왔다. 특히, 토지가격이 크게 올라 토지투기가 심했던 1980년대 후반에는 토지거래도 크게 증가하였다. 그 이후 토지공개념제도가 도입되면서 부동산시장이 침체되었던 1990년대에는 토지거래도 다소 주춤하였으나, 1994년 토지시장에 대한 규제완화가 추진되면서 다시 회복되었다. 그러나, 외환위기 이후 1998년에는 토지가격의 급락과 함께 전년 동기대비 거래건수는 18.5%, 거래규모는 14.9%나 줄어들어 거래가 위축되었다.

<그림3-3> 토지거래 및 지가변동률 추이



<표3-4> 토지거래 규모추이

(단위 : 천건, 십억원, %)

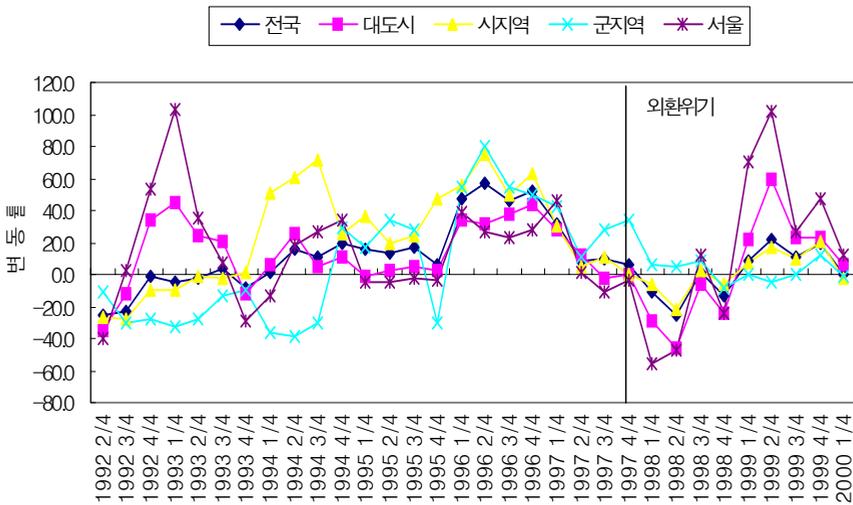
연도	토지						건축물					
	전체 물건수	거래건수			거래규모		전체 구수	거래건수			거래규모	
		건수	비율	증가율	금액	증가율		건수	비율	증가율	금액	증가율
1975	17,728	916	5.17	3.38	5,602	60.08	4,830	431	8.92	-1.60	1,503	49.06
1980	20,714	672	3.25	-8.38	10,922	49.21	6,652	592	8.90	-1.06	8,690	24.34
1985	23,019	818	3.56	-5.43	21,200	5.44	8,995	642	7.14	-10.88	17,596	2.54
1987	23,457	950	4.05	21.13	27,989	29.27	10,403	658	6.32	12.88	21,385	13.86
1990	27,225	1,216	4.46	0.71	73,033	55.69	11,717	881	7.52	4.79	49,801	41.67
1991	27,493	1,199	4.36	-1.37	101,870	39.49	12,307	964	7.84	9.47	64,919	30.36
1992	28,073	1,078	3.84	-10.07	112,540	10.47	13,241	960	7.25	-0.43	78,259	20.55
1993	28,679	1,013	3.53	-6.09	121,301	7.79	14,309	1,096	7.66	14.18	98,348	25.67
1994	29,551	1,073	3.63	5.95	151,536	24.93	13,991	1,112	7.95	1.44	106,116	7.90
1995	31,397	1,307	4.16	21.88	189,981	25.37	14,549	1,184	8.14	6.49	118,200	11.39
1996	30,477	1,485	4.87	13.61	224,364	18.10	15,470	1,175	7.60	-0.76	125,474	6.15
1997	31,025	1,552	5.00	4.49	249,045	11.00	10,952	1,180	10.77	0.38	146,248	16.56
1998	31,644	1,265	4.00	-18.49	212,051	-14.85	11,278	944	8.37	-20.01	111,542	-23.73
1999	31,681	1,286	4.06	1.63	250,724	18.24	11,244	981	8.72	3.93	125,031	12.09

주 1) 취득세 부과액을 기준으로 산정 하였으며, 1975년도 토지자료는 1977년도 기준임.
 2) 취득세율 2%, 토지과표 현실화율 30%, 건물과표 현실화율 50%로 가정.
 3) 토지의 전체물건수는 종합토지세 과세대상 기준이며, 건축물의 전체구수는 재산세 과세대상 기준임.
 자료 : 행정자치부, 각 연도 「지방세정연감」.

토지거래의 지역별 추이를 나타낸 것이 <그림3-4>이다. 그림에서 보는 바와 같이 토지거래의 추이는 지역에 따라 크게 달리 나타나지는 않았다. 다만, 토지가격이 크게 떨어진 1992년과 1993년의 경우 서울과 대도시에서 거래가 크게 증가한 반면에, 군 지역과 시 지역은 거래가 오히려 줄어든 것으로 나타났다. 이어 1994년에는 시 지역에서 거래가 활발하였고, 군 지역은 거래가 크게 위축되었다.

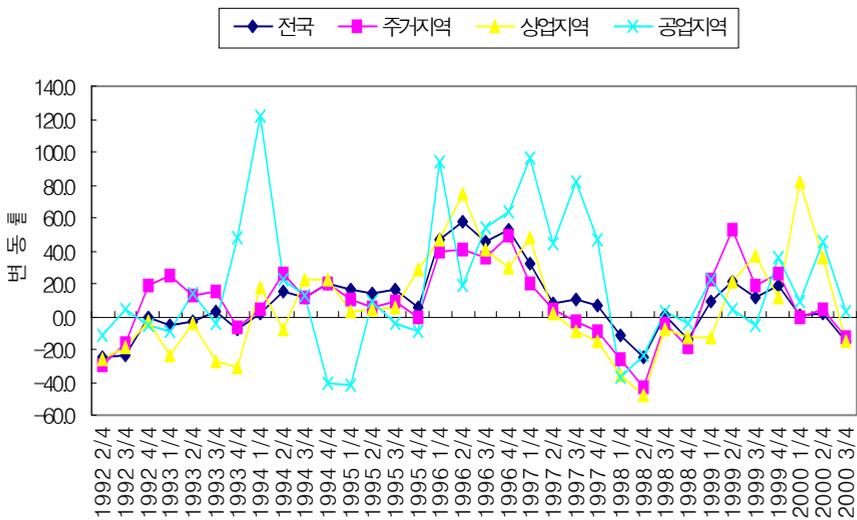
한편, 외환위기 이후의 거래동향을 보면, 서울과 대도시에서 거래의 진폭이 크고, 시와 군 지역은 상대적으로 거래의 증감률이 적다. 이렇게 볼 때, 토지거래와 토지가격의 전국적인 추이는 비슷하지만, 이를 지역별로 보면 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. 특히 서울과 대도시는 다른 지역에 비해 지가변동과의 관계가 미약한 것으로 나타났다.

<그림3-4> 지역별 토지거래 변화 추이(건/필지수)



토지거래의 추이를 용도지역별로 나타낸 <그림3-5>를 보면, 공업지역을 제외한 나머지 용도지역의 거래는 대체로 비슷한 추이를 보였다. 공업지역은 1994년 초와 1996년에 거래량이 크게 증가하였지만, 1994년 후반기부터 1995년까지와 1997년 후반기에 현저히 감소한 것으로 나타났다. 공업지역의 거래가 기업의 설비투자와 밀접히 관련되고 있음을 간접적으로 표시한 것이다. 그러나 그 밖의 용지는 대체로 자가변동률과 비슷한 추세를 알 수 있다.

<그림3-5> 용도지역별 분기별 토지거래 변화 추이(건/필지수)



2. 토지공급 및 부동산정책과 토지가격

1) 토지공급과 토지가격 분석

1999년 말 현재 우리나라의 국토면적은 총 99,434km²이다. 이중 농경지와 임야는 각각 21,676km²과 65,205km²로 전체의 87%를 차지하고, 대지와 공장용지, 공공용지는 각각 2.3%, 0.4%, 2.6%에 불과한 것으로 나타났다.<부록3-1> 참조).

그러나 도시용지 및 공공용지의 비중은 1975년 1.78%, 1.35%에서 각각 1.59배와 1.94배가 증가하여 이 기간에 공급된 도시용지와 공공용지는 총 2,283km²이다.

한편, 용도별로 국토이용 면적의 증감율을 보면, 토지가격의 변동에 가장 많은 영향을 끼치는 도시용지의 경우 1980년대까지는 2% 미만의 낮은 증가율을 보였으나, 1990년대에는 연간 2~3% 수준의 높은 증가 추세를 보였다. 특히 1995년의 경우는 증가율이 3.63%에 이르러 지난 30년 동안에 가장 많은 도시용지가 공급되었다(<부록3-2> 참조).

도시용지의 연평균 신규공급량을 연대별로 보면, 1970년대는 7.8km²이었으나 1980년대는 33.3km², 1990년대는 66.4km²로 증가하였으며, 도시용지 공급이 특히 활발하였던 1992~1998년 기간에는 연간 72.7km²가 신규로 공급되었다. 그러나 공공용지는 1980년대 이후 지속적으로 2%를 초과하는 지속적인 증가율을 보였다.

도시적 용지의 수요를 결정짓는 도시화율은 1960년 39.2%에서 1970년 50.1%, 1980년 68.7%, 1985년 74.3%, 1990년 81.9%, 1995년 85.5%로 급성장 하였고, 1998년에는 86.6%가 도시지역에 거주하는 것으로 나타났다(<부록3-3> 참조). 이와 같은 급격한 도시화 현상, 특히 대도시 및 수도권 인구의 집중현상은 1980년대까지 특히 심하였다. 그러나 이들을 수용할 도시용지는 앞에서 논의한 바와 같이 1990년대에 증가율이 높아졌기 때문에 1980년대까지는 주택, 공장, 상업업무시설, 공공시설 등 도시용지의 공급이 수요에 크게 못 미쳤다. 도시용지의 수급불균형이 가속화된 1970년대와 1980년대에 걸쳐 인구집중지역이 심했던 서울과 대도시 지역에서 지가가 급등하였고,¹⁶⁾ 이는 다른 지역과 개발이 가능한 다른 용도의 토지에 대해서도 지가를 부추기는 요인으로 작용했다.

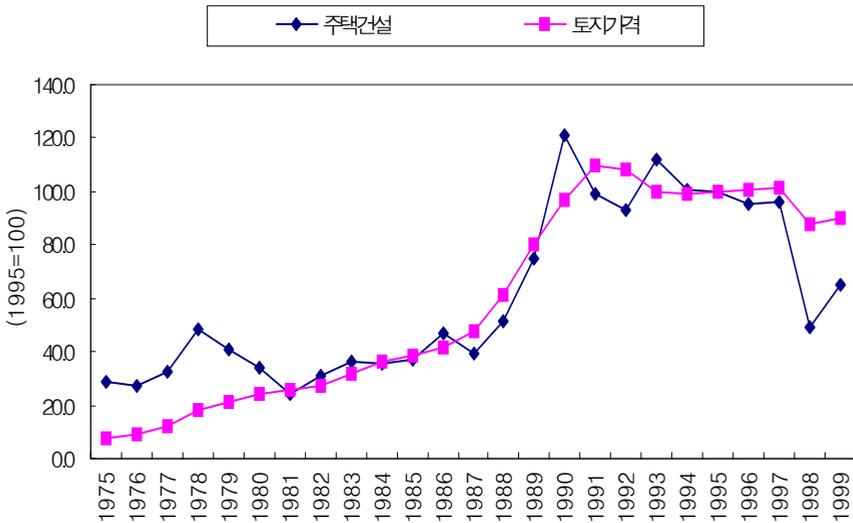
도시용지의 가장 큰 수요자는 주택이다. 주택수가 늘어나면 그만큼 도시용지의 공급도 늘어나는 것으로 볼 수 있다.¹⁷⁾ 따라서 주택수의 변화와 주택가격, 그

16) 실제로 대도시와 서울의 지가는 1975~1980년에 34.6%, 39.2%, 그리고 1980~1998년에 9.1%, 10.0%로 대도시 및 수도권의 인구증가와 도시화가 가속된 1980년 이전에 더 급등하였다.

17) 주택을 공급할 때 동시에 공급해야 하는 관련 공공시설과 주민편의시설 등에 필요한 용지는 도시건축용지의 2/3에서 3/4에 이른다(Leushacke & Wegener, 1987:212 ; Park, 1991:27). 따라서 주택용지는

리고 토지가격 간의 관계를 분석하면 토지의 수급과 토지가격의 상호관계를 살펴볼 수 있을 것이다. <그림3-6>은 주택건설호수의 증감율과 지가변동률의 추이를 지수화하여 비교한 것이다.¹⁸⁾ 그림에서 알 수 있듯이 주택건설호수는 토지가격과 변동율이 매우 비슷하며, 토지가격과 주택가격의 변동률을 비교한 <그림 3-7>에서 알 수 있는 것과 같이 지가와 주택가의 변동률도 거의 같다.¹⁹⁾ 따라서 여기에서는 주택공급과 토지가격을 분석하여 토지공급과 토지가격간의 관계를 살펴보기로 하겠다.

<그림3-6> 주택건설호수 및 토지가격 증감률 지수의 추이(1995=100)



도시적 토지의 수요에 가장 크게 영향을 끼치는 인자이다.

18) 토지가격과 주택건설호수간의 관계를 분석한 회귀식은 다음과 같다.

$$\text{토지가격(LP)} = 10.466 + 0.291 \text{ 주택건설호수(HC)} \\ (2.9616)$$

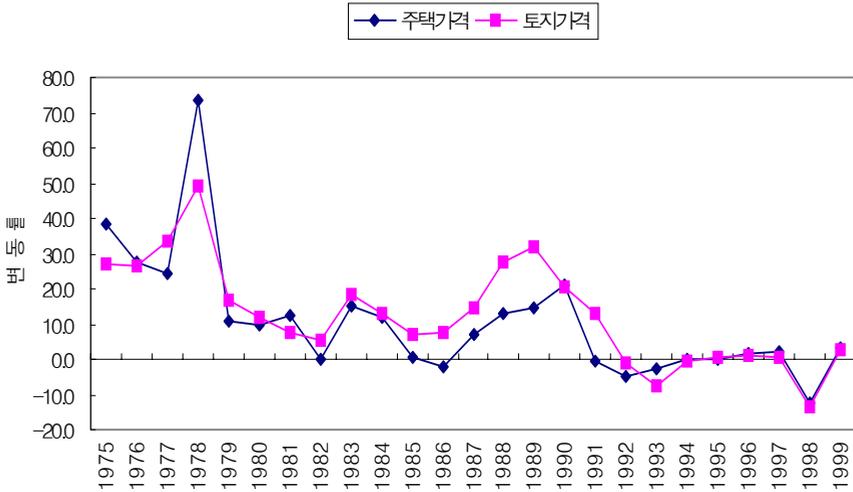
$$R^2: 0.28, \text{ Adjusted } R^2: 0.24, \text{ D} \cdot \text{W}: 0.75$$

19) 주택가격과 토지가격간의 상관관계를 분석한 회귀식은 다음과 같다.

$$\text{지가변동률(LP)} = 5.1718 + 0.7147 \text{ 주택가변동률(HP)} \\ (8.5920)$$

$$R^2: 0.76, \text{ Adjusted } R^2: 0.75, \text{ D} \cdot \text{W}: 1.24$$

<그림3-7> 토지가격과 주택가격의 변동률 추이



우리나라의 주택수는 1975년의 481.6만 호(주택보급률 75.6%)에서 1999년에는 1,118.1만 호(주택보급률 93.3%)로 증가하여 지난 25년 동안에 636.4만 호의 주택이 순증하였다(<부록3-4> 참조). 이를 연대별로 나누어 분석하면 연평균 주택재고 증가율은 1970년대 3.0%, 1980년대 2.7% 수준이었으나, 1990년대에 들어서는 4.8%로 크게 늘었으며, 주택 200만 호 건설계획이 시작된 1988년부터 외환위기 이전인 1997년까지의 주택재고 증가율은 무려 5.1%에 달했다.

1990년대에 주택재고가 급증한 이유는 1988년부터 1992년까지 추진한 『주택 200만 호 건설계획』 때문이다. 이 기간에 당초 계획의 1.4배에 이르는 272만 호의 주택을 건설하였고, 그 이후에도 1997년까지 5년간 연간 주택건설량이 59.2~69.5만 호에 이르러 연평균 62.5만 호의 주택이 건설되었다. 주택의 대량공급으로 인해 200만 호 건설계획기간에 주택보급률이 69%에서 82%로 크게 상승하였고, 그 이후에도 주택의 대량공급 관성이 지속되어 주택가격의 안정은 지속되었다. 실제로 주택가격지수(1995년 100)는 1990년 109.3을 최고로 1995년까지 떨어지다가 1996년부터 상승세로 반전하여 1996년에 101.5, 1997년에 103.5로 올랐고, 서

울지역은 1990년 111.7을 최고로 전국과 같은 추세를 보였다.

이와 같은 주택가격 추이는 <표3-5>에서 대비한 바와 같이 땅값과 거의 비슷하다. 주택가격과 토지가격의 연도별 변동률 격차를 분석하면, 부동산가격이 크게 올랐던 1970년대의 경우 주택가격은 연간 35.0%씩 상승하였는데, 토지가격은 30.6%씩 올라 집값이 땅값보다 연평균 상승률이 4.4% 포인트 높았다. 1980년대에는 각각 8.3%와 14.5%가 상승하여 땅값이 집값보다 6.2% 포인트 더 올랐다. 한편, 부동산가격이 크게 안정된 1990년대의 경우는 토지가격이 연간 1.5%씩 오른 반면에 주택가격은 0.7%씩 올라 불과 0.8% 포인트밖에 차이하지 않았다.

이러한 결과는 토지가격과 주택가격이 서로 밀접히 관련되는 것을 의미하며, 이는 주택이 토지수요의 상당부분을 차지하고 있음을 반증하는 것으로써 신규주택 공급은 곧 토지의 신규공급을 의미한다. <그림3-8>은 지금까지 논의한 주택건설증감률과 주택가격 및 토지가격 증감률을 나타낸 것이고, <그림3-9>는 이를 지수화하여 비교한 것이다. 그림에서 알 수 있는 바와 토지가격은 주택가격에 비해 약간 선행하면서 거의 비슷한 추세로 움직여 왔다. 주택건설호수의 변동률은 주기적으로 땅값이나 집값의 변동률보다 큰 폭으로 움직였으나, 전체적인 추이는 거의 같게 나타났다.

이상의 분석을 종합하면, 1970년대와 1980년대의 지가 급등은 토지, 특히 도시 용지의 수급불균형에서 비롯된 것으로 볼 수 있다. 당시의 급속한 도시화와 산업화로 도시적 토지의 수요가 급격히 늘어난 반면에, 토지의 공급비탄력적 특성은 용지의 수급불균형을 초래할 수밖에 없었다. 이 때문에 땅값이 크게 오르자, 당시의 정부대책은 토지공급의 확대보다는 수요관리에 의존하였고, 투기억제대책의 충격이 어느 정도 해소되면 다시 토지가격이 오르는 계단식 상승을 반복하였다. 그러나 1980년대 말부터는 주택의 대량공급으로 인한 토지공급 확대정책과 수요관리정책을 동시에 추진함으로써 1990년대에 들어서는 토지가격이 안정되기 시작하였고, 이러한 추이는 지금까지 계속되고 있다.

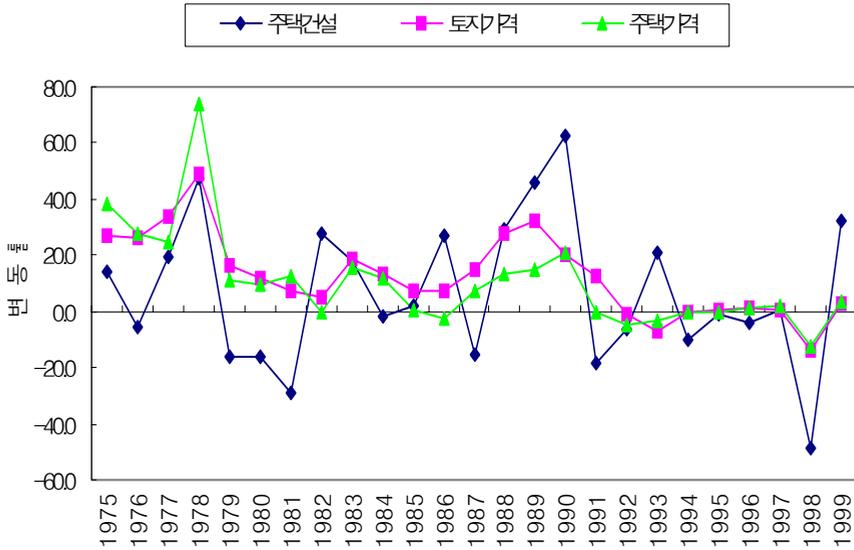
<표3-5> 연도별 주택건설, 주택재고 및 토지가격의 변동률

(단위 %)

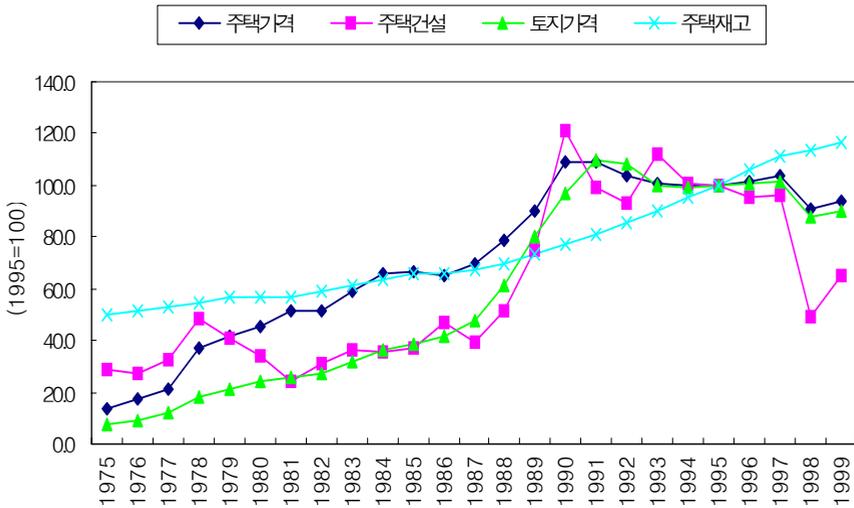
연도	주택건설호수증감률	주택재고 증감률	토지가격 변동률	주택가격 변동률
1975	13.9	3.3	27.0	38.2
1976	-5.5	2.7	26.6	27.6
1977	19.8	3.1	33.6	24.4
1978	47.4	2.8	49.0	73.7
1979	-16.3	3.3	16.6	10.9
1980	-15.7	0.6	11.7	9.8
1981	-29.2	0.2	7.5	12.5
1982	27.8	3.3	5.4	-0.2
1983	18.1	3.8	18.5	15.4
1984	-1.7	3.6	13.2	12.0
1985	2.4	4.2	7.0	0.7
1986	26.8	-0.2	7.3	-2.4
1987	-15.2	2.3	14.7	7.1
1988	29.6	3.4	27.5	13.2
1989	46.0	5.4	32.0	14.6
1990	62.4	4.6	20.6	21.0
1991	-18.3	5.2	12.8	-0.5
1992	-6.1	5.6	-1.3	-5.0
1993	20.8	5.2	-7.4	-2.9
1994	-10.4	6.2	-0.6	-0.1
1995	-0.6	4.8	0.6	-0.2
1996	-4.3	5.7	1.0	1.5
1997	0.7	5.1	0.3	2.0
1998	-48.7	2.3	-13.6	-12.4
1999	32.2	2.9	2.9	3.4

자료 : 주택은행. 각 연도 「주택금융」. 서울 : 주택은행. ; 건설교통부. 각 연도 「지가동향」.

<그림3-8> 주택건설과 주택가격, 토지가격 변동률 추이(1995=100)



<그림3-9> 주택건설과 주택가격, 토지가격 증감률 지수 추이(1995=100)



2) 부동산정책과 토지가격 분석

1970년대와 1980년대의 주기적인 지가변동은 토지시장의 내적인 요인과 함께 부동산정책도 많은 영향을 끼쳤다. 부동산가격 급등에 대한 대책은 1970년대 중반 이후에 주로 추진하였다. 1970~1980년대의 토지정책은 주로 수요관리에 중점을 두고 사회적 여건과 상황에 따라 투기를 억제하는 정책과 침체된 부동산 시장을 활성화시키는 경기부양책이 주기적으로 반복되는 양상을 보였다. 그러나 1990년대에 들어서 토지가격이 하락하고 시장이 안정된 이유는 1989년에 도입한 택지소유상한제, 개발이익환수제, 토지초과이익세 등 토지공개념의 확대 실시와 주택 200만호 건설계획에 의한 대규모 토지공급에서 기인된 것으로 판단된다.

1970년에는 고도의 경제성장과 함께 나타난 소비성향의 상승, 높은 인플레이션 등으로 재산가치의 보전에 가장 유리한 토지를 선호하면서 전국적으로 땅값이 큰 폭으로 상승하였다. 1974~1975년에 경기부양을 위한 금리인하로 늘어난 여유자금이 부동산시장에 집중되었다. 이어 1977년부터 수출증가로 인한 호황과 중동건설붐으로 인한 해외유동자금 및 중화학공업을 지원하기 위한 통화팽창 등으로 급증한 유동성이 부동산시장에 유입되었다. 그 결과, 1978년의 지가상승률은 주요도시가 80%, 전국은 49%나 상승하였다. 이와 같은 지가급등에 대처하기 위해 정부는 1978년 8월 「8·8 부동산투기 억제조치」를 발표하였고, 이어 제2차 오일쇼크의 영향과 정치적 변동으로 부동산 경기는 1979년에 이르러 침체기로 전환되었다.

1980년대 초에는 마이너스 경제성장, 물가급등 등 극히 불안정적인 경제상황 때문에 지가상승률은 1960~1970년대에 비해 상당히 둔화되었다. 정부는 1981년 「1·4주택경기활성화대책」, 「5·18주택경기 활성화 조치」 등 「8·8부동산투기 억제조치」와 비교할 때 일관성이 결여된 부동산정책을 시행하였다. 일련의 경기활성화조치와 금리 인하 등으로 유동성이 부동산시장에 유입되면서 지가상승률이 1983년에 18.5%, 1984년에 13.2%로 크게 오르자, 정부는 다시 「주택투

기억제대책(1982.12)」, 「부동산투기억제대책(1983.2)」, 「특정지역고시(1983.3)」, 「토지 및 주택문제에 대한 종합대책(1983.4)」 및 「부동산 투기근절을 위한 부동산 종합대책(1985.5)」 등 부동산 수요를 억제하기 위한 일련의 투기억제대책들을 발표하였다.

정부의 지속적인 투기억제대책에도 불구하고, 1986년의 아시안 게임, 1988년 올림픽 게임, 그리고 이른바 3저 호황으로 불리는 1986년부터 1988년까지 연간 10%를 웃도는 높은 경제성장률 등으로 인해 토지수요가 급증하면서 GNP대비 지가총액은 1975년의 5.6배에서 1988년에는 7.1배, 1989년에는 8.1배로 급격히 증가하였고, 주택가격도 폭등하였다. 정부는 부동산가격의 급격한 상승으로 인한 부의 편재를 시정하고 부동산시장의 안정을 도모하기 위해 강력한 투기억제대책으로 「부동산 종합대책(1988.8)」을 발표하였다. 여기에는 검인계약서 도입, 등기의무화 추진, 양도소득세 강화, 종합토지세 도입과 지가체계 일원화 등의 조치가 포함되었다. 1989년에는 토지공개념 관련법을 입법하였다. 그리고 1990년 4월과 5월에 부동산등기의무제 도입, 토지거래허가제와 신고제 확대 시행, 대기업의 토지과다보유 억제를 위한 특별대책(5·8조치)을 발표하였다.

이와 같은 강력한 수요관리조치와 함께 공급촉진대책으로서 1988년부터 1992년까지 5년에 걸친 「주택 200만 호 건설계획」을 시행하였다. 그 동안 수많은 부동산투기 억제대책에도 불구하고 반복적으로 투기가 일어나는 이유가 부동산의 수급불균형, 특히 주택 부족에 있었다는 지적이 높았다. 때문에 부동산시장을 안정시키기 위해서는 수요관리와 함께 공급을 대폭 늘리는 정책이 필요하였다. 주택이 대량으로 공급되면서 1991년 하반기부터 부동산가격이 안정세를 유지하였고, 지가변동률도 1992년에는 -1.27%, 1993년에는 -7.38%로 크게 하락하였다. 「주택 200만 호 건설계획」으로 이 기간에 모두 272만 호의 주택이 건설되었다. 그리고 그 이후에도 1997년까지 5년간 연간 59.2~69.5만 호, 연평균 62.5만 호의 주택이 건설되어 주택시장은 앞에서 논의한 바와 같이 1990년대에 걸쳐 지속적인 안정을 유지하게 되었다.

이어 1994년에는 국토이용관리법을 개정하여 국토면적의 27%에 해당하는 준농림지역을 확보함으로써 택지·공장용지 등의 개발용지 공급이 확대될 수 있는 기반을 마련하였다. 1995년 4월에는 「부동산실권리자명의등기에관한법률」을 도입하여 부동산거래가 실수요자 중심으로 이루어지도록 하는 부동산실명제를 실시함으로써 토지수요를 줄이는데 크게 기여하였다.

그러나 지속적인 안정세를 유지하던 토지시장이 외환위기 이후 급속도로 침체하자, 토지정책은 토지거래허가구역 해제, 택지소유상한제와 토지초과이득세제 폐지, 개발부담금 부과 한시적 유보 및 부과율 인하와 같은 투기억제대책의 폐지 또는 완화와 함께 투자촉진대책을 시행하였다. 이어 1998년 5월에는 「외국인의토지취득및관리에관한법률」을 「외국인토지법」으로 개정하여 토지시장을 개방함으로써 토지수요의 기반을 확충하였다. 기업의 비업무용토지 규제도 대폭 완화하고, 공공의 시장조절기능을 극대화할 수 있도록 공공의 부동산매입자금을 마련하는 동시에, 부동산의 유동화를 촉진하기 위해 「자산유동화에관한법률」을 제정하여 자산유동화 제도를 도입하였다.

3. 토지가격과 주요 경제지표

선행연구에서 검토한 바와 같이, 토지시장과 관련된 기존의 연구들은 지가변동에 유의적인 영향을 미치는 설명변수로 총통화(M2), 총유동성(M3), 소비자물가지수, 생산자물가지수, 경제성장률, 물가상승률, 주가지수, 회사채, 정기에금 등의 경제지표와 건축허가, 건설투자, 총고정자본형성 등과 같은 실물부문의 변수들이 지적되었다. 따라서 이 연구에서는 지가변동률과 이러한 변수들 사이에 통시적으로 어떠한 추이를 보였는지에 대해 분석하고, 회귀분석을 통해 상호간의 관계를 구명하고자 한다.

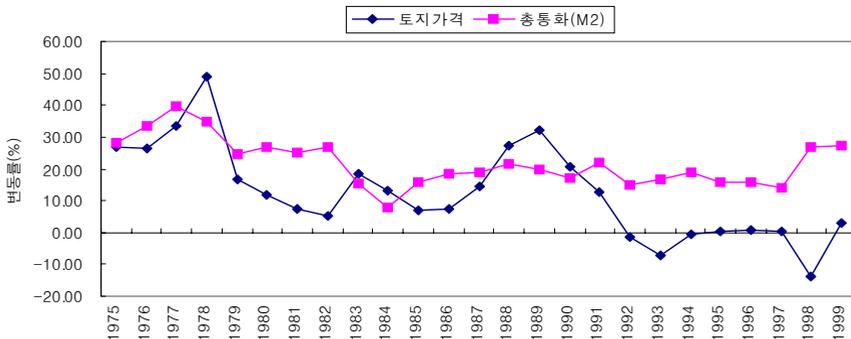
1) 토지가격과 주요 거시경제지표간의 추이 분석

(1) 토지가격과 통화량

총통화량(M2)변화와 지가변동간의 추세를 보면, 전반적으로 통화량이 지가에 선행하였다(<그림3-10> 참조). 특히 1980년대 후반까지는 통화량 증가 후 지가가 급상승하였고, 통화량이 감소한 이후에는 지가상승률 역시 떨어졌다. 그러나 토지공개념 제도 도입 이후인 1992~1994년에는 통화량이 확대되었지만 부동산시장 침체로 지가는 급격히 마이너스로 하락하였고, 1994년 이후에 지가변동률이 양(+의 수준으로 회복된 반면에 통화량 증가율은 1994년 이후 하락하였다가 16%대를 유지하여 토지가격의 변동률과 상당한 격차를 보였다.

외환위기 이후에는 지가변동률이 -13.6%로 급락한 반면에 통화량은 27%이상 급증하였고, 1999년에 지가상승률이 3%로 회복되었을 때에 통화량은 27.4%증가하였다. 외환위기 이후 급격한 통화량의 증가는 경기회복을 위해 정부가 대규모의 공적자금을 투입한 결과에 기인한다고 볼 수 있다. 이처럼 외환위기 이후에 통화량이 크게 증가하였음에도 불구하고, 땅값은 외환위기 직후에 급격히 떨어진 다음에 약간씩 상승하는 추이를 보이고 있어 통화량과의 관계가 외환위기 이전의 1990년대 중반과 비슷한 양상임을 알 수 있다.

<그림3-10> 지가와 총통화의 변화추이



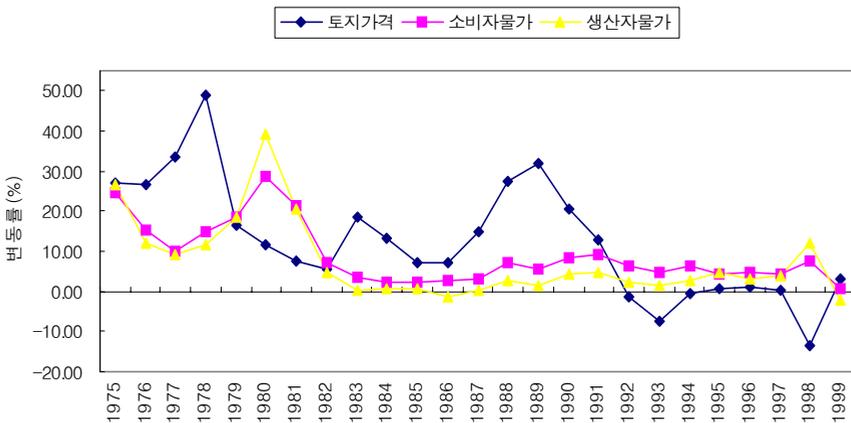
(2) 토지가격과 물가

1980년대까지 대체로 지가가 상승한 후에는 물가가 상승하고, 지가변동률이 하락한 후에는 물가상승률도 하락하였다. 소비자물가와 생산자물가는 서로 일정한 관계를 유지하면서 변동하였으며, 지가변동과 밀접한 연계성을 보였다. 특히, 생산자물가변동률은 지가변동률과 일정한 시차를 두고 선행하였다. 이는 지가상승이 기업의 생산비용 증가로 직결된다는 사실을 보여주고 있다.

그러나 1990년대에 들어와서는 <그림3-11>에서 보는 바와 같이 물가상승률이 지가상승률을 지속적으로 웃돌았고, 서로 수평적인 변화를 보였다. 1991년을 정점으로 1988년부터 토지가격이 급등하다가 1993년까지 땅값이 계속 떨어졌지만 물가상승률은 지가변동에 별다른 영향을 받지 않은 것으로 나타났다.

또한, 외환위기 이후에는 지가가 급속히 하락하였으나 소비자와 생산자 물가는 오히려 크게 상승하였다. 1999년에는 지가가 전년에 비해 약 3% 올랐으나 소비자물가는 0.85% 상승하였고 생산자 물가는 2.1% 떨어져 생산자물가의 경우 외환위기 이후의 지가 급락이 반영되고 있음을 알 수 있다. 그러나 전체적으로 1970~1980년대와 달리 지가와 물가가 전반적인 안정세를 유지하고 있으며, 일정한 기간을 두고 주기적으로 변동률이 교차하는 현상은 나타나지 않고 있다.

<그림3-11> 지가와 물가지수의 연간 변화 추이

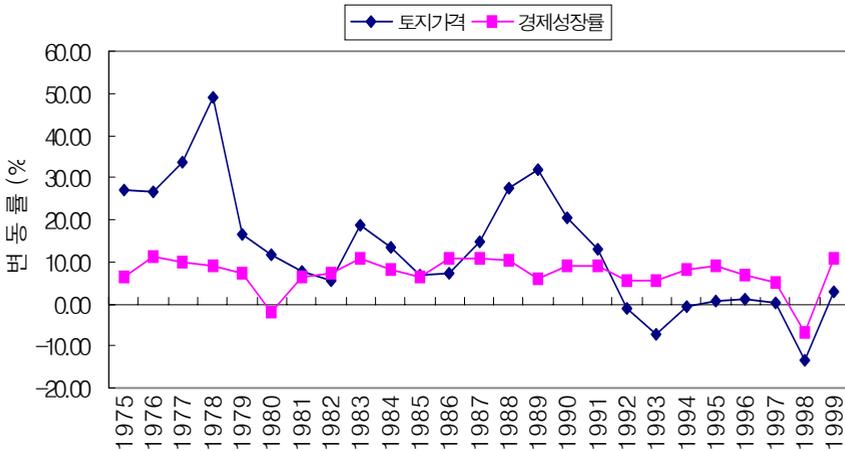


(3) 토지가격과 경제성장

실질경제성장률과 지가의 관계를 보면 1980년대까지 대체로 경제성장이 지가를 선행하였다. 실질경제성장률이 10%대를 상회한 시기인 1976~1977년, 1983년, 그리고 1986~1988년과 정부의 부동산대책이 발표된 1978년, 1984년, 1989~1990년을 보면 일정한 시차를 두고 지가가 폭등하여 투기를 유발하였음을 알 수 있다. 또한 실질경제성장률이 급락한 1980년, 1985년, 그리고 1992년에는 일정한 시차를 두고서 지가상승률이 급락하였다.

토지공개념 제도가 도입되고 주택이 대량으로 공급되기 시작한 1990년 이후에는 경제성장률과 관계없이 지가가 하락하였다. 그러나 1994년 이후 토지시장에 대한 규제완화가 추진되면서 실질경제성장률과 지가상승률의 동행성이 증가하였다. 이어 1997년에 외환위기를 맞이하여 지가와 실질경제성장률이 급락했고, 외환위기가 어느 정도 극복된 이후인 1999년도에는 지가와 실질경제가 동행하면서 회복세를 보이고 있다(<그림3-12> 참조).

<그림3-12> 지가와 실질국내총생산의 변화추이

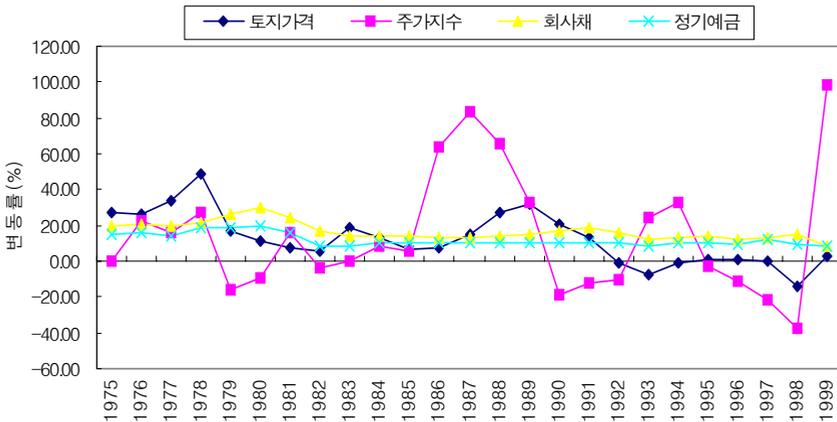


(4) 토지가격과 대체자산

수익률 변동의 동태적인 과정을 통하여 토지를 다른 자산들을 비교하면, 지난 20년 동안 수익률 변동폭이 가장 큰 자산은 주식이었으며, 그 다음이 토지인 것으로 나타났다. 토지의 경우 1992~1994년에 변동률이 마이너스이었으며, 외환위기 이후인 1998년에는 무려 13.6%나 하락한 이후에 1999년부터 안정적 상승세로 회복되었다. 반면에, 정기예금 금리와 회사채 수익률은 지속적인 안정세를 유지하였다. 외환위기 이후 급격하게 폭락한 주식시장은 정기예금 등 대체자산 수익률 하락으로 인한 여유자금의 유입으로 지가상승률이 3%에 지나지 않는 1999년에 98.7%나 폭등하였다.

이러한 현상을 나타낸 <그림3-13>을 보면 주식과 토지는 상호 대체관계임을 알 수 있다. 즉, 지가변동률은 주가변화율과 일정한 기간을 두고 동행하고 있다. 실제로 과거에는 주식시장의 활황은 일반경기의 활황을 가져왔고, 이는 부동산 경기의 회복으로 이어졌다. 그리고 토지는 주식에 비해 5분기 정도 후행하는 경향을 보였다(정희남·김창현, 1997:120-125). 따라서 토지가격은 단기적으로 자산 선택행위의 영향을 받아 변화하고 있는 것으로 나타났다.

<그림3-13> 지가와 대체자산 수익률의 변화추이



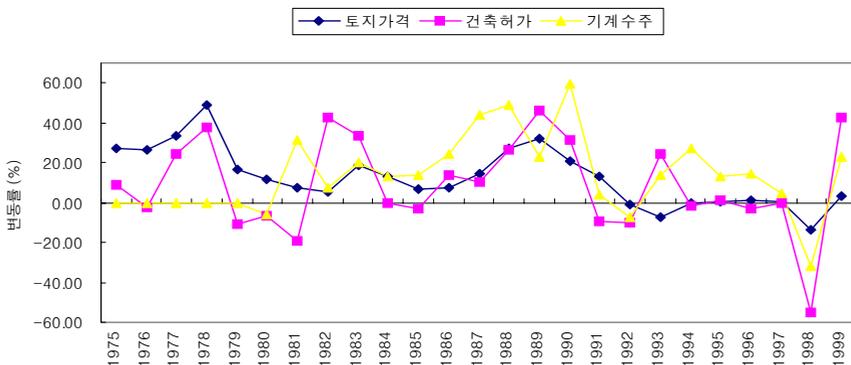
2) 토지가격과 관련 실물부문 지표간의 추이 분석

(1) 토지가격과 설비투자

<그림3-14>는 토지수요에 영향을 끼치는 건축 및 건설활동의 예고적 지표 성격을 갖는 건축허가면적변동률과 기업의 설비투자를 대표하는 기계수주액변동률을 지가변동률 변화 추이와 비교한 것이다. 그림에서 보는 바와 같이 건축허가면적과 지가는 전체적으로 매우 비슷한 추세와 상호 밀접한 상관관계를 보여왔다. 이러한 현상은 토지시장에 많은 변화가 있었던 1990년대에도 마찬가지였다.

외환위기 이후에도 1998년에는 건축허가와 기계수주는 전년 동기대비 각각 55.1%와 31.7%나 하락하여 땅값보다 하락율이 훨씬 컸다. 그러나 1999년에는 경기회복과 건축경기의 활성화로 각각 42.3%, 22.9% 증가하여 지가상승률을 훨씬 웃도는 높은 증가세를 나타냈다. 이는 외환위기로 건설시장이 침체되고 기업의 설비투자가 위축되면서 건축허가와 기계수주가 지가보다 더 빠르게 하락하였다. 2000년에 들어서 1/4분기에는 건축경기의 활성화로 주거용을 비롯한 상업용, 공업용 등 대부분의 건축허가 면적이 크게 증가하여 건축허가는 전년동기대비 90.6%로 크게 증가하였다.

<그림3-14> 지가와 건축허가면적 및 기계수주액의 변화추이

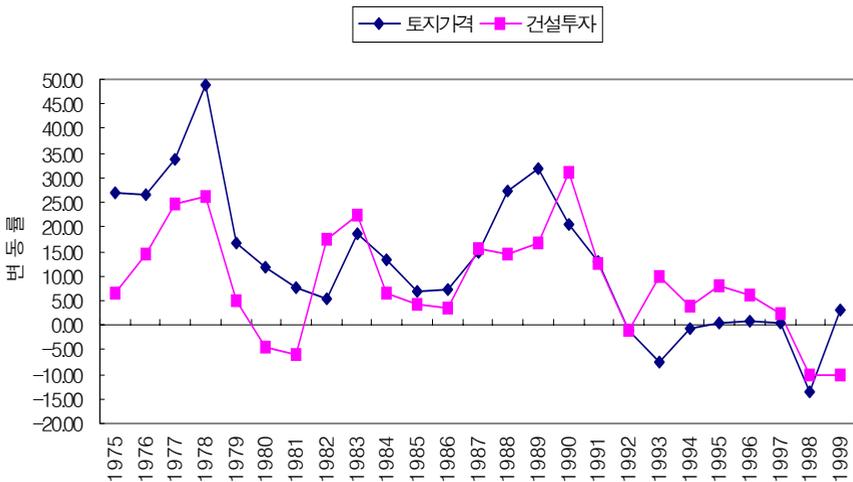


(2) 토지가격과 건설투자

건설투자의 변화와 지가변동간의 추세를 비교해 보면 <그림3-15>와 같다. 전반적으로 건설투자가 지가에 선행하며, 특히 1980년대에는 건설투자가 증가한 이후에 지가가 급상승하였고, 건설투자가 감소한 이후에는 지가상승률 역시 감소한 것을 볼 수 있다. 그러나 1994년 이후 토지시장에 대한 규제가 완화되면서 건설투자와 지가가 거의 동일하게 움직이는 현상을 보이고 있다.

1997년에 외환위기를 맞이하면서 일어난 건설시장의 침체로 건설투자는 1998년에 10.1%, 지가는 13.6% 감소하였고, 1999년에는 지가가 2.9%의 회복세를 보였으나 건설투자는 여전히 10.3%가 줄었다. 그러나 2000년에는 재건축, 아파트 건축 등이 활발한 건축경기의 활성화로 주거용을 비롯한 상업용, 공업용 등 대부분 용도의 건축허가 면적이 크게 증가한데 기인하여 건설투자도 일정한 시차를 두고 증가하고 있다.

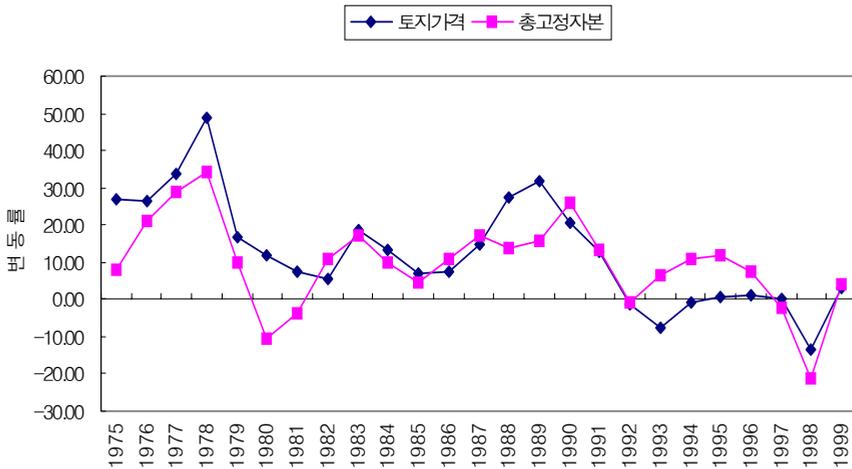
<그림3-15> 지가와 건설투자의 변화추이



(3) 토지가격과 총고정자본형성

총고정자본형성²⁰⁾과 지가변동간의 변화 추세를 비교해 보면 <그림3-16>에서 볼 수 있는 바와 같이 전반적으로 총고정자본이 지가에 선행하고 있다. 1980년대에는 총고정자본이 증가한 이후에 지가가 급상승하였고, 총고정자본 건설투자가 감소한 이후에는 지가상승률 역시 감소한 것을 볼 수 있다. 그러나 1994년 이후 토지시장에 대한 규제완화가 추진되면서 총고정자본형성과 지가가 거의 동일하게 움직이는 현상을 보이고 있다. 이러한 추세는 1997년의 외환위기 이후에도 지속되고 있다. 외환위기로 인한 경기 침체로 총고정자본형성은 1998년에 -21.15%, 지가는 -13.6%를 나타냈고, 1999년에는 지가가 2.9%, 총고정자본형성은 4.11%의 회복세를 보였다.

<그림3-16> 지가와 총고정자본의 변화추이



20) 총고정자본형성은 산업, 정부서비스생산자 및 민간비영리서비스 생산자가 고정자산을 추가하는데 따른 지출액을 의미한다. 기업에서는 지속적인 생산능력을 유지하고 경쟁력을 확보하기 위해 노후 설비를 새로운 설비로 대체하거나 신규사업에의 진출을 위해 공장 도 및 기계도 구입하는데 이러한 경제활동은 당해년도의 이익만을 위한 것이 아니고 미래의 지속적인 수입의 보장 등 장기적인 안목에서 이루어지고 있는 바, 이렇게 여러 회계년도에 걸쳐 생산에 이용되는 재화를 자본재라고 하며, 생산주체에 의한 자본재구입을 총고정자본형성이라 한다.

3) 토지가격과 거시경제변수간의 회귀분석

선행연구에서 부동산가격의 결정요인으로 고려한 주요 거시경제변수들은 토지가격, 총통화(M2), 총유동성(M3), 소비자물가지수, 생산자물가지수, 실질국내총생산, 물가상승, 주가, 회사채, 정기에금, 건축허가, 건설투자, 기계수주액, 광공업임금, 미국달러 환율, 추계인구, 주택·전세가격, 주택미분양, 경상수지 등으로 나타났다.

따라서 선행연구의 검토결과에 기초하여 지가변동의 설명변수로 총통화(M2), 총유동성(M3), 소비자물가지수, 생산자물가지수, 경제성장률, 물가상승률, 주가지수, 회사채, 정기에금, 건축허가, 건설투자 등을 설정하여 개략적으로 다중회귀분석을 실시하였다.²¹⁾ 다중회귀분석(multiple regression analysis)은 전년대비 지가변동률, 지가지수, 지가변동률의 로그 형태(log generate) 등을 이용하여 실시하였다.

이 가운데에서 아래에 정리한 지가지수를 이용한 다중회귀식에 의한 추정 결과가 가장 좋게 나타났다.²²⁾ 그리고 위에서 열거한 설명변수를 다양하게 조합하

21) 토지가격의 결정요인을 추출하기 위해서는 다음과 같은 순서로 추정해야 한다. 첫째, 토지가격에 영향을 줄 것으로 예상되는 여러 거시경제변수에 대해 각 시계열의 안정성 여부를 판단하기 위해 단위근을 실시한다. 둘째, 토지가격과 각각의 설명변수들이 단위근을 갖는 것으로 나타나면, 토지가격과 각 설명변수 간에 장기적으로 안정적인 관계(stationarity)를 갖는지를 파악하기 위해 요한센검정(Johansen test)에 의한 공적분검정(cointegration test)을 실시한다. 셋째, 공적분검정 결과 양자간 공적분관계(오차가 안정적)가 있으면 오차수정모형(error correction model)으로 토지가격과 각 설명변수와의 관계를 추정하고, 공적분관계에 있지 않으면 차분변수에 의해 회귀분석을 실시한다. 회귀분석에서는 각 변수에 시차를 도입하여 상관관계(correlation) 분석을 실시함으로써 가장 유의적인 시차를 찾아내어 다시 단순 회귀분석을 실시한다. 넷째, 양 변수간 추정에 의해 도출된 결정계수 값으로 각 변수의 상대적 적합도를 서열화하며, 토지가격을 종속변수로 하고 각 유의적 변수를 모아 설명변수로 하여 다중회귀에 의해 각 변수의 영향력의 크기를 비교한다. 이와 같은 형태로 토지가격 결정요인에 대한 분석을 실시해야 하지만, 토지가격 결정요인 분석이 이 연구의 목적이 아니기 때문에 여기에서는 선행연구의 검토결과를 토대로 개략적인 회귀분석을 실시했다.

22) 그 밖의 회귀분석 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 GLP = & -44.71 + 0.01 \text{ GBUI} + 1.11 \text{ GCI} - 0.24 \text{ GCPI} + 2.63 \text{ GFD} - 0.73 \text{ GGDP} \\
 & \quad (0.03) \quad (2.91) \quad (-0.17) \quad (2.14) \quad (-0.92) \\
 & - 0.39 \text{ GIP} + 0.21 \text{ GKOS} + 0.19 \text{ GM2} - 0.51 \text{ GM3} - 0.84 \text{ GPPI} + 2.35 \text{ GRYC} \\
 & \quad (-0.40) \quad (2.17) \quad (0.64) \quad (-1.05) \quad (-0.95) \quad (1.59)
 \end{aligned}$$

여 추정한 결과 토지가격, 건축허가면적, 경제성장, 총유동성, 회사채수익률 등의 설명변수를 이용한 추정결과가 비교적 좋았다. 식에서 IGLP는 지가지수, IGBUI는 건축허가면적, IGGDP는 경제성장, IGM3는 총유동성, GRYC는 회사채수익률을 나타낸다.

$$IGLP = -809.67 + 0.62 IGBUI + 5.41 IGGDP - 0.06 IGM3 + 2.63 GRYC$$

(2.086) (4.684) (-3.343) (2.254)

$$R^2: 0.9698, \quad \text{Adjusted } R^2: 0.9638, \quad D \cdot W: 1.06$$

위의 회귀분석모형으로 추정한 결과는 다음과 같다. 경제성장률 1% 변화는 지가변동률을 5.41% 변화시켜 가장 영향력이 컸으며, 회사채수익률과 건축허가면적은 2.63%, 0.62% 변화시키는 것으로 나타났다. 그리고 총유동성은 0.06% 변화시키는 것으로 나타나 가장 영향력이 적었다. 이와 같은 다중회귀분석 결과, 지가변동에 유의적으로 영향을 미치는 것은 시장기본가치로 볼 수 있는 경제성장이며, 대체자산수익률인 회사채수익률이 지가변동에 여전히 영향을 미치는 것으로 나타났다.

$$R^2: 0.87, \quad \text{Adjusted } R^2: 0.76, \quad D \cdot W: 2.06$$

$$IGLP = -767.71 - 0.57 IGBUI + 2.99 IGCI + 12.09 IGCP + 2.58 IGGDP - 6.69 IGIP$$

(-1.99) (4.69) (4.26) (2.43) (-4.67)

$$+ 0.16 IGKOS + 0.09 IGM2 - 0.12 IGM3 - 4.06 IGPP + 1.80 IGRYC$$

(1.98) (2.02) (-6.65) (-2.43) (2.95)

$$R^2: 0.99, \quad \text{Adjusted } R^2: 0.99, \quad D \cdot W: 2.31$$

$$LIGLP = -2.21 + 0.21 LIGBUI + 0.99 LIGCI - 2.13 LIGCPI - 0.63 LIGGDP + 0.32 LIGIP$$

(0.79) (1.45) (-1.61) (-0.57) (0.37)

$$+ 0.22 LIGKOS + 0.07 LIGM2 + 0.14 LIGM3 + 2.15 LIGPPI + 0.14 LIGRYC$$

(1.78) (0.23) (0.25) (2.35) (0.90)

$$R^2: 0.97, \quad \text{Adjusted } R^2: 0.96, \quad D \cdot W: 1.06$$

여기에서 GLP: 지가변동률, IGLP: 지가지수, LIGLP: 지가지수의 LOG GENERATE, GBUI: 건축허가면적, GCI: 건설투자, GCPI: 소비자물가, GFD: 정기예금, GGDP: 경제성장, GIP: 물가상승, GKOS: 주가지수, GM2: 총통화, GM3: 총유동성, GPPI: 생산자물가, GRYC: 회사채수익률 이다.

CHAPTER 4

토지시장의 구조변화 분석

토지시장의 구조변화를 구체적으로 분석하기 위해서는 토지시장의 수요와 공급, 토지관련 제도, 정치·사회·문화적 측면 등에 대한 심층적 분석이 필요하다. 그러나 이 연구는 토지시장의 수요와 공급, 그리고 시장을 둘러싼 다양한 요인들이 종합적으로 반영되어 나타난 토지가격의 변화 행태를 중심으로 토지시장의 구조변화를 논의하고자 한다. 이러한 맥락에서 이 장에서는 우선 토지시장의 구조전환점 검정, 토지가격과 일반경기간의 동·후행성 검정, 토지가격과 거시경제지표간의 인과관계 검정 등을 통해 토지시장의 구조변화를 분석한다.

1. 토지시장의 구조 전환점 검정

구조변화의 통계적 의미는 어떤 확률변수(random or stochastic variable)²³⁾의 확률밀도함수(probability density function) 1차 적률(moment)인 평균(mean)이 다른 것을 말한다. 경제구조에 근본적인 변화가 있을 경우 확률변수의 밀도함수 형태가 달라지므로, 각 기간별 변수 통계량도 다르게 나타날 수 있다.²⁴⁾

23) ‘확률적’이라는 용어는 ‘과녁의 중심점’을 의미한 그리스문자 stokhos에서 유래하였다. 화살을 화살판에 던져서 나오는 결과는 확률적 과정 즉 과녁에서 빗나갈 경우가 내포된 과정이다.

토지시장에서 구조변화가 있는지 여부를 살펴보기 위해서는 자가변동률의 표본기간을 몇 개의 소구간으로 나누어 분석할 필요가 있다. 자가변동률을 소구간으로 분할하는 경우, 구간별 평균은 다르지만 구간 내에서는 안정적인 움직임을 보이기 때문에 자가변동률에 구조변화가 있을 가능성이 높다는 것을 의미한다.

이 연구에서는 자가변동률이 작성된 1975년부터 1999년까지 사이에 구조변화 시점이 존재하는지를 검정하기 위해 김갑성·서승환(1999)이 사용한 페티트 검정(Pettitt test)²⁵⁾을 이용하여 실시한다. 페티트 검정은 1975년부터 1990년 및 1984년부터 1999년까지의 연간 토지가격 자료를 이용하여 실시한다. 이처럼 분석기간을 구분하는 이유는 첫째로 전자의 경우 분기별 자료가 없기 때문이며, 둘째로 우리나라의 토지시장이 1980년대 말부터 급격한 변화를 보이고 있어 이 시기에 구조변화가 발생할 가능성이 높기 때문이다.

변수들의 단위근 검정(unit root test)은 ADF(augmented Dickey-Fuller) 통계량과 PP(Phillips-Perron) 검정을 수행한다. 최근의 거시경제학 실증분석에서 대부분의 주요 거시경제변수가 불안정적(nonstationary)이라는 연구결과를 발표하면서 불안정적 시계열에 대한 인식이 높아졌고, 시계열의 안정성(stationary)을 전제로 하는 기존의 계량경제학 방법론에 심각한 문제가 있음을 제기하였다. 즉, 두 변수 사이에 아무런 상관관계가 없다고 할지라도 변수가 불안정적이면 회귀계수의 t-값이 표본크기가 커짐에 따라 증가하여 회귀분석 결과를 오도하는 가성회귀의 문제(spurious regression problem)²⁶⁾가 초래되므로 전통적인 계량경

24) 정상상태(steady state)란 경제성장론에서 경제가 일정한 성장률로 성장하는 상태를 의미한다. 그러나 경제구조에 근본적인 변화가 있는 경우, 장기적으로 수렴하는 성장률의 수준도 달라지게 된다. 이 때문에 기간에 따라 변수의 움직임에 근본적인 차이가 있는 것을 구조변화로 이해할 수 있다.

25) 페티트 검정은 시계열자료가 특정시점을 전후로 서로 구별되는 확률밀도함수를 갖는지를 검정하는 비모수(non-parametric) 기법이다.

26) 가성회귀(spurious regression)란 시계열에 불안정성이 존재할 경우, 시계열 변수간에는 아무 상관관계가 없음에도 불구하고 전통적인 회귀분석을 실시할 경우 외견상 의미 있는 연관관계가 있는 것처럼 보이는 현상을 말한다. 서로 독립인 시계열들로 회귀분석을 하여도 그들 각각이 단위근을 갖는 시계열일 경우는 계수의 유의성을 알려주는 t 통계량이 표본이 커짐에 따라 증가하거나, 회귀식의 결정계수를 나타내는 R^2 가 매우 큰 값을 가지는 문제가 나타나기도 한다.

제학 기법을 이용해서 분석할 수 없다. 따라서 시계열자료들을 이용한 거시경제분석에서는 단위근 검정을 통하여 시계열들의 안정성 검정이 선행되어야 한다.

안정성이란 어떤 시계열변수가 단기적 충격에 의해 그 추세치에서 이탈하더라도 중국에는 그 추세치로 돌아가려는 경향을 말한다. 시계열을 어떤 확률과정이 특정시점에서 실현된 관측치라고 할 때, 이러한 시계열을 파생(generating)시키는 확률과정(stochastic process)이 관측시점에 관계없이 시간의 변화에 따라 일정하다면, 이러한 확률과정을 안정적 확률과정(stationarity stochastic process)이라고 한다. 그러나 확률과정 자체가 시간에 따라 변하면 불안정적 확률과정(nonstationarity stochastic process)이 된다. 추세요인, 순환요인, 계절요인, 불규칙요인 등의 관찰할 수 없는 요인들로 구성된 거시경제시계열 자료들을 이용한 분석에서는 그 목적에 따라 각 구성요인들을 추출·제거한 뒤에 그 분석결과를 도출하여야 한다. 특히 시계열에 추세요인이 존재할 경우 경제시계열은 시간의 경과에 따라 평균과 분산이 불안정하게 되기 때문에 통상적인 통계기법에 의존한 검정결과는 가성적 회귀에 이르게 된다.

1) 페티트 검정

1984년~1999년 사이에 지가변동률의 변화시점이 있는지 여부를 알아보기 위한 소구간 설정은 비모수(non-parametric) 기법인 페티트 검정을 통해 분석한다. 페티트 검정은 $x_1 \sim x_T$ 의 시계열자료가 $r(1 \leq r \leq T-1)$ 시점에서 전환되는가, 즉, $x_1 \sim x_r$ 은 $F_1(x_i)$ 의 확률밀도함수를 갖고 $x_{r+1} \sim x_T$ 는 $F_2(x_i)$ 의 확률밀도함수를 갖는지의 여부를 검정하는 방법이다. 페티트 검정에 사용되는 통계량 $K = \text{Max.} |\sum_i \sum_j D_{ij}|$ 인데 $1 \leq i \leq r$ 이고 $r+1 \leq j \leq T$ 이다. 한편 $D_{ij} = \text{sign}(x_i - x_j)$ 인데 $x_i > x_j$ 이면 $\text{sign}(x_i - x_j) = 1$, $x_i = x_j$ 이면 $\text{sign}(x_i - x_j) = 0$, $x_i < x_j$ 이면 $\text{sign}(x_i - x_j) = -1$ 로 정의된다. 표본크기인 T 가 무한대에 접근하는 경우 극한분포(limiting distribution)를 이용하

여 구한 검정통계량 $pr = 2 \exp\{-6K^2/(T^3+T^2)\}$ 로 얻어진다. 만일, 시점 r 에서 최대치 K 가 얻어졌다면 $(1-pr)$ 의 값은 r 이 변환시점일 확률을 나타낸다.

전체 표본기간을 n 개의 소구간으로 나눈 경우, 임의변수 X_t 의 i 번째 소구간에서의 평균을 μ_i 라 하면 ($t=1, 2, \dots, T$, $i=1, 2, \dots, n$), 구조변화를 다음과 같이 정의할 수 있다.

어떤 변수 X_t 가 다음을 만족하면 X_t 의 움직임에 구조변화가 있는 것으로 정의하기로 한다.

- X_t 의 소구간별 평균 μ_i 가 구간별로 상이하다.
- 전체 표본기간을 통하여 $X_t - \mu_i$ 가 0차로 적분되어 있다 : $X_t - \mu_i \sim I(0)$

페티트 검정은 전체 표본기간 중에서 하나의 전환점을 찾는 방법이다. 그렇지만 여기에서는 앞에서 언급한 바와 같이 1975~1990년 기간에 대해서는 연간 자료로 검정하고, 분기별 자료가 발표된 1984년~1999년 동안은 연간 자료와 분기별 자료를 이용하여 축차적으로 페티트 검정을 실시하여 토지시장의 구조 전환점을 찾아보고자 한다.

우선, 1975년~1990년의 연간자료를 이용한 페티트 검정 결과, 검정통계량이 1978년에 최대치로 나타나 1978년이 전환점으로 나타났다. 1978년이 전환점일 확률은 0.8614로 매우 높다. 검정통계량이 두 번째인 1980년이 전환점일 확률은 0.7268로 비교적 높게 나타났다. 따라서 통계적 기법에 의하면 1979년이 전환점으로 인식되지만, 실제적으로 1980년도 전환점으로 인식해도 무방할 것으로 판단된다. 1975~1990년의 연간 자료를 이용한 페티트 검정결과는 <표4-1>을 참조하기 바란다.

다음으로, 1984년~1999년간의 연간 지가변동률 자료를 이용한 페티트 검정 결과는 <표4-2>와 같다. 표에서 보는 바와 같이 검정통계량은 1991년에 최대치로 나타나 1991년이 전환점인 것으로 나타났다.²⁷⁾ 표본이 16개에 불과하고 극

한분포의 전제와는 거리가 있지만, 1991년이 전환점일 확률(극한분포에 의해 구한 $1-pr$ 의 값)은 0.9984로 매우 높다. 그리고 K값이 두 번째인 1990년이 전환점일 확률은 0.9951로 비교적 높게 나타났다. 따라서 통계적 기법에 의하면 1991년이 전환점으로 인식되지만, 실제적으로 1990년도 전환점으로 인식해도 무방할 것으로 판단된다.

한편, 1984년~1990년 기간에 또 다른 전환점이 있을 가능성을 검정하기 위해 이 기간을 대상으로 다시 페티트 검정을 시행하였다. 검정 결과 <표4-2>에서 볼 수 있듯이 지가변동률의 전환점이 1986년으로 나타났지만, 1986년이 전환점일 확률은 0.7887로서 이를 전환점으로 인정하는 것은 무리일 것으로 판단된다.

토지시장의 구조변화 전환점으로 분석된 1991년을 전후로 전환점을 구체적으로 분석하기 위해 1989년 1/4분기부터 1993년 4/4분기까지의 자료를 이용하여 검정한 결과는 <표4-3>과 같다. 표에서 볼 수 있듯이 토지시장 구조가 전환된 구체적인 시점은 1991년 2/4분기 또는 1991년 3/4분기인 것으로 분석되었다. 이상의 분석과 같이 페티트 검정에 의해 소구간을 설정하는 경우, 구조변화의 첫 번째 조건인 구간별 평균이 다르다는 점이 확인되었다.

27) 김갑성·서승환(1999)은 1994년을 전환점으로 판단하고 있지만, 1990년과 1991년도 전환점이라고 인식해도 무방하다고 분석하였다.

<표4-1> 토지가격 변동에 대한 페티트 검정 결과(1975~1990)

연도별 지가변동률		
연도	변화율	검정통계량(1975~1990)
1975	26.99	8
1976	26.6	14
1977	33.55	28
1978	48.98	44
1979	16.63	44
1980	11.68	38
1981	7.51	30
1982	5.4	16
1983	18.5	18
1984	13.2	14
1985	7	2
1986	7.3	8
1987	14.67	10
1988	27.47	0
1989	31.97	12
1990	20.58	
l-pr		0.8614
평균		1975~1978 : 34.03 1979~1990 : 15.16

주 : 검정기간인 1975~1990년의 열은 $|\sum_i \sum_j D_{ij}|$ 에 해당하는 값들이며, 전환점인 r의 상한은 T-1이므로 검정기간의 마지막 기간의 검정통계량이 없음.

<표4-2> 토지가격 변동에 대한 페티트 검정 결과(1984~1999)

연도별 지가변동률			
연도	변화율	1984-1999	1984~1990
1984	0.1320	8	1
1985	0.0700	10	6
1986	0.0730	14	9*
1987	0.1467	24	8
1988	0.2747	38	3
1989	0.3197	54	4
1990	0.2058	66	
1991	0.1278	72*	
1992	-0.0127	60	
1993	-0.0738	46	
1994	-0.0057	36	
1995	0.0055	32	
1996	0.0095	30	
1997	0.0031	24	
1998	-0.1360	8	
1999	0.0294		
l-pr		0.9984	0.7887
평균		1984~1990 : 0.1746 1991~1999 : -0.0059	

주 : 검정기간인 1984~1999 및 1984~1990년의 열은 $|\sum_i \sum_j D_{ij}|$ 에 해당하는 값들이며, 전환점인 r의 상한은 T-1이므로 검정기간의 마지막 기간의 검정통계량은 없음.

<표4-3> 자기변동률에 대한 페티트 검정 결과(1989~1993년 분기 자료)

연 도	변화율	1989 1/4~1993 4/4
1989 1/4	14.83	20
1989 2/4	5.69	36
1989 3/4	4.44	46
1989 4/4	4.11	54
1990 1/4	6.94	72
1990 2/4	3.73	76
1990 3/4	3.88	82
1990 4/4	4.64	94
1991 1/4	4.69	108
1991 2/4	3.39	110*
1991 3/4	2.71	110*
1991 4/4	1.44	108
1992 1/4	0.43	104
1992 2/4	-0.53	92
1992 3/4	-0.36	84
1992 4/4	-0.80	70
1993 1/4	-0.42	60
1993 2/4	-2.88	40
1993 3/4	-2.64	22
1993 4/4	-1.64	
1-pr		0.9997
평균	1989 1/4~1991 1/4 1991 2/4~1993 4/4	5.8833 -0.1182

2) 단위근 검정(unit-root test)

앞에서 분석한 페티트 검정에 의한 구조변화를 인식하기 위해서는 각 소구간별 평균과의 편차가 I(0)인지 여부를 검정하기 위한 X_t 와 $X_{t-\mu_i}$ 에 대한 단위근 검정²⁸⁾을 수행해야 한다.

ADF(Augmented Dickey and Fuller) 및 PP(Phillips-Perron)에 의한 단위근 검정의 결과는 <표4-4>에 정리되어 있다. I은 지가변동을 원시계열을 단위근 검정한 결과이며, II는 $X_{t-\mu_i}$ 를 단위근 검정한 것이다.

<표4-4> 단위근 검정의 결과

I		II	
ADF	PP	ADF	PP
-1.5981(-1.6269)**	-1.5981(-1.6269)**	-2.6804(-1.9658)*	-2.6804(-1.9658)*

주 : *은 5% 유의수준, **은 10% 유의수준에서의 Critical Value임.

<표4-4>에서 보는 바와 같이 I(지가변동을 원시계열)의 경우는 10%의 유의수준에서 단위근이 있지만, II($X_{t-\mu_i}$)의 경우는 5% 유의수준에서 단위근이 없는 것으로 나타났다. 따라서 소구간별 평균과의 편차가 I(0)이기 때문에 1991년 2/4분기 또는 3/4분기가 전환점이 될 가능성이 높다.

이상의 분석 결과에 의하면 지가변동률의 구조변화가 1991년(1991년 2/4분기 또는 3/4분기)에 있음을 인식할 수 있다.

28) 안정적 시계열은 평균값에서 크게 벗어나지 않고 평균을 중심으로 움직이며, 평균값에 머물고자 하는 평균회귀(mean reversion)의 성향이 있다. 또한 안정적 시계열은 시간에 따라 완만하게 움직이는 추세(trend)를 포함할 수 있다. 그러나 불안정적 시계열은 보통 평균에서 벗어나서 불규칙적으로 움직이며, 그 평균이 어떤 의미로운 안정적 수준을 나타내지 못한다. 그리고 불안정적 시계열은 추세를 예측할 수 없는 것으로서 이미 확정된 것이 아닌 확률적(stochastic)인 성격을 가지는 것이다. 따라서 안정적 시계열은 확정적 추세(deterministic trend)를 의미하며, 불안정적 시계열은 확률적 추세(stochastic trend)를 갖는다.

1991년이 전환점이 될 수 있는 이유는 우리나라 경제구조의 변화와 토지관련 정책에서 찾을 수 있다. 1970년 - 1980년대에는 고도의 경제성장, 높은 인플레이션 등으로 토지수요가 많았고, 재산가치의 보전에 가장 유리한 토지에 대한 선호가 증가하였다. 또한 급격한 산업화와 도시화로 인한 산업용지와 도시용지의 상대적 부족은 토지시장의 수급불균형을 초래하여 토지가격의 급격한 상승과 변동이 있었다. 그러나 정부는 투기억제대책 위주의 수요관리정책을 치중함으로써 토지가격의 주기적 급등이 반복되었다. 반면에 1980년대 말부터는 토지공개념 확대 등 강력한 수요관리정책과 함께 주택200만호 건설계획 등의 공급촉진정책을 병행 실시함으로써 토지수급불균형이 완화되었다. 주요 수요관리정책과 공급촉진정책을 보면, 1988년의 「부동산투기억제대책」, 「부동산종합대책」, 「토지거래허가구역」 확대 실시, 1988년부터 1992년까지의 「주택200만호 건설계획 (5개 신도시 건설)」, 1990년의 「토지공개념제도」 시행, 4·13 「부동산투기억제대책」, 「5·8 부동산투기억제대책」, 부동산등기특별조치법 등이 있다. 한편 1990년대에 들어서면서 경제성장이 연 6%대의 안정성장으로 바뀌고 물가가 안정되면서 토지수요가 감소하였다. 이러한 요인들이 부동산 경기 변동의 하강국면과 일치하면서 1991년을 전환점으로 토지시장 구조가 전환된 것이라 하겠다.

2. 토지가격과 일반경기의 동·후행성 검증

제1장의 선행연구에서 논의한 바와 같이 부동산경기는 대체로 일반경기 및 주가 변화에 6~18월 후행하는 것으로 알려져 있다. 그러나 외환위기 이후 토지가격의 급격한 하락과 신속한 회복, 그리고 자본·금융시장의 급격한 변화 등 토지시장과 이를 둘러싼 환경에 많은 변화가 일어났다. 따라서 여기에서는 외환위기 이후에도 이러한 관계가 지속되는지 여부를 검증하여, 토지시장 구조에 미치는 거시경제의 영향을 살펴보고자 한다.

지가변동률이 일반경기과 주가변화율 모두에 후행 한다는 지금까지의 인식은 토지에 대한 수요의사결정이 자산선택(portfolio selection) 행위와 예측의 영향을 주로 받는다는 것을 의미한다. 즉, 지가변동률과 일반경기 및 주가변화율 사이의 동행 및 후행관계가 달라지고, 토지가격에 거품이 포함되어 있는지의 여부가 달라지게 되면, 토지가격의 결정요인이 달라졌다는 것을 의미한다. 따라서, 토지가격이 토지의 시장기본가치(market fundamental value)에 의해 결정되고 있는가를 검정하기 위해서는 토지의 시장기본가치를 결정하는 요인이 무엇인지부터 파악해야 한다.

제2장에서 살핀 바와 같이 토지의 시장기본가치는 장래 지대에 의해 결정되고, 지대는 토지의 수요와 공급에 의해 결정된다. 그리고 지대는 다시 일반경기에 의해 영향을 받는 것으로 생각한다면, 토지의 시장기본가치는 결국 일반경기를 나타내는 실질GDP성장률에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 물론, 부동산의 시장기본가치를 결정하는 그 밖의 요인으로 지대, 금리, 세율 등도 있다. 그러나, 앞서 분석한 지가변동률과 거시경제지표에서 알 수 있듯이 실질GDP성장률이 가장 중요한 요인으로 나타나고 있기 때문에, 이를 분석의 주 대상으로 설정하고자 한다.

분석 결과, 지가변동률과 실질GDP성장률 사이에 동행성이 증가하였다면, 토지가격의 결정에서 시장기본가치의 역할이 커졌음을 반증하는 것이 된다. 지가변동률과 실질GDP성장률의 동행성 여부는 시차별 상관계수를 이용하여 분석하며, 지가변동률이 glp_t , 실질GDP성장률이 $ggdp_t$ 이면 시차별 상관계수는 $Corr(glp_t, ggdp_{t-k})$ 로 나타낼 수 있다. 만일, 지가변동률이 실질GDP성장률과 동행한다면, $k = 0$ 인 경우 상관계수가 가장 크게 나타나며, 후행한다면 $k > 0$ 인 경우의 상관계수가 가장 크게 나타난다.

동·후행성 검정의 시점은 지가변동률의 주기가 뚜렷이 나타나기 시작한 1987년으로 설정하고, 1995년부터 1999년까지 축차 분석한다. 즉, 1987년 1/4분기부터 1995년 4/4분기까지의 시차별 상관계수를 구한 후, 4분기씩의 자료를 추가하는

경우 상관계수를 극대로 하는 시차가 어떻게 변화하는지 살펴보기로 한다.

상관계수를 분석한 결과인 <표4-5>를 보면, 1997년까지는 시차가 4인 경우 상관계수가 최대인 것으로 나타났지만, 1998년 이후에는 시차가 0, 1로 나타났다. 이 분석에서 1997년까지는 지가변동률이 실질GDP성장률에 4분기 후행하였다. 그러나, 외환위기가 발생한 1998년 이후에는 지가변동률과 실질GDP성장률이 동행한다는 사실을 발견할 수 있다. 그리고 1998년의 경우 지가변동률과 실질GDP 성장률이 음(-)으로 나타나고 있어 동행성이 증가된 것으로 분석되었다.

<표4-5> 지가변동률과 실질국내총생산성장률의 동·후행성 검정

Corr(glpt, ggdp-k)

	1987~1995	1987~1996	1987~1997	1987~1998	1987~1999
k = 0	0.2417	0.2707	0.3164	0.5165*	0.4820*
k = 1	0.4291	0.4505	0.4631	0.5138	0.5025*
k = 2	0.4661	0.4640	0.4696	0.3802	0.3946
k = 3	0.4296	0.4077	0.4144	0.2685	0.3058
k = 4	0.6048*	0.5586*	0.5370*	0.2844	0.3286
k = 5	0.4171	0.3628	0.3547	0.2006	0.2379
k = 6	0.3324	0.2944	0.2694	0.1388	0.1687
k = 7	0.3593	0.3323	0.2835	0.1335	0.1530
k = 8	0.4289	0.4021	0.3315	0.1421	0.1558
k = 9	0.2026	0.1994	0.1230	0.0280	0.0479
k =10	0.2167	0.2185	0.1506	0.0224	0.0433
k =11	0.2413	0.2609	0.1991	0.0003	0.0223
k =12	0.2092	0.2596	0.2000	-0.0188	0.0032

주 : *은 상관계수가 가장 큰 경우를 나타냄.

이처럼 지가변동률과 실질GDP성장률 사이에 동행성이 증가하였다는 사실은 지가변동률의 결정요인을 파악하는데 있어서 중요한 의미가 있다. 지가변동률 glp_t 와 실질GDP성장률 $ggdp_t$ 가 I(1)상태에서 지가변동률 glp_t 와 실질GDP성장률 $ggdp_t$ 사이에 동행성이 없다면, 지가변동률 glp_t 와 실질GDP성장률 $ggdp_t$ 사

이에 공적분관계가 없다는 결론을 얻을 가능성이 높기 때문에, 가성회귀를 회피하기 위해 실질GDP성장률 $ggdp_t$ 를 설명변수로 도입하기 어려운 상황이 발생한다. 그러나, 동행성의 증가는 이런 현상을 제거시켜 실질GDP성장률 $ggdp_t$ 를 포함하여 시장기본가치를 형성하는 요인들이 설명변수로 도입될 가능성이 높아졌음을 의미한다.

다음으로, 시장기본가치의 중요성이 증가하였다는 사실이 전통적인 자산선택 행위에 영향을 미쳤는지의 여부를 검정하기 위해, 지가변동률 glp_t 와 주기변화률 gsp_t 사이의 $\text{Corr}(glp_t, gsp_{t-k})$ 을 분석하였다. 분석 결과를 나타낸 <표4-6>에서 볼 수 있듯이, 1996년 이후의 지가변동률은 주기변화율에 5분기 후행하는 것으로 나타났다.²⁹⁾

<표4-6> 지가변동률과 주기변화율의 동·후행성 검정

$$\text{Corr}(glp_t, gsp_{t-k})$$

29) 김갑성·서승환(1999)은 토지가격과 주택매매가격 변화율 모두 주기 변화율에 7~8분기 후행한다고 분석하였다.

	1987~1995	1987~1996	1987~1997	1987~1998	1987~1999
k= 0	0.2788	0.3192	0.3582	0.4618	0.3024
k= 1	0.4175	0.4454	0.4682	0.5265	0.3524
k= 2	0.4385	0.4595	0.4843	0.5403	0.3877
k= 3	0.5327	0.5471	0.5603	0.5556	0.4199
k= 4	0.5757	0.5799	0.5845	0.5631	0.4290
k= 5	0.6288	0.6115	0.6066	0.5910	0.4610
k= 6	0.6248	0.5828	0.5700	0.5693	0.4458
k= 7	0.5963	0.5425	0.5324	0.5263	0.4152
k= 8	0.6810	0.6057	0.5840	0.5377	0.4272
k= 9	0.5316	0.4540	0.4217	0.4042	0.3411
k=10	0.5029	0.4307	0.3793	0.3712	0.3212
k=11	0.4719	0.3944	0.3338	0.3253	0.2889
k=12	0.4395	0.3774	0.3036	0.2933	0.2673

이상의 분석에서 지가변동률은 일반경기와 동행하는 경향이 있으며, 주가변화에 5분기 정도 후행하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 과거에는 주식시장 활황 → 일반경기 활황 → 부동산경기 회복(외환위기 이전에는 부동산경기가 일반경기 및 주가 변화에 6~18개월 정도 후행하는 것으로 인식)되는 경로였다. 그러나, 현재는 일반경기가 직접 지가변동률에 영향을 주는 경로가 추가된 것으로 해석될 수 있다. 따라서 토지가격은 장기적으로 시장기본가치에 의해 주로 결정되지만, 단기적으로는 자산선택행위의 영향을 받아 변화가 일어날 수 있음을 의미한다.³⁰⁾

3. 토지가격과 거시경제지표간 인과관계 검증

30) 자산선택행위에 연관된 예측이 잠재된 시장기본가치가 토지가격을 결정하는 요인이다. 한편, 자산선택행위에 있어서는 미래예측이 중요한 역할을 하므로, 이러한 예측의 문제를 어떻게 취급할 것인가는 여전히 중요한 과제로 남아 있다.

1) 시계열의 정상성 검정

그랜저·심즈 인과관계 검정(Granger·Sims causality test)은 시계열의 정상성(stationary)이 필요하므로, 먼저 자가변동률과 거시경제변수들이 단위근을 갖는지의 여부를 검정하고자 한다.

제1장의 선행연구에서 논의한 바와 같이 자가변동에 유의적인 영향을 미치는 설명변수는 총통화(M2), 총유동성(M3), 소비자물가지수, 생산자물가지수, 경제성장률, 물가상승률, 주가지수, 회사채, 정기예금, 건축허가, 건설투자 등이다. 이러한 설명변수로 자가변동률과 다중회귀분석을 실시한 결과, 제3장에서 언급한 바와 같이 자가변동에 가장 유의적으로 영향을 미치는 요인은 시장기본가치로 볼 수 있는 경제성장이며, 그 다음은 대체자산수익률인 회사채수익률로 나타났다.

이 연구에서는 이상의 요인 이외에 앞서 분석한 결과를 기초로 전국평균지가 변동률(*GLP*), 실질GDP성장률(*GGDP*), 총유동성증가율(*GM3*), 회사채수익률(*GRYC*), 건축허가면적변화율(*GBUI*), 소비자물가상승률(*CPI*), 주가변동률(*GSP*) 등의 변수에 대해 1991년 2/4분기부터 1999년 4/4분기까지³¹⁾의 자료를 이용하여 인과관계를 검정하고자 한다.

그랜저·심즈 인과관계 검정을 실시하기 이전에, 먼저 이들 변수들이 단위근을 갖는지의 여부를 검정하였다. 자가변동률과 거시경제변수들의 원시계열에 대한 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정을 수행한 결과는 <표4-7>에 정리되어 있다. 표에서 볼 수 있듯이 자가변동률과 거시경제변수들의 원시계열들은 대부분 단위근이 존재하는 불안정적 시계열로 나타났다.

<표4-7> 원시계열의 ADF 단위근 검정결과

31) 앞에서 페티트 검정에 의한 자가변동률의 구조변화 분석결과 1991년 2/4분기가 구조변화 시점으로 나타나, 그랜저·심즈 인과관계 검정에서는 1991년 2/4분기~1999년 4/4분기 자료를 이용하였다.

변수명	시 차		
	i = 0	i = 1	i = 2
토지가격 (GLP)	-4.2262(-4.1458)* DW: 2.10	-3.2656(-3.1793)*** DW: 1.96	-2.2988(-3.1804)*** DW: 2.00
실질GDP (GGDP)	-2.0551(-3.1782)*** DW: 1.50	-3.0152(-3.1793)*** DW: 2.17	-3.6714(-3.5025)** DW: 2.10
총유동성 (GM3)	-2.6098(-3.1782)*** DW: 1.49	-2.7738(-3.1793)*** DW: 2.04	-2.9565(-3.1804)*** DW: 1.94
회사채수익율 (GRYC)	-4.0862(-3.4987)** DW: 1.78	-4.3569(-4.1498)* DW: 2.04	-3.9601(-3.5025)** DW: 2.03
건축허가면적 (GBUI)	-1.4861(-3.1782)*** DW: 1.70	-1.5042(-3.1793)*** DW: 1.83	-2.4081(-3.1804)*** DW: 2.09
소비자물가 (CPI)	-3.0073(-3.1782)*** DW: 1.55	-3.2775(-3.1793)*** DW: 2.11	-3.8515(-3.5025)** DW: 2.10
주가 (GSP)	-2.5299(-3.1782)*** DW: 1.98	-1.6647(-3.1793)*** DW: 1.86	-1.2917(-3.1804)*** DW: 1.92

주 : 괄호안의 *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준하의 critical value이며, 음영으로 표시된 부분은 각각의 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 경우임.

지가변동률과 거시경제변수들의 원시계열을 1차차분한 시계열들의 ADF 검정 결과인 <표4-8>에서 보는 바와 같이, 모두 1% 유의수준에서 $\delta=0$ 이라는 귀무가설(null hypothesis)이 기각되어 안정적인 시계열로 나타났다. 그리고 Durbin-Watson 통계량이 양호하여 계열상관(serial correlation)이 없는 것으로 보인다.

<표4-8> 1차차분 시계열의 ADF 단위근 검정결과

변수명	시 차		
	i = 0	i = 1	i = 2
토지가격 (GLP)	-9.7342(-4.1498)* DW: 2.15	-7.3471(-4.1540)* DW: 2.12	-5.9072(-4.1584)* DW: 1.94
실질GDP (GGDP)	-5.8416(-4.1498)* DW: 1.99	-4.3038(-4.1540)* DW: 2.00	-3.6377(-3.5045)** DW: 1.93
총유동성 (GM3)	-6.2882(-4.1498)* DW: 1.99	-4.5975(-4.1540)* DW: 2.02	-5.1193(-4.1584)* DW: 2.21
회사채수익율 (GRYC)	-7.5038(-4.1498)* DW: 2.04	-6.2278(-4.1540)* DW: 2.04	-4.9200(-4.1584)* DW: 2.09
건축허가면적 (GBUI)	-6.8253(-4.1498)* DW: 1.84	-3.6050(-3.5025)** DW: 1.94	-1.7805(-3.1816)*** DW: 1.78
소비자물가 (CPI)	-5.7690(-4.1498)** DW: 2.00	-4.1820(-4.1540)* DW: 1.96	-3.7276(-3.5045)** DW: 2.06
주가 (GSP)	-7.9678(-4.1498)* DW: 1.84	-5.7962(-4.1540)* DW: 1.78	-2.3849(-3.1816)* DW: 1.38

주 : <표4-7>과 같음.

따라서 이 연구에서는 지가변동률과 거시경제변수들(실질GDP성장률, 총유동성증가율, 회사채수익률, 건축허가면적변화율, 소비자물가상승률, 주가변동률)의 1차차분한 시계열들을 이용하여 그랜저·십즈 인과관계 검정을 실시하고자 한다.

2) 그랜저·십즈 인과관계 검정

그랜저·십즈 인과관계는 어떤 변수 Y를 예측하는 데 다른 변수 X를 추가할 경우, 변수 Y의 예측력이 통계적으로 향상되는 경우 '변수 X가 변수 Y의 원인이 된다'라고 정의할 수 있다.

인과관계는 다음의 두 회귀방정식에서 모든 β_i 의 값이 0이라는 귀무가설이 F-검정을 통해 기각되지 않을 경우, X가 Y의 원인이 된다고 판단할 수 있다.

만약, 모든 δ_i 의 값이 0라는 귀무가설이 F-검정을 통하여 기각되지 않을 경우, Y가 X의 원인이 된다고 볼 수 있다. 두 가설이 모두 기각되지 않는 경우에는 X와 Y가 피드백효과를 통하여 서로 영향을 주고받는다 할 수 있다.

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$X_t = b_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^l \delta_i Y_{t-i} + \xi_t$$

그랜저·심즈 인과관계 검정결과에 대한 판정은 시차 1, 2, 3, 4에 비중을 두고, 시차 6, 8, 12에서는 추세의 연속성 정도를 감안하여 최종 판정에 참조하였다. 자가변동률과 거시경제변수의 1차차분 변수를 이용한 그랜저·심즈 인과관계 검정결과는 <표4-9>와 같다.

첫째로, 토지가격(GLP)과 건축허가면적(GBUI)간의 인과관계를 분석한 결과, 그랜저 인과관계가 전체적으로 양방향 모두 인정되지 않았다.

둘째로, 토지가격(GLP)과 소비자물가(CPI)간의 인과관계 검정 결과에서는 소비자물가 변동이 자가변동에 원인이 된다는 관계가 명확하지만, 그 역의 관계는 인정되지 않았다.

셋째로, 토지가격(GLP)과 실질GDP(GGDP)간의 인과관계 검정결과, 실질GDP 변동은 자가변동에 원인이 된다는 관계가 양방향 모두 인정되고 있다.

넷째로, 토지가격(GLP)과 총유동성(GM3)간의 인과관계 검정 결과는 그랜저 인과관계가 전체적으로 양방향 모두 인정되지 않았다.

다섯째로, 토지가격(GLP)과 회사채수익률(GRYC)간의 인과관계 검정결과는 그랜저 인과관계가 전체적으로 양방향 모두 인정되었지만, 장기적(시차 6, 8, 12)으로 회사채수익률의 변동이 자가변동의 원인이 된다는 관계가 약하게 인정되고 있다.

여섯째로, 토지가격(GLP)과 추가(GSP)간의 인과관계를 검정결과에서는 그랜

저 인과관계가 전체적으로 양방향 모두 인정되지 않지만, 장기적(시차 4, 6, 8, 12)으로 지가변동이 주가변동의 원인이 된다는 관계가 강하게 인정되고 있다.

이상의 분석 결과를 살펴보면, 소비자물가상승률, 실질GDP성장률, 회사채수익률 등이 지가변동의 원인이 된다고 판단할 수 있다. 또한, 지가변동은 주가변동률, 회사채수익률, 실질GDP성장률 등이 변동의 원인이 된다고 볼 수 있다. 따라서 지가변동률은 실질GDP성장률 및 회사채수익률과는 서로 영향을 주거나 받고 있는 것으로 분석되었다.

<표4-9> 지가변동률과 거시경제변수 간의 인과관계 검정

인과관계	lag=1 F 값 (Prob)	lag=2 F 값 (Prob)	lag=3 F 값 (Prob)	lag=4 F 값 (Prob)	lag=6 F 값 (Prob)	lag=8 F 값 (Prob)	lag=12 F 값 (Prob)	귀무가설 기각여부	인과관계 인정여부
GLP→GBUI	0.50 (0.484)	0.67 (0.519)	1.24 (0.313)	0.74 (0.576)	1.86 (0.133)	1.76 (0.151)	1.37 (0.313)	채택	불인정
GBUI→GLP	0.35 (0.560)	1.78 (0.186)	1.10 (0.364)	0.75 (0.566)	0.58 (0.740)	0.56 (0.796)	0.70 (0.723)	채택	불인정
GLP→CPI	0.32 (0.574)	1.44 (0.252)	5.20 (0.006)	1.23 (0.321)	1.05 (0.419)	0.69 (0.693)	0.42 (0.921)	채택	불인정
CPI→GLP	10.18 (0.00)	5.95 (0.00)	5.49 (0.004)	5.40 (0.003)	5.39 (0.001)	3.67 (0.011)	6.01 (0.003)	기각	인정
GLP→GGDP	1.77 (0.193)	4.39 (0.021)	5.12 (0.006)	2.26 (0.090)	2.13 (0.090)	1.42 (0.256)	0.69 (0.734)	기각	인정
GGDP→GLP	3.83 (0.059)	5.10 (0.012)	6.67 (0.002)	5.66 (0.002)	3.30 (0.018)	5.05 (0.002)	3.23 (0.036)	기각	인정
GLP→GM3	0.08 (0.774)	0.76 (0.477)	0.67 (0.574)	0.92 (0.469)	0.83 (0.556)	0.56 (0.792)	0.65 (0.761)	채택	불인정
GM3→GLP	0.06 (0.810)	0.47 (0.629)	0.29 (0.835)	0.30 (0.874)	1.10 (0.392)	1.28 (0.314)	0.82 (0.633)	채택	불인정
GLP→GRYC	0.00 (0.984)	4.45 (0.020)	7.87 (0.000)	4.46 (0.007)	1.36 (0.275)	0.82 (0.596)	1.28 (0.355)	기각	인정
GRYC→GLP	0.04 (0.850)	6.59 (0.004)	6.34 (0.002)	8.06 (0.000)	6.20 (0.000)	5.05 (0.002)	2.06 (0.130)	기각	인정
GLP→GSP	2.70 (0.110)	1.15 (0.329)	2.54 (0.075)	4.45 (0.007)	10.29 (0.000)	6.56 (0.000)	3.92 (0.019)	기각	인정
GSP→GLP	0.38 (0.543)	0.37 (0.692)	0.50 (0.684)	0.83 (0.520)	1.51 (0.220)	1.67 (0.173)	2.03 (0.135)	채택	채택

5 CHAPTER

토지시장의 단기 전망

이 장에서는 시계열 모형인 ARIMA 및 VAR 모형에 의해서 토지시장의 단기 지가예측모형을 구축하고, 이를 기초로 단기 지가변동률의 전망치를 제시하고자 한다.

1. 예측방법과 예측모형

경제전망은 개별경제지표 또는 종합경기지수 등의 통계지표이용방법, 기업경기실사지수(business survey index, BSI)와 같은 설문조사방법, 계량경제모형을 이용한 예측모형 등으로 분류할 수 있다. 이러한 방법들은 각각 나름대로의 제약이 있기 때문에 어느 한 방법에 의존하기보다는 다양한 분석방법을 종합함으로써 예측의 정도를 높일 수 있다.³²⁾

통계지표 및 설문조사 방법은 객관성이 부족하므로 정교한 예측모형 개발의 필요성이 부각되고 있다. 예측모형은 크게 경제이론을 바탕으로 한 구조모형과

32) 예측결과를 결합하는 방법으로 예측치들의 적절한 가중평균도 고려할 수 있으나 적정 가중치의 추정에 어려움이 따른다(Holden K., Peel D. A., Thompson J. L., 1990 ; 김양우·이궁희·장동구, 2000:52-53.에서 재인용).

경제변수간의 동태적 관계를 근거로 하는 시계열모형으로 구분할 수 있다. 구조 모형은 경제이론에 바탕을 두기 때문에 비록 경제변수간의 상관관계가 높더라도 결과가 이론적으로 부적합할 경우 모형에서 채택되지 않는다. 반면에, 시계열모형에서는 예측력 제고를 위해 추정된 결과가 이론적으로 큰 무리가 없는 한 채택되고 있다.

1) 구조모형

연립방정식 체계의 대규모 거시계량모형(large-scale macro-econometric model)은 지난 반세기 동안 경제예측은 물론 정책효과분석을 비롯하여 현실경제의 실증분석에 광범위하게 이용되어 왔다. 거시계량모형이 주로 케인즈(J. M. Keynes)의 거시경제이론을 토대로 하여 수요 중심의 구조적인 접근을 하고 있다는 점에서 케인즈 경제학의 부침에 따라 한 때 그 유용성이 비판³³⁾받기도 하였으나 최근 들어서는 고성능 전산기기 및 소프트웨어의 등장과 계량경제적 추정기법의 발전에 힘입어 그러한 비판에서 제기된 문제점들을 상당부분 수용할 수 있게 됨에 따라 거시계량모형은 그 유용성을 다시 인정받고 있다.

구조모형은 관심변수가 지나치게 많거나 변수간 파급경로분석 등을 위하여 그 규모가 지나치게 크게 설정되는 경향이 있어 전체 모형의 이론적 합치성 및 예측

33) 1960년대 후반-1970년대 초반이 이르러 케인즈 거시경제학의 이론을 토대로 하여 발전한 계량모형의 구조방정식 체계에 대해 많은 논란이 제기되었다. 첫째, 임금과 물가의 경직성 문제를 비롯하여 불균형을 가정하는 케인즈 모형의 미시적 기초(microfoundations)가 충실하지 않다는 논의이다. 둘째, 경제주체들의 기대형성에 있어서 과거의 경험적 지식에 의존하는 적응적 기대를 가정한 합리적 기대에 비해 현실 부합성과 보편성이 떨어진다는 지적이다. 셋째, 이론적 토대가 약한 연립방정식 체계에다 자의적인 식별조건을 부여하여 이를 추정하고 이에 의거 경제현상을 해석하는 분석방법에 대한 비판이다. 특히 심즈(Sims 1980), 루카스·사전트(Lucas·Sargent 1979) 등은 케인즈 이론에 기반을 둔 전통적인 구조모형에 대해 식별(identification), 내·외생 변수의 구분, 기대형성 방식의 자의적 설정 등 추정과정에서 야기되는 여러 문제점을 들어 대규모 구조모형을 이용한 경제분석의 비현실성을 지적하고 그 대안으로서 특징이론보다 관찰된 변수상호간의 축약형(reduced) 상관관계를 중시하는 비구조적(nonstructural) 접근방법을 제안하였다. 구체적인 논의는 ‘김치호, 2000:23-46.’을 참조하기 바란다.

력 등에 있어 문제가 있을 수 있다. 이를 해결하기 위해서는 전문적 판단을 바탕으로 각 방정식을 수정하는 것이 바람직하다. 그런데, 특히 제도 변화 및 국제원자재가격 변화 등에 의해 발생된 예상치 못한 예측오차가 발생하는 경우, 통상 오차조정항(add-factor)으로 수정하게 된다. 따라서 구조모형을 지속적으로 예측에 이용하기 위해서는 많은 인원과 시간 및 비용이 소요된다.

2) 시계열모형

비구조적(nonstructural) 접근방법은 주로 통화주의(monetarism), 신고전학과 학자들로부터의 이론적 지지와 실제 적용에 필요한 컴퓨터 소프트웨어의 개발에 힘입어 대규모 구조방정식이 갖는 문제점을 상당부분 보완할 수 있다는 점을 널리 인정하면서 1970-1980년대 경제분석과 예측업무의 큰 부분을 담당하게 되었다. 비구조 예측모형에 대한 논의는 1920년대부터 시작되었다.

슬러츠키(E. Slutsky), 프리쉬(R. Frisch) 등은 선형정차방정식(linear difference equation)에 의거 확률충격의 과급과정을 모형화 함으로써 오늘날 시차변수의 가중평균에 의해 미래를 예측하는 시계열 예측모형의 기초를 만들었다. 그 후 칼만(R. Kalman)등에 의해 초기시계열모형에서 가정하였던 조건이 많이 완화되고 이론체계가 정교해지면서 효과적인 예측방식으로 널리 인식되었다. 특히 박스·젠킨스(George E. P. Box · Gwilym M. Jenkins)등은 ARIMA모형에 의거 시계열의 모형화, 추정, 문제점 식별(diagnostic checking), 예측 등 일련의 반복과정을 간편하게 실행할 수 있도록 실용화함으로써 비구조적 예측에 있어서 큰 전기를 마련하였다(김치호, 2000:26).³⁴⁾

34) 심즈(C. Sims)는 일변수 AR예측모형을 다변수 예측을 위한 VAR모형으로 확장시킴으로써 비구조적 예측모형에 있어서 하나의 전기를 만들었다. 심즈가 제시한 VAR모형에서는 내·외생변수의 구분이 없어 전통적인 연립방정식 모형에서 지적되던 식별문제가 제기되지 않는 한편, ARMA모형의 추정에 요구되는 수치적 최적화(numerical optimization)와 같은 어려운 문제도 해결할 수 있을 뿐만 아니라 분산분해, 충격반응 등의 기법을 통해 경제충격과 이에 따른 경기변동 현상을 효과적으로 분석할 수 있어 지난 20년간이 각종 경제분석에 폭넓게 사용되어 왔다. 이밖에 단위근 문제, 오차수정모

시계열 분석법이란 어떤 특성치를 분석할 때, 그 특성치와 인과관계에 있는 다른 변수들을 고려하지 않고 그 자신의 현재 및 과거의 값들만으로 그 특성을 파악하고자 하는 방법이다. 시계열모형은 이론보다 자기시차 또는 일부 관심경제 변수간의 상관관계에 바탕을 두고 있기 때문에 구조모형에 비해 예측작업이 용이하고 예측력도 크게 뒤지지 않아 예측에 효율적으로 이용할 수 있다. 시계열모형으로는 ARIMA모형, RegARIMA모형, VAR모형 등이 있다.

ARIMA모형(auto-regressive integrated moving average model)은 박스·젠킨스(Box·Jenkins, 1976)³⁵⁾의 기본적인 ARIMA(p, d, q)모형을 의미한다. ARIMA(p, d, q)형태의 시계열모형은 특정 경제이론에 기초한 경제변수들간의 관계를 고려하지 않고, 단지 추정대상변수의 과거 움직임에 기초하여 규칙을 찾아내는 것이다. ARIMA모형은 단일변수 시계열 모형임에도 불구하고 단기예측에 관한 한 전통적인 회귀방법보다도 높은 정확성을 갖는 것으로 알려져 있으며, 근대적 시계열 분석의 주류를 이루고 있다.

RegARIMA(ARIMA with regression or transfer function)는 박스·젠킨스(Box·Jenkins, 1976)에 의해 소개된 계절 ARIMA모형에 회귀모형을 결합하여 모형의 설명력을 높인 모형이다. 통상 시계열을 확정적 부문과 확률적 부문으로 구분할 수 있는데, 이 모형에서는 영업일수, 명절, 구조변화 등 확정적 부문은 더미변수 등을 이용한 회귀식으로서 확률적 부문은 계절 ARIMA모형으로 추정할 수 있다.³⁶⁾

VAR모형은 심즈(Sims, 1980)가 개발한 것으로 구조모형과는 달리 선형적 경제이론을 배제한 상태에서 변수간 상관관계 및 시차상관관계를 이용하여 구성된

형, 공적분 등의 연구에서도 많은 진전이 이루어짐으로써 비구조적 시계열 예측모형의 이용이 확대되고 분석결과에 대해서도 신뢰가 높아지게 되었다.

35) 박스·젠킨스(Box·Jenkins)법은 분석하고자 하는 시계열이 주어지면 우선 이를 안정적 시계열과 불안정적 시계열로 구분한 후, 만일 그 시계열이 불안정적 시계열이라면 차분을 하여 일단 안정적 시계열로 변환하고, 그 변환된 시계열을 위주로 분석하는 방법이다(Box G. E. and G. M. Jenkins, 1976).

36) 최근 미국 센서스국에서 개발된 계절조정방법인 X12-ARIMA에서는 시계열의 예측뿐만 아니라 명절효과·특이항 등의 사전조정요인계열의 산출에 RegARIMA모형이 이용되고 있다.

다변량시계열모형(多變量時系列模型)이다. VAR모형은 모형내 변수들의 시차관계를 이용하여 예측 뿐 아니라 충격반응함수를 이용한 정책변수의 파급효과 분석이 가능하다는 장점이 있다. 따라서, VAR모형은 거시경제변수에 영향을 미치는 다양한 충격들의 상대적 중요성과 동학적 효과, 그리고 미래 예측치를 추정하기 위한 도구로서 널리 사용되고 있다. 아울러 경제구조에 관한 선행적 주관이나 사전적인 특정 경제이론을 배제한 분석이라는 점에서 많은 지지를 받고 있다.

반면에, 모형을 설정할 때에 이용되는 변수들의 선정, 배열순서, 시차 길이 등에 의해 예측 및 파급효과분석 결과가 달라진다는 문제점이 있다. 즉, VAR모형은 구조모형에 비해 쉽게 활용할 수 있지만, 경제이론에 근거하지 않고 있어 추정해야 할 모수가 과도하게 많아 예측력이 저하될 수 있다. 따라서 최근에는 VAR모형의 예측력과 설명력을 높이기 위해 BVAR(bayesian VAR)모형과 구조적 VAR(structural VAR)모형 등 보다 정교한 방식이 제안되고 있다.

이 연구에서는 단기 지가예측을 위해 ARIMA와 VAR를 이용한 단기 지가예측모형을 개발하는 데에 일차적인 목표를 두고, 향후에 이 모형의 개선을 도모하고자 한다. ARIMA모형(단일변수 시계열모형)은 과거 지가변동률의 움직임을 통해 미래의 지가변동률을 예측하는 모형이다.

VAR모형(다변수 시계열모형)은 지가변동률에 영향을 미치는 다른 변수들간의 과거 연관관계를 분석하여 미래 지가변동률을 예측하는 것이다. 앞서 검토한 선행연구의 분석에서도 알 수 있듯이 토지시장 전망을 위한 모형을 만들어 내기는 쉽지 않으며, 완벽한 모형을 만들어 내기는 거의 불가능한 실정이다. 따라서, 이 연구는 향후에 개발하여야 할 단기모형, 중장기모형 등을 구축하기 위한 기초 연구로서 필요한 모형에 한정시켜서 연구를 수행하고자 한다.

2. ARIMA모형을 이용한 단기 지가 예측

1) ARIMA모형의 구축방법

ARIMA모형은 불안정적 시계열을 차분을 통해 안정성을 회복시킨 후, 자기변수의 과거값으로 회귀식을 구성하는 AR(auto-regressive)과정과 모형추정 잔차의 이동평균 함수형태로 표현되는 MA(moving average)과정의 결합함수로 추정하는 것이다.

ARIMA(p, d, q)모형은 목적인 결과를 도출하기 위하여 모형의 식별(model identification), 모수의 추정(parameter estimation), 모형의 검증(model diagnostic checking), 예측(forecasting) 등의 단계를 반복적으로 실행한다.

분석자료는 건설교통부에서 발표한 1987년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 분기별 전국 평균지가변동률을 사용한다. 모형의 식별 자료는 1987년 1/4분기부터 1999년 2/4분기까지 50분기의 자료를 이용한다. 모형의 예측력 검증은 1999년 3/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 자료를 사용한다. 그리고, 예측기간은 2000년 3/4분기부터 2001년 2/4분기로 한정한다.

2) ARIMA모형을 이용한 단기 지가변동 예측 (I)

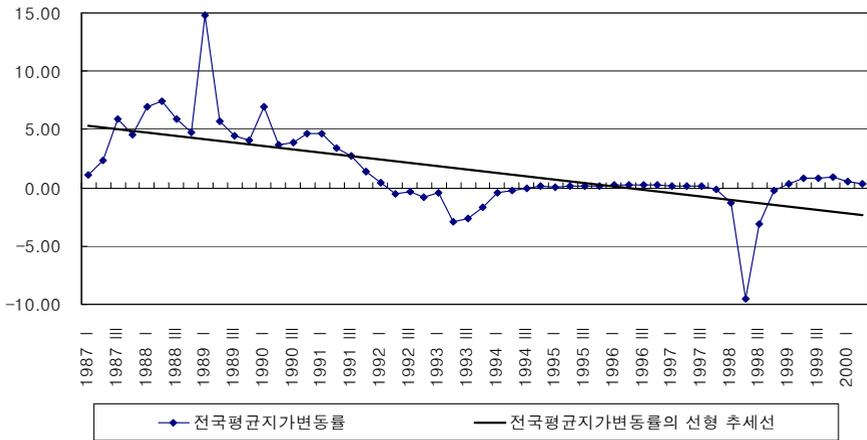
이 예측모형은 Outliers(1989년 1/4분기와 1998년 2/4분기)가 포함된 ARIMA모형을 구축하여 단기간의 지가를 예측하는 것이다.

(1) 지가변동률의 추이 및 특징

제3장에서 살핀 바와 같이 1980년대 후반기에는 경제호황, 올림픽 개최 등으로 인한 개발수요의 급격한 증가로 인해 땅값이 급등하였다. 그러나 1989년 이후부터는 토지정책이 수요억제(토지공개념제도)와 공급확대(주택 200만 호 건설

및 신도시 개발)를 동시에 추진함으로써 토지수급 불균형이 해소되면서 <그림 5-1>에서 보는 바와 같이 1990년대 들어서 토지가격은 지속적으로 안정세를 유지하였다. 또한, 외환위기 이후의 경제침체로 인해 토지가격이 일시적으로 폭락(1998년 2/4분기: -9.49)하였으나, 조속한 경기회복 및 규제완화 등 부동산경기 진작정책으로 인해 토지가격은 안정적 상승세로 회복되고 있다.

<그림5-1> 전국 평균지가변동률의 추세(1987년 1/4~2000년 2/4)



(2) 시계열(지가변동률)의 안정성 검정

ARIMA모형은 앞에서 논의한 바와 같이 시계열의 안정성이 유지되어야 한다. 따라서 분석자료인 1987년 1/4분기부터 1999년 2/4분기까지의 지가변동률 원시계열의 안정성을 검정하기 위해 ADF(augmented Dickey and Fuller) 단위근 검정을 실시하였다.

단위근 검정 결과는 <표5-1>에서 볼 수 있듯이, 5% 유의수준에서 대부분 $\delta=0$ 이라는 귀무가설이 통계적으로 유의하게 나타나, 단위근이 존재하여 시계열이 불안정함을 알 수 있다. 다만 $i=0$ 에서 추세선과 상수항 비포함(None)에서만 5% 유의수준에서 기각되지만 시계열 안정성은 미약하다.

<표5-1> 지가변동률 원시계열의 단위근 검정 결과

시차	Intercept	Trend and Intercept	None
i = 0	-2.7606(-2.9215) DW : 2.32	-4.3852(-3.5025) DW : 2.08	-2.5303(-1.9474)* DW : 2.37
i = 1	-1.9804(-2.9228) DW : 2.06	-3.4716(-3.5045) DW : 1.96	-1.8417(-1.9476) DW : 2.07
i = 2	-1.5859(-2.9241) DW : 2.08	-2.4873(-3.5066) DW : 1.98	-1.6000(-1.9478) DW : 2.08

주 : 괄호 안은 5% 유의수준에서의 Critical Value임.

지가변동률 원시계열을 1차차분한 시계열의 안정성을 검정하기 위한 ADF 단위근을 검정한 결과, 1% 유의수준에서 모두 $\delta=0$ 이라는 귀무가설을 기각하여 시계열이 안정성을 갖는다고 판단할 수 있다. 또한, Durbin-Watson 통계량이 모두 $1.432 \leq D \leq 2.479$ 의 구간 안에 있으므로 e_i 와 e_{i-1} 가 무상관에 근접한다고 볼 수 있기 때문에 잔차항의 독립성은 만족하는 것으로 볼 수 있어 계열상관이 없는 것으로 볼 수 있다.

<표5-2> 지가변동률의 1차차분 시계열의 단위근 검정 결과

시차	Intercept	Trend and Intercept	None
i = 0	-9.6298(-3.5713)* DW : 2.14	-9.5236(-4.1584)* DW : 2.14	-9.7325(-2.6110)* DW : 2.14
i = 1	-7.2654(-3.5745)* DW : 2.10	-7.1757(-4.1630)* DW : 2.11	-7.3305(-2.6120)* DW : 2.10
i = 2	-5.8212(-3.5778)* DW : 1.91	-5.7417(-4.1678)* DW : 1.91	-5.8548(-2.6132)* DW : 1.91

주 : *는 1% 유의수준 유의수준에서의 Critical Value이며, 음영으로 표시된 부분은 단위근이 존재하지 않는 경우임.

(3) ARIMA 모형의 설정 및 추정

단위근을 검정한 결과, 지가변동률은 1차차분을 통해 안정성이 회복되는 I(1) 변수³⁷⁾임이 확인되었다. 또한, 지가변동률의 원시계열과 1차차분 시계열을 나타낸 <그림5-2>에서 1차차분시 단위근이 존재하지 않는다는 것을 직관적으로 판단할 수 있다. 즉, 1차차분 시계열은 비교적 추세가 없으며, 평균과 표준편차가 일정한 안정적 시계열임을 알 수 있다.

한편, 자기상관함수(auto-correlation function: ACF) 및 부분자기상관함수(partial auto-correlation function: ACF) 검정³⁸⁾으로 AR(2)과정과 MA(2)과정을 추정한 결과, 추정계수의 유의미한 t값과 모형의 적합성을 만족시키는 것은 ARIMA(2, 1, 2)모형으로 나타났다. 즉, <표5-3>에서 볼 수 있듯이, AR(2)과정과 MA(2)과정을 따르는 모형 중에서 ARIMA(2, 1, 2)모형이 ARIMA(1, 1, 1) 모형보다 계수값들이 유의성이 좋게 나타나, 모형의 선택기준에 의해 ARIMA(2, 1, 2)모형을 선택하였다.

ARIMA(2, 1, 2)모형에 대한 잔차의 독립성을 검정한 결과, 전체적으로 각각의 자기상관계수나 부분자기상관계수는 0이라고 판단되며, Ljung-Box Q통계량³⁹⁾으

37) 대다수의 경제변수들은 불안정하여 무작위적 충격이 누적적·지속적으로 미래에 영향을 줄 수 있기 때문에 차분이 필요하다. 이 때 안정성이 회복될 때까지 필요한 차분회수를 “d”라고 하면, 원시계열은 d차 적분된 시계열 $Y_t - I(d)$ 로 표기한다.

38) 이론적 ACF와 PACF를 실제로 관측할 수 없는 상태에서 표본 ACF와 PACF에 의존하기 때문에, 추정된 ACF와 PACF가 이론적 ACF와 PACF에 정확히 일치하지는 않는다 (Damodar N. Gujarati ; 안충영·홍성표·박완규 역, 1998:788-793).

모형	자기상관함수(ACF)	부분자기상관계수(PACF)
AR(p)	지수적으로 소멸	p시차까지 유의한 못
MA(q)	q시차까지 유의한 못	지수적으로 소멸
ARMA(p, q)	지수적으로 소멸	지수적으로 소멸

39) Ljung-Box Q통계량은 추정된 잔차 $\hat{a}_t = Y_t - \hat{Y}_t$ 가 백색잡음(white noise)이라면, \hat{a}_t 의 평균이 0이고 분산이 일정하며 \hat{a}_t 의 k차 자기상관계수 ρ_k 들이 모두 0이어야 한다. 잔차 \hat{a}_t 가 백색잡음과정(white noise process)을 따르는지의 여부는 다음 식의 가설을 통해 검정할 수 있다. 식에서 n은 관측치의 수, K는 임의의 양의 정수, $\hat{\gamma}_i(\hat{a})$ 는 잔차 \hat{a}_t 의 표본 자기상관함수로서 ρ_i 의 추정량이다.

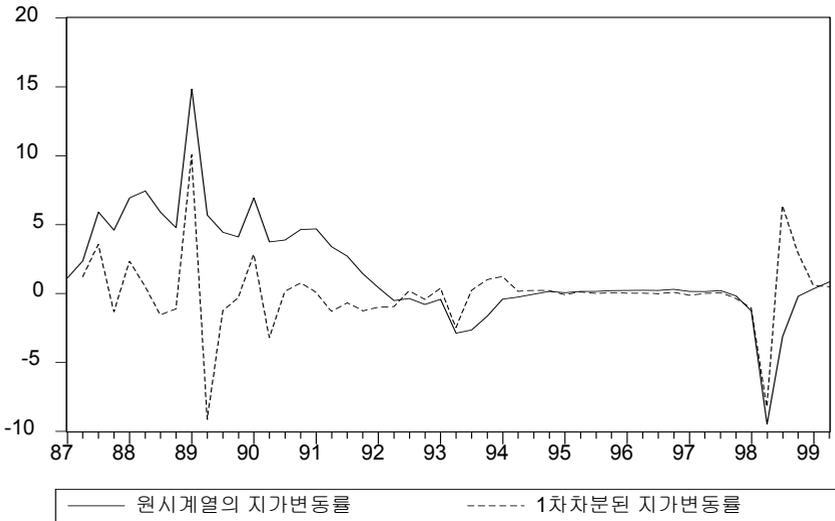
$$Q^* = n(n+2) \sum_{i=1}^K \frac{\hat{\gamma}_i^2(\hat{a})}{n-i}$$

로도 자기상관계수가 모두 0이라고 판단되었다. 아래 식은 ARIMA(2, 1, 2)모형으로 도출한 것이다. 식에서 DGLP는 지가변동률의 1차차분을 의미한다.

$$DGLP = -0.5763 DGLP_{t-1} + 0.3546 DGLP_{t-2} + \varepsilon_t + 0.3526 \varepsilon_{t-1} - 1.1295 \varepsilon_{t-2}$$

(-4.8176)
(2.1362)
(2.2366)
(-6.0849)

<그림5-2> 지가변동률의 원시계열과 1차차분 시계열의 추이



<표5-3> ARIMA(2, 1, 2)과 ARIMA(1, 1, 1) 모형의 비교

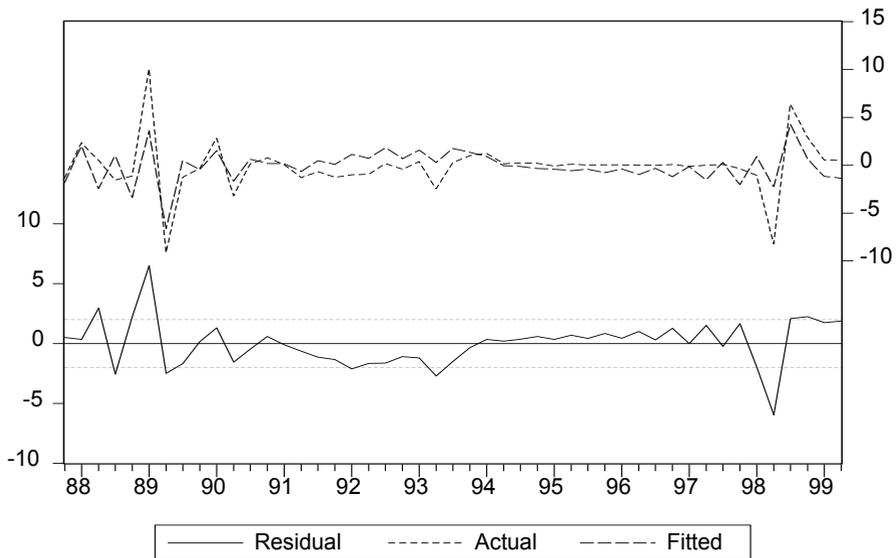
	ARIMA(2, 1, 2) 모형 변수(시차) : 계수값(t-값, Prob.)	ARIMA(1, 1, 1) 모형 변수(시차) : 계수값(t-값, Prob.)
추정치	AR(1) : -0.47(-4.82, 0.000) AR(2) : 0.35(2.14, 0.039) MA(1) : 0.35(2.24, 0.031) MA(2) : -1.13(-6.08, 0.000)	AR(1) : 0.39(2.73, 0.009) MA(1) : -0.96(-30.09, 0.000)
S. E. Regression	2.00	2.40
Akaike In Criterion	4.43	4.65
Schwarz Criterion	4.52	4.77
R-squared	0.51	0.28

(4) ARIMA모형의 예측 결과

ARIMA(2, 1, 2)모형으로 과거 시계열의 움직임을 나타낸 <그림5-3>에서 1차차분된 지가변동률(Actual)과 ARIMA(2, 1, 2)모형이 추정한 지가변동률, 그리고 실적치에서 추정치를 뺀 잔차(residual)를 보면, ARIMA(2, 1, 2) 모형은 매우 양호하다.

ARIMA(2, 1, 2)모형은 전체적으로 잔차의 평균이 0에 가깝지만 1988년 1/4~1989년 2/4분기, 1998년 1/4분기~1998년 3/4분기 등에서 큰 차이를 보이고 있다. 두 시점의 급격한 지가변동은 제3장에서 그 이유를 이미 언급한 바 있다. 1989년 1/4분기의 지가급등은 1986년부터 지속된 국제수지 흑자와 1987년에 실시한 두차례의 선거로 인한 통화량 증가 때문에 시중의 유동자금이 급격히 증가한 데에서 기인된 결과이다. 그리고, 1998년 2/4분기의 지가급락은 외환금융위기로 인한 경기침체에서 기인한 것으로 볼 수 있다.

<그림5-3> ARIMA(2, 1, 2)모형의 추정 결과



(5) 단기 지가예측

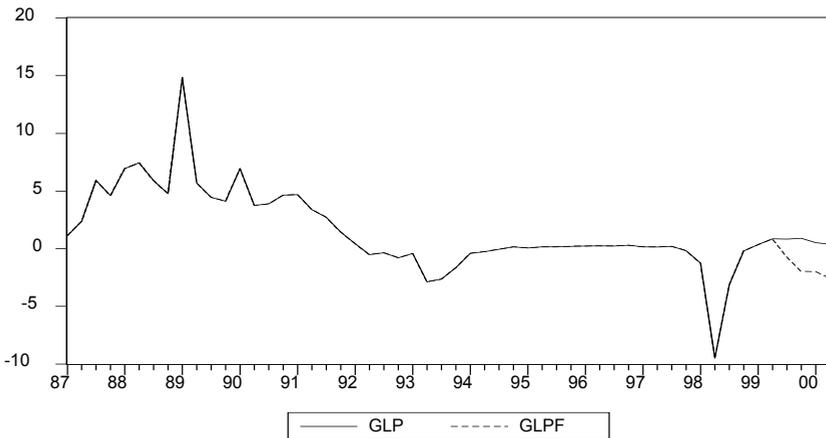
예측 시계열의 실제치를 모르는 상황에서 예측하는 방법인 동태적 예측(dynamic forecast)에 의한 예측값은 아래 <표5-4>와 같다. 그리고 예측 시계열을 제외한 모든 시계열을 이용하여 예측하는 방법인 정태적 예측(static forecast)은 사후적으로 예측치의 추이가 실제치를 어떻게 따라 가는지를 측정하기 위해 이용하며 <표5-5>와 같다.

<표5-4> ARIMA(2, 1, 2)모형의 실제치와 동태적 예측치

예측기간	실제치(B)	예측치(A)	상대적 괴리비 (A-B)/B
1999 3/4	0.820000	-0.725411	-1.88465
1999 4/4	0.900000	-1.968785	-3.18754
2000 1/4	0.530000	-2.001576	-4.77656
2000 2/4	0.370000	-2.617797	-8.07513
RMSE	2.547255		
MAE	2.483392		

주 : RMSE(root mean squared error)와 MAE(mean absolute error) 값은 다른 모형과의 상대적 비교에 이용되며, 평가에 있어서 통계값이 적으면 적을수록 모형의 예측력이 좋다.

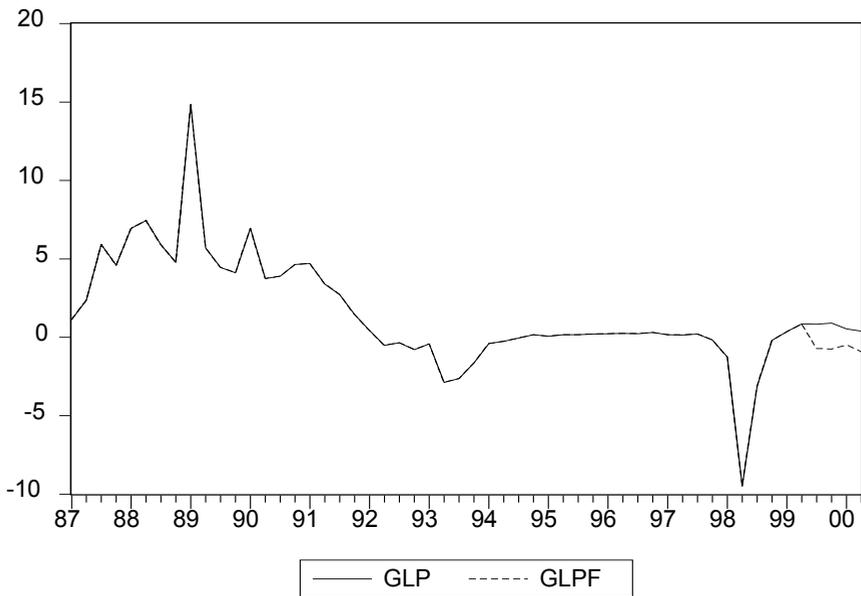
<그림5-4> ARIMA(2, 1, 2)모형의 실제치와 동태적 예측치



<표5-5> ARIMA(2, 1, 2)모형의 실제치와 정태적 예측치

예측기간	실제치(B)	예측치(A)	상대적 괴리비 (A-B)/B
1999 3/4	0.820000	-0.725411	-1.88465
1999 4/4	0.900000	-0.769042	-1.85449
2000 1/4	0.530000	-0.504319	-1.95155
2000 2/4	0.370000	-0.942974	-3.54858
RMSE	1.411357		
MAE	1.390436		

<그림5-5> ARIMA(2, 1, 2)모형의 실제치와 정태적 예측치



3) ARIMA모형을 이용한 단기 지가변동 예측 (II)

여기에서는 토지가격이 급격히 변동하여 시계열을 불안정하게 한 1989년 1/4분기와 1998년 2/4분기의 Outliers를 시계열의 평균값으로 처리하여 ARIMA모형을 구축·예측하고자 한다.

제4장 토지시장의 구조변화 분석에서 1991년 2/4분기가 구조 전환점으로 나타났기 때문에 1989년 1/4분기는 1987년 1/4분기부터 1991년 1/4분기까지의 평균값으로, 1998년 2/4분기는 1991년 2/4분기부터 1999년 2/4분기까지의 평균값으로 처리하고자 한다.

(1) 시계열(지가변동률)의 안정성 검정

1987년 1/4분기부터 1999년 2/4분기까지의 지가변동률 원시계열에 대한 안정성을 검정하기 위해 ADF 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정 결과 <표5-6>에서 볼 수 있듯이, 1% 유의수준에서 대부분 $\delta = 0$ 이라는 귀무가설이 유의하게 나타나 단위근이 존재하여 시계열이 불안정함을 알 수 있다.

<표5-6> 지가변동률 원시계열의 단위근 검정 결과

시차	Intercept	Trend and Intercept	None
i = 0	-3.6813(-3.6422) DW : 2.25	-3.1479(-4.2605) DW : 2.35	-3.7043(-2.6344) DW : 2.21
i = 1	-3.5391(-3.6422) DW : 1.97	-2.8164(-4.2605) DW : 1.99	-3.5678(-2.6344) DW : 1.96
i = 2	-3.7636(-3.6422) DW : 2.07	-3.0749(-4.2605) DW : 2.08	-3.8227(-2.6344) DW : 2.07

주 : 괄호 안은 5% 유의수준에서의 Critical Value이며, 음영으로 표시된 부분은 5% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 경우임.

지가변동률 원시계열을 1차차분한 시계열의 안정성을 검정하기 위한 ADF 단위근 검정 결과는 <표5-7>과 같이 1% 유의수준에서 모두 $\delta=0$ 이라는 귀무가설이 기각되어 시계열이 안정성을 갖는다고 판단할 수 있다. 또한 Durbin-Watson 통계량이 모두 양호하여 계열상관이 없는 것으로 나타났다.

<표5-7> 지가변동률 1차차분 시계열의 단위근 검정 결과

시차	Intercept	Trend and Intercept	None
i = 0	-6.6383(-3.6422)* DW : 1.85	-7.3065(-4.2605)* DW : 1.89	-6.6320(-2.6344)* DW : 1.86
i = 1	-6.3449(-3.5745)* DW : 1.97	-6.2506(-4.1630)* DW : 2.00	-6.3537(-2.6120)* DW : 1.95
i = 2	-3.7847(-3.5778)* DW : 1.94	-3.7086(-4.1678)* DW : 1.96	-3.7641(-2.6132)* DW : 1.95

주 : 괄호 안은 1% 유의수준에서의 Critical Value이며, 음영으로 표시된 부분은 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 경우임.

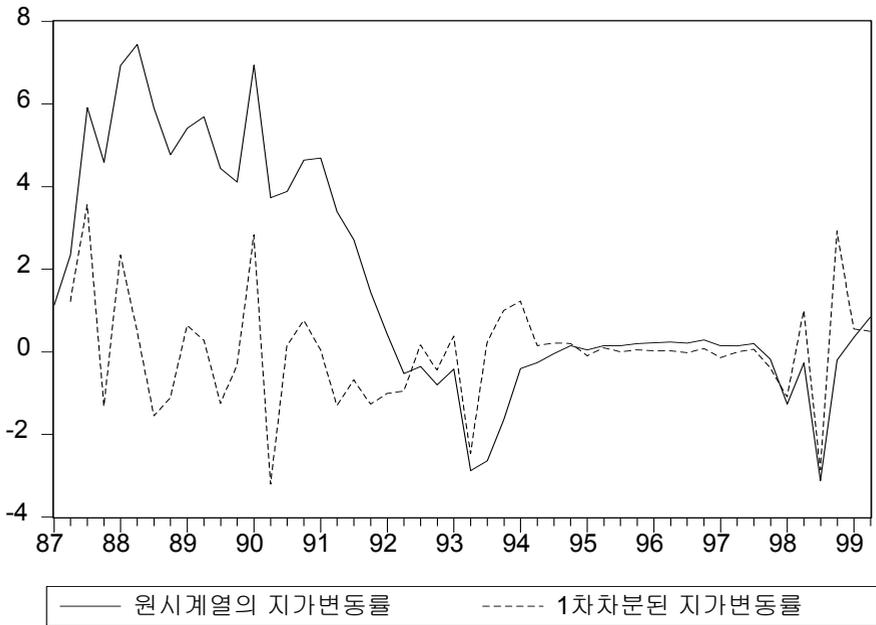
(2) ARIMA모형의 설정 및 추정

단위근을 검정한 결과, 지가변동률은 1차차분을 통해 안정성이 회복되는 I(1) 변수임이 확인되었다. 또한, 지가변동률의 원시계열과 1차차분 시계열을 나타낸 <그림5-6>에서 보는 바와 같이 1차차분시 단위근이 존재하지 않는다는 것을 직관적으로 판단할 수 있다.

자기상관함수 및 부분자기상관함수 검정으로 AR(1)과정과 MA(2)과정을 추정 한 결과, 추정계수의 유의미한 t값과 모형 적합성을 만족하는 모형은 ARIMA(1, 1, 2)모형으로 나타났다. <표5-8>에서 볼 수 있듯이, AR(1)과정과 MA(2)과정을 따르는 모형 중에서 ARIMA(1, 1, 2), ARIMA(1, 1, 1) 모형의 계수값들이 유의성이 좋게 나타나, 모형 선택기준에 의해 ARIMA(1, 1, 2)모형을 선택하였다. ARIMA(1, 1, 2)모형에 대한 잔차의 독립성을 검정한 결과를 보면, 전체적으로 각각의 자기상관계수나 부분자기상관계수는 0이라고 판단되며, Ljung-Box Q통계

량으로도 자기상관계수가 모두 0이라고 판단되었다.

<그림5-6> 지가변동률 원시계열과 1차차분 시계열의 추이



<표5-8> ARIMA(1, 1, 2)과 ARIMA(1, 1, 1) 모형의 비교

	ARIMA(1, 1, 2) 모형 변수(시차) : 계수값(t-값, Prob.)	ARIMA(1, 1, 1) 모형 변수(시차) : 계수값(t-값, Prob.)
추정치	AR(1) : 0.53(2.86, 0.006) MA(1) : -0.98(-4.81, 0.000) MA(2) : 0.34(2.44, 0.019)	AR(1) : 0.41(1.90, 0.065) MA(1) : -0.70(-3.78, 0.001)
S. E. Regression	1.16	1.20
Akaike In Criterion	3.22	3.26
Schwarz Criterion	3.37	3.38
R-squared	0.25	0.18

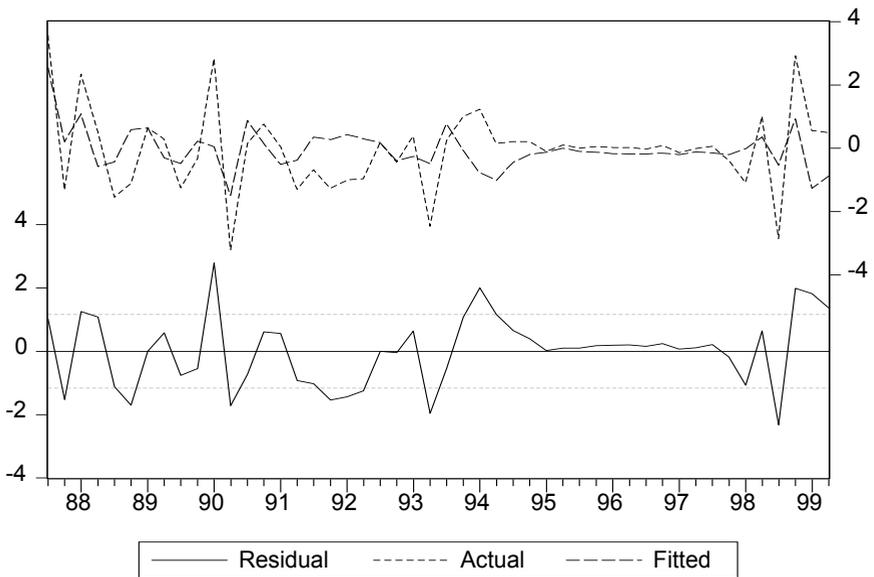
(3) ARIMA(1, 1, 2)모형의 예측 결과

ARIMA(1, 1, 2)모형으로 과거 시계열의 움직임을 나타낸 <그림5-7>에서 1차차분된 지가변동률(actual), ARIMA(1, 1, 2) 모형으로 추정된 지가변동률(fitted)과 실적치에서 추정치를 뺀 잔차(residual)를 보면, 모형은 매우 양호하게 나타나 있다. 전체적으로 잔차의 평균이 0에 가깝지만 1990년 1/4분기, 1998년 3/4분기 등에서는 앞에서 설명한 이유로 인해 약간의 차이가 있다.

(4) 단기 지가예측

ARIMA(1, 1, 2)모형을 이용한 동태적 예측방법에 의한 예측치는 아래 <표 5-9>와 같고, 이 모형을 이용하여 정태적 예측방법에 의한 예측치는 <표5-10>과 같다.

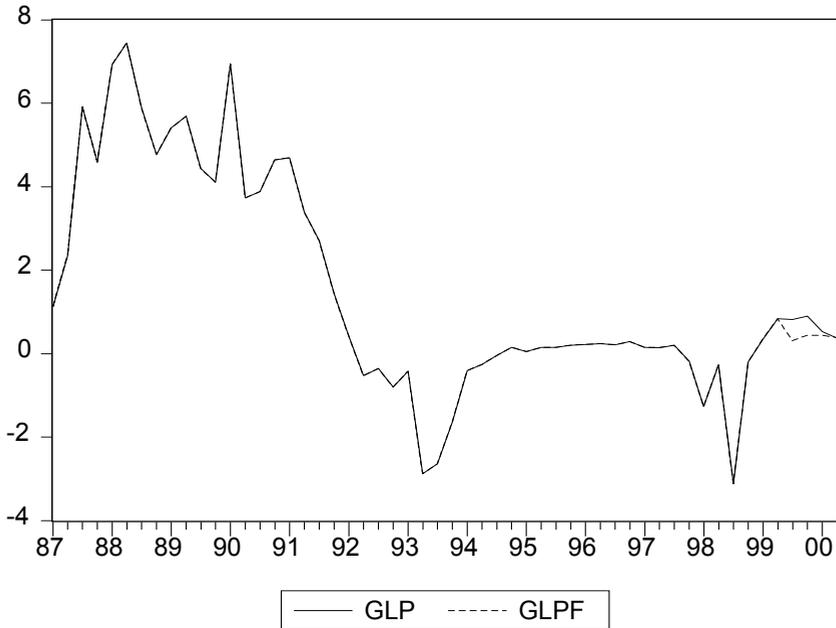
<그림5-7> ARIMA(1, 1, 2)모형의 추정 결과



<표5-9> ARIMA(1, 1, 2)모형의 실제치와 동태적 예측치

예측기간	실제치(B)	예측치(A)	상대적 괴리비 (A-B)/B
1999 3/4	0.820000	0.313011	-0.61828
1999 4/4	0.900000	0.437753	-0.51361
2000 1/4	0.530000	0.441483	-0.16701
2000 2/4	0.370000	0.381073	0.02993
RMSE	0.345929		
MAE	0.267206		

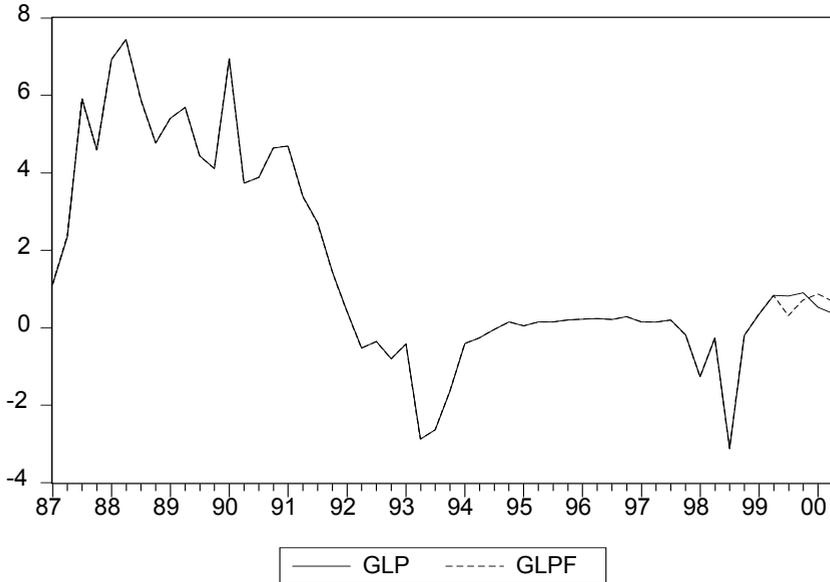
<그림5-8> ARIMA(1, 1, 2)모형의 실제치와 동태적 예측치



<표5-10> ARIMA(1, 1, 2) 모형의 실제치와 정태적 예측치

예측기간	실제치(B)	예측치(A)	상대적 괴리비 (A-B)/B
1999 3/4	0.820000	0.313011	-0.61828
1999 4/4	0.900000	0.714866	-0.20570
2000 1/4	0.530000	0.870974	0.64335
2000 2/4	0.370000	0.670014	0.81085
RMSE	0.352698		
MAE	0.333278		

<그림5-9> ARIMA(1, 1, 2) 모형의 실제치와 정태적 예측치



4) ARIMA모형에 의한 지가예측 결과

이상에서 분석한 결과를 종합하면, ARIMA(2, 1, 2)모형보다 Outliers(1989년 1/4 분기와 1998년 2/4분기)를 평균으로 처리한 ARIMA(1, 1, 2)모형이 RMSE와 MAE 값에서 우세한 예측력을 보이고 있다(<표5-11> 참조).⁴⁰⁾ 따라서, ARIMA(1, 1, 2)모형을 이용하여 단기 지가변동률을 예측한 결과는 <표5-12>와 같다. 표에서 보

40) 예측오차의 합계인 $\sum(y_i - \hat{y}_i)$ 는 거의 0이기 때문에 절대오차 $|e_i| = |y_i - \hat{y}_i|$ 를 검토해야 한다. 절대오차를 기간의 수로 나눈 평균절대오차(mean absolute errors, MAE)는 오차의 정도를 나타내지만, 방향은 설명하지 못하는 단점이 있다. 음과 양의 예측오차가 상쇄되는 것을 예방할 수 있는 평균제곱오차(root mean squared errors, RMSE)는 예측오차 제곱의 평균에 제곱근을 씌운 것으로 모형간 상대적 예측력 비교는 가능하나, 그 수치가 측정단위에 따라 변하는 단점이 있다. 또한 평균절대백분비오차(mean absolute percentage errors, MAPE)는 상대적인 예측오차의 크기를 나타낸다.

$$MAE = \frac{\sum |y_i - \hat{y}_i|}{n}, \quad MSE = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n}, \quad MAPE = \frac{\sum \left(\frac{|y_i - \hat{y}_i|}{y_i} \right) \times 100}{n}$$

는 바와 같이 이 모형으로 예측한 2001년과 2002년의 연간 지가변동률은 각각 -0.37%와 -0.99%로서 앞으로 지가는 하락될 것으로 전망되었다.

<표5-11> ARIMA(2, 1, 2)과 ARIMA(1, 1, 2) 모형의 예측력 비교

예측력 평가	지가변동률 예측치			
	ARIMA(2, 1, 2) (Outliers를 포함한 예측치)		ARIMA(1, 1, 2) (Outliers를 처리한 예측치)	
	동태적예측	정태적 예측	동태적 예측	정태적 예측
RMSE	2.547255	1.411357	0.345929	0.352698
MAE	2.483392	1.390436	0.267206	0.333278

<표5-12> ARIMA(1, 1, 2) 모형에 의한 지가변동률 예측

예측기간	지가변동률 예측치	예측기간	지가변동률 예측치
2000 3/4	0.401485	2001 3/4	-0.159586
2000 4/4	0.253394	2001 4/4	-0.293548
2001 1/4	0.112512	2002 1/4	-0.426942
2001 2/4	-0.024549	2002 2/4	-0.560034

3. VAR모형을 이용한 단기 지가 예측

1) VAR모형의 개요

심즈(C. Sims, 1980:1-48)에 의해 소개된 VAR모형(vector auto-regressive model)은 서로 인과관계가 있는 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고, 자신과 여타 변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 구성한 n개 선형회귀방정식 시스템을 통하여 시계열 프로세스를 추정해 내는 방법이다. VAR모형은 거시경제 변수에 영향을 미치는 다양한 충격들의 상대적 중요성과 동학적 효과, 그리고 미래 예측치를 추정하기 위한 도구로서 널리 사용되고 있으며, 경제구조에 관한 선험적 주관이나 사전적인 특정 경제이론을 배제한 분석이라는 점에서 많은 지지를 받고 있다.

VAR모형을 추정할 때에 사용되는 시계열은 안정성이 보장되지 않은 경우 가성회귀(spurious regression)에 의해 잘못된 결과를 얻을 수 있다. 따라서, 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 시계열의 안정성 및 모형의 적합성을 검증한 후에 VAR모형을 추정하여야 한다. VAR모형은 일반적으로 다음과 같은 식으로 정리된다.

$$X_t = A(L)X_{t-1} + \varepsilon_t = \sum_{j=1}^k A_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$X_t : n \times 1$ 벡터, $A(L) = \sum_{j=1}^k A_j L^{j-1}$: 시차연산자로 표현된 k 차 행렬 ($n \times n$) 다항식

VAR모형을 추정할 때 우도비(likelihood ratio, LR) 검정통계량이나 아카이케·쉬워츠(Akaike·Schwarz) 정보기준을 이용하여 변수의 차수를 적정수준으로 제한하는 것이 필요하다. 원래의 VAR모형은 시차 j 가 ∞ 이지만 실제 추정에선 회귀오차 ($\hat{\varepsilon}_t$)가 백색잡음(white noise)⁴¹⁾에 가까워지는 시점에서 차수를 k 로 제한하게 된다.

VAR모형에서 추정변수의 순서에 따라 추정결과가 달라지는 왜곡을 최대한 방지하기 위해 인과관계를 조사하여 원인이 되는 변수를 가장 먼저 추정하는 것이 바람직하다. 시계열 X_t 와 Y_t 간의 인과관계를 검정하는 대표적인 방법으로는 그랜저의 인과관계 검정법이 있으며, 분석모형은 다음과 같다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

41) 확률변수가 0의 평균과 일정한 분산을 갖는 상호 독립적인 정규분포를 타를 때 백색오차(white noise)라 한다. 이 때 확률변수가 자기상관관계가 없는 독립적인 분포를 따르므로 과거의 확률변수 값은 현재의 확률변수를 예측하는데 아무런 도움이 되지 않는다.

위 식에서 모든 i 에 대하여 $\alpha_i=0$ 이라는 제약, 또는 모든 j 에 대하여 $\delta_j=0$ 이라는 제약을 두고 F검정을 실시하여 $\alpha_i=0$ 이 기각되었다면 X_t 는 Y_t 의 원인관계에 있으며, $\delta_j=0$ 이 기각되었다면 Y_t 는 X_t 의 원인관계에 있다고 말한다.

만일, 두 제약이 모두 기각되었다면 서로 쌍방관계에 있으며, 모두 채택되었다면 상호 독립적이라고 할 수 있다. VAR모형은 현재 관측치의 추정에 과거의 관측치만을 사용하게 되므로, 일단 VAR모형의 계수값이 추정되면 추정치를 모형에 반복적으로 대입함으로써 미래의 값을 예측할 수 있다.

2) 단기 지가예측모형 구축

(1) 분석자료

VAR모형을 통해 분기별 지가를 예측하기 위한 변수는 제4장의 인과관계에서 지가변동률과 상호 인과관계가 가장 높은 회사채수익률, 실질GDP성장률을 사용하였다.⁴²⁾ 물론 토지가격은 제3장에서 논의한 바와 같이 크게 수요요인과 공급요인, 그리고 정책 및 제도적 요인에 의하여 결정된다. 여기에서 토지의 공급은 단기적으로는 매우 비탄력적이기 때문에 주어진 것으로 가정한다. 그리고 정책적 요인과 제도적 요인은 변수를 계량적으로 예측하기가 매우 어렵기 때문에 예측기간에 걸쳐서 이러한 요인들은 변화가 없다고 암묵적으로 전제한다. 따라서 이 연구에서는 거시경제변수인 회사채수익률과 실질GDP성장률, 그리고 전국평균지가변동률을 변수로 고려하여 토지가격의 변동률을 예측하고자 한다.

회사채수익률, 실질GDP성장률, 전국평균지가변동률 등의 단위근 검정을 통해 시계열의 안정성을 검정한 결과, 원시계열은 단위근이 있지만 1차차분한 시계열

42) VAR 모형은 지가변동률, 실질GDP성장률, 회사채수익률 등 주요 경제변수들의 상호의존성(내생성, endogeneity)을 모형화하는 데 적절한 도구이다. 즉 VAR 모형은 간단한 구조를 가정함에도 불구하고 단일변량보다 훨씬 신속적으로 대상변수들의 자기상관구조를 모형화할 수 있는 장점이 있으며, 변수들의 움직임에 대한 이론적 지식이 없어도 변수들이 시계열적 행태에 기초하여 간단한 예측을 실행할 수 있는 유용한 시계열모형이다.

은 모두 단위근이 없는 안정적 시계열로 나타났다. ADF 단위근 검정을 통해 원 시계열의 안정성을 검증한 결과, <표5-13>에서 보는 바와 같이 단위근이 존재하고 있다.

<표5-13> 원시계열의 ADF 단위근 검정결과

변수명	시 차		
	i = 0	i = 1	i = 2
토지가격 (GLP)	-4.3852(-4.1540)* DW: 2.08	-3.4716(-3.1816)*** DW: 1.96	-2.4872(-3.1828)*** DW: 1.98
실질GDP (GGDP)	-2.4324(-3.1804)*** DW: 1.50	-3.2991(-3.1816)*** DW: 2.12	-3.6939(-3.5066)** DW: 2.15
회사채수익율 (GRYC)	-2.7628(-3.1804)*** DW: 1.78	-3.0184(-3.1816)* DW: 2.04	-3.6574(-3.5066)** DW: 2.03

주 : 괄호 안의 *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준하의 Critical Value이며, 음영으로 표시된 부분은 각 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 경우임.

1차차분한 시계열들의 ADF 단위근 검정결과는 <표5-14>와 같이 대부분 1% 유의수준에서 $\delta=0$ 이라는 귀무가설이 기각된다. Durbin-Watson 통계량은 양호하게 나타나 계열상관이 없음을 알 수 있다.

<표5-14> 1차차분 시계열의 ADF 단위근 검정결과

변수명	시 차		
	i = 0	i = 1	i = 2
토지가격 (DGLP)	-9.5236(-4.1584)* DW: 2.14	-7.1757(-4.1630)* DW: 2.11	-5.7417(-4.1678)* DW: 1.91
실질GDP (DGGDP)	-5.5697(-4.1584)* DW: 1.97	-3.4434(-3.1828)*** DW: 1.98	-2.5688(-3.1840)*** DW: 1.90
회사채수익율 (DGRYC)	-6.9224(-4.1584)* DW: 2.00	-4.8139(-4.1630)* DW: 2.00	-3.9917(-3.5088)** DW: 2.05

주 : <표5-13>과 같음.

(2) VAR모형의 추정

회사채수익률, 실질GDP성장률, 전국평균지가변동률의 세 변수로 VAR모형을 설정하여, 아카이케 정보기준(Akaike information criteria, AIC)과 쉬워츠 정보기준(Schwarz information criteria, SIC)을 판별한 결과 <표5-15>에 정리한 바와 같이 적절한 차수는 4로 나타났다.

<표5-15> 지가변동률과 거시경제변수들 간의 AIC, SIC 판별결과

검정법	시 차					
	1	2	3	4	5	6
AIC	18.854	18.511	18.535	18.001	18.004	18.103
SC	19.322	19.338	19.728	19.567	19.950	20.438

주 : 상수항을 포함한 VAR모형을 기준으로 제시한 것임.

전국평균지가변동률과 실질GDP성장률, 회사채수익률 등의 공적분을 검정한 결과, 공적분 관계가 존재하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 벡터오차수정모형(vector error correction model, VECM)을 구성할 수 없으므로 VAR모형으로 설정·추정하고자 한다.⁴³⁾ 시계열변수간의 장기균형관계를 검정하기 위해서는 엔글·그랜저(Engle·Granger)의 공적분 검정과 요한센(Johansen)의 공적분 검정을 이용할 수 있지만, 이 연구에서는 요한센의 공적분 검정방법을 이용하였다.⁴⁴⁾

요한센의 공적분 검정은 자료 속에 선형의 확정적 추세가 있고, 공적분 회귀식에 상수항은 있으나 추세가 없는 모형을 가정한다.

시차를 $p=4$ 로 하였을 때, 요한센의 공적분 검정결과는 <표5-16>과 같다. 우도비통계량이 $\lambda_{trace}(r)$ 로 귀무가설이 공적분벡터의 수가 r 개보다 작거나 같

43) 공적분 검정결과 공적분 관계가 존재하면 벡터오차수정모형을 설정하여 추정할 수 있다.

44) 엔글·그랜저(1987)는 ADF 검정방법을 제한하고 있다. 그러나, ADF 검정방법은 어느 변수로 표준화하는가에 따라(어느 변수를 종속변수로 사용하는가) 결과가 일치하지 않을 수 있다는 점과 세 변수 이상인 경우 적용이 용이하지 않을 수 있다는 문제점이 있다. 이에 대해 요한센 공적분 검정방법은 ADF 검정을 세 변수 이상의 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다 (Engle·Granger, 1987:251-276).

다(귀무가설 $H_0: r=0$ 및 $H_0: r \leq 1$)인 경우, 각각 $\lambda_{trace}(0)=27.066$, $\lambda_{trace}(1)=7.6458$ 이므로 5% 유의수준에서 기각할 수 없다.⁴⁵⁾

따라서 전국 평균지가변동률, 실질GDP성장률, 회사채수익률 사이에는 공적분 관계가 존재하지 않기 때문에 1차차분 시계열을 이용하여 VAR모형을 설정, 추정하고자 한다.

<표5-16> 요한센의 공적분 검정결과

r	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
1	0.350502	27.06583	29.68	35.65	None
2	0.098932	7.645835	15.41	20.04	At most 1
3	0.063619	2.957966	3.76	6.65	At most 2

주 : Osterwald-Lenum(1992:461-471)의 임계치(Critical Value)를 사용함.

변수들간의 추정 순서를 결정하기 위해 인과관계를 검정한 결과 회사채수익률(DGRYC) → 실질GDP성장률(DGGDP) → 전국평균지가변동률(DGLP) 순으로 VAR모형을 추정하는 것이 바람직한 것으로 나타났다.

<표5-17>에서 보는 바와 같이 회사채수익률 · 실질GDP성장률과 실질GDP성장률 · 지가변동률은 쌍방향 인과관계가 약하게 존재하므로 그 순서에 제약을 둘 필요가 없다. 그러나, 회사채수익률 → 지가변동률은 일방적 인과관계를 강하게 형성하고 있기 때문에 회사채수익률, 실질GDP성장률, 전국평균지가변동률 순서로 추정하면 인과관계 형성이 이루어지게 되고, 사슬법칙(Chain Rule)을 통해 얻어지는 예측치의 합리적 근거를 마련해 주게 된다.

45) 우도비통계량(Likelihood Ratio)은 $\lambda_{trace}(r)$ 로 귀무가설은 공적분 벡터의 수가 r 개보다 작거나 같다.

<표5-17> 지가변동률과 거시경제변수 간의 인과관계 검증

인과관계	lag=1 F 값 (Prob)	lag=2 F 값 (Prob)	lag=3 F 값 (Prob)	lag=4 F 값 (Prob)	lag=6 F 값 (Prob)	lag=8 F 값 (Prob)	lag=12 F 값 (Prob)
DGLP→DGGDP	1.27 (0.265)	3.16 (0.052)	3.21 (0.033)	1.12 (0.362)	1.60 (0.181)	2.25 (0.060)	1.00 (0.498)
DGGDP→DGLP	3.96 (0.053)	3.05 (0.058)	5.68 (0.003)	7.02 (0.000)	5.05 (0.001)	3.85 (0.005)	4.01 (0.012)
DGRYC→DGGDP	8.95 (0.004)	8.42 (0.000)	6.92 (0.001)	4.36 (0.006)	3.10 (0.018)	2.27 (0.057)	3.25 (0.026)
DGGDP→DGRYC	0.51 (0.478)	4.37 (0.019)	3.08 (0.039)	1.95 (0.120)	1.34 (0.270)	0.71 (0.676)	0.83 (0.627)
DGRYC→DGLP	0.10 (0.748)	5.00 (0.011)	3.61 (0.022)	3.14 (0.026)	1.85 (0.122)	2.21 (0.064)	3.08 (0.031)
DGLP→DGRYC	0.00 (0.965)	0.86 (0.429)	1.07 (0.373)	1.58 (0.201)	1.07 (0.403)	0.47 (0.862)	1.63 (0.206)

주 : 확률값이 0.1이상이면 10% 유의수준에서 가설은 채택됨.

1987년 1/4분기부터 1999년 2/4분기까지의 1차차분 시계열을 이용하여 VAR모형 내에서 한 변수에 충격(innovation)이 발생하였을 때, X_t 의 동학적 반응이 어떻게 나타나는지를 분석할 수 있는 도구인 충격반응함수를 추정하였다. 즉, 충격 반응분석은 VAR모형내 각 회귀방정식의 오차항을 MA 확률과정으로 분해한 후, 이들 MA 확률과정의 시차계수들을 이용하여 외부충격에 대한 변수들의 반응을 분석하는 방법이다. 분석에 이용된 벡타자기회귀모형(VAR)은 다음과 같다. 그리고 각 변수부분의 외부충격이 각각의 변수에 미치는 반응을 그림으로 그린 것이 <그림5-10> 이다.

$$D(\text{GLP}) = -0.389 D(\text{GLP}(-1)) - 0.313 D(\text{GLP}(-2)) - 0.260 D(\text{GLP}(-3)) + 0.328 D(\text{GLP}(-4)) + 0.446$$

$$D(\text{GGDP}(-1)) + 0.113 D(\text{GGDP}(-2)) - 0.245 D(\text{GGDP}(-3)) + 0.327 D(\text{GGDP}(-4)) - 0.002 D(\text{GRYC}(-1)) \\ - 0.044 D(\text{GRYC}(-2)) + 0.034 D(\text{GRYC}(-3)) + 0.009 D(\text{GRYC}(-4)) - 0.131$$

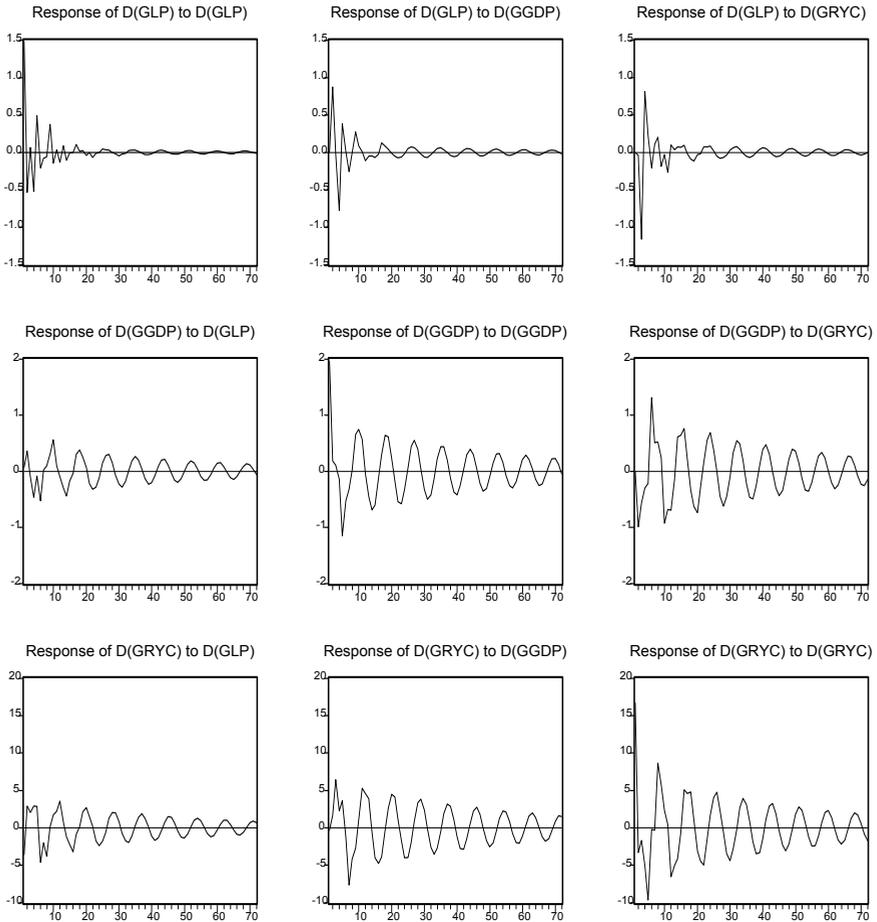
$$D(\text{GGDP}) = 0.094 D(\text{GLP}(-1)) - 0.040 D(\text{GLP}(-2)) - 0.235 D(\text{GLP}(-3)) + 0.026 D(\text{GLP}(-4)) + 0.085 \\ D(\text{GGDP}(-1)) + 0.046 D(\text{GGDP}(-2)) + 0.165 D(\text{GGDP}(-3)) - 0.243 D(\text{GGDP}(-4)) - 0.060 D(\text{GRYC}(-1)) \\ - 0.041 D(\text{GRYC}(-2)) - 0.020 D(\text{GRYC}(-3)) - 0.035 D(\text{GRYC}(-4)) - 0.210$$

$$D(\text{GRYC}) = 1.459 D(\text{GLP}(-1)) + 1.757 D(\text{GLP}(-2)) + 2.232 D(\text{GLP}(-3)) + 2.878 D(\text{GLP}(-4)) + 0.822 \\ D(\text{GGDP}(-1)) + 2.705 D(\text{GGDP}(-2)) + 0.822 D(\text{GGDP}(-3)) + 1.785 D(\text{GGDP}(-4)) - 0.200 D(\text{GRYC}(-1)) \\ - 0.089 D(\text{GRYC}(-2)) - 0.046 D(\text{GRYC}(-3)) - 0.445 D(\text{GRYC}(-4)) + 2.460$$

이 식에 의하면, 회사채수익률에 1 표준편차 크기의 충격이 발생한 경우 지가변동률이 다음 분기에 -0.0387, 두 번째 분기에 -1.1616, 4분기에 0.8151, 8분기에 0.2041, 12분기에 0.1003, 36분기에 -0.0690만큼 변화한다. 그리고 회사채수익률에 1 표준편차 크기의 충격이 발생한 경우 실질GDP성장률은 다음 분기에 -0.9963, 두 번째 분기에 -0.5677, 4분기에 0.3009, 8분기에 0.5261, 12분기에 -0.6957, 36분기에 -0.4690만큼 변화하는 것으로 나타났다. 또한, 실질GDP성장률에 1 표준편차 크기의 충격이 발생한 경우, 지가변동률은 다음 분기에 0.8739, 두 번째 분기에 -0.0249, 4분기에 -0.7789, 8분기에 -0.0140, 12분기에 -0.1117, 36분기에 0.0377만큼 변화하는 것으로 나타났다.

<그림5-10> VAR모형의 충격반응함수

Response to One S.D. Innovations



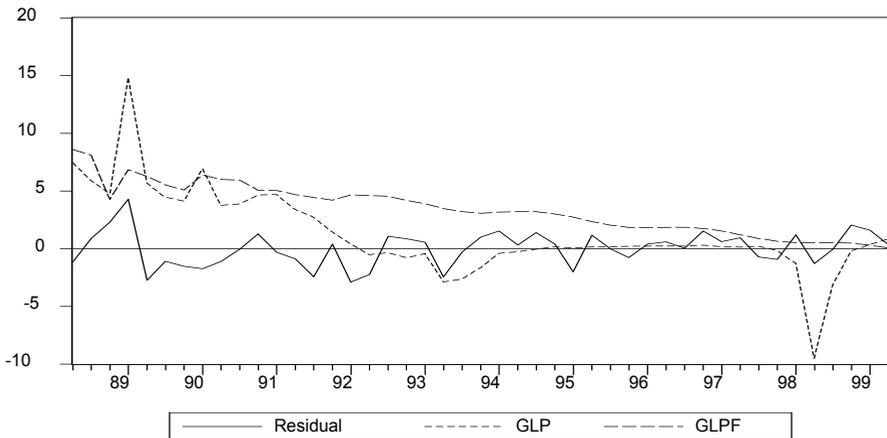
3) VAR모형에 의한 단기 지가예측

VAR(4)모형으로 과거 시계열의 움직임을 나타내면 <그림5-11>과 같다. 그림에서 1차차분된 지가변동률(GLP), VAR모형이 추정한 지가변동률(GLPF), 실제치에서 추정치를 뺀 잔차 등을 보면 VAR모형은 상당히 양호하다. 전체적으로 잔차

의 평균이 0에 가깝지만, 1988년 4/4분기부터 1989년 2/4분기까지는 차이가 발생하고 있으며, 이러한 차이는 특히 1989년 1/4분기에서 크게 나타나고 있다. 이는 제3장과 앞의 ARIMA모형에서 설명한 당시의 정치·경제적 요인에 의한 것으로 해석할 수 있다.

지가변동률의 실제치와 VAR모형에 의한 예측치는 <표5-18>과 같다. 그리고 VAR모형을 이용한 단기 지가변동률의 예측치는 <표5-19>와 같다. 표에 의하면, 2001년의 연간 지가변동률은 1.29% 상승하는 반면에, 2002년에는 연간 -0.47%로 예상되어 지가가 하락할 것으로 예측되었다. 분기별로 지가변동률의 추이를 살펴보면, 향후 2001년 2/4분기를 고비로 상승추세가 둔화되면서 지가가 하락될 것으로 전망된다.

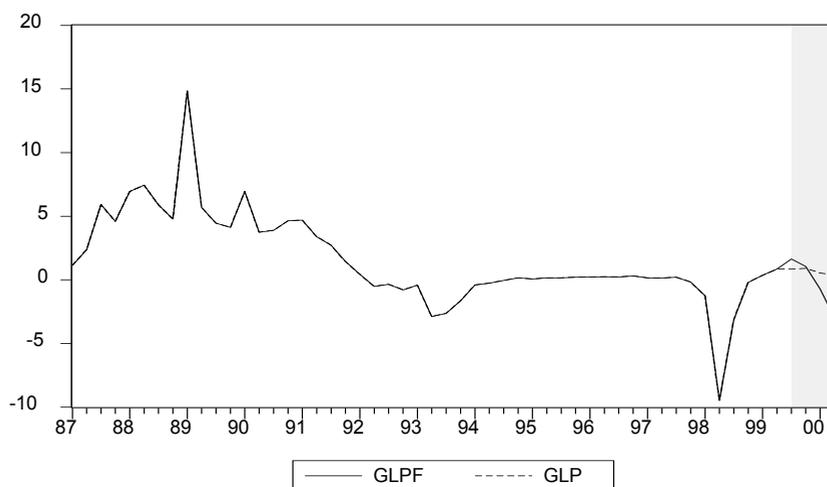
<그림5-11> VAR모형의 추정 결과



<표5-18> 지가변동률의 실제치와 VAR모형의 예측치

예측기간	실제치	예측치	상대적 괴리비 (A-B)/B
1999 3/4	0.820000	1.628344	0.985785
1999 4/4	0.900000	1.060864	0.178738
2000 1/4	0.530000	-0.728324	-2.374196
2000 2/4	0.370000	-2.991498	-9.085130

<그림5-12> 지가변동률의 실제치와 VAR모형의 예측치



<표5-19> VAR모형에 의한 단기 지가변동률 예측
(2000년 3/4~2001년 2/4분기)

예측기간	지가변동률 예측치	예측기간	지가변동률 예측치
2000 3/4	1.245569	2001 3/4	0.248870
2000 4/4	-0.521524	2001 4/4	-0.031524
2001 1/4	0.422588	2002 1/4	0.111765
2001 2/4	0.654764	2002 2/4	-0.582623

4. 예측모형간 예측결과 비교

이 연구에서는 대표적인 시계열 예측모형인 ARIMA모형과 VAR모형을 이용하여 1987년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 전국 평균지가변동률 자료로 단기 지가예측모형의 구축을 시도하였다. 예측 결과를 나타낸 <표5-20>에 따르면, ARIMA모형의 경우, 상대적으로 예측력이 우수한 ARIMA(1, 1, 2) 모형에서는 2001년도의 지가변동률이 -0.37%로 전망되고, VAR모형으로 구축한 지가 예측모형의 경우는 1.29% 상승할 것으로 예측되고 있다.

ARIMA(1, 1, 2) 모형의 경우, ARIMA(2, 1, 2)모형보다 RMSE와 MAE 값이 우수하며, <표5-20>에서 보는 바와 같이 상대적 괴리비도 더 우수하다. 한편, 전국 평균지가변동률, 실질GDP성장률, 회사채수익률 등의 자료를 이용한 VAR모형은 상대적 괴리비에서 ARIMA(2, 1, 2)모형보다는 우수하지만 ARIMA(1, 1, 2) 모형보다 좋지 않는 것으로 나타났다.

시계열 모형은 특정 경제이론에 기초한 경제변수들간의 관계를 고려하지 않고, 단지 추정대상변수의 과거 움직임에 기초하여 규칙을 찾아내는 것이다. 제3장과 제4장의 분석결과에서 보는 바와 같이 토지가격은 실물경제와 밀접한 관계를 갖는다. 따라서 두 가지 시계열모형으로 단기 지가변동률을 예측하였으나, 경제변수인 실질GDP성장률과 회사채수익률을 내생변수로 포함시킨 VAR모형의 결과를 단기 지가예측에 활용하는 것이 바람직하다.

VAR모형의 예측력을 더욱 개선하기 위해서는 지가결정요인에 대한 철저한 분석을 통해 이 연구에서 도입하지 못한 새로운 변수를 찾아내어 예측모형을 설정하는 것이 바람직하다. 또한 지가예측모형에 대한 약점을 보완하기 위해서는 계량화하기 어려운 지가결정요인에 대한 철저한 분석을 통해, 이에 관한 동학적 반응을 예측하고 이를 지가예측에 고려하여야 할 것이다. 실제로 토지가격의 변동은 정책적 요인이나 토지의 공급자 및 수요자의 주관적 기대 등 계량화하기 어려운 수많은 설명변수에 의해 상당한 영향을 받고 있다.

<표5-20> 예측모형별 실제치, 예측치, 상대적 괴리비

ARIMA(2, 1, 2)모형						
예측기간	동태적 예측치			정태적 예측치		
	실제치(B)	예측치(A)	상대적 괴리비 (A-B)/B	실제치(B)	예측치(A)	상대적 괴리비 (A-B)/B
1999 3/4	0.820000	-0.725411	-1.88465	0.820000	-0.725411	-1.88465
1999 4/4	0.900000	-1.968785	-3.18754	0.900000	-0.769042	-1.85449
2000 1/4	0.530000	-2.001576	-4.77656	0.530000	-0.504319	-1.95155
2000 2/4	0.370000	-2.617797	-8.07513	0.370000	-0.942974	-3.54858
ARIMA(1, 1, 2)모형						
예측기간	동태적 예측치			정태적 예측치		
	실제치(B)	예측치(A)	상대적 괴리비 (A-B)/B	실제치(B)	예측치(A)	상대적 괴리비 (A-B)/B
1999 3/4	0.820000	0.313011	-0.61828	0.820000	0.313011	-0.61828
1999 4/4	0.900000	0.437753	-0.51361	0.900000	0.714866	-0.20570
2000 1/4	0.530000	0.441483	-0.16701	0.530000	0.870974	0.64335
2000 2/4	0.370000	0.381073	0.02993	0.370000	0.670014	0.81085
VAR(4)모형						
예측기간	실제치(B)	예측치(A)	상대적 괴리비 (A-B)/B			
1999 3/4	0.820000	1.628344	0.985785			
1999 4/4	0.900000	1.060864	0.178738			
2000 1/4	0.530000	-0.728324	-2.374196			
2000 2/4	0.370000	-2.991498	-9.085130			

CHAPTER 6

결 론

이 연구는 지난 25년 동안의 토지시장구조를 분석하였다. 이 연구에서 특히 중점을 둔 사항은 외환위기 이후 나타난 토지시장의 변화가 구조적인 것인지, 아니면 일시적인 현상인지에 관한 것이었다. 분석 결과, 우리나라의 토지시장은 1991년을 전환점으로 이미 구조전환이 일어난 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 이후의 땅값 급락은 일시적인 충격에 의한 시장반응으로 볼 수 있을 것이다. 그리고 예측 가능한 단기 지가모형을 구축하여 향후 지가동향을 전망한 결과도 급격한 지가변동을 초래할 가능성은 매우 희박하게 나타났다. 이는 기본적으로 1991년 이후 오랜 기간에 걸쳐 땅값이 안정되면서 시장기본가치에 의해 토지가 격이 형성되어지고 있음을 의미한다.

1990년대 초까지 우리나라의 땅값은 높은 상승세를 지속해 왔다. 이는 고도성장에 일차적인 원인이 있었다. 경제성장은 토지수요를 증대시키고, 고성장에 대한 기대감은 토지에 대한 가수요를 불러 일으켜 지가를 더욱 상승시키는 요인으로 작용하였다. 산업화와 도시화가 급속도로 진전되면서 산업용지와 주거용지 수요가 공급에 비해 빠른 속도로 증가해 토지시장은 만성적 초과수요현상이 지배하였고, 토지시장은 공급자 위주로 형성되었다.

그러나 외환위기 이후 토지시장은 급격한 지가하락을 경험하였고, 경기가 호전되면서 전국의 평균 땅값은 1999년에 2.9%, 2000년 3/4분기 현재까지 1.14%가 상승하여 토지시장이 조기에 안정되고 있다. 앞으로 우리 경제는 과거와 같은 고성장을 마감하고, 안정성장체제로 바뀌면서 땅값의 상승 여력도 낮아질 것으로 보인다. 또한 최근에 주택저당채권, 부동산투자신탁제도 등이 도입되면서 토지는 금융산업과 밀접하게 연계되고 있어 앞으로 토지가격의 합리적 결정을 촉진할 것이다.

전국의 연평균 지가상승률은 1970년대의 28.2%에서 1980년대에는 13.6%로 크게 둔화되었고, 1989~1990년 기간에 다시 상승한 이후에 1990년대 전반기 동안에는 절대지가 자체가 하락하였으며, 1997년 외환위기를 겪으면서 땅값의 급락과 안정적 상승세를 보였다. 이 과정에서 1970~1980년대의 토지정책은 주로 수요관리에 중점을 두었으나, 1980년대 말부터는 공급정책을 병행하였다. 1970년대와 1980년대의 지가 급등은 도시용지의 수급불균형, 특히 주택의 절대부족에서 기인한 바 크다. 그러나 1980년대 말부터는 주택의 대량공급으로 인해 토지가격이 안정되기 시작하였다. 실제로 토지가격은 주택건설호수 변동률 및 집값 변동률과 거의 추이로 변동되어 왔다.

지가변동률의 변화시점 여부를 알아보기 위한 페티트 검정 결과, 1991년 2/4분기 또는 1991년 3/4분기에 토지시장의 구조가 전환된 것으로 분석되었다. 1991년이 전환점이 될 수 있는 이유는 우리나라 경제구조의 변화와 토지관련 정책에서 찾을 수 있다. 1970년 - 1980년대에는 고도의 경제성장, 높은 인플레이션 등으로 토지수요가 많았고, 재산가치의 보전에 가장 유리한 토지에 대한 선호가 증가하였다. 또한 급격한 산업화와 도시화로 인한 산업용지와 도시용지의 상대적 부족은 토지시장의 수급불균형을 초래하여 토지가격의 급격한 상승과 변동이 있었다. 정부는 이러한 요인에 의한 토지시장의 불안정에 대해 투기억제대책 위주의 수요관리정책에 치중함으로써 토지가격의 주기적 급등이 반복되었다. 반면에 1980년대말부터는 토지공개념 확대 등 강력한 수요관리정책과 함께

주택200만호 건설계획 등의 공급촉진정책을 병행 실시함으로써 토지수급불균형이 완화되었다. 한편 1990년대에 들어서면서 경제성장이 연 6%대의 안정성장으로 바뀌고 물가가 안정되면서 토지수요가 감소하였다. 이러한 요인들이 부동산 경기 변동의 하강국면과 일치하면서 1991년을 전환점으로 토지시장 구조가 전환된 것이라 하겠다.

지가변동률과 실질GDP성장률은 1997년까지 지가변동률이 실질GDP성장률에 4분기 후행 하였지만, 1998년 이후에는 지가변동률과 실질GDP성장률이 동행하는 것으로 나타났다. 시장기본가치의 중요성이 증가한 것이다. 그리고 이 사실이 전통적인 자산선택행위에 영향을 미쳤는지의 여부를 검정하기 위해 지가변동률과 추가변화률 사이의 동후행성을 분석한 결과 1996년 이후 지가변동률은 추가변화율에 5분기 후행하는 것으로 나타났다. 따라서 토지가격은 장기적으로 시장기본가치에 의해 주로 결정되지만, 단기적으로는 자산선택행위의 영향을 받아 변화가 일어날 수 있음을 의미한다.

토지시장의 구조 전환이 일어난 1991년부터 토지가격과 실질GDP, 총유동성, 회사채수익률, 건축허가면적, 소비자물가, 주가 등의 인과관계를 분석하기 위한 그랜저-십즈 검정 결과, 소비자물가상승률, 실질GDP성장률, 회사채수익률 등이 지가변동의 요인이고, 지가변동은 주가, 회사채수익률, 실질GDP성장률 등을 변동시키는 주요인자로 분석되었다.

대표적 시계열 예측모형인 ARIMA모형과 VAR모형을 이용하여 1987년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 자료를 이용하여 지가예측모형의 구축을 시도하였다. 예측 결과 ARIMA모형의 경우, 2001년도의 지가변동률이 -0.37%, VAR모형 경우는 1.29% 상승할 것으로 전망되고 있다. 시계열 모형은 특정 경제이론에 기초한 경제변수들간의 관계를 고려하지 않고, 단지 추정대상변수의 과거 움직임에 기초하여 규칙을 찾아내는 것이므로 실물경제변수인 실질GDP성장률과 회사채수익률을 내생변수로 포함시킨 VAR모형의 결과를 단기 지가예측에 활용하는 것이 바람직하다.

앞으로, 계량화하기 어려운 정책적 요인이나 사회적 현상이 지가결정에 미치는 영향을 철저히 분석하여 이 연구에서 도입하지 못한 새로운 변수를 반영하고, 이에 관한 동학적 반응을 예측하여 토지시장 분석에 활용하는 것이 바람직할 것이다. 실제로 토지가격의 변동은 정책당국의 정치적 요인이나 토지 공급자 및 수요자의 주관적 기대 등 계량화되기 어려운 수많은 설명변수에 의해 상당한 영향을 받고 있다. 또한, 이 연구는 전국을 단일 토지시장으로 보고 분석하였다. 토지는 위치의 고정성과 이용의 다양성이라는 특성 때문에 전국 차원의 시장 분석이 큰 의미를 지니지 못할 경우가 많다. 따라서 지역별, 토지이용별로 세분화된 하부시장(sub-market)을 단위로 시장연구를 추진할 필요가 있다. 이 경우 지역 주택 시장 및 건설시장과 연계하여 분석할 경우, 상당히 유의적인 연구결과를 도출할 수 있을 것으로 보인다.

참고문헌

- 강원철·김복순. 1997. 「지가변동요인 분석: IMF 체제와 지가변동을 중심으로」. 서울 :
감정평가연구원.
- 건설산업연구원. 1996. 「건설산업 예측모형 개발」. 서울 : 건설산업연구원.
- 국토개발연구원. 1989. 「지가동향 예고지표 개발에 관한 기초연구」. 서울 :
국토개발연구원.
- 국토개발연구원. 1990. 「토지공개념의 경제적 효과분석」. 서울 : 국토개발연구원.
- 국토청(일본). 1997. 「제2회 세계지가 등의 조사에 관하여 : 세계의 지가. 주택가격.
임대료. 주택임대료」. 동경 : 국토청.
- 김갑성·박재룡·허순호. 1999. 「IMF이후 부동산시장의 패러다임 변화」. 서울 :
삼성경제연구소
- 김갑성·서승환. 1999. 「부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석」. 서울 :
삼성경제연구소.
- 김경환·서승환. 1990. “부동산 투기와 자산가격 거품”. 「한국경제연구」 제4권 제2호 서울
: 한국경제연구원.
- 김경환·서승환. 1999. 「도시경제」. 서울 : 홍문각.
- 김경환·서승환·유진방. 1991. “우리나라 부동산가격과 물가에 관한 실증분석”.
「금융경제연구」 제36호. 서울 : 한국은행.
- 김관영. 1998. “주택시장의 경기변동에 관한 연구”. 「주택연구」. 서울 : 주택은행.

- 김관영·이창수. 1992. “건설투자의 단계예측모형 비교”. 「한국개발연구」. 서울 : 한국개발연구원.
- 김근용. 1998. “주택가격 예측을 위한 모형설정과 검증”. 「국토」 3월호. 안양 : 국토연구원.
- 김명직. 1998. 「금융시계열분석」. 서울 : 경문사.
- 김명직·김적교·유지성. 1996. “우리 나라 경기지표의 경기에측력에 관한 연구: 실험적 경기동행지수 및 불황지표 작성을 중심으로”. 「경제학연구」 제43집 제4호. 서울 : 한국경제학회.
- 김성배·김창현. 1994. 「토지정책의 시장과급효과분석을 위한 모형연구」. 서울 : 국토개발연구원.
- 김신호. 1998. “경기종합지수 작성방법의 비교 연구”. 「통계분석연구」 제3집 제1호. 서울 : 통계청.
- 김수행. 1986. 「경제변동론」. 서울 : 비봉출판사
- 김양우·이궁희. 2000. 「한국경제의 계량경제모형: 연간거시계량경제모형-BOKAM97」. 서울 : 한국은행.
- 김양우·이궁희·장동구. 2000. 「한국경제의 계량경제모형: 단계경제예측시스템」. 서울 : 한국은행.
- 김양우·장동구·이궁희. 2000. 「한국경제의 계량경제모형 : 거시계량경제모형-BOK97」. 서울 : 한국은행.
- 김양우·최성환·김대수·이궁희. 1993. “우리나라의 거시계량모형: BOK92”. 「조사통계월보」. 서울 : 한국은행.
- 김연형 편저. 1990. 「시계열분석과 예측」. 서울 : 자유아카데미.
- 김재영·안정화. 1990. 「건설경기 예측체계 운용 및 예측기법 개선에 관한 연구」. 서울 : 국토개발연구원
- 김정호. 1995. 「한국의 토지이용규제」. 서울 : 한국경제연구원.
- 문권순. 1990. “백터자기회귀(VAR)모형의 이해”. 「통계분석연구」 제2권 제1호. 서울 : 통계청.

- 박동순. 1990. 「경기전환점의 새로운 예측기법」. 서울 : 한국은행.
- 박원암. 1992. “지가·환율·거품”. 「한국개발연구」 제14권 2호. 서울 : 한국개발연구원.
- 박원암. 1996. “한국경제의 모형과 예측”. 「연구보고서」 No 3. 서울 : 한국금융연구원.
- 박재룡·서승환. 1998. 「IMF 충격에 따른 자산디플레이션 현상과 대책」. 서울 : 삼성경제연구소.
- 박현주·정희남·이환성·정우형. 1998. 「토지공개념 관련제도의 종합평가와 향후과제」. 안양 : 국토개발연구원.
- 서승환. 1993. “부동산 가격과 부동산 정책”. 「주택금융」. 서울 : 주택은행.
- 서승환. 1999. “외환위기와 부동산 가격의 행태변화”. 「주택연구」. 서울 : 주택은행.
- 서승환. 1994. 「한국부동산시장의 거시계량분석」. 서울 : 홍문사.
- 서승환·한성신. 1994. 「한국경제의 계량분석」. 서울 : 서울경제연구소.
- 석해호. 1990. “경기변동과 지가동향의 상관관계 분석.” 「토지연구」 11~12월 호. 대전 : 한국토지공사.
- 손경환. 1998. “IMF금융지원이 주택시장에 미치는 영향 및 대응방안”. 「주택금융」. 서울 : 주택은행.
- 손재영 편. 1993. 「토지시장의 분석과 정책과제」. 서울 : 한국개발연구원.
- 손재영. 1992. “우리 나라 토지정책의 전개과정과 평가”. 「주택연구」. 서울 : 주택은행.
- 손재영. 1993. “지가와 거시경제변수간의 인과관계에 관한 실증분석”. 「한국개발연구」 제13권 3호. 서울 : 한국개발연구원.
- 신한종합연구소. 1997. 「일본의 부동산신화 붕괴」. 서울 : 신한종합연구소.
- 왕세종. 2000. “건설공사 계약실적의 시계열분석 및 단기 전망”. 「건설광장」. 서울 : 건설산업연구원.
- 유재윤. 1994. “VAR모형을 이용한 도시지표의 통합적 예측”. 「국토연구」. 서울 : 국토연구원.
- 유진방·이궁희. 2000. 「한국은행 거시계량경제모형의 현황과 발전방향」. 서울 : 한국은행.

- 이규방·김재영·손경환·정희남·권은경. 1998. 「경제구조조정에 대응한 국토현안 과제 -구조조정기의 부동산 시장과 대책」. 안양 : 국토개발연구원.
- 이만우·나성린·김균. 1991. “토지공개념의 경제적 효과분석.” 「한국재정학회 1991년도 정기 학술발표대회 논문집」. 서울 : 한국재정학회.
- 이용만. 1998. “금융위기와 토지시장”. 「토지연구」 제9권 제1호. 분당 : 한국토지공사.
- 이용만. 1995. 「한국의 지가결정에 관한 연구: 지대와 지가 그리고 합리적 거품」. 연세대학교 대학원 경제학과 박사학위논문.
- 이용만·이근태. 1998. 「부동산시장의 메가트렌드 7」. 서울 : LG경제연구소.
- 이정전. 2000. 「토지경제학」. 서울 : 박영사.
- 이주용. 1992. “주택가격변동에 관한 실증분석”. 「주택금융」. 서울 : 주택은행.
- 이중식. 1997. “경기국면의 판별과 예측에 관한 새로운 방법”. 「경제분석」 제3권 제1호. 서울 : 한국은행 금융경제연구소.
- 이진순. 1990. “한국의 토지투기: 그 원인과 경제적 효과 그리고 정책대안.” 「90 국제 한국인 경제학회 학술대회 논문집」. 서울 : 한국경제학회.
- 이창호. 1988. 「이분산 및 계열상관하에서 두 선형모형의 구조변화 검정」. 서울대학교 경제학석사학위 논문.
- 이충열. 1999. “초단기 경제예측모형에 대한 연구”. 「산은조사월보」. 서울 : 산업은행.
- 정의철·강은숙·최은희. 1996. 「서울시 부동산정책과 가격변동에 관한 연구」. 서울 : 서울시정개발연구원.
- 정창영. 1992. “부동산 투기의 원인과 성격에 관한 연구”. 「산업과 경영」 제29권 제1호. 서울 : 연세대학교 산업경영연구소.
- 정희남. 2000. “21세기 부동산시장의 메가트렌드와 부동산정책방향”. 「감정평가논집」 제10집. 서울 : 한국감정연구원.
- 정희남. 1994. “헌법불합치 판정 이후의 토지초과이득세제”. 「주택금융」. 서울 : 주택은행.
- 정희남·김창현. 1997. 「거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향분석」. 안양 : 국토개발연구원.

- 조재환. 1996. 「지역별 농지가격 변동의 시계열 분석」. 고려대학교 대학원
농업경제학과 박사학위논문.
- 조주현. 1992. “부동산 경기주기와 요인변수분석”. 「토지연구」. 대전 : 한국토지공사.
- 조주현. 1999. 「부동산 주기변동과 요인변수분석」. 서울 : 한국개발연구원.
- 채미옥. 1991. 「지가동향 예고지표 개발을 위한 기초연구(Ⅱ)」. 서울 : 국토개발연구원.
- 최원락. 1996. “Markov-Switching 모형을 이용한 한국의 경기순환국면 분석”. 고려대학교
석사학위 논문.
- 하성규·박은병. 1998. “주택경기변동에 관한 이론적 고찰”. 「주택금융」. 서울 :
주택은행.
- 하태권. 1997. 「우리나라 부동산정책이 지가 및 주택가격에 미친 영향분석」.
연세대학교 학위논문.
- 한국감정원 감정평가연구소. 1998. “IMF 체제하에서의 우리 나라 부동산시장 전망과
대응방안”. 「한감연」 98-2. 서울 : 한국감정원.
- 한국감정평가업협회. 1994. 「토지가격형성요인분석에 따른 격차율 연구」. 서울 :
한국감정평가업협회.
- 한국개발연구원. 2000. 「부동산시장 전망 및 대응방안」. 서울 : 한국개발연구원.
- 한국은행. 1997. 우리나라의 거시계량경제모형-BOK 97」. 서울 : 한국은행.
- 건설교통부. 2000. 「지가변동 예고지표 개발을 위한 연구」. 과천 : 건설교통부.
- 한성신·서승환·이상준. 1992. 「KRIHS 거시계량모형」. 서울 : 국토개발연구원.
- 한중수. 1995. 「한국의 지가변동추이와 지가변동요인 분석」. 연세대학교
박사학위논문.
- 한창호. 1991. 「비모수적 분포무관인 구조변화 검정통계량」. 서울대학교
경제학석사학위 논문.
- 허세림. 1992. 부동산시장이 존재하는 거시경제에서의 정책과급효과에 관한 연구:
통화정책을 중심으로」. 고려대학교 경제학과 박사학위 논문.
- 호그·태니스 공저, 안철원·한상문 공역. 1989. 「통계학원론」. 서울 : 비봉출판사.

- Blanchard, O. J. and Stanley Fischer. 1989. *Lectures on Macroeconomics*. The MIT Press.
- Boone, Peter. 1989. "Perspectives on the High Price of Japanese Land". *Discussion paper No. 45*. Economic Research Institute. Economic Planning Agency. Tokyo.
- Box, G. E. and G. M. Jenkins. 1976. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden Day.
- Clements Michael, P. and David F. Hendry. 1998. *Forecasting Economic Times Series*. Cambridge University Press.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*. Vol.74. pp427-431.
- Edelstein, R. H. and J. M. Paul. May 1999. "Are Japanese Land Price Based on Expectation?." *paper presented at the AREUEA-ASRES Joint Conference Maui*.
- Engle, R. F. · C. W. J. Granger. 1987. "Co-integration and Error Correction: Representation. Estimation. and Testing". *Econometrica*. vol. 55. no. 2. pp251-276.
- Greene, W. H.. 1993. *Econometric Analysis*. Prentice-Hall. Inc..
- Hamilton, J. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hicks, J. R. 1950. *Contribution to the Theory of the Trade Cycle*. Oxford University Press.
- Kim, C. H.. and K. H. Kim. 1999. "Political Economy of Korean Government Policies on Real Estate". *Working Paper No. 99E1*. Seoul :Sogang Economics Research Institute.
- Keynes, J. M.(1936). 1964. *The Theory of Employment, Interest and Money*. London : Harcourt Brace and World. pp155-156.
- Leushacke, C. & M. Wegener. 1987. "Metropolitan Housing Systems : A Comparative Review". *Geographical Analysis*. vol. 19. No. 3. pp211-232.
- Lucas, Robert E. 1973. "Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs". *American Economic Review*. vol. 63. pp326-334.
- Maddala, G. S. 1988. *Introduction to Econometrics*. Macmillan Publishing Company.

- Osterwald-Lenum, Michael. 1992. "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. No. 54. pp461-471.
- Park, Heon-Joo. 1991. *Housing Land in Government Intervention*. University of Stockholm.
- Samuelson, Paul A. 1939. "Interaction Between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration". *Review of Economic Statistics*. vol. 21. pp75-78.
- Schwann, G. M. 2000. *Temporal and Spatial Variations in Market Liquidity. Appraisal Smoothing and Price Discovery in Private and Public Real Estate Markets*. New Zealand : University of Auckland.
- Sims, C. A. 1980. "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*. vol. 48.
- Stiglitz, J. E. 1990. "Symposium on Bubbles". *Journal of Economic Perspectives*. vol. 4. no. 2.
- Yoon Dokko, Robert H. Edelstein, A. J. Lacayo, Daniel C. Lee. 1991. "Real Estate Income and Value Cycles: A Model of Market Dynamics". *Journal of Real Estate Reserch*.

ABSTRACT

Structural Changes in Land Market with Short Term Prospective

Heon-Joo Park, Hee-Nam Jung, Chul Park, Kyung-Hee Moon

This study aims to analyze the structural changes in land market and to construct a short-term forecasting model in order to forecast short-term trend in land market. Especially main emphasis is placed on whether changes in land market after economic crisis in 1997 is structural or just temporary. It is found that structural changes in land market took place in 1991 and rapid decline in land price after economic crisis was a temporary shock.

Short-term forecasting of land price conducted in this study concludes that sudden fluctuation in land price is not likely to happen. Land price after 1991 has been stabilized enough to reflect market prices.

Structural Changes in Land Market

Structural changes in land market is analyzed in following factors: a turning point of structural change, examination of whether land price moves ahead or lags behind the economic business cycle, and correlation between land price and macro-economic variables.

A turning point of structural change in land market was analyzed by pettit test and unit root test, using annual land fluctuation rate data issued by the Ministry of Construction and Transportation from 1975 to 1999 and quarterly land fluctuation rate data from the first quarter of 1987 to the forth quarter of 1999. As a result of pettit test, land market

was at a turning point at either second quarter or third quarter of 1991. Land market was at a turning point of structural changes in 1991, resulting from change in economic structure and in land policy.

Rapid industrialization and urbanization, high inflation and shortage in urban land during 1970's and 1980's have caused the unbalance in supply and demand of land. However, demand oriented land policy by the government to prevent speculative investment has led to frequent fluctuation in land price. At the end of 1980's, unbalance in supply and demand of land was relaxed by the government policy to increase the supply in land market. Demand management policy, such as implementation of public concept in land was carried out along with policy to promote land supply, such as 2 million unit housing construction plan. At 1990's, as economic growth rate was stabilized at annual rate of 6%, it lead to the decline in demand for land.

Whether land price moves together or lags behind macro-economic variables was analyzed. Although land price moved about four quarters behind real GDP growth rate up until 1997, it moves together with real GDP growth rate after 1998. The importance of market value has grown significantly to determine land price. Fluctuation rate in land price moves five quarters behind changes in stock price. Therefore, land price turns out to be determined by market value in the long term, but influenced by the behavior to choose land as asset in the short-term.

As a result of Granger Sims Causality Test, using fluctuation rate of land price, real GDP, M2, yield of corporate bonds, permits for building construction, consumer price, stock price, etc. from second quarter of 1991 to forth quarter of 1999, the major factors to influence the land price turn out to be consumer index, real GDP, yield of corporate bonds, etc. and fluctuation rate in land price influences stock price, yield of corporate bonds, real GDP, etc.

□ Short-term Forecasting Model of Land Market

Short-term forecasting model of land market, using ARIMA and VAR is used to predict the fluctuation rate of land in next two years. Short-term trend in land market is forecasted, using average fluctuation rate in land price, real GDP growth rate, yield of corporate bonds from the first quarter of 1987 to the second quarter of 2000.

Fluctuation rate in land price in 2001 is forecasted to be -0.37% in ARIMA(1, 1, 2) model and it turns out to be 1.29% in VAR. Time series model is to examine past trend of estimated variables, regardless of correlation between macroeconomic variables. Although two time series models are used to forecast short-term trend in land price, VAR model, which include real GDP and yield of corporate bonds in endogeneous variable, should be used to forecast the short-term trend in land price.

Since land has characteristics, such as locational stillness and various usability, analysis of land market nationwide does not actually lead to the accurate forecasting of land price. Therefore, sub-markets characterized by regions and various usabilities need to be considered for study. Any research on land market, in connection with local housing and construction market will lead to more reliable forecasting results.

<부록 1> 토지가격 변동요인 분석에 관한 선행연구

연구 제목	김경환·서승환·유진방. “우리나라 부동산가격과 물가에 관한 실증분석”. 「금융경제연구」 제36호. 한국은행 금융경제연구소. 1991.
연구 목적	부동산가격과 물가와의 관계에 대한 이론적 가설수립 및 실증적 검증
연구 방법	<ul style="list-style-type: none"> · 회귀분석: 부동산가격(지가)이 총수요(소비와 투자)에 미치는 영향 · Granger · Sims Causality: 부동산가격과 물가간의 인과관계 · 회귀분석: 부동산가격과 물가
분석 자료	지가지수(서울), 전세 및 지가의 월세평가지수, 주택전세가격지수, 주택매매가격지수, 주택투자 및 건설부문 Deflator, 물가지수(GNP Deflator, 소비자물가지수, 도매물가지수) 등 1980년 1/4~1990년 4/4분기 자료(1980=100)
연구 내용	<ul style="list-style-type: none"> · 부동산 관련 가격변수들과 물가변수들의 추이 파악 · 부동산가격과 물가간의 연결경로와 인과관계에 관한 이론적 가설수립 및 실증적 검증
연구 결과	<p>지거나 주택가격 상승은 부효과(Wealth Effect)를 통해 총수요(소비와 투자) 및 총공급(노동공급, 생산성, 임금, 생산비용 등)에 영향을 미침</p> <ul style="list-style-type: none"> · 부동산가격상승 → 증권시장진축 → 기업의 자금조달가능액 감소 및 비용상승 → 투자위축 · 부동산가격상승 → 부효과(Wealth Effect) → 통화수요증가 → 시중금리상승 → 투자감소 · 부동산가격상승 → 국내물가상승 → 수출감소, 수입증가 · 주택가격 상승 → 노동의 초과수요 → 임금의 대폭상승 · 부동산가격 상승 → 부동산비보유노동자에게 좌절감 → 노동생산성저해 <p>실증분석 결과</p> <ul style="list-style-type: none"> · 지가상승 → 보유토지의 실질지가상승(부효과) → 소비증가 · 지가상승 → 기업의 제품가격 상승 → 투자위축 · Bubble은 주택가격보다 지가에서 그 존재가 더 분명한 · 주택가격에 대한 영향도: GNP Deflator(1.3282), 건설업 Deflator(1.3137), 지가(0.3478) · 주택매매가격과 전세가격사이에는 인과관계가 없음 · 지가상승 → 소비증가, 저축감소 → 물가상승(자본축적저해)
비 고	지가지수, 주택가격지수뿐만 아니라 가능하다면 일본 등에서처럼 지가총액 및 주택가액에 관한 공식통계를 체계화하여 거시경제분석에 활용하는 것이 바람직

연구 제목	손재영. “지가와 거시경제변수간의 인과관계에 관한 실증분석”. 「토지시장의 분석 과 정책과제」. 한국개발연구원. 연구논문집 93-02. 1993 A.
연구 목적	지가상승의 원인과 결과에 대한 다양한 주관적인 믿음들을 통계적인 방법으로 검 증하여, 향후 토지정책의 논리적·경험적 근거 수립
연구 방법	Granger Causality Test
분석 자료	전국지가지수, 통화량(M1, M2), 실질생산(GNP, GDP), 물가지수(CPI, WPI), 수출물 가지수, 사채시장이자율, 주가지수, 건설업 실질생산액(총생산액, 민간건설, 정부건 설) 등 1974~1990년까지의 반기 자료 · 잔차항간의 계열상관을 피하기 위해 증가율 변수를 사용함
연구 내용	거시경제변수(통화량, 물가지수, 실질생산, 건설활동, 이자율, 주가지수 등)의 변화 와 지가지수의 변화 사이의 인과관계를 검증하고, 그 정책적 의미를 검토 · 지가상승의 원인과 결과에 대한 보편타당한 법칙성을 확립하기 위해서는 논리적 인 명제의 정립, 실증분석을 통한 검증, 경험적 자료에 부합하는 이론 정립 등의 과정의 반복되어야 함. 즉 자료와 경험의 축적, 이론의 개발, 통계적 검증이 상 호 보완관계를 맺으며 인과관계의 법칙을 정립해야 함
연구 결과	<ul style="list-style-type: none"> - 통화량의 증가가 지가상승의 원인 - 지가상승이 국제수지흑자 및 양대선거에 기인한 유동성 과잉현상 - 지가상승이 3~4기의 시차를 두고 도매 및 소비자 물가지수를 변화 - 지가상승→소비자·기업의 실질자산증가→소비와 투자의 증가로 경기과열 - 지가상승 → 원가상승 → 수출경쟁력 하락 - 토지의 inflation hedging 기능이 발견되지 않음(정부의 규제, 자본시장의 불완전성 등으로 경제주체들이 행하지 못했을 수 있음) - 실질생산(GNP, GDP)의 변화와 지가상승 간의 인과관계는 양방향 모두 기각 - 좁은 기간역에서 지가상승이 실질생산증가율을 감소시킴 - 지가변화와 공급리(사채시장이자율)간의 인과관계는 양방향 모두 기각 - 사채시장 이자율이 지가상승률 변화에 영향을 받지만, 그 역은 기각 - 민간건설의 변화가 지가상승에 정의 영향을 주지만, 정부건설은 지가상승과 양방 향 모두 인과관계가 없음 - 주가지수 변화가 2기의 시차를 두고 지가상승율에 미미하게 부의 영향 - 지가상승이 주가지수의 변동에 영향을 주지 못함
비 고	<ul style="list-style-type: none"> - 지가상승의 원인은 통화량, 민간건설활동, 주가지수의 변화 등에 국한 - 물가상승에 대응한 토지자산의 수요증가나 경제성장에 따른 지가상승 등이 실증 분석에 의해 뒷받침 되지 못함 - 지가상승이 물가상승 초래(통화량이 물가에 주는 영향과 독립적으로) - 지가상승이 실질생산과 사채이자율에 영향(통계적 및 이론적 추가 검토) <p>- 정책적 시사점</p> <ul style="list-style-type: none"> - 지가상승율이 토지정책의 지표이지만, 미시적 정책수단(조세, 규제)으로는 한계 - 거시경제현상(지가상승이 물가상승의 원인)으로 지가상승을 파악 - 민간건설활동의 증가는 장기적으로 지가상승을 둔화시키고, 정부건설이 지가상승 을 촉진하지 않음(적극적인 개발투자가 지가안정에 도움을 주거나 최소한 지가상 승을 가속화하지 않음. 사회간접자본 확충이나 민간건설의 활성화에 의해 국지적 으로 지가를 상승시키지만, 그 전국적 과급효과를 우려할 필요는 없음) <p>⇒ 지가상승을 미시적 정책수단(조세나 규제)으로는 한계가 있기 때문에 거시경제 현상으로 파악해야 함. 또한 적극적인 개발투자가 지가안정에 도움이 됨</p>

연구 제목	박원암. “지가, 환율과 거품”. 「토지시장의 분석과 정책과제」. 한국개발연구원. 연구 논문집 93-02. 1993.
연구 목적	86년 이후 경제변동(자산가격의 급변)을 거품현상으로 해석하는 견해를 재검토하고, 시장기본요인의 변화로 설명
연구 방법	- 시장기본요인 평가방정식(fundamentals valuation equation) - 2부문 일반균형자산구성모형(two-sector general equilibrium portfolio balance model) - 완전고용, 구매력평가, 합리적 기대를 가정하고, 자본유출입의 제한으로 민간이 보유 한 자산은 국내통화와 부동산밖에 없다고 가정
연구 내용	- 주가 및 지가의 급변을 거품현상으로 보는 견해를 재검토하고 - 주가 및 지가에 대한 시장기본요인 평가방정식과 2부문 일반균형모형을 구성하여 우 리나라의 자산가격의 변화를 설명 - 주가 및 지가의 추이를 살펴보고 자본이득이 우리 경제에 미치는 영향을 논의 - 자산가격의 급변을 거품으로 설명할 수 있는가를 논의 - 주가 및 지가를 결정하는 시장기본요인의 추이를 살펴보고, 자산가격의 변화를 시장 기본요인으로 설명할 수 있는가를 점검 - 자산가격의 투기적 변화를 초래하는 요인으로서 유동성과 환율의 역할을 중시하고, 간단한 일반균형모형을 구성하여 자산가격의 과잉반응현상을 설명
연구 결과	- 80년 들어 주가상승은 지가상승을 대체로 2년정도 선행 - 주가, 지가, 엔화환율은 밀접한 관계를 갖고 큰폭 변화(80년대 이후 급격한 변동) - 주가상승보다 지가상승에 의한 자본이득이 매우 큼 - 지가변화를 GNP와 총통화(실질금리의 대응변수)의 변화만으로 추정된 결과 추정식 의 적합도가 높았지만, 92년 들어 나타난 지가하락은 실질금리나 성장률의 변화만으 로 설명할 수 없었음(지가변화가 단기적으로 거품과 유사한 형태의 투기적 변화를 보임) - 자산가격의 급변은 확률적 거품이론으로 설명되지만 새로운 정보출현이나 시장기본 요인의 교란으로 자산가격이 크게 변동할 때 이를 거품현상과 구별하기란 힘들. - 투기적 거품이 입증되었다고 투기적 거품의 생성과 붕괴를 설명하기 어렵기 때문에, 거품이론은 자산가격의 단기 변화를 설명할 수 있으나 중장기 변화를 설명하기 힘 듬 - 지가의 투기적 동학을 설명함에 있어서 일반균형모형을 구성하여 유동성 및 환율의 변화에 따른 지가의 반응형태를 분석한 결과, 유동성 또는 통화량 변화는 금리와 환 율 그리고 물가에 영향을 미치고, 성장을 변화시켜서 지가도 변화 - 80년대 이후 지가의 급격한 변화는 유동성변화 및 원화환율의 변화에 따른 지가의 과잉반응현상. 대폭적인 엔화절상에 따른 부동산가격의 급등, 엔화절하로의 반전에 따른 부동산가격 하락 등으로 설명할 수 있음
비 고	- 자기실현적 예측에 기초한 거품이론으로 주가 및 지가 변동을 설명하기에는 어려움 - 거품의 존재유무에 대한 검증없이 막연하게 자산가격 변동을 거품현상으로 해석 - 주가 및 지가의 거품검증에서 검증모형이 잘못 구체화되었다는 誤特定 문제가 있음 - 거품존재를 검증한다고 해도 특정기간중에 거품의 생성·소멸을 설명하기 어려움 - 지가 및 주가변화를 3저여건의 도래와 퇴조에 따른 시장기본요인의 변화로 설명 - 실질금리, 성장률 등 시장기본요인의 변화로 주가 및 지가를 상당부분 설명 - 2부문 일반균형 자산구성모형으로 유동성 및 환율이 변화할 때 지가의 과잉변동현 상이 발생함을 보임 - 거품을 폐소문제, 투자자의 위험회피, 새로운 정보의 출현에 대한 과잉반응(overreact) 으로 설명 될 수 있음에 유의 - 거품이론이 설명력을 가지려면 미국의 대공황처럼 주가가 대폭적인 변동을 보여야 함. 우리나라 주가 및 지가의 변화가 크다고 할 수 있지만 3저여건으로 시장기본요 인도 크게 변화했기 때문에 거품이라고 명명할 만큼 급격한 변화는 아님

연구 제목	이진순. “한국의 지가: 토지투기와 시장실패”. 「토지시장의 분석과 정책과제」. 한국 개발연구원. 연구논문집 93-02. 1993.
연구 목적	- 토지문제는 현재 한국경제가 직면하고 있는 최대 과제들 중의 하나이지만, 기존의 부 동산투기 억제정책들은 토지시장에 대한 충분한 과학적 분석에 기초하지 않음 - 한국 지가수준을 경제이론적 관점에서 설명하고, 토지투기가 자원배분의 효율성 및 소득분배에 미치는 효과를 검토
연구 방법	- 높은 지가가 희소성 혹은 토지투기에 기인한 것인지를 판별해야 함. 그러나 지대 자 료의 미비, 적정할인을 추정문제, 기대형성 관측의 어려움 등으로 판별하기 힘들. 또 한 전통적 지가이론(토지를 주거 및 생산수단)으로 한국 지가수준을 설명하기 힘들 - 전통적 지가이론의 가정들(시장정보 완전성, 투자자들의 합리성과 동질성 등)이 현실 의 토지시장에서 성립하지 않는다는 거품이론으로 설명(자산으로서 토지에 초점)
분석 자료	선행연구, GNP대비 지가총액, 토지소유분포
연구 내용	- 토지를 주식과 비슷한 자산으로 보고, 거품이론들을 살펴봄 - 지가상승이 소득분배를 왜곡시키고, 토지투기가 시장실패를 초래할 수 있는점을 살펴봄 - 거품지가가 장기간 지속되는 토지신화의 형성 및 전개과정을 토지를 둘러싼 정책 및 제도의 특수성으로 해명 (전통적 지가이론과 한국의 지가, 한국의 지가와 거품이론, 토지의 특성과 거품가격 및 시장실패, 토지신화의 형성과 전개, 한국 지가형성의 특수성)
연구 결과	- 투기적 거품은 자산가치가 급등하다가 어느 시점에서 급락하는 현상 - 합리적 거품은 경제주체의 합리적 행동과 시장의 효율성을 전제로 하더라도 존재할 수 있는 거품을 의미하며, 비합리적 거품은 비합리적으로 행동하는 일부 투자자가 존 재하는 경우를 포괄 · 합리적 거품이론으로 한국의 지가를 살펴봄 - Henry George(1946)는 토지가 사회발전과정에서 투기 대상이 되기 쉬우며, 이는 주기 적 불황의 중요 원인이며, 사회진보의 걸림돌(토지의 공급고정성과 비상가성에 착안) - Tirole(1985)은 거품가격이 창출되는 데 필요한 조건으로 내구성(durability), 희소성 (scarcity), 공통적 믿음(common beliefs) 등을 제시. 거품가격은 금, 다이아몬드, 고서 화, 토지 등 재생산이 불가능한 자산의 가격형성에서 발생 - 한국 현실지가와 이론지가간의 장기간 괴리에 대한 설득력있는 설명은 미인투표모형 - 거품가격은 Krasker(1980)가 제시한 페소문제(Peso problem), 투자자의 불충분한 정보, 투자자의 이질성과 정보의 편재 등에서 발생할 수 있음 - 고도성장과정에서 급속한 공업화 · 도시화의 진전으로 도시용 토지생산성의 급격한 상승, 그 과정에서의 각종 토지간 상대적 한계생산성 구조가 크게 변화 - 한국의 거품지가는 SOC건설을 위한 대규모 공공개발투자와 밀접히 연관되어 있음 - 소수 투자자들이 개발계획에 대한 정보독점으로 개발이익을 선점하여 거품지가 촉발 - 한국인들은 토지가 “황금알”을 낳는 초자연적인 힘을 지닌 것으로 인식(3가지 신화) - 국토가 협소하므로 토지가 부족하다는 신화, · 지가는 앞으로도 지속적으로 상승할 것이라는 신화, · 토지투기를 근절하기 위한 정부의 어떠한 정책도 무력하다는 신화
비 고	- 전통적 이론(지가는 장래 지대흐름의 할인현재가치)으로 높은 지가수준을 설명하기 어렵다는 견해에 대해 면밀한 실증분석이 필요 - 미시적 통계자료의 축적, · 토지의 제도와 정책의 특수성이 투자행동에 미치는 영향 을 고려하여 이론지가를 추계, · 은행금리가 균형이자율이라고 보기 어렵기 때문에 MF의 추정에 보다 적절한 할인을 탐색, · 세계의 불합리성으로 이론지가수준이 상당 히 높아져 있음을 고려, · 토지소유의 편중으로 지가가 높게 형성될 가능성을 고려 - 거품지가에 대한 실증적 연구가 필요 - 거품이론의 설득력을 수량적으로 실증분석을 통해 평가하는 것은 대단히 어렵다 - 미인투표모형은 수학적으로 정식화되어 있지 않으며, 시장의 기대를 관측하기 어렵다 ⇒ 모형을 검증 가능한 형태로 정식화하는 것이 우선적인 연구과제이다.

연구 제목	최학중. “서울대도시지역 지가구조변화의 通時的 분석”. 「토지시장의 분석과 정책과 제」. 한국개발연구원. 연구논문집 93-02. 1993.
연구 목적	<ul style="list-style-type: none"> - 미시적 지가자료의 분석을 통해 지가변화의 공간적 특성에 대한 체계적 분석이 부족 - 토지는 위치적 유일성으로 가격이 장소에 따라 다양하게 변하는 대표적인 異質財 - 지가의 공간적 구조변화에 대한 이해는 보다 합리적인 토지정책의 수립을 필요함 - 미시지가자료를 이용하여 서울대도시지역의 지가구조변화를 통시적인 관점에서 고찰
연구 방법	<ul style="list-style-type: none"> - 지가경사모형(land value gradient model)을 기초로 분석 - 지가곡선(Land value curve) 또는 3차원적인 관점에서 지가곡면(Land value surface)의 추정을 통하여 어떻게 접근성이 지가로 자본화(capitalization)되는가를 기술 - 중심원적 도시구조에 기초하여 가장 대표적인 고용중심지로서 도심(CBD)을 상정 - 지가경사모형은 지가변화를 도심에서부터의 거리의 함수로 표현
분석 자료	<ul style="list-style-type: none"> - 고찰되는 서울대도시지역의 지가변화는 1956-1989년의 기간 - 분석대상 토지는 농지까지를 포함하여 용도별, 등급별로 구분된 12가지 종류의 토지 - 서울의 직접적인 사회경제적 영향권에 속하는 경기도내 서울인접지역까지 확장
연구 내용	<p>지가경사모형 및 분석지역 지가자료 지가곡선의 추정결과 및 해석 토지수급조건과 지가구조변화에 대한 가설</p>
연구 결과	<p>정책적 시사점 : 그린벨트와 도시재개발</p> <ul style="list-style-type: none"> - 그린벨트가 당초의도와는 정반대로 장기적으로 볼 때 도시의 外延的 膨脹을 촉진 - 그린벨트의 지정이 단기적으로(1977~1980년대 초·중반) 도시팽창을 억제하지만, 도시용토지의 수요증가(인구증가, 소득증가 등)로 도시의 순차적 개발보다는 개구리 뿔뿔기식(leap-frog) 개발패턴을 조장하여 그린벨트 바깥쪽에서의 급격한 도시확장(1980년대 중·후반)을 초래함. - 그린벨트의 도시성장 억제효과는 단기적으로 도시 내부의 지가상승이라는 희생을 감수한 결과이며, 개구리 뿔뿔기식 토지이용패턴은 장기적으로 교통비용의 증가를 초래하여 자원의 큰 낭비를 가져올 수 있음. 도시용토지의 수요를 조절한다면 그린벨트의 이같은 문제들을 피할 수 있다는 반론이 제기될 수도 있겠으나, 역설적으로 이미 수요가 적절히 조정될 수 있다면 그린벨트는 애당초 필요하지 않다는 논거도 성립됨을 유의해야 함. - 그린벨트에 대한 편익·비용분석은 왜곡된 토지이용패턴이나 지가상승의 문제 외에 다른 많은 계산항목을 포함하고 있기 때문에, 그린벨트의 종합적 편익·비용분석은 추후의 연구과제로서 남기기로 할 때, 그린벨트 그 자체보다 먼저 시급하게 개선되어야 할 과제는 기존 개발지의 토지이용도를 극대화시키는 문제임. - 재개발은 건축기술이 허용하는 한 도시용토지의 공급은 무한하거나 완전탄력적임. - 지가가 상대적으로 싼 도시외곽부에서는 초고층아파트들이 들어서고, 지가가 상대적으로 비싼 도시중심부에는 아직도 저층의 단독주택들이 무수히 남아 있음. 지가가 비싼 곳을 보다 효율적으로 이용해야 한다는 상식적인 경제원리에 배치되며, 토지이용상 그리고 원거리통근에 따른 교통비용상의 손실은 막대한 것임.
비 고	<ul style="list-style-type: none"> - 지가변화를 거시·미시적 요인에 의해 설명할 수 있는 통합적 모형개발의 필요성 - 통합적 지가모형의 개발은 토지의 소비재 및 투자재로서의 특성 등을 물리적 토지시장과 거시적 자산시장 등의 변화와 동시에 연결하여 설명해야 하는 방대한 작업 - 지가구조변화의 분석과 토지시장 수급조건 변화와 관련한 해석은 그 실증적 보완과 함께 거시경제적 요인에 의한 지가분석과 일차 통합을 모색해야 함

연구 제목	손재영. “우리나라 토지정책의 전개과정과 평가”. 「토지시장의 분석과 정책과제」. 한국개발연구원. 연구논문집 93-02. 1993 B.
연구 목적	60년대 이후의 토지정책을 평가하고 향후의 과제를 도출
연구 방법	문헌조사
연구 내용	토지제도의 형성과정 토지정책의 평가와 정책목표의 재검토 80년대말 이후의 토지정책
연구 결과	<ul style="list-style-type: none"> - 긴급대책에 의한 토지제도의 형성 - 긴급대책들은 여론을 무마하기 위해 실현가능성이 불투명한 과도한 목표를 설정 - 긴급대책들은 단기간에 가시적인 효과를 거두고자 하기 때문에, 시장 참여자들에게 심리적 부담감을 주어서 거래를 동결하고 가격상승추세를 정지시키는 것이 당면 목표 - 여론에 영합하여 일부 계층의 특정행위를 제재하는 선별적인 정책수단을 채택 <p>토지제도 발전과정의 획을 긋는 긴급대책들은 지가안정과 투기억제를 기본목표</p> <ul style="list-style-type: none"> - 1988년 이후 토지소유의 편중완화가 중요한 목표로 추가 - 토지투기가 분배구조를 악화시키지만, 토지시장의 효율성을 저해한다는 증거는 없음 - 투기억제 및 실수요자 보호를 위한 토지정책들은 실효성이 상실했으며, 분배구조의 악화를 교정하기에는 무력(공시지가제도, 종합토지세, 토지공개념제도, 5.8 대기업 비업무용 부동산 처분조치, 80년대말 토지제도개혁의 평가 등) - 80년대는 경제전반의 안정화 추세로 부동산가격이 대체로 안정(1983년 지가 급상승)
비 고	<ul style="list-style-type: none"> - 60년대 중반 이후의 간헐적인 지가급등에 대한 긴급대책 형식의 정책대응들이 토지제도의 발전방향을 결정했음. - 가시적인 성과의 필요성, 토지문제 및 정책효과에 대한 분석의 결여, 여론에 영합하는 성향 등의 문제가 토지제도에 반영 - 지난 20여년의 토지정책은 투기를 억제하기 위한 끊임없는 노력 - 토지에서의 자본이득이 분배구조를 악화시킨다는 점에서 토지소유의 분산정책 추가 <p>토지정책은 토지이용의 외부효과를 규제 외에는 시장개입의 당위성을 찾기 힘들.</p> <ul style="list-style-type: none"> - 향후 토지정책은 토지에서의 자본이득환수를 위해 조세가 기본 정책수단이 되어야함 - 보편적인 자본이득환수 수단으로서의 조세가 그 기능을 정립할 때 토지시장에 대한 불필요한 규제들을 정리할 수 있을 것임 - 토지공급에 대한 문제는 토지개발 및 이용에 대한 규제가 과도하여 수요증가에 부응하는 공급의 확대가 이루어지지 못했다는 것임. - 현재의 경직적인 개발 및 이용에 대한 규제를 합리화해가고 개발주체를 다양화함으로써 토지공급이 수요증가를 따라가지 못하는 문제를 해결할 수 있을 것임.

연구 제목	허세립. 「부동산시장이 존재하는 거시경제에서의 정책파급효과에 관한 연구: 통화정책을 중심으로」. 고려대학교 경제학과 박사학위 논문. 1992.12.
연구 목적	- 토지시장이 존재하는 거시경제모형에서 통화정책의 파급효과를 분석 - 토지시장이 배제된 기존의 거시경제모형하에서 물가안정과 적정 경제성장을 목표로 하는 통화량의 고정증가를 원칙, 즉 k% 원칙이 사회적 여건의 변화로 토지문제가 중요성을 갖는 경제에서도 여전히 경제안정화(stabilization)의 역할을 수행할 수 있는가를 분석함
연구 방법	- 연립방정식 모형에 의해 정책 시뮬레이션을 위한 사전작업 - 지가의 행태방정식을 추정하는 데 필요한 전국평균지가지수 분기 시계열을 생성 - 통화정책의 시뮬레이션 분석의 타당성을 제고하기 위해 합리적 기대형성가설을 도입 - 장기적 균형관계와 단기적·동태적 구조를 반영하여 통화정책의 파급효과를 분석하기 위해 오차수정모형으로 추정 - 거시계량모형
연구 내용	- 토지시장을 신고전파 IS-LM 모형에 도입함으로써, 토지시장이 존재하는 거시경제모형을 설정하고, 토지시장이 존재하는 거시경제모형에서도 물가상승률과 경제성장률의 목표치로부터 산정되는 통화증가를 k% 원칙이 물가안정과 지속적인 경제성장을 가능하게 할 것인가의 여부를 이론적으로 분석하였음. - 토지의 독특한 특성 → 불안정한 지가변동 → 일반물가 변동 → 물가부분의 불안정성 → 실물부문 영향 “토지가 희소한 경제에서 물가상승을 및 경제성장률의 목표치에 상응한 통화증가를, 일정하게 유지하더라도 불안정한 지가변동으로 경제의 균형성장은 불가능하다” - 통화정책 시뮬레이션의 분석결과 - 통화증가를 목표정책이 물가, 국민총생산 등 거시경제변수에 미치는 효과가 불안정함 ⇒토지시장이 존재하는 경제에서는 지가변동의 불안정성이 물가 및 실물부문의 불안정을 유발하게되므로, 물가안정과 지속적 경제성장을 목표로 하는 통화증가를 K%원칙의 통화정책이 경제안정화의 기능을 수행할 수 없다는 가설이 실증
연구 결과	- 종합적 결론 - 토지가 생산요소와 자산으로서 중요성을 갖는 경제에서는 토지의 독특한 성격에 연유하는 지가변동의 불안정성이 경제전반에 영향을 미치게 되므로, 지가변동효과를 반영·감안하지 못한 채 물가안정과 지속적인 경제성장만을 최종목표로 하여 산정한 통화증가를 K%원칙은 경제안정화라는 당초의 정책목표를 달성할 수 없음 - 한국의 통화증가를 목표는 화폐수량설에 기초하여 “실질경제성장을 + 물가상승율 + 통화유통속도변화율”의 방식으로 설정 - 지가정책은 토지과세정책과 같은 조세정책, 부동산 대출규제와 같은 신용정책, 공공사업의 조정과 토지이용규제, 토지개발이익환수정책과 같은 행정적 토이정책 등이 있음
비 고	- 시사점 - 정책결정단계에서 통화목표 설정은 물가, 경제성장 외에도 경제의 특수성에 비추어 중요성을 갖는 토지와 같은 여타 경제변수들이 경제정책목표변수로 반영되도록 신중성을 가져야 함. - 정책집행단계에서 원칙으로서의 통화증가를 목표정책은 정책의 신뢰성 및 일관성과 관련하여 계속 강조되어야 하며, 경제교란요인을 안정시킬 수 있는 재정부문의 긴밀한 협조하에 효과를 기대할 수 있음

연구 제목	서승환. “부동산 가격과 부동산 정책”. 「주택금융」. 1993.2.
연구 목적	부동산정책이 부동산가격에 미치는 영향 분석
연구 방법	<ul style="list-style-type: none"> - 부동산 수익률과 거시경제 변수사이의 관계를 인과관계검정(causality test)과 벡터 자기회귀(Vector Autoregression: VAR) - 부동산 자본수익율을 결정하는 요인들을 실증분석하며, 이러한 실증분석에 기초한 모의실험(simulation)의 결과를 이용하여 200만 가구 주택건설이 최근의 주택가격 하락의 몇 %를 설명하는가를 분석
분석 자료	<p>거시경제변수: 소비자물가지수변화율, 인플레이션율, 광공업임금상승률, 주가지수 변화율</p> <p>부동산가격: 주택가격과 지가의 변화율</p> <p>X-11 ARIMA/88으로 계절조정된 1982 1/4~1992 2/4분기의 전분기 대비 변화율 자료</p>
연구 내용	<ul style="list-style-type: none"> - 부동산 정책이 부동산 가격에 미치는 영향 분석 - 부동산 가격의 변화가 임금, 물가 등 거시변수와 어떠한 관계가 있는가를 분석 - 부동산 자본수익율과 거시경제변수 - 부동산 자본수익율의 결정요인 - 부동산 자본수익율과 부동산정책
연구 결과	<ul style="list-style-type: none"> - 분석결과를 요약하면 · 첫째, 부동산가격은 다른 주요 거시경제변수 못지않게 임금과 물가에 중요한 영향을 미치며, 부동산가격의 변화가 일반물가 변화에 선행함. 또한 부동산가격의 안정이 부동산시장뿐만 아니라 임금과 물가의 중요한 전제 요검임. · 둘째, 부동산 자본수익율에 존재하는 순환에도 불구하고 1980년대 이후의 부동산의 인플레이션 헷지 기능은 충분하였던 것으로 파악되며, 이는 언제라도 다시 부동산시장이 과열될 가능성이 있음. - 200만 가구 주택건설이 최근의 주택가격 하락의 전부를 설명한다 하여도 주택가격의 하락에 의해 얻은 이득과 200만 가구 주택건설에 의하여 야기된 건설경기 과열, 이에 수반된 1992년의 물가상승 및 경상수지 적자폭의 확대, 그 이후에 경제에 미친 각종 부작용을 비교하여 득실을 논의하기가 어려운 상황임. · 200만 가구 주택건설이 최근 주택가격 하락의 약 33%만을 설명하며, 주택 경기 변동의 진폭만 증폭시킨 것이라면 200만 가구 주택건설의 실이 득보다 많다고 판단됨.
비 고	<ul style="list-style-type: none"> - 부동산 정책의 수립시에 다음을 고려해야 함 · 부동산가격이 변화가 여러 경로를 통하여 경제전반에 미치는 효과가 크므로, 부동산정책 수립시에 부동산시장의 상황뿐만 아니라 그 정책의 경제전반에 걸친 파급효과를 고려하여 수립할 필요가 있음. · 부동산정책은 부동산 자본수익율의 주기와 경기변동을 고려하여 적정규모로 순차적으로 실시 되게 고안되어야 함. · 과도한 규모의 부동산정책을 단시일에 실시하면 부동산시장의 상황을 개선시키는 것에 비하여 경제전반의 불안정을 초래하는 폐해가 더 클 것임.

연구 제목	김성배·김창현. 「토지정책의 시장과급효과 분석을 위한 모형연구」. 국토개발연구원. 1994.
연구 목적	토지정책의 시장과급효과를 분석하기 위한 모형구축 · 이론적: 거시경제 및 일반균형적 시각에서 토지와 거시경제와의 관계를 정리 · 실증분석: 정책변수 변화가 토지시장 및 경제 전반에 가져올 과급효과를 계량적 구명 · 정책적: 시뮬레이션을 통해 토지이용규제 완화나 토지보유과세의 강화 등 토지 정책 변화가 가져올 경제적 영향을 계량적으로 분석함으로써, 이러한 정책의 변화로 인해 발생할 수 있는 부정적인 충격을 최소화할 수 있는 보완조치를 마련하고자 함
연구 방법	- 연산일반균형(CGE) 모형 · 지표의 개발에는 국내외에서 기 발간된 각종 통계자료를 활용 · 연산일반균형 모형의 종류 및 적용사례를 검토하여 구축 · 모형추정에는 산업연관표, 국민계정, 국부통계 자료 등을 주축으로하고, 한국은행과 경제기획원이 발간한 각종 통계자료를 이용하여 사회회계행렬(Social Accounting Matrix)을 구축하여 기본 자료로 사용 · 모형추정은 세계은행이 개발한 GAMS(General Algebraic Modeling System)을 활용
연구 내용	- 토지와 거시경제: 현황과 정책이슈(토지가치·GNP·국부, 지가수준과 국제비교, 최근의 지가동향과 원인, 종합 및 정책이슈) - 토지와 거시경제: 이론적 분석(토지가격의 결정요인, 토지와 경제주체, 토지시장과 여타시장의 관계, 종합: 토지와 거시경제) - 연산일반균형 모형(CGE모형이란 ?, CGE모형의 구조, CGE모형의 활용) - 토지시장을 포함한 금융 CGE모형의 구축(금융 CGE모형의 필요성, 경제의 구성, 경제주체의 경제활동, 시장균형)
연구 결과	- 분석대상으로 삼는 정부정책은 토지보유세에 의한 조세정책, 토지개발공급과 용도지역변경에 의한 토지공급정책, 사회간접자본시설에 대한 투자확대 등임 - 토지정책의 과급경로는 크게 직접적인 것과 간접적인 것으로 구분할 수 있음 · 직접적 영향: 토지보유세율의 변화는 토지수익율을 변화, 토지의 개발공급과 용도지역 변경은 도시적 용도의 토지공급을 증가시킴. 정부의 SOC투자확대는 가계와 기업의 경제행위에 직접적으로 영향을 줌과 동시에 장기적으로는 토지공급을 확대 · 간접적인 영향: 토지보유세율 인상은 재정수입 증가, SOC투자확대는 재정지출 증대 - 정부정책의 직접적 과급효과(토지보유세율이 변화에 의한 정부정책의 과급효과) · 토지의 조세부담은 토지보유세의 감소(전통적으로 토지보유세는 토지보유비용 요소) · 토지보유세율의 변화→ 지가에 영향→자산효과로 소비와 저축에 영향을 미치게 됨 · 용도지역변경과 토지개발공급 정책은 토지조세에 비해 효과가 장기적(규제완화 정책) · 용도지역변경, 토지개발 등 토지공급의 증가→ 건설부문의 주택생산과 비주거용 건물생산에서 토지투입량을 증가→주택공급량과 비주거용 건물 공급량을 늘리고 주거용대지와 비주거용대지의 지대를 하락→자산가치의 변동으로 소비와 저축에 영향 · 지가상승은 토지보유기업이 순자산가치를 증가시켜 기업의 투자자금 확보가능성을 넓히고 금융기관의 지급능력을 확대시킴으로서 경제전체적으로 화폐공급을 늘리게 됨 - SOC 투자확대는 토지에 대한 접근성을 높여 실질적으로 토지공급을 증가시킴. · SOC투자의 토지시장에 대한 효과는 용도지역 변경에 의한 토지공급효과와 거의 같은 양상임. SOC투자는 출퇴근 비용과 물류비용을 통해 가계와 기업의 경제행위에 영향 - 정부정책이 가져올 간접적인 영향은 정부가 그 정책을 실질적으로 집행하는 과정에서 취할 재정지출과 재정수입에의 영향을 통해 나타남
비 고	- 금융 CGE모형의 이론적인 검토와 모형의 구축에 연구의 범위를 한정함 - 금융 CGE모형의 현실적 타당성의 검증과 실증분석 결과를 이용한 시뮬레이션을 통한 정책효과분석은 추후의 후속연구에서 수행할 예정임

연구 제목	고려대학교부설경제연구소 「토지공개념의 경제적 효과분석」. 국토개발연구원. 1990.
연구 목적	토지공개념제도의 도입이 우리 경제에 미치는 효과를 분석
연구 방법	Granger-Sims Test와 VAR
분석 자료	서울지가지수, 전국지가지수, M1, M2, 사채이자율, 종합주가지수, 소비자물가지수, GNP Deflator, 경기동행지수, GNP, 실질GNP, 수출, 조세, 가계지출, 등 1974년 1/4분기~1989년 4/4분기까지의 자료(전년동기 대비 증가율)
연구 내용	<ul style="list-style-type: none"> - 지가결정이론과 지가상승에 관한 경험적 분석 - 토지공개념 분석을 위해 1990년 시행된 토지공개념제도 관련 3개 법률 살펴봄 - 토지공개념제도의 도입효과 실증분석을 위한 이론적 기초를 정리 - 지가분석과 토지과세에 대한 이론적 분석을 토대로 실증적 분석
연구 결과	<ul style="list-style-type: none"> - 70년대 이후 한국의 지가변동패턴은 계단형임(소폭하락) - 74~89년 기간중 경기순환변동과 지가변동은 모두 3회의 저점과 3회의 정점을 보임 - 지가의 순환변동은 대략 5~6년의 주기이며, 경기순환주기와 거의 일치함 - 지가순환의 정점은 경기순환에 선행적이지만, 저점의 후행적임 - Henry George 가설(토지투기가 불황을 인과적으로 선행) 적용되지 않음 - Granger-Sims 인과검정의 결과 주가지수, 통화량, GNP, 경기지수, 세입, 실질M1, 가계지출은 토지가격에 선행하며, GNP deflator, 소비자물가지수, 사채이자율은 후행함 - 인과검정의 결과를 기초로하여 2가지 Model을 설정하였음 - 모형 A: M2, Tax, 실질GNP, 토지가격지수, GNP deflator, 사채이자율 - 모형 B: 실질M1, 가계지출, 종합주가지수, 실질GNP, 토지가격지수, 사채이자율 - 모델 A의 분석결과, 단기적으로 지가변동은 M2와 실질GNP에 의해 대부분 설명되며, 단기와 장기를 막론하고 세입과 사채이자율은 큰 영향을 끼치지 못함 - 모델 B의 분석결과, 단기적으로 실질GNP와 사채이자율은 지가에 거의 영향을 끼치지 못하나, 장기적으로 실질통화량, 실질GNP, 사채이자율, 주가가 고루 영향을 끼침 - 조세가 무한대로 연기되면, 자본이득과세는 지가에 영향이 없으나 지대율 <이자율 > 이자율 → 자본이득세는 지가를 증가, 이자율 > 지대율 → 지가를 감소시킴. 조세지불의 연기가 유한하면 지대율 <이자율 > 이자율 → 양도세는 지가상승, 지대율 <이자율 > 지가를 하락시킴 - 건축비와 지가간의 상관관계가 정(+)일 때, 토지세의 증가는 건축을 활성화시킴 - 토지 및 가치를 과표로 한 토지세는 전가되지 않고 거의 토지소유자에게 귀착됨 - 토지공개념의 지가안정효과를 보기위해 양도소득세가 지가에 미치는 영향을 분석함 - 지대율이 이자율보다 높기 때문에 자본이득에 대한 조세의 지불연기가 가능할 때 양도소득세율의 상승이 지가상승에 기여하는 것으로 실증분석결과 나타남 - data의 제약으로 그 신뢰도에 있어 문제가 제기되나, 그러한 한계의 범위내에서 고려해 본다면 실현된 자본이득과세로서의 양도세가 지가상승에 기여했을 가능성이 있음 - 미실현자본이득과세로 규정한 토지공개념제도의 도입이 지가를 하락시키는 작용을 할 수 있음을 간접적으로 유추할 수 있음 - 건축비와 지가간에는 정(+)의 상관관계가 있기 때문에 토지과세가 건축을 활성화시킴. - 토지공개념 전체가 부의 분배에 영향은 미미하나, 분배상태를 개선시킴 - 지가는 단기적으로 통화량과 실질GNP으로 설명되나, 장기적으로 GNP와 물가수준의 영향이 통화량을 상회함 - 토지공개념 관련 3개법률들이 완전히 부합하는 효과적인 정책수단으로서 한계를 가짐
비 고	<ul style="list-style-type: none"> - 토지공개념제도가 지가안정 및 토지의 효율적 이용, 형평에 미치는 효과 등에 긍정적인 평가를 할 수 있으나, 그 도입취지에 비추어 평가해 볼 때 다소 미흡한 점이 있음 - 토지공개념제도가 토지문제의 완전한 해결수단이 될 수 없기 때문에 부동산 문제를 근본적으로 해결하기 위해 강화된 토지관련 재산세제를 토지정책의 근간으로 하되, 토지공개념제도는 그 보완적 성격으로서 활용하고, 특히 지가안정과 관련하여서는 이러한 조세적 수단뿐만 아니라 기타 거시정책변수를 적절히 관리하는 정책을 전개해야 함

연구 제목	이용만. 「한국의 지가결정에 관한 연구: 지대와 지가, 그리고 합리적 거품」. 연세대학교 대학원 경제학박사학위논문. 1995.8.
연구 목적	- 한국에서 지가가 어떻게 결정되는가 · 지가가 지대에 영향을 미치는가의 여부, · 지가에 거품이 존재하는가의 여부를 실증적으로 분석, · 한국에서 지가가 어떻게 결정되는가를 밝힘 - 지가결정모형으로 지대와 지가의 관계, 가격거품의 존재유무 등을 실증적으로 분석
연구 방법	- 시계열분석방법(Granger Causality, VAR, Chow Test 등) · 지가결정모형으로 지가상승이 지대의 상승을 가져오는가와 지가에 거품이 존재하는가를 검증하였음. · 지가상승이 지대의 상승을 가져오는가에 대한 검정은 VAR모형을 이용하였으며, 지가거품에 대한 검정은 모수제한검정을 이용하였음.
분석 자료	- 시계열분석: 농업용 토지의 평당 지대 및 지가의 1965년~1993년까지 연간 자료 - 거품분석: 평당 지대 및 지가(농업지대, 농지가격, 도시지대)의 1965~1993년 연간자료
연구 내용	- 미래의 기대지대는 토지의 용도변경에 의해 달라지고, 토지의 유동성제약에 따른 위험에 의해 할인율이 바뀔 수 있다는 점을 명시적으로 고려하여 이론적 모형을 구축 - VAR 모형을 이용하여 지가가 지대에 영향을 미치는 가의 여부를 밝힘 - 지가에 거품이 존재하는가의 여부를 실증적으로 밝힘
연구 결과	- 토지투기로 지가가 상승하고, 지가상승이 거품이라는 일반적 믿음에 의문을 제기함 · 지가상승은 토지투기가 아니라 시장기본가치의 상승에 있지 않은가? · 지가상승으로 지대가 상승한 것이 아니라, 지대상승으로 지가가 상승한 것은 아닌가? - 지가결정모형은 미래의 기대지대는 전용에 따라 달라질 수 있다는 것과 토지의 유동성제약에 의해 할인율은 변동할 수 있다는 것 등을 명시적으로 고려하여 구축함 - 지대와 지가와의 관계검정 결과, 농지가격 변화가 농업지대 변화를 가져오지 않음. · 지가→지대→지가에 영향을 미치는 지가의 “승수효과”가 존재하지 않음. · 농지가격의 변화는 현재의 농업지대에 크게 영향을 받지 않는 것으로 나타남. ⇒ 농업지가는 주로 미래의 토지용도변경에 의한 기대지대의 변화나 할인율의 변화, 또는 (만약 거품이 존재한다면) 거품에 의해서 결정된다고 할 수 있음. - 지가거품 검정결과, 일반적인 믿음과는 달리 농지가격에는 거품이 존재하지 않음 · 구조적 변화검정 결과 1987년 이후 농지가격 상승은 전용가능성의 증대로 일어남 · 1980년대 후반이 농지가격상승을 거품이라고 보는 것은 토지의 시장기본가치를 제대로 평가하지 못한데서 오는 오해라고 할 수 있음. - 지가거품에 대한 검정에서, 유동성제약에 따른 위험프리미엄을 나타내주는 변수의 계수가 정(+)인 유의한 값으로 나타남. · 지가상승기에는 유동성제약의 강화로 할인율이 상승하여 지가가 추가로 하락함. 즉 토지투기가 일어나면 토지의 유동성제약에 따른 위험이 완화되어 지가가 추가로 상승하는 현상이 존재한다는 것임. - 농지가격은 거품이 아닌 시장기본가치(전용가능성에 의한 미래기대지대의 상승)에 의해 결정되며, 토지의 유동성제약에 따른 위험의 변화에 의해서도 일부 변동 ⇒ 토지투기에 의해 상승한 지가는 거품에 불과하며, 지가가 지대를 상승시킨다는 일반적인 믿음은 최소한 농지가격에서는 사실이 아닌 것으로 보임
비 고	· 토지투기는 시장기본가치의 상승으로 실제지가와 괴리가 생겼을 때, 그 차액(capital gain)을 획득하기 위하여 자산구성(portfolio)을 바꾸는 경제적 행위임. 따라서 토지투기 억제정책은 토지의 유동성제약을 강화시켜 시장기본가치를 일부 하락시키는 효과가 있지만, 근본적인 대책이 되지 않음 · 토지투기가 일종의 사회적 범죄행위와 비슷한 것으로 여기고 있는 것은 무엇보다도 토지투기가 가지고 있는 부의 분배상의 문제 때문이다

연구 제목	삼성경제연구소 「토지규제가 지가와 토지공급에 미치는 영향분석」. 삼성경제연구소 1996. 4.
연구 목적	각종 토지규제와 지가의 상관관계 분석을 통한 구체적인 효과의 정도를 파악하고, 그 결과를 바탕으로 규제완화 등 토지정책의 바람직한 정책대안을 제시하는 데 있음
연구 방법	- 회귀분석 - 농경지(전, 답) 및 임야의 면적을 토지이용규제 강도를 나타내는 대리변수로 사용
분석 자료	- 전국: 지가변화율, 주택가격상승율, 농경지면적변화율, 종합지수변화율, 소비자물가지 수변화율(기울기변수) 등 1984년 1/4분기~1995년 4/4분기 자료 - 수도권: 서울지역지가변화율, 주택가격상승율, 농경지면적변화율, 3년만기 회사채수의 율변화율, 소비자물가지수변화율(기울기변수) 등 1987 1/4분기~1995 4/4분기 자료
연구 내용	- 현황분석(지가현황, 토지이용규제의 현황, 토지관련 조세의 현황) - 기존연구의 고찰(최근 실증분석의 동향, 토지이용규제 및 토지과세에 관한 연구) - 모형(토지이용규제와 지가, 토지관련조세와 지가, 종합, 지가변화와 사회후생)
연구 결과	- 토지이용규제의 완화와 토지보유세의 강화의 지가안정효과에 대한 실증분석 수행 - 토지이용규제가 비도시용토지의 전용을 제약한다는 관점에서 토지이용규제의 강도를 나타내는 대리변수로서 농경지면적의 변화율을 이용함 - 토지관련조세의 경우는 취득세 및 등록세 등과 같은 거래세를 줄이는 대신 종합토지 세를 강화하는 경우 지가에 어떠한 영향을 미칠 것인가가 고려함 - 토지이용규제의 완화와 토지보유세의 강화를 동시에 고려하는 경우 농경지의 전용속 도를 10% 증가시키면 지가상승율이 0.65% 하락하며, 종합토지세 징수증가율을 거래 세 징수증가율보다 10% 증가시키면 지가상승율은 0.45% 하락하는 것으로 나타남 - 이러한 지가상승율의 감소정도는 200만호 주택건설이 1991~1992년의 지가상승율을 1.6% 감소시켰다는 실증분석의 결과와 비교하면 매우 높은 수준인 것으로 판단됨 - 지가가 하락하면 지가하락의 정도만큼 토지수요자의 소비자잉여가 증가함 - 서울시 지가의 경우 농경지의 전용속도를 10% 증가시키면 지가상승율이 0.68% 하락 - 지역별 토지이용규제의 완화가 지가에 미치는 영향이 주거지역, 상업지역 및 공업지 역의 순으로 크며 지목별로는 상업용 대지, 주거용 대지 및 공장용지의 순으로 큼 - 서울시의 경우 주거나 상업 지역의 토지가 공장지역의 토지보다 더 부족하며, 주거용 이나 상업용 대지가 공장용지보다 더 부족하다는 사실을 나타냄 - 분석결과에 기초하여 토지의 공급을 늘리기 위한 정책제안으로 다음과 같음 - 장기적으로 “국토이용관리법”을 전면 폐지하거나 농림지역과 자연환경보전지역 이외 의 지역지정을 폐지할 필요가 있음. - 장기적으로 “수도권정비계획법”은 수도권 인구억제등의 기능을 고려하더라도 단기적 으로 각 권역별 행위제한을 “국토이용관리법”의 규제완화에 맞추어 대폭 완화해야함 - “도시계획법”은 혼합용도의 확대지정이나 밀도제한의 완화 등으로 부족한 도시형 토 지이용의 효율성을 극대화해야 함 - 토지는 이용과 보존의 목적을 갖고 있는 만큼 농림지역과 자연환경보전지역은 유지하 되, 지역내 토지의 탄력적 이용은 제고해야 함(green belt의 불필요한 행위제한 완화)
비 고	- 종합토지세 강화방법으로 비례할은 지방세로 누진할은 국세로 하되, 징수액의 전 액을 각 지방정부별 비례할을 가중치로 하여 분배할 수 있음 - 등록세와 취득세를 줄이고 종합토지세를 보강하면 (등록세 및 취득세액 감소분) \leq (비례할-기존의 종합토지세액) + (누진할에 의한 배분금액)의 조건만 만족된다 면 지방정부의 세수입에는 문제 없음. 장기적 지가안정에도 기여하고 토지거래가 활성화됨 - 비례할의 실효세율체계가 얼마나 상향으로 평행이동할 것인가는 등록세 및 취득 세를 얼마나 감소시킬 것인가에 의존함

연구 제목	정희남·김창현. 「거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향분석」. 국토개발연구원. 1997.12.
연구 목적	- 우리나라 토지시장의 현황분석을 통하여 토지시장의 특성과 지가수준을 파악 - 토지시장 움직임에 어느 요소가 어떻게 영향을 끼쳤는지를 고찰 - 인과관계 분석을 통하여 거시경제변수가 토지시장에 미친 영향을 분석
연구 방법	- 지가변화와 거시경제변수간의 관계분석 - 토지시장의 현황과 지가수준을 정성적 및 기술적으로 분석 - 지가변화와 거시경제변수간의 인과관계에 대한 실증분석
분석 자료	지가변동률, M2 증가율, CPI·PPI 변동율, GNP디플레이터 변동율, 실질GNP 성장률, 건축허가면적 변동율, 기계수주액 변동율, 주가변동률 등 1975~1996 년간 자료
연구 내용	- 자본주의적 토지시장의 특성(도시화, 사유화, 상품화)에 따라 한국 토지시장 분석 - 한국의 토지가격 분석 - 지가와 거시경제변수간의 연계성에 대한 실증적 분석 - IMF체제 이후 경제구조조정이 토지시장에 미치는 영향을 전망 - 정책적 시사점 요약 및 연구의 한계를 지적
연구 결과	우리나라 토지가격이 특징 - 주기적으로 토지붐: 1단계:1962~69, 2단계:1970~78, 3단계:1979~89, 4단계:1990 이후 - 지가수준이 절대적으로 높다는 지적이 있지만, 1970년대 이후 투기가 성행했던 기간을 제외하고는 항상 경제성장률이 지가상승률보다 높았음. - 주택가격은 선진국이 상대적으로 높지만, 토지가격은 한국이 상대적으로 높음. - 20년간 지가 17.6배, 소비자물가 7배, 회사채 33.0배, 주식 8.5배, 정기예금 11.9배 상승 - 고물가 시대의 수익률은 회사채, 토지 순이고, 저물가 시대에는 회사채, 주식 순임 - 토지문제: 토지보유와 비토지보유 계층간 갈등, 대외경쟁력을 약화시킴 - 토지에 영향을 미친 거시경제변수는 고성장, 고물가, 고금리 등의 복합요인이 있음 거시경제와 토지시장과의 이론적·실증적 분석 - 총통화량과 지가변동간에는 인과관계가 존재하지 않았지만, 신뢰수준 90%에서 지가변동이 총통화 증가의 원인으로 나타남 - 지가상승과 소비자물가 상승간에는 상호 영향을 주고받는 것으로 나타났지만, 지가상승이 소비자물가 상승에 미치는 영향이 더욱 분명. - 지가상승은 생산자물가 상승의 원인이 되지만 그 역은 성립하지 않음 - 실질 국민소득의 증가는 지가를 상승시키며, 지가상승은 단기적으로 실질 GNP성장을 상승시키지만, 장기적으로는 실질 GNP성장을 하락 - 건축허가면적과 지가 변동율간에는 일반적인 인식과는 달리 상호간에 인과관계가 미약. 신뢰구간 90%에서 건축활동의 증가가 지가상승의 원인으로 나타남 - 기계수주액의 변화와 지가변동간에는 전반적으로 상호 인과관계가 없었지만, 신뢰수준 90%에서 지가변동이 기계수주액 변동의 원인이 된다는 결과를 도출 - 지가 변동율과 주가변동률간에는 뚜렷한 인과관계는 발견되지 않았지만, 신뢰구간 90%에서 주가변동이 지가변동의 원인이 될 수 있다는 관계를 포착 - 지가상승이 회사채 수익률 상승의 원인이 되지만, 그 역의 경우는 성립하지 않음 - 정기예금 이자율의 상승이 지가상승률의 원인이 되지 못하지만, 지가상승률의 증가는 2기의 시차를 두고서 정기예금 금리를 상승시키는 원인 - 사채이자율이 지가상승의 원인이 되지 못하지만, 지가상승이 사채이자율을 상승시킴
비 고	- 지가변동과 거시경제변수들간의 인과관계 분석결과(통계적 분석에는 본질적 한계) · 지가변동에 가장 확실한 영향력을 갖는 것은 실질 GNP성장률이며, 다음으로 소비자물가 변동, 건축활동, 기계설비투자, 대체자산의 수익률(주식) 등이다 · 지가상승으로 가장 큰 영향을 받는 변수는 물가수준(생산자물가수준) · 분석결과 지가변동이 거시경제변수의 변화와 밀접한 연계성을 갖고 있기 때문에 지가변동을 토지정책의 규제결과로 파악하기보다는 거시경제현상의 하나로 파악할 필요 · 미시적 토지정책만으로 지가안정을 달성하는데 한계가 있으므로 거시경제정책을 고려

연구 제목	강원철 · 김복순. 「지가변동요인 분석: IMF체제와 지가변동을 중심으로」. 감정평가 연구원. 1997.12.
연구 목적	토지가격과 거시경제변수간의 인과관계분석 및 동태적 반응분석을 통하여 토지가격의 변동요인을 살펴봄
연구 방법	<ul style="list-style-type: none"> - Granger Causality 에 의한 거시경제변수와 지가의 변동에 대한 인과관계 분석 - VAR모형을 이용한 충격반응분석과 분산분해분석 - 거시경제변수의 충격에 대하여 지가가 어떻게 얼마나 반응하는지를 분석 - 각 거시경제변수의 지가변동에 대한 기여도 분석
분석 자료	<ul style="list-style-type: none"> - 건설교통부의 분기별 지가지수: 1987년 1/4분기 ~ 1997년 3/4분기 - 용도지역별 : 주거지역, 상업지역, 전체 용도지역을 평균한 지가지수 - 행정구역별 : 전국평균, 대도시, 중소도시, 군지역의 평균 지가지수
연구 내용	<ul style="list-style-type: none"> - 지가분석과 관련된 기존 연구방법을 검토 - 시계열분석기법으로 토지가격의 변동속성을 시장가치 측면에서 파악 - 거시경제변수의 변동과 지가변동과의 인과관계 - 거시경제변수의 변동이 지가에 미치는 크기, 방향 등에 대한 분석
연구 결과	<ul style="list-style-type: none"> - 한국 경기변동의 직접적인 요인은 경제적, 정부·정책적, 사회·심리적 요인 - 경제적 요인은 경기변동에 따른 경제성장, 통화량, 물가, 금리 등 제반요인이 기업이나 가계의 자금흐름에 영향을 미침으로서 토지유효수의 증감에 직접적인 영향을 주는 독립변수 - 정부·정책적 요인은 지가변동에 따라 규제의 강약이 결정되는 지가변동에 따른 종속변수적 성격이 강한 제도적 요인과 토지유효수요의 창출과 개발이익의 발생을 통하여 지가를 직접적으로 상승하게 하는 독립변수적 성격의 투자적 요인으로 구분 - 사회·심리적 요인(지가오름세심리, 환물심리, 부동산투기심리 등)은 기업이나 가계의 자금을 부동산에 유입시켜 토지가수요를 발생시키는 요인으로, 정부의 투자난 규제 또는 물가나 부동산자금동향 등 경제적 요인에 따라 영향을 받는 종속변수적 특성 - 통화량과 지가변동과의 유의성있는 결과는 없었음 - 통화량 이외의 1인당 국내총생산, 이자율, 환율 등 제3의 변수를 동시에 고려할 경우 통화량은 지가변동에 대하여 정의 영향을 미침. 즉 통화량이 증가하면 지가상승한다는 기존의 이론 및 실증 분석과 일치 - 이자율에 대해서는 부(-)의 영향을 미치며, 1인당 국내총생산은 정(+)의 영향을 미침 - 이론적으로 환율변동과 지가변동의 관계는 분명하지 않지만, 실증적으로 환율상승은 지가를 하락시킴 - 통화량과 1인당 GDP는 지가에 정의 영향을, 이자율과 환율은 부의 영향을 미침 - 고이자율, 고회율, 저통화증가율, 저경제성장의 경제상황에서는 지가의 안정내지 하락국면이 지속될 것으로 보임. 즉 지가상승은 대단히 적음
비고	<ul style="list-style-type: none"> - 기존의 연구들은 경제가 상승하는 국면(지가상승)에서 분석되었지만, 여기에서는 공시지가제도의 정착등으로 지가가 안정내지 하락하는 국면에서 분석함. - 이용가능한 자료가 1987년 이후에 작성되었기 때문에 시계열 기간이 43기에 불과하여 짧은 시계열 기간이라는 한계점을 지님. 지가하락 또는 변동률이 낮은 기간이 짧음. - 실증분석에 이용된 VAR 모형 설정의 적정성에 대해서도 엄격하게 검증을 거쳐야 함

연구 제목	이규방·김재영·손경환·정희남·권은경. 「경제구조조정에 대응한 국토현안 과제: 구조조정기의 부동산 시장과 대책」. 국토개발연구원. 1998.
연구 목적	구조조정기의 부동산시장 분석 및 대책
연구 방법	문헌조사 구조적 VAR
연구 내용	<ul style="list-style-type: none"> - 주요 현안 연구(자산디플레이션에 대한 검토, 통화긴축 충격이 토지가격과 건설 투자에 미치는 영향) - 동향 및 전망(거시경제 및 금융·외환시장, 토지시장, 주택시장, 건설시장) - 구조조정기의 부동산 대책(구조조정의 현황과 부동산 대책, 토지부문, 주택부문) - 건설산업의 구조조정 방안(IMF시대의 건설산업 실상, 건설산업 구조변화의 전망, 건설산업 구조조정 방향, 구조조정 여건조성)
연구 결과	<ul style="list-style-type: none"> - 이론적 모형분석, 지가 및 주택가격의 수준, 부동산시장구조의 분석결과, 시장안정대책들이 적절하게 추진된다면 자산가격 하락이 심각한 자산디플레이션을 초래하지만 복잡불황까지 이어질 가능성이 높지 않음 - 자산가격 급락은 거품붕괴와 경제기초(fundamentals)의 극격한 악화에 기인 - 자산의 근본가치 변동은 경제성장률과 시중이자율에 의하여 결정된다고 보고, 자산가격의 변동율이 이론적인 근본가격의 변동율을 상회할 때 거품이 발생 - 자산가격은 일정한 방향으로 움직이는 속성 때문에 일시적 근본가격 하회 가능성 - 예측치 못한 금리인상으로 측정된 통화긴축은 고정투자 감소와 지가하락을 초래 - 예측치 못한 콜금리 인상은 지가하락을 초래하여, 지가변동으로 통화정책효과 확대 가능성 ⇒ 통화긴축정책시 지가하락을 완충하는 정책적 보완책이 필요함 - 토지거래는 활성화 조치(토지거래 허가 및 신고구역의 해제)에도 불구하고 IMF 이후 위축되었으며, 토지가격은 IMF 이후 지속적으로 하락하여 침체현상이 현저 - 가변적인 거시경제요인과 급격한 토지정책으로 지가의 합리적 단기예측은 곤란 - 구조조정과정에서 부동산정책 과제는 거래 원활화, 수요기반 확충, 적정가격수준 유지 - 부동산정책 수단은 제도 및 정책의 마련, 부실채권 정리기금의 확보, 규제완화, 부동산상품의 재포장 및 개발, 부동산금융의 개발과 주택수요자 금융의 확충, 수용자 금융을 통한 기업의 선별 및 구조조정 유도, 공공사업을 위한 토지비축과 부실채권정리와의 연계방안 모색, 공공임대주택사업을 위시한 infra 투자의 확대, 적극적인 외자유치 유인책 강구, 적절학 세제지원체계의 마련
비 고	<ul style="list-style-type: none"> - 구조조정기의 부동산 대책 : 기업부동산 및 부실채권담보부동산의 처분에 정책의 우선순위를 부여, 부동산 매입규모의 확대, 매입대상 부동산 및 매각대금 활용제한 폐지, 공공 부동산매입기관의 부동산 개발 및 관리 처분권 허용, 부동산유동화의 조기 추진, 부동산종합정보망 구축 및 증개기능 강화

연구 제목	박헌주·정희남·이환성·정우형. 「토지공개념 관련제도의 종합평가와 향후과제」. 국 토개발연구원, 1998.
연구 목적	- 1989년 토지공개념 관련제도의 도입 목적 : 토지시장의 안정, 토지소유권의 형평적 분배 및 개발이익의 환수기능 강화 등 - 토지공개념 관련제도를 유보 내지 폐지하는 배경에서, 토지공개념 관련제도를 종합 적으로 평가하고 향후과제를 마련하고자 연구를 수행
연구 방법	- 택지소유상한제, 토지조과이득세제, 개발부담금제에 초점을 두고 계량분석(VAR 모 형), 설문조사, 실태조사 등을 실시
분석 자료	- VAR 모형: 지가, 토지세, 실질국민총생산 등의 1975년~1996년 자료
연구 내용	- 토지공개념 관련제도의 변천과정과 실적(토지공개념 관련제도의 도입, 토지공개념 관 련제도의 주요 변천과정, 토지공개념 관련제도의 부과 및 징수 실적) - 토지공개념 관련제도의 평가(지가안정, 형평성, 효율성에 관한 평가) - 토지공개념 관련제도에 대한 전문가 의식조사(조사목적 및 방법, 토지공개념 관련제 도의 성과, 토지공개념 관련제도 완화의 효과와 대응방안, 토지공개념 관련제도의 보 완과제 및 향후 정책방향) - 결론 및 정책방향
연구 결과	- 토지공개념제도 도입으로 토지세의 변동은 거의 없어서 지가안정효과는 낮았을 것임 - 종합토지세와 주택분채산세의 지니계수 추정결과, 토지소유 불평등도는 다소 완화됨. 토지공개념제도와 주택 200만호 건설은 거의 동시에 이루어져 그 효과가 중복 - 설문조사에 의하면 토지공개념 3개 제도의 효과가 약간 있었던 것으로 밝혀졌음 - 택지소유상한제는 택지공급의 확대와 토지소유편중의 완화에 조금밖에 기여하지 않 았고, 그 제도의 문제점으로는 실효성과 사유권침해로 밝혀졌음. - 개발부담금제도는 토지투기 방지, 효율적인 토지이용 촉진, 지가상승, 토지개발 위축 등 각각 상반된 효과를 끼쳤고, 그 제도의 문제점은 개발부담금의 전가로 밝혀졌음. - 토지조과이득세제는 투기억제 효과에는 부정적이고 유희토지개발촉진 효과에는 긍 정적으로 기여했고, 그 제도의 문제점으로는 미실현이익에 대한 과세로 밝혀
비 고	○ 종합평가를 통해 밝혀진 향후과제는 - 단기적으로 토지세제를 재정비하고, 개발이익환수제도를 단순화시켜야 함 - 가용토지의 공급을 확대하고 투기를 억제하고 토지거래의 투명성을 확보해야 함 - 장기적으로 토지시장 조절기능을 제고, 토지세의 전환과 부동산가격 등기제도를 도입 해야 함. 부동산 종합전산망을 확대·구축하고 부동산시장의 투명성을 확보해야 함 - 시장이론과 계획이론의 조화, 개발과 보존의 조화를 위해 토지이용계획체계를 종합 적으로 정비하는 작업을 지속적으로 추진해야 함 ○ 차후의 보완할 과제로는 - 시간비용의 제약상 어렵겠지만 효율성 효과에 대한 대대적인 사례조사를 실시해야 함. 이를 통해 자료를 축적하고 향후 유사제도의 도입에 대한 장단점을 판단할 수 있음 - 지가안정과 정책수단의 효과분석을 위해 토지시장의 거시계량경제모형을 세워야 함 - 여러 계층별 패널형태의 자료를 수집하고, 주식, 토지, 채권, 예금 등에 대한 가구별 자료를 수집하여 정책수단의 형평성 분석을 수행할 수 있을 것임 - 토지시장에 대한 미시적인 자료를 수집하여 토지 공급 및 수요 함수를 도출해야 함 - 정책분석과 토지수급분석을 위해 종합적인 토지시장 평가체계를 구축해야 함.

연구 제목	박재룡·박용규·박원석·유용주·김종년·조달호·서승환, 「IMF 충격에 따른 자산 디플레이션 현상과 대책」, 삼성경제연구소, 1998.
연구 목적	- IMF 충격 이후의 경기침체 상황에서 자산가격 하락이 경제전반에 미친 영향을 분석 - 향후 경기침체 장기화 가능성을 검토하고 이에 대한 정책 대안을 수립
연구 방법	계량경제모형
연구 내용	- IMF 충격 이후 자산디플레이션 현상이 국내에 발생배경을 거시경제적 측면에서 살펴 보고, 주식, 토지, 주택 등 각 부문별로 자산가격의 하락 속도와 규모 등을 추정함. 또한, 각 부문에서 정부의 주요 정책 내용과 문제점을 분석 - 계량경제모형의 구축을 통해 IMF 이후 자산가격의 하락이 거시경제(경제성장, 소비, 투자 등)에 미친 영향정도를 분석함. 또한 향후 자산가격이 추가적으로 하락할 경우 거시경제에 미치는 영향을 분석하고 이러한 영향으로 인해 현재의 경기침체가 장기화 될 것인가에 대한 가능성을 규명 - 자산디플레이션 현상에 따른 경제운용의 패러다임 변화를 살펴보고, 계량적 검증결과를 근거로 정책적 기본 방향을 수립함 · 정책방안은 재정, 금융, 구조조정 등에 관련된 거시경제의 정책방안과 주식과 부동산에 관련된 자산별 정책방안을 동시에 모색 · 미국과 일본 등 선진국들 자산디플레이션의 사례분석을 통해 장기 경기침체로의 전개 여부를 발생배경, 영향, 당시 정부의 대응 등을 중심으로 살펴봄 - 자산디플레이션의 현상과 경기침체를 극복하기 위한 시사점을 도출
연구 결과	- IMF 이후 자산디플레이션은 외환위기에서 비롯된 금융시장 경색과 구조조정 때문에 실물경제가 어렵게 된 것에 기인함 · 주요 자산별 디플레이션 규모는 66~249조원으로서 GDP의 16~59% 수준에 달함 - IMF 이후 단기간내에 발생한 자산가격의 동반하락은 거시경제에 심각한 영향을 초래 · 자산가격 하락의 영향으로 GDP는 3.2%, 소비는 5.0%, 주택투자는 10.9% 감소하였으며, IMF 이후 총 하락에 기여한 정도는 각각 29.6%, 33.8%, 20.6%임 · 향후 자산가격 추가 하락으로 경기침체가 장기화될 가능성은 희박 · 자산가격의 추가 하락시 단기적으로 경제성장, 소비, 투자 등의 감소를 가져오지만 장기적으로는 회복되는 U자형 변화경로를 보임 · 현재까지의 자산가격 하락으로 거품이 거의 해소되었으므로 거품붕괴에 따라 자산디플레이션이 심화될 가능성은 적음. 그러나 기업 및 금융기관의 구조조정이 원활히 진행되지 못하면, 자산가격의 추가 하락으로 실물부문에 심각한 악영향을 미칠 수 있음
비 고	- 자산디플레이션에 의한 경제운용의 패러다임 변화가 예상되는 상황에서 이에 따른 거시경제 및 자산별 정책의 방향 전환이 필요 · 자산가격 하락에 의한 경기침체의 장기화 가능성은 적기 때문에 정책의 기본방향은 실물경제 회복과 자산시장의 효율화에 초점 · 거시경제정책은 단기적으로 경기부양, 신용경색 해소 등을 추진하고 장기적으로 경제체질 강화에 역점 재정정책 : 부가세의 한시적 인하와 재정지출의 확대로 경기부양 도모 금융정책 : 통화공급의 신축적 운용 등으로 신용경색을 조기에 해소하고 장기적으로 금융산업의 체질강화를 위한 금융개혁 이행 · 자산별 정책은 단기적으로 구조조정을 촉진, 장기적으로 자산시장을 효율화 추진 · 주식 부문 : 증시관련 규제 폐지, 시가배당제 등으로 주식시장 자율화 · 부동산 부문 : 단기적으로 부실채권 정리를 위한 공적자금 확대 및 유통화 증대, 장기적으로는 부동산 세제 정비 및 정보시스템 구축 등

연구 제목	서승환. "IMF 이후 부동산시장과 가격결정요인의 변화". 한국감정원. 「부동산 Researc h」. 1999년 · 겨울호
연구 목적	최근 부동산가격 변화율의 추이가 과거와 비해 어떻게 달라졌는지를 살펴봄
연구 방법	
분석 자료	
연구 내용	· 부동산가격의 행태변화(부동산가격의 동향, 부동산가격 변화율의 동행성) · 부동산 가격 결정요인의 변화
연구 결과	· 부동산가격 변화율과 실질GDP 성장률 사이의 동행성이 증가함(두드러진 변화) · 동행성 증가는 시장기본가치가 향후 부동산가격을 결정하는 주 요인이 될 것임. · 자산선택행위의 중요성은 여전히 남아있음. ⇒ 향후 부동산가격은 자산선택행위에 의한 예측이 내재된 시장기본가치에 의해 결정됨 · 부동산가격의 결정요인으로 시장기본가치의 중요성 증가로 부동산에 대한 인식이 변 화될 필요가 있음. 즉 부동산은 중요한 재화이지만, 특별한 재화는 더 이상 아님.
비 고	· 분석의 시사점은 부동산가격 변화율의 결정요인으로서 시장기본가치의 역할이 증대됨 · 동행성검정, 그랜저시즈 인과관계검정, 분산분해분석 및 충격반응분석의 결과 등은 이 러한 사실을 지지. 추가변화율은 여전히 부동산가격 변화율을 설명하는 주 요인임. · 향후 부동산가격이 장기적으로 시장기본가치에 의해 주로 결정되지만, 자산선택행위 의 영향을 받아 단기적인 변화가 일어날 수 있음 · 자산선택행위에 있어서는 미래에 대한 예측이 중요한 역할을 하므로 이러한 예측의 문제를 어떻게 취급할 것인가는 여전히 중요한 과제로 남아있음. · 부동산가격의 결정에서 시장기본가치의 역할 증가는 부동산이 더 이상 특별한 정책의 대상으로 취급될 필요성이 감소되었기 때문에 부동산 정책도 일반적인 경제정책과 같 은 맥락에서 새로이 정립될 필요가 있음 · 부동산은 특별한 재화이므로 특별대책이 필요하다는 생각에서 벗어나 일반적인 거시 경제정책의 특을 부동산에 적용하는 것이 바람직할 것으로 판단됨. · 부동산 정책의 장기적 방향은 부동산의 시장기능을 제고하는 것에 맞추어져야 함 · 시장기능 제고가 자유방임을 의미하는 것이 아니라 세세한 직접규제를 억제하고 조세 정책을 부동산시장에 적용하며, 이를 적용하기 위한 기반을 구축할 필요가 있음. · 주택 및 택지의 공급에 관한 각종 법률 등은 부동산을 특별한 재화로 취급하고 있음 · 부동산은 국민경제에서 중요하지만 특별하지는 않다는 시각에서 시장기능과 효율성 을 제고한다는 목적으로 재검토될 필요가 있음. · 종합적인 국토이용의 효율성 관점과 주거의 안정성 및 쾌적성 등을 고려해야 함. · 부동산 투기재연의 우려로 중전의 직접규제가 다시 부활하는 경우는 회피하여야 함 · 부동산 투기억제를 위한 가장 강력한 정책은 조세정책이 될 것임. · 거래세 위주에서 탈피하여 보유과세를 강화할 필요가 있음 · 금융소득종합과세가 실시되는 경우 장기적으로 부동산관련 소득도 포함시켜 "자산소 득 종합과세"를 모색할 필요가 있음. · 실효세율을 높이기 위한 과표현실화가 필요하며, 상속 및 증여세 등의 경우에 있어서 는 비과세 및 감면조항 등을 합리적으로 조정하는 것도 필요할 것으로 생각됨.

연구 제목	김갑성·서승환. 「부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석」. 삼성경제연구소. 1999.10
연구 목적	1998년의 부동산가격 하락이 부동산가격 변화형태와 거시경제변수들간의 관계에 어떠한 영향을 미쳤는가를 실증분석하여 향후의 정책방향 설정에 지침을 제시하는 것을 목적
연구 방법	계량경제
분석 자료	실질GDP성장률, 주가변화율, 금리변화율, 일반물가(GDP디플레이터) 상승률, 광공업임금변화율, 총유동성변화율, 건축허가면적변화율 등 1983~1998 분기 자료
연구 내용	<ul style="list-style-type: none"> - 부동산가격의 변화형태에 구조적 변화가 존재하는가 - 1998년의 가격폭락이 부동산가격 변화율의 순환주기에 어떠한 영향을 주는가 - 가격하락 이후 부동산 경기와 일반경기의 동·후행성 검증 - 인과관계를 검증하여 부동산가격의 결정요인을 파악 - 시장기본가치를 형성하는 요인들의 중요성이 증가하였는지의 여부를 검증 - 현재의 거품비율을 추정하고 토지정책의 거품제거 영향도를 추정 - 부동산가격 예측모형을 정립하고 시나리오별 단기 부동산가격 전망 - 구조변화에 따른 부동산정책의 변화방향을 제시
연구 결과	<ul style="list-style-type: none"> - 1998년 부동산가격 하락은 부동산가격 변화율의 패턴에 구조변화를 초래했을 가능성이 높음(주 요인은 1998년의 급격한 부동산가격의 하락) - 부동산가격 변화율과 일반경기 사이의 동행성이 증가함 - 지가변화율은 1997년까지 실질GDP성장률에 4분기 정도 후행, 1998년을 포함시키는 경우 실질GDP성장률과 동행하는 것으로 나타남. - 주택매매가격변화율은 1997년까지 실질GDP성장률에 2분기 정도 후행, 1998년을 포함시키는 경우 실질GDP성장률과 동행하는 것으로 나타남. - 부동산가격 변화율은 주가변화율에 7분기 정도 후행하는 것으로 나타남. - 실질GDP성장률이 지가변화율에 그랜저인과하는 등 종전의 연구결과와 다름 - 주가변화율과 함께 실질GDP성장률이 지가변화율을 그랜저 인과 함. - 건축허가면적 변화율과 부동산가격 변화율이 쌍방인과 함 - 1994년 구조변화 이후 실질GDP변화율이 주가변화율보다 부동산가격 변화율을 설명하는 부분이 상대적으로 더 커짐.(분산분해분석과 충격반응분석의 결과도 유사함) - 부동산가격 변화율을 설명하는 데 있어서 시장기본가치의 중요성이 증가 - 지가 및 주택매매가격에서 거품함의 유효성이 적고, 남은 거품의 비율도 각각 6%, 3% - 거품의 비율은 실제 부동산가격의 변화와 시장기본가치를 결정하는 경제변수의 변화 사이의 관계에 의해 결정. 따라서 거품함의 유효성 여부가 더 중요함. - 거품비율의 하락에 토지공개념을 포함하는 부동산 정책의 기여도가 얼마나 되는지를 토득회계 세입을 대리변수로 사용하여 계산함.
비 고	<ul style="list-style-type: none"> - IMF이후 부동산가격 변화율의 결정요인으로 시장기본가치의 역할이 증대 - 주가변화율은 여전히 부동산가격 변화율을 설명하는 주 요인 - 부동산정책을 특별한 정책대상으로 취급할 필요없이 경제정책과 같은 맥락에서 새로이 정립되어야 함. 일반적인 거시경제정책의 특을 부동산에 적용하는 것이 바람직 함. - 부동산정책의 장기적 방향은 부동산의 시장기능을 제고하는 것에 맞추어야 함 - 세세한 직접규제를 가능한 억제하고 조세정책을 부동산 시장에 적용(기반구축이 필요) - 주택 및 택지의 공급에 관한 각종 법률(주택건설촉진법, 택지개발촉진법 등)보다는 부동산 시장기능과 효율성의 제고한다는 목적으로 재검토해야 함(공급탄력성 증진) - 종합적인 국토이용의 효율성 관점과 주거의 안정성 및 쾌적성 등에 기초해야 함 - 부동산 투기억제를 위한 가장 강력한 정책은 조세정책 임 - 거래세 비중을 줄이고 보유과세 위주의 부동산 조세정책 수립 - 금융소득 종합과세에 부동산 관련 소득을 포함시킨 “자산소득 종합과세”를 모색 - 실효세를 높이기 위한 과표현실화 추진 - 상속 및 증여세 등의 비과세 및 감면조항 등의 합리적 조정 등이 필요함

연구 제목	한국개발연구원. 「부동산시장 전망 및 대응방안: 세계 등 정책변화의 효과분석을 중심으로」. 한국개발연구원. 2000. 3.
연구 목적	- 재정정책(부동산관련 세율)과 통화정책이 거시적으로 부동산 가격에 미치는 영향 분석 - 개발제한구역의 해제라는 정책결정이 지가에 미치는 영향 분석
연구 방법	단순 상관관계 분석, 회귀분석, 거시계량모형
분석 자료	1986 1/4분기~1999년 4/4분기까지의 분기별 자료
연구 내용	- 장기적·구조적인 부동산 가격 결정요인(문제의 제기, 신고전과 성정이론의 적용, 우리나라의 부동산가격 추이 및 선진국과의 비교, 우리나라의 국민소득 대비 지가총액 비율 하락수세 요인, 시물레이션: 토지관련 세율변화가 지가에 미치는 효과, 토지관련 세율의 변화추이와 국민소득 대비 지가총액 비율의 하락, 총량적 지가 및 토지관련 조세제도와 관련한 정책방향, 본 연구의 한계와 향후 연구과제) - 부동산가격의 단기적 변동 요인(문제의 제기, 단기적 변동요인에 대한 이론적 고찰, 단일방정식 추정결과, 부동산가격이 전망) - 개발제한구역 해제가 지가에 미치는 효과 추정(머리말, 문제제기를 통한 분석 틀 정립, 분석 데이터의 구성, 개발제한구역 내·외의 상대적 지가수준 추정, 개발제한구역 해제효과 시물레이션, 맺는말)
연구 결과	- 국민소득대비 지가총액 비율에 의하면, 우리나라의 지가는 1970년대 하반기 이후 지속적으로 하락했지만 선진국들에 비하여 크게 높은 수준에 머물러 있다고 할 수 있음 - 국민소득대비 지가총액의 추세적 하락은 지속적으로 상향조정되어온 토지관련 실효세율에 의하여 설명될 수 있는 정도인 것으로 추정되었음. 특히 “토지공개념”이 논의된 1990년대 초 이후의 토지관련 실효세율(자본이득 실효세율)의 증가는 1990년대의 지가안정에 크게 기여한 것으로 보임 - 부동산 가격은 구조적·장기적인 지가결정요인에 더하여 단기적 유동성 변수(금리 및 환율 등)에도 크게 영향을 받고 있음. - KDI의 분기별 거시경제모형에 부동산 가격방정식을 접목한 모형을 통하여 시물레이션한 결과, 2000년 부동산가격은 대체로 연간 5% 내의 상승할 것으로 전망되었으며, 전세가격 상승률은 이를 상회할 것으로 전망되었음 - 수도권 및 전주권 개발제한 구역의 지가는 이 구역과 유사한 조건을 보유하고 있는 지역의 지가를 전반적으로 50% 이상 하회하고 있는 것으로 추정됨. 따라서 이 구역에 대한 개발제한을 해제할 경우 지가상승은 상당한 정도 진행될 것으로 보이나, 토지공급의 확대에 따라 여타 지역의 지가가 하락하는 효과도 거둘 수 있음 - 지가 변동폭은 개발제한구역 해제, 보전지역 재지정의 정도에 따라 크게 좌우되며, 특정 지목에 따른 편차도 상당히 크게 나타나고 있어 일률적인 예측에는 한계가 있음
비 고	- 연구결과에 의해서 정책제안 - 지가수준이 여전히 낮지 않은 상황에서 단기적으로 부동산가격이 상당폭 상승할 전망이라는 점을 감안할 때, 금년 및 내년의 부동산가격 안정을 위해서 단기적인 유동성 조절에 결정적으로 영향을 미치는 통화정책이 보수적으로 운용되어야 함. - 구조적인 지가안정을 위하여는 자본이득에 대한 실효세율을 유지하고 보유세율을 점진적으로 상향조정하는 한편, 거래세율은 점차 하향조정해야 함. 특히 자본이득 및 보유세율은 개발제한구역의 해제가 발생하는 지가상승을 부분적으로 억제할 수 있으며, 개발제한구역 해제의 정책목표인 도시형 토지공급의 확대 달성할 수 있음 - 향후 부동산정책 방향을 개략적으로 제시하고는 있으나, 그 구체적인 방안에 대한 제안을 하기에는 분석에 너무나도 많은 한계를 갖고 있음

연구 제목	건설교통부, 「지가변동 예고지표 개발을 위한 연구」, 건설교통부, 2000.
연구 목적	- 지가예측모형의 구축 - 지가변동 예고지표로서의 지가선행지수의 개발
연구 방법	- 지가연구관련 자료수집 및 문헌조사 - 연구협의회를 통한 전문가의견 반영 - 지가결정요인파악을 위한 계량분석기법 적용
분석 자료	
연구 내용	- 공간적 범위 : 전국과 지역별 지가예측을 위해 거시경제모형 구축 · 전국지가에 대한 지가선행지수 개념 도입 - 지가결정요인에 관한 자료수집 및 분석 · 부동산 시장의 추이와 여건변화 전망, 토지시장에 대한 이론 검토 · 지가연구에 관한 해외사례 고찰(일본) - 지가결정요인에 관한 이론적·실증적 분석 · 지가와 경제변수 및 토지거래건수와의 상관관계 분석 · 토지시장과 주택·금융시장과의 관계분석, 모형구축에 대한 시사점 - 지가변동 예고지표 개발 및 활용방안 제시 · 지가예측을 위한 거시경제모형, 지가변동 예고지표 개발 · 연구결과의 활용 및 발전방향
연구 결과	- 계량분석에 의한 예측에는 한계점 · 과거자료를 이용하거나 미래상황에 대한 가정이 전제되어야 함. · 계량화할 수 없는 변수들을 모형에 포함시키기 어렵다. ⇒ 부동산 관련 전문가, 관련업 종사자 등을 대상으로 정기적인 설문조사 - 지가변동을 종합적으로 예측하기 위해서는 · 계량분석에 의한 지가변동을 예측 · 지가선행지수를 통한 지가변동의 방향 등을 전망 · 설문조사시스템의 구축 : 신뢰도가 높고 효율적인 설문조사가 이루어지기 위해서는 설문조사방법, 조사항목, 표본추출방법, 설문구성 등에 관한 전문적인 연구가 필요함.
비 고	- 급격한 지가변동은 사회·경제 전반에 심각한 영향을 미치기 때문에 지가안정은 중요한 정책과제이며 이상적인 지가변동이 예측될 때에는 적절한 대책을 강구해야 함. 따라서 지가예측모형과 지가변동 예고지표의 개발은 의미가 있음. - 미래를 정확히 예측할 수 있는 모형을 개발한다는 것은 어렵지만, 정교하고 예측력이 높은 모형을 개발하고자 하는 노력은 지속되어야 함. - 모형 자체의 결함이나 문제점을 보완해 나가는 것도 중요하지만, 모형설정의 기초가 되는 자료들의 신뢰성이 확보될 수 있도록 자료들을 지속적으로 일관성 있게 구축해 나가야 함. 특히 지가변동률에 관한 자료는 지가예측시스템 구축에 있어 핵심이 되는 자료이므로 현실을 정확히 반영해야 함. - 현재의 지가변동률 자료는 전국 시·군·구의 주요 포인트에 대하여 분기별로 감정평가사가 평가한 결과를 기초로 하여 작성·발표되고 있기 때문에 얼마나 정확하게 실제의 시장상황을 반영하고 있는지 알 수 없음. 앞으로 지가변동률 자료가 현실의 거래상황을 충실히 반영할 수 있도록 하는 제도적 장치를 마련함으로써 신뢰성이 보장되도록 하여야 함.

<부록 2> 토지시장의 단기전망에 관한 선행연구

연구 제목	채미옥, 「지가변동 예고지표 개발을 위한 기초연구(II)」, 국토개발연구원, 1991.
연구 목적	일반 거시경제변수의 동향과 지가동향간의 상관관계 파악 시계열예측기법별로 지가변동모형을 개발하여 지가예측력을 비교검토 예측력이 뛰어난 예측기법을 선택하여 試案的으로 지가동향을 예측
연구 범위 및 방법	거시경제변수와 지가변동간의 인과관계를 분석하여 지가동향예측모형 구축 지가예측을 전국, 대도시, 중소도시, 군지역 등으로 나누어 예측 시계열분석방법(변환함수모형)
분석 자료	1980년 1/4분기~1991년 2/4분기까지의 자료이며 지가변동률(전국·대도시·중소도시·군지역), 국민총생산 성장률, 경기종합지수 증감율, 통화량 증가율, 도매물가상승율, 소비자물가 상승률 등
연구 내용	○ 지가동향분석(지가분석, 지가동향과 거시경제요인 및 부동산정책) ○ 지가동향예측에 대한 이론고찰(ARIMA·변환함수·State Space모형) ○ 지가동향예측(전국·대도시·중소도시·군지역의 지가동향예측)
연구 한계	- 모형에 사용된 자료의 총관찰수가 46개에 불과하기 때문에 시계열분석을 하기에는 관찰수가 적어서 안정적인 모형정립에 어려움 - 지가변동률 자료자체의 문제점 - 모형의 적합성 검정이 충분치 않음
연구 활용	- 토지시장 특성에 대한 심층적인 분석하여 모형에 알맞은 변수선정 - 토지시장 특성을 반영할 수 있는 지속적인 예측기법의 세련화 작업 - 지가변동률 조사과정과 평가방법, 변동율 산정방법상의 개선
기타	* ARIMA 모형은 평활법이나 성분분해법의 개념을 기초로 하여 발전된 방법이기에 때문에 시차분석 및 시계열자료의 추세 및 계절성·주기성 등을 파악해내는 기초분석에 뛰어난 장점이 있다. 그러나 단일변수의 전기와 후기간의 자기상관성분석에만 의존하고, 사회·경제여건의 변화와 같은 역동적인 외생성요인의 변화와 그로인한 상관관계 드는 분석되지 않기 때문에 평면적 분석에 그치게 쉽다는 한계가 있다. 또한 이와같은 평면적인 분석을 통해 미래시점을 예측하기 때문에 모형의 예측력이 떨어지고 외부여건 변화에 대한 적응력이 결여되어 중기나 장기의 예측모형으로는 부적합하다. * 변환함수 모형은 2개 이상의 시계열 변수간의 상관관계를 분석하여 종속시계열이 독립시계열에 의하여 영향을 받는 시차와 영향을 받는 크기 등을 분석해 낼 수 있어, ARIMA모형보다는 입체적인 분석이 가능하고 모형의 예측력도 우수하다. 그러나 모형구조자체가 독립시계열과 종속시계열의 시차관계에 의해 구성되므로 단기 예측만이 가능하며 중·장기의 예측모형으로는 부적합하다. 종속변수에 대한 독립변수의 일방적인 상관관계만을 규명할 수 있을 뿐 종속변수와 독립변수의 상호 쌍방적인 상관관계를 파악할 수 없는 한계가 있다. * State Space 모형은 종속시계열의 쌍방적인 상관관계를 파악할 수 있어 단변수만을 대상으로 하는 ARIMA모형이나 변환함수모형보다 정확한 예측을 할 수 있다. 또한 모형구조자체가 변환함수와 같이 시계열변수 간의 시차관계에 구속을 받지 않기 때문에 중·장기의 예측도 가능하다. 변환함수는 종속시계열에 대한 예측치만 구할 수 있지만 State Space 모형은 종속시계열과 독립시계열의 구분없이 모형에 포함된 모든 시계열에 대한 예측이 가능하다. 그러나 외생변수가 내생화하여 상호영향을 주고 받는 관계를 규명하는 것이기 때문에 거시경제모형과 같은 포괄적인 모형화 작업에서는 그 장점을 살릴 수 있으나 지가예측과 같은 부분모형에서는 변수간 상호영향관계가 동등하게 성립하지 않기 때문에 모형이 왜곡될 우려가 있다.

연구 제목	이용만. 「한국의 지가결정에 관한 연구 : 지대와 지가 그리고 합리적 거품」. 연 세대학교 대학원 경제학과 박사학위논문. 1995.
연구 목적	한국에서 지가가 어떻게 결정되는가를 밝히는 것
연구 범위 및 방법	<ul style="list-style-type: none"> - 지가결정에 관한 이론적 모형 구축 - 이론적 모형에 기초하여 지가가 지대에 영향을 미치는지의 여부와 지가에 거 품이 존재하는가의 여부를 실증적으로 분석 - 실증분석결과에 기초하여 최종적으로 토지투기의 진정한 원인이 무엇인가를 추론
분석 자료	자료의 제약으로 농지가격을 분석대상
연구 내용	<ul style="list-style-type: none"> - 지가결정에 관하 이론적 검토 - 지대와 지가의 관계에 대한 실증분석 - 합리적 거품의 존재유무에 대한 실증분석
연구 한계	<p>본 논문은 자료의 제약 때문에 농지가격을 분석자료로 삼을 수 밖에 없었다. 본 논문에서 나온 실증결과들은 농지만이 가지고 있는 특수성 때문에 나타난 결과 일 수도 모른다.</p> <p>따라서 본 논문에서 제시된 결론들은 모든 토지에 적용할 수 없을 것이다. 이러 한 문제는 도시부문의 지가와 지대에 관한 자료가 확보될 때까지 그대로 남아 있을 것이다. 다만 토지투기가 문제시되고 있는 지역이 대부분 도시근교지역의 농지라는 점에서 정책적 함의는 나름대로 의의를 가지고 있다고 볼 수 있을 것 이다.</p>
기타	<ul style="list-style-type: none"> - 지가상승은 지대상승을 가져오지 않는 것으로 나타났으며, 특히 지가의 변화는 주로 미래기대지대의 변화나 할인율의 변화 등에 의해 일어났다. - 또한 지가에는 거품이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 특히 1987년 이후의 지가상승은 주로 전용가능성의 증대 때문에 일어난 현상으로 보인다. - 1980년대 후반 한국의 지가상승은 토지투기에 그 원인이 있었던 것이 아니라 시장기본가치의 변화에 그 원인이 있었던 것으로 보인다. - 따라서 토지투기를 억제시킴으로써 지가를 안정시키겠다는 정부정책은 그 효 과가 제한적일 수 밖에 없다. 오히려 토지관련조세를 통해 자본이득을 회수하 는 것이 보다 현실적인 차선의 정책일 것이다.

연구 제목	Robert H. Edelstein and Jean-Michel Paul. <i>Are Japanese Land Prices Based on Expectation ? : A Forecasting Model Approach</i> . University of California at Berkeley, Haas School of Business. 1997.
연구 목적	지가와 관련변수간의 인과관계 분석, 지가예측모형 구축
연구 및 방법	회귀분석방법
분석 자료	일본은행이 공식적으로 조사한 분기별('81~'95) 자료이며 실질지가지수, 기업경기 조사, 소비자신뢰지수, 동경의 소비자물가지수와 주가지수, 장기 10년의 국채금리와 단기 3개월(Gensaki) 금리 등
연구 내용	인과분석의 결과에 의하면, 일본기업의 현금보유수준과 은행의 기업대출의사 등이 지가변동의 원인으로 작용하는 것으로 나타났다. 주식시장의 변동은 부동산 시장에 영향을 미치는 반면, 반대의 경우는 통계적 유의성이 발견되지 않았다.
연구 활용	일본의 소비자신뢰지수와 유사한, 우리나라의 소비자대지수(또는 소비자평가지수)를 통계청에서 98년초부터 조사되었기 때문에 지가예측모형에 적용하기는 쉽지 않을 것 같다.
기타	<p>기업과 소비자의 경기예측치가 지가변동의 주된 요인으로 나타났으며, 예측모형의 설명력이 90% 수준으로 일본의 부동산 시장이 지난 15년간 불안정한 패턴을 보인점을 감안하면 지가예측모형으로서 매우 효과적인 모형의 사례로 볼 수 있다.</p> <ul style="list-style-type: none"> * 실질지가지수는 실질부동산지수에 소비자물가지수를 적요하여 조정한 지수이다 * 실질부동산지수(Real Estate Indices)는 도시지역에 대한 일본은행의 공시지가지수(총8개)인 도시지역의 전체평균 및 상업용지·주거용지·공장용지 등 용도지역별 지가지수 그리고 6대도시의 평균과 용도지역에 대한 지가지수로 구성된다. * Tankan 기업경기조사는 일본은행에서 분기별로 조사한 것으로 우리나라의 기업경기실사지수(BSI)와 유사하다. 조사항목은 기업의 경기전망과 생산, 판매, 기업설비투자 등 경영실적으로 크게 구분되며, 경기전망에 대한 조사는 대기업 또는 기업 전체를 대상으로 실시된다. * 소비자신뢰지수(Consumer Confidence Index)는 '82년 이후 일본은행에서 발표된 것으로 비교적 안정적인 변동추이를 보이고 있으며, 경제성상에 대한 일반가계(household)의 전망을 나타내는 지표이다.

연구 제목	김근용. “주택가격 예측을 위한 모형설정과 검정”. 「국토」. 1998.3.
연구 목적	주택 매매 및 전세 가격의 향후 변동을 가늠해 볼 수 있는 주택가격 예측모형을 제시함으로써, 일반인의 주택 점유형태 및 구입시기 선택과 정부의 적절한 주택 정책수단 사용시 선택을 위한 의사결정에 도움.
연구 범위 및 방법	주택 매매 및 전세 가격지수에 관한 과거의 월별자료를 기초로 ARIMA 모형과 State-space 모형을 통하여 단기적인 주택가격의 변동을 예측하기 위한 모형을 설정하고 검정 시계열분석
분석 자료	1988. 1월~1997. 9월까지의 월별 아파트 매매 및 전세 가격지수를 사용 - 1988. 1월~1996. 12월 : 모형식별에 사용 - 1997. 1월~1997. 9월 : 예측에 사용
연구 내용	ARIMA 모형 및 State-space 모형을 설정하고 검정
연구 한계	시계열모형들은 단기예측에는 적합하지만 장기전망이나 시장구조 변화에 대한 예측에는 한계가 있음. 또한 State-space 모형은 비교적 단순화 시킨 것으로 추세변동이나 사이클의 변화를 보다 정교하게 반영할 수 있는 추가 연구가 필요.
기타	<ul style="list-style-type: none"> - ARIMA 모형 모형추정기간의 평균예측오차(RMSE)는 매매 1.99, 전세 1.49 예측기간의 평균예측오차(RMSE)는 매매 0.5, 전세 1.32 - State-space 모형 모형추정기간의 평균예측오차(RMSE)는 매매 1.14, 전세 0.67 예측기간의 평균예측오차(RMSE)는 매매 0.83, 전세 0.46 - 분석결과 매매가격지수 변동은 ARIMA 모형의 적합도가, 전세가격지수의 변동은 State-space 모형의 적합도가 더 높게 나타남

연구 제목	이충열. “초단기 경제예측모형에 대한 연구”. 「산은조사월보」. 1999.10.
연구 목적	한국경제에서 초단기예측에 필요한 경제모형 제시
연구 범위 및 방법	한국경제 초단기모형의 설정을 위하여 <ul style="list-style-type: none"> - 총수요부문을 결합한 연립방정식 모형 - 국내총생산에 대한 단일변수 ARIMA 모형 - 경기종합지수를 활용한 ARIMA-reg 및 회귀방정식 모형 - 경기종합지수와 국내총생산간의 벡터자기회귀 모형 등을 사용하였다.
분석 자료	1980년대부터 1999년 2/4분기까지 분기별 자료
연구 내용	예측모형 분석 결과 다음과 같은 결론이 제시 <ul style="list-style-type: none"> - 전반적으로 본 연구에서 고려한 초단기모형의 설명력은 매우 높은 것으로 제시되었다. 1990년 1분기~4분기중 현분기 GDP에 대한 예측에서 평균절대퍼센트오차가 2%내로 추정되었기 때문이다. - GDP예측에서 여러 분석 모형중 경기선행지수를 활용한 ARIMA-reg 모형과 벡터자기회귀모형이 타모형에 비하여 예측력이 높은 것으로 나타났다. 이들 모형은 1990년 1분기~4분기중 현분기에 대한 예측에서 평균절대퍼센트오차가 1%내외로 추정되었다. - 본 연구에서 설명변수는 대부분 월별로 발표되는 변수이므로 분기지표 전망에 이를 활용할 경우 예측력을 개선할 수 있는 장점이 있다.
연구 한계	본 연구에서 설정한 초단기적 경제예측 모형 방정식은 여러 가지 유사지표간의 관계나 지표의 시계열적 특성에 기초한 것이므로 예측기간을 확대할 경우 예측력이 크게 떨어질 수 있는 문제점이 있다. 따라서 예측기간이 본 연구에서 제시하는 바와 같이 현분기나 1~2분기를 초과할 경우에는 경제이론에 기초한 단기모형을 사용하는 것이 보다 현명할 것으로 추론된다.
연구 활용	경제예측에 있어서 여러 가지 모형이 제공하는 예측치를 보고 판단하는 것은 예측담당자이다. 따라서 이러한 예측모형 뿐만 아니라 예측담당자의 판단 역시 경제변수 예측에 중요하다는 점을 인식하여야 한다. 유사한 설명력을 갖는 모형이 여러 개가 있을 경우 이 모형의 판단은 결국 예측담당자의 역할이기 때문이다.

연구 제목	김갑성·서승환, 「부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석」, 삼성경제연구소, 1999.
연구 목적	1998년의 부동산 가격하락이 부동산 가격의 변화행태와 다른 거시경제 변수들간의 관계에 어떠한 영향을 미쳤는가에 대한 실증분석을 토대로 향후 부동산 관련 정책의 방향을 설정
연구 범위 및 방법	1998년의 부동산 가격하락이 부동산 가격의 변화행태와 그 결정요인에 구조적인 변화를 주었는지를 분석하기 위해서 다양한 계량방법을 사용
분석 자료	부동산가격(지가, 주택매매가격 등) 변화율과 거시경제변수(통화량, 일반물가, 금리, 건축허가면적, 민간건설활동, 주가, GDP, 건설업임금) 등의 1983년 1/4분기~1998년 4/4분기까지의 시계열자료
연구 내용	<ul style="list-style-type: none"> - 부동산가격의 변화행태에 구조변화가 존재하는지를 보기 위해 페티트검정 - 1998년 부동산가격 폭락이 부동산가격 변화율의 순환주기 어떠한 영향을 주었는지 여부를 검정 - 부동산가격 변화율과 실질 GDP성장율의 상관계수를 이용하여 부동산가격 변화율과 일반경기의 동행성 및 후행성 검정 - 부동산가격의 행태변화를 파악하기 위해 부동산가격 변화율과 거시경제변수들과의 인과관계 검정 - 부동산가격 변화율의 움직임에 변화가 있는지를 VAR모형으로 검정 - 1998년 부동산가격 폭락이후 부동산 가격의 거품비율이 감소했는지를 검정
연구 활용	부동산 가격의 결정에서 시장기본가치의 역할이 증가하였다는 것은 부동산이 더 이상 특별한 정책의 대상으로 취급될 필요성이 감소되었다는 사실을 의미
기타	<ul style="list-style-type: none"> - 구조변화의 검정결과 1998년의 부동산가격의 하락은 부동산가격 변화율의 패턴에 있어서 구조변화를 초래했을 가능성이 높다. - 동행성 검정결과 부동산가격 변화율과 일반경기 사이의 동행성이 증가. - 주가변화율과 실질 GDP성장률이 지가변화율을 그랜저-인과. 한편 1992년까지의 자료에서는 건축허가면적 변화율이 부동산가격 변화율을 그랜저-인과한다는 결과가 얻어졌지만, 1998년까지의 자료에서는 쌍방인과. - 분산분해분석의 결과 1994년의 구조변화 이후 실질 GDP변화율이 부동산가격 변화율을 설명하는 부분이 주가변화율이 설명하는 부분보다 상대적으로 더 커졌다. 충격반응분석의 결과도 이와 유사하게 얻어졌다. - 1980년 1/4분기에 부동산 가격에 포함된 거품의 비율이 0이라는 가정하에서 1998년 4/4분기의 지가 및 주택매매가격에 포함된 거품의 비율은 각기 6% 및 3%인 것으로 나타났다. 실제로 1998년 3/4분기 이후 부동산 가격에 포함된 거품의 비율은 다소 증가하는 경향을 보이고 있다. - 시사점은 부동산가격 변화율의 결정요인으로서 시장기본가치의 역할이 증대되었지만, 주가변화율은 여전히 부동산가격 변화율을 설명하는 주요인.

연구 제목	김양우·이궁희·장동구. “단기경제예측시스템”. 「한국경제의 계량경제모형」. 한국은행. 2000. 1.
연구 목적	巨視計量經濟模型-BOK97 모형은 규모가 크고 외생변수의 수도 많아 短期經濟豫測에 이용하기에는 실무적으로 부적합하기 때문에, 예측의 時宜性 및 機動性을 확보하기 위해서는 BOK97보다 방정식·외생변수 수가 적고 손쉽게 표본기간을 연장하여 예측에 이용할 수 있는 단기경제예측시스템 구축
연구 범위 및 방법	전망시계별로 超短期, 短期 模型으로 그리고 모형의 성격별로 構造模型과 時系列模型 등 총 6개의 예측모형을 개발하고, 예측질차를 연계시켜 이용하는 체계를 구축함으로써 보다 정도 높은 예측을 할 수 있는 방법을 제시
분석 자료	모형별 안정성을 분석: 1995년 1/4~1996년 4/4분기의 동태적 모의실험 각 모형의 예측력 비교·검토는 우선 1994.IV~95.IV분기의 5개시점에서 과거의 자료만을 이용하여 모형을 추정한 후 일차적으로 이후의 1~4분기를 예측. 다음으로 1분기의 자료를 추가해 가면서 모형을 재추정한 후 다시 4분기를 예측. 마지막으로 각 시점별로 4분기의 예측치와 실적치의 차이를 바탕으로 1~4분기 후의 예측력을 RMSE%로 계산.
연구 내용	단기예측시스템은 <ul style="list-style-type: none"> - 단기 및 초단기 모형을 종합적으로 이용하기 때문에 당분기GDP는 물론 향후 1년 정도 GDP의 전반적인 예측력을 향상시켰다. - 구조모형의 경우 기존의 BOK97에 비해 모형의 규모를 대폭 줄였으며, 특히 증가율모형의 경우 계절조정방법과 추정방법을 단순화하여 모형의 유지관리의 신속성 및 편리성을 도모하였다. - 계절조정 및 방정식 추정시 秋夕의 효과를 더미변수로 모형에 추가하여 유의한 경우 이를 도입하였다. - 외생변수예측의 경우 외부예측치를 그대로 이용하지 않더라도 구조모형 내의 변수들과 자기시차를 고려하여 내생적으로 산출하는 별도의 모형을 구축하여 편리성을 도모하였다.
연구 한계 및 보완	<ul style="list-style-type: none"> - 초단기모형은 실무위주의 월별지표에 바탕을 둔 GDP예측에 초점이 맞춰지고 있는데 앞으로 단기금융시장의 자금사정을 반영하는 금융지표 등 다양한 설명변수 도입을 추가 검토하는 것이 필요하다. 현재의 단순한 초단기공급모형을 각 산업별 생산에 대한 부문별 예측이 가능하도록 확충하는 것과 國際收支 등 여타 관심부문을 포괄할 수 있도록 초단기예측모형을 확장하는 것도 고려해야 한다. - 중장기적 관점에서 巨視經濟政策의 수립과 운용의 효율성을 제고하고 단기전망을 중장기전망과 연계하여 수행하기 위해서는 이번엔 개발된 단기경제예측 모형외에도 새로운 年間模型의 개발이 필요하다. - 구조모형의 예측력을 높이기 위해서 예측의 전제가 되는 외생변수 자체에 대한 신뢰성 있는 예측치를 확보하는 노력이 필요하다. - 景氣轉換點 근방에서 경제상황에 대한 예측오차가 특히 큰 것을 감안하여 경기전환점 예측에 관한 연구가 요구된다. 또한 경기정점과 저점에서 각 모형들의 예측력이 변하므로 이를 파악하여 단기경제예측시스템의 운용에 활용할 필요가 있다.

연구 제목	건설교통부, 「지가변동 예고지표 개발을 위한 연구」. 건설교통부. 2000.
연구 목적	지가예측모형의 구축과 지가변동 예고지표로서의 지가선행지수의 개발
연구 범위 및 방법	전국, 지역별, 용도지역별 연간 지가변동예측을 위해 거시경제모형 구축 미래 지가변동방향, 경기전환점을 예측할 수 있도록 지가선행지수 개발 거시경제모형
분석 자료	'87~'98년 분기별 자료
연구 내용	<ul style="list-style-type: none"> ○ 지가결정요인에 관한 자료수집 및 분석 <ul style="list-style-type: none"> - 부동산 시장의 추이와 여건변화 전망, 토지시장에 대한 이론 검토 - 지가연구에 관한 해외사례 고찰(일본) ○ 지가결정요인에 관한 이론적·실증적 분석 <ul style="list-style-type: none"> - 지가와 경제변수 및 토지거래건수와의 상관관계 분석 - 토지시장과 주택·금융시장과의 관계분석, 모형구축에 대한 시사점 ○ 지가변동 예고지표 개발 및 활용방안 제시 <ul style="list-style-type: none"> - 지가예측을 위한 거시경제모형, 지가변동 예고지표 개발 - 연구결과의 활용 및 발전방향
연구 한계	<p>지가예측모형이나 지가선행지수를 통한 미래예측은 과거자료의 이용, 미래상황의 가정, 비계량화 변수 등으로 예측에는 한계점이 있다. 지가변동을 종합적으로 예측하기 위해서는 계량분석에 의한 지가변동률의 예측이나 지가선행지수를 통한 지가변동의 방향 등을 전망하는 것과 함께 이를 상호보완할 수 있는 설문조사시스템의 구축이 필요하다.</p> <p>자료들의 신뢰성 문제: 현재 지가변동률 자료는 전국 시·군·구의 주요 포인트에 대해 분기별로 감정평가사가 평가한 결과를 기초로 작성·발표되고 있다. 자료들이 얼마나 정확하게 실제 시장상황을 반영하고 있는지 알 수 없으나, 앞으로 동자료가 현실의 거래상황을 충실히 반영하도록 제도적 장치를 마련함으로써 신뢰성이 보장되도록 해야한다.</p>
연구 활용	거시경제모형이 42개 방정식과 6개 정의식으로 구성 향후 연구에서 비용과 효과측면에서 좀더 축약된 연립방정식 모형 설정
기타	<p>거시경제모형은 예측기간의 외생변수로 미래의 지가변동률을 예측하려는데 비해, 지가선행지수는 지가에 선행하는 지표들을 이용하여 미래의 지가변동의 방향, 경기의 전환점을 알아보고자 하는데 차이가 있다.</p> <p>지가예측모형은 총수요, 물가·임금·금융, 부동산 등 3부문으로 구성.</p> <ul style="list-style-type: none"> - 총수요 부문은 소비함수, 설비투자함수, 주택투자함수, 비주거용건물 투자함수, 기타구축물 투자함수, 상품 수출함수, 상품 수입함수, 서비스 수출함수 및 서비스 수입함수 등의 9개의 회귀방정식으로 추정함 - 물가·임금·금융 부문은 GDP 디플레이터, 상품 수출단가, 서비스 수출단가, 광공업임금, 건설업임금, 총유동성 및 금리 등이 내생화되어 추정되었다. 여기에서 내생화되는 변수들은 총수요 및 부동산 부문에서 설명변수로 도입되는 주요변수에 한정되었다. - 부동산 부문에서는 지가, 주택매매가격, 주택전세가격 등과 같은 부동산 가격들이 내생화되어 추정되었다.

<부록 3> 토지공급 및 부동산정책과 토지정책 변화 추이

<부록 3-1> 국토이용구조의 변화 추이

(단위 : km², %)

	총면적 ¹⁾		농경지		임야		도시용토지		공공용지		기타	
	면적	비중	면적	비중	면적	비중	면적	비중	면적	비중	면적	비중
1975	98,807	100	22,139	22.41	65,350	66.14	1,756	1.78	1,333	1.35	8,229	8.33
1976	98,799	100	22,143	22.41	65,660	66.46	1,762	1.78	1,726	1.75	7,508	7.60
1977	98,859	100	22,174	22.43	65,942	66.70	1,767	1.79	1,508	1.53	7,468	7.55
1978	98,955	100	22,113	22.35	66,109	66.81	1,771	1.79	1,535	1.55	7,427	7.51
1979	98,966	100	22,078	22.31	66,077	66.77	1,795	1.81	1,581	1.60	7,435	7.51
1980	98,992	100	22,099	22.32	66,129	66.80	1,823	1.84	1,623	1.64	7,318	7.39
1981	99,016	100	22,053	22.27	66,078	66.73	1,854	1.87	1,666	1.68	7,365	7.44
1982	99,022	100	22,017	22.23	65,984	66.64	1,899	1.92	1,729	1.75	7,393	7.47
1983	99,091	100	21,974	22.18	65,956	66.56	1,923	1.94	1,781	1.80	7,457	7.53
1984	99,117	100	21,920	22.12	65,910	66.50	1,943	1.96	1,813	1.83	7,531	7.60
1985	99,143	100	21,850	22.04	65,875	66.44	1,964	1.98	1,860	1.88	7,594	7.66
1986	99,173	100	21,749	21.93	65,712	66.26	2,000	2.02	1,920	1.94	7,792	7.86
1987	99,221	100	21,690	21.86	65,651	66.17	2,042	2.06	1,966	1.98	7,872	7.93
1988	99,237	100	21,621	21.79	65,721	66.23	2,081	2.10	2,013	2.03	7,801	7.86
1989	99,263	100	21,558	21.72	65,655	66.14	2,128	2.14	2,066	2.08	7,856	7.91
1990	99,274	100	21,484	21.64	65,571	66.05	2,183	2.20	2,112	2.13	7,924	7.98
1991	99,300	100	21,413	21.56	65,702	66.17	2,224	2.24	2,156	2.17	7,805	7.86
1992	99,314	100	21,324	21.47	65,689	66.14	2,290	2.31	2,199	2.21	7,812	7.87
1993	99,392	100	21,248	21.38	65,711	66.11	2,361	2.38	2,253	2.27	7,819	7.87
1994	99,394	100	21,115	21.24	65,665	66.07	2,422	2.44	2,280	2.29	7,912	7.96
1995	99,263	100	21,039	21.20	65,506	65.99	2,510	2.53	2,340	2.36	7,868	7.93
1996	99,313	100	20,940	21.08	65,396	65.85	2,591	2.61	2,398	2.41	7,988	8.04
1997	99,373	100	21,852	21.99	65,325	65.74	2,662	2.68	2,455	2.47	7,079	7.12
1998	99,408	100	21,748	21.88	65,274	65.66	2,733	2.75	2,525	2.54	7,128	7.17
1999	99,434	100	21,676	21.80	65,205	65.58	2,792	2.81	2,580	2.59	7,181	7.22

주 : 1) 1995년 이후는 미북구지역이 제외되었음.

2) 농경지는 전·답·과수원·목장용지, 도시용지는 대지·공장용지·공공용지, 공공용지는 학교용지·도로·철도용지임.

자료 : 행정자치부, 각 연도 「지적통계」.

<부록 3-2> 연도별 용도별 토지면적 증감률

(단위 : %)

	총면적		농경지		임 야		도시용토지		공공용지		기 타	
	변동율	지수	변동율	지수	변동율	지수	변동율	지수	변동율	지수	변동율	지수
1975		100.00		100.00		100.00		100.00		100.00		100.00
1976	-0.01	99.99	0.02	100.02	0.47	100.47	0.34	100.34	29.48	129.48	-8.76	91.24
1977	0.06	100.05	0.14	100.16	0.43	100.91	0.28	100.63	-12.63	113.13	-0.53	90.75
1978	0.10	100.15	-0.28	99.88	0.25	101.16	0.23	100.85	1.79	115.15	-0.55	90.25
1979	0.01	100.16	-0.16	99.72	-0.05	101.11	1.36	102.22	3.00	118.60	0.11	90.35
1980	0.03	100.19	0.10	99.82	0.08	101.19	1.56	103.82	2.66	121.76	-1.57	88.93
1981	0.02	100.21	-0.21	99.61	-0.08	101.11	1.70	105.58	2.65	124.98	0.64	89.50
1982	0.01	100.22	-0.16	99.45	-0.14	100.97	2.43	108.14	3.78	129.71	0.38	89.84
1983	0.07	100.29	-0.20	99.25	-0.04	100.93	1.26	109.51	3.01	133.61	0.87	90.62
1984	0.03	100.31	-0.25	99.01	-0.07	100.86	1.04	110.65	1.80	136.01	0.99	91.52
1985	0.03	100.34	-0.32	98.69	-0.05	100.80	1.08	111.85	2.59	139.53	0.84	92.28
1986	0.03	100.37	-0.46	98.24	-0.25	100.55	1.83	113.90	3.23	144.04	2.61	94.69
1987	0.05	100.42	-0.27	97.97	-0.09	100.46	2.10	116.29	2.40	147.49	1.03	95.66
1988	0.02	100.44	-0.32	97.66	0.11	100.57	1.91	118.51	2.39	151.01	-0.90	94.80
1989	0.03	100.46	-0.29	97.38	-0.10	100.47	2.26	121.18	2.63	154.99	0.71	95.47
1990	0.01	100.47	-0.34	97.04	-0.13	100.34	2.58	124.32	2.23	158.44	0.87	96.29
1991	0.03	100.50	-0.33	96.72	0.20	100.54	1.88	126.65	2.08	161.74	-1.50	94.85
1992	0.01	100.51	-0.42	96.32	-0.02	100.52	2.97	130.41	1.99	164.97	0.09	94.93
1993	0.08	100.59	-0.36	95.98	0.03	100.55	3.10	134.45	2.46	169.02	0.09	95.02
1994	0.00	100.59	-0.63	95.37	-0.07	100.48	2.58	137.93	1.20	171.04	1.19	96.15
1995	-0.13	100.46	-0.36	95.03	-0.24	100.24	3.63	142.94	2.63	175.54	-0.56	95.61
1996	0.05	100.51	-0.47	94.58	-0.17	100.07	3.23	147.55	2.48	179.89	1.53	97.07
1997	0.06	100.57	4.36	98.70	-0.11	99.96	2.74	151.59	2.38	184.17	-11.38	86.03
1998	0.04	100.61	-0.48	98.23	-0.08	99.88	2.67	155.64	2.85	189.42	0.69	86.62
1999	0.03	100.63	-0.33	97.91	-0.11	99.78	2.16	159.00	2.18	193.55	0.74	87.26

자료 : 행정자치부, 각 연도 「지적통계」, 서울 : 행정자치부.

<부록 3-3> 인구 및 도시화율 추세

(단위 : 천명, %)

	전국인구	도시인구(시·읍)	농촌인구	도시화율
1960	24,989	9,784	15,205	39.2
1970	31,435	15,750	15,685	50.1
1980	37,449	25,738	11,711	68.7
1984	40,430	29,599	10,831	73.2
1985	40,467	30,086	10,381	74.3
1986	41,161	30,936	10,225	75.2
1987	42,125	32,048	10,077	76.3
1988	42,053	32,963	9,090	78.4
1989	42,641	34,560	8,801	81.0
1990	43,390	35,558	7,832	81.9
1991	43,800	36,330	7,470	82.9
1992	44,568	37,319	7,249	83.7
1993	45,077	37,969	7,108	84.2
1994	45,512	38,562	6,950	84.4
1995	45,982	39,334	6,648	85.5
1996	46,430	42,044	4,386	90.6
1997	46,885	40,686	6,199	86.8
1998	47,174	40,846	6,328	86.6
1960-1980(%)	49.9	163.1	-23.0	-
1980-1998(%)	26.0	58.7	-46.0	-

참고 : 도시인구는 시 및 읍에 거주하는 인구를 기준으로 함.

자료 : 행정자치부, 각 연도 「한국도시연감」.

<부록 3-4> 연도별 주택건설, 주택재고, 주택보급률 추이

(단위 : 가구, 천호, %, km², %)

연도	주택건설	주택재고	주택보급률
1975	179,951	4,816	75.6
1976	169,970	4,945	76.9
1977	203,545	5,100	77.3
1978	300,070	5,242	76.8
1979	251,048	5,416	76.5
1980	211,537	5,450	71.2
1981	149,837	5,460	70.5
1982	191,420	5,640	70.2
1983	225,990	5,852	70.2
1984	222,047	6,061	70.1
1985	227,362	6,317	69.8
1986	288,252	6,303	69.7
1987	244,301	6,450	69.2
1988	316,570	6,670	69.4
1989	462,159	7,032	70.9
1990	750,378	7,357	72.4
1991	613,083	7,742	74.8
1992	575,492	8,175	77.5
1993	695,319	8,598	80.1
1994	622,854	9,133	83.5
1995	619,057	9,570	86.0
1996	592,132	10,113	89.2
1997	596,435	10,627	92.0
1998	306,031	10,867	92.4
1999	404,715	11,181	93.3

자료 : 주택은행. 각 연도 「주택금융」. 서울 : 주택은행. ; 행정자치부. 각 연도 「한국도시연감」.

<부록 3-5> 토지가격과 주요 경제지표의 변동률

(단위 : %)

변 동 률	토지 가 격	총 통 화 (M2)	총 유 동 성 (M3)	소 비 자 물 가	생 산 자 물 가	경 제 성 장 률	물 가 상 승 률	주 가 지 수	회 사 채	정 기 예 금	건 축 허 가	기 계 수 주	건 설 투 자	총 고 정 자 본
1975	26.99	28.2	28.35	24.66	26.48	6.53	26.53	-	20.1	15.00	9.10	-	6.49	7.70
1976	26.60	33.5	35.62	15.38	12.12	11.20	23.39	22.7	20.4	16.20	-2.36	-	14.52	21.00
1977	33.55	39.7	41.97	10.00	9.02	10.01	16.34	15.8	20.1	14.40	24.23	-	24.75	28.63
1978	48.98	35.0	35.86	14.72	11.71	9.01	24.16	26.7	21.1	18.60	37.94	-	26.07	34.36
1979	16.63	24.6	31.03	18.49	18.70	7.06	19.46	-16.1	26.7	18.60	-10.75	-	4.84	9.70
1980	11.68	26.9	34.25	28.66	39.00	-2.09	24.62	-9.8	30.1	19.50	-6.46	-6.1	-4.34	-10.71
1981	7.51	25.0	30.73	21.29	20.39	6.47	17.63	16.1	24.4	16.20	-18.97	31.2	-6.14	-3.70
1982	5.40	27.0	33.11	7.14	4.67	7.25	7.24	-3.4	17.3	8.00	42.94	7.4	17.30	11.11
1983	18.50	15.2	21.68	3.43	0.17	10.70	5.78	-0.2	14.2	8.00	33.21	20.2	22.25	17.34
1984	13.20	7.7	20.23	2.21	0.74	8.25	5.69	8.4	14.1	10.00	-0.33	12.9	6.61	10.02
1985	7.00	15.6	21.27	2.34	0.87	6.47	4.53	5.3	14.2	10.00	-3.40	13.6	4.19	4.33
1986	7.30	18.4	29.11	2.82	-1.46	10.97	5.15	64.0	12.8	10.00	13.94	24.6	3.40	10.71
1987	14.67	19.1	30.79	3.08	0.46	10.99	5.69	83.3	12.7	10.00	10.19	43.7	15.51	16.99
1988	27.47	21.5	28.54	7.14	2.73	10.46	7.61	66.0	14.3	10.00	26.71	48.7	14.25	13.61
1989	31.97	19.8	27.89	5.74	1.46	6.08	5.69	32.5	15.2	10.00	45.76	22.9	16.75	15.79
1990	20.58	17.2	28.71	8.50	4.17	8.98	10.77	-18.7	16.5	10.00	31.38	59.1	30.98	25.88
1991	12.78	21.9	23.58	9.32	4.79	9.23	10.75	-12.0	18.9	10.00	-9.65	4.1	12.47	13.30
1992	-1.27	14.9	21.83	6.30	2.12	5.44	7.71	-10.6	16.2	10.00	-10.02	-7.2	-0.93	-0.70
1993	-7.38	16.6	18.99	4.77	1.53	5.49	7.04	24.0	12.6	8.50	24.45	13.8	9.71	6.28
1994	-0.57	18.7	24.72	6.22	2.69	8.25	7.61	32.6	12.9	10.00	-1.33	27.3	3.74	10.66
1995	0.55	15.6	19.06	4.49	4.71	8.92	7.18	-3.2	13.8	10.00	0.95	13.3	7.96	11.87
1996	0.95	15.8	16.69	4.90	3.20	6.75	3.90	-10.9	11.9	9.80	-2.99	14.7	6.14	7.33
1997	0.31	14.1	13.87	4.48	3.88	5.01	3.18	-21.5	13.4	12.59	-0.39	5.0	2.34	-2.21
1998	-13.60	27.0	12.47	7.48	12.22	-6.69	5.04	-38.0	15.1	9.06	-55.05	-31.7	-10.07	-21.15
1999	2.94	27.4	8.02	0.85	-2.08	10.66	-1.60	98.7	8.9	7.98	42.32	22.9	-10.35	4.11

자료 : 한국은행 홈페이지 : www.bok.or.kr, 통계청 홈페이지 : www.nso.go.kr 참조 함.

<부록 4> 지역별 자가변동률 1987 1/4~2000 1/4 (단위 : %)

자가변동률	전국	대도시	시지역	군지역	서울
1987 1/4	1.13	0.93	1.55	0.98	0.64
1987 2/4	2.35	2.32	2.38	1.67	1.23
1987 3/4	5.91	6.13	5.49	3.62	2.27
1987 4/4	4.59	3.93	5.56	5.29	2.01
1988 1/4	6.93	7.00	6.31	6.49	7.75
1988 2/4	7.44	8.24	6.00	6.09	8.02
1988 3/4	5.89	6.44	4.66	4.90	5.51
1988 4/4	4.77	5.03	3.89	5.14	4.28
1989 1/4	14.83	16.97	14.70	5.97	20.71
1989 2/4	5.69	4.83	8.06	5.70	3.15
1989 3/4	4.44	3.86	5.93	4.65	3.47
1989 4/4	4.11	3.59	5.36	4.54	3.61
1990 1/4	6.94	8.75	6.13	4.78	11.36
1990 2/4	3.73	4.55	3.90	2.27	5.40
1990 3/4	3.88	5.27	3.32	2.06	5.46
1990 4/4	4.64	6.10	4.10	2.60	6.01
1991 1/4	4.69	5.94	3.66	2.63	5.91
1991 2/4	3.39	3.68	3.68	2.35	2.75
1991 3/4	2.71	2.73	3.21	2.17	1.93
1991 4/4	1.44	0.55	2.50	2.67	0.21
1992 1/4	0.43	0.12	0.94	0.49	0.03
1992 2/4	-0.53	-0.89	-0.18	0.02	-0.93
1992 3/4	-0.36	-0.63	-0.06	0.03	-0.75
1992 4/4	-0.80	-1.20	-0.52	-0.08	-1.16
1993 1/4	-0.42	-0.60	-0.23	-0.19	-0.88
1993 2/4	-2.88	-3.28	-2.37	-2.44	-3.65
1993 3/4	-2.64	-2.78	-2.47	-2.50	-2.95
1993 4/4	-1.64	-1.63	-1.66	-1.64	-1.51
1994 1/4	-0.41	-0.45	-0.35	-0.34	-0.69
1994 2/4	-0.26	-0.35	-0.18	-0.15	-0.55
1994 3/4	-0.05	-0.13	-0.02	0.10	-0.21
1994 4/4	0.15	0.10	0.20	0.22	0.09
1995 1/4	0.05	0.04	0.07	0.08	0.00
1995 2/4	0.15	0.10	0.19	0.21	0.07
1995 3/4	0.15	0.14	0.15	0.21	0.14
1995 4/4	0.20	0.06	0.26	0.58	-0.03
1996 1/4	0.22	0.17	0.28	0.23	0.16
1996 2/4	0.24	0.21	0.27	0.26	0.24
1996 3/4	0.21	0.18	0.28	0.22	0.20
1996 4/4	0.29	0.28	0.29	0.28	0.34
1997 1/4	0.15	0.11	0.20	0.21	0.15
1997 2/4	0.14	0.11	0.18	0.22	0.12
1997 3/4	0.20	0.17	0.21	0.21	0.21
1997 4/4	-0.18	-0.36	0.09	0.18	-0.19
1998 1/4	-1.27	-1.68	-0.84	-0.43	-2.07
1998 2/4	-9.49	-10.38	-8.82	-6.87	-10.40
1998 3/4	-3.12	-3.67	-2.62	-1.88	-4.24
1998 4/4	-0.20	-0.25	-0.22	0.18	-0.33
1999 1/4	0.35	0.23	0.41	0.74	0.20
1999 2/4	0.84	0.75	0.87	1.16	0.83
1999 3/4	0.82	0.69	0.96	1.04	0.90
1999 4/4	0.90	0.57	1.22	1.57	0.71
2000 1/4	0.53	0.42	0.68	0.67	0.46

자료 : 건설교통부, 각 분기, 「지가동향」.

<부록 5> 용도지역별 지가변동률 (1987 1/4~2000 1/4)

지가변동률	전국평균	주거지역	상업지역	공업지역	녹지지역
1987 1/4	1.13	0.79	1.26	2.03	2.14
1987 2/4	2.35	1.75	2.47	5.97	3.41
1987 3/4	5.91	5.20	6.09	10.05	8.15
1987 4/4	4.59	3.68	3.97	7.38	7.80
1988 1/4	6.93	7.08	6.52	6.01	8.13
1988 2/4	7.44	7.29	6.29	7.38	11.47
1988 3/4	5.89	5.73	5.75	6.43	7.10
1988 4/4	4.77	4.59	4.39	5.62	5.57
1989 1/4	14.83	16.02	13.85	13.04	14.96
1989 2/4	5.69	4.79	5.34	6.76	8.42
1989 3/4	4.44	3.92	4.37	5.01	5.87
1989 4/4	4.11	3.82	3.74	4.15	5.40
1990 1/4	6.94	8.85	6.62	5.94	6.58
1990 2/4	3.73	4.61	3.76	3.46	3.96
1990 3/4	3.88	4.97	4.22	4.41	3.43
1990 4/4	4.64	5.74	4.90	6.70	4.40
1991 1/4	4.69	5.65	4.78	5.08	4.43
1991 2/4	3.39	3.64	3.31	4.42	3.72
1991 3/4	2.71	2.71	2.78	3.61	3.11
1991 4/4	1.44	0.99	0.86	2.00	1.90
1992 1/4	0.43	0.24	0.38	0.40	0.68
1992 2/4	-0.53	-0.83	-0.56	-0.47	-0.30
1992 3/4	-0.36	-0.54	-0.42	-0.23	-0.20
1992 4/4	-0.80	-1.07	-0.78	-1.06	-0.75
1993 1/4	-0.42	-0.51	-0.39	-0.23	-0.44
1993 2/4	-2.88	-3.06	-2.97	-2.60	-2.60
1993 3/4	-2.64	-2.73	-2.59	-2.59	-2.44
1993 4/4	-1.64	-1.57	-1.41	-1.80	-1.91
1994 1/4	-0.41	-0.44	-0.32	-0.16	-0.43
1994 2/4	-0.26	-0.33	-0.27	-0.16	-0.13
1994 3/4	-0.05	-0.11	-0.07	-0.05	0.07
1994 4/4	0.15	0.10	0.18	0.08	0.19
1995 1/4	0.05	0.03	0.06	0.20	0.04
1995 2/4	0.15	0.09	0.12	0.22	0.28
1995 3/4	0.15	0.13	0.05	0.12	0.22
1995 4/4	0.20	0.05	0.14	0.22	0.34
1996 1/4	0.22	0.14	0.19	0.17	0.32
1996 2/4	0.24	0.18	0.21	0.15	0.37
1996 3/4	0.21	0.16	0.18	0.23	0.32
1996 4/4	0.29	0.23	0.22	0.22	0.45
1997 1/4	0.15	0.11	0.15	0.09	0.24
1997 2/4	0.14	0.10	0.10	0.10	0.20
1997 3/4	0.20	0.16	0.11	0.09	0.32
1997 4/4	-0.18	-0.22	-0.43	-0.45	0.05
1998 1/4	-1.27	-1.47	-1.79	-1.10	-0.85
1998 2/4	-9.49	-10.03	-11.80	-9.90	-7.22
1998 3/4	-3.12	-3.42	-3.71	-3.21	-2.48
1998 4/4	-0.20	-0.35	-0.58	-0.32	0.33
1999 1/4	0.35	0.19	0.03	0.16	0.92
1999 2/4	0.84	0.64	0.54	0.80	1.51
1999 3/4	0.82	0.62	0.54	0.67	1.55
1999 4/4	0.90	0.60	0.45	0.88	1.56
2000 1/4	0.53	0.37	0.36	0.47	0.97

자료 : 건설교통부, 각 분기, 「지가동향」.

<부록 6> 주요 부동산정책

1978년	<ul style="list-style-type: none"> ● 부동산투기억제 및 지가안정을 위한 종합대책 (8.8조치) - 토지거래 허가 및 신고제 도입검토, 기준지가 고시대상지역의 확대, 부동산 거래질서 확립, 양도소득세, 공한지세의 개편, 토지개발공사의 설립
1980년	<ul style="list-style-type: none"> ● 부동산투기억제 조치(8월) - 1,216개 대기업 기업주, 임직원 등의 명의 부동산을 2주내 신고의무화
1981년	<ul style="list-style-type: none"> ● 주택경기활성화 조치(6월) : 양도소득세 완화, 분양주택공급가격통제 일부해제, 국민주택규모 50% 이상, 건설의무폐지, 78년 고시특정지역 폐지
1983년	<ul style="list-style-type: none"> ● 부동산 투기억제대책(2월) : 미등기 전매행위 제한, 특정지역 고시제 활용 ● 토지 및 주택문제 종합대책(4월) : 양도소득세 탄력세율 적용시간 단축, 종합토지 재산세제 도입 검토, 대도시 택지공급을 위한 공영개발 도입, 비업무용 토지억제를 위한 행정지도 강화
1985년	<ul style="list-style-type: none"> ● 부동산투기억제대책(5월) - 86년 하반기부터 종합토지세제 실시, 기업 비업무용토지에 대해 합산누진과세
1987년	<ul style="list-style-type: none"> ● 부동산 투기억제 조치(2월) - 부동산 투기에상지역의 거래동향 감시 강화, 토지거래신고제 개선
1988년	<ul style="list-style-type: none"> ● 부동산투기억제대책(1월) : 부동산 특정지역 274개 추가(총 599개지역), 1억원 이상 부동산 매입자금조사, 서울·부산·대구 신규분양 아파트를 당첨된 기준지가 적용 ● 부동산종합대책(8월) - 특정지역의 1,500개 추가고시 및 토지거래허가제 확대 실시 - 1가구 1주택에 대한 비과세 요건 강화, 10월 1일부터 관인계약서 의무화
1989년	<ul style="list-style-type: none"> ● 주택200만호 건설계획(4월) : 분당, 일산, 평촌, 산본, 중동 등 5개 신도시 건설 ● 토지공개념 관련법 입법예고(7월)
1990년	<ul style="list-style-type: none"> ● 토지공개념 제도의 시행(1월) - 토지초과이득세법, 택지소유상한법, 개발이익환수법 ● 부동산투기억제대책(4월13일) - 부동산등기 의무화, 증여·양도세 강화, 주택건설촉진대책, 비업무용부동산판정기준의 엄격한 적용, 토지거래허가지역 및 임야매매증명제 적용대상 확대 ● 부동산투기억제대책(5월8일) - 계열기업군 부동산 신규취득 억제, 금융기관의 부동산담보취득제한 - 금융기관(보험, 증권)의 과다보유 부동산 처분 -계열기업군의 비업무용 부동산처분
1992년	<ul style="list-style-type: none"> ● 부동산 투기억제대책 일부완화(5월) - 50대 재벌기업군의 부동산 신규취득금지조치 등 일부해제 ● 건축허가제한 일부해제 - 국민생활과 직결되는 건축물규제 해제(그린생활시설, 다가구주택, 재개발 아파트)
1993년	<ul style="list-style-type: none"> ● 토지이용규제 완화 : 국토이용관리법 및 시행령 개정, 용도지역의 축소 및 단순화 ● 준농림지역에서의 행위제한완화, 5년단위 토지수급계획수립
1995년	<ul style="list-style-type: none"> ● 부동산실명제 법안 입법예고(4월) : 부동산실권리자명의등기에 관한법률 ● 부동산실명제 실시(7월) - 부동산 실소유자의 명의 등기의무화, 명의신탁, 미등기 금지 - 부동산실명제 실명전환 유예기간(95.7.1~96.7.1)설정 - 장기 미등기자 등기유예기간(95.7.1~98.6.30)설정

<부록 7> 외환위기 이후의 토지관련 주요정책

	IMF이전	IMF이후
규제구역 해제	<ul style="list-style-type: none"> • 토지거래의 사전적 규제로 신고구역과 허가구역 지정 	<ul style="list-style-type: none"> • 토지거래신고구역 해제(97.12) • 토지거래허가구역 해제(98.4)
토지 공개념 제도폐지	<ul style="list-style-type: none"> • 택지소유상한에관한법률 - 일정기준 이상의 택지소유시 부담금 징수 	<ul style="list-style-type: none"> • 택지초과부담금 폐지(98.9) (택지소유상한에관한법률폐지)
	<ul style="list-style-type: none"> • 개발이익환수에관한법률 - 개발이익의 50% 징수 	<ul style="list-style-type: none"> • 99년까지 : 면제(98.9) • 2000년부터 : 25%감면 (개발이익환수에관한법률개정)
	<ul style="list-style-type: none"> • 토지초과이득세법 - 안정적인 지가상승 이상의 초과이득에 대해 징수 	<ul style="list-style-type: none"> • 토지초과이득세 폐지(98.9) (토지초과이득세법폐지)
조세감면	<ul style="list-style-type: none"> • 양도소득세율 35~50%부과 	<ul style="list-style-type: none"> • 세율을 25~40%로 인하
	<ul style="list-style-type: none"> • 양도시 법인의 특별부과세율 20%부과 	<ul style="list-style-type: none"> • 세율을 15%로 인하
외국인 토지시장 개방	<ul style="list-style-type: none"> • 거주자 위주의 토지취득 및 취득 면적 제한 	<ul style="list-style-type: none"> • 부동산거래 및 취득 자유화(98.6) (외국인토지취득관리에관한법률개정)
		<ul style="list-style-type: none"> • 토지개발공급업·임대업 개방 (외국인투자에관한규정 개정)
기업부동 산 매입	-	<ul style="list-style-type: none"> • 토지공사 부동산 매입(98.4~99.3) (1차~4차에 걸쳐서 약 3조 5천억 원 규모)
토지이용 규제완화	<ul style="list-style-type: none"> • 준농림지 개발 (국토이용 변경후 실시) • 공동주택의 농지전용허용규모 (약 2,300평) 	<ul style="list-style-type: none"> • 국토이용변경 생략 • 약 4,500평 규모확대
세계·금 융 지원	-	<ul style="list-style-type: none"> • 부동산의 증권화 (신탁업법시행령 개정, 자산유동화에관한법률 제정)
개발제한 구역 조정	-	<ul style="list-style-type: none"> • 7개 중소도시권 전면해제
		<ul style="list-style-type: none"> • 7개 대도시권 부분 해제