

주택시장에서 기초경제여건의 영향력에 관한 연구: 구조변화를 고려하며

The Effects of Macroeconomic Fundamentals on Housing Market: Considering Structural Breaks

장병기 신라대학교 국제통상학부 조교수

심성훈 경주대학교 부동산학과 조교수

※주요단어: 공적분, 구조변화, 금리, 인과관계, 주택가격

목 차

I. 서론

II. 부동산가격의 기본가치이론

III. 실증분석 자료 및 분석방법

1. 자료
2. 분석방법

IV. 실증분석 결과

1. 구조변화와 시계열의 안정성 검증
2. 구조변화를 고려한 공적분 검증
3. 기간별 공적분 검증과 Hsiao's 인과관계 분석

V. 결론

I. 서론

우리나라는 1990년대 초까지 경제의 고도성장에 따른 부동산의 수급 불균형으로 지속적인 부동산가격의 상승을 초래하였다. 특히 1988-1991년 상반기 사이 올림픽 특수와 수출호조로 인한 경제의 고도성장과 맞물려 주택가격은 급등하였다. 이후 토지공개념제도 도입, 주택200만호 건설, 거시경제의 안정적 운용 등으로 IMF 외환위기 전까지는 부동산시장이 비교적 안정되었으나 외환위기를 맞으면서 급속한 경기침체와 자본시장의 신용경색 등으로 부동산 가치는 자산디플레이션을 우려할 정도로 급속히 하락하였다. 이에 정부는 침체된 부동산경기를 회복시키기 위하여 각종 정책을 시행하였다. 즉 아파트분양가 자율화, 외국인 토지소유허가, 그린벨트해제 등과 같은 규제를 완화시켰다. 또한 자본시장과의 연계를 통한 부동산시장의 활성화를 위하여 MBS, ABS, REITs와 같은 부동산증권화제도 및 자산유동화제도를 도입하였다. 이후 부동산가격도 경기회복과 함께 빠른 회복세를 보여 왔으며 최근 2년 동안 수도권 아파트시장은 1980년대 말과 같은 과열양상으로 인하여 엄청난 가격상승을 보이고 있다. 물가상승률을 고려한다면 오히려 그 당시보다 더 큰 상승세를 보이고 있다.¹⁾ 그러나 과거와는 다르게 자본시장의 환경변화, 특히 금리의 지속적인 하락으로 초저금리시대를 맞이하여 부동산에 대한 투자수요의 급상승에 기인한다고 할 수 있다.

IMF 외환위기 이후 국내 경제여건의 급격한 변화가 과거와는 다른 부동산시장의 구조적 변화를 초래했을 가능성이 상당히 크다고 볼 수 있다. 그러나 기존의 선행연구들은 부동산시장의 구조적 변화에 크게 주목하지 않은 상태에서 부동산과 거시경제변수간의 상호관계 분석, 부동산가격 예측 등에 관한 분석에 초점을 맞추고 있다. 또한 국내 부동산시장에 대한 연구는 외환위기 이후의 기간에 대한 분석이 통계자료의 부족으로 매우 제한적이다. 그러나 아파트가격과 이자율의 관계는 외환위기를 전후로 하여 다른 양상을 보여주고 있다. 이는 부동산과 같은 자산가격에 영향을 미치는 금리, 경제성장률 등의 기초경제여건의 설명력이 변화하였음을 암시하는 것이라고 볼 수 있다.

따라서 본 연구는 최근의 지역별 주택매매 · 전세 자료를 활용하여 부동산 가격을 결정하는데 있어서 경기, 금리와 같은 기초경제여건이 중요한 역할을 하는지? 그리고 그 역할에는 변화가 없었는지 등을 살펴보고자 한다. 기존의 연구와 달리 단일 변수(즉, 주택가격, 토지가격 등)의 구조변화에 주목하는 것이 아니라 변수들간의 관계에서 구조변화가 발생하였는지를 최신 시계열분석법을 이용하여 살펴보고

1) 1989년 1월~1991년 2월 사이의 전국과 서울의 아파트가격 상승률, 소비자물가상승률은 각각 44%, 49%, 및 21.7%였으며, 2002년 1월~2004년 1월의 상승률은 각각 21%, 26%, 및 7.3%를 기록하였다.

자 한다.

최근까지는 부동산가격 예측연구나 부동산시장과 거시경제변수간의 상호관계를 분석한 연구들, 혹은 두 가지를 동시에 분석하는 연구들이 많이 진행되어 왔다. 김영표·정문섭(1989), 채미옥(1991), 김근용(1998), 이충열(1999), 김양우·이궁희·장동구(2000), 윤주현·김혜승(2000) 등은 거시경제변수 자료로 ARIMA 모형, VAR 모형, state-space 모형, 변환함수모형 등을 통하여 부동산가격 예측에 관한 모형을 설정하고 분석하였다. 이 연구들은 주로 각각의 모형이 부동산가격을 어느 정도 정확하게 예측하는가에 대한 검정력의 비교에 초점을 두고 있다.

한편 그랜저 인과관계 검정, VAR분석, 공적분 검정(cointegration test) 등을 이용하여 부동산가격과 거시경제변수들 사이의 관계를 분석한 연구도 많이 진행되었다. 정희남·김창현(1997) 및 강원철·김복순(1997) 등은 총통화(또는 증가율), 소비자·생산자물가(또는 변동률), GNP(또는 성장률), 건축허가면적변동률, 주가변동률, 금리 등의 거시경제 자료를 이용하여 인과관계를 시행하였다. 정희남·김창현(1997)의 연구는 지가상승은 생산자물가, 통화량, 기계설비투자수준의 변동 순으로 영향을 받으며, VAR모형을 이용한 강원철·김복순(1997)의 결과는 통화량과 1인당 GNP가 지가에 대하여 정의 영향을 미치며, 이자율과 환율은 부의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 이용만(1998)은 그랜저-심스 및 VAR모형을 이용하여 IMF 지원체제가 토지가격에 미치는 영향을 분석하였다. 즉 통화량의 변화는 이자율의 변화 또는 자산구성의 변화로 경제성장(즉 실질GDP 증가율)에 영향을 미치고, 이는 다시 토지의 시장기본가치를 변화시켜 토지가격에 영향을 준다고 분석하였다.

구조적 변화를 고려하여 부동산시장을 분석한 선행연구들은 다음과 같다. 우선 서승환·김갑성(1999)은 통화량, 물가, 금리, 건축허가면적, 민간건설활동, 주가, GDP 등의 1983년 1/4분기~1998년 4/4분기 자료를 이용하여 그랜저-심스의 인과관계 검정을 실시하였다. 분석결과 종전과는 다르게 주가변화율과 함께 실질 GDP성장률이 지가변화율을 그랜저 인과한다는 결론이 도출되었다. 또한 충격반응분석도 1994년의 구조변화 이후 실질GDP 성장률의 변화에 대한 충격반응의 정도가 증가하여 시장기본가치의 중요성이 커진 것으로 분석하였다. 박현주 외(2000)는 1975~1999년 동안의 연간 자료로 페티트 검정을 통하여 토지시장의 구조변화를 실증적으로 분석하고 토지시장의 예측모형을 구축하고자 하였다.

그러나 기존 연구들은 단일변수의 구조변화에 주목하여 변수들 간의 관계에 있어서 구조변화에는 주목하지 못한 채 거시경제변수와 부동산시장간의 상호연관성 연구에 치우쳐 있다고 할 수 있다. 즉, 거시경제변수와 부동산시장의 관계 자체가 변화할 수 있다는 사실에는 주목하지 못하였다. 따라서 본 연구는 우선, 구조적 변

화에 대한 보다 체계적인 기법을 사용하여 주택가격 및 거시 경제변수들의 보다 객관적인 구조변환점을 파악하고자 한다. 이를 근거로 각 변수들 간의 관계에서의 구조적 변화를 고려한 공적분 분석을 실시한다. 이러한 분석을 통하여 이들 변수간의 단기 및 장기관계를 분석함으로써 우리나라 주택시장의 구조적 변화를 규명하고자 한다. 즉 주택가격결정에 있어서 금리 및 경기와 같은 기초경제여건에 대한 역할의 변화가 구조변환점을 전후하여 실제로 발생하였는가를 파악하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 부동산가격의 기본가치이론에 대하여 간략하게 고찰한다. 제III장은 실증분석의 자료와 방법론을 설명하고 제IV장에서는 실증분석 결과에 대한 의미를 해석한다. 즉 구조변화를 고려한 단위근 검증과 공적분 분석을 통하여 구조변화를 확인하고, 그 결과에 따라 단기 및 장기 주택시장의 변화를 분석한다. 마지막 제V장에서 요약 및 제언으로 결론을 맺는다.

II. 부동산가격의 기본가치이론

주식이나 채권과 같이 부동산이 자산으로서의 가치를 갖는 것은 일정한 수익을 가져오기 때문이다. 부동산가격은 근본적으로 이러한 수익의 발생에서 연유되어야 한다. 부동산의 수익은 이용수익과 일정한 시간의 경과에 따라 부동산가격의 변동으로 인한 자본이득으로 구성될 수 있을 것이다. 재정조건(arbitrage condition)에 의하면 부동산의 단위당 비용과 수익이 같아지는 수준까지 부동산에 대한 투자수준이 결정될 것이다. 이러한 부동산투자의 균형수익률은 자산간 거래가 균형을 이루는 재정조건으로부터 도출되며 자산간 재정거래를 통한 균형조건은 다음과 같다.

$$i_t = \frac{R_t}{P_t} + \frac{P_{t+1}^* - P_t}{P_t} \quad \langle \text{식2-1} \rangle$$

여기서 P_t 는 t 기의 부동산가격, P_{t+1}^* 는 $t+1$ 기의 부동산가격의 기대치, R_t 는 부동산이용수익이다. 그리고 i 는 할인율을 나타내며 이는 부동산구입자금의 기회비용 또는 hurdle rate라고도 할 수 있다. 위의 식을 다음과 같이 부동산가격 P_t 에 대하여 정리하면 균형가격이 정해진다.

$$P_t = \frac{R_t + P_{t+1}^*}{1 + i_t} \quad \langle \text{식2-2} \rangle$$

자산의 수익률과 이자율이 매기 동일한 수준이 되는 경우에 부동산가격의 기대치는 다음과 같다.

$$P_{t+1}^* = \frac{R + P_{t+2}^*}{1+i} \quad \text{<식2-3>}$$

$t+1$ 기의 기대부동산가격을 t 기의 가격에 대입하고, 의사결정 대상기간을 n 으로 확장한다면 다음과 같은 부동산가격 결정식을 얻을 수 있다.

$$P_t = \sum_{k=1}^{n-1} \frac{R_k}{(1+i)^k} + \frac{P_n^*}{(1+i)^n} \quad \text{<식2-4>}$$

위의 <식2-4>에서 매기의 수익 수준이 R 로 일정하고 이 수익이 영원히 발생한다고 가정하고 n 을 무한대로 확장할 경우, 가격결정식은 다음과 같이 간단하게 표시할 수 있다.²⁾

$$P = \frac{R}{i} \quad \text{<식2-5>}$$

따라서 일정한 가정 하에서는 위 식처럼 부동산가격이 수익과 이자율의 함수로 추약될 수 있을 것이다. 이식은 부동산의 시장기본가치(market fundamental value) 또는 수익환원가격이라고 부른다. 일반적으로 시장기본가치는 경제성장률³⁾, 금리 등 부동산가격에 영향을 미치는 다양한 경제의 기초변수들에 의해 결정되는 가격수준이다. 본 연구는 이후 실증분석에서 월별데이터를 사용하므로 경제성장률 대신 경기를 가장 잘 대변하는 경기종합지수를 대용한다.

III. 실증분석 자료 및 분석방법

1. 자료

본 연구에서는 주택의 매매가격 및 전세가격을 지역구분하여 분석한다. 즉, 매매-전국, 매매-서울, 매매-광역시, 매매-중소도시, 전세-전국, 전세-서울, 전세-광역시, 전세-중소도시 등이다. 데이터의 이용성을 고려하여 1986년 1월부터 2004년 1월까지의 월간자료를 사용하였다. 단, 중소도시의 자료는 2003년 6월까지의 자료를 사용하였으며 중소도시의 전세가격지수는 자료의 제약으로 아파트 전세가격지수를 사용하였다. 주택가격지수들은 내재된 계절성이 있으므로 X-11기법을 이용하여 계절성

2) <식2-4>를 연속적 형태로 나타내면 다음과 같다. $P_t = \int_0^{\infty} R e^{-ik} dt = -\frac{R}{i} [e^{-ik}]_0^{\infty} = \frac{R}{i}$, 두 번째 항은 0으로 수렴한다.

3) 경제성장률의 변화에 따라 부동산의 수익구조(R)가 변동될 수 있다고 보기 때문이다.

을 제거한 계절조정치를 사용하였다.

금리자료로는 시장금리의 대표적 지표역할을 해온 3년 만기 회사채 금리(CB)를 사용하였다. 현재 우리나라의 지표금리는 3년 만기 국고채 금리이나 이는 97년 이후에나 유통되기 시작하였으므로 본 연구의 분석기간에 대해서는 적절하지 못할 것이다. 경기의 상황을 대응하는 변수로는 경기종합지수의 동행지수를 사용하였다. 경기동행지수는 취업자수, 산업생산, 제조업가동률, 도소매판매, 건설기성액, 수출입 등을 가중치 고려하여 가공한 지수로서 현재의 경기상태를 가장 잘 대변한다고 볼 수 있다. 모든 자료는 단위불일치 문제를 완화하기 위하여 자연로그를 취한 값으로 사용하였다. 주택가격지수는 국민은행 월별주택가격동향조사로부터, 금리와 경기종합지수는 통계청의 표준통계DB로부터 이용할 수 있다.

2. 분석방법

본 연구에서는 다음의 3가지 주요절차에 의하여 장기 및 단기의 상호관계를 분석한다. 첫째, 개별 자료들의 시계열적 성격을 먼저 규명한다. 전통적 단위근 검증법인 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검증이나 Phillips-Perron 단위근 검증 뿐만 아니라 구조적 변화를 고려하는 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정 방법과 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검증방법을 실시한다. 주택시장의 구조적 변화가 존재하는지, 어느 시점에 구조적 변화가 발생하는지 등을 파악하고 그 결과를 근거로 자료의 성격을 규명한다.

두 번째 단계로 자료의 성격이 규명되면 이를 근거로 구조적 변화를 고려하는 공적분 분석을 실시한다. 즉, Gregory and Hansen (1996a, b)(이하 GH)의 방법을 사용하여 주택가격과 금리 및 경기지수간의 관계에서 구조변화가 발생하였는지, 어느 시점에 발생하였는지 등을 분석한다.

세 번째 단계로 GH공적분 분석결과에 따라서 기간구분하여 주택가격과 금리 및 경기지수 간의 장기관계 및 단기관계를 분석한다. 많은 선행연구들은 cointegration이나 correlation을 causality와 동일시하는 오류를 흔히 범하고 있다. 따라서 보다 발전되고 세련된 분석법들을 사용할 필요가 있을 것이다. 본 연구는 Cheng(1999)의 방법을 응용하여 분석한다. Cheng(1999)은 기존 causality test 방법들이 가지고 있는 단점(cointegration과 causation의 동일시 취급, 임의적 시차선택 등)들을 극복하기 위하여 공적분과 오차수정모형에서 Granger causality의 Hsiao's version을 개발하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 구조변화와 시계열의 안정성 검증

시계열분석에서 제일 먼저 검토해야 하는 것은 모든 시계열 자료들이 안정적인가를 판단하는 단위근 검증(unit root test)이다. 먼저 전통적 방법인 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검증과 Phillips-Perron 단위근 검증을 시행하였다⁴⁾. 전체기간에 대한 세 변수의 단위근 검증결과는 <표4-1>에 제시되어 있다. 본 연구에 사용된 모든 변수들의 수준변수(로그 값)들은 불안정(non-stationary) 시계열이라고 결론 내릴 수 있다. 한편 1차 차분변수들은 모든 기간에 대하여 안정적(stationary)시계열인 것으로 나타났다. 따라서 모든 변수들이 I(1)과정을 따르는 것으로 판단해도 무리가 없을 것이다.

그러나 이러한 단위근 검증결과는 분석기간 동안 시장에서 구조변화가 발생하였다면 신뢰성이 떨어진다. 따라서 구조적 전환점이 사전적으로 결정되는 것이 아니라 내생적으로 결정되는 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검증방법과 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검증방법을 각각 이용하여 분석해 본다. Zivot and Andrews(1992)와 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)에 제시된 방법들 중 가장 일반적인 방법을 이용하여 단위근 검정을 다시 실시한다.

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad \langle \text{식 4-1} \rangle$$

여기서 y_t 는 각각 변수들의 대수값을 의미한다. λ 는 T_B/T 이며 T 와 T_B 은 각각 전체기간과 구조적인 분기점을 나타낸다. $t > T\lambda$ 일 때 $DU_t(\lambda)$ 는 1이며 그렇지 않을 경우에는 0으로 수준의 변화를 나타낸다. $t > T\lambda$ 일 때 $DT_t(\lambda)$ 는 $t - T_B$ 이며 그렇지 않을 경우에는 0으로 기울기의 변화를 나타낸다. 이 방법은 검정통계량 $t_\alpha(\lambda)$ 을 사용하여 $\alpha=1$ 이라는 귀무가설을 기각할 확률이 가장 높은 분기점 λ 를 선택하는 것이다. <표4-1>에 나타난 결과와 같이 구조변화를 고려하더라도 모든 수준변수들은 여전히 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못한다. ADF 구조변환점 추정결과에 따르면 Zivot and Andrews와 Harvey et. al. 모두에서 금리, 경기지수, 매매가격은 외환위기전후에 구조변화가 발생한 것으로 나타났으며 전세-광역시, 전세-중소도시는 88올림픽이후 경기과열시기에 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 한편

4) ADF 단위근 검증과 PP 단위근 검증법은 시계열분석법에서 너무나 잘 알려진 방법론이므로 이들에 대한 설명은 생략한다.

전세-전국, 전세-서울의 경우, Harvey et. al test에서는 올림픽 이후 경기과열시기에, Zivot and Andrews test에서는 외환위기시점에 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 전체적으로 변수들은 올림픽이후 경기과열시기와 외환위기전후 시기에 큰 변화가 발생하였을 것으로 판단된다. 1차차분변수들은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나 구조변화를 고려하는 단위근 검증에서도 여전히 모든 변수들은 I(1)과정을 따르는 것으로 나타났다.

<표4-1> 단위근 검증결과

	구조변화를 고려치 않을 경우			
	Augmented DF(τ)		Phillips-Perron(Z_{ρ})	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
금리	-2.924	-6.129**	-10.17	-163.8**
경기동행지수	-2.673	-3.854***	-8.512	-68.94***
매매-전국	-2.484	-3.473**	-2.988	-53.26***
매매-서울	-2.117	-3.672**	-2.330	-64.49***
매매-광역시	-2.697	-3.723**	-3.528	-61.30***
매매-중소도시	-2.726	-3.124*	-3.274	-36.24***
전세-전국	-2.423	-4.489***	-4.200	-81.20***
전세-서울	-2.555	-3.982***	-5.315	-97.13***
전세-광역시	-2.630	-4.359***	-4.155	-120.3***
전세-중소도시	-2.794	-4.139***	-4.757	-68.70***
	구조변화를 고려할 경우			
	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
금리	-3.497(97.06)	-5.065*** (97.12)	-3.582(97.08)	-6.556*** (98.02)
경기동행지수	-2.674(98.08)	-4.906** (97.08)	-2.758(98.08)	-5.436** (98.09)
매매-전국	-2.566(97.11)	-4.799** (97.10)	-2.493(97.11)	-6.498*** (91.04)
매매-서울	-2.644(97.10)	-4.770** (97.01)	-2.657(97.10)	-8.076*** (91.04)
매매-광역시	-2.616(97.11)	-4.927** (93.10)	-2.932(01.10)	-6.169*** (91.04)
매매-중소도시	-2.983(97.10)	-4.564** (97.10)	-2.988(01.09)	-6.077*** (91.04)
전세-전국	-2.340(90.03)	-4.953** (90.03)	-3.311(97.07)	-8.514*** (98.10)
전세-서울	-2.628(90.03)	-4.867** (90.03)	-3.527(97.05)	-8.856*** (98.10)
전세-광역시	-2.633(90.03)	-4.592** (90.03)	-2.908(89.09)	-6.280*** (98.10)
전세-중소도시	-3.246(88.09)	-6.559*** (88.09)	-3.265(88.10)	-7.868*** (98.10)

- 주: 1. **, ***는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 2. 구조변화를 고려치 않은 단위근 검증의 방정식은 $\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ 이며 최적시차의 선택은 Akaike Information Criterion(AIC)를 최소화하는 시차임.
 3. Zivot and Andrews의 1%, 5%의 임계치는 각각 -5.57, -5.08이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.99, -4.50임.
 4. ()는 구조변환점임.

2. 구조변화를 고려한 공적분 검증

시계열 자료들이 I(1)진행을 따르는 것으로 나타났으므로 변수들 간의 장기균형

관계를 파악하기 위하여 공적분 분석을 시행하였다. 단위근 검증결과에서 모든 변수들이 구조변화를 겪은 것으로 나타났으므로 변수들 간의 장기균형관계에서도 구조변화를 겪었을 가능성이 높다. 따라서 본 연구에서는 금리, 경기종합지수 및 주택가격지수들 간의 공적분 관계를 분석하는데 있어서 구조변화를 고려하는 Gregory and Hansen (1996a, b)(이하 GH)에 의하여 제안된 방법을 사용하였다. GH방법은 구조변화를 고려하기 위하여 Engle-Granger방법을 변형시킨 형태로서 아래의 모델에 기초한다.

$$\psi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq \lfloor n\tau \rfloor \\ 1 & \text{if } t > \lfloor n\tau \rfloor \end{cases} \quad \text{<식4-2>}$$

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\psi_{t\tau} + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t}\psi_{t\tau} + \beta_1 y_{3t} + \beta_2 y_{3t}\psi_{t\tau} + e_t \quad \text{<식4-3>}$$

여기서 미지수로 간주되는 $\tau \in (0, 1)$ 는 전체기간에 대한 구조적 분기점을 나타내며 $\lfloor \cdot \rfloor$ 는 정수 집합을 나타낸다. Gregory and Hansen (1996a, b)이 추천한 바에 따라 본 연구는 $\tau \in (0.15, 0.85)$ 의 집합으로 분석한다. 본 연구에서 y_{1t} 는 주택 또는 전세가격지수들이며 y_{2t} 는 경제상황을 나타내는 경기종합지수이며 y_{3t} 는 금리(회사채 수익률)이다. 따라서 μ_1 은 전 기간의 상수항을 나타내며 μ_2 는 구조변화 이후의 상수항 변화를 나타낸다. α_1 이나 β_1 은 전 기간의 공적분계수이며 α_2 나 β_2 는 공적분계수의 변화를 나타낸다. 따라서 변수들 간의 관계에서 구조적 변화가 있었다면 μ_2 , α_2 , β_2 중 적어도 하나는 0이 아닐 것이며 구조변화가 없었다면 μ_2 , α_2 , β_2 는 모두 0일 것이다.

변수사이의 공적분 관계에 대한 GH분석은 ADF(Augmented Dickey-Fuller 단위근 검증)나 PP(Phillips-Perron 단위근 검증)의 수정된 형태가 적용된다. 즉, <식4-4>와 <식4-5>에 나타난 것처럼 각각의 τ 에 대하여 추정된 ADF나 PP 통계값의 최소가치가 적용된다. ADF나 PP 통계값의 최소가치가 적용되는 이유는 이 값이 작을수록 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 가능성이 커지기 때문이다. 여기서 μ_2 , α_2 , β_2 가 모두 0이면 식(4)와 (5)는 일반적인 Engle-Granger 공적분 분석이 된다.

$$ADF^* = \inf(\tau \in \Lambda) ADF(\tau) \quad \text{<식4-4>}$$

$$PP^* = \inf(\tau \in \Lambda) Z_\alpha(\tau) \quad \text{<식4-5>}$$

GH분석 결과는 <표4-2>에 제시되어 있다. GH분석은 Engle-Granger 분석의 변형이므로 Engle-Granger 분석이 가지고 있는 결점을 그대로 가지고 있다. 즉, 단일 방정식 추정법으로 자유도의 손실이 적어 한정된 샘플기간에 대해서도 자유도 문제를 피할 수 있는 장점이 있으나, 분석대상 변수들을 종속변수와 설명변수로 분리하여 검증을 실시하며 어느 것을 종속변수로 하느냐에 따라 검정결과가 다르게 나타나는 단점이 있다. 그러나 아쉽게도 이러한 문제를 극복하는 Johansen 검증법⁵⁾의 변형형태로 구조변화를 고려하는 분석법은 아직 개발되어 있지 못하다. 본 연구는 연구의 목적에 부합되도록 종속변수를 주택가격 및 전세 가격지수로 설정하고 금리와 경기종합지수는 독립변수로 취급하였다.

<표4-2> 구조변화를 고려한 금리 및 경기지수와의 공적분 검증결과(GH test)

독립변수	test type	통계값	구조변환점	α_1	α_2	β_1	β_2
매매-전국	ADF*	-4.503	97.11	-	-	-	-
	PP*	-59.48 **	97.12	0.668*** (24.71)	0.318** (2.398)	0.552*** (13.99)	-0.495 *** (-8.429)
매매-서울	ADF*	-4.669	97.11	-	-	-	-
	PP*	-60.75 **	97.12	0.596*** (20.84)	0.794*** (5.673)	0.524*** (12.56)	-0.468 *** (-7.541)
매매-광역시	ADF*	-4.255	97.11	-	-	-	-
	PP*	-55.10 *	97.12	0.693*** (24.58)	0.095 (0.689)	0.617*** (14.99)	-0.568 *** (-9.235)
매매-중소도시	ADF*	-3.919	97.11	-	-	-	-
	PP*	-50.08	97.12	-	-	-	-
전세-전국	ADF*	-3.988	97.07	-	-	-	-
	PP*	-37.70	97.12	-	-	-	-
전세-서울	ADF*	-3.924	97.07	-	-	-	-
	PP*	-37.09	97.12	-	-	-	-
전세-광역시	ADF*	-4.089	97.07	-	-	-	-
	PP*	36.37	97.12	-	-	-	-
전세-중소도시	ADF*	-3.903	97.06	-	-	-	-
	PP*	40.76	97.12	-	-	-	-

- 주: 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 2. ADF*의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -5.23, -5.50, -5.97이며 PP*의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -52.85, -58.33, -68.21임.
 3. - 는 공적분관계가 존재하지 않는 경우로 해당사항 없음을 나타냄.
 4. ()은 t-통계량임.

<표4-2>의 결과에서 나타난 것처럼 구조변화를 고려하는 경우, PP test결과에서 매매-전국, 매매-서울, 매매-광역시에서 공적분 관계(장기균형관계)가 존재하는 것으로 나타났다.⁶⁾ ADF test에서는 매매가격에서도 공적분이 존재하지 않는 것으로

5) 벡터자기회귀모형을 토대로 공적분 관계를 추정하므로 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며 우도비검정을 바탕으로 여러 개의 공적분 관계를 식별해 내는 특징을 갖는다.

로 나타났다. 그러나 ADF 검정법은 이분산성이 없다고 가정하는 제약성을 가지는 반면 PP 검정법은 다양한 종류의 자기상관과 시간 의존적인 이분산성에 대해 강건한 것으로 알려져 있기 때문에 본 연구는 PP검정의 결과를 옹호한다. GH공적분 결과를 볼 때 우리는 매매가격지수(매매-전국, 매매-서울, 매매-광역시 모두에 해당)를 설명하는데 있어서 금리의 영향력이 달라졌다는 사실에 주목할 필요가 있다. 구조변화 전에는 매매가격이 금리와 오히려 비례하는 관계에 있었으나 구조변화이후 부(-)의 관계가 부각되었다. 한편 경기의 영향력은 구조변화이후 강화되었음을 알 수 있다.

매매-중소도시 및 전세가격의 경우, 구조변화를 고려하더라도 전체 샘플기간에 대해서는 여전히 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 구조변환점은 1997년 외환위기 시점에 발생한 것으로 나타났다.

3. 기간별 공적분 검증과 Hsiao's 인과관계 분석

GH공적분 분석에서 나타난 것처럼 주택가격지수, 금리 및 경기지수간의 상호관계는 외환위기를 시점으로 구조변화를 겪어왔다. 특히 금리의 영향력에서는 부호변화까지 발생하였다. 따라서 본 절에서는 구조변화시점을 기준으로 기간을 구분하여 공적분 분석을 시행하고 Hsiao 버전의 그랜저인과관계를 분석한다. 먼저, 여기서는 구조변화를 고려하지 않으므로 종속변수의 선택에 따라 검정결과가 다르게 나타나는 단점을 극복하기 위하여 Johansen 검증법을 이용하여 공적분 분석을 시행한다. Johansen 검증법은 벡터자기회귀모형(VAR)을 토대로 공적분 관계를 추정하므로 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며, 공적분 벡터를 추정하는 여러 가지 방법들을 검토한 결과 최우추정법에 의한 Johansen의 방법이 가장 우수하다는 이론 및 실증적 결과가 있다. (Gonzalo, 1994)

기간 구분하여 공적분분석한 결과는 <표4-3>에 제시되어 있다. 모든 변수들에 대하여 구조변화이전(1997년 11월 이전)에는 공적분(장기균형)관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 구조변화이후(1997년 12월 이후)기간에 대해서는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 주택가격들은 경기와 비례관계에 있으며 금리와 반비례관계에 있는 것으로 나타나 경제이론과도 일치한다고 볼 수 있다. 공적분 분석결과로 볼 때 외환위기 이전에는 주택가격이 경기나 금리와 일정한 장기균형관계를 형성하지 못한 채 거시경제 외적 요인(예를 들어 주택의 수요 · 공급 상태 및 여건 등)들에 의해 영향 받았으나 외환위기 이후에는 경기상태, 금리변동 등 시장기본가치의 중요성이 높아진 것으로 파악된다.

6) 구조변화를 고려하지 않는 전통적 Engle-Granger방법으로도 공적분 검증을 실시하였으나 장기균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

<표4-3> Johansen(λ_{trace}) 공적분 검증결과

변수	기간	공적분수	장기균형식
매매-전국	구조변화 이전	0	
	구조변화 이후	1	$P - 1.115BC + 0.393i + 0.105$
매매-서울	구조변화 이전	0	
	구조변화 이후	1	$P - 1.805BC + 0.332i + 3.484$
매매-광역시	구조변화 이전	0	
	구조변화 이후	1	$P - 0.482BC + 0.551i - 3.200$
매매-중소도시	구조변화 이전	0	
	구조변화 이후	1	$P - 2.140BC + 0.486i + 4.650$
전세-전국	구조변화 이전	0	
	구조변화 이후	1	$P - 2.023BC + 0.213i + 4.721$
전세-서울	구조변화 이전	0	
	구조변화 이후	1	$P - 3.618BC + 0.141i + 12.484$
전세-광역시	구조변화 이전	0	
	구조변화 이후	1	$P - 1.025BC + 0.473i - 0.513$
전세-중소도시	구조변화 이전	0	
	구조변화 이후	1	$P - 2.251BC + 0.099i + 5.380$

주: 1. P 은 주택가격이며 BC 와 i 는 각각 경기지수와 금리임.

2. 최적시차는 Akaike Information Criterion (AIC)를 최소화하는 시차임.

Granger(1988)에 따르면 공적분된 변수들은 ECM(error-correction modeling) 표현을 가져야만 한다. 오차수정항이 제외되는 단순 그랜저인과관계 분석에서는 Granger (1988)과 Miller and Russek(1990)가 지적한 것처럼 공적분관계가 존재하는 변수 간에도 인과관계가 존재하지 않는다는 잘못된 결론을 유도할 수 있다. ECM은 단순 그랜저인과관계와 달리 y_{2t-j} 나 y_{3t-j} 로부터 y_{1t} 로 유도된 인과관계뿐만 아니라 y_{2t} 나 y_{3t} 로부터 y_{1t} 로 유도된 인과관계도 탐지할 수 있으므로 장기 및 단기 모두의 인과관계를 분석할 수 있다. 따라서 본 연구는 공적분이 존재하는 경우 오차수정항을 포함하고 공적분이 존재하지 않는 기간에 대해서는 오차수정항을 포함하지 않은 채 오차수정모형을 분석한다.

이때 오차수정모형을 이용한 인과관계(Causality)의 결과는 시차의 선택에 결정적으로 영향 받을 수 있다. 그럼에도 불구하고 일반적으로 시차의 선택이 임의적이며 이러한 임의적 시차선택은 Lee(1997)가 주장한 것처럼 오류된 모형을 유도할 수 있다. 너무 긴 시차의 선택은 자유도의 손실과 효율성(efficiency)의 저하를 가져올 수 있는 반면 너무 짧은 시차의 선택은 추정오류를 유발할 수 있다. 따라서 본 연구는 Akaike(1969)의 최종예측오차(FPE: final prediction error) 기준과 Granger 인과성 검정을 결합한 Hsiao(1981)의 절차를 이용하여 적절한 시차를 결정한다.⁷⁾

7) 그랜저 인과관계 분석에 대한 Hsiao의 방법의 자세한 설명은 Hsiao (1981)과 Cheng (1996)을 참고.

FPE 기준은 적합성에 대하여 보상하지만 자유도의 손실에 대해서는 벌칙하므로 변수들 사이에 서로 다른 시차의 수를 가지고 하나의 식을 형성한다. Thornton과 Battern(1985)는 시차선택의 방법들 중 Hsiao의 방법이 가장 우수하다는 것을 보여 주었다.

경기지수와 금리를 이용하여 주택가격을 설명하는 본 연구에서는 금리의 영향력 파악에 그 의미를 높이 두고자 Hsiao 인과관계 파악에서 제1 조작변수를 경기종합지수로 하고 제2 조작변수를 금리로 하였다. 즉, 주택가격을 먼저 자기 시차변수로 설명하고 남은 부분을 경기종합지수로 설명한다. 다음 마지막으로 금리가 나머지를 설명하는 순서가 된다. <표4-4>, <표4-5>, <표4-6>, 및 <표4-7>의 칼럼 (a)는 Hsiao 인과관계 결과와 선택된 시차들을 나타낸다. 한편 칼럼 (b)는 이러한 시차와 공적분결과를 이용하여 오차수정모형을 분석한 결과이다.

<표4-4>와 <표4-5>는 매매가격에 대한 분석결과이다. 매매-전국의 경우 구조변화 전에는 공적분이 존재하지 않으므로 오차수정향이 없으며 경기가 매매가격의 단기변동을 1% 유의수준에서 잘 설명해 주고 있다. 반면 금리는 매매가격에 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 그러나 구조변화 이후에는 오차수정향이 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타나 경기 및 금리와의 장기균형관계로부터 이탈에 대하여 매매가격이 조정된다. 단기변동에 대해서는 경기보다 금리의 영향력이 큰 것으로 나타났다.

매매-광역시나 매매-중소도시의 경우도 매매-전국과 매우 유사한 형태를 보인다. 즉, 구조변화 전에는 경기가 단기변동에 영향을 주며 금리의 영향력은 없다. 한편 구조변화 이후에 대해서는 장기적으로 오차수정향이 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타나 경기 및 금리와의 장기균형관계로부터 이탈에 대하여 매매가격이 조정되며 단기적으로는 경기보다 오히려 금리의 영향력이 강화되었다.

그러나 매매-서울의 경우는 광역시나 중소도시와 다소 다른 형태를 보이고 있다. 구조변화 이전의 경우 금리뿐만 아니라 경기지수도 매매가격을 전혀 설명하지 못하며 구조변화 이후에도 경기와 금리의 매매가격에 대한 설명력이 떨어진다. 장기균형으로부터 이탈에 대한 수정을 나타내는 오차수정향이 통계적으로 매우 한정적 유의성을 가지고 있다. 금리의 단기설명력도 10% 유의수준에서만 통계적으로 유의하다.

<표4-5> Hsiao의 인과관계와 ECM: 매매가격 II

매매 광역 시	구조 변 화 이 전	(a) Hsiao의 인과관계:	통제변수	제1변수(경기지수)	제2변수(금리)	FPE	인과관계
		P(m=2)			5.239E-05		
			P(m=2)	BC(n=2)		4.400E-05	경기 => 매매가
			P(m=2)	BC(n=2)	i(k=1)	4.460E-05	금리 ≠> 매매가
		(b) ECM과 F-test:	$(1-L)P_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^2 \alpha_m (1-L)P_{t-m} + \sum_{n=1}^2 \alpha_n (1-L)BC_{t-n} + \sum_{k=1}^1 \alpha_k (1-L)i_{t-k}$				
			0.807***	(0.00)	0.035***	(0.00)	0.009(0.41)
매매 중 소 도 시	구조 변 화 이 후	(a) Hsiao의 인과관계:	통제변수	제1변수(경기지수)	제2변수(금리)	FPE	인과관계
		P(m=1)			2.151E-05		
			P(m=1)	BC(n=1)		2.121E-05	경기 => 매매가
			P(m=1)	BC(n=1)	i(k=5)	1.653E-05	금리 => 매매가
		(b) ECM과 F-test:	$(1-L)P_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^1 \alpha_m (1-L)P_{t-m} + \sum_{n=1}^1 \alpha_n (1-L)BC_{t-n} + \sum_{k=1}^5 \alpha_k (1-L)i_{t-k}$				
			-0.009**	(0.02)	0.669***	(0.00)	-0.027(0.72)
							-0.023***
매매 중 소 도 시	구조 변 화 이 전	(a) Hsiao의 인과관계:	통제변수	제1변수(경기지수)	제2변수(금리)	FPE	인과관계
		P(m=2)			2.459E-05		
			P(m=2)	BC(n=4)		2.263E-05	경기 => 매매가
			P(m=2)	BC(n=4)	i(k=1)	2.284E-05	금리 ≠> 매매가
		(b) ECM과 F-test:	$(1-L)P_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^2 \alpha_m (1-L)P_{t-m} + \sum_{n=1}^4 \alpha_n (1-L)BC_{t-n} + \sum_{k=1}^1 \alpha_k (1-L)i_{t-k}$				
			0.847***	(0.00)	0.128***	(0.00)	-0.010(0.41)
매매 중 소 도 시	구조 변 화 이 후	(a) Hsiao의 인과관계:	통제변수	제1변수(경기지수)	제2변수(금리)	FPE	인과관계
		P(m=1)			3.039E-05		
			P(m=1)	BC(n=2)		2.996E-05	경기 => 매매가
			P(m=1)	BC(n=2)	i(k=5)	2.991E-05	금리 => 매매가
		(b) ECM과 F-test:	$(1-L)P_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{m=1}^1 \alpha_m (1-L)P_{t-m} + \sum_{n=1}^1 \alpha_n (1-L)BC_{t-n} + \sum_{k=1}^5 \alpha_k (1-L)i_{t-k}$				
			-0.010***	(0.00)	0.545***	(0.00)	0.003(0.99)
							-0.029**

주: 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2. 패널 (a)의 ()의 숫자는 최적시차를 나타냄.

3. 패널 (b)의 계수는 joint 계수의 합이며 ()은 joint significance에 대한 P-value를 나타냄.

<표4-6>과 <표4-7>은 전세가격에 대한 분석결과이다. 전세-전국의 경우 구조 변화 전에는 공적분이 존재하지 않으므로 오차수정항이 없으며 경기나 금리 모두가

전세가격의 단기변동도 유의적으로 설명하지 못한다. 그러나 구조변화 이후에는 경기와 금리 모두가 전세가격의 단기변동을 매우 유의적으로 설명한다. 한편 오차수정항은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 경기 및 금리와의 장기균형관계로부터 이탈에 대하여 전세가격이 조정되지 않는다. 즉 금리와 경기변동이 전세가격 변화의 단기변화만을 설명할 수 있다.

전세-서울이나 전세-광역시의 경우도 전세-전국과 매우 유사한 형태를 보인다. 즉, 구조변화 전에는 경기나 금리 모두 영향력이 없었으나 구조변화 이후 경기 및 금리가 단기변동을 잘 설명해 준다. 특히, 다른 지역보다 서울의 전세가격이 경기에 민감한 것으로 나타났다. 일반세입자를 대상으로 볼 때, 소득대비 주택전세가격의 비중이 서울지역의 경우 특히 높다는 것을 감안하면 소득에 영향을 주는 경기의 변화가 서울의 전세가격에 영향을 크게 주는 것은 당연할 수 있을 것이다.

한편 전세-중소도시의 경우는 다른 지역과 다소 다른 형태를 보였다. 즉 구조변화 이전의 경우도 경기지수의 영향을 매우 유의적으로 받았다. 한편 구조변화 전후 모두에서 전세가격이 금리나 경기의 오랜 시차변수에 대한 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 중소도시의 특성상 전세가격이 급격하게 변하지 않고 서울이나 수도권권의 변화이후 서서히 변화하기 때문인 것으로 판단된다.

V. 결론

본 연구는 부동산시장, 특히 주택시장을 둘러싼 기초경제여건과의 관계변화를 분석하였다. 구조적 변화에 대한 보다 체계적인 기법을 사용하여 주택가격결정에 있어서 금리 및 경기와 같은 기초경제여건에 대한 중요성의 변화가 실제로 있었는가를 분석하여 다음과 같은 결론이 도출되었다. 우선 구조변화를 고려한 단위근 검정결과 모든 수준변수들은 여전히 안정적이지 못하나 올림픽이후의 경기과열시기와 외환위기를 전후로 하여 큰 변화가 발생한 것으로 판단되었다.

둘째, 구조변화를 고려하는 경우 매매-전국, 매매-서울, 매매-광역시에서 공적분관계(장기균형관계)가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 공적분 결과 주택가격을 설명하는데 있어서 구조변화를 전후하여 금리와 경지지수간의 역할이 각각 달라졌다는 것을 알 수 있었다. 즉 구조변화 전에는 주택가격이 금리와 비례하는 관계에 있었으나 구조변화 이후 부(-)의 관계가 부각되었으며 경기의 영향력은 구조변화 이후 강화되었음을 알 수 있었다.

셋째, 구조변화시점을 기준으로 기간을 구분하여 공적분분석을 시행한 결과 모든 변수들에 대하여 구조변화 이전에는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났으나 구조변화 이후(1997년 12월)기간에 대해서는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 구조변화 이후 기간에 대한 공적분결과 주택가격들은 경기와 비례관계에 있으며 금리와 반비례 관계에 있는 것으로 나타났다. 이러한 공적분 분석결과로 볼 때 외환위기 이전에는 주택가격이 경기나 금리와 같은 거시경제변수와 일정한 장기균형관계를 형성하지 못한 채 주택시장내의 요인들에 의해 영향을 받았으나 외환위기 이후에는 경기상태, 금리변동 등 기초경제여건의 중요성이 높아진 것으로 파악된다.

마지막으로 오차수정모형을 이용하여 각 변수들의 인과관계를 분석하였다. 이 결과 대부분의 주택시장에서, 구조변화 이후 경기 및 금리와의 장기균형관계로부터의 이탈에 대하여 주택매매가격이 조정되며 단기적으로는 경기보다 오히려 금리의 영향력이 강화되었다. 그러나 주택매매-서울의 경우는 광역시나 중소도시와 다소 다른 형태를 보이고 있다. 즉 구조변화 이후에도 경기와 금리의 매매가격에 대한 설명력이 떨어지며 장기균형으로부터의 이탈에 대한 수정을 나타내는 오차수정항이 통계적으로 매우 한정적 유의성을 가지고 있다. 한편 주택전세시장에 대한 공적분 분석결과 구조변화 이후에는 경기와 금리 모두가 주택전세가격의 단기변동을 매우 유의적으로 설명하며, 경기 및 금리와의 장기균형관계로부터의 이탈에 대하여 전세가격이 조정되지 않는 것으로 나타났다. 특히, 서울과 중소도시의 주택전세시장은 각각 경기나 금리에 대해 같지 않은 반응도를 보여 주었다. 즉 서울지역의 전세기

장이 경기에 보다 민감한 것으로 나타났는데 이는 소득대비 주택전세가격의 비중이 서울지역의 경우 특히 높다는 것을 감안하면 소득에 영향을 주는 경기의 변화가 다른 지역에 비해 서울의 전세가격에 보다 큰 영향을 준다고 할 수 있다. 반면 중소도시의 전세시장의 경우 구조변화 전후 모두 금리나 경기의 오랜 시차변수에 대하여 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 중소도시의 전세시장은 서울이나 수도권의 변화이후 서서히 변화하는 특성을 반영하는 것으로 판단된다.

구조변화 이후 주택가격을 설명하는 데 있어서 금리변동과 경기와 같은 기초경제여건의 중요성이 보다 높아졌다는 것은 주택정책에 대한 하나의 시사점을 준다고 볼 수 있다. 즉 장기적인 주택정책은 주택시장의 기능을 보다 제고한다는 취지 아래 일반 경제정책과 같은 선상에서 함께 취급해야 한다는 것을 의미한다. 이는 IMF 구조변화 이후부터 현재와 같은 저금리 시대에 장기적으로 주택가격의 안정을 위해서는 보유세 강화와 같은 조세정책뿐만 아니라 전반적인 금리변동과 같은 거시경제정책의 운용도 강조되어야 한다는 것을 함의하고 있다.

구조적 변화를 분석하는데 있어서 자료의 부족으로 연구대상에서 제외된 토지가격을 향후 연구에 포함시켜 부동산시장의 전반적인 변화를 고찰하는 것이 필요하다. 또한 장·단기의 자산선택행위의 영향을 고려할 수 있도록 주식시장도 앞으로의 연구대상으로 확대시킬 수 있을 것이다.

참고문헌

1. 강원철·김복순. 1997. “지가변동요인 분석: IMF 체제와 지가변동을 중심으로”. 서울: 감정평가연구원.
2. 김근용. 1998. “주택가격 예측을 위한 모형설정과 검증”. 국토 3월호. 안양: 국토연구원: pp.54-61.
3. 김양우·이금희·장동구. 2000. “한국경제의 계량경제모형: 단계경제예측시스템”. 서울: 한국은행
4. 김영표·정문섭, 1989. “지가동향 예고지표 개발에 관한 기초연구”. 서울: 국토개발원
5. 박현주·정희남·박철·문경희. 2000. “토지시장의 구조변화 및 전망 연구”. 안양: 국토연구원.
6. 서승환·김갑성. 1999. “부동산 가격 행태 변화의 실증적 분석”. 주택연구 제 8권 (1): pp5-24.
7. 손정식·김관영·김용순. 2003. “부동산가격 예측모형에 관한 연구”. 주택연구 제 11권 (1): pp49-75.
8. 윤주현·김혜승. 2000. “주택시장의 경기동향 및 단기전망 연구”. 안양: 국토연구원.
9. 이충렬. 1999. “초단기 경제예측모형에 대한 연구”. 산은조사월보. 서울: 산업은행.
10. 이용만. 1998. “금융위기와 토지시장”. 토지연구 제9권(1). 분당: 한국토지공사.
11. 정희남·김창현. 1997. “거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향분석”. 안양: 국토연구원.
12. 채미옥. 1991. “지가동향 예고지표 개발을 위한 기초연구 (II)”. 서울: 국토개발연구원.
13. Akaike, H. 1969. "Fitting autoregressive models for Prediction". *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21: pp243-247.
14. Cheng B. S. 1996. "On the Relationship between Money and Inflation in the United States: Additional Evidence". *Applied Economics Letters* 3: pp549-552.
15. Harvey, D. L. Leybourne, S. J. and Newbold. P. 2001. "Innovational outlier unit root tests with an endogenously determined break in level". *Oxford Bulletin Economics and Statistics* 63(5): pp559-575.
16. Hsiao, C. 1981. "Autoregressive modeling and money income causality detection". *Journal of Monetary Economics* 7: pp85-106.
17. Granger, Clive W. J. 1988. "Some recent developments in a concept of causality". *Journal of Econometrics* 39: pp199-211.
18. Gonzalo, Jesus. 1994. "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships". *Journal of Econometrics* 60: pp203-233.
19. Gregory, A. W. and Hansen, B. E. 1996a. "Residual Based Tests for Cointegration in Modles with Regime Shifts". *Journal of Econometrics* 70(1): pp99-126.
20. _____, 1996b. "Practitioners Coner: Tests for Cointegration in Models with Regime and Trends Shifts". *Oxford Bulletin Economics and Statistics* 56(3): pp555-560.
21. Lee, J. "Money, Income and Dynamic Lag Pattern". 1997. *Southern Economic Journal* '64: pp97-103.
22. Miller, S. and Russek, F. S. 1990. "Cointegration, Error-correction Models: The Temporary causality between governments taxes and spending". *Southern Economic Journal* 57: pp221-229.
23. Thornton, D. L., and Batten D. S. 1985. "Lag-length Selection and Tests of Granger Causality between Money and Income". *Money, Credit and Banking* 17: pp164-178.
24. Zivot, E. and Andrews D. W. K. 1992. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3): pp251-280.

ABSTRACT

The Effects of Macroeconomic Fundamentals on Housing Market: Considering Structural Breaks

Byoung-Ky Chang

Sung-Hoon Sim

※ Keywords : causality, cointegration, housing price, interest rate, structural break,

The purpose of this study is to examine the relationship between housing price and the other economic variables in consideration of structural breaks during 1986-2004. To this end, data analysis was conducted through the methods such as Zivot and Andrews'(1992) unit root test and Gregory and Hansen's(1996a, b) cointegration test. We found the following empirical results. The relationship between housing price and interest rate has changed from positive to negative after structural break. In addition, the effect of economic growth on the housing price increased. This suggests that the market fundamentals play more important roles on determining of housing price in the long run. Further this finding gives some policy implications for the housing market. That is, the long-term housing policy to stabilize housing markets should be considered in accordance with the macroeconomic policy (including interest rate) as well as tax policy.